

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ  
**ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ**  
НИЖНИЙ НОВГОРОД

Научно-учебная лаборатория количественного анализа  
и моделирования экономики

*А.В. Аистов, Л.А. Леонова*

**НЕФОРМАЛЬНАЯ ЗАНЯТОСТЬ  
И УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ ЖИЗНЬЮ**

Препринт Р1/2010/04

Серия Р1

Научные доклады лаборатории  
количественного анализа и  
моделирования экономики

Нижний Новгород  
НФ ГУ ВШЭ  
2010

УДК 331.214+331.101.32+331.526

ББК 65.240

А 36

Редактор серии Р1

“Научные доклады лаборатории количественного анализа и  
моделирования экономики”

*A.M. Силаев*

*Аистов А.В., Леонова Л.А.* Неформальная занятость и удовлетворенность жизнью. Препринт Р1/2010/04. – Нижний Новгород: НФ ГУ-ВШЭ, 2010. – 55 с.

В работе проанализированы факторы выбора статуса незарегистрированной занятости (на основе данных Российского Мониторинга Экономического положения и Здоровья населения 1994-2007 гг.). Проведенный анализ не отвергает предположение о вынужденном характере незарегистрированной занятости. В настоящей работе также исследовалась связь удовлетворенности жизнью и статуса наемного работника - официально оформлен или не оформлен на работе. Регрессионный анализ показал, что незарегистрированные занятые, более удовлетворены жизнью по сравнению с официально оформленными работниками, при прочих равных условиях.

УДК 331.214+331.101.32+331.526

ББК 65.240

© А.В. Аистов, 2010

© Л.А. Леонова, 2010

## **Введение**

Роль сектора незарегистрированных занятых в российской экономике интересна с точки зрения изучения закономерностей развития переходной экономики. Исследование теневого сектора важно для принятия эффективных решений экономической политики.

В настоящей работе проанализированы факторы выбора незарегистрированной занятости в России и рассмотрено влияние принадлежности к неформальной занятости на субъективную оценку человеком уровня удовлетворенности жизнью.

## **Незарегистрированная занятость**

Что мы подразумеваем под понятием, незарегистрированной занятости? Наиболее общая концепция незарегистрированной занятости может быть определена как трудовая занятость «с незарегистрированными отношениями наниматель-работник, не затрагиваемая государственной системой налогообложения и регулирования». Существует и такое определение: незарегистрированная занятость это продажа товаров и оказание услуг, которые законны и допустимы, но при этом происходит утаивание доходов, и укрытие от налогов, и целей трудового законодательства<sup>1</sup>.

Явление «незарегистрированная занятость» тесно связано с неформальной занятостью. Термин «неформальная занятость» используется в значительной степени для описания незащищенных форм экономической активности в развивающемся мире. Существует два подхода к определению неформальной занятости: традиционный – используется для обозначения людей, работающих в фирмах с 5 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. В настоящей работе используется правовое определение. С течением времени возможен переход работника из одной формы занятости в другую (из формальной в неформальную и - наоборот), некоторые работники могут совмещать обе формы занятости.

Многие люди выбирают незарегистрированную форму занятости исходя из различных мотиваций: кто-то ищет реализации своих способностей, кто-то лишен других возможностей получения доходов. Среди основных причин выбора данной формы занятости можно выделить такие:

- невозможность найти лучшую работу,
- сравнительная легкость приема на работу,
- больше свободного времени,

---

<sup>1</sup> Thomas 1992; European Commission 1998; Williams and Windebank 1998; Grabiner 2000; ILO 2002.

- пример друзей,
- подходящий доход,
- возможность работать без руководителя.

Первые два фактора особенно важны для людей, не имеющих основательной подготовки, образования, опыта или профессиональной квалификации. На причины выбора незарегистрированной занятости также могут влиять

- семейные факторы,
- проблемы со здоровьем,
- возраст (пожилой или слишком молодой).

Рост и масштаб неформальной занятости во многих странах традиционно приписывается смещением занятых к незащищенным формам рынка труда, как к альтернативе безработицы. Однако эта форма занятости также может предлагать рабочим лучшие финансовые возможности и/или лучшие условия труда, например, выбор рабочего времени. Можно выделить две обширные группы: неформально оплачиваемые рабочие и тех, кто занят независимой работой. В обоих случаях, незарегистрированная активность может быть свободным выбором некоторых работников. Эти индивидуумы либо воспринимают государственную социальную защиту скучной, либо не желают иметь условия работы строго ограниченными регуляторами рынка труда. Альтернативно они могут быть привлечены удовлетворением от работы или от потока доходов, или могут считать, что относительные выгоды от незарегистрированной активности перевешивают риски ее обнаружения.

Трудовым отношениям свойственны определенные факторы, которые способствуют росту неформальной экономики и влияют на изменение ее характеристик, а также на взаимосвязь с формальным сектором.

## Литература

Феномен неформальной занятости стал предметом исследований многих ученых-экономистов. Так, в трудах Филдса (1975 год) и Мазумбара (1976) отражен вывод о том, что рост масштабов неформальной занятости во многих развивающихся странах объясняется тем, что это единственная альтернатива безработице.

Вслед за исследованиями Филдса ряд ученых посвятили свои работы определению понятия неформальности. В частности, в данной области трудились Коэн и Хаус (1996 год), Гонг и Ван Сест (2002), Малоуни (1999), Маркулье, Руис-де-Кастилья и Вудраф (1997), Прадэн и Ван Сест (1995, 1997), Сааведра и Чонг (1999). Сектор неформальной занятости согласно их выводам представляет собой комплексное явление, включающее в себя и официально безработных, занимающихся неформальной деятельностью, так и фор-

мально трудоустроенных, получающих в неформальной нише лучшие условия, нежели чем в формальной.

В трудах Перри и соавторы (2007) выделяются две основные группы: неформально занятые работники, получающие зарплату, и те, кто работают сами на себя. Однако, авторы отмечают, что внутри этих групп неформальная занятость обусловлена широким комплексом причин и мотиваций. Одно из направлений в исследовательской деятельности выявило динамичную «микропредпринимательскую» природу неформальной занятости (см. Например Канингем и Малоуни (2001), Малоуни (2004), Писани и Паган (2004)). Данный подход к определению неформальной занятости является одним из основных и берет свое начало еще в трудах Харта (1972). Альтернативным подходом является исследование взаимоотношения неформальной занятости и нелегальной деятельности, связанной с уклонением от уплаты налогов (см. например Гершани (2004), Лояза, Овьедо и Сервен (2005)).

Каждый из научных подходов разделяет идею о том, что неформальная занятость – плод свободного выбора работников, которые тем самым отказываются от социальной защиты государства, считая ее недостаточной по сравнению с уплачиваемыми налогами, либо тем самым отторгают строгие рамки трудовых отношений (например, распорядок рабочего дня), поддерживаемых трудовым и социальным законодательством, построенным по принципу «всех под одну гребенку» (Перри и соавторы, 2007). Соответственно, их привлекает возможность постоянного потока дохода в случае перехода в предпринимательскую деятельность, либо выгоды от нелегального положения перевешивают риски выявления их полузаконной деятельности.

## Гипотезы

Незарегистрированная занятость носит противоречивый характер. Часть людей входят в эту сферу добровольно, преследуя более высокие доходы и лучшие, по их мнению, условия труда, чем в формальной экономике; часть вынуждены выбрать данный статус, не найдя приложения своих способностей в других статусах занятости. Тем не менее, мы предполагаем, что для большинства участников незарегистрированная занятость является вынужденной формой трудоустройства.

Исходя из сделанного выше предположения следует, что вход в незарегистрированную занятость сопровождается ростом удовлетворенности жизнью в результате ухода от многих проблем, связанных с нахождением в статусе безработного или за пределами рабочей силы.

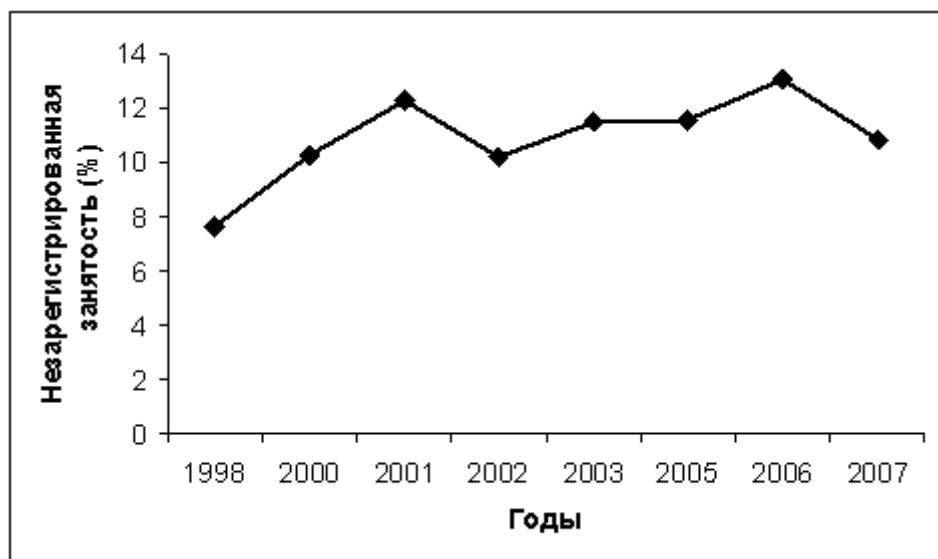
## Данные

Приведенный ниже анализ основан на данных Российского Мониторинга Экономического положения и Здоровья населения (РМЭЗ) - панельного опроса, репрезентативного для России.

В нашу выборку были включены респонденты в возрасте от 15 до 72 лет.

Для идентификации занятых анализировались ответы на вопросы о наличии работы (первой, второй и приработков). В случае если респондент утвердительно отвечал на вопрос о наличии работы (есть работа или находится в оплачиваемом или неоплачиваемом отпуске), рассматривался ответ на вопрос об оформлении на этой работе официально, то есть по трудовой книжке, трудовому соглашению, контракту. Статус зарегистрированного занятого присваивался респонденту в случае утвердительного ответа на этот вопрос. К незарегистрированным занятым относились респонденты, указавшие на неоформленные официально отношения.

К безработным относились индивиды, не имевшие в течение последнего месяца работы или занятия, за которое им заплатили или обещали заплатить, но при этом искавшие работу и готовые приступить к работе в течение недели, если им предложат.



**Рис. 1. Динамика незарегистрированной занятости**  
(в процентах от численности экономически активного населения)

На рис. 1 приведена динамика незарегистрированной занятости в процентах от численности экономически активного населения, полученная на основе данных РМЭЗ. Незарегистрированные работники на протяжении всего анализируемого периода являлись неотъемлемой частью занятого населения - их процент сопоставим с процентом общей безработицы. Из рисунка

заметна тенденция незначительного роста доли незарегистрированной занятости в России.

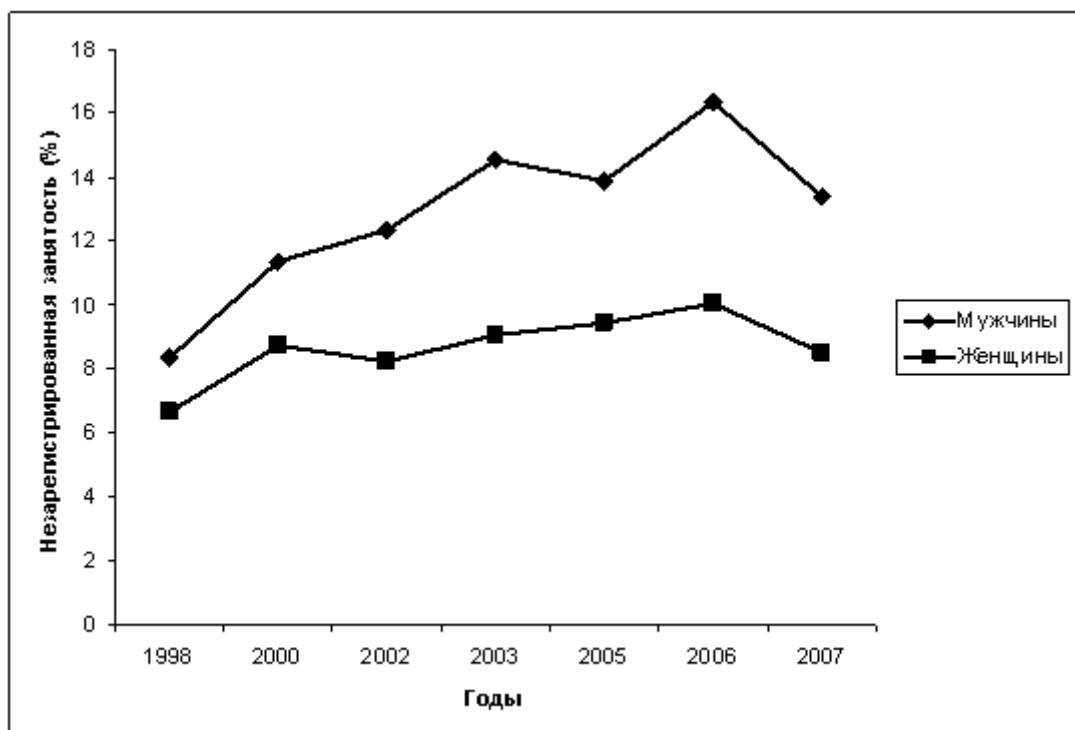


Рис. 2. Гендерный аспект динамики незарегистрированной занятости.

