

ВЛИЯНИЕ НЕФОРМАЛЬНОЙ ЗАНЯТОСТИ НА ОБЪЕМ СОБИРАЕМЫХ НАЛОГОВ В РОССИЙСКИХ РЕГИОНАХ

А. С. Баринев

Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия

В настоящее время в России неформальный сектор имеет важное значение для экономики. Каждый пятый занятый работает в обход официального трудоустройства, что влечет за собой определенные потери для бюджета страны. Исходя из этого в статье вслед за эмпирическими исследованиями, выполненными на выборках стран, предпринята попытка на региональных данных по России идентифицировать связь между неформальной занятостью и объемом собираемых налогов и иных платежей в консолидированный бюджет страны. С использованием перекрестных данных по выборке из 83 российских регионов за период 2010—2017 гг. удалось установить с помощью регрессионного анализа статистически значимую отрицательную связь между неформальным сектором и собираемостью налогов. Показано, что легализация неформальной занятости представляет внушительный резерв с точки зрения дополнительного источника доходной части бюджета страны.

Ключевые слова: *теневая экономика, налоги, неформальный сектор, неформальная экономика.*

Изначально изучение неформальной занятости началось во второй половине прошлого века. Тогда эта новая предметная область вызвала широкий резонанс в научном сообществе и наряду с ней появился огромный интерес к изучению проблем, связанных с теневой деятельностью¹. Как известно, теневая экономика — сложный и многогранный объект для научных исследований по той причине, что его формы проявления достаточно многообразны и носят скрытый характер.

Неформальность на рынке труда является одной из множества таких форм, которые на сегодняшний день стали неотъемлемыми элементами российской экономики. Об этом говорит тот факт, что в последнее десятилетие фиксируется рост численности неформально занятых, а, согласно данным Росстата, *каждый пятый российский работник трудится в обход формальных правил*. Это свидетельствует о том, что работодатель и работник все чаще предпочитают не оформлять трудовые отношения официально, а значит, происходит процесс деформализации рынка труда, способный привести к ряду негативных последствий: *выпадение части собираемых налогов из бюджета, замедление темпов экономического развития страны*. Такое становится возможным по причине того, что для ненаблюдаемой экономики характерны: низкая капиталоемкость, использование устарелых

технологий производства, ограниченный доступ к внешнему финансированию, низкая инвестиционная и инновационная активность [3; 7; 17]. В этой связи логично ожидать возникновения ряда проблем, среди которых можно выделить проблему выпадения потенциальных доходов бюджета из-за роста неформальной занятости, поскольку это так или иначе связано с сокрытием части доходов и неуплатой налогов.

Учитывая, что в отечественной научной литературе хоть и исследуется активно феномен неформальной занятости, тем не менее в меньшей степени изучен характер взаимосвязи между долей неформальной занятости на рынке труда и объемом собираемых налогов на региональном уровне. Иными словами, необходимо установить и проверить как устойчивость, так и вид связи между двумя этими параметрами. Однако, прежде чем перейти к непосредственному анализу, вкратце остановимся на обзоре научной литературы по данному вопросу, а также на некоторых методологических особенностях при определении и измерении неформальной занятости.

Само понятие неформальности и концепция неформального сектора были впервые предложены К. Хартом в 1970-х гг. [12]. Впоследствии эта концепция завоевала широкую популярность и термин «неформальная занятость» прочно закрепился в научном и профессиональном сообществах. Позже, к началу 1990-х гг. были предприняты первые попытки официального закрепления

¹ Более полный обзор становления концепции теневой экономики самостоятельным направлением в экономической науке представлен в работе [2].

этого термина на международном уровне [13]. Был предложен подход, позволяющий количественно измерить данный феномен и в научной литературе он получил название «производственный». В рамках этого подхода обычно в качестве критерия для выделения предприятий неформального сектора использовался определенный порог численности персонала, который, например, устанавливался на уровне 5—10 чел. [3. С. 159].

К началу 2000-х гг. был предложен альтернативный подход, получивший название «легалистский», согласно которому в качестве критерия определения единиц неформального сектора принимается соблюдение или несоблюдение формальных правил, регулирующих использование труда и его оплату в национальном законодательстве (см. подробнее: [3]).

Официальную оценку численности неформально занятых в России предоставляет Росстат, который в обследовании рабочей силы руководствуется при определении единиц неформального сектора критерием «отсутствие государственной регистрации в качестве юридического лица». То есть занятые в неформальном секторе по методологии Росстата определяются, как те лица, которые имели в момент обследования полную или частичную занятость в предприятиях без государственной регистрации в качестве юридического лица. Такие обследования проводятся сотрудниками Росстата начиная с сентября 2009 г. на ежемесячной основе, а самые первые проводились еще в начале 1990-х гг. На сегодняшний день выборка охватывает все субъекты Российской Федерации, и ее объем составляет около 77 тыс. чел.

Несмотря на то что в настоящее время в распоряжении научного сообщества имеется достаточно большой массив данных — более десяти лет по всем российским регионам дают в целом около 1 тыс. статистических наблюдений, — тем не менее влияние распространения неформальной занятости на налогообложение остается в меньшей степени изучено, чем, например, факторы, определяющие и раскрывающие причины неформальности на рынке труда. Так, например, в отечественных работах [1; 4; 5; 6] анализируются факторы, способные объяснять различие в доле неформального сектора на региональном уровне. Среди таких факторов, как правило, выделяются уровень жизни, определяемый чаще всего через показатель «ВРП на душу населения», уровень безработицы и уровень образованности. Аналогичные исследования по изучению причин деформализации рынка труда

проводятся и на данных по выборкам стран [14; 19]. Основной фокус таких исследований также сосредоточен на выявлении факторов, объясняющих вариацию в данных по уровню неформальности в разных странах.

