

ВОЗДЕЙСТВИЕ ИЗМЕНЕНИЙ В РОССИЙСКОМ ЗАКОНОДАТЕЛЬСТВЕ НА НЕФОРМАЛЬНУЮ ЗАНЯТОСТЬ

А. И. Водопьянова, Л. А. Леонова

Изучение неформальной занятости является актуальной задачей. В работе проведен анализ воздействия реформ подоходного налога, пенсионной системы и системы обязательного социального страхования, проведенных в 2000-х годах в России, на вероятность выбора индивидом неформального сектора занятости. С использованием репрезентативных данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ проводится эконометрическая оценка исследуемых взаимосвязей. Основным методом, используемым в работе, является разница в разностях (difference-in-differences). Воздействие реформ на вероятность выбора неформальной занятости оценено для каждой реформы в отдельности, и для группы воздействия, сформированной на основе совокупного воздействия реформ. Для проверки устойчивости результатов оценены спецификации модели с фиксированными эффектами и complementary log-log. В связи с возможными различными гендерными траекториями выбора сектора занятости последствия реформ оценены на подвыборках для мужчин и женщин в отдельности. Согласно полученным результатам только изменение системы взимания подоходного налога способствовало сокращению неформальной занятости. Перекрестный эффект воздействия реформ незначим, то есть проведенные реформы в совокупности не снижают для индивида вероятность выбора неформальной занятости.

Неформальный сектор экономики включает в себя как производство малых предприятий, управляемых семьей или отдельными лицами, так и работу по найму без заключения официального трудового соглашения. Иными словами, неформальная занятость гетерогенна по своему составу. Она находится вне государственного контроля и регулирования, на работников, занятых в неформальном секторе, не распространяется действие институтов (пенсионной системы, системы социального страхования) и их доходы не попадают под контроль налоговых органов. Государство может воздействовать на неформальный сектор экономики опосредованно через законодательство, как ужесточая ответственность за неформальную экономическую деятельность, так и создавая стимулы для работы в формальном секторе экономики.

В 2001–2002 гг. в России стартовали масштабные реформы налоговой и пенсионной систем. Снижение совокупного налогового бремени для некоторых групп населения и переход от распределительной пенсионной системы к распределительно-накопительной имели потенциал создать благоприятные экономические условия для перехода граждан из неформального сектора экономики в формальный. Однако наличие подобного эффекта воздействия реформ на неформальную занятость, который анализируется в работе, возможно при условии, что работа в неформальном секторе — результат добровольного выбора, основанного на подсчете экономических выгод и издержек, а не вынужденное состояние, как

следствие бедности и невозможности найти работу в формальном секторе экономики.

Необходимо отметить, что потенциальный эффект от реформ может распространяться только на определенные категории граждан, выделенные особым образом в соответствии с текстом законов. Это предоставляет возможность применить подход «*treatment effects*» для выявления эффекта от законодательного изменения экономических условий, в частности, метод разности разностей (*difference-in-differences*) на данных RLMS-HSE.

Переходу от прогрессивной к плоской шкале налогообложения в России и его влиянию на различные аспекты экономической деятельности посвящены научные исследования ряда авторов [8, с. 53; 10; 11]. Непосредственное воздействие данной реформы на неформальную занятость было проанализировано в работе Ф. Слонимчика 2012 г., согласно которой переход к плоской шкале способствовал значительному сокращению неформально занятых работников по найму и занятых нерегулярной экономической деятельностью. Однако параллельно с реформой НДФЛ в России проводились не менее важные реформы, которые также могли оказать воздействие на неформальный сектор экономики, что и предполагается изучить в данной работе.

В рамках исследования неформальной занятости важную роль играет выбор подхода к дефиниции групп работников, относящихся к объекту исследования.

Согласно формальному определению данного феномена в СНС-93 (система националь-

ных счетов 1993 г.) производство неформального сектора — это виды производственной деятельности, осуществляемые теми некорпорированными предприятиями в секторе домашних хозяйств, которые не зарегистрированы и/или размер которых по количеству занятых меньше определенного порогового значения, и которые имеют какое-либо рыночное производство. Госкомстат России дал следующее определение единицам неформального сектора: «Предприятиями неформального сектора считаются предприятия домашних хозяйств, или некорпоративные предприятия, принадлежащие домашним хозяйствам, которые осуществляют производство товаров и услуг для реализации на рынке и не имеют правового статуса юридического лица»¹. Таким образом, к неформальной занятости не относится нелегальная деятельность, например контрабанда или торговля наркотиками. При этом если главный критерий по Госкомстату — это отсутствие государственной регистрации, то по СНС-93 добавляется критерий размера предприятия, как правило, пороговое значение количества работающих предприятий 5 человек, ниже которого предприятия признаются как действующие в неформальном секторе экономики.