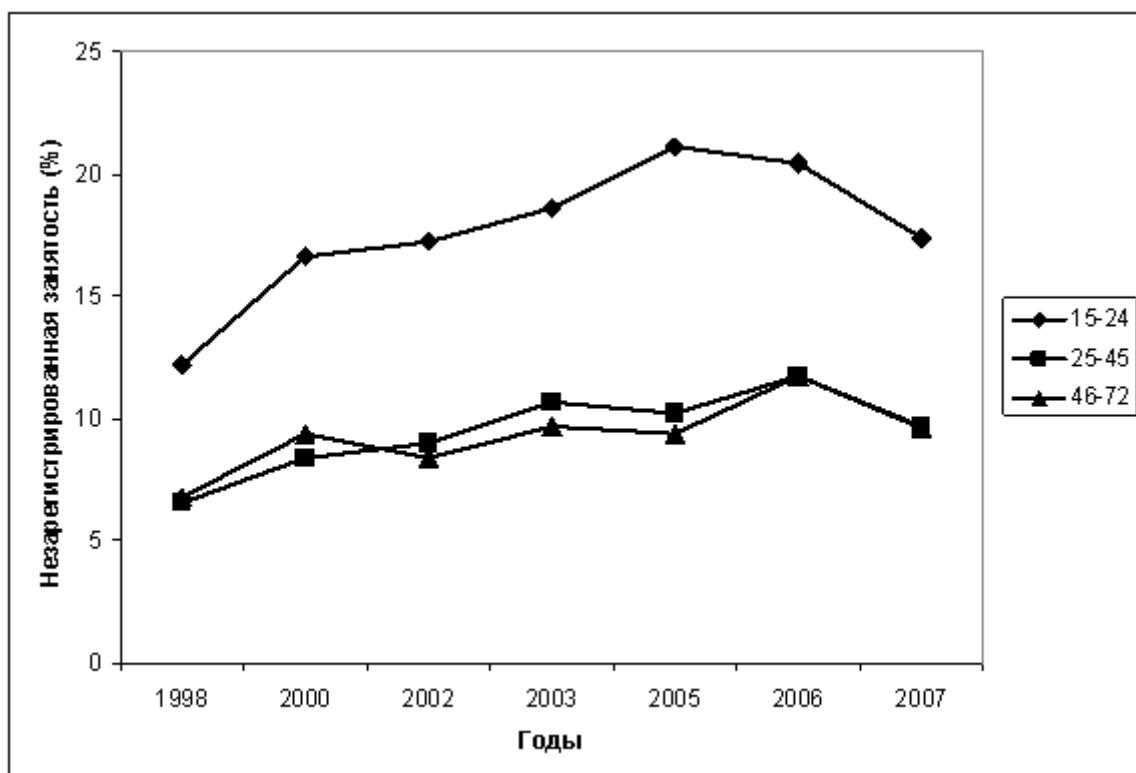


Рис. 3. Динамика незарегистрированной занятости по возрастным группам.

На рис. 2 сопоставлены доли незарегистрированных занятых мужчин и женщин. В течение рассматриваемого периода уровень незарегистрированной занятости у мужчин выше, чем у женщин. Разница долей незарегистрированной занятости среди мужчин и женщин достигает 6% в 2006 году (16% против 10%). Причем в конце 90-х годов доли незарегистрированной занятости для мужчин и женщин близки, а с течением времени разрыв долей все увеличивается. Это обуславливается ростом части незарегистрированной занятости среди мужчин (с 8 до 13%), и колебанием примерно около одного уровня среди женщин (рост с 6 до 8%). Можно предположить, что предложение женского труда в сфере незарегистрированной занятости сдерживается меньшей склонностью женщин к риску, стремлением к законодательно гарантированным отношениям на рынке труда, связанным, например, с соответствующими пособиями и гарантиями сохранения рабочего места.

На рис. 3 показаны изменения долей незарегистрированной занятости для разных возрастов. Респонденты были разделены на три группы: молодые работники (15-24 лет), основные работники (25-45 лет) и опытные работники (46-72). Из рисунка видно, что вероятность нахождения в неформальном секторе молодого работника выше по сравнению с другими возрастными группами. Этот результат достаточно ожидаем, так как именно члены данной возрастной категории в большинстве случаев согласны на неоформленные отношения, в силу того, что выбирают временную работу, еще не задумываются о социальных отчислениях, и не чувствуют ущемления своих интересов от отсутствия социального пакета. К тому же в данную категорию попадают студенты, которые не имеют ни опыта, ни законченного образования, что ограничивает их возможности получения другой работы в данный период времени.

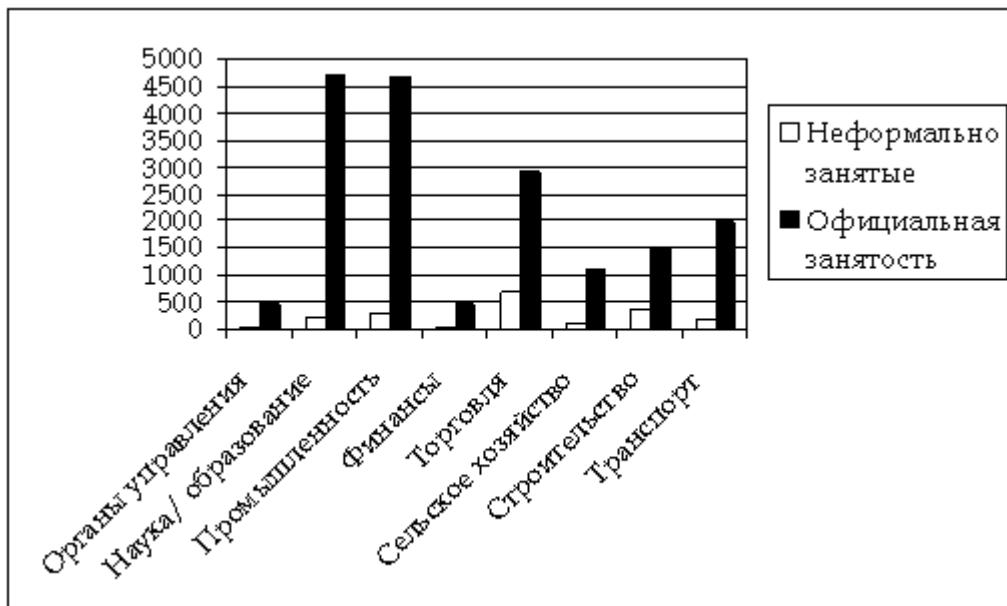
Средний процент незарегистрированной занятости для молодых рабочих составляет почти 18%, что выше доли для основных работников на 9%, этот результат также был получен во многих исследованиях посвященных молодым рабочим<sup>2</sup>.

Все три группы имеют тенденцию к увеличению части незарегистрированной занятости. Однако характер роста различен. Среди молодых рабочих наблюдались значительные темпы роста с 1998 по 2005, однако за 2006 и 2007 год доля незарегистрированной занятости сокращалась. Среди других возрастных групп рост идет гораздо более медленными темпами.

Таким образом, можно предположить, что основной вклад в рост неформального сектора в России вносят именно молодые люди.

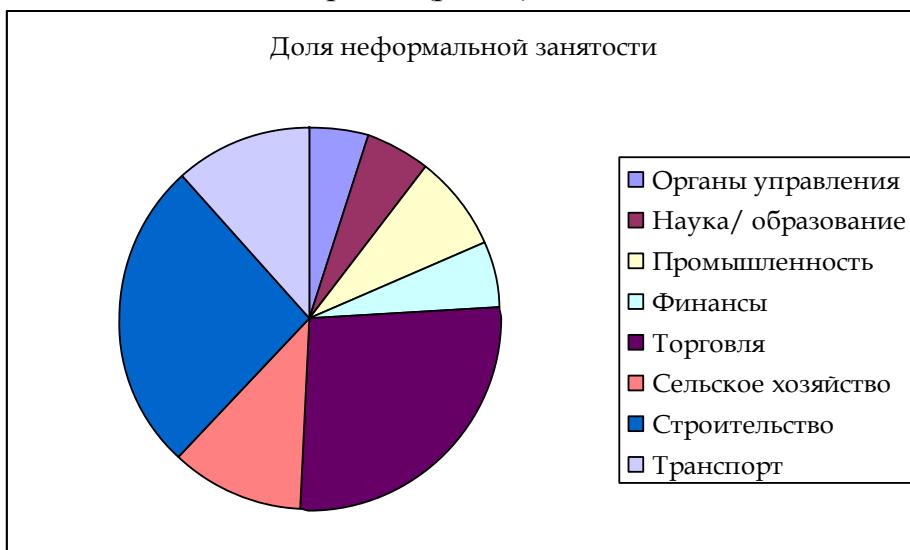
Если рассмотреть, как распределены неформально и формально занятые по отраслям, то можно сделать вывод, что наименьшее количество незарегистрированно занятых работников в абсолютном значении присутствует в органах управления и финансах (рис. 4).

<sup>2</sup> Marcouiller et al. 1997, Addison and Teixeira 2001, Montenegro and Pages 2003



**Рис. 4.** Распределение статуса занятости по отраслям.

Для сравнимости результатов, можно рассмотреть доли незарегистрированной занятости для каждой отрасли (рис. 5).



**Рис. 5.** Доли неформальной занятости по отраслям (в черно-белом изображении отсчет по часовой стрелке от 12 часов, по списку: сверху - вниз).

Наименьшая доля незарегистрированной занятости присутствует в органах управления и науке, обе отрасли требуют значительной квалификации и образования индивида, что, можно предположить, отсекает многие слои потенциальных неформальных работников. Большие доли наблюдается в торговле и строительстве, что достаточно ожидаемо.

## Потоки на рынке труда

Изучим процессы смены статусов занятости. Сначала обратим внимание на структуру занятости населения России (табл. 1) по оценкам на основе РМЭЗ.

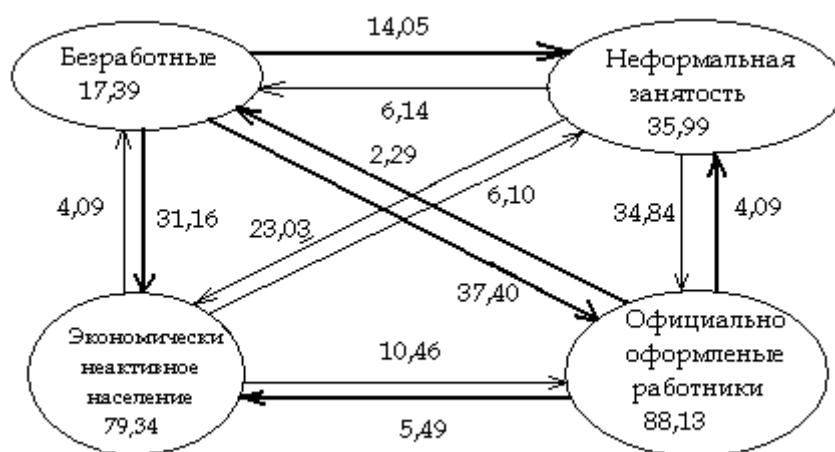
**Таблица 1**

**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

Заметно сокращение доли безработного населения. Доли неформальной занятости и оформленной официально колеблются около одного уровня, меняясь в различных направлениях.

Для того чтобы уточнить направление оттока из статуса безработных и проанализировать притоки и оттоки для других статусов занятости необходимо рассмотреть оценки вероятностей смены статусов занятости.



**Рис. 6. Потоки на рынке труда, %.**

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 не зарегистрированный 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, то можно сделать вывод, что именно данный статус является наиболее приоритетным, а статус неформально (незарегистрированного) занятого - лишь вынужденным или переходным.

### **Факторы выбора незарегистрированной занятости**

С целью предварительного знакомства со сложившейся на рынке ситуацией приведем результаты регрессионного анализа с использованием пространственных (cross-section) выборок за 1998, 2002, 2006 и 2007 гг.

Для оценки влияния потенциальных факторов на вероятность ухода в неформальный сектор воспользуемся моделью бинарной probit-моделью. Зависимая переменная, наличие незарегистрированной занятости, соответственно принимает два значения: 1 - незарегистрированная занятость, 0 - в противном случае.

Регрессия включает большое количество объясняющих переменных, что позволяет оценить влияние отдельной характеристики при прочих равных. В качестве демографической информации включены возраст индивидуума и бинарная переменная, отвечающая за пол респондента (1 – мужчины, 0 – женщины). Также внимание уделено уровню образования, для чего введены четыре dummy-переменные: образование ниже среднего (принята в качестве базовой переменной), среднее образование, среднее специальное образование, высшее образование. Исходя из исследования МОТ<sup>3</sup> и исследований некоторых авторов<sup>4</sup>, связывающих незарегистрированный характер рабочих отношений и урбанизацию, с географической точки зрения включена бинарная переменная, отвечающая за тип поселения (1 – городской житель, 0 – сельский). Введены две переменные, характеризующие семью респондента: бинарная переменная состояния в браке (1 – состоит в гражданском или официальном браке и проживает совместно, 0 – нет) и количество детей. Наличие семьи, и тем более присутствие в ней зависимых людей, может влиять на принятие решений о форме занятости. С одной стороны, наличие семьи требует стабильности и гарантий, сопровождающих зарегистрированную занятость. С другой стороны, незарегистрированная занятость для некоторых ка-

<sup>3</sup> Resolution concerning statistics of employment in the informal sector, adopted by the Fifteenth International Conference of Labor Statisticians (2000).

<sup>4</sup> Fields, G.S. Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job search activity in LCD's(1975); Funkhouser, E. The urban informal sector in Central America: Household survey evidence (1996).