Отдельное внимание заслуживает работа Н. Л. Симутиной и соавторов [6], где среди прочего анализируется взаимосвязь между долей неформально занятых и налоговой нагрузкой, измеряемой как доля налогов на прибыль юридических лиц в процентах от ВРП региона. Авторы приходят к выводу о статистически значимом влиянии налоговой нагрузки на неформальную занятость и тем самым подтверждают классическую гипотезу о том, что рост налогового бремени ведет к росту доли теневой деятельности. Согласно их расчетам, рост доли налогов на прибыль юридических лиц в ВРП региона на 1 п. п. приводит к увеличению доли неформально занятых на 0,044 п. п. Однако при этом авторы указанной выше работы установили статистически значимую (10%-ный уровень) отрицательную связь между неформальной занятостью и конкретными видами налогов: налог на прибыль юридических лиц и НДС/ФЛ. По их мнению, такой выявленный результат объясняется тем, что, с одной стороны, оба эти налога находятся на восходящей части кривой Лаффера, а, с другой стороны, рост поступлений по этим видам налогов указывает на развитие именно формального сектора экономики, в то время как неформальный сокращается.

Вопрос, связанный с влиянием теневой деятельности на собираемость налогов, активно изучается и в зарубежной научной литературе. Особенно этот вопрос стал актуальным в связи с выходом в свет работы Ф. Шнайдера и Л. Медины [17], в которой авторы от имени МВФ представили собственные расчеты доли теневой экономики 150 стран мира за достаточно длинный период — 1991—2015 гг. Благодаря данной работе возрос поток научной литературы, в которой изучаются причинно-следственные связи между теневой экономикой и, например, уровнем финансового развития, уровнем бедности, уровнем жизни, уровнем инфляции и т. д.

Не останавливаясь на детальном обзоре последних работ в данной области, так как их обобщение требует отдельной статьи, отметим, однако, что в ряде работ в том числе затрагивается вопрос взаимосвязи теневой экономики и налоговых поступлений на государственном уровне. Учитывая, что неформальную занятость можно по праву признать одним из центральных элементов теневой

экономики, необходимо вкратце описать результаты этих исследований.

Зачастую показатель, связанный и отражающий тем или иным образом налоговую нагрузку и собираемость налогов, используется в качестве одной из контрольных переменных при регрессионном анализе с целью избежать проблемы пропущенной переменной. В качестве примера можно выделить недавние исследования [9—11]. Так, в работе [9] авторы используют выборку из 33 развитых и 14 развивающихся стран за период 2005—2016 гг. с целью проверить гипотезы о характере взаимосвязи между теневой экономикой, экономическим ростом и инфляцией. Среди прочего, авторы фиксируют, что налоговая нагрузка (*tax burden*) оказывает разное воздействие на теневую экономику в развитых и в развивающихся странах.

Отдельно вопрос влияния теневой деятельности на собираемость налогов изучался в работе [15]. Авторы этого исследования на данных по 153 странам за период 1999—2007 гг. установили статистически значимую отрицательную связь между теневой экономикой и налоговым поступлениями в бюджет (*tax revenue*). Согласно полученным ими результатам, рост доли теневой экономики на 1 п. п. приводит к сокращению налоговых поступлений в бюджет страны на 0,67 п. п. При дополнительном разделении выборки на развитые и развивающиеся страны характер взаимосвязи не изменился и сохранился знак. В итоге авторы исследования фиксируют, что в развитых странах теневая экономика оказывает большее влияние на собираемость налогов, чем в развивающихся.

Схожие результаты получены в более ранней работе [18], где авторы проверили ряд гипотез о взаимосвязи налоговой морали и институциональной среды на теневую экономику. На основе анализа панельных данных по 55 странам за 1990—1999 гг. ими получено подтверждение гипотез о том, что чем выше налоговая мораль в стране у населения (*tax morale*)¹ и качество институциональной среды, тем ниже доля теневой экономики в стране.

Таким образом, изначально теоретическое предположение о том, что рост налоговой нагрузки приводит к повышению стимулов перевода хозяйственной деятельности в тень, все больше и больше

находит подтверждение в эмпирических исследованиях. Тем самым можно говорить также о том, что рост численности занятых на неформальной основе отрицательно влияет на собираемость налогов. Исходя из этого представляет научный интерес проверить характер взаимосвязи на региональном уровне по российским данным между неформальной занятостью и объемом собираемых налогов в консолидированный бюджет страны. В качестве базовой гипотезы выдвигается следующая: *чем выше доля неформальной занятости в регионе, тем, при прочих равных условиях, меньше объем собираемых налогов.*

Основой статистических данных являются данные Росстата и ФНС. В нашем случае в качестве зависимой переменной выступает объем поступлений налогов, сборов и иных обязательных платежей в консолидированный бюджет Российской Федерации. Данные, например, за 2017 г. соответствуют данным, опубликованным ФНС на официальном сайте, от 1 января 2018 г.², и так по аналогии для каждого года из рассматриваемой выборки. Выборка охватывает период 2010—2017 гг.

Логично предположить, что объем собираемых налогов зависит от таких основных факторов, как труд и капитал, которые можно выразить через показатели: *объем основных фондов* и *численность занятых* соответственно. Учитывая возможную проблему пропущенной переменной, необходимо учесть и иные факторы. Так, например, на собираемость налогов влияет отраслевая особенность экономики региона, так как можно ожидать, что, например, в регионах, в которых производится добыча полезных ископаемых, налогооблагаемая база выше по отношению к другим регионам. Для учета и оценки влияния теневой деятельности на объем собираемых налогов включаем в модель показатель «доля неформально занятых, в % от общей численности занятых» с предположением, что в регионах с большим распространением неформальных трудовых отношений уменьшается размер налогооблагаемой базы.

Наглядно взаимосвязь между налогами и неформальной занятостью за рассматриваемый период показана на рис. 1.

