

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

А.В. Аустов, Л.А. Леонова

**УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ ЖИЗНЬЮ И РАБОТОЙ,
СВЯЗЬ С НЕЗАРЕГИСТРИРОВАННОЙ
ЗАНЯТОСТЬЮ**

Препринт WP15/2011/04
Серия WP15
Научные труды
Лаборатории исследований
рынка труда

Москва
2011

УДК 330.1:330.4

ББК 65.012.2

А36

Редактор серии WP15

«Научные труды Лаборатории исследований рынка труда»

С.Ю. Роцин

А36

Аистов, А. В. Удовлетворенность жизнью и работой, связь с незарегистрированной занятостью : препринт WP15/2011/04 [Текст] / А. В. Аистов, Л. А. Леонова ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — М. : Изд. дом «Высшей школы экономики», 2011. — 36 с. — 150 экз.

По оценкам экспертов, доля теневого сектора и «серой» экономики в России составляет около трети ВВП. Снижает ли «серый» рынок социальную напряженность? Частичным ответом на данный вопрос являются результаты представленного в настоящей работе исследования. Нами выполнен регрессионный анализ удовлетворенности жизнью и работой с использованием данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS – HSE). В качестве критерия принадлежности к неформальной экономике рассмотрена не оформленная официально занятость. Сравнение оценок, полученных в рамках различных эконометрических моделей, показывает, что незарегистрированная занятость соответствует более низкому уровню удовлетворенности жизнью и работой по сравнению с формальной занятостью.

Классификация JEL: J0, I3, O17.

УДК 330.1:330.4

ББК 65.012.2

Aistov, Andrey V. Life and job satisfaction, relationship with the choice of unregistered employment : Working paper WP15/2011/04 [Text] / A. Aistov, L. Leonova ; National Research University “Higher School of Economics”. — Moscow : Publishing House of the Higher School of Economics, 2011. — 36 p. — 150 copies.

Experts' estimates say that shadow and grey economies equal up to one-third of the GDP of Russia. Does the grey market decrease social tensions? Some kind of answer is presented in the paper. We have made regression analysis of life and work satisfaction with the use of the Russia Longitudinal Monitoring Survey of HSE (RLMS – HSE). The employment without official registration (by labor book, labor agreement, or contract) is considered as criterion of work in the informal economy. Robustness check by different econometrics techniques shows that unregistered employment corresponds to the lower level of life and job satisfaction in comparison with the formal employment.

JEL Classification: J0, I3, O17.

Препринты Национального исследовательского университета

«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>

© Аистов А. В., 2011

© Леонова Л. А., 2011

© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2011

Введение^{1, 2}

Масштаб неформального сектора в России по разным методологиям оценки составляет от одной пятой до одной трети от общего числа занятых. Эти цифры несколько настораживают. Представьте себе, каждый третий или пятый из ваших работающих знакомых так или иначе причастен к неформальной экономике. Если учесть потребление услуг неформального сектора, то картина будет еще более настораживающей. Интерес к данной проблеме подогревается и фактом, отмеченным в работе [Гимпельсон, Зудина, 2011], состоящим в том, что в годы межкризисного экономического роста (1999–2008) российская экономика не шла по пути формализации. Доля занятых в неформальном секторе в этот период росла. Экономика создавала рабочие места в неформальном (!) секторе. Нерегулируемые официальным законодательством отношения процветали, и признаки такого процветания сохраняются. Несомненно, нахождение работника в неформальном секторе можно объяснить экономическими выгодами, в первую очередь, для работодателя. При этом принцип рациональности рыночных отношений говорит о том, что любая добровольная сделка выгодна и покупателю, и продавцу. Какие выгоды приносит неформальная экономика работнику, нанятому на работу неофициально? Работник теряет социальный пакет. Что он получает взамен?

Подробный ответ на поставленный выше вопрос представляет собой список, состоящий из достаточно большого числа разнообразных пунктов, каждый из которых может быть подвергнут подробному экономическому анализу. Попытаемся оценить интегральный эффект занятости в одной из частей неформального сектора, а именно в ситуации, когда наемный работник не оформлен на работе официально. В качестве «интегральных» показателей относительных выгод или недостатков занятости работника в неформальном секторе нами выбраны

¹ В работе использованы результаты, полученные в ходе выполнения проекта № 11-04-0055 «Занятость, доверие, удовлетворенность – поиск закономерностей», выполненного в рамках Программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» 2011–2012 гг.

² Авторы благодарны участникам семинара ЛИРТ за плодотворное обсуждение, полезные рекомендации по улучшению качества представленной работы и дальнейшему развитию направления исследований.

самооценки удовлетворенности жизнью и работой. Такие показатели имеют один известный недостаток – это относительность. Если человека спросить, насколько хорошо он себя чувствует, без исчерпывающей беседы (а она не предусмотрена в формальных анкетах) корреспонденту и эконометрическим методам анализа неведомо, с чем сравнивает респондент свое текущее состояние – с тем, что было у него до этого, или с наблюдаемым им окружением? Данный недостаток, на наш взгляд, можно считать достоинством, поскольку изменения самооценки (по аналогии с рыночной ценой) являются отражением полной (!), даже недоступной для нас, информации о состоянии респондента и его окружения.

Несомненный интерес в приложении к экономической политике представляет анализ корреляции самооценок с формальными экономическими показателями, например, доходом. Результаты работы могут быть также интересны читателям, интересующимся вопросами снижения социальной напряженности в обществе.

Основной целью данной работы является исследование связи между принадлежностью к незарегистрированной занятости и удовлетворенностью жизнью и работой.

Текст состоит из 7 разделов (включая Введение). Во втором разделе приведен краткий обзор литературы. В третьем – описана методология, сформулирована гипотеза исследования, обсуждены возможные причины смещения эконометрических оценок. В четвертом – описаны данные и их предварительный анализ. Пятый раздел посвящен эконометрическому анализу удовлетворенности жизнью. Используются модели упорядоченного выбора, модели бинарного выбора, адаптированная пробит-модель МНК и оценки системой уравнений. В шестом разделе кратко описаны результаты регрессионного анализа удовлетворенности работой. Седьмой раздел – Заключение.

2. Обзор литературы

На раннем этапе исследователи обнаружили, что средний индивидуальный заработок в неформальном секторе ниже, чем в формальном секторе [Merrick, 1976]. Д. Томас [Thomas, 1990] представляет доказательства того, что эта закономерность в основном имеет место для менее развитых стран. Более того, работа в неформальном секторе имеет и другие недостатки: работники часто сталкиваются с более плохими

условиями труда, не имеют трудового договора и, как следствие, лишаются различных социальных выгод. Несмотря на эти недостатки, работа в неформальном секторе часто предпочтительнее для индивида, чем безработица [De Grazia, 1982; Kesner-Skreb, 1997; Gërxfhani, 2004], и иногда даже считается лучшим вариантом, чем работа в формальном секторе. Кроме финансового преимущества в неуплате налогов (например, [Hansson, 1982]), неформальный сектор иногда обеспечивает большую гибкость и возможности для индивидуальной инициативы и творчества, в отличие от формального сектора [De Grazia, 1982; Renooy, 1990; Marcouiller et al., 1997].

Несмотря на попытку охарактеризовать плюсы и минусы работы в неофициальном секторе, остаются неясными последствия для благосостояния индивида. Хотя доход часто используется для сравнения положения индивидов в различных секторах, есть и нечто большее, чем просто обеспечение доходов, например, (не)уверенность в будущем и социальная безопасность (ее отсутствие). Поэтому в данной работе использовалась более широкая концепция экономического благосостояния, а именно субъективное благосостояние, т.е. собственные оценки индивидов их удовлетворенностью жизнью (аналогично, [Ferrer-i-Carbonel, Gërxfhani, 2008]).

Прежде чем начинать исследование удовлетворенности жизнью, полезно рассмотреть особенности методологии оценки детерминант счастья [Ferrer-i-Carbonel, Frijters, 2004].