тегорий людей (преимущественно с низким уровнем образования) может обеспечивать больший доход, либо являться единственной возможностью получения дохода, для содержания семьи. Важной «независимой» переменной является доход индивидуума за месяц<sup>5</sup>. Однако, уровень дохода является эндогенной переменной в рамках данной модели, поэтому оценим сначала уравнение доходов Минсеровского типа. Оценив уравнение доходов для зарегистрированной и незарегистрированной занятости, используем разницу прогнозов доходов индивидуума в различных статусах в качестве объясняющей переменной в модели выбора.

## Уравнения доходов

Уравнение доходов Минсеровского типа связывает логарифм доходов с длительностью обучения, трудовым стажем и другими объясняющими и контролирующими переменными. Упрощено регрессионную модель можно представить следующим образом:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_4 r_i + \alpha' z_i + \varepsilon_i,$$

где  $\ln y_i$  - логарифмы ежемесячных доходов индивидуум с номером  $i$ ,  $s_i$  - годы обучения,  $x_i$  - стаж работы,  $r_i$  - стаж работы на последнем месте,  $z_i$  - вектор контролирующих переменных,  $\alpha$  - вектор коэффициентов наклона.

В качестве контролирующих переменных в регрессию включены переменные, отражающие отрасль, регион и др. перечисленные выше. Для обозначения регионов использованы бинарные переменные, в качестве базовой категории выступает проживание респондента в Приволжском федеральном округе.

Уравнения доходов оценивались для различных статусов занятости, что вызывает необходимость корректировки смещения оценок из-за отбора наблюдений (выборки не являются случайными). Для этого воспользуемся процедурой коррекцией ошибки выборки Хэкмана, которая подразумевает два уравнения – основное уравнение регрессии (уравнение доходов) и уравнение отбора.

Результаты оценки уравнений доходов в части зарегистрированной и незарегистрированной занятости с контролем самоотбора наблюдений представлены в Приложении 3.

Ряд факторов влияет на величину доходов одинаково для различных статусов (с точки зрения статистической значимости). Так при прочих равных

<sup>5</sup> В качестве дохода индивидуума за месяц использовался ответ на вопрос анкеты о средних доходах за месяц в течение последних 12 месяцев, пропуски скорректированы ответом на вопрос: «Сколько всего денег в течение последних 30 дней Вы лично получили. Пожалуйста, посчитайте все: зарплату, пенсии, премии, прибыли, пособия и т.д?» Межрегиональные различия доходов скорректированы с помощью индекса цен для межрегионального сравнения по данным Госкомстата 2007 г. и с помощью региональных ИПЦ доходы пересчитаны в цены декабря 2007 г. Нижегородской области.

условиях, определяемых включенными в модель переменными, мужчины в среднем получают более высокие доходы, чем женщины. Доходы в городах-мегаполисах (Москва, Санкт-Петербург) значимо выше.

Выявлена негативная взаимосвязь трудового стажа и величины дохода для незарегистрированной части занятого населения. Это можно объяснить тем, что как показал анализ данных, значительную долю незарегистрированной занятости составляют молодые люди, по-видимому, они уходят в незарегистрированную занятость привлекаемые высоким доходом.

В рамках отраслевого анализа стоит отметить, что для официально оформленных респондентов переход в финансовый сектор повышает доходы, в то время как для незарегистрированной занятости зависимость противоположна.

### **Модели выбора незарегистрированной занятости**

В табл. 2 приведены результаты оценок бинарных probit моделей за 1998, 2002, 2006 и 2007 гг. (зависимая переменная: 1 - незарегистрированная занятость, 0 - в противном случае).

Для мужчин вероятность относиться к незарегистрированной занятости значимо выше, чем для женщин. Стоит отметить, что этот вывод находит свое подтверждение в благополучных странах, однако в отстающих странах ситуация прямо противоположная<sup>6</sup>. Связь между трудоустройством в неформальном секторе экономики и бедностью рабочего в большей степени проявляется в отношении женщин, нежели мужчин. Женщины не просто составляют статистическое большинство представителей неформального сектора. Они сконцентрированы в наиболее низкооплачиваемых сегментах – становятся наемными рабочими, сиделками, домработницами и т.п. В России же можно говорить, о том, что мотивом выбора неформального сектора является не столько отсутствие лучших альтернатив и возможностей, сколько поиск лучших условий работы как материальных, так и нематериальных.

С географической точки зрения, вероятность быть незарегистрированным занятым выше для городских жителей, при прочих равных условиях. По-видимому, это объясняется большим предложением соответствующих рабочих мест в городах.

Фактор возраста не значим в 1998 году, однако в других периодах подтверждаются выводы относительно возрастной структуры, сделанные в ходе анализа данных. Наивысшая вероятность выбора незарегистрированной занятости оказалась у молодых работников.

Наличие высшего образования уменьшает вероятность относиться к неформальному сектору, только в 1998 этот фактор оказался незначим. В 2006 году

<sup>6</sup> International Labour Conference: Decent work and the informal economy (2002).

среднее и среднее специальное образование также значимо уменьшают вероятность перехода к незарегистрированной занятости.

**Таблица 2**

**Оценки probit моделей выбора незарегистрированной занятости**

<b>Объясняющие переменные</b>	<b>1998</b>	<b>2002</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>
Пол (1- муж., 0-жен.)	0,172**	0,066	0,198***	-0,016
Возраст	0,006	-0,019*	-0,041**	-0,123***
(Возраст) <sup>2</sup> /100	-0,016	0,014	0,043**	0,152***
Проживание в городе	0,052	0,153**	0,151**	0,121**
Образование среднее общее	-0,089	0,036	-0,107*	-0,029
Среднее специальное образование	0,030	-0,082	-0,166**	-0,193**
Высшее образование	0,025	-0,217**	-0,381***	-0,228**
Состояние в браке	-0,235**	-0,006	-0,185**	-0,245***
Количество детей	-	-	-0,008	0,054
Разность прогнозов логарифмов доходов в статусах незарегистрированной – зарегистрированной занятости	0,231***	0,177***	0,038***	0,168***
Константа	-0,267	0,158	0,029	2,439
Число наблюдений	3941	4940	4751	5145
Pseudo R2	0,0561	0,0526	0,0346	0,0271

*Примечание:*

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

Присутствует связь между состоянием в браке и вероятностью находиться в состоянии незарегистрированной занятости. Вероятность незарегистрированной занятости выше для людей, не состоящих в браке. Что соответствует предположению, что индивиды предпочитают зарегистрированную занятость в случае, если присутствуют люди, которые рассчитывают на их стабильные доходы и социальную защищенность. Однако, возникает необходимость анализа коэффициента при переменной, отвечающей за количество детей. Вопрос относительно количества детей введен в анкеты лишь в 2004 году, в анализируемых 2006 и 2007 годах данный фактор оказался незначим. В дальнейшем интересно проанализировать гендерный аспект выбора незарегистрированной занятости в парах, состоящих в браке: так как

можно предположить, что наличие у одного из супругов зарегистрированной занятости может кардинально повлиять на выбор другого.

Прогноз более высоких доходов в статусе незарегистрированной занятости по отношению к доходам зарегистрированных работников увеличивает вероятность стать незарегистрированным по отношению к вероятности стать оформленным работником. Это можно объяснить тем, что среди незарегистрированных индивидуумов присутствует значительная доля людей, которые остаются в данном статусе, поскольку, при прочих равных условиях, их доход в этом статусе выше дохода других людей, вошедших в выборку. Создается ощущение, что это осознанный выбор человека с целью повышения дохода. Заметим, что такую интерпретацию мы даем по причине того, что нами не учтен панельный характер данных: оценки коэффициентов модели фактически получены путем сравнения состояний отдельных людей и соответствующие различия характеристик мы переносим на психологию поведения отдельного человека.

### **Оценки с учетом панельного характера данных**

Учет панельного характера данных (V-XVI раунды РМЭЗ) позволяет проконтролировать наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов и тем самым получить состоятельные и более эффективные (по сравнению с представленными выше) оценки коэффициентов в соответствующих моделях.

Механизм проведения исследования аналогичен механизму для пространственной выборки: для учета эндогенности сначала оценивалось уравнение дохода для различных статусов занятости; и затем оценивалась биномиальная модель выбора, где в качестве одного из регрессоров фигурирует разница прогнозов доходов для незарегистрированных и оформленных рабочих.

### **Уравнения доходов**

Оцениваемая регрессионная модель по набору регрессоров имеет аналогичный пространственному случаю вид. Результаты оценок уравнений дохода на панельных данных с использованием пул-моделей (без учета ненаблюдаемых индивидуальных эффектов) приведены в Приложении 4.

Характер зависимости дохода от гендерной принадлежности сохранился по сравнению с пространственными выборками: при прочих равных условиях, мужчины в среднем получают более высокие доходы, чем женщины. Нахождение в двух крупнейших городах обеспечивает в среднем получение более высоких доходов для обоих статусов занятости.

Для всех работников доходы в городах выше, чем в сельской местности, что достаточно ожидаемо.

Для неформально занятых, теряется чувствительность дохода к такой сфере деятельности, как органы управления. Это может быть объяснено тем, что именно в этой сфере занятости незарегистрированный характер занятости скорее нонсенс. В связи с этим данная отрасль может быть приравнена к базовой при рассмотрении значимости коэффициентов при остальных отраслевых дамми-переменных.

Также можно отметить, что отраслью, которая не вносит значительной разницы в доходах по отношению к базовой категории является сельское хозяйство: и в формальном секторе, и в неформальном наблюдается отрицательный знак перед данной бинарной переменой, но не значимый даже на 10% уровне.

Для официально оформленных работников наиболее выгоден, с точки зрения повышения дохода, переход в органы управления, для незарегистрированных занятых – в строительство. Оба вывода вполне согласуются с экономической ситуацией в России.

Проанализировав и оценив уравнение доходов, можно перейти к оценке детерминант выбора незарегистрированной занятости.

### **Факторы выбора незарегистрированной занятости**

Оценки факторов выбора незарегистрированной занятости, производились с помощью логит - моделей. При этом рассматривались три возможные варианта: модель, оценивающая без учета панельного характера данных; модель с фиксированными эффектами и модель со случайными эффектами. Результаты представлены в табл. 3.

В случае модели с фиксированными эффектами часть регрессоров удалена, так как их значения инвариантны во времени. Из оставшихся переменных только разность прогнозов доходов может достаточно сильно изменяться во времени для отдельного индивидуума. Такие переменные, как возраст, квадрат возраста растут исключительно благодаря течению времени, субъективные оценки обеспокоенности или уверенности редко изменяют свое значение в силу человеческой психологии. Тем не менее здравый смысл и формальные статистические тесты говорят в пользу модели с фиксированными эффектами, дающей состоятельные оценки влияния экзогенных факторов на принятие решения индивидом. При этом допускается корреляция ненаблюдаемых индивидуальных эффектов со значениями регрессоров. Наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов оказалось статистически значимым по формальным тестам. Эти эффекты приводят к неправильным (заниженным) стандартным ошибкам в пул - моделях, а корреляция данных эффектов с ре-

грессорами - к несостоительности оценок в рамках пул модели и модели со случайными эффектами.

**Таблица 3**  
**Факторы выбора статуса незарегистрированной занятости**

Объясняющие переменные	Pooled	FE	RE
Пол (1- муж., 0-жен.)	0,500***		0,749***
Возраст	-0,065***	-0,319*	-0,101***
(Возраст) <sup>2</sup> /100	0,031***	0,302	0,095***
Проживание в городе	-0,195***		-0,313**
Образование среднее общее	-0,129**	0,108	-0,066
Среднее специальное образование	-0,328***	-0,142	-0,410***
Высшее образование	-0,649***	-0,500	-0,859***
Состояние в браке	-0,415***	-0,259	-0,561***
Количество детей	-0,0001	0,077	-0,001
Разность прогнозов логарифмов доходов в статусах незарегистрированной – зарегистрированной занятости	-0,319***	-1,814***	-2,094***
Уровень безработицы	0,002***	0,003**	0,003***
Обеспокоенность о возможности потерять работу	0,091***	-0,167	0,099***
Уверенность найти новую работу, в случае потери старой	-0,158***	-0,069*	-0,177***
Константа	-0,661		-1,228
Число наблюдений	17 306	2115	17 306
Число индивидуумов		690	7 188
Log L	-4594	-748	-4308

*Примечание:*

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

Pooled –пул-модель, FE – модель с фиксированными эффектами, RE – модель со случайными эффектами

Проинтерпретируем оценки коэффициентов, полученные в модели с фиксированными эффектами. Обратим внимание, на коэффициент перед разностью прогнозов логарифмов доходов. Данный коэффициент значим и имеет отрицательный знак. Прогноз более низких доходов в статусе незарегистрированного занятого по отношению к доходу этого же человека, если бы он был зарегистрированных, повышает вероятность его нахождения в незарегистрированной занятости. Это говорит о том, что неформальная занятость все-таки является вынужденной на рынке труда.

Уровень безработицы влияет значимо положительно на вероятность стать незарегистрированным занятым по отношению к вероятности стать официально оформленным работником. Это подтверждает вывод, о том, что уход в неформальную сферу деятельности является вынужденным решением, как страх перед безработицей или защита от безработицы.

Для моделей с фиксированным и случайным эффектами было произведено сравнение коэффициентов с помощью теста Хаусмана. Статистика в teste Хаусмана равна 49,16. Это позволяет говорить, даже на 1% уровне, о значимом отличии коэффициентов в моделях. Согласно результатам данного теста, формально следует предпочесть модель с фиксированными эффектами ввиду несостоительности оценок коэффициентов в модели со случайными эффектами - так изложено в некоторых учебниках по эконометрике.