Эволюция взглядов исследователей на неформальную экономику описана в работе С.Ю. Барсуковой [1]. Зачастую подход к выделению работников, находящихся в статусе неформально занятых, зависит от используемых данных. Существует исследование Х. Леманна и А. Зайцевой, проведенное на данных RLMS-HSE, обобщающее подходы к выделению группы неформально занятых работников [12, р. 38]. В результате авторы исследования показывают, что доля неформально занятых варьируется в зависимости от способа их определения.

При этом сравниваются такие подходы к определению, как:

— работающие по найму без заключения официального трудового соглашения на основной работе;

— работающие по найму без заключения трудового соглашения на основной и дополнительной работе и самозанятые, определенные как осуществляющие предпринимательскую деятельность, являющиеся собственниками предприятия или индивидуальными предпри-

нимателями, которые работают за свой счет, привлекая или не привлекая работников по найму, но не на предприятии и не в организации;

— работники по найму без заключения официального трудового соглашения и не работающие на предприятии/ в организации на основной и дополнительной работе;

— работники по найму без заключения официального трудового соглашения и не работающие на предприятии/ в организации на основной и дополнительной работе и занимающиеся неофициальной подработкой;

— количество занятых на предприятии/в организации меньше 5 человек;

— работники, с зарплаты которых (или с ее части) не уплачиваются налоги;

— работники, которые лишены на основной и дополнительной работе оплачиваемых отпусков, больничных и отпусков по уходу за ребенком.

Неформальная занятость выделяется среди прочих форм нестандартной занятости как включающая в себя занятых индивидуальным предпринимательством, занятых по найму у физических лиц, занятых в домашних хозяйствах и занятых в формальном секторе по устной договоренности [3].

Чаще неформальная занятость является временным выбором на рынке труда [2]. В.Е. Гимпельсон и Р.И. Капелюшников, на основании кросс-секционных данных RLMS-HSE за 2009 г., приводят следующий портрет неформально занятого по найму в сравнении с формально занятым: неформалы моложе, уровень образования у них ниже, сосредоточены в строительстве и сфере услуг, при этом заработки среднего индивида, работающего по найму в неформальном секторе, ниже и сопряжены со штрафом в 16 % [5].

Подробный анализ эффекта, оказанного налоговой реформой на неформальную занятость, представлен в работе Ф. Слонимчика [15]. В своей статье автор показывает, что сокращение налогового бремени привело к тому, что многие индивиды решили покинуть неформальный сектор. Эффект снижения неформально занятых индивидов среди работников по найму составил в среднем 2,5 %, а среди занятых нерегулярной экономической деятельностью — 4 %, причем чем выше уровень заработка индивида, тем эффект сильнее. Данные результаты проверены на устойчивость рядом спецификаций.

К вопросу о воздействии российской налоговой реформы на различные экономические

¹ Об утверждении методологических положений по измерению занятости в неформальном секторе экономики: Постановление Государственного Комитета Российской Федерации по статистике от 25 октября 2001 г. // Методологические положения по статистике. 2001. № 76.

аспекты обращался ряд исследователей, в том числе Ю. Городниченко, Х. Мартинез-Васкез и К. Сабирьянова [10]. Авторы утверждают, что налоговая реформа способствовала добровольному сокращению объемов уклонения от налогов. Роль изменения налогового администрирования при этом минимальна.

Несмотря на определенный интерес со стороны исследователей к анализу воздействия налоговой реформы на рынок труда, многие аспекты масштабного реформирования российского законодательства остаются в тени исследований.

Основной аспект налоговой реформы 2001 г. состоял в переходе от прогрессивной шкалы налогообложения к плоской с единой ставкой НДФЛ 13 %. Новая система налогообложения доходов физических лиц закреплена в статье 224 главы 23 «Налог на доходы физических лиц» раздела VIII «Федеральные налоги» Части второй действующего Налогового кодекса РФ. До проведения реформы действовали следующие ставки налога: 12 % для граждан с годовым доходом до 50000 руб., 20 % — с доходом от 50000 до 150000 руб. и 30 % — с доходом свыше 150000 руб.

Налоговое бремя было также снижено за счет снижения максимальной ставки социального взноса с фонда заработной платы — с 38,5 до 35,6 %. До 2001 г. обязательные взносы, составляющие 38,5 % в совокупности, отчислялись в разные внебюджетные социальные фонды. В 2001 г. был принят Федеральный закон № 110-ФЗ, который заменил отчисления единым социальным налогом (ЕСН) с регрессивной шкалой налогообложения. Для граждан с годовым доходом до 100000 руб. ставка ЕСН составила 35,6 %, с доходом от 100001 до 300000 руб. — 20 %, с доходом от 300001 до 600000 руб. — 10 %, свыше 600000 руб. — 2 %.

В дальнейшем система социальных взносов неоднократно претерпевала изменения. В 2005 г. шкала налогообложения ЕСН была изменена, а максимальная ставка снижена до 26 %. В 2010 г. ЕСН был отменен, вместо него восстановили отдельные отчисления в социальные фонды. Была установлена максимальная база для начисления социальных взносов, составившая на тот момент 415000 руб. и регулярно повышающаяся в последующие годы.

