

Прикладная эконометрика, 2021, т. 62, с. 66–84.

Applied Econometrics, 2021, v. 62, pp. 66–84.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-66-84

С. Г. Белёв, К. В. Векерле, А. Н. Евдокимова¹

Различия в размере уклонения от уплаты налогов в России по категориям налогоплательщиков

Данная работа оценивает уклонение от уплаты налогов в России через разрыв «доход — потребление». Исследование проводилось на сбалансированной (по социодемографическим характеристикам) подвыборке, построенной на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ с помощью процедуры «поиск близнецов» (matching). Выявлено, что налогоплательщики, работающие на малом предприятии или самозанятые, потребляют больше, чем работники крупных предприятий при том же декларируемом доходе. Это свидетельствует о сокрытии 13–31% фактического дохода. Результат неоднороден во времени. При экономическом спаде различия в сокрытии доходов между работниками малых предприятий и самозанятыми против работников крупных предприятий становятся незначимыми.

Ключевые слова: уклонение от уплаты налогов; малый бизнес; самозанятые; поиск близнецов; перманентный доход.

JEL classification: D12; H27; H31.

1. Введение

Проблема уклонения от уплаты налогов является одним из важнейших вопросов налоговой политики. Определение величины налоговых ставок, введение специальных режимов и многие другие решения в области налогообложения требуют оценки величины налогового уклонения (Shaw et al., 2010; Nevzorova et al., 2017). Измерение величины скрываемых от налогов доходов происходит либо через оценку налогового разрыва с помощью случайных налоговых проверок (Castro, Scartascini, 2015), либо через расхождение между заявленными доходами и фактическими доходами, измеренными через какие-либо связанные показатели (Fisman, Wei, 2004; Aizenman, Jinjara, 2008). Налоговые проверки со случайным отбором участников — дорогостоящая для налоговых органов процедура. Поэтому в целях минимизации административных затрат на практике используют так называемый рискоориентированный подход (Scotchmer, 1987), когда проверки назначаются

¹ Белёв Сергей Геннадьевич — РАНХиГС, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара; belev@ranepa.ru.

Векерле Константин Владимирович — РАНХиГС; vekerle-kv@ranepa.ru.

Евдокимова Анастасия Николаевна — Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара; Evdokimova.anastasii@gmail.com.

не случайным образом, а лишь для тех налогоплательщиков, которые по тем или иным показателям относятся к более высокой группе риска по размеру уклонения от уплаты налогов (Золотарева и др., 2008). Неслучайность назначения налоговых проверок в России, мотивированная как раз экономичностью налогового администрирования, означает невозможность экстраполировать доначисления налогов по их итогам на всю генеральную совокупность. Поэтому для оценки величины уклонения, как правило, используется второй подход с оценкой расхождения между декларируемыми доходами и некоторыми величинами, которые могут служить в качестве измерителей фактических доходов налогоплательщиков. Такие измерители (прокси) могут быть разными. Например, в работе (Artavanis et al., 2015) истинный доход аппроксимировался исходя из информации об удовлетворении кредитных заявок индивидов в одном крупном греческом банке. Решение банка об удовлетворении заявок от индивидов с низкими доходами свидетельствует о наличии недекларируемых источников денежных средств. Предположив, что истинные доходы индивидов, получивших кредит по похожим заявкам, идентичны, Artavanis et al. (2015) вменяют высокие доходы вместо декларируемых низких. Наиболее популярным подходом к оценке уклонения от налогов является соотнесение декларируемого дохода и потребления. Мурашов и Ратникова (2017) указывают, что в России данный подход реализуется преимущественно на макроданных в силу их большей доступности, хотя имеются работы и на микроданных. Так, Braguinsky et al. (2014) использовали данные о собственности на автомобили в России как измеритель потребления, а Gorodnichenko et al. (2010) использовали данные по потреблению домашних хозяйств в целом. Для расчета разрыва «доход — потребление» на микроданных применяют результаты опросов репрезентативной группы населения. Наиболее обширным обследованием по России является «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (РМЭЗ НИУ ВШЭ), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН².

2. Обзор современного состояния изучаемой проблемы

Один из основных спорных моментов при исследовании на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ состоит в том, как интерпретировать доход, который сообщают домашние хозяйства при проведении опроса. Формально из вопроса в анкете РМЭЗ НИУ ВШЭ становится очевидным, что это чистый (после всех налоговых платежей и других обязательных выплат) доход. Однако открытым остается вопрос, является ли этот чистый доход одновременно и истинным доходом, или просто декларируемым (т. е. отличающимся от истинного на величину сокрытого дохода)? Исследования, проводимые на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ, имеют весьма различные точки зрения по данному вопросу об интерпретации переменной дохода. Gibson et al. (2008) совсем не интерпретировали переменную дохода, а вместо этого, исследуя точность оценки инфляции Росстатом на микроданных РМЭЗ НИУ ВШЭ, использовали в качестве переменной, отвечающей за доход, различные срезы потребления (только на питание, только на товары первой необходимости или целиком на все). Коваль и Полбин (2020),

² Сайты обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ: <https://rlms-hse.cpc.unc.edu> и <http://www.hse.ru/rlms>.

исследуя шоки потребления, предпочли интерпретировать переменную дохода как его истинную величину. На такой же позиции стоят Мамедли, Синяков (2018) (также исследовали связь между потреблением и доходом) и Ибрагимова, Николаенко (2019) (исследовали неравенство в распределении финансовых активов). Однако Gorodnichenko et al. (2009) при исследовании перехода к плоской шкале в РФ в 2001 г. интерпретируют переменную дохода как декларируемую величину. Мурашов и Ратникова (2017) подходят к интерпретации переменной дохода более осторожно. Они, основываясь на гипотезе подхода Pissarides, Weber (1989), неоднозначно интерпретируют переменную дохода из опроса РМЭЗ НИУ ВШЭ как измеритель истинного дохода или декларируемого дохода. Согласно этому подходу, выборка разбивается на две составляющие: самозанятые, заявляющие именно декларируемый доход, и прочие представители домашних хозяйств, сообщающие истинный доход. Однако, как будет показано в настоящей статье, у наемных работников имеются различия в величинах сокрытых доходов. Именно различия в сокрытии доходов работников крупных и малых предприятий, а также самозанятых, являются объектом данного исследования.