Несмотря на формальную статистическую несостоительность оценок в рамках модели со случайными эффектами, полезно все-таки рассмотреть ее, обосновывая данный интерес экономическим смыслом. Модель учитывает межгрупповой вклад в оценки коэффициентов, позволяя рассматривать тенденции общества в целом. С оговоркой о несостоительности для отдельного человека, оценки более эффективны, чем в пул-модели, за счет правильного учета корреляционной матрицы ненаблюдаемых индивидуальных эффектов, и в ней не занижены стандартные ошибки, как в пул-модели.

Оценки коэффициентов при разности прогнозов логарифмов доходов и уровне безработицы аналогичны оценкам, полученным в рамках модели с фиксированными эффектами - подтверждение вынужденности выбора статуса незарегистрированного занятого

В целом оценки коэффициентов достаточно хорошо согласуются с теорией и здравым смыслом. Так, зависимость от возраста квадратичная: вероятность относиться к неформальному сектору выше у молодых и более пожилых работников – что и показал анализ данных ранее .

Проживание в городе негативно связано с вероятностью стать незарегистрированным работником, это может следовать из того, что, как правило, в городах гораздо больше альтернатив, чем в сельской местности. Переезжая в город, человек находит зарегистрированную занятость.

Среднее специальное и высшее образования значимо снижают вероятность неформальной занятости по сравнению с базовой категорией (куда попало фактически и среднее общее образование), то есть более квалифицированные работники имеют в среднем больше возможностей выбора, и тем самым больше возможностей при желании найти официально оформляемую работу.

При этом, чем больше человек уверен в своих силах найти новую работу, в случае прекращения деятельности старой фирмы, тем меньше его вероятность стать незарегистрированным работником по отношению к вероятности

иметь официально оформленную работу. Можно отметить, что в основе уверенности человека может лежать, например хорошее образование, что согласуется с выводами модели в отношении уровня образования. Возможно, этому способствуют и социальный капитал, и специфический человеческий капитал накопленные в рамках текущего места занятости.

Более глубокое понимание стимулов выбора и психологии личностей выбирающих незарегистрированную занятость можно достигнуть, проанализировав ответы респондентов на вопрос об удовлетворенности жизнью.

## **Известные подходы к объяснению ответов об удовлетворенности жизнью**

Подобно многим областям прикладной экономики, установление природы эмпирической зависимости между уровнем дохода и счастьем сталкивается с рядом проблем. Примером такого рода является соотношение между уровнем счастья, которое испытывает индивид, и теорией функции полезности.

Во-первых, экономическая теория говорит о том, что мерой благосостояния является объем потребления, а не уровень дохода, а, следовательно, доход при оценке счастья является лишь прокси для потребления<sup>7</sup>. Headey and Wooden (2004) предложили решение этого вопроса. Используя данные австралийской панели (HILDA), они нашли «чистую стоимость», которая является более хорошей прокси для потребления, чем временное измерение дохода. Основное отличие между доходом и потреблением заключается в том, что часть своего дохода индивиды могут сберегать, а не потреблять. Также стоит отметить, что в развитых странах большая доля потребления является потреблением общественных благ<sup>8</sup>. Если мы не измеряем потребление общественных благ, то прокси, такие как регион или доход страны, которые относятся к общественным благам через налогообложение, будут иметь положительный коэффициент. Таким образом, если не учесть потребление общественных благ, то коэффициент при совокупном доходе в регрессии на счастье будет завышенным.

Заметим, что измерение потребления даже частных благ – дело сложное. Мало того, что индивиды скорее всего не запомнили какую часть своего дохода они потратили на потребление, но также трудно эмпирически выявить какие из купленных ими товаров являются лишь потреблением в текущем периоде, а какие потреблением и в будущем. Какую часть купленного дома или машины необходимо учесть как потребление сегодня, а какую как потребле-

---

<sup>7</sup> Weinzierl (2005)

<sup>8</sup> здесь речь идет об образовании, здравоохранении, вклада в воспитание детей, которые редко учитываются в эмпирических оценках

ние в будущем? Эти вопросы касаются решений о важных тратах, очень сложны, поэтому создается значительный разрыв между теоретической моделью и эмпирической оценкой потребления. Если при оценке счастья мы будем использовать уровень индивидуального дохода, а не потребления, мы должны помнить, что в молодом возрасте доход переоценивает потребление (мы много сберегаем), а в зрелом возрасте – недооценивает (мы тратим свои сбережения). Если в модели не используется деление индивидов по возрастному признаку, то необходимо оценка коэффициента при доходе будет завышенной.

Во-вторых, при эмпирической оценке взаимосвязи между доходом и счастьем: правильно определить эталонную группу, особенно при высокой мобильности населения. Нам известно только одно исследование, где респондентов напрямую спрашивают, с кем они себя сравнивают<sup>9</sup>. В этой работе 68% респондентов из Китая сказали, что их основная группа для сравнения состояла из лиц в их деревне; и лишь 11% опрошенных сравнивают себя с индивидами вне населенного собственного пункта.

Во многих эмпирических исследованиях используется доход эталонной группы в качестве объясняющей переменной при оценке уровня удовлетворенности жизнью. Используется также и включение в эмпирическую модель такой переменной как прогноз индивидуального дохода на основе характеристик индивидуума или дохода других регионов. Общая проблема при построении эталонных групп и прогнозов доходов состоит в том, что они могут включить в себя эффекты социальных сравнений:

- средний доход по географическому признаку будет, скорее всего, измерять местное потребление частных благ;
- доход коллег может внести погрешность в измерении собственного дохода;
- прогноз дохода может отражать собственные ожидания индивида на счет будущего дохода.

Таким образом, при отсутствии «чистых» измерений, мы должны быть осторожными, когда утверждаем о важности преобладания эффектов социальных сравнений.

В-третьих, группа лиц (или стран), для которых используются индивидуальные сравнения считается экзогенной. Falk and Knell (2004) задались вопросом: а что случится, если люди смогут, хотя бы частично, выбирать эталонную группу? Тут возникают два социологических эффекта: «self-enhancement» и «self-improvement». Первый подразумевает, что люди для сравнения смогут выбрать группы с более низким уровнем дохода; второй подразумевает наличие косвенной выгоды от сравнения с эталонной группой,

---

<sup>9</sup> Уже упоминавшееся Knight and Song's (2006)

которая имеет более высокий уровень дохода. Одна из таких выгод: человек более усердно работает и становится успешнее, если он ставит перед собой высокие цели, которые определяют группы с высоким уровнем дохода. Главный результат модели Falk'a and Knell'a состоит в том, что эндогенно выбранный уровень увеличивает способности каждого индивида (они измеряли время прикладывания усилий для достижения результатов в свободное от работы время). Таким образом, индивиды с более высокими способностями будут сравнивать себя с людьми, имеющими более высокий доход. Выбор эталонной группы будет осуществляться с помощью установления компромисса между статусом и высокой производительностью. Rablen (2006) описывает динамическую модель, где агенты сталкиваются с проблемами самоконтроля (т.е. будущие выгоды от нынешних усилий). Из его работы следует, что «планировщик», который максимизирует собственную межвременную полезность, может посчитать оптимальным включить в функцию полезности уровень дохода эталонной группы. Stark (2004a, 2004b, 2005) написал ряд статей, в которых использует выбор эталонной группы, чтобы объяснить процесс миграции гетерогенных индивидов.

Четвертая проблема касается сроков изменений в доходе: гипотеза Tversky and Kahneman (1991) говорит о том, что потеря одного доллара отразится на уровне счастья гораздо сильнее, чем увеличение дохода на тот же самый доллар. Для проверки данной гипотезы необходимы точные наблюдения о движении средств индивидов. Панельные данные, в которых индивидов обычно опрашивают только раз в год, не могут предоставить нам такой информации. В настоящее время такую проблему могут решить лишь эксперименты, но и здесь есть проблемы: испытуемые могут быть нерепрезентативными; лабораторная ситуация сама по себе может испытывать ряд недостатков; и, наконец, лабораторные эксперименты на социальные явления по своей природе могут не подходить для адаптации, т.к. не представляется возможным оставлять субъектов в эксперименте на продолжительный период времени.

Следующая, пятая, сложность заключается в пропущенных переменных. К сожалению, не существует баз данных, где не встречалась бы эта проблема. Возникновение пропущенных переменных наталкивает на ряд вопросов. Например, возможность эндогенности доходов: логично предположить, что «счастливые» люди с большей вероятностью получат лучшую работу, а, следовательно, и более высокий уровень дохода<sup>10</sup>, который тем самым становится эндогенным. Исходя из аналогичных рассуждений, Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004) показали на данных GSOEP, что коэффициент корреляции между изменением дохода и изменением счастья меньше, чем тот же коэффициент между уровнем дохода и уровнем счастья. Например, хорошее здо-

---

<sup>10</sup> Lyubomirsky et al. (2005)

ровье помогает людям работать лучше и получать более высокий доход, аналогично, семейная стабильность, хорошие отношения с коллегами и т.д., следовательно, эти факторы являются пропущенными переменными. Авторы предлагают решить проблему эндогенности, используя в панельных данных регрессии с фиксированными эффектами. Существование пропущенных переменных приводит к завышению коэффициента перед уровнем дохода при оценке счастья. Однако, существование переменных, на которые влияет уровень дохода, занижает этот коэффициент. Завышен или занижен итоговый коэффициент, сказать практически не возможно.

В последние времена многие работы обходят вопрос эндогенности, включая в уравнение регрессии переменные, отвечающие за экзогенные изменения в доходах. Frijters et al. (2004a, 2004b, 2006) использует в качестве экзогенных переменных большие изменения в реальных доходах, которые были в Восточной Германии после объединения или в России после перестройки, и получает большее значение коэффициента, отвечающего за влияния дохода на счастье, чем в других работах. Gardner and Oswald (2006b) в своей работе используют информацию о выигрышах в лотерее как переменную, отвечающую за экзогенный доход.

Влияние пропущенных переменных на агрегированный уровень дохода очень важно, т.к. любая переменная, которая положительно коррелирует с доходом и отрицательно с уровнем счастья, может ложно объяснить хорошо известный парадокс Easterlin'a. Кандидаты в такие «ложные» переменные: загрязнение окружающей среды, социальный капитал, а также количество часов работы. Очевидно, что рост каждого из этих факторов не делает нас счастливее. Di Tella and MacCulloch (2005) рассматривают ряд пропущенных переменных, которые могут объяснить: почему рост дохода не привел к росту счастья, таких как продолжительность жизни, загрязнение окружающей среды (измеренной в килограммах выбросов оксида серы на душу населения), безработица, инфляция, продолжительность рабочего дня, преступность и неравенство доходов.

Шестая проблема, которая возникает – это вопрос о методике оценки. Frey and Stutzer's (2002a) утверждают, что использование панельных данных может решить часть проблем, связанных с пропущенными переменными. Однако, обычно в исследованиях игнорируется сама спецификация модели, например нелинейность взаимосвязи. Например, доказан факт, что зависимость между уровнем счастья и доходом имеет логарифмический вид, а, следовательно, в уравнение регрессии необходимо включать не сам доход, а логарифм дохода. Для решения этой проблемы необходимы более качественные данные и гибкие методики оценки.

Эмпирическая экономическая литература, посвященная самоотчету человека о счастье (или в некоторых терминах удовлетворенность жизнью) раз-

вивалась крайне активно с 1970-х годов. Кроме экономистов, этой проблемой активно занимались психологи и социологи, поэтому в этой области есть широкий пласт междисциплинарных статей.

До того как начинать исследование удовлетворенностью жизнью полезно рассмотреть особенности методологии оценки детерминант счастья.

Психологи придерживаются кардиналистской точки зрения в вопросе оценки уровня счастья: например, разница в счастье между 4 и 5 для индивидуума такая же, как и 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: то есть неизвестно какое относительное различие между ответами об уровне удовлетворения, но все индивидуумы разделяют интерпретацию каждого возможного ответа.

Огромное практическое преимущество кардиналистского допущения в том, что теоретически каждый может легко выявить для рассмотрения разницу в уровне счастья и соотнести ее с изменением наблюдаемых переменных. Это значит, что любой эффект от стационарных (не зависящих от времени) ненаблюдаемых факторов выбывает в случае линейной спецификации. Как результат, существует много статей в психологической литературе, которые вводят поправку на инвариантные во времени ненаблюдаемые переменные, коррелированные с обозреваемыми - то есть используют эконометрические модели с индивидуальными фиксированными эффектами. При эконометрическом тестировании полезность полагается латентной переменной для степени удовлетворенности. 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 удовлетворенности индивида.

Рассмотрим более подробно некоторые теоретические предпосылки и теоретические модели.

Для оценки уровня счастья часто применяются, такие субъективные вопросы, как, например, в РМЭЗ: «Насколько Вы удовлетворены своей жизнью в целом в настоящее время?»

Ответы на подобные вопросы показывают такие вещи, как «счастье», «общая удовлетворенность», или «субъективное благосостояние». В рамках общего анализа методологии обозначим ответ на этот вопрос через GS (general satisfaction). В качестве ответов респонденту в РМЭЗ предлагалось 5 вербальных лейблов: полностью удовлетворены; скорее удовлетворены; и да, и нет; не очень удовлетворены; совсем не удовлетворены. Конечный результат – упорядоченная категориальная оценка для качества жизни индивидуума.

Итак, пусть  $GS_{it}$  - эндогенная переменная для индивидуума  $i$  в момент времени  $t$  с уровнем счастья, снижающимся с ростом численного значения переменной (для РМЭЗ). Это также имеет место, если обозначить за 1 уровень «полностью удовлетворен», а все другие ответы за 0. Общий вопрос исследований счастья: установить, при определенных допущениях, влияние наблюдаемых характеристик  $x_{it}$  на  $GS_{it}$  при наличие ненаблюдаемых переменных  $\varepsilon_{it}$ .