С 2002 г. началось поэтапное реформирование пенсионной системы, основной целью которого был переход от распределительной системы, при которой на выплату пенсии шли страховые отчисления работающих граждан, к распределительно-накопительной путем

введения накопительного элемента и разделения взносов на индивидуальных счетах на добровольные и обязательные. Согласно Федеральному закону от 17.12.2001 № 173-ФЗ «О трудовых пенсиях в Российской Федерации» реформа распространяется только на граждан моложе 1967 г. рождения, то есть на тех, кто еще работал на момент вступления закона в силу.

Трудовая пенсия была разделена на три элемента: базовый, страховой и накопительный. Базовый элемент имеет фиксированный размер, который гарантируется государством и подлежит ежегодной индексации. На формирование базового элемента идет 6 % от ЕСН (действующего на тот момент). Страховая часть пенсии формируется за счет 10 % от ЕСН и зависит от расчетного пенсионного капитала, то есть от общей суммы страховых взносов и других поступлений в ПФ РФ за застрахованное лицо в денежном выражении. Накопительный элемент состоит из взносов (4 % от ЕСН) и инвестиционного дохода, который можно получить, оставив взносы в Пенсионном фонде Российской Федерации (ПФ РФ) или переведя их в негосударственные пенсионные фонды (НПФ).

В 2008 г. поступления от ЕСН были перераспределены: на формирование страховой части было выделено 8 %, а на формирование накопительной части — 6 %. На следующем этапе пенсионной реформы, в 2010–2012 гг., базовый и страховой элемент слились в один.

Заключительный этап реформы состоял в предоставлении гражданам возможности отказаться от накопительного элемента, то есть получения инвестиционного дохода, и формировать пенсию только за счет страхового элемента, который составил бы 16 % от страховых взносов. При этом формула расчета страхового элемента значительно усложнилась, в нее введены индивидуальный пенсионный коэффициент и стоимость индивидуального коэффициента.

Создание мотивов для декларации своих заработков путем привязки к ним размера пенсии может способствовать решению работников о переходе к официальной занятости.

Следуя Ф. Слонимчику, для оценки воздействия реформ на неформальную занятость мы использовали подход разности разностей. Метод разности разностей, или *difference-in-differences (DID)*, часто используется при количественной оценке эффекта воздействия, в частности законодательных изменений [7; 9; 13]. Например, с помощью метода двойной разности разностей оценивается отдача от до-

полнительного профессионального обучения работников [6]. В простейшем виде данный метод сводится к следующему. Существует некий показатель для двух групп (контрольной группы и группы воздействия) в двух периодах (до и после некоего изменения, допустим, некоторой «реформы»). Находящиеся в контрольной группе не подвергались воздействию ни в первом, ни во втором периоде, а представители группы воздействия были подвержены ему только во втором периоде, причем состав групп до и после реформ один и тот же. Тогда сам эффект воздействия можно определить как разность между изменением исследуемого показателя в группе воздействия и его изменением в контрольной группе. При этом данный метод позволяет убрать смещение, которое возникает вследствие межгрупповых различий и изменения показателя во времени. Отметим также, что оценка по данному методу будет несмещенной только в случае соблюдения условия параллельности трендов, то есть если бы воздействие отсутствовало, изменение исследуемого показателя было бы одинаковым и для контрольной группы, и для группы воздействия.

Остановимся на математическом представлении данного метода. Подробное описание метода *DiD* приведено в статье П.А. Пухани [14, р. 7]. Допустим, T — фиктивная переменная, отвечающая за период (0 — период до воздействия, 1 — после), G — фиктивная переменная, отвечающая за группу (0 — контрольная, 1 — группа воздействия), X — набор контрольных переменных, Y_1 — значение результирующей переменной при наличии воздействия, Y_0 — значение переменной при его отсутствии. Тогда эффект воздействия определяется как:

$$\mu(T = 1; G = 1) = E[Y_1 | T = 1; G = 1; X] - E[Y_0 | T = 1; G = 1; X]. \quad (1)$$

Индикатор воздействия, показывающий, было воздействие или нет (то есть равный 1, если $T = 1$ и $G = 1$, и равный 0 в любом ином случае), будет вычислен следующим образом:

$$I = 1[T = 1; G = 1] = T \times G. \quad (2)$$

Тогда общий исход Y можно записать как:

$$Y = I \times Y_1 + (1 - I) Y_0 \quad (3)$$

Условное математическое ожидание Y_0 вычисляется по следующей формуле, где временной эффект α не меняется для групп, а межгрупповой эффект β не меняется в течение периода:

$$E[Y_0 | T; G; X] = \alpha T + \beta G + X\theta. \quad (4)$$

Условное математическое ожидание Y_1 , при условии $T = 1$ и $G = 1$, учитывая формулу (1), равно:

$$E[Y_1 | T = 1; G = 1; X] = \mu(T = 1; G = 1) + E[Y_0 | T = 1; G = 1; X] = \alpha + \beta + \mu + X\theta. \quad (5)$$