Стратегия проверки выдвинутой гипотезы выглядит следующим образом:

1) На первом этапе с помощью метода наименьших квадратов (МНК) оцениваем спецификацию (1)

¹ Под налоговой моралью авторы исследования понимают моральное обязательство граждан по отношению к уплате налогов или, другими словами, уровень законопослушания граждан по отношению к выполнению обязательства по уплате налогов.

² Федеральная налоговая служба (https://www.nalog.ru/rn77/related_activities/statistics_and_analytics/forms/; дата обращения 22.08.2020).

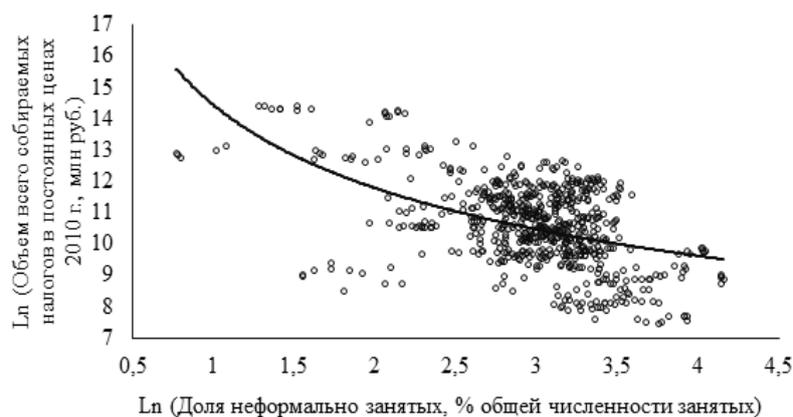


Рис. 1. Распределение регионов в зависимости от объема собираемых налогов и долей неформально занятых за период 2010—2017 гг., $n = 664$

Источник: составлено автором на основе данных Росстата и ФНС.

для каждого года отдельно на временном периоде 2010—2017 гг.¹:

$$\begin{aligned} \ln(Tax_i) = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(Fix.Assests_i) + \\ & + \beta_2 \cdot \ln(Av.Empl_i) + \beta_3 \cdot \ln(Informal_i) + \\ & + v_i \cdot dummyvariable_{ij} + e_i, \end{aligned} \quad (1)$$

где i — номер региона; Tax_i — объем всех собираемых налогов, млн руб.; $Fix.Assests_i$ — стоимость основных фондов, млн руб.; $Av.Empl_i$ — среднегодовая численность занятых, тыс. чел.; $Informal_i$ — доля неформально занятых, в % от общей численности занятых; $dummyvariable_{ij}$ — j -е дамми-переменные, среди которых: 1) d_{Mining} — дамми-переменная для регионов, где доля добычи полезных ископаемых в структуре ВРП превышает 20% — 1, в противном случае 0; 2) $d_{Industry}$ — дамми-переменная для регионов, где доля обрабатывающего производства в структуре ВР превышает 20% — 1, в противном случае 0; 3) $d_{reg.1}$ — дамми-переменная для трех регионов: Ненецкий автономный округ, Ханты-Мансийский автономный округ и Ямало-Ненецкий автономный округ — 1, в противном случае 0; 4) $d_{reg.2}$ — дамми-переменная четырех регионов: республики Дагестан, Ингушетия, Кабардино-Балкарская и Чеченская республики — 1, в противном случае 0; β_i , v_i — коэффициенты; e_i — ошибки.

2) На втором этапе проводим проверку устойчивости (робастности) получаемых оценок с помощью замены независимых переменных на аналогичные по своему смыслу. Например, для пока-

зателя «стоимость основных фондов» в качестве аналогичного используется показатель «объем инвестиций в основной капитал»; для показателя «среднегодовая численность занятых» используется показатель «численность рабочей силы по данным выборочного обследования»; для показателя «доля неформально занятых» используется показатель «доля занятых только в неформальном секторе, в % от общей численности занятых». Дополнительно была произведена замена зависимой переменной на показатель «объем собираемых налогов на душу населения» и осуществлен повторный расчет коэффициентов возле независимых переменных.

Кроме того, такие переменные, как объем собираемых налогов, стоимость основных фондов и объем инвестиций, были предварительно пересчитаны в постоянные цены 2010 г. с помощью индекс-дефлятора ВРП².

В выборку вошли все регионы, за исключением Севастополя и Республики Крым. Непосредственная оценка спецификации (1) осуществляется в программе Gretl. Описательная статистика используемых переменных представлена в табл. 1. Корреляционная матрица используемых переменных представлена в табл. 2.

Результаты оценки коэффициентов возле независимых переменных в спецификации (1) представлены в табл. 3. В итоге получено, что все коэффициенты возле независимых переменных имеют статистическую значимость на рассматриваемом

¹ Используемые данные о структуре ВРП региона для проверки гипотезы имеют определенный временной лаг публикации, равный двум годам. То есть на момент написания статьи последние актуальные данные по структуре ВРП региона были за 2017 г., поэтому выборка ограничивается именно этим годом.

² С учетом того, что в сборнике Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели» представлен только показатель индекс-физического объема ВРП, индекс-дефлятора ВРП рассчитан как отношение индекса ВРП к индексу физического объема ВРП. Индекс ВРП определялся как отношение ВРП в текущем году к ВРП в прошлом году.

Статистическая характеристика переменных за период 2010—2017 гг.*

Краткое обозначение переменной	Пояснение к переменным	Кол-во наблюдений					Максимум
		3	4	5	6	7	
Tax	Объем всего собираемых налогов в постоянных ценах 2010 г., млн руб.	664	106 832	242 912	1 744	1 801 447	
Fix.Assests	Стоимость основных фондов в постоянных ценах 2010 г., млн руб.	664	1 232 374	2 351 811	33 214	22 650 294	
Av.Empl.	Среднегодовая численность занятых, тыс. чел.	664	863	1 062	32	8 730	
Informal	Доля неформально занятых (всего), в % от общей численности занятых	664	22,18	9,77	2,16	63,92	
Inv.	Объем инвестиций в основной капитал в постоянных ценах 2010 г., млн руб.	664	124 190	163 961	5 317	1 315 820	
Numb.Empl.	Численность рабочей силы, по данным выборочного обследования рабочей силы, тыс. чел.	664	910	964	22	7 234	
Only.informal	Доля занятых только в неформальном секторе, в % от общей численности занятых	664	18,53	7,84	1,74	54,94	
TaxPC	Объем всего собираемых налогов на душу населения в постоянных ценах 2010 г., руб.	664	69 066	148 560	3 996	1 048 598	

Источник: составлено автором на основе данных Росстата и ФНС.

