

А. В. Аистов, А. В. Ларин, Л. А. Леонова

# Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью: эмпирический анализ с учетом эндогенности<sup>1</sup>

*В работе выполнен эмпирический анализ связи удовлетворенности жизнью с выбором незарегистрированной занятости. Эндогенность статуса занятости и дохода описывается системой одновременных уравнений с функцией правдоподобия, учитывающей панельный характер данных и предполагающей нормальный закон распределения ненаблюдаемых индивидуальных эффектов. Оценки параметров системы выполнены на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE). В результате для мужчин выявлена статистически значимая положительная связь удовлетворенности жизнью с выбором незарегистрированной занятости при условии, что ряд характеристик респондента, в том числе доход, остаются фиксированными. Для женщин такая положительная зависимость наблюдается лишь в предположении роста доходов с выбором незарегистрированной занятости.*

**Ключевые слова:** неформальная занятость; незарегистрированная занятость; удовлетворенность жизнью; эндогенность дохода; эндогенность статуса занятости; система одновременных уравнений; функция правдоподобия; RLMS-HSE; панельные данные.

**JEL classification:** C01; C33; C35; J32; J21; D69.

## 1. Введение

Первое десятилетие XXI века отметилось в России ростом занятости в неформальном секторе экономики. Как уже неоднократно обсуждалось в литературе, у исследователей существуют разные подходы к определению «неформальности». Согласно методологии Росстата, в состав занятых в неформальном секторе включаются «граждане, занятые предпринимательской деятельностью без образования юридического лица или работой на индивидуальной основе, а также занятые оказанием профессиональных или технических услуг (врачи, нотариусы, аудиторы и др.) в частном порядке, независимо от того, имеют ли они или нет государственную регистрацию в качестве предпринимателя; лица, занятые в крестьянских (фермерских) хозяйствах, главы которых зарегистрированы в качестве индивидуальных предпринимателей без образования юридического лица; лица, занятые оказанием платных услуг по дому (горничные, сторожа, водители, гувернантки, няни, домашние повара, домашние секретари и т. п.), независимо от того, рассматриваются ли они как наемные работники или как самостоятельно занятые; лица, работающие по най-

<sup>1</sup> 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.

му у физических лиц, индивидуальных предпринимателей; лица, занятые производством в домашнем хозяйстве продукции сельского, лесного хозяйства, охоты, рыболовства и ее переработкой, если производимая продукция предназначена для продажи или обмена»<sup>2</sup>. В работе (Гимпельсон, Зудина 2011), выполненной на основе данных обследования населения по проблемам занятости 1999–2009 гг., в частности, было показано, что в 2001–2009 гг. в России наблюдалась явная тенденция создания рабочих мест в неформальном секторе. При этом, по их оценкам, в 1999–2009 гг. в России доля занятых в неформальном секторе составляла 15–25% экономически активного населения.

С одной стороны, тенденцию создания неформальных мест можно объяснить выгодами, которые неформальная занятость несет работодателю. Кроме очевидного финансового преимущества (например, неуплата налогов), неформальная занятость может упростить юридические отношения работодателя с наемными работниками в случае необходимости увольнения последнего.

С другой стороны, принцип рациональности рыночных отношений говорит о том, что любая добровольная сделка выгодна как покупателю, так и продавцу. Какие же выгоды несет неформальная занятость работнику? Он теряет социальный пакет и юридическую защищенность. Некоторые работники могут столкнуться с плохими условиями труда. Но в то же время неформальный сектор часто обеспечивает большие гибкость и возможности для индивидуальной инициативы и творчества (De Grazia, 1980; Renooy, 1990; Marcouiller et al., 1997). В определенной ситуации выбор неформальной занятости может стать вынужденным решением работника, например, в условиях недостаточного числа рабочих мест, создаваемых официальной экономикой. Несмотря на ряд недостатков, работа в неформальном секторе для индивида обычно выгоднее, чем безработица (De Grazia, 1980; Gerxhani, 2004), и иногда является лучшим вариантом, чем работа в формальном секторе.

В литературе предпринято достаточно много попыток охарактеризовать плюсы и минусы неформальной занятости. Однако последствия этого выбора для индивида остаются не до конца изученными. Хотя доход часто используется для сравнения положения индивидов в различных секторах экономики, есть нечто большее, чем просто высокие доходы — например, уверенность в своем будущем и социальная защищенность. В настоящем исследовании основное внимание уделено анализу связи субъективного благосостояния — оценок индивидами их удовлетворенности жизнью — со сменой статуса занятости (выбором незарегистрированной занятости).

Среди экономических статей, затрагивающих вопрос корреляции принадлежности к неформальной занятости и удовлетворенности жизнью в развивающихся странах, можно отметить работу (Krstic, Sanfey, 2007). Используя эконометрическую модель упорядоченного выбора, оцененную на данных Боснии и Герцеговины, авторы пришли к выводу, что официально оформленные работники ощущают себя более счастливыми, чем незарегистрированные, при прочих равных условиях. Выбор модели обусловлен дискретным характером зависимой переменной: респондентам задавался вопрос о том, на какой ступени они нахо-

<sup>2</sup> Из доклада начальника Управления статистики труда, науки, образования и культуры Федеральной службы государственной статистики З. А. Рыжиковой «Методология статистической оценки неформальной занятости и занятости в неформальном секторе», представленном в НИУ ВШЭ 9 апреля 2011 г. в рамках работы экспертных групп по актуальным проблемам социально-экономической стратегии России на период до 2020 года «Стратегия–2020: Новая модель роста — новая социальная политика». <http://2020strategy.ru/g7/news/28444231.html>.

дятся, если представить лесенку из ступеней, соответствующих различным уровням удовлетворенности жизнью.

Оценивая такую же модель с несколько иным набором объясняющих переменных, Ferrer-i-Carbonell, Gerxhani (2011) на данных по Албании подтвердили, что для большинства индивидов работа в неформальном секторе снижает субъективные оценки благополучия. При этом авторы показали, что склонность работника к нарушению налогового законодательства, а именно, уверенность в том, что уклонение от уплаты налогов не влияет на его личное будущее благосостояние, повышает субъективные оценки удовлетворенности работника своим финансовым благополучием при занятости в неформальном секторе.

Использование панельных опросов позволяет повысить эффективность оценок параметров моделей за счет учета внутригрупповой корреляции (GLS-оценки) и проконтролировать их смещение, вызванное корреляцией случайного слагаемого с регрессорами (модели с фиксированными эффектами, FE). К сожалению, в рамках FE-моделей упорядоченного множественного выбора существенно сокращается объем наблюдений (Ferrer-i-Carbonell, Frijters, 2004), поэтому было предложено использовать линейные FE-модели, адаптированные к порядковой зависимой переменной (probit adapted OLS), см., например, (Van Praag, Ferrer-i-Carbonell, 2004). Идея метода состоит в пересчете значений зависимой переменной для получения оценок параметров линейной модели, сопоставимых по интерпретации с probit-моделью.

Одним из недостатков указанных выше «традиционных» FE-моделей является отсутствие явного (структурного) описания связи эндогенных регрессоров с ненаблюдаемыми индивидуальными эффектами. Кроме того, предельные эффекты инвариантных (по времени) регрессоров не могут быть оценены из-за используемого внутригруппового преобразования или возникающей мультиколлинеарности, если фиксированные эффекты описываются набором бинарных переменных. В дополнение к этому следует отметить, что ненаблюдаемые индивидуальные эффекты явно не интерпретируются. Что может быть заключено в ненаблюдаемом инвариантном по времени случайном слагаемом? Способности, особенности жизненной философии, окружающая среда — выбор зависит от воображения исследователя и его способности убеждать слушателей или читателей при интерпретации результатов.