Причем, если исход, моделируемый как $E[Y_1 | T = 1; G = 1; X]$ наблюдаем, то $E[Y_0 | T = 1; G = 1; X]$ ненаблюдаем. Общий исход выражается с учетом формулы (3), как:

$$E[Y | T; G; X] = T \times G[\mu + \alpha T + \beta G + X\theta] + (1 - T \times G)[\alpha T + \beta G + X\theta] = \alpha T + \beta G + \mu T \times G + X\theta. \quad (6)$$

Если рассматривать нелинейные модели, например *logit*, то уравнения (4) и (5) переписываются с учетом функции логистического распределения:

$$E[Y_0 | T; G; X] = \Lambda(\alpha T + \beta G + X\theta), \quad (7)$$

$$E[Y_1 | T = 1; G = 1; X] = \Lambda(\alpha + \beta + \delta + X\theta). \quad (8)$$

Эффект воздействия в *logit*-модели разности разностей имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} \mu(T = 1; G = 1) &= E[Y_1 | T = 1; G = 1; X] - \\ &- E[Y_0 | T = 1; G = 1; X] = \Lambda(\alpha + \beta + \delta + X\theta) - \\ &- \Lambda(\alpha + \beta + X\theta). \end{aligned} \quad (9)$$

При применении метода *DiD* необходимо учитывать два важных аспекта. Во-первых, различия в исследуемом показателе до момента оказания воздействия не должны оказывать влияние на вероятность самого воздействия. Иными словами, вероятность того, что на индивида оказала влияние проведенная реформа, не должна зависеть от первоначального статуса формального или неформального работника. Во-вторых, средние значения зависимой переменной, вычисленные для обеих групп, не должны сильно различаться между собой, иначе на оценки начинает влиять функциональная форма уравнения.

В качестве детерминант выбора сектора занятости (формальный или неформальный) рассмотрены проведенные реформы (реформы НДФЛ, социальных взносов и пенсионной системы) при контроле индивидуальных социально-демографических характеристик (пол, возраст, образование, семейный статус, регион, тип поселения, профессия, отрасль, национальность). Разделение респондентов по группам следующее.

Реформа НДФЛ: в контрольной группе респонденты с годовым доходом менее 50 000 руб., в группе воздействия — с доходом более 50 000 руб. Введение ЕСН: в контрольной группе респонденты с годовым доходом менее 100 000 руб., в группе воздействия — с доходом

Таблица 1

Характеристика выборки

Характеристики респондентов		Показатель, %
Средний возраст, лет		36
Доли респондентов определенного пола, %	мужчины	54,38
	женщины	45,62
Доли респондентов по семейному положению, %	в браке	41,24
	не в браке	58,76
Доли проживающих в определенном населенном пункте, %	центр	55,45
	город	23,37
	село	21,18
Доли получивших определенный тип образования, %	среднее общее	36,52
	среднее профессиональное	43,65
	высшее	19,83
Доли респондентов, относящихся к определенной профессиональной группе, %	военнослужащие	0,00
	руководители	1,07
	специалисты высшего уровня	3,15
	специалисты среднего уровня	10,62
	офисные служащие	2,47
	работники сферы торговли и услуг	22,75
	с/х рабочие	0,39
	квалифицированные рабочие, занятые ручным трудом	20,62
	квалифицированные рабочие, использующие машины и механизмы	14,04
Доли проживающих в определенном регионе, %	неквалифицированные рабочие	24,89
	Санкт-Петербург, Москва	18,04
	север	8,43
	Поволжье	25,56
	юг	10,57
	восток	37,40

более 100 000 руб. Пенсионная реформа: в контрольной группе респонденты старше 1967 г. рождения, в группе воздействия — моложе 1967 г.

Подобное разделение обусловлено тем, что с устранением прогрессивной шкалы НДФЛ ставка налога для людей, чей доход составлял менее 50 000 руб. в год, увеличилась только на 1 процентный пункт (с 12 до 13 %), а для людей с большим доходом она снизилась на 7–17 процентных пунктов. В рамках пенсионной реформы деление происходило исходя из прописанного в законе возрастного ценза граждан.

Для исследования вопроса о неформальной занятости были использованы данные панельного обследования, репрезентативно представляющего взрослое население России — Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE)¹. В данной работе анализ прове-

ден с использованием 8–18 волн RLMS-HSE, что соответствует временному интервалу с 1998 по 2009 гг. Выбор данного временного промежутка обусловлен элиминированием неотделимых эффектов реформ, так как начиная с 2010 г. в России ежегодно происходили дополнительные изменения в законодательстве, непосредственно касающиеся исследуемых реформ. Характеристики сформированной выборки представлены в таблице 1.

Сформированная выборка включает в себя в основном граждан среднего возраста, в равной степени обоих полов и семейных статусов. Работники по найму в основном проживают в областных центрах Поволжья и на востоке России и имеют среднее профессиональное образование или только школьное образование, граждан с высшим образованием среди них относительно мало. Относительно профессиональной деятельности можно заметить, что

¹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при уча-

стии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. (Сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rllms> и <http://www.hse.ru/rllms>).