Таблица 2

Корреляционная матрица переменных*

	Fix.assests	Inv.	Av.Empl.	Numb.empl.	Informal	Tax	Only.informal	TaxPC
1								
Fix.assests	1							
Inv	0,938*** (0,00)	1						
Av.Empl.	0,842*** (0,00)	0,806*** (0,00)	1					
Numb.empl.	0,796*** (0,00)	0,758*** (0,00)	0,994*** (0,00)	1				
Informal	-0,463*** (0,00)	-0,419*** (0,00)	-0,166*** (0,00)	-0,104*** (0,00)	1			
Tax	0,922*** (0,00)	0,885*** (0,00)	0,773*** (0,00)	0,72*** (0,00)	-0,520*** (0,00)	1		
Only.informal	-0,423*** (0,00)	-0,387*** (0,00)	-0,140*** (0,00)	-0,074* (0,054)	0,99*** (0,00)	-0,484*** (0,00)	1	
TaxPC	0,511*** (0,00)	0,486*** (0,00)	0,089** (0,02)	0,007 (0,85)	-0,667*** (0,00)	0,697*** (0,00)	-0,645*** (0,00)	1

Примечание: P-value указан в скобках, *, ** и *** — соответствуют уровню значимости 10%, 5% и 1%, * — использованы данные за период 2010—2017 гг. (n = 664), все переменные прологарифмированы.
Составлено автором.

временном периоде, а полученные знаки возле переменных, отражающих труд и капитал, согласуются с теорией. В среднем рост основных фондов и среднегодовой численности занятых на 1 п. п. приводит к росту собираемости налогов на 0,509 и 0,581 п. п. соответственно. При этом характер влияния (коэффициент) остается примерно на одном и том же уровне из года в год.

В отношении взаимосвязи неформальной занятости и налогов установлена ожидаемая отрицательная статистически значимая связь. В среднем рост доли неформально занятых на 1 п. п. приводит к сокращению объема собираемых налогов на 0,358 п. п. Схожие результаты получены в ранее процитированной зарубежной работе [16]. Кроме того, наблюдается ослабевание связи с течением времени. Если в 2010 г. получен коэффициент $-0,396$, то, например, в 2013 и 2017 гг., согласно расчетам, он равняется $-0,268$ и $-0,276$ соответственно.

Стоит также отметить, что полученные модели на хорошем уровне объясняют вариацию зависимой переменной, так как исправленный коэффициент детерминации в среднем составляет 0,88. Также дополнительно проведенный тест Рамсея (H_0 : спецификация адекватна) говорит о том, что выбранная спецификация модели адекватна. Проверка гетероскедастичности с помощью теста Бриша — Пэгона (*Breusch — Pagan*) и теста Вайта (*White*) дала подтверждение нулевой гипотезы (H_0 : гетероскедастичность отсутствует).

Результаты проверки робастности представлены в табл. 4 и 5. Проверка робастности, как отмечено ранее, осуществлялась сначала с помощью замены независимых переменных на аналогичные по своему смыслу, а после была произведена замена зависимой переменной $\ln(\text{Tax})$ на $\ln(\text{TaxPC})$ с целью дополнительной проверки полученных результатов. В первом случае (см. табл. 4) были получены схожие результаты: сохранились знак возле независимых переменных и статистическая значимость. Рост ин-

вестиций в основные фонды по аналогии с показателем «стоимость основных фондов» приводит к росту собираемости налогов, чего в принципе и следовало ожидать. Схожий результат получен и в отношении переменной, отражающей фактор труда. Замена доли неформально занятых на долю только занятых в неформальном секторе не изменила ни характер взаимосвязи, ни статистическую значимость.

Далее. Дополнительная проверка робастности с помощью замены зависимой переменной на $\ln(\text{TaxPC})$ дала практически те же результаты (см. табл. 5). В частности, сохранился знак и статистическая значимость возле переменных «доля неформально занятых» и «стоимость основных фондов». Однако получен противоположный результат в отношении переменной, отражающей труд: изменился знак, но сохранилась статистическая значимость. Такой вывод можно объяснить тем, что рост численности занятых в регионе сопровождается увеличением населения, а, следовательно, при расчете показателя «объем всех собираемых налогов на душу населения» происходит его уменьшение из-за численности населения.

Таким образом, можно говорить в пользу того, что на перекрестных данных за период 2010—2017 гг. получено подтверждение выдвинутой гипотезы. Связь между неформальной занятостью и собираемостью налогов является статистически значимой на 1%-ном уровне для 2010—2012, 2015 гг., на 5%-ном — для 2013—2014, 2016 гг., и на 10%-ном уровне — для 2017 г. Проверка робастности полученной оценки подтверждает данный вывод. В среднем при неизменности остальных параметров модели рост доли неформально занятых на 1 п. п. приводит к сокращению объема собираемых налогов на 0,358 п. п.