Одним из направлений совершенствования эконометрического тестирования связи удовлетворенности жизнью и выбора статуса занятости является учет эндогенности отдельных регрессоров. Для решения проблемы эндогенности в настоящей статье оценивается система одновременных уравнений, аналогично работе (Duarte et al., 2007). Это позволяет снизить или даже исключить смещение оценок интересующих нас параметров.

В качестве источника информации для выполнения эмпирических оценок в данной работе использован Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE)<sup>3</sup> — панельное обследование, репрезентативно представляющее взрослое население России. Использование этой базы данных позволяет выявить часть неформально занятых, если следовать определению Федеральной службы государственной статистики Российской Федерации, а именно — лиц, не оформленных на работе официально. Все полученные выводы относятся к выбору именно этого вида неформальной занятости.

<sup>3</sup> «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (RLMS-HSE) проводится совместно НИУ ВШЭ и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле (США) и Института социологии РАН.

сти. Вопросы RLMS-HSE не позволяют адекватно выявить респондентов по критерию отсутствия регистрации в качестве юридического лица, а также лиц, помогающих членам домохозяйств, работающим на предприятиях формального сектора. Несмотря на данное ограничение, рассмотренная тематика связи принадлежности к незарегистрированной занятости (как части неформальной занятости) и удовлетворенности жизнью, на наш взгляд, является актуальной, поскольку расширяет представления о возможных тенденциях развития российского рынка труда.

Статья состоит из восьми разделов, включая введение. Во втором и третьем разделах дано описание модели и приведена функция правдоподобия для ее оценки. В четвертом разделе описаны данные, используемые для получения оценок параметров модели. В пятом разделе приведены оценки предельных эффектов, дающие представление о величине и направлении влияния отдельных объясняющих переменных на субъективные оценки удовлетворенности жизнью. В шестом разделе приведены описание и результаты тестов на эндогенность дохода и статуса занятости. В седьмом разделе рассчитаны эффекты смены статуса занятости. Последний раздел — заключение.

## 2. Модель

С большой вероятностью можно утверждать, что в уравнении, объясняющем удовлетворенность жизнью, статус занятости является эндогенной характеристикой, поскольку удовлетворенность, высокая самооценка, оптимизм и т. п., в свою очередь, сами могут влиять на выбор человеком статуса занятости.

Несомненно, что доход влияет на самооценки удовлетворенности жизнью и тоже должен быть включен в правую часть уравнения удовлетворенности жизнью. Но он также является эндогенной характеристикой, поскольку может определяться как удовлетворенностью жизнью, так и выбором статуса занятости (Powdthavee, 2010; Frijters et al., 2006).

Оценки параметров модели без учета данных эффектов могут оказаться несостоятельными. Для решения проблемы эндогенности в данной работе использована система одновременных уравнений.

Сформулируем модель в терминах латентных переменных. Пусть для  $i$ -го индивида в период  $t$  наблюдается уровень удовлетворенности  $s_{it} \in \{1, 2, \dots, J\}$ . Значение  $s_{it}$  — шкалированный ответ индивида на вопрос о его удовлетворенности жизнью — принимает дискретные значения. Можно предположить, что ответ индивида строится на основе некоторой латентной переменной  $s_{it}^*$ , отражающей его субъективную непрерывную оценку удовлетворенности. Тогда наблюдаемый ответ индивида определяется по следующему принципу:  $s_{it} = j$ , если  $\mu_{j-1} < s_{it}^* \leq \mu_j$ , где  $\mu_j$  — пороговые значения ( $\mu_0 = -\infty$ ,  $\mu_J = +\infty$ ). Вероятность выбора респондентом определенного значения  $j$  вычисляется при этом с использованием интегральной функции распределения величины  $s_{it}^*$ . Пороговые значения  $\mu_j$  оцениваются на основе реальных данных наряду с остальными параметрами приведенной ниже модели.

Решение о выборе незарегистрированной занятости (наблюдаемый вид занятости) тоже описывается дискретной переменной, в данном случае, бинарной  $w_{it} \in \{0, 1\}$ : 1 — оформлен на работе официально, работает по устной договоренности; 0 — оформлен на работе официально, согласно договору, записи в трудовой книжке и т. п. Принятие решения о выборе работать без регистрации может быть описано изменением индивидуальной функции полезно-

сти — непрерывной латентной переменной  $w_{it}^*$ . Работник примет решение работать без официальной регистрации, если это приведет к росту его индивидуальной функции полезности по сравнению с официальной занятостью:  $w_{it} = 1$  при  $w_{it}^* > 0$  и  $w_{it} = 0$  в противном случае.

Доход  $i$ -го индивида в период  $t$  обозначим через  $y_{it}$ .

Учитывая достаточно редкую дискретизацию наблюдений RLMS-HSE во времени (ежегодный опрос), можно предположить, что уровень удовлетворенности, тип занятости и доход определяются одновременно, и нельзя указать на четкую причинно-следственную связь между ними. В таком случае можно описать связь дохода и латентных переменных системой уравнений:

$$\begin{cases} s_{it}^* = \alpha_{sw} w_{it}^* + \alpha_{sy} y_{it} + \beta_s' x_{it} + \gamma_s \xi_i + \varepsilon_{it}^s, \\ w_{it}^* = \alpha_{ws} s_{it}^* + \alpha_{wy} y_{it} + \beta_w' x_{it} + \gamma_w \xi_i + \varepsilon_{it}^w, \\ y_{it} = \alpha_{ys} s_{it}^* + \alpha_{yw} w_{it}^* + \beta_y' x_{it} + \gamma_y \xi_i + \varepsilon_{it}^y, \end{cases} \quad (1)$$

где  $\alpha, \gamma, \beta$  — параметры модели,  $x_{it}$  — вектор экзогенных переменных,  $\xi_i$  — инвариантные во времени ненаблюдаемые индивидуальные эффекты,  $\varepsilon_{it}$  — случайные слагаемые, изменяющиеся во времени и между индивидами.

В данной системе присутствует достаточно сильно упрощающее оценку предположение о линейной связи индивидуальных эффектов в трех уравнениях. Введение в каждое уравнение собственных индивидуальных эффектов — для удовлетворенности, статуса занятости и дохода — вряд ли приведет к качественно иным результатам и более эффективным оценкам, но существенно увеличит компьютерную трудоемкость вычислений из-за необходимости многомерного интегрирования.

Явный учет эндогенности интересующих нас переменных позволяет отказаться от FE-моделей и сделать предположение о нормальном законе распределения индивидуальных эффектов, что несколько упрощает процесс построения эффективных оценок параметров. Тем самым учитываются выводы Greene (2004), отметившего, что оценки параметров нелинейных моделей, полученные методом максимального правдоподобия с фиксированными эффектами, оказываются несостоятельными, и в случае небольшого числа периодов у них остается большое асимптотическое смещение. Кроме этого, основной недостаток моделей со случайными эффектами — предположение о независимости ненаблюдаемых индивидуальных эффектов и объясняющих переменных — перестает быть серьезной проблемой, поскольку компенсируется структурным учетом эндогенности. Согласно приведенной модели, статус занятости и доход — объясняющие переменные для уровня удовлетворенности — могут коррелировать с индивидуальными эффектами.