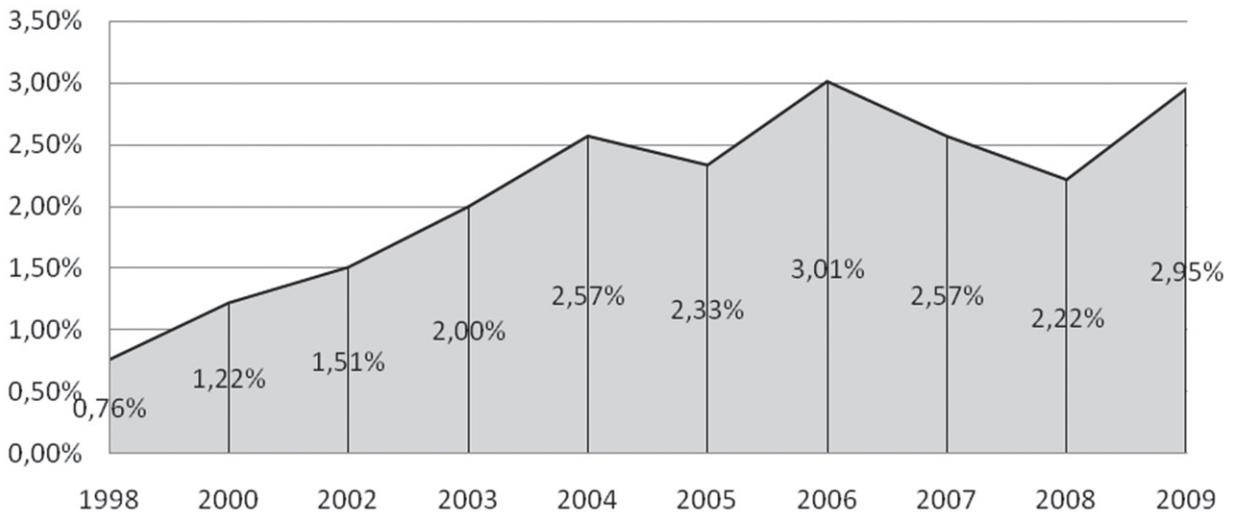


Рис. Динамика доли неформально занятых работников по найму в общем количестве занятых, %

работники неформального сектора в основном заняты в сфере торговли и услуг или в производстве (квалифицированные и неквалифицированные рабочие).

Динамика доли неформально занятых работников по найму показывает устойчивый рост неформальной занятости в России с 1998 до 2004 г. и значительные флуктуации после 2004 г. (рис.). Анализ динамики неформальной занятости не позволяет определить, чем именно обусловлена смена устойчивого роста доли неформальной занятости активными флуктуациями, это может быть как следствие реформ с определенным лагом, так и влияние других экономических факторов. Наблюдаемая динамика доли неформально занятых по найму имеет схожие тенденции с динамикой уровня занятости в неформальном секторе на основной работе за 1999–2009 гг. по данным Росстата, приведенной в работе В.Е. Гимпельсона и А.А. Зудиной [4].

В данной работе предполагается выявить и количественно оценить не только эффекты от трех законодательных изменений — перехода к плоской шкале налогообложения доходов физических лиц, введения ЕСН и накопительного пенсионного элемента, но и их совокупный эффект воздействия на неформальную занятость. В силу того, что с 2010 г. почти ежегодно внедрялись нововведения относительно социальных взносов и пенсионной системы, выборка ограничена 2009 г. Таким образом, мы ограничиваем влияние различных модификаций в системе на общий результат, учитывая только наиболее существенные законодательные изменения. Выбранный временной период захватывает изменение системы социальных взносов и в 2001 г., и в 2005 г., но в работе ана-

лизируется только первый этап реформы, так как он был наиболее существенным для граждан, поддерживал реформу НДФЛ, дополнительно снижая налоговое бремя.

Принимая во внимание панельный характер данных, в первую очередь оценка эффектов воздействия проводилась с помощью модели с фиксированными эффектами. Оценка с фиксированными эффектами предпочтительней, так как в случае корреляции индивидуальных эффектов и объясняющих параметров подход случайных эффектов приводит к несостоятельным оценкам. Учитывая несостоятельность оценок пробит-моделей с фиксированными эффектами, применена логит-модель с фиксированными эффектами. Результаты отражены в таблице 2, спецификация 1.