Психологи [Argyle, 1999; Diener et al., 1999; Veenhoven, 1997] придерживаются кардиналистской точки зрения в вопросе оценки уровня счастья: например, разница в уровнях счастья между 4 и 5 такая же, как между 8 и 9 для любого индивидуума. В экономической литературе кардиналистская теория вызывает большое сомнение, и в результате долгого анализа прижилась гипотеза, что ответы об уровне удовлетворенности лишь ординалистически сравнимы: т.е. неизвестно, какое относительное различие между ответами об уровне удовлетворения, но все индивидуумы придерживаются одинаковой интерпретации каждого возможного ответа [Blanchflower, Oswald, 2004; Clark, Oswald, 1994; Plug, 1997; Ferrer-i-Carbonel, 2002; Frey, Stutzer, 2000; McBride, 2001; van Praag et al., 2003; Alesina et al., 2007].

Огромное практическое преимущество кардиналистского допущения состоит в том, что каждый может легко выявить для рассмотрения разницу в уровне счастья и соотнести ее с изменением наблюдаемых

переменных. Это значит, что любой эффект от стационарных (независящих от времени) ненаблюдаемых факторов выбывает в случае линейной спецификации. Как результат, существует много исследований в психологической литературе, которые вводят поправку на стационарные во времени ненаблюдаемые переменные, коррелированные с обозреваемыми, т.е. используют эконометрические модели с индивидуальными фиксированными эффектами. При эконометрическом тестировании полезность полагается латентной переменной для степени удовлетворённости. При этом в оцениваемую регрессию включаются контролирующие переменные, такие как возраст, пол, уровень образования и т.п., так как они также могут влиять на субъективную оценку удовлетворённости индивида. Большинство экономических статей используют модели с латентными переменными, которые, в сущности, уступают моделям с фиксированными эффектами в эконометрическом анализе индивидуального счастья.

Так как одной из наиболее явных проблем неформальности для общества является неуплата работниками налогов, взаимоотношение между субъективным благополучием и занятостью в неформальном секторе может быть рассмотрено с точки зрения отношения (терпимости) индивидов к уплате налогов сегодня для получения отдачи завтра. Применяя этот подход, было обнаружено, что для большинства индивидов работа в неформальном секторе имеет отрицательный эффект на субъективное благополучие, хотя существуют индивиды, для которых это влияние положительное [Ferrer-i-Carbonell, Gërkhani, 2008].

3. Методология

Не существует единого общепринятого понятия «неформальная занятость». Есть два основных подхода к определению неформальной занятости: традиционный – используется для обозначения людей, работающих в фирмах с пятью или менее работниками, непрофессиональных самозанятых, и людей, выполняющих в семье домашнюю работу; и правовой – понимает под неформальной занятостью рабочих, не получающих социальную защиту, по которым не производятся социальные отчисления и не платятся налоги. Более подробный анализ подходов к определению неформальной занятости представлен в [Гимпельсон, Зудина, 2011].

В настоящей работе используется определение неформальной занятости, близкое к правовому определению: речь идет о трудовых отношениях, не оформленных на месте работы официально (т.е. по трудовому контракту, соглашению и т.д.).

Гипотезой исследования является утверждение о том, что статус неформально занятого уменьшает вероятность стать более счастливым при прочих равных условиях.

Оцениваемая удовлетворенность (U_{it}) жизнью или работой в общем виде может быть записана следующим образом:

$$U_{it} = \beta_1 \ln(y_{it}) + \gamma \text{Status}_{it} + Z'_{it}\delta + \varepsilon_{it},$$

где y_{it} – это реальный месячный доход i -го респондента в периоде t , Status_{it} – бинарная переменная, отвечающая за принадлежность к неформальному (принимает значение 1) или зарегистрированному сектору (равна 0), вектор Z_{it} включает в себя контролирующие переменные (характеристики респондента и его окружения), ε_{it} – ненаблюдаемые характеристики респондента и его окружения, β_1 , γ и δ – оцениваемые параметры модели (δ – вектор).

Основное внимание в рамках данной работы уделяется коэффициенту γ . Исходя из проведенного ранее анализа неформальной занятости, был сделан вывод о вынужденном характере данного статуса. Это может служить основанием для того, чтобы предположить негативное влияние факта принадлежности к неформальному сектору на уровень удовлетворенности жизнью.

Так как увеличение значения переменной, отвечающей за удовлетворенность жизнью, соответствует снижению «счастья», то подтверждением анализируемой гипотезы является положительный знак коэффициента γ .

Эконометрические оценки параметров представленной модели могут быть подвергнуты смещениям по ряду очевидных причин. Во-первых, весьма вероятны ошибки значений регрессоров (y_{it} , Status_{it} и Z_{it} представляют собой ответы респондентов на вопросы анкет, что не всегда объективно). Поскольку модель представляет собой множественную регрессию, направление результирующего смещения отдельного параметра неоднозначно. Например, при оценке параметров модели методом наименьших квадратов, если один из регрессоров сильно «зашумлен», коэффициент при этом регрессоре будет занижен, и это вызовет завышение оценок коэффициентов при других (точно измеренных) регрессорах. Во-

вторых, практически все регрессоры в эмпирических моделях в той или иной степени являются эндогенными. В представленной модели это, в первую очередь, относится к доходу и выбору статуса занятости. Эндогенность приводит к смещению оценок параметров. Направление смещений зависит от знака коэффициента корреляции регрессора и случайного слагаемого (ε_{it}). Сильная корреляция одного из регрессоров в множественной регрессии может вызвать заметное смещение оценок параметров при других регрессорах в противоположном направлении. В-третьих, оценки, выполненные без учета панельного характера данных, могут быть несостоятельны из-за наличия ненаблюдаемых индивидуальных эффектов. Причина смещений оценок может быть описана следующим образом. Из случайного слагаемого ε_{it} можно выделить компоненту (α_i) инвариантную во времени для любого i -го индивидуума – ненаблюдаемый индивидуальный эффект. Если значения регрессоров коррелируют с этой составляющей, возникает смещение оценок параметров в случаях, когда метод оценивания не учитывает данное явление. В-четвертых, неслучайность выборки. В выборку в рамках представленного исследования вошла лишь занятая часть населения.

С целью проверки робастности окончательных выводов к выбору модели и метода оценивания, в настоящей работе приведены несколько вариантов оценок коэффициента γ .

4. Данные

Эмпирические оценки выполнены на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS – HSE) – панельного опроса, репрезентативного для России (1998–2009 гг.).

В выборку включены респонденты в возрасте 15–72 лет.

При выделении лиц, не оформленных на работе официально, рассматривалось только основное место работы индивида. Кроме того, в рамках данного исследования мы ограничились занятыми по найму, исключив из рассмотрения самозанятых. Это было сделано, чтобы устранить возможную гетерогенность, так как есть все основания полагать, что поведение для двух категорий неформально занятых (занятых по найму и самозанятых) принципиально различается.

Рассмотрим статистику занятости. Структура занятости населения России по оценкам на основе данных RLMS – HSE приведена в табл. 1.

Доля неформально занятого населения на протяжении анализируемого периода колеблется от 6% до 9%, тенденция к снижению или увеличению неформального сектора отсутствует. Заметно сокращение доли безработного населения. Доля оформленной официально занятости колеблется на одном уровне, меняясь в различных направлениях.

Оттоки из статуса безработных, притоки и оттоки для других статусов занятости проиллюстрированы оценками вероятностей смены статусов занятости на Рис. 1 (см. Приложение).

Тенденция к сохранению выбранного статуса занятости по отношению к его смене преобладает у экономически неактивного населения и официально оформленных работников. Безработные наименее стабильны, причем большинство из них перетекало в официально оформленные занятые и экономически неактивное население. Что касается группы работников, отношения которых с работодателем носят незарегистрированный характер, то большинство из них (почти 35%) переходят на официально оформленную работу. При этом, учитывая, что и большинство безработных стремятся к статусу официально оформленных работников, можно сделать вывод, что именно данный статус является наиболее приоритетным, а статус неформально (незарегистрированного) занятого – лишь вынужденным или переходным.