### 3. Функция правдоподобия

Перепишем модель в более удобном матричном виде:

$$Az_{it} = \beta' x_{it} + \gamma \xi_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где  $z_{it} = (s_{it}^*, w_{it}^*, y_{it})'$  и  $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it}^s, \varepsilon_{it}^w, \varepsilon_{it}^y)'$ , а  $A, \beta, \gamma$  соответствуют коэффициентам системы.

Приведенная форма модели имеет вид:

$$z_{it} = b'x_{it} + c \cdot \xi_i + v_{it}, \quad (3)$$

где  $b = A^{-1}\beta'$ ,  $c = A^{-1}\gamma$  и  $v_{it} = A^{-1}\varepsilon_{it}$ .

Предположение о статистической независимости  $v_{it}$  в разные моменты времени и переход к условному распределению (при условии, что значения  $\xi_i$  и объясняющих переменных, входящих в правую часть выражения (3), фиксированы), позволяет записать соответствующую условную плотность вероятности значений  $z_{it}$  в виде произведения. В результате вклад  $i$ -го индивида в функцию правдоподобия вычисляется следующим образом<sup>4</sup>:

$$L_i = f(\{s_{i1}, w_{i1}, y_{i1}\}, \dots, \{s_{iT}, w_{iT}, y_{iT}\} | x_i) = \int \prod_{t=1}^T f(s_{it}, w_{it}, y_{it} | x_i, \xi_i) f(\xi_i) d\xi_i, \quad (4)$$

где  $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ .

Шумы  $v_{it}$  в уравнениях системы в общем случае могут быть коррелированы между собой. Выделим линейную связь между шумами, используя простейшие парные регрессии:

$$v_{it}^s = \rho_{sy} \cdot v_{it}^y + \tilde{v}_{it}^s \quad \text{и} \quad v_{it}^w = \rho_{wy} \cdot v_{it}^y + \tilde{v}_{it}^w,$$

где  $\rho_{sy} = \text{Cov}[v^s, v^y] / \text{Var}[v^y]$  и  $\rho_{wy} = \text{Cov}[v^w, v^y] / \text{Var}[v^y]$ .

Это позволяет преобразовать систему так, чтобы шум в уравнении дохода был не коррелирован с шумами других уравнений. Для этого вычтем из правых и левых частей первого и второго уравнений соответствующие части уравнения дохода, умноженные на  $\rho_{sy}$  и  $\rho_{wy}$  соответственно. После простых преобразований получим:

$$\begin{cases} s_{it}^* &= \tilde{s}(y_{it}, x_{it}, \xi_i) + \tilde{v}_{it}^s, \\ w_{it}^* &= \tilde{w}(y_{it}, x_{it}, \xi_i) + \tilde{v}_{it}^w, \\ y_{it} &= \tilde{y}(x_{it}, \xi_i) + v_{it}^y, \end{cases} \quad (5)$$

где  $\tilde{s}(\cdot)$ ,  $\tilde{w}(\cdot)$ ,  $\tilde{y}(\cdot)$  — линейные (относительно параметров модели) функции.

В предположении нормальности распределения из некоррелированности шума следует статистическая независимость, и можно записать выражение для совместной плотности распределения в относительно простом виде:

$$f(s_{it}, w_{it}, y_{it} | x_i, \xi_i) = \Pr\{s_{it}, w_{it} | y_{it}, x_i, \xi_i\} \cdot f(y_{it} | x_i, \xi_i), \quad (6)$$

где  $\Pr\{s_{it}, w_{it} | y_{it}, x_i, \xi_i\}$  — условная вероятность наблюдать значения удовлетворенности и статуса занятости на уровнях  $s_{it}$  и  $w_{it}$  соответственно.

<sup>4</sup> Здесь и далее для простоты записи используется единое обозначение плотности вероятности  $f(\cdot)$ , а к каким случайным величинам относится плотность — ясно из аргументов функции.

Например, для случая  $s_{it} = j$  и  $w_{it} = 0$  получим:

$$f(s_{it}, w_{it}, y_{it} | x_i, \xi_i) = \left[ \Phi_2(\mu_j - \tilde{s}, -\tilde{w}) - \Phi_2(\mu_{j-1} - \tilde{s}, -\tilde{w}) \right] f_y(y_{it} - \tilde{y}).$$

где  $\Phi_2(\cdot)$  — плотность двумерного нормального распределения с соответствующей ковариационной матрицей,  $f_y(\cdot)$  — плотность нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и дисперсией  $\text{Var}[v^y]$ . Аналогичным образом можно выразить плотность вероятности для случая  $w_{it} = 1$ .

Таким образом, используя выражения (4) и (6), при известных параметрах исходной модели несложно вычислить логарифм функции правдоподобия:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln L_i. \tag{7}$$

Для численного интегрирования выражения удобно использовать представление интеграла в виде математического ожидания

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1}^T f(s_{it}, w_{it}, y_{it} | \xi_i) f(\xi_i) d\xi_i = E_{\xi_i} \left[ \prod_{t=1}^T f(s_{it}, w_{it}, y_{it} | \xi_i) \right]$$

и приближать его методом Монте-Карло (Greene, 2011).

В общем случае параметры модели не идентифицируемы, и для их оценки необходимо наложить ограничения. Очевидно, что существуют факторы, которые определяют уровень удовлетворенности, но не влияют на статус занятости и доход. Поэтому в последних двух уравнениях системы (1) коэффициенты перед такими факторами необходимо положить равными нулю. По этому принципу в модель вводятся шесть ограничений, которых оказывается достаточно, чтобы идентифицировать оставшиеся коэффициенты.

#### 4. Данные

Для оценки параметров модели используются данные RLMS-HSE. Это панельный опрос (ежегодный, за исключением 1997 и 1999 гг.), репрезентативно представляющий население России, но незначительно смещенный в сторону бедных слоев населения. Такое смещение обусловлено тем, что респондентам разрешено в любом раунде добровольно отказываться от участия в обследовании. В результате часть респондентов с ростом доходов покидает выборку. Это достаточно хорошо известное свойство всех опросов, основанных на принципе добровольности.

Для учета региональных характеристик использованы данные Федеральной службы государственной статистики<sup>5</sup>.

В таблице 1 приведены краткие описания некоторых созданных переменных, их средние значения и стандартные отклонения (в скобках). В анкетах RLMS-HSE вопрос об официальном оформлении занятости присутствует не во всех раундах, поэтому статистики в таб-

<sup>5</sup> <http://www.gks.ru/>.

лицах, а также все дальнейшие расчеты приведены для раундов с 2000 по 2009 год включительно. Возраст респондентов ограничен 15–72 годами.