Основным объяснением различий в величине сокрытия налогов является страх перед наказанием (Allingham, Sandmo, 1972; Yitzhaki, 1974; Winter, 2008; Майбуров, Соколовская, 2012). При этом, как показывают исследования, при достаточно малой частоте налоговых проверок наблюдаемый низкий уровень уклонения от уплаты налогов в развитых странах (Alm, 2003; Kleven, 2014) может быть объяснен возможностью контроля через третью сторону (например, контрагента налогоплательщика, который также подает отчетность), что повышает вероятность выявления уклонения без значимого роста затрат на администрирование (Kleven et al., 2009, 2011). Поскольку в российском законодательстве штрафные санкции одинаково линейно привязаны к размеру уклонения для всех плательщиков налогов на трудовые доходы³, то основным фактором различий выступает вероятность выявления нарушения. В классическом подходе Pissarides, Weber (1989), как и в работе их последователей (Мурашов, Ратникова, 2017), не учитывается неоднородность наемных работников по склонности к декларированию их истинного дохода. Однако, по мнению авторов настоящей статьи, во-первых, сопоставлять следует не только самозанятых с наемными работниками, а работников малых и крупных предприятий, поскольку налоговое администрирование в России из соображений экономичности больше сфокусировано на проверках крупных предприятий⁴. Во-вторых, уклонение может иметь место в обеих категориях наемных работников, однако у работников малых предприятий величины уклонения при прочих равных условиях будут больше из-за того, что вероятность проверок для них ниже.

В качестве теоретической основы используется подход, изложенный в пионерной работе (Pissarides, Weber, 1989). Этот подход на сегодняшний день широко применяется для оценок размера уклонения на основе оценки функции потребления домашних хозяйств. Обобщение результатов таких исследований представлено в (Cabral et al., 2020). Как и в предшествующих работах, в данной статье будет произведена оценка функции потребления домашних хозяйств и проведено сопоставление доходов и расходов групп домашних хозяйств (самозанятых и работников малых предприятий с работниками крупных предприятий). Однако подход Pissarides, Weber (1989) предполагает расчет величины уклонения за счет сопоставления

³ КоАП РФ (Глава 15) и УК РФ (Статьи 198, 199).

⁴ Достаточно вспомнить, что в России существуют отдельные инспекции для работы только с крупными налогоплательщиками.

разных величин потребления при одинаковом доходе и коррекции отношения истинного и декларируемого доходов с учетом полученных оценок остаточных дисперсий дохода. В рамках данной статьи сопоставляются разные задекларированные доходы при одинаковом потреблении. Использование процедуры «поиска близнеца» выступает альтернативой к упомянутой коррекции. В (Pissarides, Weber, 1989) коррекция необходима, поскольку разница в доходах при одинаковом потреблении может быть вызвана не только уклонением, но и, например, различиями в потребительском поведении домашних хозяйств. Это приводит к смещению оценки величины уклонения из-за неучета характеристик, влияющих на потребление и различающихся между домашними хозяйствами. Сопоставление похожих по социодемографическим характеристикам домашних хозяйств потенциально нивелирует эти расхождения, поскольку можно ожидать, что похожие домашние хозяйства с отличием в статусе занятости будут иметь схожее потребительское поведение, а разница в доходах в таком случае будет в большей степени определяться уклонением от уплаты налогов.

3. Описание используемых данных

Для оценки уклонения использовались данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2010–2014 гг., имеющие панельную структуру. Существуют две базы РМЭЗ НИУ ВШЭ: результаты индивидуальных опросов и результаты опросов домашних хозяйств. Данная структура чрезвычайно важна для исследования, поскольку для оценки эффектов налогообложения труда необходимо дополнять данные по домашним хозяйствам характеристиками индивидов, в частности, главы домашнего хозяйства, который определяется как человек с самым большим доходом.

Единицей наблюдения выступает домашнее хозяйство. Ключевыми переменными в анализе являются уровни декларируемого дохода и потребления. Опросник РМЭЗ НИУ ВШЭ содержит довольно детальную информацию по потреблению товаров и услуг в натуральном и денежном выражении за последние 30 дней. Для построения эконометрических моделей использовались данные в денежном выражении по нескольким причинам. Во-первых, индивиды более определенно отвечают на вопрос о величине расходов на потребление, чем на вопрос, сколько именно товаров или услуг они потребили. В данных о количестве потребленных товаров и услуг довольно много систематических пропусков. Во-вторых, существует ненаблюдаемая неоднородность цен по субъектам РФ. Вследствие неоднородности предпочтений одни индивиды могут предпочитать более дорогие товары, а другие — более дешевые. При этом, однако, переход к потреблению в денежном выражении приведет к смещениям в оценках. Совокупный доход домашнего хозяйства складывается из суммы трудовых доходов всех членов домашнего хозяйства и нетрудового дохода, без учета доходов от ведения подсобного хозяйства. Потребление представляет собой комбинацию товаров и услуг за вычетом товаров длительного пользования⁵. И потребление, и доход были приведены к реальному выражению в ценах 2014 г. с поправкой на региональную инфляцию.

⁵ Использование потребления без товаров длительного пользования связано с тем, что, как показывают эмпирические исследования, сглаживание потребления имеет место именно для данного компонента, а не всего потребления (Attanasio, Browning, 1995; Carroll, 1997).

4. Результаты

Если принять гипотезу о перманентном доходе (Friedman, 1957), то потребление определяется некоторой перманентной составляющей совокупного дохода. В условиях отсутствия уклонения величину потребления можно считать равной перманентной составляющей дохода, а декларируемый доход — равным сумме перманентного (постоянного) и транзитивного (переменного). Если потребление составляет некоторую долю от перманентного дохода, то статистическая разница в величине этой доли между двумя индивидами, идентичными по социодемографическим характеристикам, но с разными типами занятости, может указывать на уклонение от уплаты налогов. Отметим, что если обе группы скрывают свой доход, то бóльшая склонность к сокрытию доходов имеется у группы с большей предельной склонностью к потреблению. При этом следует также принять во внимание, что доля декларируемого дохода, приходящаяся на потребление, может варьироваться в зависимости от доходной группы, поэтому оценку уравнений следует производить для каждой из групп в отдельности.

Уравнение для полной выборки (Hayashi, 1985; Pissarides, Weber, 1989; Shea, 1994; Jensen, Johannesen, 2017; Мурашов, Ратникова, 2017; Cabral et al., 2020) выглядит следующим образом:

$$\text{Consumption} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{income} + \beta_2 \cdot \text{female} + \beta_3 \cdot \text{age} + \beta_4 \cdot \text{education} + \beta_5 \cdot \text{marriage} + \beta_6 \cdot \text{single_mother} + \beta_7 \cdot \text{tenure} + \beta_8 \cdot \text{n_children} + \beta_9 \cdot \text{region} + \varepsilon. \quad (1)$$

Описание переменных представлено в табл. 1.