Принимая во внимание, что в среднем доля неформально занятых в регионах последнее время растет (рис. 2), логично ожидать, что расширение

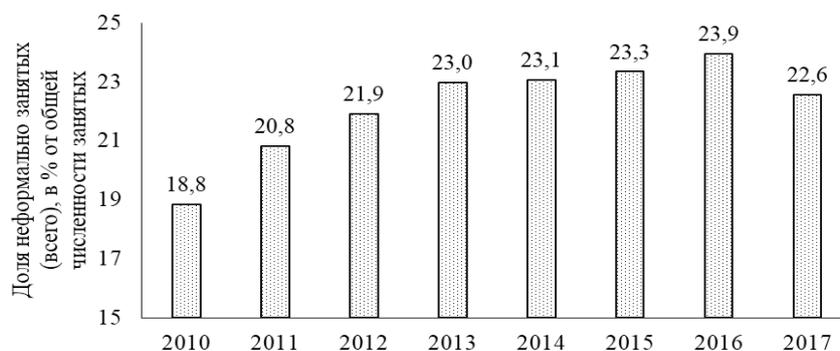


Рис. 2. Среднее значение доли неформально занятых по регионам за период 2010—2017 гг.

Источник: составлено автором на основе данных Росстата.

Таблица 3

Результаты оценки моделей для периода 2010—2017 гг., зависимая переменная $\ln(\text{Tax})$

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
const	1,141 (1,336)	1,138 (1,418)	1,744 (1,385)	0,833 (1,336)	0,8736 (1,389)	0,893 (1,378)	1,137 (1,326)	0,459 (1,356)
$\ln(\text{Fix.Assests})$	0,517** (0,161)	0,522*** (0,169)	0,444*** (0,156)	0,487*** (0,147)	0,540*** (0,151)	0,555*** (0,15)	0,482*** (0,141)	0,525*** (0,136)
$\ln(\text{Av.Empl.})$	0,554** (0,17)	0,552*** (0,182)	0,627*** (0,165)	0,602*** (0,155)	0,562*** (0,161)	0,544*** (0,159)	0,613*** (0,152)	0,601*** (0,145)
$\ln(\text{Informal})$	-0,396*** (0,122)	-0,399*** (0,13)	-0,391*** (0,129)	-0,268** (0,129)	-0,389** (0,147)	-0,406*** (0,146)	-0,333** (0,153)	-0,276* (0,165)
d_Mining	0,406** (0,168)	0,475*** (0,176)	0,487** (0,186)	0,494*** (0,174)	0,454** (0,19)	0,431** (0,166)	0,511*** (0,167)	0,484*** (0,153)
d_Industry	0,026 (0,109)	0,094 (0,119)	0,137 (0,115)	0,331*** (0,112)	0,236** (0,117)	0,009 (0,113)	0,219* (0,114)	0,313*** (0,115)
d_reg1	1,044*** (0,384)	1,106*** (0,409)	1,281*** (0,388)	1,378*** (0,361)	1,046*** (0,378)	0,963** (0,38)	0,962** (0,375)	1,098** (0,376)
d_reg2	-0,363 (0,248)	-0,447 (0,271)	-0,593** (0,266)	-0,499* (0,256)	-0,405 (0,28)	-0,441 (0,277)	-0,546* (0,277)	-0,656*** (0,288)
F-критерий	98,52	85,08	90,30	100,56	92,05	86,31	88,42	92,27
Испр. R-квадрат	0,892	0,877	0,884	0,894	0,886	0,879	0,881	0,886
Крит. Акаике	99,38	115,93	113,36	106,81	114,69	117,34	114,13	116,36
Крит. Шварца	118,73	135,28	132,71	126,15	134,04	136,69	133,48	135,71
Тест Рамсея (квадраты и кубы) (F, p-value)	0,014 (0,98)	0,152 (0,858)	0,342 (0,711)	0,035 (0,964)	0,269 (0,764)	0,444 (0,643)	0,075 (0,927)	0,002 (0,997)
Тест Бриша-Пэгона (χ^2 , p-value)	5,781 (0,565)	9,345 (0,228)	11,41 (0,121)	32,02 (0,00)	15,564 (0,029)	14,138 (0,049)	11,49 (0,118)	18,61 (0,09)
Тест Вайта (χ^2 , p-value)	9,658 (0,995)	9,795 (0,995)	9,989 (0,994)	19,32 (0,734)	10,85 (0,989)	9,632 (0,997)	9,965 (0,996)	13,26 (0,973)

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *, ** и *** — соответствующим уровнем значимости 10 %, 5 % и 1 %; n для каждого года равняется 83. Составлено автором.

Таблица 4

Проверка робастности оценок моделей для периода 2010—2017 гг., зависимая переменная $\ln(\text{Tax})$

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
const	2,843*** (0,8)	2,841*** (0,903)	2,357** (0,981)	2,168** (0,974)	2,823*** (1,062)	2,717** (1,036)	2,286** (0,92)	2,621*** (0,983)
$\ln(\text{Inv.})$	0,391*** (0,112)	0,379*** (0,122)	0,440*** (0,127)	0,415*** (0,13)	0,417*** (0,139)	0,423*** (0,132)	0,466*** (0,117)	0,387*** (0,115)
$\ln(\text{Numb.Empl.})$	0,694*** (0,125)	0,733*** (0,133)	0,689*** (0,128)	0,717*** (0,134)	0,714*** (0,147)	0,720*** (0,136)	0,664*** (0,127)	0,751*** (0,128)
$\ln(\text{Only Informal})$	-0,470*** (0,126)	-0,503*** (0,132)	-0,445*** (0,13)	-0,375*** (0,131)	-0,564*** (0,153)	-0,531*** (0,153)	-0,421*** (0,152)	-0,43** (0,169)
d_Mining	0,463** (0,177)	0,478** (0,191)	0,426** (0,199)	0,494*** (0,186)	0,539*** (0,195)	0,449** (0,18)	0,464*** (0,174)	0,494*** (0,166)
d_Industry	0,035 (0,117)	0,109 (0,127)	0,144 (0,119)	0,334*** (0,118)	0,262** (0,124)	0,012 (0,12)	0,237** (0,116)	0,321** (0,123)
d_reg.1	1,508*** (0,365)	1,619*** (0,384)	1,573*** (0,377)	1,674*** (0,383)	1,255*** (0,424)	1,251*** (0,412)	1,108*** (0,388)	1,381*** (0,415)
d_reg.2	-0,707*** (0,253)	-0,752*** (0,272)	-1,016*** (0,258)	-0,928*** (0,261)	-0,754** (0,285)	-0,837*** (0,288)	-0,945*** (0,277)	-1,004*** (0,298)
F-критерий	83,51	74,58	83,24	88,97	81,28	75,78	84,7	80,68
Испр. R-квадрат	0,875	0,862	0,875	0,882	0,872	0,864	0,877	0,872
Крит. Акаике	111,65	125,57	119,38	115,93	123,87	126,88	117,31	126,27
Крит. Шварца	131,01	144,92	138,73	135,28	143,22	146,23	136,66	145,63
Тест Рамсея (квадраты и кубы) (F, p-value)	0,359 (0,698)	0,264 (0,768)	1,605 (0,207)	0,867 (0,424)	0,763 (0,469)	1,22 (0,301)	1,355 (0,264)	0,269 (0,764)
Тест Бриша-Пегана (χ^2 , p-value)	6,497 (0,483)	5,147 (0,642)	7,677 (0,362)	15,311 (0,032)	7,498 (0,378)	11,996 (0,101)	6,719 (0,458)	12,344 (0,089)
Тест Вайта (χ^2 , p-value)	8,092 (0,999)	6,461 (0,999)	8,36 (0,998)	16,73 (0,859)	7,994 (0,999)	19,247 (0,785)	9,405 (0,998)	16,8 (0,888)