**Таблица 1.** Описательные статистики респондентов в возрасте 15–72 лет

Переменная	Мужчины			Женщины		
	Зарегистрированные	Незарегистрированные	Общая выборка	Зарегистрированные	Незарегистрированные	Общая выборка
Удовлетворенность жизнью (5 градаций, большее значение соответствует большей удовлетворенности)	3.13 (1.06)	2.99 (1.12)	3.12 (1.07)	2.94 (1.09)	2.85 (1.09)	2.93 (1.09)
Доход (логарифм ежемесячного дохода в рублях 1994 г.)	5.68 (0.85)	5.71 (0.89)	5.68 (0.85)	5.28 (0.83)	5.20 (0.81)	5.28 (0.83)
Возраст (годы)	39.22 (12.20)	33.73 (12.43)	38.88 (12.29)	39.67 (11.81)	35.24 (13.63)	39.47 (11.93)
Семейное положение (1 — брак или совместное проживание, 0 — одинокий/одинокая)	0.84 (0.37)	0.69 (0.46)	0.83 (0.38)	0.68 (0.47)	0.59 (0.49)	0.68 (0.47)
Образование (количество лет обучения)	13.30 (2.72)	12.42 (2.42)	13.25 (2.71)	13.84 (2.65)	12.70 (2.41)	13.79 (2.65)
Резервный доход (логарифм, в рублях 1994 г.)	8.86 (0.94)	8.78 (1.02)	8.86 (0.95)	8.80 (0.95)	8.67 (1.05)	8.79 (0.95)
Число наблюдений (2002–2009 гг.)	17517	1167	18684	20747	965	21712

Удовлетворенность жизнью представляет собой порядковую переменную и является ответом на вопрос, насколько индивид удовлетворен своей жизнью в целом в настоящее время. Возможный ответ имеет пять градаций: 1 — совсем не удовлетворен; 2 — не очень удовлетворен; 3 — и да, и нет; 4 — скорее удовлетворен; 5 — полностью удовлетворен.

Построение переменной «статус занятости» соответствует правовому определению неформальной занятости: в рамках анкет RLMS-HSE анализировался вопрос, оформлен ли индивид на основной (первой) работе официально, т. е. по трудовой книжке, трудовому соглашению, контракту.

В качестве дохода взят логарифм средней за последние 12 месяцев «контрактной» заработной платы индивида (или его доходов) на первой работе, с учетом долгов и выплат в натуральной форме.

Так как образование участвует в рассматриваемой модели в качестве контролирующей переменной, то вместо использования набора бинарных переменных, отражающих различные уровни обучения, использована переменная, равная числу лет обучения. Иначе возникает проблема оценивания слишком большого числа параметров модели.

Для идентификации модели дополнительно созданы четыре переменные: резервный доход индивида, средний доход в регионе, доля неформально занятых в регионе и уровень общей безработицы в регионе.

Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью: эмпирический анализ с учетом эндогенности

Значение переменной, фигурирующей в настоящем исследовании под названием «резервный доход», равно логарифму разности ежемесячного дохода домохозяйства и среднего ежемесячного заработка, полученного респондентом на первой работе. Традиционно в простейших микроэкономических моделях под резервным доходом понимаются доходы индивида, не связанные с затратами его трудового времени. Например, доходы мужа, которыми может распоряжаться и пользоваться (для себя) супруга, влияют на ее предложение труда, в частности, на резервную зарплату — минимальную оплату, при которой супруга выходит на рынок труда. В построенную нами переменную «резервный доход» входят такого рода доходы, поэтому она используется в качестве прокси-переменной для традиционного (в экономическом смысле) понятия резервный доход и фигурирует в качестве объясняющей в уравнении занятости. Кроме этого, можно предположить, что общее финансовое благосостояние домохозяйства влияет на удовлетворенность респондента жизнью, определяя доступ к экономическим благам и сферу общения, снижая социальную напряженность. В рамках данной гипотезы переменная «резервный доход» включена в качестве объясняющей в уравнение удовлетворенности жизнью.

В качестве среднего дохода в регионе использован логарифм соответствующего показателя по данным Федеральной службы государственной статистики в первичной единице выборки RLMS-HSE.

Доли неформально занятых и уровни общей безработицы также были взяты из данных Федеральной службы государственной статистики для каждой первичной единицы выборки RLMS-HSE.

По ряду соображений в оцениваемую ниже модель не включен ряд контролирующих переменных, хотя они, на первый взгляд, напрашиваются в качестве регрессоров. Это такие характеристики, как, например, тяжелые условия труда, профессиональная группа, наличие детей. Считаем, что тяжелые условия труда являются достаточно субъективной характеристикой. Кому-то из респондентов и исследователей тяжелым может показаться физический труд, кому-то — умственный, объективное формирование данной переменной является неоднозначным. Кроме этого, данная характеристика больше относится к удовлетворенности работой, а оценка связи удовлетворенности работой и жизнью может быть темой отдельного исследования.

Контроль профессиональной принадлежности сильно увеличивает число необходимых для оценивания параметров. В качестве примера в табл. 2 приведены описательные статистики по профессиональным группам, выделенным в используемой выборке RLMS-HSE. При подсчете числа возникающих параметров в системе уравнений следует учесть, что следовало бы соответствующие бинарные переменные включить во все уравнения описываемой системы в качестве объясняющих, а также учесть эндогенность выбора профессии, добавив к системе еще одно уравнение — модель неупорядоченного множественного выбора. Но поскольку данные действия не производятся, при интерпретации конечных результатов настоящего исследования следует помнить, что доли официально не оформленных на работе и средний уровень удовлетворенности жизнью варьируются по профессиональным группам (табл. 2). Из этой таблицы видно, что процент незарегистрированных работников относительно высок в сфере обслуживания и среди разнорабочих. В этих же группах наблюдается наибольшее среднее значение удовлетворенности жизнью. Рассмотренные ниже предельные эффекты влияния выбора незарегистрированной занятости на удовлетворенность жизнью следует интерпретировать как совместное влияние выбора соответствующей занятости

**Таблица 2.** Описательные статистики респондентов по профессиональным группам

	Число наблюдений	Доля незарегистрированных, %	Средний уровень удовлетворенности
Военнослужащие	336	1	2.88
Законодатели, крупные чиновники, управляющие	2222	2	2.69
Профессионалы с высшим образованием	8721	1	2.85
Профессионалы со средним специальным образованием	8287	4	2.90
Служащие конторские и по обслуживанию клиентов	3049	2	3.02
Занятые в сфере обслуживания	4722	13	3.04
Квалифицированные сельскохозяйственные работники и работники рыбной промышленности	206	5	2.97
Ремесленники	6510	9	3.01
Промышленные рабочие	8061	5	3.05
Разнорабочие	5950	10	3.26
В целом по выборке	48064	6	2.99

Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью: эмпирический анализ с учетом эндогенности

с возможностью смены профессии. Влияние незарегистрированной занятости на удовлетворенность жизнью в рамках отдельных профессий (при наложении условия неизменности профессии), скорее всего, даст более низкие предельные эффекты по сравнению с полученными в настоящей статье.

Приведенные выше рассуждения можно распространить и на число детей в семье. При интерпретация конечных результатов следует учесть, что изменение удовлетворенности жизнью, как, впрочем, и выбор незарегистрированной занятости, могут быть связаны, например, с рождением или взрослением ребенка. В использованной выборке RLMS-HSE среднее число детей в возрасте до 18 лет у официально оформленных на работе респондентов равно 0.607 (стандартное отклонение равно 0.004), у незарегистрированных — 0.489 (стандартное отклонение — 0.013). Учет эндогенности данной характеристики может стать темой отдельного исследования.

Предварительное знакомство с данными (табл. 1) показывает, что среднее значение удовлетворенности жизнью у мужчин чуть выше, чем у женщин. Более подробная информация по этому показателю представлена на рис. 1.

Из рисунка видно, что в 2000 году как у мужчин, так и у женщин, официально оформленных на работе, «центр тяжести» распределения ответов на вопрос об удовлетворенности жизнью был заметно смещен в сторону низкой удовлетворенности. С течением времени все большая часть официально оформленных на работе респондентов стала отвечать, что они удовлетворены жизнью. Кризис 2008 года не ухудшил ситуацию<sup>6</sup>. Тенденция роста удовлетворенности жизнью среди официально оформленных на работе сохранилась.

<sup>6</sup> Около 90% респондентов RLMS-HSE ежегодно опрашивается в октябре–ноябре.