Таблица 1. Список использованных переменных с обозначением и описанием

Переменная	Обозначение и описание
Пол респондента	<i>female</i> (1, если женщина, 0 иначе)
Полный возраст респондента, годы	<i>age</i>
Уровень образования, число лет обучения	<i>education</i>
Семейное положение в текущей волне	<i>marriage</i> (1, если состоит в браке, 0 иначе)
Статус матери-одиночки	<i>single_mother</i> (1, если мать-одиночка, 0 иначе)
Стаж работы, годы	<i>tenure</i>
Число детей в семье ⁶	<i>n_children</i>
Регион	<i>region</i> (1, если индивид проживает на территории рассматриваемого региона, 0 иначе)
Потребление в реальном выражении	<i>Consumption</i> (в кодификаторе РМЭЗ — E4, E6, E9, E11, E13, E17)
Доход в реальном выражении	<i>income</i> (доход в кодификаторе РМЭЗ — F11, F12.1B — F12.3B, F12.5B, F12.6AB, F12.6BB, поправленный на региональный ИПЦ)

Контрольными переменными в анализе выступают пол, возраст, уровень образования, семейное положение, трудовой стаж, наличие инвалидности у главы домашнего хозяйства и число детей. В предположении, что существует зависимость между уклонением от уплаты налогов и размером предприятия, на котором работает индивид, принимается гипотеза,

⁶ Размер домашнего хозяйства практически совпадает, по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ, с числом детей, поэтому эти показатели взаимозаменяемы.

что на крупных предприятиях не наблюдается уклонение или, по крайней мере, оно происходит в меньших масштабах. Для проверки этой гипотезы проводится тест на значимое различие коэффициентов регрессии потребления на доход между «потенциально скрывающей группой» (малые предприятия и самозанятые) и «потенциально не скрывающей группой» (крупные предприятия). Также проводится проверка устойчивости (robustness check) для подтверждения того факта, что поведение работников крупных предприятий отличается от поведения индивидов на малых и средних предприятиях. Руководствуясь критериями, отраженными в законодательстве⁷, целесообразно условно выделить три группы предприятий по численности работников:

- 1) малые предприятия (16–100 чел.) — предположительно уклоняющаяся от уплаты налогов группа;
- 2) средние предприятия (100–250 чел.);
- 3) крупные предприятия (свыше 250 чел.) — предположительно не уклоняющаяся группа.

Решение индивида о занятости не случайно, а определяется характеристиками работника. Например, мужчины более склонны к риску, что соответствует их большей доли в группе самозанятых (Hayduk, Williams, 2019). Из-за этого коэффициенты в регрессиях для разных типов занятости могут быть смещены, ведь работники в компаниях разного размера и самозанятые различаются своими характеристиками, которые могут повлиять на поведение по отношению к сокрытию доходов. Для сопоставимости коэффициентов требуется несмещиваемость (unconfoundedness), т. е. одинаковая вероятность попадания в обе рассматриваемые группы по типу занятости для работников (Rubin, 1990). Поэтому для оценки используется специальная процедура подбора сопоставимых наблюдений.

Для оценки уравнения регрессии (1) была использована сбалансированная выборка, сформированная на основе метода подбора точной пары (близнеца) по бинарным переменным и по мере склонности для остальных (exact matching, propensity score matching). Данная процедура снижает смещенность оценки из-за нерандомизированного решения работников о трудоустройстве на крупном или малом предприятии, или самозанятости (Rosenbaum, Rubin, 1983; Ho et al., 2007). В данном исследовании подбираются индивиды, похожие друг на друга по контрольным характеристикам, которые отличаются лишь декларируемым в опросе РМЭЗ НИУ ВШЭ доходом и размером предприятия, на котором они работают. По бинарным переменным и месту жительства образовывались пары по точному совпадению параметров. Поиск пар по остальным переменным происходил с возможностью незначительного отклонения в условиях одинаковой вероятности попадания в группу потенциально большего сокрытия. Замена точного сопоставления на сопоставление с незначительным отклонением было сделано прежде всего с целью сохранения размера выборки, достаточного для построения регрессий. Для наглядности рассмотрим следующий пример. Предположим, что наблюдаются два индивида с разницей в возрасте 2 года, которые работают на предприятиях разного размера. В случае точного сопоставления эти индивиды не будут включены в анализ. Но очевидно, что данная разница в возрасте не может значительно влиять на поведение индивида. Следовательно, эти наблюдения стоит включить в анализ.

После процедуры сопоставления итоговая выборка сбалансирована по средним значениям характеристик индивидов. Для иллюстрации данного факта приведем описательную

⁷ Федеральный закон от 24.07.2007 № 209-ФЗ (ред. от 08.06.2020) «О развитии малого и среднего предпринимательства в Российской Федерации».

статистику переменных после проведения процедуры поиска близнецов между потенциально скрывающей группой и потенциально не скрывающей группой (см. табл. 2)⁸.

Таблица 2. Отклонение средних значений переменных до и после процедуры поиска близнецов

	Среднее значение для работников <i>малых предприятий и самозанятых</i>	Среднее значение для работников <i>крупных предприятий</i>	Разность средних между группами работников по типу занятости <i>после процедуры</i>	Разность средних между группами работников по типу занятости <i>до процедуры</i>	Процент улучшения баланса в равенстве средних <i>после процедуры</i>
Расстояние	0.729	0.727	0.002	0.014	86.1
Стаж	21.916	21.336	0.580	-1.142	49.2
Возраст	40.719	41.926	-1.206	-1.755	31.3
Пол	0.348	0.348	0.000	0.021	100
Образование	11.739	11.727	0.012	-0.329	96.4
Семейное положение	0.621	0.621	0.000	-0.021	100

Как можно видеть из табл. 2, на 5%-ном уровне разность средних значений переменных после процедуры поиска близнецов неотличима от нуля. Ключевым показателем для несмещенного сопоставления групп работников, рассмотрения выборки как рандомизированной по типу занятости, является расстояние, т. е. вероятность попадания в определенную группу. Баланс данного показателя между группами работников улучшен на 86.1%. После процедуры поиска близнецов выборка сбалансирована. И теперь можно переходить к оценке уравнения (1). Результаты оценивания уравнений за 2010 г. в качестве примера представлены в табл. 3, а за остальные годы — в Приложении (таблицы П1 и П2).