Для эконометрического анализа была создана переменная, используемая как прокси для уровня полезности, содержащая ответы на вопрос об уровне удовлетворенности: «Насколько Вы удовлетворены своей жизнью в целом в настоящее время?». Варианты ответа представляют собой упорядоченную дискретную шкалу от 1 до 5, причем чем выше значение, тем менее индивид удовлетворен жизнью.

Рассмотрим соотношение анализируемых параметров. Проанализируем вклад каждого статуса занятости в каждую градацию удовлетворенности жизнью. Можно отметить, что вклад в оценки неформально занятых сравним с их долей в общем числе работников (которая составляет 20,01%).

Наибольший вклад неформально занятые вносят в категорию совсем не удовлетворенных жизнью индивидуумов. Доля незарегистрированных работников растет с уменьшением субъективной оценки счастья, что согласуется с выдвигаемой гипотезой.

Хотя, если обратиться к среднему уровню удовлетворенности, то средний уровень удовлетворенности жизнью для неформальных работников составляет 3,29, а для официальных – 3,09. Этот результат опровергает негативную взаимосвязь неформального статуса занятости

и уровня удовлетворенности. Но здесь возникает вопрос о том, является ли данное отличие значимым, что будет рассмотрено более подробно далее.

5. Удовлетворенность жизнью

5.1. Оценки в рамках модели упорядоченного выбора

Так как шкала удовлетворенности носит упорядоченный характер и при этом дискретна (от 1 до 5), на первом этапе исследования приведем результаты оценок влияния статуса неформально занятого на уровень счастья с помощью хорошо известной в эконометрике модели упорядоченного выбора (воспользуемся пробит-моделью). Оценки выполнены для отдельных лет.

Латентную переменную (прокси для значений функции полезности) запишем в линейном виде:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i,$$

где x_i – вектор объясняющих переменных (включая статус занятости), β – вектор коэффициентов, ε_i – случайная компонента, имеющая стандартный нормальный закон распределения.

Наблюдаемая дискретная переменная определяется латентной непрерывной переменной следующим образом:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{если } \tau_1 = -\infty \leq y_i^* < \tau_2, \\ 2, & \text{если } \tau_2 \leq y_i^* < \tau_3, \\ 3, & \text{если } \tau_3 \leq y_i^* < \tau_4, \\ 4, & \text{если } \tau_4 \leq y_i^* < \tau_5, \\ 5, & \text{если } \tau_5 \leq y_i^* < \tau_6 = \infty, \end{cases}$$

где $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_6$ – пороговые значения.

В результате может быть рассчитана вероятность наблюдаемого исхода:

$$\Pr(y_i = j | x_i) = F(\tau_{j+1} - x_i' \beta) - F(\tau_j - x_i' \beta).$$

Положим $y_{ij} = 1$, если $y_i = j$, и будет равно $y_{ij} = 0$ – в противном случае. Тогда для выборки, включающей N наблюдений (y_i, x_i) , логарифм функции правдоподобия будет выглядеть как:

$$\ln L(\beta, \tau_2, \dots, \tau_s; y, x) = \sum_{i=1}^N y_{ij} \ln \Pr(y_i = j | x_i).$$

Для упорядоченной пробит-модели F – интегральная функция стандартного нормального распределения. Оценки интересующих нас параметров выполнены методом максимального правдоподобия.

В ходе тестирования в модель, наряду с объясняющей переменной – статусом занятости (1 – неформальная занятость, 0 – оформленная официально), включены демографические переменные и другие. Оценки найдены для четных годов анализируемого периода: 1998, 2000, 2004, 2006 и 2008 гг. Это позволяет проследить динамику и понять, как изменялось соотношение между удовлетворенностью жизнью и неформальным статусом занятости. Полученные результаты систематизированы в табл. 3 (см. Приложение).

Из приведенных оценок можно заключить, что знаки оценок коэффициентов достаточно стабильны во времени. Оценки коэффициента перед статусом занятости положительны для 1998, 2004, 2006 и 2008 гг., что позволяет не отвергать гипотезу о негативной взаимозависимости между статусом занятости и удовлетворенностью жизнью. Заметим, в приведенных оценках нет контроля эндогенности.

Для всех анализируемых годов можно отметить, что удовлетворенность жизнью растет с увеличением дохода индивида. При этом мужчины в среднем менее удовлетворены жизнью, чем женщины (исключение составляет 2006 г., когда оценка перед полом была незначимой).

Подтверждена квадратичная зависимость удовлетворенности жизнью от возраста, найденная во многих исследованиях (например, [Blanchflower, Oswald, 2004]). При этом возраст максимальной удовлетворенности жизнью соответствует 46–50 годам.

Выявлена стойкая взаимосвязь здоровья и удовлетворенности жизнью. В качестве прокси для состояния здоровья взята бинарная переменная, принимающая значение, равное 1, при наличии проблем со здоровьем. Получен ожидаемый результат: индивиды без проблем со здоровьем более удовлетворены жизнью.

Стоит отметить, что демографические и социоэкономические характеристики чувствительны к набору контролируемых переменных. Так,

если коэффициент перед статусом занятости сохранял свой знак и значимость при смене набора дополнительных объясняющих переменных, то значимость коэффициента, например, перед полом не устойчива при включении или исключении таких переменных, как семейное положение, наличие или количество детей.

5.2. Оценки с учетом панельного характера данных

Для дальнейшего эконометрического анализа была сформирована панель данных с 1998 по 2009 г.

Исследования психологов показывают, что характеристики работы и доход входят в функцию полезности сложным образом. Персональные черты и другие индивидуальные ненаблюдаемые аспекты влияют на удовлетворение. Другими словами, можно предположить, что масштабирование субъективного уровня удовлетворенности систематически различается между индивидуумами. Пул-регрессия неявно предполагает сравнимость между индивидуумами шкал удовлетворенности. Если индивидуальные черты соотносятся с другими характеристиками, то оценки влияния этих характеристик на удовлетворенность в рамках кросс-секций и пул-моделей будут смещены. Если индивидуальные черты стационарны (неизменны во времени), то включение фиксированных эффектов (переход к панельным данным) проконтролирует эти смещения.

5.2.1. Модель бинарного выбора

В рамках бинарного анализа использовалась логит-модель с фиксированными эффектами.

На первом этапе необходимо преобразовать зависимую переменную (удовлетворенность жизнью) из дискретной, имеющей пять градаций, в бинарную переменную.

Разбиение на бинарную переменную производилось таким образом, чтобы число изменений новой переменной было максимальным. Данная методика минимизирует сокращение выборки в результате перехода к бинарной модели.

В результате использован следующий алгоритм формирования новой зависимой переменной:

$$binary_satis = \begin{cases} 0, & \text{если } satis = 1 \text{ или} \\ & satis = 2 \text{ или} \\ & satis = 3 \\ 1, & \text{если } satis = 4 \text{ или} \\ & satis = 5. \end{cases}$$

Таким образом, когда полученная бинарная переменная принимает значение 1, она отражает неудовлетворенных индивидуумов. Принимаемое значение 0 соответствует присутствию удовлетворенности в ответах.

В табл. 4 приведены оценки пул-модели и модели с фиксированными эффектами.

В обоих случаях коэффициент перед статусом занятости значимо выше нуля. Стоит отметить, что в выборке для оценок модели с фиксированными эффектами осталось лишь 5 525 индивидов, так как в случае дискретных переменных вероятность получить большое количество наблюдений со средними значениями высока.

Зависимость удовлетворенности жизнью от дохода сохраняет свой характер и для пул-модели и для модели с фиксированными эффектами.

5.2.2. Адаптированная пробит-модель МНК

Следующим шагом уточнения оценок параметров является переход к модели множественного выбора.

Логит-модель упорядоченного выбора с фиксированными эффектами может быть оценена только для тех индивидуумов, у которых присутствует изменение во времени зависимой переменной, и переменные не равны своим средним во времени значениям. Поэтому размер выборки сильно сокращается. При использовании «обычной» линейной модели с фиксированными эффектами сокращение выборки не столь существенно. В линейной модели наблюдения с неизменным значением зависимой переменной все-таки вносят вклад в оценку параметров, если они имеют вариацию в независимых переменных. Только наблюдения, которые не имеют изменений ни в независимых, ни в зависимой переменных, не делают вклад в оценку углов наклона в линейных моделях с фиксированными эффектами.