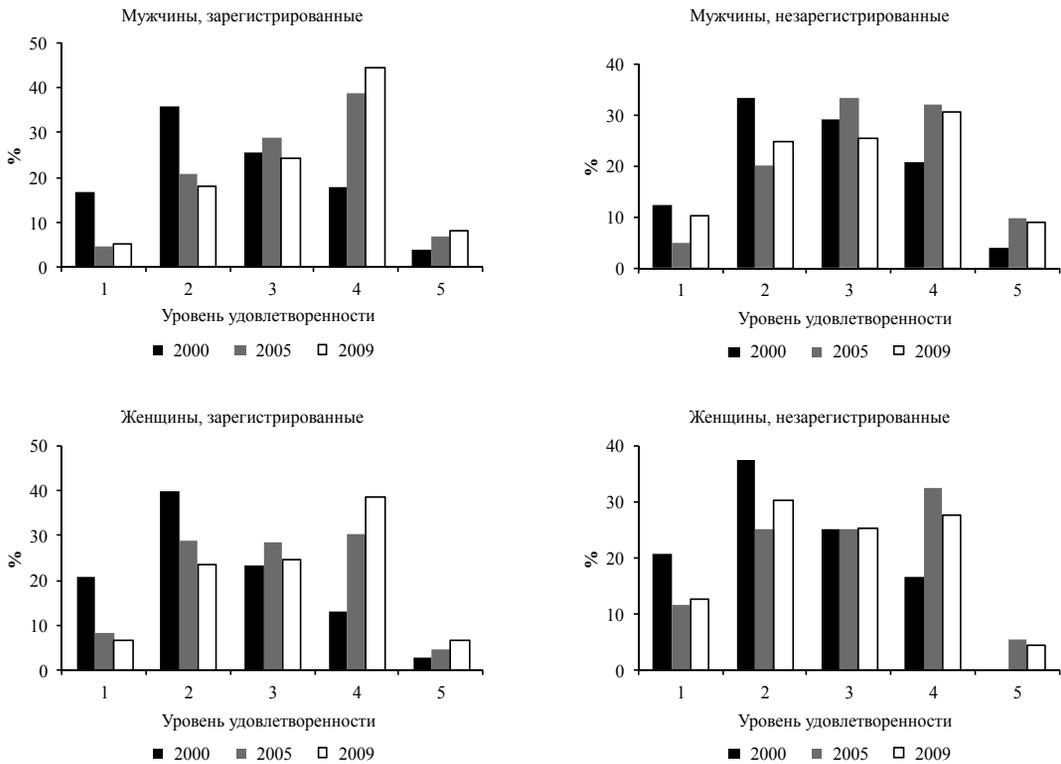


Рис. 1. Распределение ответов на вопрос об удовлетворенности жизнью

Среди не оформленных на работе наблюдается похожая, но не столь ярко выраженная тенденция смещения центра тяжести распределения ответов в сторону большей удовлетворенности жизнью.

Непараметрические оценки эволюции распределения ответов об удовлетворенности жизнью представлены на рис. 2. Из рисунка видно, что примерно с 2006 года мужчины

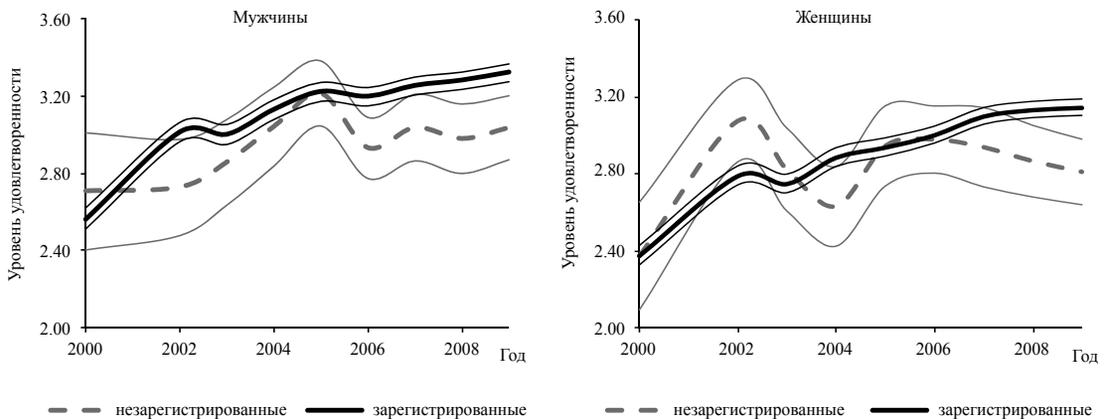


Рис. 2. Динамика среднего уровня удовлетворенности жизнью (дополнительно обозначены 95%-ные доверительные интервалы)

и с 2008 года женщины, работающие без официальной регистрации, в среднем чувствуют себя менее удовлетворенными жизнью по сравнению с оформленными на работе официально.

Действительно ли существует связь рассматриваемого статуса занятости с тем, как респондент оценивает свою удовлетворенность жизнью? Или какие-то другие факторы оказывают влияние на удовлетворенность? Возможно, эти факторы меняют свои значения при смене формы занятости, но упрощенные статистические сравнения не учитывают эти изменения? Ответы на эти вопросы дают эмпирические оценки, построенные на основе предложенной выше модели.

### 5. Оценки параметров модели

Как уже было сказано выше, с целью идентификации модели необходимо наложить ограничения на некоторые ее параметры (приравнять их нулю), сохранив тем самым в каждом уравнении лишь те регрессоры, которые преимущественно влияют на соответствующую зависимую переменную.

Хорошо известно, что доход супруга при оценивании функции доходов обычно включается в уравнение отбора, а не в основное уравнение, см., например, (Wooldridge, 2010). Данный показатель в первую очередь влияет на предложение труда, удовлетворенность жизнью, и лишь опосредованно — на доходы респондента. В нашем случае его роль играет переменная «резервный доход». Коэффициент перед данной переменной в уравнении дохода системы приравнивается к нулю.

Аналогично предполагаем, что средний доход в регионе влияет на уровень удовлетворенности и доход индивида, но не определяет статус занятости; доля неформально занятых влияет только на статус занятости; безработицу сохраним лишь в уравнении дохода в нашей системе уравнений.

Оценки параметров модели для мужчин и женщин представлены в табл. П1 и П2<sup>7</sup>.

Из-за дискретного характера зависимой переменной — наблюдаемой удовлетворенности жизнью — и особенности построения модели упорядоченного множественного выбора (использование интегральной функции распределения и вычисление пороговых значений  $\mu_j$ ) оценки параметров модели (и даже их знаки!) не дают наглядного представления о влиянии регрессоров на зависимую переменную, если речь не идет о крайних категориях «совсем не удовлетворен» и «полностью удовлетворен». Поэтому оценим предельные эффекты, переведа интерпретацию зависимой переменной в бинарный вид. Например, предельный эффект дохода на вероятность быть удовлетворенным жизнью при фиксированных значениях остальных регрессоров можно оценить по формуле<sup>8</sup>:

$$\frac{\partial \Pr\{s_{it} > 3 \mid w_{it}^*, y_{it}, x_{it}\}}{\partial y_{it}} = f_{\varepsilon_{it}^s} | w_{it}^*, y_{it} (\mu_3 - \bar{s}) \cdot \alpha_{sy}, \quad (8)$$

<sup>7</sup> Таблицы с литерой «П» приведены в Приложении.