Часть контролируемых переменных (пол, тип населенного пункта, регион проживания) исключаются при оценке модели с фиксированными эффектами, так как данные социально-демографические характеристики не меняются во времени. Обнаружено значимое снижение вероятности выбора неформальной занятости при принадлежности к специалистам высшего уровня квалификации и увеличение вероятности неформальной занятости для работников, относящихся к квалифицированному занятию ручным трудом и неквалифицированной работой. Результаты оценки, представленные в таблице 2, свидетельствуют о том, что значимое влияние на снижение неформальной занятости оказали реформа НДФЛ и пенсионная реформа: переход к плоской шкале налогообложения и распределительно-накопительной пенсионной системе способствовал снижению неформальной занятости на 10 %-ном уровне значимости. Однако

Оценка эффекта воздействия реформ

Переменные	Изменение подоходного налога		Изменение социальных налогов		Изменение пенсионной системы		Совокупность реформ	
	Спец. 1	Спец. 2	Спец. 1	Спец. 2	Спец. 1	Спец. 2	Спец. 1	Спец. 2
Возраст	0.031	-0.025***	0.031	-0.025***	0.039	-0.018***	0.049	-0.018***
	(0.025)	(0.002)	(0.025)	(0.002)	(0.023)	(0.004)	(0.027)	(0.004)
Пол	—	0.166**	—	0.149**	—	0.177**	—	0.151**
	—	(0.056)	—	(0.056)	—	(0.055)	—	(0.056)
Семейное положение	-0.122	-0.496***	-0.119	-0.497***	-0.023	-0.496***	-0.038	-0.495***
	(0.187)	(0.052)	(0.187)	(0.052)	(0.188)	(0.052)	(0.188)	(0.052)
Город	—	-0.400***	—	-0.398***	—	-0.402***	—	-0.408***
	—	(0.064)	—	(0.064)	—	(0.064)	—	(0.064)
Село	—	-0.546***	—	-0.544***	—	-0.548***	—	-0.550***
	—	(0.068)	—	(0.068)	—	(0.068)	—	(0.069)
Среднее профессиональное образование	-0.167	-0.283***	-0.165	-0.284***	-0.170	-0.283***	-0.173	-0.285***
	(0.159)	(0.054)	(0.159)	(0.054)	(0.159)	(0.054)	(0.159)	(0.054)
Высшее образование	0.021	-0.372***	0.018	-0.385***	0.068	-0.373***	0.068	-0.392***
	(0.276)	(0.075)	(0.276)	(0.075)	(0.277)	(0.075)	(0.277)	(0.075)
Специалисты высшего уровня	-1.038**	-1.413***	-1.037**	-1.437***	-0.991**	-1.418***	-0.988**	-1.444***
	(0.360)	(0.171)	(0.360)	(0.171)	(0.359)	(0.170)	(0.360)	(0.171)
Специалисты среднего уровня	-0.087	-0.234*	-0.080	-0.262*	-0.155	-0.238*	-0.150	-0.268*
	(0.209)	(0.114)	(0.209)	(0.114)	(0.210)	(0.113)	(0.211)	(0.114)
Офисные служащие	-0.057	-0.554**	-0.056	-0.576***	-0.088	-0.554**	-0.087	-0.579***
	(0.307)	(0.174)	(0.307)	(0.174)	(0.307)	(0.174)	(0.308)	(0.174)
Работники сферы торговли и услуг	0.479*	1.169***	0.481*	1.149***	0.445*	1.164***	0.439*	1.143***
	(0.201)	(0.097)	(0.201)	(0.097)	(0.201)	(0.097)	(0.202)	(0.098)
С/х рабочие	1.875	0.620	1.893	0.602	1.874	0.622	1.844	0.601
	(1.298)	(0.418)	(1.294)	(0.418)	(1.298)	(0.418)	(1.307)	(0.418)
Квалифицированные рабочие, занятые ручным трудом	0.751***	0.714***	0.744***	0.692***	0.709***	0.720***	0.715***	0.693***
	(0.190)	(0.099)	(0.189)	(0.098)	(0.190)	(0.098)	(0.190)	(0.099)
Квалифицированные рабочие, использующие машины	0.027	0.123	0.027	0.102	0.028	0.123	0.029	0.098
	(0.196)	(0.106)	(0.196)	(0.106)	(0.197)	(0.105)	(0.197)	(0.106)
Неквалифицированные рабочие	0.702***	1.077***	0.697***	1.066***	0.655***	1.068***	0.648***	1.056***
	(0.182)	(0.094)	(0.182)	(0.094)	(0.182)	(0.094)	(0.183)	(0.094)
Север	—	-0.430***	—	-0.413***	—	-0.437***	—	-0.415***
	—	(0.104)	—	(0.104)	—	(0.103)	—	(0.104)
Поволжье	—	-0.208**	—	-0.182*	—	-0.226**	—	-0.184*
	—	(0.077)	—	(0.077)	—	(0.076)	—	(0.078)
Юг	—	-0.278**	—	-0.252*	—	-0.292**	—	-0.249*
	—	(0.104)	—	(0.104)	—	(0.104)	—	(0.104)
Восток	—	-0.064	—	-0.036	—	-0.075	—	-0.036
	—	(0.077)	—	(0.077)	—	(0.076)	—	(0.077)
Группа по подоходному налогу (1)	0.982*	0.570*	—	—	—	—	1.281	0.951**
	(0.472)	(0.229)	—	—	—	—	(0.984)	(0.367)
Группа по социальному налогу (2)	—	—	0.901	0.914***	—	—	-0.133	0.431*
	—	—	(0.526)	(0.097)	—	—	(1.186)	(0.194)