Указанный недостаток применения логит-модели может быть весьма драматичным, поскольку истощение выборки вызывает не только рост стандартных ошибок оценок коэффициентов, но и смещение самих оценок коэффициентов, если истощение носит неслучайный характер. Для устранения этих проблем можно воспользоваться линейной моделью, где зависимая переменная «кардинализована» [van Praag, Ferrer-i-Carbonel, 2004].

Метод probit adapted OLS (POLLS) [van Praag, Ferrer-i-Carbonel, 2004] состоит в вычислении квантилей стандартного нормального распределения, которые соотносятся с накопленными частотами различных категорий порядковой зависимой переменной, вычислении вероятностей попадания случайной величины в соответствующие интервалы и присвоении зависимой переменной этих вероятностей.

Смысл данного процесса количественно можно пояснить следующим образом.

Анализируемый уровень удовлетворенности жизнью включает пять градаций, имеющих следующее распределение: $p(\text{satis}=1) = 0,058$, $p(\text{satis} = 2) = 0,323$, $p(\text{satis} = 3) = 0,259$, $p(\text{satis} = 4) = 0,263$ и $p(\text{satis} = 5) = 0,097$.

Кумулятивные частоты в данном случае принимают значения $P(\text{satis} = 1) = 0,058$, $P(\text{satis} \leq 2) = 0,381$, $P(\text{satis} \leq 3) = 0,64$, $P(\text{satis} \leq 4) = 0,903$, $P(\text{satis} \leq 5) = 1$, а соответствующие Z -values стандартного нормального распределения равны: $Z_{0,055} = -1,256$, $Z_{0,341} = 0,109$, $Z_{0,599} = 0,839$, $Z_{0,881} = 1,886$ и $Z_1 = \infty$.

Для данных значений оригинальной упорядоченной переменной значения «кардинализованной» зависимой переменной конструируются взятием ожидания от стандартно распределенной нормальной переменной при условии, что она находится в интервале между двумя Z -values, корреспондирующими к классу значений оригинальной переменной. Тогда, присвоив индекс s для кардинализованной переменной satis , обозначающей уровень удовлетворенностью жизнью, получим:

$$E(Z | Z < -1,256) = \frac{-\varphi(-1,256)}{\Phi(-1,256)}, \text{ если } \text{satis} = 1$$

$$E(Z | -1,60 < Z < 0,109) = \frac{[\varphi(-1,256) - \varphi(0,109)]}{[\Phi(0,109) - \Phi(-1,256)]}, \text{ если } \text{satis} = 2$$

$$E(Z | 0,109 < Z < 0,839) = \frac{[\varphi(0,109) - \varphi(0,839)]}{[\Phi(0,839) - \Phi(0,109)]}, \text{ если } satis = 3$$

$$E(Z | 0,839 < Z < 1,886) = \frac{[\varphi(0,839) - \varphi(1,839)]}{[\Phi(1,886) - \Phi(0,839)]}, \text{ если } satis = 4$$

$$E(Z | 1,886 < Z) = \frac{\varphi(1,886)}{[1 - \Phi(1,886)]}, \text{ если } satis = 5,$$

где φ – функция плотности стандартного нормального распределения; Φ – интегральная функция стандартного нормального распределения. Это приведет к:

$$satis_c = \begin{cases} -2,024, \text{ если } satis = 1 \\ -0,894, \text{ если } satis = 2 \\ -0,077, \text{ если } satis = 3 \\ 0,665, \text{ если } satis = 4 \\ 1,671, \text{ если } satis = 5. \end{cases}$$

Более точные оценки можно получить, если квантили стандартного нормального распределения заменить порогами, взятыми из модели упорядоченного выбора. При этом используется информация о модели в целом, а не только безусловные частоты распределения зависимой переменной, предназначенной для кардинализации.

После процесса кардинализации оценивается линейная модель с фиксированными эффектами. Таким образом, имеется возможность и учесть наличие индивидуальных фиксированных эффектов, и избежать проблем, связанных с уменьшением выборки.

Результаты выполнения оценок с использованием Probit adopted OLS приведены в табл. 5.

Стабильные взаимосвязи, выявленные ранее, сохранились. Коэффициент перед статусом занятости указывает на негативное влияние неформального статуса занятости на удовлетворенность жизнью.

В пул-модели упорядоченного выбора (оценки с вкладом «межгруппового» сравнения) интересно обратить внимание на коэффициенты при дамми-переменных, отвечающих за год анкетирования. Так как базовой категорией являлся 2009 г., то можно сказать, что 1998, 2000, 2001, 2003, 2004, 2006, 2007 гг. соответствовали более низкой удовлетворенности жизнью по сравнению с 2009 г. Причем наиболее низкая

оценка наблюдалась в 1998 г., этой переменной соответствует коэффициент значительно более высокий, чем в других годах.

В пул-модели наличие и среднего, и среднего специального, и высшего образования значимо увеличивает удовлетворенность жизнью (базовой категорией являлись индивиды без среднего образования). Однако в модели с фиксированными эффектами данные коэффициенты становятся незначимыми, но это может быть вызвано тем, что слишком мало индивидов меняло свой уровень образования в течение рассматриваемого периода.

Относительно отраслевой принадлежности индивида устойчивые результаты показывает принадлежность к органам управления, науке, и торговле. Работа в данных сферах соответствует более высокой удовлетворенности жизнью, чем у работников низкой квалификации (базовой категории).

5.2.3. Моделирование системой уравнений³

Поскольку нет окончательной точки зрения относительно направления причинно-следственной связи между удовлетворенностью жизнью и статусом занятости (возможна ситуация, что они определяются одновременно), была составлена система уравнений. Для оценки параметров этой системы был использован метод максимального правдоподобия с учетом случайных эффектов.

Модель

Пусть для i -го индивида в период t наблюдается уровень удовлетворенности $s_{it} \in \{1, 2, \dots, J\}$. Наблюдаемое значение s_{it} описывает ответ индивида относительно его удовлетворенности жизнью, а значит, может принимать только дискретные значения. Поэтому в духе моделей упорядоченного выбора введем непрерывную латентную переменную s_{it}^* , на основе которой и строится ответ индивида: $s_{it} = j$, если $\pi_{j-1} < s_{it}^* \leq \pi_j$. Здесь π_j играют роль пороговых значений, при переходе через которые индивид меняет свой ответ. Чтобы для любого значения s_{it}^* было определено значение s_{it} , положим $\pi_0 = -\infty$ и $\pi_J = +\infty$.

³ Авторы глубоко благодарны Александру Владимировичу Ларину (преподавателю кафедры математической экономики НИУ ВШЭ – Нижний Новгород) за помощь в написании функции правдоподобия и выполнение численных оценок.

И пусть наблюдается тип занятости индивида $w_{it} \in \{0, 1\}$, в основе которого также лежит непрерывная латентная переменная w_{it}^* такая, что $w_{it} = 1$, если w_{it}^* превышает некоторое пороговое значение c (в противном случае $w_{it} = 0$).

В общем случае можно предположить, что уровень удовлетворенности и тип занятости определяются одновременно и нельзя указать на четкую причинно-следственную зависимость между этими переменными. Пусть тогда значения латентных переменных определяются из следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} s_{it}^* = \alpha_w \cdot w_{it}^* + y'_{it} \alpha_y + \alpha_u \cdot u_i + \varepsilon_{it}^s, \\ w_{it}^* = \beta_s \cdot s_{it}^* + z'_{it} \beta_z + \beta_u \cdot u_i + \varepsilon_{it}^w, \end{cases}$$

где y_{it} , z_{it} – векторы объясняющих переменных; u_i – индивидуальный эффект; ε_{it}^s и ε_{it}^w – шумы, в общем случае коррелированные между собой, но не по времени и индивидам. Решая данную систему уравнений относительно s_{it}^* и w_{it}^* , получаем:

$$\begin{cases} s_{it}^* = x'_{it} \alpha_y + a_u \cdot u_i + e_{it}^s, \\ w_{it}^* = x'_{it} \beta_z + b \cdot u_i + e_{it}^w, \end{cases}$$

где x_{it} – вектор объясняющих переменных (составлен из переменных, входящих в y_{it} и z_{it}), а α, β, a, b – зависят от исходных параметров модели.