<sup>8</sup> В данном случае пренебрегаем эффектами второго порядка малости: производной шума и опосредованным влиянием дохода на удовлетворенность через его связь с выбором формы занятости.

где  $f_{\varepsilon_{it}^s | w_{it}^*, y_{it}}(\cdot)$  — плотность нормального распределения с математическим ожиданием  $E[\varepsilon_{it}^s | w_{it}^*, y_{it}, x_{it}]$  и дисперсией  $\text{Var}[\varepsilon_{it}^s | w_{it}^*, y_{it}, x_{it}]$ , а  $\bar{s} = \alpha_{sw} w_{it}^* + \alpha_{sy} y_{it} + \beta_s' x_{it} + \gamma_s \xi_i$ .

В процессе вычисления предельных эффектов необходимо учесть, что условное математическое ожидание шума и условная дисперсия могут отличаться от безусловных характеристик. Связь случайных слагаемых может быть оценена с помощью простейшей регрессии:

$$\varepsilon_{it}^s = \delta_{sw} v_{it}^w + \delta_{sy} v_{it}^y + v_{it}^s, \tag{9}$$

где  $v_{it}^s$  — ортогональное шумам  $v_{it}^w$  и  $v_{it}^y$ , некоррелируемое между индивидами и во времени случайное слагаемое с нулевым математическим ожиданием. Условные характеристики можно легко вычислить на основе разложения:

$$E[\varepsilon_{it}^s | w_{it}^*, y_{it}, x_{it}] = \delta_{sw} v_{it}^w + \delta_{sy} v_{it}^y, \tag{10}$$

$$\text{Var}[\varepsilon_{it}^s | w_{it}^*, y_{it}, x_{it}] = \text{Var}[v_{it}^s] = \text{Var}[\varepsilon_{it}^s] - \delta_{sw}^2 \text{Var}[v_{it}^w] - \delta_{sy}^2 \text{Var}[v_{it}^y].$$

Аналогичным образом поступаем при расчете предельных эффектов всех эндогенных переменных модели.

Как следует из формулы, для расчета предельного эффекта, помимо значений  $x$  и  $y$ , необходимо знать значения латентных переменных и индивидуальных эффектов. Но и те и другие не известны. Поэтому на основе приведенной формы и наблюдаемых  $x$  формируем значения  $s_{it}^*$ ,  $w_{it}^*$  и  $y_{it}$ , генерируя шумы и индивидуальные эффекты из нормального распределения согласно оценкам параметров модели. Для сформированной таким образом псевдоборки можно наблюдать латентные переменные и индивидуальные эффекты, как, впрочем, и все шумы, что позволяет вычислить предельные эффекты для каждого индивида.

В таблице 3 приведены средние значения предельных эффектов, показывающие влияния отдельных регрессоров на вероятность быть удовлетворенным жизнью. Стандартные ошибки вычислены с помощью дельта-метода. Производные для вычисления предельных эффектов находились численно. Для бинарной переменной «семейное положение» предельный эффект был рассчитан как разность условных вероятностей.

Из таблицы 3 видно, что изменение латентной переменной  $w^*$ , определяющей переход из официальной занятости в незарегистрированную, не влияет на удовлетворенность жизнью, при прочих равных условиях, перечисленных в табл. 3. Этот результат справедлив как для мужчин, так и для женщин.

Интересно отметить, что оценки параметров системы уравнений (1), приведенные в табл. П2, говорят о том, что наблюдаемая ситуация для женщин несколько противоречивая. Удовлетворенность жизнью, как можно заметить из второго уравнения (статуса занятости), отрицательным образом связана с выбором формы занятости (с ростом удовлетворенности вероятность быть неформально занятой падает). Но данный эффект компенсируется ростом дохода, который для женщин оказывается выше при выборе ими незарегистрированной занятости (уравнение дохода в табл. П2).

Вернемся к таблице 3. Вполне ожидаемым является положительное влияние дохода, как собственного, так и всего домохозяйства, на удовлетворенность жизнью. Респонденты, состоящие в браке или проживающие совместно, являются более удовлетворенными по сравне-

нию с одинокими. Обнаружена U-образная зависимость удовлетворенности жизнью от возраста с минимумом в районе 44 лет у мужчин и 45.5 лет у женщин.

**Таблица 3.** Предельные эффекты для вероятности быть удовлетворенным жизнью

	Мужчины	Женщины
Статус занятости (латентная переменная $w^*$ )	0.0385 (0.0289)	-0.0405 (0.0946)
Доход	0.2528*** (0.0449)	0.2545*** (0.0107)
Возраст	-0.0345*** (0.0038)	-0.0458*** (0.0021)
Квадрат возраста/100	0.0392*** (0.0044)	0.0504*** (0.0023)
Семейное положение	0.079*** (0.0108)	0.1187*** (0.0037)
Образование	0.0054 (0.0036)	0.0017 (0.0020)
Резервный доход	0.0112*** (0.0036)	0.0089*** (0.0013)
Средний доход в регионе	-0.0075 (0.0079)	-0.0057*** (0.0018)

Примечание. \*\*\* — значимость на 1%-ном уровне.

### 6. Эндогенность

В отличие от описанных выше результатов, при использовании других регрессионных методов, не учитывающих эндогенность, коэффициент перед статусом занятости является значимым. Для того чтобы понять, связано ли это с проблемой эндогенности, можно проверить, действительно ли доход и статус занятости коррелируют с ненаблюдаемыми случайными слагаемыми (шумом) в уравнении удовлетворенности жизнью (первом в системе (1)). Для этого протестируем на равенство нулю математическое ожидание  $E[\varepsilon^s | w^*, y, x]$ .

С учетом (10) доход и статус занятости являются экзогенными, если выполнено условие:  $\delta_{sw} = \delta_{sy} = 0$ . Данную гипотезу проверяем тестом Вальда.

Обозначим  $Q_{\varepsilon\varepsilon} \equiv E[\varepsilon\varepsilon']$ ,  $Q_{vv} \equiv E[vv']$  и  $Q_{v\varepsilon} \equiv E[v\varepsilon']$ .

Можно заметить, что  $Q_{vv} = A^{-1}Q_{\varepsilon\varepsilon}(A')^{-1}$  и  $Q_{v\varepsilon} = A^{-1}Q_{\varepsilon\varepsilon}$ . Тогда вектор коэффициентов регрессии будет следующим:

$$\begin{pmatrix} \delta_{sw} \\ \delta_{sy} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} [Q_{vv}]_{22} & [Q_{vv}]_{23} \\ [Q_{vv}]_{32} & [Q_{vv}]_{33} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} [Q_{v\varepsilon}]_{21} \\ [Q_{v\varepsilon}]_{31} \end{pmatrix}$$

где  $[Q]_{ij}$  обозначает элемент матрицы  $Q$ , находящийся на пересечении  $i$ -ой строки и  $j$ -го столбца. Таким образом, зная оценки параметров исходной модели, легко вычислить оценки  $\hat{\delta}_{sw}$ ,  $\hat{\delta}_{sy}$ . Ковариационная матрица вектора оценок  $\hat{\delta} = (\hat{\delta}_{sw}, \hat{\delta}_{sy})$  по дельта-методу равна

Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью: эмпирический анализ с учетом эндогенности

$$\text{Var}[\hat{\delta}] = \left( \frac{\partial \delta}{\partial \theta'} \right) \text{Var}[\hat{\theta}] \left( \frac{\partial \delta}{\partial \theta'} \right)',$$

где  $\theta$  — вектор оцениваемых параметров модели. Частные производные в точке  $\hat{\delta}$  находим численно.