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *, ** и *** — соответствуют уровню значимости 10 %, 5 % и 1 %; n для каждого года равняется 83.

Составлено автором.

Проверка робастности оценок моделей для периода 2010—2017 гг., зависимая переменная $\ln(\text{TaxPS})$

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
const	6,922*** (1,412)	6,985*** (1,482)	7,536*** (1,457)	6,599*** (1,398)	7,002*** (1,456)	7,199*** (1,454)	7,356*** (1,405)	6,637*** (1,416)
$\ln(\text{Fix.Assests})$	0,617*** (0,169)	0,614*** (0,177)	0,539*** (0,164)	0,584*** (0,154)	0,61*** (0,158)	0,597*** (0,158)	0,531*** (0,149)	0,588*** (0,143)
$\ln(\text{Av.Empl.})$	-0,535*** (0,18)	-0,528*** (0,19)	-0,458** (0,174)	-0,483*** (0,162)	-0,498*** (0,168)	-0,484*** (0,168)	-0,417** (0,161)	-0,451*** (0,152)
$\ln(\text{Informal})$	-0,532*** (0,129)	-0,532*** (0,136)	-0,511*** (0,135)	-0,386*** (0,135)	-0,563*** (0,154)	-0,585*** (0,154)	-0,509*** (0,162)	-0,461*** (0,172)
d_Mining	0,446** (0,178)	0,532*** (0,184)	0,531*** (0,195)	0,531*** (0,182)	0,489** (0,199)	0,481*** (0,175)	0,57*** (0,177)	0,515*** (0,159)
d_Industry	0,038 (0,115)	0,124 (0,125)	0,17 (0,121)	0,354*** (0,117)	0,272** (0,123)	0,014 (0,119)	0,237* (0,121)	0,321*** (0,121)
d_reg.1	1,101*** (0,405)	1,176*** (0,428)	1,357*** (0,408)	1,48*** (0,377)	1,137*** (0,396)	1,099*** (0,401)	1,069*** (0,397)	1,216*** (0,393)
d_reg.2	-0,445* (0,263)	-0,556* (0,283)	-0,702** (0,28)	-0,586** (0,272)	-0,437 (0,293)	-0,489* (0,293)	-0,575* (0,294)	-0,625** (0,302)
F-критерий	42,27	37,81	38,59	40,82	37,76	36,44	34,85	36,59
Испр. R-квадрат	0,778	0,758	0,762	0,773	0,758	0,751	0,743	0,753
Крит. Акаике	108,55	123,3	121,72	114,36	122,44	126,23	123,68	123,49
Крит. Шварца	127,91	142,65	141,07	133,71	141,79	145,58	143,03	142,84
Тест Рамсея (квадраты и кубы) (F_p -value)	1,363 (0,262)	1,881 (0,159)	1,429 (0,245)	0,652 (0,523)	0,548 (0,58)	0,157 (0,854)	0,172 (0,842)	0,201 (0,818)
Тест Бриша-Пэгона (χ^2 , p -value)	4,515 (0,718)	6,719 (0,458)	7,266 (0,402)	25,27 (0,001)	12,209 (0,094)	11,625 (0,113)	10,069 (0,184)	15,27 (0,033)
Тест Вайта (χ^2 , p -value)	9,369 (0,996)	9,001 (0,997)	8,968 (0,997)	18,36 (0,785)	10,496 (0,992)	8,543 (0,999)	9,244 (0,998)	12,152 (0,985)

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *, ** и *** — соответствуют уровню значимости 10 %, 5 % и 1 %; n для каждого года равняется 83.

Составлено автором.

неформального сектора приводит к определенному объему выпадающих доходов бюджета.

В частности, попытка оценить потенциальный эффект от полной легализации неформальной занятости предпринята в работе [8]. Авторы этого исследования исходили из той точки зрения, что снижение численности неформально занятых приведет в конечном счете к росту налоговых поступлений в пенсионную систему страны. Согласно их расчетам, при условии полного вывода из тени всех неформально занятых дополнительный объем поступлений в пенсионную систему оценивается в размере 1,23 трлн руб. (по состоянию на 2016 г.), что в итоге приведет к повышению коэффициента замещения пенсии до 40%. Однако, по тем же данным Росстата, скрытый фонд оплаты труда в России составляет около 12,5—13% ВВП. Следовательно, оценка в 1,23 трлн руб. может приниматься в качестве нижней границы.