Какие предположения при этом используются?

### 1. Общие предположения.

Существует три главных вариации допущений, используемых при интерпретации ответов об удовлетворении жизнью.

А1. уровень удовлетворения это положительная монотонная трансформация от подразумеваемой метафизической концепции, называемой благосостояние и обозначаемой  $W(\cdot)$ : если  $GS_{it} > GS_{is}$ , то  $W_{it} > W_{is}$ ;

А2. уровень удовлетворения порядково (ординалистически) сравним для различных индивидуумов: если  $GS_i > GS_j$ , то  $W_i > W_j$ ;

А3. уровень удовлетворения для различных индивидуумов сравним в кардиналистическом смысле:  $(W_i - W_j) = \omega(GS_i, GS_j)$ , где  $\omega(\cdot)$ -постоянный множитель (мультипликативная константа). Обычно  $\omega(GS_i, GS_j)$  принимается как  $(GS_i - GS_j)$ .

Первое допущение предполагает соответствие между измеряемым  $GS_{it}$  и метафизической концепцией, которая обычно интересует исследователей  $W_{it}$ . Если эмоциональное выражение и поведенческий выбор действительно соотносимы с подразумеваемой концепцией благосостояния, то  $GS$  так же может быть использовано и как прокси для благосостояния.

Второе предположение, порядковая сравнимость, подразумевает, что индивидуум разделяет общее мнение о том, что такое счастье. Это допущение основано на двух психологических заключениях. Во-первых, индивидуумы отчасти способны распознавать и предсказывать уровень удовлетворения других. Во-вторых, индивидуумы, принадлежащие к одной языковой группе, имеют общее понимание того, как переводить внутренние чувства в численную шкалу, проще говоря, по порядку, чтобы коммуницировать друг с другом. Эмпирический анализ  $GS$  при наличии ординалистической предпосылки, обуславливает применение моделей латентных переменных, таких как упорядоченные пробит и логит модели.

Третья предпосылка предотвращает тенденцию экстремистских поведенческих ответов, таких где человек предполагается либо очень грустным, либо очень радостным,- в этом случае присутствует крайне небольшая разница в благосостоянии между срединными категориями. Когда  $GS$  предполага-

ется кардиналистической мерой благосостояния, то эмпирический анализ часто реализуется средствами МНК или подобными методами.

## 2. Статистические предпосылки.

Статистические предпосылки накладывают ограничения на ненаблюдаемые факторы, влияющие на оценку удовлетворенности жизнью, но отсутствующие в наборе данных:

- C1. существуют изменяющиеся во времени ненаблюдаемые факторы,  $\varepsilon_{it}$ , соотносимые с наблюдаемыми переменными неизвестным способом.
- C2. существуют неизменные во времени ненаблюдаемые факторы  $v_i$ , относящиеся к внутреннему индивидуальному уровню наблюдаемых факторов, и существуют изменяющиеся со временем ненаблюдаемые факторы,  $\varepsilon_{it}$ , не связанные с наблюдаемыми:  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = \text{cov}(v_i, \Delta x_{it}) = 0$  и  $\text{cov}(v_i, x_{it}) \neq 0$ .
- C3. ненаблюдаемые факторы,  $\varepsilon_{it}$  и  $v_i$ , либо не связаны с наблюдаемыми факторами, или их соотношение известно:  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = z_{it}^1$  и  $\text{cov}(v_i, x_{it}) = z_{it}^2$ , где  $z$  ноль или известная функция.

Первая предпосылка зачастую возникает вследствие экономической теории: потому что индивидуумы постоянно принимают решения базируясь на принуждении и будущих ожиданиях. Нечто ненаблюдаемое, что влияет на GS, и также влияет на изменения в ожиданиях, будет влиять на наблюдаемые решения.

В C2 все релевантные изменяющиеся во времени факторы подразумеваются наблюдаемыми. Остающиеся фиксированные ненаблюдаемые факторы влияют на уровень других переменных, хотя не на их изменения. Главные кандидаты на такие фиксированные ненаблюдаемые переменные в экономическом анализе это индивидуальные черты индивидуума: обзор Diener and Lucas (1999) and Argyle (1999) привел исчерпывающие психологические свидетельства, что постоянные черты – это лучшие предсказатели уровня удовлетворенности. В тоже время демографические и социо-экономические переменные в лучшем случае способны отловить лишь 15% разброса GS (Diener, 1984), гены и постоянные психологические черты как было найдено, имеют корреляцию с GS до 80% (Lykken and Tellegen, 1996).

В C3 предполагается, что могут быть ненаблюдаемые факторы, но они либо ортогональны тому, что наблюдаемо, либо их отношение к тому, что наблюдаемо (из-за предполагаемой структуры) известно и отсюда может быть проконтролировано. Это является разумным только в случае, когда используются рандомизированные данные.

## 3. Модели

### Модели с предположением A3

Одна из популярных моделей, основанных на предпосылке A3 это оценка:

$$GS_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Здесь  $\varepsilon_{it}$  имеет нулевое математическое ожидание и ортогонален  $x_{it}$ , и предполагается оценивание МНК. В психологии очень популярной практикой является получение главного результата в виде таблицы корреляций между массивом  $GS_{it}$  и некоторыми наблюдаемыми характеристиками.

Эта модель была употреблена практически во всех психологических cross-section исследованиях (Argyle, 1999; Diener et al. 1999; Veenhoven, 1997). Среди экономистов данная спецификация является основной в статье, лишь в случае сравнения совокупного удовлетворения между странами и, следовательно, по смыслу предполагается кардиналистичность (Easterlin, 1974; 1999; Oswald, 1997; Micklewright and Stewart, 1999; Kenny, 1999; Di Tella et al. 2001).

Эта модель требует выполнение предпосылок А3-С3. Преимущество использования А3 состоит в том, что достаточно легко ослабить С3 и перейти к С2 взятием первой разницы (1):

$$GS_{it} - GS_{it-1} = \Delta x_{it}\beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Для (2) очевидно, что если бы была введена фиксированная индивидуальная черта  $v_i$ , относящаяся к  $x_{it}$ , то она была бы выкинута. Эта формулировка - стандартная модель причинности в психологической литературе, использующей панельные данные или временные ряды (Diener and Suh, 1999; Argyle, 1999).

В экономике, лишь Gelach and Stephan(1996); Korpi (1997) ограничились в работах использованием подобной структуры МНК с фиксированными эффектами на уровне индивидуумов.

### Модели с предположением А2.

Основная модель при принятии предположения А2, то есть порядковой сравнимости, это модель с латентной переменной:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} = k &\Leftrightarrow \lambda_k \leq GS_{it}^* < \lambda_{k+1}, \\ \varepsilon_{it} &\perp x_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$GS^*$ - латентная переменная, а  $GS$  наблюдаемый уровень удовлетворения. В зависимости от предполагаемого распределения ошибки  $\varepsilon_{it}$ , данная формулировка приведет к упорядоченным логит или пробит моделям, которые могут быть оценены методом максимального правдоподобия. Для возможности трактовки причинности, должна также выполняться предпосылка С3. Эта модель наиболее часто используется в исследованиях экономистов.

В отличие от (1), эта модель не может быть легко приспособлена к включению ненаблюдаемой индивидуальной неоднородности. В упорядоченной пробит модели, как показано Maddala (1983), поправка на фиксированные

индивидуальные эффекты приводят к несостоительным оценкам. Фиксированные эффекты также смещают оценки, и, следовательно, не существует оценки первой разницы для фиксированного эффекта в модели с латентной переменной. Это серьезно препятствует осуществлению предпосылки С2 для этой модели в контексте панельных данных. Существуют оценки условным методом максимального правдоподобия для логит модели с фиксированными эффектами, который может быть использован, когда уменьшается число различных категорий до двух.

Альтернатива предпосылке А2 - это принять конкретную структуру соотношения между не меняющимися во времени ненаблюдаемыми и наблюдаемыми переменными. Первый вариант, предложенный Mundlak (1978), специфицировать корреляцию между неменяющимися во времени ненаблюдаемыми переменными и меняющимися во времени наблюдаемыми переменными линейной функцией от наблюдаемых факторов. Van Praag (2003) использовал:  $\varepsilon_{it} = \alpha x_i + \nu_i + \eta_{it}$ , где  $\alpha x_i$  – улавливает корреляцию между фиксированными ненаблюдаемыми переменными и наблюдаемыми. Кроме того, можно применить упорядоченную логит или упорядоченную пробит модель со случайными индивидуальными эффектами, которые фиксированы во времени. В этом случае:  $\varepsilon_{it} = \nu_i + \eta_{it}$  с нормально распределенными  $\nu_i$  и  $\eta_{it}$ , ортогональными друг другу и также ортогональными наблюдаемым характеристикам  $x_{it}$ .

#### 4. Порядковые модели с фиксированными эффектами.

Рассмотрим модели, для которых не требуется выполнение С3, для них достаточно выполнение С2. Такие А2-С2 модели комбинируют нежелание экономистов принимать кардиналистичность с возможностью «кардиналистов» использовать оценщики индивидуальных фиксированных эффектов. Этот подход базируется на статьях Winkelmann and Winkelmann (1998) и Hamermesh (2001), предлагается:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it} \beta + f_i + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} &= I(GS_{it}^* > 0). \end{aligned} \tag{4}$$

Из чего следует дихотомическая модель с фиксированными эффектами. Это значит можно различать лишь две категории и необходимо сократить данные, чтобы была возможность воспользоваться этой моделью. Так Winkelmann and Winkelmann (1998) сократили уровни удовлетворенности со шкалой от 0 до 10 до: выше уровень удовлетворенности 7 или нет. Обе статьи, учитывая статистику, описанную в работе Chamberlain (1980), предложили:

$$P[GS_{i1}, \dots, GS_{iT} \mid \sum_t GS_{it}, \beta, f_i, x_{it}] = \frac{e^{\sum_t (GS_{it} x_{it}) \beta}}{\sum_{GS \in S(\sum_t GS_{it})} e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_t) x_{it} \beta}}$$

- вероятность наблюдения  $GS_{i1}, \dots, GS_{iT}$ , условная по их сумме. Здесь  $S(\sum_t GS_{it})$  обозначает набор всех возможных комбинаций  $GS_{i1}, \dots, GS_{iT}$ , суммированных к  $\sum_t GS_{it}$ . Для  $T=2$ , это означает вероятность равную  $\frac{e^{(GS_{i1}x_{i1}+GS_{i2}x_{i2})\beta}}{e^{x_{i1}\beta} + e^{x_{i2}\beta}}$  и используются только индивидуумы для которых  $GS_{i1}+GS_{i2}=1$ .

Так как эти модели используют только индивидуумов, кто пересек пороговое значение установленное исследователем, существуют очень большие потери в данных. Опасность таких огромных потерь данных заключается в росте дисперсий и стандартных ошибок оценок коэффициентов.

Недостатки обеих статей в том, что в них не использованы дамми-переменные для времени, что значит специфический фактор времени не контролируется. К чему это может привести? Для логарифма дохода мы можем записать  $\ln(p_t y_{it}) = \ln(p_t) + \ln(y_{it})$ , где  $p_t$ -общий уровень цен. Когда включается дамми для времени, любой эффект от  $\ln(p_t)$  поглощается в специфицированной временной константе и коэффициент при  $\ln(p_t y_{it})$  отражает только чистый эффект от реального дохода  $\ln(y_{it})$ . Аналогично для возраста, мы можем записать  $age_{it}\beta_{age} = age_{i1}\beta_{age} + (t-1)\beta_{age}$ . Теперь произведение  $age_{i1}\beta_{age}$  неизменно во времени и, следовательно, собирает в себе индивидуальные эффекты. В свою очередь  $(t-1)\beta_{age}$  - общий вклад для всех индивидуумов. Кроме того, линейный эффект возраста может быть устранен во временно-специфицированной константе. Это крайне важно: возраст будет улавливать всякий специфический временной эффект, если дамми для времени не используется.

Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004) обратились к этим ограничениям логит модели с фиксированными эффектами, и путем расширения идеи Chamberlain (1980) уделили внимание упорядоченной логит модели с фиксированными эффектами:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it}\beta + f_i + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} &= k \Leftrightarrow \lambda_k^i \leq GS_{it}^* < \lambda_{k+1}^i, \\ t &= 1, \dots, T; k = 0, \dots, K; \quad \Lambda(\varepsilon_{it}) = \frac{e^{\varepsilon_{it}}}{1 + e^{\varepsilon_{it}}} - c.d.f. \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

(5)

Это упорядоченная логит модель с фиксированными индивидуальными эффектами и индивидуальными характеристическими порогами,  $\lambda_k^i$ . Все что предполагается о значениях порогов – это, что они возрастают, то есть  $\lambda_k^i < \lambda_{k+1}^i$  (в случае обратного упорядочивания альтернатив от лучшего к худшему, как в РМЭЗ, предполагается убывающий характер  $\lambda$ ). Предположение о порядковой сравнимости выполняется. Это означает модель A1-C2.