Результаты тестов, приведенные в табл. 4, показывают, что доход эндогенен в уравнении удовлетворенности жизнью как для мужчин, так и для женщин. Статус занятости эндогенен только для женщин. Таким образом, учет эндогенности является критическим для получения состоятельных оценок коэффициентов.

**Таблица 4.** Статистики тестов Вальда при проверке гипотез об экзогенности

Нулевая гипотеза	Мужчины	Женщины
Статус занятости — экзогенный	1.2397 (0.2151)	-2.4214** (0.0155)
Доход — экзогенный	6.8749*** (0.0000)	28.2522*** (0.0000)
Статус занятости и доход — экзогенные	64.60*** (0.0000)	899.54*** (0.0000)

*Примечание.* \*\*, \*\*\* — значимость на 5%- и 1%-ном уровне соответственно.

### 7. Эффекты статуса занятости

В исходной модели в качестве одной из объясняющих переменных использована латентная (ненаблюдаемая) характеристика  $w^*$ , соответствующая изменению функции полезности при смене статуса занятости. Из-за отсутствия естественной шкалы функции полезности, представленные выше оценки предельных эффектов не могут быть количественно интерпретированы.

Более корректно было бы оценить разность

$$E[s_{it}^* | w_{it} = 1, y_{it}, x_{it}, \xi_i] - E[s_{it}^* | w_{it} = 0, y_{it}, x_{it}, \xi_i] \quad (11)$$

или полностью избавиться от латентных переменных, рассматривая разность вероятностей

$$\Pr\{s_{it} > 3 | w_{it} = 1, y_{it}, x_{it}, \xi_i\} - \Pr\{s_{it} > 3 | w_{it} = 0, y_{it}, x_{it}, \xi_i\}. \quad (12)$$

Выражения (11) и (12) отражают соответствующие изменения, связанные с переходом из одного статуса занятости в другой, а не предельные эффекты латентной переменной, оцененные выше.

Аналогично тому, как это было сделано ранее, выделим  $\eta_{it}^w$  — составляющую шума  $\varepsilon_{it}^w$  в приведенной системе уравнений, ортогональную шумам других уравнений:

$$v_{it}^w = \mu_{ws} \varepsilon_{it}^s + \rho_{wy} v_{it}^y + \eta_{it}^w, \quad (13)$$

где  $\eta_{it}^w$  удовлетворяет условиям  $E[\varepsilon_{it}^s \eta_{it}^w] = E[v_{it}^y \eta_{it}^w] = 0$ .

Поскольку влияние смены статуса занятости находится при фиксированных значениях остальных регрессоров, предполагаем, что  $w_{it}$  изменяется за счет составляющей шума  $\eta_{it}^w$ . В этом случае, согласно (13), изменение статуса занятости не влияет на шум в уравнениях удовлетворенности и дохода. Кроме этого, при расчетах учитывается, что при известном доходе шум  $\varepsilon_{it}^y$  фиксирован.

Таким образом, эффект статуса занятости определяется как разность

$$E[s_{it}^* | w_{it} = 1, y_{it}, x_{it}, \xi_i, \varpi_{it}^{sw}] - E[s_{it}^* | w_{it} = 0, y_{it}, x_{it}, \xi_i, \varpi_{it}^{sw}], \quad (14)$$

где через  $\varpi_{it}^{sw}$  обозначена общая часть шумов,  $\varepsilon_{it}^s$  и  $v_{it}^w$  — ненаблюдаемые индивидуальные характеристики, воздействующие как на удовлетворенность жизнью, так и на выбор незарегистрированной занятости.

Обозначим разность (14) через  $\Delta_w E[s_{it}^* | y_{it}, x_{it}, \xi_i, \varpi_{it}^{sw}]$ . Ее можно представить в следующем виде:

$$\Delta_w E[s_{it}^* | y_{it}, x_{it}, \xi_i, \varpi_{it}^{sw}] = \alpha_{sw} \sqrt{\text{Var}[\eta_{it}^w]} \cdot \frac{\varphi(\bar{w})}{\Phi(\bar{w})(1 - \Phi(\bar{w}))}, \quad (15)$$

где  $\bar{w} = (b_w' x_{it} + a_w \xi_i + \mu_{ws} \varepsilon_{it}^s + \rho_{wy} v_{it}^y) / \sqrt{\text{Var}[\eta_{it}^w]}$ .

Если положить  $\varpi_{it}^{sw}$  нулю, разность определяется следующим соотношением:

$$\begin{aligned} \Delta_w \Pr\{s_{it} > 3 | y_{it}, x_{it}, \xi_i\} &= \frac{1}{1 - \Phi(-\bar{w})} \int_{-\bar{w}}^{+\infty} \sqrt{\text{Var}[\eta_{it}^w]} \varphi(t) \cdot \Phi(-\bar{s}(t)) dt - \\ &- \frac{1}{\Phi(-\bar{w})} \int_{-\infty}^{-\bar{w}} \sqrt{\text{Var}[\eta_{it}^w]} \varphi(t) \cdot \Phi(-\bar{s}(t)) dt, \end{aligned} \quad (16)$$

где  $\bar{s}(t) = \mu_3 - \alpha_{sw}(\bar{w}_{it} + t) - \alpha_{sy} y_{it} - \beta_s' x_{it} - \gamma_s \xi_i - \delta_{sy} v_{it}^y$ .

Влияние статуса занятости различно для разных респондентов, поскольку зависит от набора характеристик  $x_{it}$ . Поэтому в табл. 5 приведены средние эффекты смены статуса занятости  $\Delta_w E[s_{it}^* | y_{it}, x_{it}, \xi_i, \varpi_{it}^{sw}]$  и  $\Delta_w \Pr\{s_{it} > 3 | y_{it}, x_{it}, \xi_i\}$ , рассчитанные на основе сгенерированной псевдовыборки (колонки «Прямой эффект»).

Для сравнения в колонках «Общий эффект» в табл. 5 приведены результаты для случая, когда доход и общая составляющая шоков удовлетворенности и выбора незарегистрированной занятости не фиксированы:

$$E[s_{it}^* | w_{it} = 1, x_{it}, \xi_i] - E[s_{it}^* | w_{it} = 0, x_{it}, \xi_i],$$

$$\Pr\{s_{it} > 3 | w_{it} = 1, x_{it}, \xi_i\} - \Pr\{s_{it} > 3 | w_{it} = 0, x_{it}, \xi_i\}.$$

Как и ранее, стандартные ошибки рассчитаны с помощью дельта-метода, частные производные — численно.

Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью: эмпирический анализ с учетом эндогенности

**Таблица 5.** Изменения ожидаемого значения удовлетворенности жизнью (латентной переменной  $s^*$ ) и вероятности быть счастливым, вызванные выбором незарегистрированной занятости

	Мужчины		Женщины	
	Прямой эффект	Общий эффект	Прямой эффект	Общий эффект
Изменение ожидаемой удовлетворенности ( $s^*$ )	0.2762* (0.1549)	0.0168 (0.0413)	-0.0481 (0.1313)	0.4637*** (0.1226)
Изменение вероятности быть удовлетворенным	0.1076* (0.0588)	0.0065 (0.0162)	-0.0177 (0.0481)	0.1708*** (0.0428)

*Примечание.* \*, \*\*\* — значимость на 10%- и 1%-ном уровне соответственно.

Результат, представленный в табл. 5, качественно отличается от табл. 3. Отказ от рассмотрения предельных величин в пользу дискретного изменения статуса занятости позволил выявить влияние выбора незарегистрированной занятости на удовлетворенность жизнью.