Функция правдоподобия

Обозначим за L_i часть функции правдоподобия, связанную с наблюдениями по i -му индивиду. Тогда:

$$L_i = \Pr \{s_{i1}, \dots, s_{iT}, w_{i1}, \dots, w_{iT} \mid x_{i1}, \dots, x_{iT}\}.$$

Наблюдения за разные периоды становятся независимыми, если их взять условно на индивидуальные эффекты (единственный источник корреляции по времени). Тогда L_i распадается на произведение вероятностей:

$$L_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\prod_{t=1}^T \Pr \{s_{it}, w_{it} \mid u_i, x_{it}\} \right] \cdot \varphi(u_i) du_i,$$

где $\varphi(u_i)$ – функция плотности стандартного нормального распределения (нормируем дисперсию u_i на единицу). Далее опять же по формуле условной вероятности получаем:

$$\Pr\{s_{it}, w_{it} \mid u_i, x_{it}\} = \Pr\{w_{it} \mid s_{it}, u_i, x_{it}\} \cdot \Pr\{s_{it} \mid u_i, x_{it}\}.$$

Вероятность для уровня удовлетворенности определяем согласно модели упорядоченного выбора:

$$\begin{aligned} \Pr\{s_{it} = k \mid u_i, x_{it}\} &= \Pr\{\pi_{k-1} < s_{it} \leq \pi_k \mid u_i, x_{it}\} = \\ &= \Phi\left(\frac{\pi_k - x'_{it} \alpha - a \cdot u_i}{\sqrt{V[e^s]}}\right) - \Phi\left(\frac{\pi_{k-1} - x'_{it} \alpha - a \cdot u_i}{\sqrt{V[e^s]}}\right) = \\ &= \Delta_\Phi, \end{aligned}$$

где Φ – функция стандартного нормального распределения; k – наблюдаемый уровень удовлетворенности; π_k – пороговые значения латентной переменной.

Осталось лишь выразить условную вероятность типа занятости. Рассмотрим случай $w_{it} = 0$, $s_{it} = k$:

$$\Pr\{w_{it} \mid s_{it}, u_i, x_{it}\} = \int_{\pi_{k-1} - x'_{it} \alpha - a \cdot u_i}^{\pi_k - x'_{it} \alpha - a \cdot u_i} \int_{-\infty}^{-x'_{it} \beta - b \cdot u_i} f_{e^w, e^s}(t, z) dt dz,$$

где $f_{e^w, e^s}(t, z)$ – совместная плотность распределения шумов модели. Для того чтобы упростить данное выражение, представим шум e^w в следующем виде:

$$e^w = E[e^w \mid e^s] + v = \frac{E[e^w \cdot e^s]}{E[(e^s)^2]} \cdot e^s + v = \rho \cdot e^s + v.$$

По построению e^s и v некоррелированы, а значит, и независимы при условии, что совместное распределение e^s и e^w является нормальным.

Тогда

$$\begin{aligned} f_{e^w, e^s}(t, z) &= f_{\rho \cdot e^s + v, e^s}(t, z) = \\ &= f_{\rho \cdot e^s + v \mid e^s = z}(t) \cdot f_{e^s}(t) = \\ &= f_{\rho \cdot z + v}(t) \cdot f_{e^s}(t) = f_v(t - \rho \cdot z) \cdot f_{e^s}(t) = \\ &= \Phi\left(\frac{t - \rho \cdot z}{\sqrt{V(v)}}\right) \cdot \Phi\left(\frac{z}{\sqrt{V(e^s)}}\right). \end{aligned}$$

И тогда:

$$\Pr\{w_{it} | s_{it}, u_i, x_{it}\} = \int_{\pi_{k-1}-x'_{it}\alpha-a\cdot u_i}^{\pi_k-x'_{it}\alpha-a\cdot u_i} \int_{-\infty}^{-x'_{it}\beta-b\cdot u_i} \varphi\left(\frac{t-\rho\cdot z}{\sqrt{V(v)}}\right) \cdot \varphi\left(\frac{z}{\sqrt{V(\varepsilon^s)}}\right) dt dz =$$

$$\int_{\pi_{k-1}-x'_{it}\alpha-a\cdot u_i}^{\pi_k-x'_{it}\alpha-a\cdot u_i} \Phi\left(\frac{-x'_{it}\beta-b\cdot u_i-\rho\cdot z}{\sqrt{V(v)}}\right) \cdot \varphi\left(\frac{z}{\sqrt{V(\varepsilon^s)}}\right) dz.$$

Для случая $w_{it} = 1$ функцию $\Phi(\cdot)$ необходимо заменить на $1 - \Phi(\cdot)$. Обозначим полученный интеграл за A . Тогда логарифм функции правдоподобия запишется в следующем виде:

$$\ln(L) = \sum_{i=1}^n \ln \int_{-\infty}^{+\infty} [\Delta_\Phi \cdot A] \varphi(u_i) du_i.$$

Вычисления

Параметры, соответствующие максимуму функции правдоподобия, были найдены численно в среде Matlab.

Чтобы получить значение функции правдоподобия, необходимо вычислить двумерный интеграл. Для численного интегрирования можно воспользоваться представлением интегралов как матожиданий по соответствующим переменным. Так, для интегрирования по случайным эффектам получаем:

$$\ln(L) = \sum_{i=1}^n \ln E_u[\Delta_\Phi \cdot A].$$

Для того чтобы оценить матожидание, воспользуемся методом Монте-Карло. Сгенерируем случайные эффекты u_i из стандартного нормального распределения и вычислим соответствующие им значения функции $\Delta_\Phi \cdot A$. Тогда в качестве оценки матожидания можно взять среднее по полученным значениям. Полученная оценка будет также и оценкой интеграла. Аналогичным образом можно получить оценку второго интеграла, входящего в функцию правдоподобия.

Модели упорядоченного и бинарного выбора предполагают нормировку дисперсий шумов на единицу: $V(\varepsilon^s) = 1, V(\varepsilon^w) = 1$. Кроме того, так как случайные эффекты входят в уравнения модели с некоторыми коэффициентами, также нормируем их дисперсию на единицу. Константа в модели упорядоченного выбора полагается равной нулю (оцениваются пороговые значения).

Максимум функции правдоподобия ищется по структурным параметрам модели. Чтобы избежать проблем с идентификацией параметров, наборы объясняющих переменных для уровня удовлетворенности и статуса занятости должны различаться как минимум двумя переменными.

Результаты

Выполненные расчеты (табл. 6) показали, что при использовании информации о всех индивидуумах (включая тех, кто не менял статус занятости), статус неформально занятого снижает вероятность чувствовать себя более счастливым. Оценка коэффициента перед статусом занятости статистически значима и равна 0,4988. При этом второе уравнение показывает, что уровень удовлетворенности жизнью не влияет на статус занятости.

Для дальнейшего анализа выборка была ограничена исключительно индивидами, которые сменили статус занятости на протяжении рассматриваемого периода. Это было сделано для того, чтобы исследовать влияние смены занятости на удовлетворенность жизнью, иными словами, посмотреть, какой эффект имеет переход из одного в другой сектор занятости на удовлетворенность жизнью для тех, кто это испытал.

На этой выборке характер связей качественно не изменился, но произошло статистически значимое снижение коэффициента перед статусом занятости до 0,2606. Вероятность оказаться полностью неудовлетворенным жизнью для неформально занятых, испытывавших смену статуса занятости, ниже, чем для смешанной выборки.

6. Удовлетворенность работой

Поскольку трудовые отношения составляют существенную часть затрат времени, можно предположить, что неформальный статус занятости оказывает влияние на удовлетворенность жизнью через удовлетворенность работой.

Вопрос об удовлетворенности работой присутствует в данных RLMS – HSE 2006 г. Удовлетворенность работой, так же как и удовлетворенность жизнью, представляет собой дискретную упорядоченную переменную.