В каждом рассматриваемом году значимой переменной оказался декларируемый доход. Как можно видеть на рис. 1, работники малых предприятий и самозанятые демонстрируют

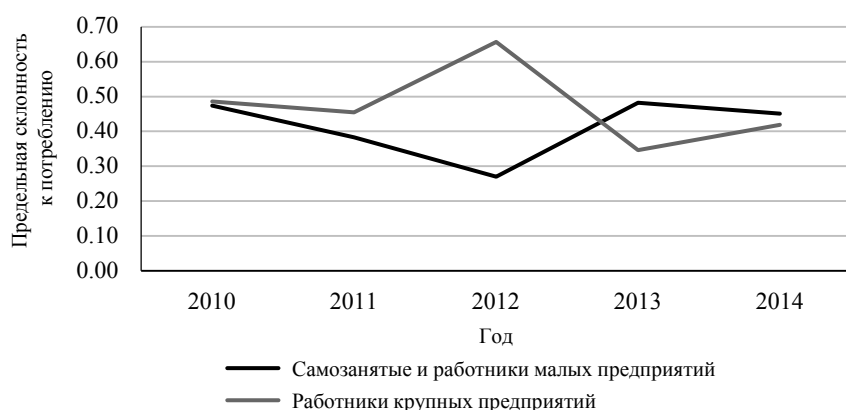


Рис. 1. Динамика интересующего коэффициента регрессии (1) для работников предприятий разного размера

⁸ Результат получен в пакете *MatchIt R Studio*.

Таблица 3. Оценка уравнений для двух групп для 2010 г.

	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые
<i>income</i>	0.486*** (0.074)	0.474*** (0.030)
<i>female</i>	1209.2 (4866.5)	776.5 (2108.8)
<i>age</i>	191.0 (251.3)	17.92 (103.5)
<i>education</i>	-836.5 (1327.6)	-188.0 (515.7)
<i>marriage</i>	-10783.8** (4850.1)	-3581.2* (2049.6)
<i>single_mother</i>	-19585.1** (7918.4)	-7356.1** (3494.6)
<i>tenure</i>	-307.28 (276.2)	-19.39 (97.93)
<i>n_children</i>	9123.3*** (2871.8)	1527.4 (1202.1)
<i>constant</i>	26404.0 (19396.5)	19991.4** (9248.5)
Наличие фиктивных переменных региона	Да	Да
Число наблюдений	134	596
R^2	0.509	0.364

Примечание. Р-значения: * — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

иное потребительское поведение, чем работники крупных предприятий. Они откликаются на рост дохода большим ростом потребления в динамике «зеркально» друг относительно друга (у работников крупных предприятий выше предельная склонность к потреблению в более благополучные для российской экономики годы).

Для формальной проверки наличия различий в потребительском поведении между группой работников крупных предприятий и группой самозанятых и работников малых предприятий был проведен тест Чоу.

Согласно полученным результатам, гипотезу о равенстве коэффициентов перед доходом для работников крупных предприятий и работников малых предприятий с самозанятыми можно отклонить в 2011, 2012 и 2013 гг. Данный результат подчеркивает важность учета временной гетерогенности для анализа сокрытия доходов. Во время экономического спада предприятия оказываются перед лицом падения выручки, что вынуждает их сокращать фонд оплаты труда. Специфика российского рынка труда состоит в том, что это происходит не через снижение занятости, а через сокращения оплаты труда⁹. Это обусловлено институциональными особенностями российского труда — большая доля премиального компонента оплаты труда, высокие издержки увольнения и т. п. (Гимпельсон и др., 2017). Наличие скрытой составляющей оплаты труда позволяет работодателю сократить

⁹ Как показывает исследование ЦТИ ВШЭ, весной 2020 г. адаптация через сокращения оплаты труда повторилась (Гимпельсон, Капелюшников, 2020).

эти выплаты без каких-либо правовых барьеров. Схожий результат о сокращении дохода в неформальном секторе получен в работе (Гимпельсон, Зудина, 2011).

Альтернативным объяснением могла бы быть следующая история. Если скрытые выплаты являются волатильной частью доходов домашних хозяйств, то тогда потребительское поведение работников малых предприятий и самозанятых должно было бы отличаться в силу другого постоянного дохода. Однако это явно не соответствует нашим оценкам, поскольку более низкий постоянный доход означает и более низкое потребление у работников малых предприятий и самозанятых, а оценки показывают в среднем обратную ситуацию.

Одной из проблем при оценке на опросных данных является ошибка измерения показателя дохода (в частности, опрашиваемые могут называть не точную величину, а примерное значение дохода). Ошибка измерения может касаться и величины потребления. Если обе ошибки измерения коррелируют между собой, то оценки коэффициентов в регрессиях «доход — потребление» будут несостоятельны (Pissarides, Weber, 1989; Cabral et al., 2020). Некоторые исследователи (Pissarides, Weber, 1989; Мурашов, Ратникова, 2017) для решения этой проблемы предлагают использовать в качестве инструментальной переменной для дохода наличие садового участка, второй квартиры, автомобиля отечественного или зарубежного производства, а также товаров длительного пользования. В Приложении (табл. ПЗ) приведено сопоставление оценок регрессий с инструментальной переменной и оцениваемой в данной работе регрессии. Как можно видеть, коэффициенты обеих регрессий схожи между собой, тест Вальда на равенство коэффициента регрессии с инструментальной переменной и полученного коэффициента оцениваемой регрессии показал, что с вероятностью более 0.8 гипотеза о равенстве не отвергается. Помимо этого, оценка коэффициентов регрессии потребления на доход проводилась в условиях принятия гипотезы о неоднородности вариации ошибок, их гетероскедастичности. Это позволяет снизить потенциальный эффект смещения, возникающий из-за декларирования дохода с ошибкой.

Основной предпосылкой данного исследования является гипотеза о том, что сотрудники крупных предприятий скрывают свои доходы в меньшей степени из-за большей вероятности налоговых проверок работодателей. Также из исследуемой выборки исключены сотрудники средних предприятий, поскольку их поведение нельзя однозначно причислить к потенциально скрывающей и нескрывающей группам. Для проверки данной гипотезы проверим «устойчивость» потенциально нескрывающей группы к включению в нее работников средних предприятий. Для этого сопоставим результаты оценки регрессии потребления на доход для сотрудников крупных и средних предприятий, постепенно исключая средние предприятия меньшего размера. Технически из числа средних предприятий на первом шаге исключаются те, у кого 101 работник, затем последовательно из числа вычеркиваем тех, у кого 102, 103 и т. д. работников, пока не останутся только сотрудники крупных предприятий. Получается 151 группа, отличающиеся между собой границей отсечения — числом работников, занятых на предприятии (нижняя граница от 100 до 250 чел.).