Несколько неожиданным оказался тот факт, что если мужчине предложить работу с одинаковым доходом в официальной и незарегистрированной занятости, то он окажется более удовлетворен в незарегистрированной. Для женщин такого эффекта не наблюдается. Они становятся более счастливыми, если не фиксировать доход, по-видимому, получая в условиях незарегистрированной занятости более высокую оплату.

## 8. Заключение

Данная работа расширяет представления о неформальном рынке труда, затрагивая психологическую сторону нахождения в рамках неформальной занятости. В качестве основного исследуемого показателя рассматривается самооценка респондентов удовлетворенности жизнью.

Использование для эмпирических оценок данных RLMS-HSE (панельного опроса, репрезентативно представляющего население России) позволяет сделать выводы для части неформального сектора — наемных работников, не оформленных официально (в соответствии с трудовой книжкой, договором или контрактом).

В работе сделан акцент на эндогенном характере статуса занятости и дохода. Эндогенность, определяемая наличием ненаблюдаемых индивидуальных эффектов и взаимной зависимостью переменных, моделируется с помощью системы одновременных уравнений. Для оценки модели используется метод максимального правдоподобия. Эндогенность дохода и статуса занятости подтверждается тестами.

Наиболее интересным результатом является выявление статистически значимого положительного влияния выбора незарегистрированной занятости на удовлетворенность жизнью. Для мужчин это происходит при фиксированных значениях дохода, возраста, семейного положения, уровня образования, дохода домохозяйства и среднего индивидуального дохода в регионе. Для выявления аналогичного положительного влияния у женщин приходится снимать ограничение на неизменность дохода.

Простое сравнение средних значений на подвыборках и оценивание моделей без учета эндогенности дохода и статуса занятости не позволяет получить достигнутого в настоящей работе результата.

## Список литературы

- Гимпельсон В. Е., Зудина А. А. (2011). «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они? *Вопросы экономики*, № 10, 53–76.
- De Grazia R. (1980). Clandestine employment: A problem of our times. *International Labour Review*, 119 (5), 549–563.
- Duarte R., Escario J.-J. Molina J.-A. (2007). Supporting the endogenous relationship between well-being and employment for US individuals. *Atlantic Economic Journal*, 35 (3), 279–288.
- Ferrer-i-Carbonell A., Frijters P. (2004). How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? *The Economic Journal*, 114, 641–659.
- Ferrer-i-Carbonell A., Gerxhani K. (2011). Subjective welfare and (in) formal sector in a transition country. *Social Indicators Research*, 102 (2), 315–331.
- Frijters P., Geishecker I., Haisken-DeNew J. P., Shields M. A. (2006). Can the large swings in Russia life satisfaction be explained by ups and downs in real income? *Scandinavian Journal of Economics*, 108 (3), 433–458.
- Gerxhani K. (2004). The informal sector in developed and less developed countries: A literature survey. *Public Choice*, 120 (3–4), 267–300.
- Greene W. (2011). *Econometric Analysis* (7<sup>th</sup> ed.). Prentice Hall.
- Greene W. (2004). The behavior of the fixed effects estimator in nonlinear models. *The Econometrics Journal*, 7 (1), 98–119.
- Krstic G., Sanfey P. (2007). Mobility, poverty and well-being among the informally employed in Bosnia and Herzegovina. *Economic System*, 31, 311–335.
- Marcouiller D., de Castilla V. R., Woodruff C. (1997). Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador, and Peru. *Economic Development and Cultural Change*, 45, 367–392.
- Powdthavee N. (2010). How much does money really matter? Estimating the causal effects of income on happiness. *Empirical economics*, 39, 77–92.
- Renooy P. H. (1990). *The informal economy: Meaning, measurement and social significance*. Netherlands Geographical Studies, Amsterdam.
- Van Praag B. M. S., Ferrer-i-Carbonell A. (2004). *Happiness quantified: A satisfaction calculus approach*. Oxford: Oxford University Press.
- Wooldridge J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2<sup>nd</sup> ed.). The MIT Press.

Приложение

Таблица П1. Оценки параметров модели для мужчин

	Уравнение удовлетворенности	Уравнение статуса занятости	Уравнение дохода
Удовлетворенность	–	–0.5786 (0.6845)	0.8649*** (0.0920)
Статус занятости	0.0998 (0.0755)	–	0.0330 (0.0518)
Доход	0.6550*** (0.1007)	0.8198*** (0.1631)	–
Константа	–	–0.5520 (0.5934)	1.1973*** (0.3367)
Возраст	–0.0894*** (0.0087)	–0.1725*** (0.0086)	0.1112*** (0.0070)
Квадрат возраста /100	0.1014*** (0.0098)	0.1798*** (0.0140)	–0.1281*** (0.0071)
Семейное положение	0.2081*** (0.0319)	–0.1750 (0.2842)	–0.0959*** (0.0354)
Образование	0.0140 (0.0096)	–0.1133* (0.0665)	0.0213*** (0.0070)
Доход супруга	0.0289*** (0.0097)	–0.0251 (0.0449)	–
Средний доход в регионе	–0.0193 (0.0200)	–	0.0716*** (0.0103)
Доля неформально занятых	–	0.0779** (0.0305)	–
Безработица в регионе	–	–	–0.0107*** (0.0031)
Индивидуальные эффекты	–0.0841 (0.1157)	1.3847* (0.7360)	–0.3444*** (0.0765)
Порог 1	0.5774** (0.2867)	–	–
Порог 2	1.6591*** (0.2597)	–	–
Порог 3	2.4368*** (0.2412)	–	–
Порог 4	3.8959*** (0.2072)	–	–

Примечание. \*, \*\*, \*\*\* — значимость на 10%-, 5%- и 1%-ном уровне соответственно.

**Таблица П2.** Оценки параметров модели для женщин

	Уравнение удовлетворенности	Уравнение статуса занятости	Уравнение дохода
Удовлетворенность	–	–1.0157*** (0.0064)	0.7919*** (0.0303)
Статус занятости	–0.1153 (0.2696)	–	1.1626*** (0.3618)
Доход	0.7254*** (0.0264)	0.6709*** (0.0155)	–
Константа	–	0.2221*** (0.0558)	0.7530*** (0.0844)
Возраст	–0.1306*** (0.0058)	–0.1420*** (0.0069)	0.1473*** (0.0058)
Квадрат возраста /100	0.1436*** (0.0064)	0.1554*** (0.0074)	–0.1631*** (0.0063)
Семейное положение	0.3468*** (0.0109)	0.3340*** (0.0130)	–0.2821*** (0.0138)
Образование	0.0047 (0.0056)	–0.0033 (0.0069)	0.0381*** (0.0043)
Доход супруга	0.0254*** (0.0038)	0.0287*** (0.0028)	–
Средний доход в регионе	–0.0161*** (0.0051)	–	0.0804*** (0.0044)
Доля неформально занятых	–	0.0101*** (0.0025)	–
Безработица в регионе	–	–	–0.0109*** (0.0012)
Индивидуальные эффекты	–0.0318 (0.0634)	0.0814 (0.0810)	–0.4162*** (0.0477)
Порог 1	0.0703 (0.0858)	–	–
Порог 2	1.2357*** (0.0812)	–	–
Порог 3	2.0510*** (0.0788)	–	–
Порог 4	3.4959*** (0.0747)	–	–

*Примечание.* \*\*\* — значимость на 1%-ном уровне.