Опираясь на полученные результаты в настоящем исследовании, можно предпринять попытку рассчитать потенциальный объем выпадающих доходов бюджета страны. При этом следует иметь в виду, что такие расчеты носят усредненный характер и показывают потенциал возможных мер легализации скрытой занятости.

Для оценки выпадающих доходов бюджета была использована простая формула, которая оценивает эффект легализации неформальной занятости при предположении, что ее снижение на 1% приводит к росту собираемости налогов на оцененный коэффициент β_3 в спецификации (1):

$$Eff.LE = \sum_{n=1}^i Tax_i - \exp\left(\frac{\ln(tax_i) \cdot (100 - \beta_2)}{100}\right), \quad (3)$$

где: $Eff.LE$ — эффект легализации неформальной занятости (сокр. от англ. *legalization effect*), млн руб.; Tax_i — объем всех собираемых налогов в i -м ре-

гионе, млн руб.; β_3 — оцененный параметр возле независимой переменной — $Ln(Informal)$ (см. табл. 3).

Применение формулы (3) на данных по российским регионам за 2010—2017 гг. позволило получить конкретные результаты (см. табл. 6).

Проведенные расчеты показывают, что влияние неформальной занятости на собираемость налогов в денежном эквиваленте достаточно велико. Согласно расчетам, в 2017 г. консолидированный бюджет страны мог дополнить около 600 млрд руб. дополнительных доходов. То есть легализация неформального сектора представляет дополнительный источник для пополнения доходов бюджета. Однако логично ожидать, что по мере роста легализации неформальной занятости будет происходить монотонное убывание отдачи от каждого нового процента легализованных. Тем самым полная легализация неформального сектора вряд ли оправдана хотя бы с точки зрения роста затрат на эти мероприятия.

Подытоживая все сказанное выше, можно отметить, что неформальный сектор сегодня играет важную роль в российской экономике. Практически каждый пятый занятый трудится в обход официального трудоустройства, что влечет за собой определенные потери для бюджета страны. Вслед за эмпирическими исследованиями, выполненными на выборах стран, была предпринята попытка на региональных данных по России идентифицировать связь между неформальной занятостью и объемом собираемых налогов и иных платежей в консолидированный бюджет страны. С использованием перекрестных данных по выборке из 83 российских регионов за период 2010—2017 гг. удалось установить статистически значимую отрицательную связь между неформальным сектором

Таблица 6

Оценка 1-процентного эффекта легализации неформальной занятости в России за период 2010—2017 гг.

№	Федеральный округ	1-процентный эффект легализации неформальной занятости, млрд руб.							
		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
1	ЦФО	130,8	161,5	174,1	121,4	191,7	214,8	193,0	186,0
2	СЗФО	34,7	44,7	47,1	38,1	66,8	75,4	72,4	72,9
3	ЮФО	15,5	18,5	21,8	15,9	25,8	29,8	28,6	28,0
4	СКФО	1,6	1,8	2,1	1,7	2,7	3,0	2,8	2,4
5	ПФО	55,6	72,7	84,7	61,5	99,0	107,9	96,6	98,7
6	УФО	88,0	126,4	144,1	101,5	171,6	185,1	141,0	156,8
7	СФО	28,0	38,1	43,8	31,0	51,2	55,8	50,5	53,2
8	ДФО	15,8	19,2	20,5	12,5	29,4	37,2	29,2	23,5
9	В целом по России	370,0	482,9	538,3	383,7	638,1	709,1	614,0	621,6

Источник: собственные расчеты автора.

и собираемостью налогов. При прочих равных условиях рост численности занятых на неформальной основе на 1 п. п. приводит к сокращению объема поступлений в бюджет страны на 0,358 п. п. При пересчете полученных результатов в денежный эквивалент было оценено, что 1%-ный эффект легализации неформальной занятости потенциально способен дать существенный прирост дополнительных доходов в консолидированный бюджет страны (см. табл. 6).

Список литературы

1. Ахмадеев Д. Р., Нуреев Р. М. Формальная и неформальная занятость как «близнецы-братья»: современная российская практика // *Terra Economicus*. 2015. № 3 (13). С. 16—33.
2. Баринов А. С. Особенности становления концепции теневой экономики в современной научной литературе // *Вестник Челябинского государственного университета*. 2020. № 2 (436). С. 9—20.
3. В тени регулирования: неформальность на российском рынке труда / под ред. В. Е. Гимпельсона, Р. И. Капелюшниковой. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. 535 с.
4. Гимпельсон В., Зудина А. «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они? // *Вопросы экономики*. 2011. № 10. С. 53—76.
5. Карпушкина А. В., Воронина С. В. Оценка детерминант пространственных характеристик занятости в неформальном секторе экономики РФ // *Вестник ЮУрГУ. Серия «Экономика и менеджмент»*. 2019. № 3 (13). С. 69—78.
6. Симутина Н. Л., Левентов Н. Н., Пузикова О. П. Влияние экономических факторов на уровень занятости в неформальном секторе: региональный аспект // *Пространственная экономика*. 2018. № 1. С. 83—100.
7. Сото Э. де Иной путь. Невидимая революция в третьем мире. М.: Catallaxy, 1995. 320 с.
8. Чистова Е. В., Тырсин А. Н., Азарян А. А. Легализация неформальной занятости как резерв повышения поступлений в пенсионную систему России // *Пространственная экономика*. 2017. № 4. С. 130—147.
9. Baklouti N., Boujelbene Y. The Economic Growth–Inflation–Shadow Economy Trilogy: Developed Versus Developing Countries // *International Economic Journal*. 2019. Vol. 4. Issue 33. P. 679—695.
10. Canh N. P., Thanh S. D. Financial development and the shadow economy: A multi-dimensional analysis // *Economic Analysis and Policy*. 2020. Vol. 67. P. 37—54.
11. Canh P. N., Schnunckus C., Thanh S. D. What are the drivers of shadow economy? A further evidence of economic integration and institutional quality // *The Journal of International Trade & Economic Development*. 2020. P. 1—21.
12. Hart J. K. Informal urban income opportunities and urban employment in Ghana // *Journal of Modern African Studies*. 1973. Vol. 1. Issue 11. P. 61—89.
13. ILO. Resolution Concerning Statistics of Employment in The Informal Sector. Resolution II adopted by the Fifteenth Conference of Labour Statisticians. Geneva: International Labour Office, 1993.
14. Krasniqi B. A., Williams C. C. Explaining individual — and country-level variations in unregistered employment using a multi-level model: evidence from 35 Eurasian Countries // *South East European Journal of Economics and Business*. 2017. Vol. 2. Issue 12. P. 61—72.
15. Mazhar U., Méon P.-G. Taxing the unobservable: The impact of the shadow economy on inflation and taxation // *World Development*. 2017. Vol. 90. P. 89—103.
16. Perry G., Maloney W., William F. Informality: Exit and Exclusion. Washington, D.C.: World Bank, 2007. 248 p.
17. Schneider F., Medina L. Shadow economies around the World: What did We learn over last 20 years. IMF Working Paper, WP/18/17. 2018. — 76 p.
18. Torgler B., Schneider F. The impact of tax morale and institutional quality on the shadow economy // *Journal of Economic Psychology*. 2009. Vol. 2. Issue 30. P. 228—245.
19. Williams C. C., Horodnic A. V. Why is informal employment more common in some countries? An exploratory analysis of 112 countries // *Employee Relations: The International Journal*. 2019. P. 1434—1450.