Согласно полученным результатам (рис. 2 и 3), оценки коэффициентов регрессии «доход — потребление» для работников средних предприятий неустойчивы, а по своим значениям ближе к оценкам по работникам малых предприятий и самозанятым (пунктирная линия на рис. 2 и 3). Данный вывод позволяет исключить работников средних предприятий из исследования.

Конечной целью исследования является определение размера сокрытия дохода. С помощью метода поиска пары между индивидами потенциально скрывающей доходы группы

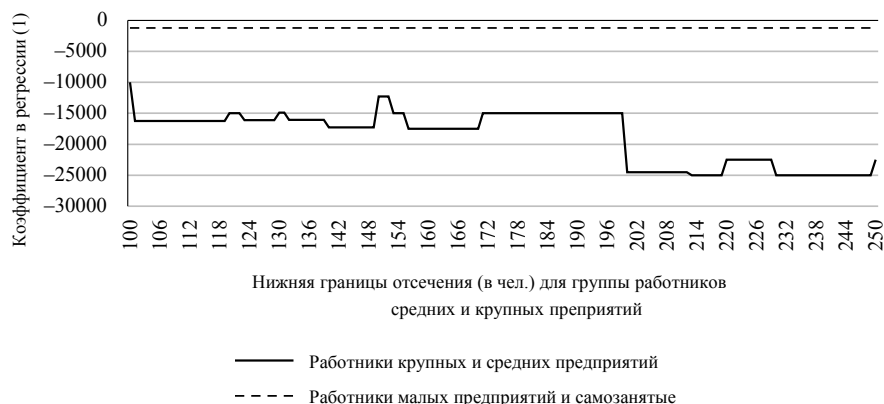


Рис. 2. Константа регрессии потребления на доход

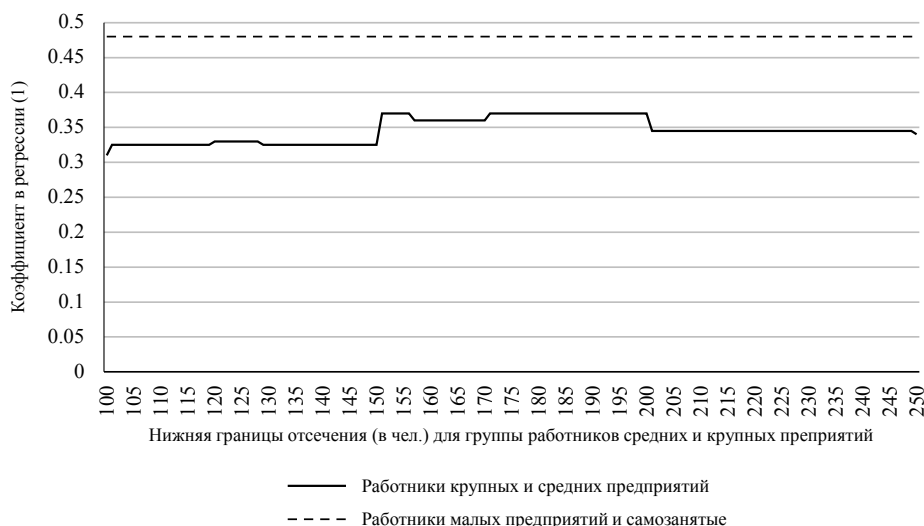


Рис. 3. Предельная склонность к потреблению

и нескрывающей группы для каждого года отдельно выборка была сбалансирована. На основе результатов описанной ранее регрессии для работников крупных предприятий их «близнецам» с другим трудовым статусом сообщается, какой доход у них должен быть, если бы они работали на крупном предприятии, но имели тот же уровень потребления. Этот сообщенный (вмененный) доход ($Y_{predicted}$) необходимо сравнить с доходом работников малых предприятий, который они сообщили в опросе. Если $\log(Y_{predicted}/Y_{declared}) > 0$ (т.е. имеет место систематическое отклонение в сторону занижения заявленного дохода относительно вмененного), то мы наблюдаем сокрытие дохода индивидами, работающими на малых предприятиях или относящимися к самозанятым. В таблице 4 представлены оценки нижней и верхней границ средней доли сокрытого дохода¹⁰ во вмененном доходе для работников малых предприятий и самозанятых, подсчитанные на основе гетероскедастичных стандартных ошибок.

¹⁰ Доля сокрытого дохода рассчитана как $(Y_{predicted} - Y_{declared})/Y_{predicted}$.

Таблица 4. Динамика средней доли сокрытого дохода, % от вмененного дохода

Год	Нижняя граница показателя	Верхняя граница показателя
2011	18.9	23.7
2012	27.4	30.9
2013	13.1	18.1

Из таблицы 4 можно сделать вывод о том, что работники малых предприятий и самозанятые склонны занижать свой декларируемый доход, причем доля сокрытия составляет от 13 до 31% фактического дохода.

Согласно данным, представленным на рис. 1, предельная склонность к потреблению гетерогенна по годам. Таким образом, интерес представляет сравнительная динамика сокрытия дохода по годам.

Таблица 5. Динамика средней доли сокрытого дохода (% от вмененного дохода) и склонности к потреблению работников разных по размеру предприятий

Год	Средняя доля сокрытого дохода	Склонность к потреблению работников малых предприятий и самозанятых	Склонность к потреблению работников крупных предприятий
2011	21.3	0.38	0.46
2012	29.2	0.27	0.66
2013	15.6	0.48	0.35

Как видно из табл. 5, различия в склонности к потреблению между работниками крупных и мелких предприятий больше в периоды экономического подъема. Данный момент важен с точки зрения понимания динамики уклонения от уплаты налогов на протяжении делового цикла. Так, в период подъема экономики имеет место не только рост потребления, но и рост сокрытия доходов в частном секторе.

5. Заключение

Малые предприятия в России в меньшей степени, чем крупные, подвержены налоговому контролю, что выражается и в меньшей вероятности выявления сокрытых доходов. Данное исследование показало, что идентичные по социодемографическим характеристикам домашние хозяйства при одинаковой величине потребления декларируют меньший доход, если их члены работают не на крупном, а на малом предприятии, или являются самозанятыми. В результате анализа было выявлено, что доля сокрытого дохода составляет примерно 13–31% от фактического дохода. Однако стоит оговорить, что эта оценка репрезентативна в той степени, в какой репрезентативной является выборка РМЭЗ НИУ ВШЭ. А как известно, она плохо отражает наиболее высокодоходные группы, но, тем не менее, репрезентативна для примерно 85% наемных работников (Белёв, Векерле, 2018).