Группа по пенсионному возрасту (3)	—	—	—	—	16.549	0.502**	17.481	-0.971
	—	—	—	—	(593.736)	(0.185)	(840.438)	(0.620)
Период (2001)	1.026***	0.986***	0.979***	0.380	—	—	—	1.063***
	(0.227)	(0.104)	(0.226)	(0.274)	—	—	—	(0.142)
Период (2002)	—	—	—	—	1.159***	1.051***	-0.860*	0.000
	—	—	—	—	(0.270)	(0.130)	(0.426)	(.)
Группа (1) × период (2001) — эффект воздействия реформы подоходного налога	-1.036*	-0.509*	—	—	—	—	-1.334	-1.015**
	(0.488)	(0.236)	—	—	—	—	(0.991)	(0.373)
Группа (2) × период (2001) — эффект воздействия реформы социальных взносов	—	—	-0.958	-0.198	—	—	0.076	1.162
	—	—	(0.537)	(0.279)	—	—	(1.198)	(0.627)
Группа (3) × период (2002) — эффект воздействия пенсионной реформы	—	—	—	—	-0.806*	-0.287	-0.860*	-0.242
	—	—	—	—	(0.347)	(0.178)	(0.426)	(0.192)
Группа (1) × группа (2) × группа (3)	—	—	—	—	—	—	-0.543	0.645
	—	—	—	—	—	—	(1.057)	(0.611)
Общий эффект воздействия	—	—	—	—	—	—	0.564	-0.614
	—	—	—	—	—	—	(1.081)	(0.620)
Константа	—	-2.404***	—	-2.372***	—	-2.822***	—	-2.858***
	—	(0.163)	—	(0.161)	—	(0.227)	—	(0.232)
<i>Статистика</i>								
Количество наблюдений	3205	34028	3205	34028	3205	34028	3205	34028
<i>LogLikelihood</i>	-1082.84	—	-1078.76	—	-1083.44	—	-1076.47	—
Chi-квадрат	110	1718.593	118.17	1725.470	108.82	1721.611	122.74	1741,594

Примечания. В скобках указаны значения стандартных ошибок. Обозначения: * — значимость коэффициента на 10 % уровне, ** — на 5 % уровне, *** — на 1 % уровне.

в совокупности реформы не оказали влияния на неформальную занятость, так как коэффициент при переменной, отвечающей за общий эффект воздействия, незначимо отличается от нуля. Таким образом, при попадании респондента под все три реформы вероятность его принадлежности к неформальному сектору не меняется.

С точки зрения знаков коэффициентов полученные результаты подтверждаются результатами оценки с помощью метода *complementary log-log* (таблица 2, спецификация 2), которая использовалась для проверки устойчивости построенной модели и учета особенности зависимой переменной, которая заключается в том, что ее значения не сбалансированы, то есть количество нулей сильно превышает количество единиц. Согласно полученным результатам только изменение системы взима-

ния подоходного налога способствовало сокращению неформальной занятости на 10 %-ном уровне значимости. Установление новой системы расчета пенсий не создало достаточных стимулов для перехода работников по найму из неформального сектора в формальный. Перекрестный эффект воздействия реформ также незначим.

Рынку труда свойственна неоднородность по гендерному признаку. Средние значения переменной, отвечающей за пол респондентов, значимо различаются в сформированных группах. Исходя из этого, эффекты воздействия были проанализированы с учетом гендерных особенностей. Результаты оценки эффектов отдельно для мужчин и женщин (таблица 3) говорят о том, что выявленный эффект воздействия от снижения подоходного налога получен вследствие поведенческого отклика на

Таблица 3

Отдельная оценка для мужчин и женщин (*complementary log-log*)

Переменная	Изменение подоходного налога	Изменение социальных налогов	Изменение пенсионной системы	Совместное влияние реформ
<i>Женщины</i>				
Группа	0.858*	0.590	0.478	-0.370
	(0.343)	(0.400)	(0.263)	(0.807)
Период	0.886***	0.791***	0.841***	0.959***
	(0.143)	(0.136)	(0.176)	(0.193)
Группа × период – эффект воздействия	-0.878*	-0.445	-0.231	0.334
	(0.352)	(0.408)	(0.253)	(0.823)
<i>Мужчины</i>				
Группа	0.393	0.206	0.649*	1.607
	(0.309)	(0.377)	(0.264)	(1.100)
Период	1.012***	0.993***	1.238***	1.139***
	(0.153)	(0.138)	(0.193)	(0.211)
Группа × период – эффект воздействия	-0.239	-0.013	-0.417	-1.546
	(0.320)	(0.383)	(0.253)	(1.109)

реформы исключительно со стороны женщин. В терминах предельных эффектов переход к 13 %-ной ставке НДФЛ привел к снижению доли неформально занятых женщин на 3,65 %, в то время как на мужчин подобные изменения в законодательстве никак не повлияли.