Сведения об авторе

Баринов Артём Сергеевич — аспирант кафедры экономической теории Санкт-Петербургского государственного университета, Санкт-Петербург, Россия. kfdaters@mail.ru

Bulletin of Chelyabinsk State University.
2020. № 10 (444). *Economic Sciences. Iss. 70. Pp. 88—99.*

ESTIMATION OF INFLUENCE OF INFORMAL EMPLOYMENT ON THE VOLUME OF TAXES COLLECTED: THE EXAMPLE OF RUSSIAN REGIONS

A. S. Barinov

Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia. kfdaters@mail.ru

Currently, the informal sector in Russia is important for the economy. Almost every fifth employed person works bypassing official employment, which entails certain losses for the country's budget. Based on this, the author attempted to identify the relationship between informal employment and the amount of taxes collected and other payments to the country's consolidated budget using regional data for Russia after empirical studies on samples of countries. Using cross-sectional data on a sample of 83 Russian regions for the period 2010—2017, a statistically significant negative relationship between the informal sector and tax collection was established, using regression analysis. It is shown that the legalization of informal employment represents an impressive reserve from the point of view of an additional source of revenue for the country's budget.

Keywords: *shadow economy, taxes, informal sector, informal economy.*

References

1. Akhmadeyev D. R., Nureyev R. M. (2015) *Terra Economicus*, vol. 3, no. 13, pp. 16—33 [in Russ.].
2. Barinov A. S. (2020) *Vestnik Chelyabinskogo gosudarstvennogo universiteta*, vol. 436, no. 2, pp. 9—20 [in Russ.].
3. Gimpel'sona V., Kapelyushnikova R. (2014) *V teni regulirovaniya: neformal'nost' na rossiyskom rynke truda: monografiya* [In the shadow of regulation: informality in the Russian labor market: monograph.]. Moscow, High School of Economic Publ. 535 p. [in Russ.].
4. Gimpel'son V., Zudina A. (2011) *Voprosy ekonomiki*, no. 10, pp. 53—76 [in Russ.].
5. Karpushkina, A. V., Voronina S. V. (2019) *Vestnik YUUrGU. Seriya «Ekonomika i menedzhment»*, vol. 13, no. 3, pp. 69—78 [in Russ.].
6. Simutina N. L., N. N. Leventov, O. P. Puzikova (2018) *Prostranstvennaya ekonomika*, no. 1, pp. 83—100 [in Russ.].
7. Soto E. de. *Inoy put'. Nevidimaya revolyutsiya v tret'yem mire* [The other way. The invisible revolution in the third world]. Moscow, 1995. Publ. Catallaxy. 320 p. [in Russ.].
8. Chistova E. V., A. A. Azaryan (2017) *Prostranstvennaya ekonomika*, no. 4, pp. 130—147 [in Russ.].
9. Baklouti N., Y. Boujelbene (2019) *International Economic Journal*, vol. 4, no 33, pp. 679—695.
10. Canh N. P., Thand S. D. (2020) *Economic Analysis and Policy*, vol. 67, pp. 37—54.
11. Canh P. N., Schnuckus C., Thanh S. D. (2020) *The Journal of International Trade & Economic Development*, pp. 1—21.
12. Hart J. K. (1973) *Journal of Modern African Studies*, vol. 1, no. 11, pp. 61—89.
13. ILO (1993) Resolution Concerning Statistics of Employment in The Informal Sector. Resolution II adopted be the Fifteenth Conference of Labour Statisticians. Geneva: International Labour Office.
14. Krasniqi B. A., Williams C. C. (2017) *South East European Journal of Economics and Business*, vol. 2, no. 12. pp. 61—72.
15. Mazhar U., Méon P.-G. (2017) *World Development*, vol. 90, pp. 89—103.
16. Perry G., W. Maloney, F. William and et. al. (2007) *Informality: Exit and Exclusion*. Washington, D.C., World Bank. 248 p.
17. Schneider, F., Medina L. (2018) Shadow economies around the World: What did We learn over last 20 years. *IMF Working Paper, WP/18/17*. 76 p.
18. Torgler B., F. Schneider (2009) *Journal of Economic Psychology*, vol. 2, no. 30, pp. 228—245.
19. Williams C. C., Horodnic A. V. (2019) *Employee Relations: The International Journal*, pp. 1434—1450.