Кроме того, получено, что в периоды экономического спада разница в объеме уклонения от уплаты налогов между работниками крупных предприятий, с одной стороны, и работниками малых предприятий с самозанятыми, с другой, статистически незначима. Этот результат

согласуется с выводами о проциклическом характере неформального сектора в (Гимпельсон, Зудина, 2011), полученным по данным за 2000-е годы. В работе (Мурашов, Ратникова, 2017) был сделан вывод о контрциклическом характере динамики сокрытия доходов. Расхождение в результатах может быть объяснено использованием разных подвыборок. В нашей работе происходило сопоставление работников крупных предприятий с работниками малых предприятий и самозанятыми. Мурашов и Ратникова (2017) сопоставляли доходы самозанятых и наемных работников, однако, в силу особенностей налогового администрирования в России, работников малых предприятий следует группировать с самозанятыми.

Благодарности. Статья подготовлена в рамках выполнения государственного задания РАНХиГС.

Список литературы

Белёв С. Г., Векерле К. В. (2018). Анализ эффективности налоговых расходов в России на примере имущественного налогового вычета и льготной ставки НДС. *Ars Administrandi (Искусство управления)*, 10 (4), 610–630.

Гимпельсон В. Е., Зудина А. А. (2011). Неформалы в российской экономике: сколько их и кто они? *Вопросы экономики*, 10, 53–76.

Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И., Рощин С. Ю. (ред.). (2017). Российский рынок труда: тенденции, институты, структурные изменения. *Доклад Центра трудовых исследований (ЦеТИ) и Лаборатории исследований рынка труда (ЛИРТ) НИУ ВШЭ*. https://www.hse.ru/data/2017/03/22/1170077643/Doklad_trud.pdf.

Гимпельсон В., Капелюшников Р. (2020). Рынок труда под натиском коронавируса. Центр трудовых исследований ВШЭ. <https://www.hse.ru/mirror/pubs/share/369698959.pdf>.

Золотарева А., Киреева А., Корниенко Н. (ред. Синельников-Мурылев С., Трунин И.). (2008). *Налоговое администрирование. Основные итоги реформы*. М.: ИЭПП.

Ибрагимова Д. Х., Николаенко С. А. (2019). Оценки неравенства населения в распределении финансовых активов. *Материалы XX Апрельской международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества*. <https://conf.hse.ru/2019/program/>.

Коваль П. К., Полбин А. В. (2020). Оценка роли постоянных и транзитивных шоков в динамике потребления и дохода в РФ. *Прикладная эконометрика*, 57, 6–30.

Майбуров И. А., Соколовская А. М. (2012). Проблема уклонения от налогов: теоретический анализ, изучение факторов и последствий. *Вестник УрФУ. Серия экономика и управление*, 3, 4–15.

Мамедли М. О., Синяков А. А. (2018). Финансы домохозяйств в России: шоки дохода и сглаживание потребления. *Вопросы экономики*, 5, 69–91.

Мурашов Я. В., Ратникова Т. А. (2017). Динамика неучтенных доходов российских домашних хозяйств. *Прикладная эконометрика*, 46, 30–54.

Aizenman J., Jinjark Y. (2008). The collection efficiency of the value added tax: Theory and international evidence. *Journal of International Trade & Economic Development*, 17 (3), 391–410.

Allingham M. G., Sandmo A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1 (3–4), 323–338.

Alm J. (2003). Tax compliance and administration. *Handbook on Taxation*. Dekker, New York.

- Artavanis N., Morse A., Tsoutsoura M. (2015). Tax evasion across industries: Soft credit evidence from Greece. *NBER Working Paper* No. 21552.
- Attanasio O., Browning M. (1995). Consumption over the life cycle and over the business cycle. *American Economic Review*, 85 (5), 1118–1137.
- Braguinsky S., Mityakov S., Liscovich A. (2014). Direct estimation of hidden earnings: Evidence from Russian administrative data. *The Journal of Law and Economics*, 57 (2), 281–319.
- Cabral A. C. G., Gemmell N., Alinaghi N. (2020). Are survey-based self-employment income under-reporting estimates biased? New evidence from matched register and survey data. *International Tax and Public Finance*, 28, 284–322.
- Carroll C. (1997). Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1–55.
- Castro L., Scartascini C. (2015). Tax compliance and enforcement in the pampas: Evidence from a field experiment. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 116, 65–82.
- Fisman R., Wei S.-J. (2004). Tax rates and tax evasion: Evidence from ‘missing imports’ in China. *Journal of Political Economy*, 112, 471–496.
- Friedman M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Gibson J., Stillman S., Le T. (2008). CPI bias and real living standards in Russia during the transition. *Journal of Development Economics*, 87 (1), 140–160.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.
- Gorodnichenko Y., Martinez-Vazquez J., Sabirianova Peter K. (2009). Myth and reality of flat tax reform: Micro estimates of tax evasion response and welfare effects in Russia. *Journal of Political Economy*, 117 (3), 504–554.
- Hayduk I., Williams D. R. (2019). Gender gap in self-employment: The role of risk attitudes. *Economics of Transition and Institutional Change*, 27, 673–698.
- Hayashi F. (1985). The permanent income hypothesis and consumption durability: Analysis based on Japanese panel data. *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (4), 1083–113.
- Ho D., Imai K., King G., Stuart E. (2007). Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political Analysis*, 15, 199–236.
- Jensen T., Johannesen N. (2017). The consumption effects of the 2007–2008 financial crisis: Evidence from households in Denmark. *American Economic Review*, 107 (11), 3386–3414.
- Kleven H. J. (2014). How can Scandinavians tax so much? *Journal of Economic Perspectives*, 28 (4), 77–98.
- Kleven H. J., Knudsen M., Kreiner C., Pedersen S., Saez E. (2011). Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica*, 79 (3), 651–692.
- Kleven H. J., Kreiner C. T., Saez E. (2009). Why can modern governments tax so much? An agency model of firms as fiscal intermediaries. *NBER Working Paper* No. 15218.
- Nevzorova E. N., Kireenko A. P., Sklyarov R. A. (2017). Bibliometric analysis of the literature on tax evasion in Russia and foreign countries. *Journal of Tax Reform*, 3 (2) 115–130.
- Pissarides C. A., Weber G. (1989). An expenditure-based estimate of Britain’s black economy. *Journal of Public Economics*, 39 (1), 17–32.

Rosenbaum P., Rubin D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70 (1), 41–55.

Rubin D. (1990). Formal modes of statistical inference for causal effects. *The Journal of Statistical Planning and Inference*, 25, 279–292.