Эконометрические оценки были выполнены в рамках моделей упорядоченного выбора и одновременных уравнений.

В пробит-модели упорядоченного выбора (табл. 8) коэффициент перед статусом занятости оказался незначимо отличным от нуля.

Оценка системы уравнений с использованием функции правдоподобия, описанной выше, показала (табл. 7), что статус неформально занятого уменьшает вероятность иметь высокую удовлетворенность работой при прочих равных. При этом из второго уравнения следует, что люди с более высоким уровнем удовлетворенности жизнью вероятнее окажутся занятыми на официально оформленных местах.

7. Заключение

Исследование расширяет представления о неформальном рынке труда, затрагивая психологическую сторону нахождения в рамках неформальной занятости. В качестве основных исследуемых показателей использованы самооценки респондентов удовлетворенности жизнью и работой по данным RLMS – HSE – панельного опроса, репрезентативно представляющего население России. В работе затронута лишь часть неформального сектора – наемные работники, не оформленные официально (в соответствии с трудовой книжкой, договором или контрактом).

В качестве основной гипотезы выдвинуто предположение о том, что незарегистрированная занятость соответствует более низкому уровню удовлетворенности жизнью и работой по сравнению с формальной занятостью. Данное предположение получило эмпирическое подтверждение, робастность которого проверена сравнением между собой различных методов эконометрического оценивания.

Снижение удовлетворенности является косвенным признаком вынужденного характера незарегистрированной занятости. Возможно, это результат неэффективного инвестирования в формальные производства, создающие рабочие места. Точнее, процесс сокращения рабочих мест преобладает над созданием. Несмотря на столь печальные рассуждения, подтверждение выдвинутой в работе гипотезы можно воспринимать с оптимизмом, поскольку оно является свидетельством превышения предложения труда над спросом на труд в официальной экономике. Значит, есть «трудовые резервы», которые, при умелом подходе, можно эффективно использовать.

Можно развить и другую логическую цепочку рассуждений, которая также даст пессимистичный и оптимистичный выводы. Рост незарегистрированной занятости, сопровождающийся снижением удовлет-

воренности жизнью и работой, может быть предвестником увеличения социальной напряженности в обществе. Но вместе с этим снижение удовлетворенности является сдерживающим фактором, препятствующим взрывному росту неформальной экономики.

Если говорить о технической и прикладной стороне вопроса с целью дальнейшего использования результатов в проведении экономической политики, начатое исследование может быть продолжено, например, анализом возрастных особенностей, рассмотрением влияния уровня образования, сферы деятельности, анализом гендерных и семейных факторов. Еще раз подчеркнем, что выполненное исследование и выводы относятся лишь к незарегистрированной занятости, для нахождения «точек роста» экономики напрашивается рассмотрение других статусов и форм занятости.

Литература

Гимпельсон В.Е., Зудина А.А. «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они? // Вопросы экономики. 2011. № 10. С. 53.

Alesina A., Fuchs-Schundeln N. Good-bye Lenin (or not?): the effect of communism on people's preferences // American Economic Review. 2007. P. 1507–1528.

Argyle M. Causes and correlates of happiness // Kahneman D., Diener E., Schwarz N. Well-being: the foundations of hedonic psychology. 1999. Chapter 18.

Blanchflower D.G., Oswald A.J. Well-being over time in Britain and the USA // Journal of Public Economics. 2004. No. 88. P. 1359–1386.

Clark A., Oswald A. Unhappiness and Unemployment // The Economic Journal. 1994. No. 104 (424). P. 648–659.

De Grazia R. Clandestine employment: A problem of our times // The Underground Economy in the United States and Abroad / V. Tanzi (ed.). Lexington D.C. Heath, 1982.

Diener E., Suh E., Lucas R., Smith H. Subjective well-being: three decades of progress // Psychological Bulletin. 1999. Vol. 125. P. 276–302.

Ferrer-i-Carbonell A., Gërkhani K. Subjective welfare and (in)formal sector in a transition country // Social Indicators Research. 2011. Vol. 102. No. 2. P. 315–331.

Ferrer-i-Carbonell A. Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect // Tinbergen Institute Discussion Papers No. 02–019/3. 2002.

Ferrer-i-Carbonell A., Frijters P. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? // *The Economic Journal*. 2004. No. 114. P. 641–659.

Frey B.S., Stutzer A. Happiness, economy and institutions // *The Economic Journal*. 2000. No. 110. P. 918–938.

Gërzhani K. The informal sector in developed and less developed countries: A literature survey // *Public Choice*. 2004. No. 120 (3–4). P. 267–300.

Kesner-Skreb M. The unofficial economy and development // Paper presented in the international workshop “The importance of unofficial economy in economic transition”, 1997, Zagreb, Croatia.

Marcouiller D., Castilla V.R. de, Woodruff C. Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador, and Peru // *Economic Development and Cultural Change*. 1997. No. 45. P. 367.

McBride M. Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2001. No. 45. P. 251–278.

Merrick T.W. Employment and Earnings in the Informal Sector in Brazil: The Case of Belo Horizonte // *Journal of Developing Areas*. 1976.

Plug E.J.S. Leyden welfare and beyond // PhD thesis. Amsterdam: Thesis Publishers, 1997.

Renooy P.H. The informal economy: Meaning, measurement and social significance // *Netherlands Geographical Studies*. Amsterdam, 1990.

Thomas J.J. Synthesis of Comments and Discussion: Methodology and Theory // D. Turnha, B. Salome, S. Schwarz (eds.). *The informal sector revisited*. Paris: OECD, 1990.

Van Praag B.M.S., Frijters P., Ferrer-i-Carbonell A. The anatomy of subjective well-being // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2003. No. 51. P. 29–49.

Van Praag B.M.S., Ferrer-i-Carbonell A. *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*. Oxford: Oxford University Press, 2004.

Veenhoven R. Quality-of-life in individualistic society: a comparison of 43 nations in the early 1990's // *Social Indicators Research*. 1997. Vol. 48. P. 157–186.

Приложение⁴

Таблица 1. Структура занятости в возрасте 15–72 лет, %

Раунд	Год	Экономически неактивное население	Безработные	Работники, оформленные официально	Незарегистрированные занятые
VIII	1998	35,5	6,7	52,9	4,9
IX	2000	34,4	5,2	53,8	6,6
X	2001	33,7	4,9	53,3	8,1
XI	2002	33,6	4,7	54,9	6,8
XII	2003	31,4	4,3	56,3	8,0
XIII	2004	32,2	4,4	57,6	5,8
XIV	2005	32,9	4,3	55,0	7,8
XV	2006	31,4	3,4	56,3	8,9
XVI	2007	31,0	3,3	58,2	7,5
XVII	2008	31,3	5,6	54,1	9,0
XVIII	2009	37,7	6,5	52,5	9,3

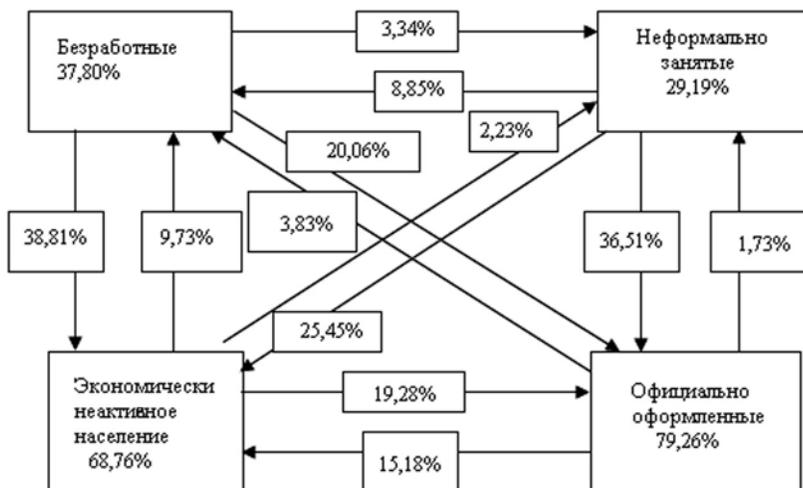


Рис. 1. Потоки на рынке труда, % (для набора 1998–2009 гг., 1998 г. взят за 100%)

⁴ Рассчитано авторами на данных RLMS – HSE.