Статистика выглядит как:

$$\begin{aligned}
 & P[I(GS_{i1} > k_i), \dots, I(GS_{iT} > k_i) | \sum_t I(GS_{it} > k_i) = c] \\
 & = \frac{\prod_{t=1}^T \{1 + I(GS_{it} > k_i)[e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)} - 1]\}}{\prod_{t=1}^T [1 + e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)}]} = \\
 & = \frac{\sum_{GS \in S(k_i, c)} \prod_{t=1}^T \{1 + I(GS_{it} > k_i)[e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)} - 1]\}}{\prod_{GS \in S(k_i, c)} [1 + e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)}]} = \\
 & = \frac{e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_i) x_{it}\beta}}{\sum_{GS \in S(k_i, c)} e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_i) x_{it}\beta}}
 \end{aligned}$$

При этом,  $0 < c < T$  и где  $S(k_i, c)$  обозначает набор всех возможных комбинаций  $GS_{i1}, \dots, GS_{iT}$  для которых  $\sum_t I(GS_{it} > k_i) = c_i$ , где  $c_i$  отвечает за число временных периодов в которых уровень удовлетворения выше барьерного значения  $k_i$ .

Эти оценки аналогичны простой логит модели с фиксированными эффектами в том смысле, что данные сводятся к бинарной переменной, но затем применяются к индивидуальной записи в массиве данных через свободный параметр  $k_i$ . Это значит, что можно включить наблюдения для всех индивидуумов, для которых оценка уровня удовлетворения меняется и следовательно гораздо более полный охват информации, используя  $K$  категорий, взамен всего двух. Этот вариант получения оценок не может прогнозировать вероятность и предельный эффект без дополнительных допущений, например, что индивидуальный фиксированный эффект равен нулю.

В целом, следует отметить, что выбор в пользу предпосылки о кардиналистском или ординалистском характере ответов на вопрос об уровне удовлетворения не влияет на знаки оценок коэффициентов при анализируемых факторах.

## Используемые данные и предпосылки

Для эконометрического анализа в дополнение к переменным, созданным для оценки детерминант выбора статуса неформальной занятости, была создана переменная  $U_t$ , содержащая ответы на вопрос об уровне удовлетворенности: «Насколько Вы удовлетворены своей жизнью в целом в настоящее время?». Варианты ответа:

- 1        полностью удовлетворены,
- 2        скорее удовлетворены,
- 3        и да, и нет,
- 4        не очень удовлетворены,
- 5        совсем не удовлетворены.

Рассматриваемая модель имела вид:

$$U_t = \beta_1 \ln(y_t) + \gamma Status + Z_t' \delta + \varepsilon_t,$$

где  $y_t$  - это реальный индивидуальный доход,  $Status$  – бинарная переменная, отвечающая за принадлежность к неформальному (принимает значение 1) или зарегистрированному сектору (равна 0), а  $Z$  включает в себя демографические и прочие характеристики.

Основное внимание в рамках данной работы уделяется коэффициенту  $\gamma$ . 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.

Таким образом, основная *гипотеза*, тестируемая в данной части работы, принимает вид: статус неформально занятого уменьшает вероятность стать более счастливым при прочих равных условиях.

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

Рассмотрим соотношение анализируемых параметров. Проанализируем вклад каждого статуса занятости в каждую градацию удовлетворенности жизнью.

Можно отметить, что вклад в оценки неформально занятых сравним с долей их 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 негатив-

ную взаимосвязь неформального статуса занятости и уровня удовлетворенности. Но здесь возникает вопрос о том, является ли данное отличие значимым.

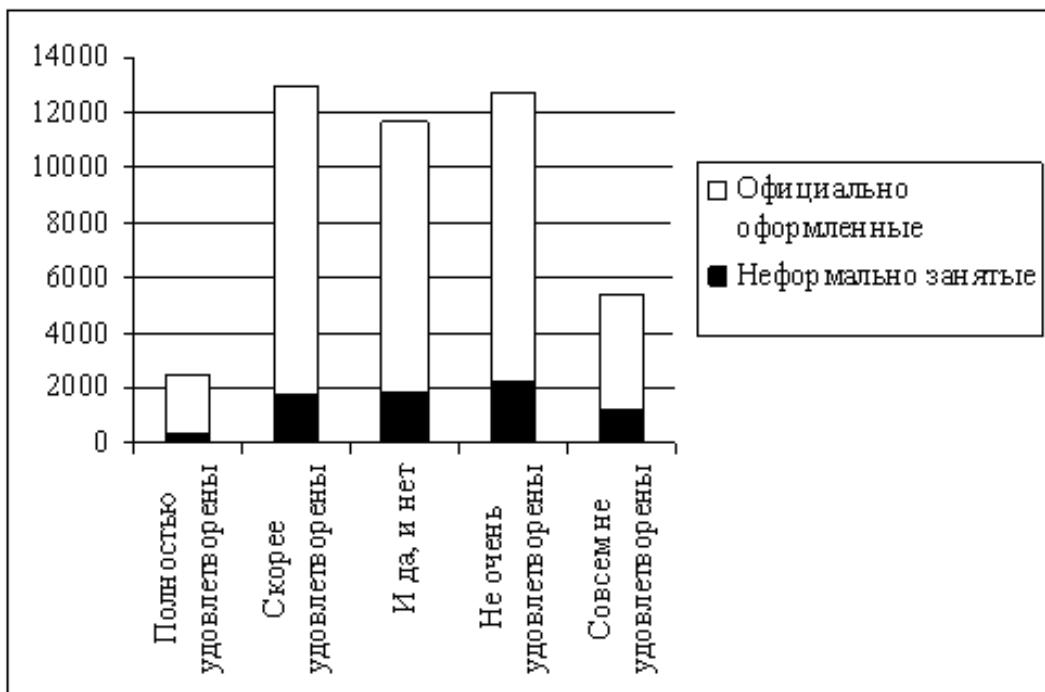


Рис.7. Соотношение статуса занятости и уровня удовлетворенности

**Таблица 4**  
**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

В ходе выполнения оценок следует учесть эндогенность. Многие факторы, определяющие статус занятости, одновременно влияют на уровень удовлетворенности. Логично предположить, что «счастливые» люди с большей вероятностью получат лучшую работу, которая, как можно предположить, является официальной, тем самым статус занятости становиться эндогенным.

В результате существование пропущенных переменных приводит к завышению коэффициента перед статусом занятости. Однако, пропуск других переменных, на которые влияет статус занятости, может занизить этот коэффициент. Завышен или занижен итоговый коэффициент, сказать практически не возможно.

Для всех возможных вариантов эмпирического анализа, в качестве попытки контроля эндогенности будем рассматривать две спецификации: включать статус занятости, как таковой, и включать прогноз статуса занятости. Модель оценки вероятности принадлежности к неформальной занятости сформирована в первой части работы - в рамках панельного анализа - модель с фиксированными эффектами.

### Модели упорядоченного выбора

Так как шкала удовлетворенности носит упорядоченный характер и при этом дискретна (от 1 до 5), то на первом этапе исследования приведем результаты оценок влияния статуса неформально занятого на уровень счастья с помощью моделей упорядоченного выбора для отдельных лет (2002 и 2007 гг.). Для этого нами была использована упорядоченная пробит модель. В этом случае латентная переменная (прокси для полезности) имеет вид:

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

где  $x_i$  - вектор объясняющих переменных (включая статус занятости),  $\beta$  - вектор коэффициентов,  $\varepsilon_i$  - случайная компонента, распределенная по нормальному закону.

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 некого 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:

$$\ln L(\beta, \tau_2, \dots, \tau_5; y, x) = \sum_{i=1}^N y_{ij} \ln \Pr(y_i = j | x_i)$$

Для упорядоченной пробит модели F – это кумулятивная функция стандартного нормального распределения. Оценки интересующих нас параметров могут быть выполнены методом максимального правдоподобия.

В ходе тестирования в модель наряду с объясняющей переменной – статус занятости (1 - неформальная занятость, 0 - оформленная официально), включены демографические переменные и другие. Полученные результаты систематизированы в табл. 5.

**Таблица 5**  
**Оценки коэффициентов в ordered probit модели**

Зависимая переменная: жизнью		уровень удовлетворения		
Объясняющие пе- ременные	2002		2007	
	Статус за- нятости	Прогноз статуса за- нятости	Статус заня- тости	Прогноз статуса за- нятости
Статус занятости	<b>0,136**</b> (0,061)	<b>-3,781***</b> (0,776)	<b>0,164***</b> (0,052)	<b>-1,725***</b> (0,596)
Логарифм доходов	-0,008 (0,008)	-0,009 (0,008)	-0,019** (0,008)	-0,019** (0,008)
Пол (1- муж., 0-жен.)	-0,193*** (0,038)	-0,167*** (0,038)	-0,091*** (0,032)	-0,069** (0,032)
Возраст	0,066*** (0,009)	0,041*** (0,009)	0,057*** (0,007)	0,039*** (0,009)
(Возраст) <sup>2</sup> /100	-0,071*** (0,010)	-0,049*** (0,011)	-0,056*** (0,009)	-0,039*** (0,009)
Проживание в городе	-0,055 (0,042)	0,029 (0,046)	0,082** (0,036)	0,091** (0,036)
Образование среднее общее	-0,077 (0,047)	-0,075 (0,047)	-0,061* (0,031)	-0,081** (0,031)
Среднее специальное образование	0,046 (0,038)	-0,026 (0,040)	-0,065** (0,033)	-0,117*** (0,037)
Высшее образование	-0,053 (0,051)	-0,223*** (0,062)	-0,184*** (0,038)	-0,274*** (0,048)
Состояние в браке	-0,347*** (0,038)	-0,351*** (0,038)	-0,324*** (0,033)	-0,357*** (0,034)
Состояние здоровья (1 – были проблемы со здоровьем, 0- нет)	0,115*** (0,034)	0,115*** (0,034)	0,067** (0,031)	0,072** (0,031)

Таблица 5 (продолжение)

Москва и С.-Петербург	-0,196*** (0,070)	-0,191*** (0,070)	-0,071 (0,064)	-0,059 (0,064)
Центральный федеральный округ	-0,140** (0,069)	-0,164** (0,069)	-0,232*** (0,059)	-0,253*** (0,059)
Южный ФО	0,039 (0,074)	0,025 (0,074)	-0,084 (0,062)	-0,116* (0,062)
Северо-западный ФО	-0,276*** (0,077)	-0,285*** (0,077)	-0,297*** (0,067)	-0,303*** (0,067)
Дальневосточный ФО	0,089 (0,095)	0,062 (0,095)	0,115 (0,084)	0,048 (0,087)
Сибирский ФО	0,010 (0,075)	-0,015 (0,075)	0,005 (0,064)	-0,007 (0,064)
Приволжский ФО	-0,051 (0,066)	-0,074 (0,066)	-0,115** (0,057)	-0,117** (0,057)
Органы управления	-0,218*** (0,082)	-0,228*** (0,082)	-0,204** (0,099)	-0,174* (0,099)
Наука/ образование	-0,141** (0,067)	-0,148** (0,067)	-0,073 (0,053)	-0,069 (0,053)
Промышленность	-0,105* (0,063)	-0,119* (0,063)	-0,057 (0,051)	-0,037 (0,051)
Финансы	-0,098 (0,078)	-0,117 (0,078)	-0,045 (0,098)	0,059 (0,104)
Торговля	-0,193*** (0,071)	-0,165** (0,071)	-0,092* (0,055)	-0,039 (0,056)
Сельское хозяйство	-0,432* (0,237)	-0,372 (0,237)	-0,028 (0,083)	-0,043 (0,083)
Строительство	-0,023 (0,064)	-0,042 (0,064)	-0,018 (0,063)	-0,013 (0,063)
Транспорт	0,006 (0,061)	-0,015 (0,061)	0,021 (0,061)	0,031 (0,061)
Уровень удовлетворенности работой	0,142*** (0,015)	0,147*** (0,015)	0,168*** (0,015)	0,172*** (0,015)
Уровень удовлетворенности оплатой труда	0,109*** (0,015)	0,111*** (0,015)	0,119*** (0,014)	0,117*** (0,015)
Уверенность в возможности обеспечивать семью	-0,163*** (0,013)	-0,148*** (0,013)	-0,188*** (0,012)	-0,181*** (0,012)
Пессимизм	0,042*** (0,009)	0,037*** (0,009)	0,066*** (0,008)	0,063*** (0,008)
Константа				
N	4 482	4 482	5 941	5 941

**Таблица 5 (продолжение)**

Prob>chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,073	0,075	0,082	0,082

*Примечание:*

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

В скобках указано значение стандартной ошибки.

Оценки коэффициента перед статусом занятости кардинально разнятся в зависимости от того, использовался в качестве объясняющей переменной сам статус занятости, или его прогноз. При попытке учесть эндогенность статуса и включить в регрессию его прогнозное значение, коэффициенты становятся значимо меньше нуля. Это позволяет сделать вывод о невыполнении предположения, выдвинутого нами в качестве гипотезы.

### **Учет панельного характера данных**

Для дальнейшего эконометрического анализа была сформирована панель данных, включающая все доступные нам раунды: с 5-го (1994 год) по 16-й (2007 год).

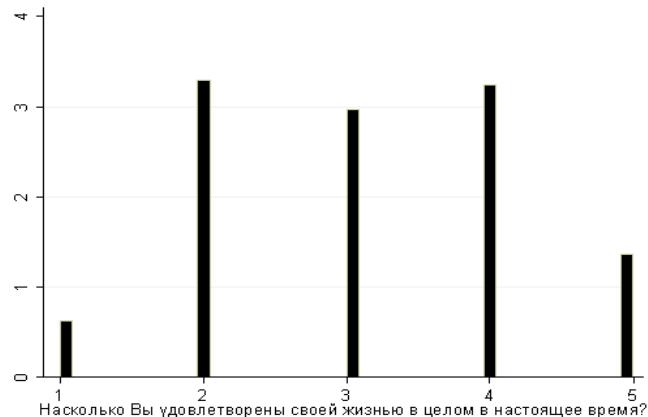
Исследования психологов показывают, что характеристики работы и доход входят в функцию полезности сложным образом. Персональные черты и другие индивидуальные ненаблюдаемые аспекты влияют на удовлетворение. Другими словами, можно предположить, что масштабирование субъективного уровня удовлетворенности 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.