Проведенное исследование во многих аспектах может получить развитие. В дальнейшем возможно углубление исследования путем включения в анализ не только основного места работы, но и нерегулярной занятости, разделения работников по найму на добровольно и вынужденно работающих в неформальном секторе, учета индивидов без работы.

Заключение

В данной работе была предпринята попытка ответить на вопрос, действительно ли реформа налогообложения доходов, новая система обязательных социальных отчислений вместе с новой пенсионной системой создали достаточные стимулы для сокращения неформальной занятости. Устойчивым к различным модельным модификациям оказался эффект воздействия реформы НДФЛ. Согласно полученным результатам налоговая реформа способствовала сокращению неформальности среди работников по найму, причем выявленный эффект обусловлен поведенческим откликом женщин на рынке труда. Ожидаемое воздействие остальных изменений на выбор не-

формальной занятости не подтвердилось как на отдельных, так и на общей выборке.

Подобные результаты обусловлены рядом проблем: неучтенным влиянием реформ, которые осуществлялись параллельно с исследуемыми; особенностью незарегистрированных контрактов, когда неформально занятые предпочитают скрывать информацию о себе при анкетировании. Кроме того, исследуемые законодательные изменения нацелены не только на сокращение, например, работников по найму, работающих без официального трудового договора, но также и на сокращение «серой» заработной платы, которую получают официально устроенные работники организаций, но по имеющимся в распоряжении данным идентифицировать последних не представляется возможным. При этом ключевым фактором, на наш взгляд, является то, что «правила игры» в отношении налоговой и пенсионной систем в России после введения реформ часто менялись. В 2005 г. шкала налогообложения социальных взносов уже была немного видоизменена, с начала внедрения новой пенсионной системы год рождения людей, которые попадали под реформу, тоже менялся. Возможно, это ощущение неопределенности повлияло на то, что люди не стремятся к регистрации своего трудового контракта, потому что все равно велика неопределенность последующих изменений.

Список источников

1. Барсукова С. Ю. Неформальная экономика: понятие, история изучения, исследовательские подходы // Социологические исследования. — 2012. — № 2. — С. 31–39.
2. Варшавская Е. Я., Донова И. В. Занятость в неформальном секторе как феномен современного рынка труда // Вестник Кузбасского государственного технического университета. — 2006. — № 3. — С. 123–128.

3. Вишневская Н. Т., Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. Нестандартная занятость и российский рынок труда // Нестандартная занятость в российской экономике / Под общ. ред.: Р. И. Капелюшников, В. Е. Гимпельсон. — М.: Издательский дом ГУ-ВШЭ, 2006. — Гл. 1. — С. 15–59.
4. Гимпельсон В. Е., Зудина А. А. «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они? // Вопросы экономики. — 2011. — № 10. — С. 53–76.
5. Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. Нормально ли быть неформальным? // Экономический журнал Высшей школы экономики. — 2013. — Т. 17. № 1. — С. 3–40.
6. Травкин П. В. Оценка отдачи от дополнительного профессионального обучения российских работников: подход с учетом влияния способностей на заработную плату // Прикладная эконометрика. — 2014. — № 33(1). — С. 51–70.
7. *Voccanfuso D., Larouche A., Trandafir M.* Quality of Higher Education and the Labor Market in Developing Countries: Evidence from an Education Reform in Senegal // *World Development*. — 2015. — Vol. 74. — P. 412–424.
8. *Duncan D., Sabirianova Peter K.* Does Labor Supply Respond to a Flat Tax? Evidence from the Russian Tax Reform // *IZA Discussion Paper*. — 2009. — № 4257.
9. *Encina J.* Pension Reform in Chile: A Difference in Difference Matching Estimation // *Estudios de Economía*. — 2013. — Vol. 40. No1. — P. 81–95.
10. *Gorodnichenko Y., Martinez-Vazquez J., Sabirianova Peter K.* Myth and Reality of Flat Tax Reform: Micro Estimates of Tax Evasion Response and Welfare Effects in Russia // *Journal of Political Economy*. — 2009. — No 117(3). — P. 504–554.
11. *Ivanova A., Keen M., Klemm A.* The Russian 'Flat Tax' Reform // *Economic Policy*. — 2005. — No 20(43). — P. 397–444.
12. *Lehmann H., Zaiceva A.* Re-defining informal employment and measuring its determinants: evidence from Russia // *Preprints. NRU HSE. Series WP3 Labour Markets in Transition*. — 2013. — No WP3/2013/08.
13. *Monheit A., Steinberg Schone B.* How has small group market reform affected employee health insurance coverage? // *Journal of Public Economics*. — 2004. — Vol. 88, Issues 1–2. — P. 237–254.
14. *Puhani P.A.* The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Nonlinear “Difference-in-Differences” Models // *IZA Discussion Paper*. — 2008. — No 3478.
15. *Slonimczyk F.* The Effect of Taxation on Informal Employment: Evidence from the Russian Flat Tax Reform // *Research in Labor Economics*. — 2012. — No 34. — P. 55–99.

УДК 331.552

Ключевые слова: неформальная занятость, налоговая реформа, реформа пенсионной системы, разница в различиях