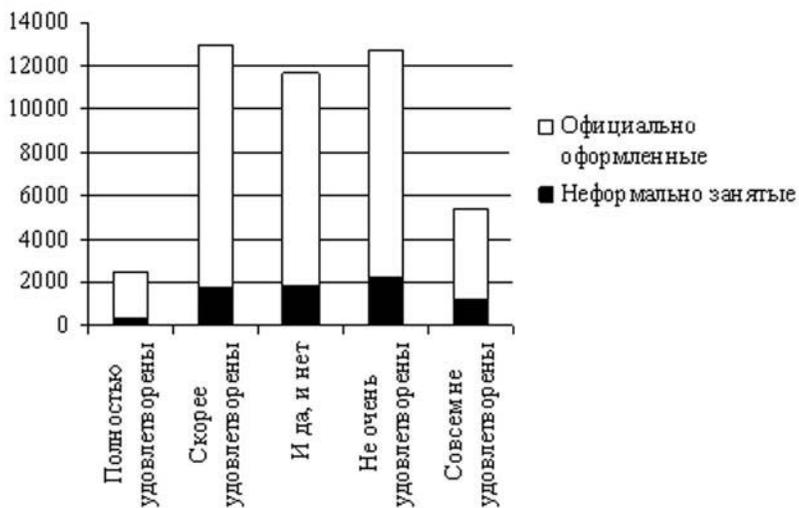


Рис. 2. Соотношение статуса занятости и уровня удовлетворенности

Таблица 2. Распределение уровня удовлетворенности жизнью по статусам занятости

Уровень удовлетворенности	Неформально занятые	Официально оформленные	Доля неформально занятых, %
Полностью удовлетворены	383	2080	15,55
Скорее удовлетворены	1765	11163	13,65
И да, и нет	1918	9733	16,46
Не очень удовлетворены	2241	10487	17,61
Совсем не удовлетворены	1221	4155	22,71

Таблица 3. Оценки коэффициентов в упорядоченной пробит-модели

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью					
Объясняющие переменные	1998	2000	2004	2006	2008
Статус занятости	0,123** (0,057)	-0,037 (0,049)	0,153*** (0,043)	0,158*** (0,045)	0,242*** (0,039)
Логарифм доходов	-0,087*** (0,014)	-0,040*** (0,008)	-0,027*** (0,008)	-0,142*** (0,017)	-0,037*** (0,007)
Пол (1 – муж., 0 – жен.)	-0,166*** (0,044)	-0,074* (0,040)	-0,155*** (0,0,35)	-0,039 (0,034)	-0,117*** (0,031)
Возраст	0,068*** (0,009)	0,058*** (0,008)	0,074*** (0,007)	0,077*** (0,007)	0,069*** (0,006)
(Возраст) ² /100	-0,068*** (0,011)	-0,063*** (0,010)	-0,075*** (0,009)	-0,081*** (0,008)	-0,072*** (0,007)
Проживание в городе	-0,116** (0,048)	-0,142*** (0,041)	0,064* (0,038)	0,111*** (0,035)	-0,032 (0,032)
Образование среднее общее	0,040 (0,052)	0,005 (0,045)	-0,039 (0,041)	-0,012 (0,031)	-0,016 (0,029)
Среднее специальное образование	-0,068 (0,044)	-0,013 (0,039)	0,009 (0,0,35)	-0,044 (0,033)	0,004 (0,031)
Высшее образование	-0,096 (0,062)	-0,071 (0,056)	-0,123** (0,048)	-0,111 (0,043)	-0,146*** (0,041)
Состояние в браке	-0,054 (0,0,46)	-0,174*** (0,041)	-0,302*** (0,034)	-0,268*** (0,032)	-0,331*** (0,031)
Состояние здоровья (1 – были проблемы со здоровьем, 0 – нет)	0,077* (0,040)	0,059* (0,035)	0,243*** (0,0,3)	0,142*** (0,032)	0,143*** (0,028)
Москва и С.-Петербург	-0,305*** (0,083)	-0,047 (0,086)	-0,316*** (0,064)	-0,135** (0,066)	-0,016 (0,059)
Центральный федеральный округ	-0,218*** (0,072)	-0,069 (0,064)	-0,207*** (0,062)	-0,159*** (0,059)	-0,009 (0,055)
Южный ФО	-0,144* (0,078)	0,054 (0,069)	-0,0,54 (0,064)	-0,125** (0,06)	0,129** (0,057)
Северо-Западный ФО	-0,221*** (0,080)	-0,052 (0,073)	-0,285*** (0,070)	-0,131** (0,066)	-0,284*** (0,062)
Дальневосточный ФО	0,007 (0,102)	0,016 (0,087)	0,057 (0,085)	0,190** (0,082)	0,194** (0,078)

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью					
Объясняющие переменные	1998	2000	2004	2006	2008
Сибирский ФО	0,130 (0,082)	0,256*** (0,070)	-0,033 (0,066)	-0,007 (0,065)	0,186*** (0,059)
Приволжский ФО	-0,118* (0,069)	0,044 (0,062)	-0,087 (0,059)	-0,155*** (0,057)	-0,020 (0,052)
Органы управления	-0,534*** (0,110)	-0,480*** (0,088)	-0,481*** (0,086)	-0,315*** (0,081)	-0,490*** (0,074)
Наука/ образование	-0,106*** (036)	-0,165*** (0,033)	-0,112*** (0,029)	-0,105*** (0,028)	-0,127*** (0,026)
Промышленность	-0,051** (0,023)	-0,097*** (0,020)	-0,061*** (0,018)	-0,072*** (0,017)	-0,079*** (0,016)
Финансы	-0,036 (0,023)	-0,060*** (0,021)	-0,068*** (0,018)	-0,042** (0,017)	-0,069*** (0,016)
Торговля	-0,034** (0,016)	-0,035** (0,014)	-0,024* (0,013)	-0,014 (0,011)	-0,034*** (0,011)
Сельское хозяйство	-0,136** (0,056)	-0,080** (0,035)	-0,034 (0,040)	-0,023 (0,048)	-0,014 (0,033)
Строительство	0,001* (0,010)	-0,023*** (0,009)	-0,015* (0,008)	-0,013 (0,007)	-0,017** (0,007)
Транспорт	0,002 (0,008)	-0,039*** (0,007)	-0,013** (0,007)	-0,007 (0,006)	-0,019*** (0,006)
N	3432	4179	5369	5942	6520
Prob>chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,084	0,067	0,071	0,052	0,065

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне.

В скобках указаны стандартные ошибки.

Таблица 4. Оценки моделей с зависимой бинарной переменной

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью		
Объясняющие переменные	Pooled logit	FE logit
Статус занятости	0,357*** (0,045)	0,250*** (0,078)
Логарифм доходов	-0,385*** (0,014)	-0,322*** (0,027)
Пол (1 – муж., 0 – жен.)	-0,314*** (0,024)	
Возраст	0,129*** (0,005)	-0,016 (0,020)
(Возраст) ² /100	-0,129*** (0,006)	-0,151*** (0,023)
Проживание в городе	-0,032 (0,024)	
Образование среднее общее	-0,075 (0,051)	-0,266 (0,214)
Среднее специальное образование	-0,055** (0,026)	0,023 (0,197)
Высшее образование	-0,271*** (0,031)	0,092 (0,197)
Москва и С.-Петербург	-0,144*** (0,049)	
Центральный федеральный округ	-0,086* (0,044)	
Южный ФО	0,022 (0,046)	
Северо-Западный ФО	0,121** (0,049)	
Дальневосточный ФО	0,433*** (0,048)	
Сибирский ФО	0,221*** (0,050)	
Приволжский ФО	0,040 (0,045)	
Органы управления	-0,694*** (0,061)	-0,288** (0,129)
Наука/ образование	-0,434*** (0,041)	-0,193* (0,106)

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью		
Объясняющие переменные	Pooled logit	FE logit
Промышленность	-0,091** (0,038)	-0,063 (0,084)
Финансы	-0,282*** (0,049)	0,039 (0,109)
Торговля	-0,278*** (0,043)	-0,166* (0,100)
Сельское хозяйство	-0,515*** (0,160)	-0,597 (0,382)
Строительство	-0,117*** (0,040)	-0,131 (0,086)
Транспорт	-0,096 (0,124)	0,199 (0,282)
1998	1,443*** (0,049)	
2000	0,931*** (0,047)	
2001	0,317*** (0,046)	
2003	0,409*** (0,043)	
2004	0,184*** (0,044)	
2005	0,013 (0,044)	
2006	0,178*** (0,041)	
2007	0,078* (0,042)	
2008	0,003 (0,042)	
Константа	-1,247	
Число наблюдений	49 582	30 951
Число индивидуумов		5 525
Log L	-29146	-11 634

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне. В скобках указаны стандартные ошибки.