Наиболее часто используемый в случае панельных данных случайный эффект, не подходит, если регрессоры коррелированы с индивидуальными эффектами, что ожидается в данном случае. Популярность моделей со случайных эффектов частично объясняется неудобством практической реализации моделей с фиксированными эффектами для моделей с упорядоченной зависимой переменной, таких как (упорядоченные) пробит и логит модели в случае панельных данных (отсутствием доступных компьютерных программ).

## Модели бинарного выбора

Как было сказано в анализе методологий, применяемых для оценки удовлетворенности жизнью, наибольшее внимание уделяется моделям с фиксированными эффектами. Пробит модели с фиксированными эффектами приводят к несостоительным оценкам параметров (Baltagi, 2001; Hsiao, 2003). Поэтому нами была использована логит модель с фиксированными эффектами.

На первом этапе необходимо преобразовать зависимую переменную (удовлетворенность жизнью) из дискретной, имеющей пять градаций, в бинарную переменную. Для этого рассмотрим распределение ответов респондентов:



Из гистограммы можно предложить следующую схему 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, то она отражает неудовлетворенных индивидуумов. Принимаемое значение 0 соответствует присутствию удовлетворенности в ответах.

В табл. 6 приведены оценки пул-модели и модели с фиксированными эффектами.

Обратимся к интересующему нас коэффициенту: в случае использования логит модели с фиксированными эффектами и прогнозом статуса занятости оценка коэффициента имеет отрицательный знак, а при использовании в качестве регрессора непосредственно статуса занятости положительный. Ситуация аналогична модели упорядоченного выбора для пространственной выборки.

Таблица 6

## Оценки моделей с зависимой бинарной переменной

Объясняющие переменные	Pooled logit		Fixed Effects Logit	
	Статус занятости	Прогноз статуса занятости	Статус занятости	Прогноз статуса занятости
Статус занятости	<b>0,281***</b> (0,079)	<b>0,409***</b> (0,087)	<b>0,432**</b> (0,174)	<b>-2,059***</b> (0,789)
Логарифм доходов	-0,095*** (0,018)	-0,089*** (0,018)	-0,132** (0,052)	-0,119** (0,052)
Пол (1- муж., 0-жен.)	-0,203*** (0,051)	-0,213*** (0,051)		
Возраст	0,098*** (0,014)	0,103*** (0,014)	0,135 (0,114)	-0,102 (0,143)
(Возраст) <sup>2</sup> /100	-0,086*** (0,016)	-0,092*** (0,016)	-0,246* (0,126)	-0,044 (0,145)
Проживание в городе	0,162*** (0,056)	0,161*** (0,056)		
Образование среднее общее	-0,163*** (0,051)	-0,168*** (0,051)	-0,190 (0,134)	-0,138 (0,136)
Среднее специальное образование	-0,200*** (0,049)	-0,192*** (0,049)	-0,117 (0,154)	-0,160 (0,157)
Высшее образование	-0,465*** (0,062)	0,457*** (0,062)	-0,014 (0,447)	-0,309 (0,455)
Состояние в браке	-0,543*** (0,055)	-0,541*** (0,055)	-0,253 (0,201)	-0,415* (0,211)
Количество детей	0,086*** (0,031)	0,093*** (0,031)	0,245 (0,205)	0,310 (0,207)
Москва и С.-Петербург	-0,397*** (0,099)	-0,438*** (0,099)		
Центральный федеральный округ	-0,399*** (0,089)	-0,403*** (0,089)		
Южный ФО	0,009 (0,090)	-0,006 (0,090)		
Северо-западный ФО	-0,338*** (0,099)	-0,346*** (0,099)		
Дальневосточный ФО	0,109 (0,118)	0,093 (0,119)		
Сибирский ФО	-0,051 (0,094)	-0,066 (0,094)		
Приволжский ФО	-0,256*** (0,084)	-0,241*** (0,084)		

**Таблица 6 (продолжение)**

Органы управления	-0,144 (0,164)	-0177 (0,164)	-0,387 (0,436)	-0,082 (0,470)
Наука/ образование	0,022 (0,078)	0,018 (0,078)	-0,009 (0,256)	-0,034 (0,257)
Промышленность	-0,061 (0,077)	-0,054 (0,077)	-0,152 (0,202)	0,117 (0,204)
Финансы	-0,423** (0,199)	-0,472** (0,202)	0,616 (0,620)	1,221* (0,713)
Торговля	-0,075 (0,086)	-0,073 (0,086)	-0,049 (0,218)	0,236 (0,235)
Сельское хозяйство	0,026 (0,107)	0,010 (0,108)	-0,411 (0,312)	-0,248 (0,316)
Строительство	-0,039 (0,099)	-0,023 (0,100)	-0,182 (0,281)	-0,187 (0,283)
Транспорт	0,055 (0,091)	0,045 (0,091)	0,042 (0,274)	0,136 (0,278)
Уровень удовлетворенности работой	0,315*** (0,022)	0,317*** (0,022)	0,294*** (0,043)	0,304*** (0,043)
Уровень удовлетворенности оплатой труда	0,196*** (0,022)	0,196*** (0,022)	0,161*** (0,045)	0,148*** (0,044)
Уверенность в возможности обеспечивать семью	-0,351*** (0,021)	-0,351*** (0,021)	-0,366*** (0,042)	-0,361*** (0,042)
Пессимизм	0,082*** (0,012)	0,083*** (0,012)	0,050*** (0,024)	0,046* (0,025)
Константа	-2,878	-3,182	-0,366	-0,361
Число наблюдений	12 295	12 212	3 756	3 704
Число индивидуумов			1 405	1 387
Log L	-6 634	-6 584	-1 204	-1 190

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

В скобках указаны значения стандартной ошибки.

### Адаптированная пробит модель МНК

Логит модель с фиксированными эффектами, оцененная условным методом максимального правдоподобия, может быть оценена только на подвыборках тех индивидуумов для которых присутствует изменение во времени зависимой переменной. Поэтому размер выборки обычно сокращается значительно, особенно в случае бинарной зависимой переменной. Это значительный недостаток логит модели по сравнению с линейной моделью с фиксированными эффектами. В линейной модели наблюдения с неизменным значени-

ем зависимой переменной все-таки вносят вклад в оценку параметров наклона, если они имеют вариацию в независимых переменных. Только наблюдения которые не имеют изменений ни в независимых, ни в зависимой переменных не дают вклад в оценку углов наклона в линейных моделях с фиксированными эффектами. Этот недостаток применения нелинейных моделей становится весьма драматичен, поскольку истощение выборки может вызвать не только рост стандартных ошибок оценок коэффициентов, но и смещение самих оценок коэффициентов, если истощение носит не случайный характер. Для устранения этих проблем можно воспользоваться линейной моделью, где зависимая переменная «кардинализирована» с помощью методологии, предложенной van Praag/ Ferrer-i-Carbonel (2005).

В принципе, кардинализация порядковых переменных невозможна, но возможно масштабировать переменную для того, чтобы сделать применение линейной модели до некоторой степени более подходящим при определенных предпосылках. Метод probit adapted OLS (POLS), предложенный van Praag/Ferrer-i-Carbonel (2005) 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.

Анализируемый уровень удовлетворенности жизнью имеет 5 градаций, имеющих следующее распределение:  $p(satis=1)=0.055$ ,  $p(satis=2)=0.286$ ,  $p(satis=3)=0.258$ ,  $p(satis=4)=0.282$  и  $p(satis=5)=0.119$ .

Кумулятивные частоты в данном случае принимают значения  $P(satis=1) = 0.055$ ,  $P(satis=2) = 0.341$ ,  $P(satis=3) = 0.599$ ,  $P(satis=4) = 0.881$ ,  $P(satis=5)=1$ , а соответствующие квантили стандартного нормального распределения равны:  $Z_{0.055} = -1.60$ ,  $Z_{0.341} = -0.41$ ,  $Z_{0.599} = 0.25$ ,  $Z_{0.881} = 1.18$  и  $Z_1 = \infty$ .

Для данных значений оригинальной упорядоченной переменной, значения «кардинализированной» зависимой переменной конструируются взятием ожидания от стандартно распределенной нормальной переменной при условии, что она находится в интервале между двумя квантилями, соответствующими значению оригинальной зависимой переменной (*satis*). Тогда кардинализированная переменная *satis<sub>c</sub>* будет иметь вид:

$$satis_c = \begin{cases} E(Z | Z < -1,60) = \frac{-\phi(-1,60)}{\Phi(-1,60)} & \text{если } satis = 1 \\ E(Z | -1,60 < Z < -0,41) = \frac{[\phi(-1,60) - \phi(-0,41)]}{[\Phi(-0,41) - \Phi(-1,60)]} & \text{если } satis = 2 \\ E(Z | -0,41 < Z < 0,25) = \frac{[\phi(-0,41) - \phi(0,25)]}{[\Phi(0,25) - \Phi(-0,41)]} & \text{если } satis = 3 \\ E(Z | 0,25 < Z < 1,18) = \frac{[\phi(0,25) - \phi(1,18)]}{[\Phi(1,18) - \Phi(0,25)]} & \text{если } satis = 4 \\ E(Z | 1,18 < Z) = \frac{\phi(1,18)}{[1 - \Phi(1,18)]} & \text{если } satis = 5 \end{cases}$$

где  $\phi$  - функция плотности стандартного нормального распределения,  $\Phi$  - кумулятивная функция стандартного нормального распределения.

Это приведет к:

$$satis_c = \begin{cases} -2.024, & \text{если } satis = 1 \\ -0.894, & \text{если } satis = 2 \\ -0.077, & \text{если } satis = 3 \\ 0.665, & \text{если } satis = 4 \\ 1.671, & \text{если } satis = 5 \end{cases}$$

В этом методе квантили стандартного нормального распределения могут быть заменены порогами, взятыми из упорядоченной пробит или упорядоченной логит моделей. При этом используется информация модели в целом, а не только безусловные частоты распределения зависимой переменной, предназначеннной 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. 7.1 и 7.2.

Согласно всем трем моделям оценка коэффициента при статусе занятости оказалась больше нуля, хотя в модели с фиксированными эффектами отличие коэффициента от нуля не значимо. Тест Хаусмана на сравнение моделей с фиксированными и случайными эффектами на 1% уровне значимости отдает предпочтение модели с фиксированными эффектами (статистика равна 146,89). Соответственно, результаты данного теста подтверждают, в данном случае, теоретическое обоснование использования модели с фиксированными эффектами. Таким образом, получаем, что основная рассматриваемая модель – это модель с фиксированными эффектами, но тогда в связи с этим

возникает проблема с интерпретацией интересующего нас коэффициента, так как он не значимо отличается от нуля. Следовательно, ответ на вопрос о направлении влияния статуса неформально занятого на уровень удовлетворенности жизнью остается открытым.

**Таблица 7.1**

**Оценки влияния статуса неформальной занятости на удовлетворенность жизнью с использованием адаптированной пробит модели МНК  
(среди регрессоров – статус занятости)**

<b>Зависимая переменная: уровень удовлетворения жизнью</b>			
<b>Объясняющие переменные</b>	<b>Pooled</b>	<b>FE</b>	<b>RE</b>
Статус занятости	<b>0,133***</b>	<b>0,052</b>	<b>0,089***</b>
Логарифм доходов	-0,054***	-0,039***	-0,042***
Пол (1- муж., 0-жен.)	-0,101***		-0,065***
Возраст	0,061***	0,065***	0,047***
(Возраст) <sup>2</sup> /100	-0,059***	-0,089***	-0,045***
Проживание в городе	0,090***		0,063***
Образование среднее общее	-0,067***	-0,066**	-0,044**
Среднее специальное образование	-0,070***	0,016	-0,043**
Высшее образование	-0,188***	0,067	-0,141***
Состояние в браке	-0,326***	-0,106**	-0,223***
Количество детей	-0,008	-0,057	-0,012
Москва и С.-Петербург	-0,219***		-0,145***
Центральный федеральный округ	-0,206***		-0,140***
Южный ФО	-0,024		-0,004
Северо-западный ФО	-0,271***		-0,196***
Дальневосточный ФО	0,049		0,065
Сибирский ФО	0,008		0,024
Приволжский ФО	-0,130***		-0,079**
Органы управления	-0,123*	-0,161*	-0,127**
Наука/ образование	0,017	0,007	0,010
Промышленность	0,000	-0,061	-0,008
Финансы	-0,051	0,033	-0,030
Торговля	0,016	-0,014	0,005
Сельское хозяйство	0,096*	-0,034	0,082**
Строительство	0,006	-0,091	-0,007
Транспорт	0,068	0,009	0,044
Уровень удовлетворенности работой	0,196***	0,095***	0,130***

**Таблица 7.1. (продолжение)**

Уровень удовлетворенности оплатой труда	0,111***	0,046***	0,070***
Уверенность в возможности обеспечивать семью	-0,173***	-0,098***	-0,121***
Пессимизм	0,058***	0,031***	0,040***
Константа		-0,981	-1,065
Число наблюдений	12 295	12 295	12 295
Число индивидуумов		6 511	6 511

*Примечание:*

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

В скобках указаны значения стандартных ошибок.

Pooled –пул-модель упорядоченного выбора

FE – модель с фиксированными эффектами

RE – модель со случайными эффектами

Результаты оценки регрессий с прогнозом статуса занятости в качестве объясняющей переменной приведены в табл. 7.2.