Scotchmer S. (1987). Audit classes and tax enforcement policy. *The American Economic Review*, 77 (2), 229–233.

Shaw J., Slemrod J., Whiting J. (2010). Administration and compliance. In: *Dimensions of Tax Design: The Mirlees Review*, 1100–1188. New York: Oxford University Press.

Shea J. (1994). Should we test the life cycle: Permanent income hypothesis with food consumption data? *Economics Letters*, 45 (1), 63–68.

Winter H. (2008). *The economics of crime: An introduction to rational crime analysis*. London: Routledge.

Yitzhaki S. (1974). A note on income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 3 (2), 201–202.

Поступила в редакцию 29.06.2020;
принята в печать 02.03.2021.

Приложение

Таблица П1. Оценка регрессии «доход — потребление» для 2011 и 2012 годов

Переменные	2011		2012	
	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые
<i>income</i>	0.455*** (0.043)	0.383*** (0.032)	0.657*** (0.070)	0.270*** (0.022)
<i>female</i>	–4364.8 (3553.1)	2431.9 (2208.2)	–4491.6 (6661.0)	–1724.2 (2084.0)
<i>age</i>	191.7 (237.0)	28.33 (98.3)	–56.69 (391.71)	95.13 (82.70)
<i>education</i>	749.1 (965.1)	–196.7 (590.2)	–1485.6 (1641.0)	–579.8 (455.0)
<i>marriage</i>	–4088.0 (3287.1)	2157.4 (2171.0)	9156.4 (6487.6)	–3985.2** (1996.3)
<i>single_mother</i>	5737.6 (5959.1)	1161.7 (3791.5)	4724.6 (11006.3)	–125.4 (3418.9)
<i>tenure</i>	–355.7 (228.2)	48.19 (76.59)	–140.6 (387.8)	–47.98 (59.03)
<i>n_children</i>	–606.2 (2093.9)	–193.7 (1220.3)	–6927.6* (3552.7)	–57.92 (1050.4)
<i>constant</i>	–6876.5 (16977.1)	9998.0 (9281.4)	10055.8 (26758.7)	12761.1 (8880.2)

Окончание табл. П1

Переменные	2011		2012	
	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые
Число наблюдений	134	514	154	613
R^2	0.825	0.286	0.621	0.277
Скорректированный R^2	0.758	0.228	0.509	0.228
Станд. ошибка регрессии	14591.7	20598.0	29733.4	20345.4
P -значение F -статистики	0.000	0.000	0.000	0.000

Примечание. P -значения: * — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$. В этой и приведенных ниже таблицах зависимой переменной является потребление в реальном (денежном) выражении. Фиктивные переменные региона включены во все три таблицы.

Таблица П2. Оценка регрессии «доход — потребление» для 2013 и 2014 годов

Переменные	2013		2014	
	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые	Работники крупных предприятий	Работники малых предприятий и самозанятые
<i>income</i>	0.347*** (0.043)	0.482*** (0.034)	0.419*** (0.055)	0.451*** (0.025)
<i>female</i>	573.1 (3638.3)	–1257.1 (2614.6)	–304.3 (4498.1)	–1204.3 (1981.5)
<i>age</i>	–201.1 (398.6)	99.85 (112.4)	–316.8 (534.1)	–9.143 (82.01)
<i>education</i>	2289.2** (965.4)	56.24 (714.3)	–419.9 (1185.9)	–146.1 (501.0)
<i>marriage</i>	410.6 (3610.0)	–638.2 (2706.3)	4481.9 (4140.0)	2928.4 (1988.2)
<i>single_mother</i>	–5609.1 (5467.9)	–2068.9 (4874.3)	10687.9 (7490.3)	–2169.2 (3541.4)
<i>tenure</i>	138.7 (379.0)	–135.9* (72.78)	469.2 (526.8)	3.250 (52.33)
<i>n_children</i>	724.9 (2244.6)	1520.0 (1454.8)	4250.6 (2566.2)	–889.4 (1106.3)
<i>constant</i>	–14988.4 (15613.3)	3267.6 (12749.2)	–1345.0 (28195.0)	4913.9 (9257.7)
Число наблюдений	122	562	126	516
R^2	0.631	0.310	0.558	0.466
Скорректированный R^2	0.493	0.259	0.372	0.423
Станд. ошибка регрессии	13039.6	25757.8	17614.7	18334.6
P -значение F -статистики	0.000	0.000	0.000	0.000

Примечание. P -значения: * — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Таблица ПЗ. Сопоставление оценок методами инструментальной переменной (для коррекции ошибки измерения) и наименьших квадратов для работников крупных предприятий

Переменные	Метод инструментальных переменных	МНК
	(1)	(2)
<i>yl_real</i>	0.576*** (0.083)	0.561*** (0.051)
<i>female</i>	-7297.4 (5430.5)	-7252.6 (5425.7)
<i>age</i>	-71.89 (310.3)	-63.64 (308.1)
<i>education</i>	-1735.9 (1323.1)	-1720.3 (1321.0)
<i>marriage</i>	4609.0 (5401.3)	4628.7 (5399.3)
<i>single_mother</i>	1490.1 (9326.8)	1413.9 (9318.7)
<i>tenure</i>	-99.42 (318.2)	-108.5 (315.7)
<i>n_children</i>	-3721.3 (2919.2)	-3691.8 (2915.7)
<i>constant</i>	17627.6 (24070.4)	17699.1 (24062.5)
Число наблюдений	214	214
R^2	0.539	0.539
Скорректированный R^2	0.445	0.446
Стандартная ошибка регрессии	29554.1	29546.8
P -значение F -статистики		0.000

Примечание. P -значения: * — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Belev S., Vekerle K., Evdokimova A. The difference in tax evasion amount among various taxpayers' groups in Russia. *Applied Econometrics*, 2021, v. 62, pp. 66–84.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-66-84

Sergei Belev

Russian Academy of National Economy and Public Administration; Gaidar Institute for economic policy; Moscow, Russian Federation;

belev@ranepa.ru

Konstantin Vekerle

Russian Academy of National Economy and Public Administration; Moscow, Russian Federation; vekerle-kv@ranepa.ru

Anastasiia Evdokimova

Gaidar Institute for economic policy; Moscow, Russian Federation; Evdokimova.anastasiia@gmail.com

The difference in tax evasion amount among various taxpayers' groups in Russia

This paper evaluates tax evasion in Russia through the estimation of individual «income-consumption» gap. Our analysis is held on the balanced in social-demographic characteristics subsample of the data of the RLMS of the Higher School of Economics. We reach this by using the combination of propensity score matching and exact matching. Given equal declared income consumption levels of self-employed and worker from small companies is, on average, higher than for workers from the big ones. This leads to the conclusion that former ones evade 13–31% of their actual income. This result is heterogeneous in year. During the economic slowdown, differences in concealment of income between self-employed and employees of small and large enterprises become insignificant.