Таблица 5. Оценки на основе адаптированной пробит модели МНК

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью		
Объясняющие переменные	Pooled oprobit	FE
Статус занятости	0,193*** (0,021)	0,119*** (0,025)
Логарифм доходов	-0,219*** (0,006)	-0,100*** (0,008)
Пол (1 – муж., 0 – жен.)	-0,163*** (0,011)	
Возраст	0,075*** (0,002)	-0,018 (0,060)
(Возраст) ² /100	-0,078*** (0,002)	-0,059*** (0,007)
Проживание в городе	-0,0002 (0,011)	
Образование среднее общее	-0,066*** (0,024)	-0,028 (0,067)
Среднее специальное образование	-0,027** (0,012)	0,022 (0,059)
Высшее образование	-0,118*** (0,014)	0,053 (0,057)
Москва и С.-Петербург	0,041* (0,022)	
Центральный федеральный округ	0,050** (0,020)	
Южный ФО	0,110*** (0,021)	
Северо-Западный ФО	0,107*** (0,023)	
Дальневосточный ФО	0,303*** (0,023)	
Сибирский ФО	0,209*** (0,024)	
Приволжский ФО	0,143*** (0,021)	
Органы управления	-0,407*** (0,027)	-0,132*** (0,038)
Наука/ образование	-0,240*** (0,019)	-0,123*** (0,033)
Промышленность	-0,052*** (0,018)	-0,013 (0,027)
Финансы	-0,174*** (0,024)	-0,020 (0,034)
Торговля	-0,140*** (0,020)	-0,057* (0,031)

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности жизнью		
Объясняющие переменные	Pooled oprobit	FE
Сельское хозяйство	-0,274*** (0,076)	-0,221** (0,112)
Строительство	-0,057*** (0,019)	-0,049* (0,028)
Транспорт	-0,081 (0,057)	0,017 (0,085)
1998	0,871*** (0,023)	
2000	0,519*** (0,023)	
2001	0,153*** (0,022)	
2003	0,189*** (0,020)	
2004	0,102*** (0,020)	
2005	0,023 (0,020)	
2006	0,089*** (0,019)	
2007	0,057*** (0,019)	
2008	0,013 (0,019)	
Число наблюдений	49 582	49 582
Число индивидуумов		13 505
Log L	-68 104	
Pseudo R ²	0,05	
Prob> χ^2	0,000	
R ²	within	0,075
	between	0,019
	overall	0,003
Prob>F		0,000

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне. В скобках указаны стандартные ошибки.

Таблица 6. Оценки с использованием функции правдоподобия
(удовлетворенность жизнью)

	Случайная выборка по всем индивидам (1500 наблюдений)		Случайная выборка по сменившим занятость (1500 наблюдений)	
	Удовлетворенность жизнью	Статус занятости	Удовлетворенность	Статус занятости
Статус занятости	0,4988** (0,0422)	–	0,2606*** (0,0493)	–
Удовлетворенность жизнью	–	–0,115 (0,2142)	–	–0,0001 (0,152)
Замужем/женат	–0,1578** (0,0794)	–	–0,0839 (0,0662)	–
Логарифм дохода	–0,2307*** (0,0227)	–	–0,2373*** (0,0332)	–
Возраст	0,1067*** (0,0124)	–0,0603*** (0,0081)	0,0817*** (0,002)	–0,0265*** (0,0027)
Квадрат возраста x 0,01	–0,1151*** (0,0115)	0,0622*** (0,0112)	–0,0985*** (0,0007)	0,0251*** (0,0075)
Опыт работы	–	0,0081 (0,0053)	–	0,1196** (0,061)
Константа	–	0,2157 (0,4644)	–	0,0095** (0,004)
Инд. эффекты	0,0002 0,1074	0,0000 (0,2926)	0,0001 (0,146)	0,0019 (0,0891)
Ковариация	0,0881 (0,2577)		0,151 (0,5107)	
Оценка ковариационной матрицы коэффициентов получена на основе Гессiana функции правдоподобия.				

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне. В скобках указаны стандартные ошибки.

Таблица 7. Оценки с использованием функции правдоподобия
(удовлетворенность работой)

	Случайная выборка по всем индивидам (1500 наблюдений)	
	Удовлетворенность работой	Статус занятости
Статус занятости	0,2973*** (0,037)	–
Удовлетворенность работой	–	0,1266*** (0,010)
Пол	0,2155** (0,101)	–
Логарифм дохода	–0,3843*** (0,0000)	–
Возраст	0,0411*** (0,0002)	–0,1142** (0,0605)
Квадрат возраста x 0,01	–0,0598*** (0,0037)	0,1066*** (0,0004)
Опыт работы	–	0,0243*** (0,0028)
Константа	–	0,4926*** (0,0004)
Ковариация	0,1507** (0,072)	

Оценка ковариационной матрицы коэффициентов получена на основе Гессiana функции правдоподобия.

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне

В скобках указаны стандартные ошибки.

Таблица 8. Оценки коэффициентов в упорядоченной пробит-модели

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности работой	
Статус занятости	0,083 (0,054)
Логарифм доходов на первой работе	-0,224*** (0,018)
Пол (1 – муж., 0 – жен.)	-0,001 (0,033)
Возраст	0,037*** (0,010)
(Возраст) ² /100	-0,049*** (0,012)
Проживание в городе	-0,020 (0,033)
Образование среднее общее	0,083 (0,070)
Среднее специальное образование	0,053 (0,036)
Высшее образование	0,051 (0,018)
Опыт	0,003 (0,005)
Опыт ²	-0,003 (0,013)
Москва и С.-Петербург	-0,007 (0,059)
Центральный федеральный округ	-0,007 (0,053)
Южный ФО	-0,032 (0,055)
Северо-Западный ФО	-
Дальневосточный ФО	0,143** (0,061)
Сибирский ФО	0,027 (0,065)
Приволжский ФО	0,095* (0,054)
Органы управления	-0,653*** (0,081)
Наука/ образование	-0,630*** (0,057)
Промышленность	-0,220*** (0,053)
Финансы	-0,424*** (0,068)

Продолжение табл. 8

Зависимая переменная: уровень удовлетворенности работой	
Торговля	-0,282*** (0,059)
Сельское хозяйство	-0,311 (0,211)
Строительство	-0,250*** (0,055)
Транспорт	-0,325** (0,160)
N	5 935
Prob>chi2	0,000
Pseudo R2	0,0288

Примечание: * – значимость коэффициентов на 10%-м уровне; ** – на 5%-м уровне; *** – на 1%-м уровне. В скобках указаны стандартные ошибки.

Препринт WP15/2011/04
Серия WP15
«Научные труды Лаборатории исследований рынка труда»

Аистов Андрей Валентинович, Леонова Людмила Аркадьевна

**Удовлетворенность жизнью и работой,
связь с незарегистрированной занятостью**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

Отпечатано в типографии
Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» с представленного оригинал-макета
Формат 60×84 ¹/₁₆. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 2,4
Усл. печ. л. 2,4. Заказ № . Изд. № 1378

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики»
Тел.: (499) 611-24-15