Keywords: tax evasion; small business; self-employed; matching; permanent income.

JEL classification: D12; H27; H31.

References

Belev S. G., Vekerle K. V. (2018). Russian Federation tax expenditure efficiency analysis (Based on property tax deduction and preferential VAT rate). *Ars Administrandi*, 10 (4), 610–630 (in Russian).

Gimpelson V. E., Zudina A. (2011). Informal workers in the Russian economy: Who are they and how many? *Voprosy Ekonomiki*, 10, 53–76 (in Russian).

Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I., Roshchin S. Y. (2017). Rossijskij rynek truda: tendencii, instituty, strukturnye izmeneniya. *Doklad Centra trudovyh issledovanij (CeTi) i Laboratorii issledovanij rynka truda (LIRT) NRU HSE*. https://www.hse.ru/data/2017/03/22/1170077643/Doklad_trud.pdf (in Russian).

Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I. (2020). Rynek truda pod natiskom koronavirusa. *CeTi HSE* (in Russian).

Zolotareva A., Kireeva A., Kornienko N. (2008). *Tax administration. Major reform results*. M: IEP (in Russian).

- Ibragimova D., Nikolayenko S. (2019). Inequality in the distribution of financial assets. *XX April International Academic Conference On Economic and Social Development*. <https://conf.hse.ru/en/2019/program/> (in Russian).
- Koval P., Polbin V. (2020). Evaluation of permanent and transitory shocks role in consumption and income dynamics in the Russian Federation. *Applied Econometrics*, 57, 6–29 (in Russian).
- Mayburov I. A., Sokolovskaya A. M. (2012). The problem of tax evasion: Theoretical analysis, study of factors and consequences. *Journal of Applied Economic Research*, 3, 4–15 (in Russian).
- Mamedli M. O., Sinyakov A. A. (2018). Consumer finance in Russia: Income shocks and consumption smoothing. *Voprosy Ekonomiki*, 5, 69–91 (in Russian).
- Murashov Ya., Ratnikova T. (2017). The dynamics of unrecorded income of Russian households. *Applied Econometrics*, 46, 30–54 (in Russian).
- Aizenman J., Jinjarak Y. (2008). The collection efficiency of the value added tax: Theory and international evidence. *Journal of International Trade & Economic Development*, 17 (3), 391–410.
- Allingham M. G., Sandmo A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1 (3–4), 323–338.
- Alm J. (2003). Tax compliance and administration. *Handbook on Taxation*. Dekker, New York.
- Artavanis N., Morse A., Tsoutsoura M. (2015). Tax evasion across industries: Soft credit evidence from Greece. *NBER Working Paper* No. 21552.
- Attanasio O., Browning M. (1995). Consumption over the life cycle and over the business cycle. *American Economic Review*, 85 (5), 1118–1137.
- Braguinsky S., Mityakov S., Liscovich A. (2014). Direct estimation of hidden earnings: Evidence from Russian administrative data. *The Journal of Law and Economics*, 57 (2), 281–319.
- Cabral A. C. G., Gemmell N., Alinaghi N. (2020). Are survey-based self-employment income under-reporting estimates biased? New evidence from matched register and survey data. *International Tax and Public Finance*, 28, 284–322.
- Carroll C. (1997). Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1–55.
- Castro L., Scartascini C. (2015). Tax compliance and enforcement in the pampas: Evidence from a field experiment. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 116, 65–82.
- Fisman R., Wei S.-J. (2004). Tax rates and tax evasion: Evidence from ‘missing imports’ in China. *Journal of Political Economy*, 112, 471–496.
- Friedman M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Gibson J., Stillman S., Le T. (2008). CPI bias and real living standards in Russia during the transition. *Journal of Development Economics*, 87 (1), 140–160.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: Evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.
- Gorodnichenko Y., Martinez-Vazquez J., Sabirianova Peter K. (2009). Myth and reality of flat tax reform: Micro estimates of tax evasion response and welfare effects in Russia. *Journal of Political Economy*, 117 (3), 504–554.
- Hayduk I., Williams D. R. (2019). Gender gap in self-employment: The role of risk attitudes. *Economics of Transition and Institutional Change*, 27, 673–698.

- Hayashi F. (1985). The permanent income hypothesis and consumption durability: Analysis based on Japanese panel data. *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (4), 1083–113.
- Ho D., Imai K., King G., Stuart E. (2007). Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political Analysis*, 15, 199–236.
- Jensen T., Johannesen N. (2017). The consumption effects of the 2007–2008 financial crisis: Evidence from households in Denmark. *American Economic Review*, 107 (11), 3386–3414.
- Kleven H. J. (2014). How can Scandinavians tax so much? *Journal of Economic Perspectives*, 28 (4), 77–98.
- Kleven H. J., Knudsen M., Kreiner C., Pedersen S., Saez E. (2011). Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica*, 79 (3), 651–692.
- Kleven H. J., Kreiner C. T., Saez E. (2009). Why can modern governments tax so much? An agency model of firms as fiscal intermediaries. *NBER Working Paper* No. 15218.
- Nevzorova E. N., Kireenko A. P., Sklyarov R. A. (2017). Bibliometric analysis of the literature on tax evasion in Russia and foreign countries. *Journal of Tax Reform*, 3 (2) 115–130.
- Pissarides C. A., Weber G. (1989). An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of Public Economics*, 39 (1), 17–32.
- Rosenbaum P., Rubin D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70 (1), 41–55.
- Rubin D. (1990). Formal modes of statistical inference for causal effects. *The Journal of Statistical Planning and Inference*, 25, 279–292.
- Scotchmer S. (1987). Audit classes and tax enforcement policy. *The American Economic Review*, 77 (2), 229–233.
- Shaw J., Slemrod J., Whiting J. (2010). Administration and compliance. In: *Dimensions of Tax Design: The Mirlees Review*, 1100–1188. New York: Oxford University Press.
- Shea J. (1994). Should we test the life cycle: Permanent income hypothesis with food consumption data? *Economics Letters*, 45 (1), 63–68.
- Winter H. (2008). *The economics of crime: An introduction to rational crime analysis*. London: Routledge.
- Yitzhaki S. (1974). A note on income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 3 (2), 201–202.

Received 29.06.2020; accepted 02.03.2021.