**Таблица 7.2**

**Оценки влияния статуса неформальной занятости на удовлетворенность жизнью с использованием адаптированной пробит модели МНК (среди регрессоров – прогноз статуса занятости)**

Зависимая переменная: уровень удовлетворения жизнью			
Объясняющие переменные	Pooled	FE	RE
Прогноз статуса занятости	0,098**	-0,362**	0,063**
Логарифм доходов	-0,052***	-0,038***	-0,041***
Пол (1- муж., 0-жен.)	-0,102***		-0,066***
Возраст	0,062***	0,023	0,047***
(Возраст) <sup>2</sup> /100	-0,060***	-0,052	-0,046***
Проживание в городе	0,091***		0,063***
Образование среднее общее	-0,070***	-0,056*	-0,046**
Среднее специальное образование	-0,068***	0,009	-0,041**
Высшее образование	-0,187***	0,029	-0,138***
Состояние в браке	-0,325***	-0,128**	-0,221***
Количество детей	-0,006	-0,046	-0,011

Таблица 7.2. (продолжение)

Москва и С.- Петербург	-0,230***		-0,153***
Центральный феде- ральный округ	-0,207***		-0,142***
Южный ФО	-0,028		-0,008
Северо-западный ФО	-0,276***		-0,200***
Дальневосточный ФО	0,043		0,061
Сибирский ФО	0,004		0,021
Приволжский ФО	-0,128***		-0,078**
Органы управления	-0,134*	-0,120	-0,140**
Наука/ образование	0,014	-0,012	0,007
Промышленность	0,000	-0,064	-0,008
Финансы	-0,064	0,096	-0,052
Торговля	0,020	0,025	0,007
Сельское хозяйство	0,092*	-0,017	0,081**
Строительство	0,018	-0,098	0,000
Транспорт	0,059	0,014	0,038
Уровень удовлетво- ренности работой	0,198***	0,096***	0,131***
Уровень удовлетво- ренности оплатой труда	0,111***	0,044***	0,070***
Пессимизм	0,058***	0,031***	0,040***
Уверенность в воз- можности обеспечи- вать семью	-0,172***	-0,095***	-0,120***
Константа		0,242	-1,115***
Число наблюдений	12 212	12 212	12 212
Число индивидуу- мов		6 484	6 484

Примечание:

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

В скобках указаны значения стандартных ошибок.

Pooled oprobit –пул-модель упорядоченного выбора

FE – модель с фиксированными эффектами

RE – модель со случайными эффектами

В модели упорядоченного выбора без учета панельной структуры дан-  
ных и модели со случайными эффектами коэффициент перед прогнозом ста-

туса занятости положителен. Однако, в модели с фиксированными эффектами оценка коэффициента при этой переменной значимо отрицательна.

Тест Хаусмана и в данном случае говорит о значимом отличии коэффициентов в моделях с фиксированными и случайными эффектами, статистика хи-квадрат равна 143,98. Соответственно, необходимо отдать предпочтение модели с фиксированными эффектами, вследствие несостоительности оценок коэффициентов в модели со случайными эффектами.

Учитывая, что теоретическое обоснование также приводит к модели с фиксированными эффектами, все основания выбрать эту модель в качестве основной модели для анализа.

В силу отрицательности знака перед прогнозом статуса занятости, гипотеза о том, что статус неформально занятого уменьшает вероятность стать более счастливым, при прочих равных условиях, отвергается.

На наш взгляд, существует более тонкая интерпретация полученных результатов. Отступив от «канонов» эконометрики (формального использования теста Хаусмана, описанного выше), вспомнив математический смысл оценок, выполненных в рамках модели со случайными эффектами, можно сделать достаточно важное дополнение к сказанному. Положительный знак при прогнозе статуса занятости и наблюдаемом статусе занятости в модели со случайными эффектами свидетельствует о том, что официально не зарегистрированные работники в обществе, при прочих равных условиях, все-таки менее удовлетворены жизнью по сравнению с официально оформленными. Но для конкретно взятого отдельного человека, согласно результатам модели с фиксированными эффектами, удовлетворенность жизнью при переходе в незарегистрированную занятость растет. Данный парадокс объясняется тем, что у разных людей шкалы удовлетворенности жизнью разные

## Заключение

Тенденция к сохранению выбранного статуса занятости по отношению к его смене преобладает у экономически неактивного населения и официально оформленных работников. Что касается группы работников, отношения которых с работодателем носят не зарегистрированный характер, то наибольший поток при смене их занятости (почти 35%) переходит на официально оформленную работу, и примерно такая же часть (около 36%) в течение рассмотренного нами периода времени сохранила свой статус.

Среди основных тенденций выбора неформальной сферы занятости можно отметить следующие. Зависимость от возраста квадратичная: вероятность нахождения в незарегистрированной занятости выше у молодых и пожилых работников. Проживание в городе негативно связано с вероятностью стать незарегистрированным работником, это может следовать из того, что,

как правило, в городах гораздо больше вариантов выбора официальной занятости, чем в сельской местности.

Среднее специальное и высшее образование значимо снижают вероятность относиться к неформальной занятости, то есть более квалифицированные работники имеют в среднем больше возможностей выбора, и тем самым больше возможностей при желании найти официально оформленную работу.

Чем больше человек уверен в своих силах найти новую работу, в случае прекращения деятельности старой фирмы, тем меньше у него вероятность стать незарегистрированным работником по отношению к вероятности иметь официально оформленную работу. Можно отметить, что в основе уверенности человека может лежать, например хорошее образование, что согласуется с выводами модели в отношении уровня образования.

Исходя из интерпретации коэффициентов при разности прогнозов логарифмов доходов для неформальной и формальной занятости и при уровне безработицы, можно сделать вывод, что неформальная занятость является вынужденной для участников рынка труда.

Обзор и использование различных методики оценки влияния отдельных факторов на удовлетворенность жизнью позволяет сделать следующие выводы.

Учет панельного характера данных позволяет проконтролировать наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов и тем самым получить состоятельные и более эффективные (по сравнению с пул-моделями) оценки коэффициентов в соответствующих моделях. Теоретические модели обосновывают использование фиксированных эффектов в рамках панельного анализа удовлетворенности жизнью. Во всех спецификациях, рассмотренных в работе, тест Хаусмана подтвердил данный вывод эконометрически.

Основной моделью, призванной ответить на вопрос о влиянии статуса занятости на уровень удовлетворенности жизнью, является модель с фиксированными эффектами и объясняющей переменной в виде прогноза статуса занятости. Исходя из этого, можно сделать вывод, что переход индивидуумов в незарегистрированную занятость сопровождается ростом вероятности того, что они высоко оценят свою удовлетворенность жизнью.

Можно предположить следующее объяснение: основную массу неформально занятых составляют люди, у которых ограничены способности для продвижения по карьерной лестнице, или даже для того, чтобы переместиться из неформального сектора в зарегистрированный. Те, кто осознает этот факт, довольствуются гораздо меньшим, чем люди с большими возможностями.

\* \*  
\*

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аистов А.В. О развитии некоторых форм самозанятости в России в 1994–2002 годах. *Экономический журнал ВШЭ*. №2 2005.
2. Blanchflower D.G., Oswald A.J. Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*. 2004. Vol. 88. Pp.1359-1386.
3. Bouazzaoui B., Mullet E. Employment and family as determinants of anticipated life satisfaction: contrasting European and Maghrebi people's viewpoints. *Journal of Happiness Studies*. 6 (2005). Pp. 161-185.
4. Chong A., Galdo J. and Saavedra J. Informality and productivity in the labor market in Peru. *Journal of Economic Policy reform*. 2008. Vol. 11. No. 4. Pp. 229-245.
5. Clark A.E., Frijters P., Shields M.A. Income and happiness: evidence, explanations and economic implications. Working paper № 2006-24.
6. Clark A.E. Unemployment as a social norm. Psychological evidence from panel data. *Journal of Labor Economics*. 21(2003). Pp. 323-351.
7. Clark A.E., Oswald A.J. Satisfaction and comparison income. *Journal of Public Economics*. 1996. Vol. 61. Pp. 359-81.
8. Cohen B., House W.J. Labor markets choices, earnings and informal networks in Khartoum, Sudan. *Economic Development and Cultural Change*. 1996. №44(3). Pp. 589-618.
9. Cornelissen T. Job characteristics as determinants of job satisfaction and labour mobility. *Discussion paper* No. 334. 2006.
10. Cornelissen T. The interaction of job satisfaction, job search, and job changes. An empirical investigation with German panel data. *Journal Happiness Studies*. 10 (2009). Pp. 367-384.
11. Cunningham W.V., Maloney W.F. Heterogeneity among Mexico's microenterprises: an application of factor and cluster analysis. *Economic Development and Cultural Change*. 2001. № 50(1). Pp. 131-156.
12. Di Tella R., MacCulloch R., Haisken-DeNew J.P. Happiness adaptation to income and to status in an individual panel. *Harvard Business School Working Paper*. 2005.
13. Easterlin R.A. Subjective well-being and economic analysis, a brief introduction. *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2001 (45). Pp. 225-226.
14. Easterlin R.A. Income and happiness: Towards a unified theory. *Economic Journal*. 2001. Vol. 111. Pp. 465-484.
15. Falk A., Knell M. Choosing the Joneses: endogenous goals and reference standards. *Scandinavian Journal of Economics*. 2004. Vol. 106. Pp. 417-435.
16. Ferrer-i-Carbonell A. Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect. *Journal of Public Economics*. 2005. Vol. 89. pp. 997-1019.

17. Ferrer-i-Carbonell A., Frijters P. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? *The Economic Journal*. 2004. No. 114. Pp. 641-659.
18. Fields G.S. Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job search activity in LCD's. *Journal of Development Economics*. 1975, №2. Pp. 165-187.
19. Frey B.S., Stutzer A. What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic Literature*. 2002. Vol. 40. Pp. 402-435.
20. Frijters P., Shields M.A., Haisken-De New J.P. Money does matter! Evidence from increasing real incomes in East Germany following reunification. *American Economic Review*. 2004. Vol. 94. Pp. 730-741.
21. Frijters P., Shields M.A., Haisken-De New J.P. Changes in the pattern and determinants of life satisfaction in Germany following reunification. *Journal of Human Resources*. 2004. Vol. 39. Pp. 649-674.
22. Gérxhani K. the informal sector in developed and less developed countries: a literature survey. *Public Choice*. 2004. 120(3-4). Pp. 267-300.
23. Gong X., van Soest A., Villagomez E. Mobility in the urban labor market: A panel data analysis for Mexico. *CentER Discussion Paper*. No. 46. Tilburg University. 2003.
24. Green W.H. Econometric analysis. *Prentice Hall International, Upper Saddle River, NJ*. 2003
25. Heady B., Wooden M. The effects of wealth and income on subjective well-being and ill-being. *Economic Record*. 2004. Vol. 80. Pp. S24-S33.
26. Henley A., Arabsheibani G.R. and Carneiro F.G. On defining and measuring the informal sector: evidence from Brazil. *World Development*. 2009. Vol.37. No. 5. Pp.992-1003.
27. International Labour Conference 90<sup>th</sup> Session 2002. Report IV. Decent work and informal economy. Geneva: ILO.
28. Johnson S., Kaufmann D., Shleifer A, Goldman M.I. and Weitzman M.L. The unofficial economy in transition. *Booking Papers on Economic Activity*.Vol. 1997. No. 2. Pp. 159-239.
29. Kahneman D., Wakker P., Sarin R. Back to Bentham: Explorations of experienced utility. *Quarterly Journal of economics*. 1997. Vol. 112. pp. 375-405.
30. Knabe A., Ratzel S. Income, happiness, and the disutility of labour. *Economic Letters*. 107(2010). Pp. 77-79.
31. Krstic G., Sanfey P. Mobility, povetry and well-being among the informally employed in Bosnia and Herzegovina. *Economic Systems*. 31(2007). Pp. 311-335.
32. Kucera D., Roncolato L. Informal employment: Two contested policy issues. *International Labour Review*. 2008. Vol. 147. No.4.

33. Loayza N., Oviedo A.M., Servén L. The impact of regulation on growth and informality: cross-country evidence. *Policy Research Working Paper No. 3623*. The World Bank. Washington DC. 2005.
34. Luttmer E. Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being. *Quarterly Journal of Economics*. 2005. Vol. 120. Pp. 963-1002.
35. Maloney W.F. Informality revisited. *World Development*. 2004. 32(7). Pp. 1159-1178.
36. Maloney W.F. Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico. *World Bank Economic Review*. 1999. 13(2). Pp. 275-302.
37. Marcoullier D., Ruiz de Casilla V., Woodruff C. Formal measures of the informal – sector wage gap in Mexico, El Salvador and Peru. *Economic Development and Cultural Change*. 1997. 45(2). Pp. 367-392.
38. Mazumdar D. The urban informal sector. *World Development*. 1976. 498). Pp. 655-679.
39. McBride M. Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section. *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2001. Vol. 45. Pp. 251-278.
40. Oswald A.J. Subjective well-being and economic performance. *The Economic Journal*. 1997 (107). Pp. 1815-1831.
41. Perry G.E., Maloney W.F., Arias O.S., Fajnzylber P., Mason A.D., Saavedra-Chanduvi J. Informality: exit and exclusion. *Washington DC: the World Bank*. 2007.
42. Pisani M.J., Pagan J.A. Sectoral selection and informality: A Nicaraguan case study. *Review of Development Economics*. 2004. 8(4). Pp. 541-556.
43. Pollak R.A. Interdependent preferences. *American Economic Review*. 1976. vol. 66. pp. 309-320.
44. Pradhan M., van Soest A. Formal and informal sector employment in urban areas of Bolivia. *Labour Economics*. 1995. 2. Pp. 275-297.
45. Pradhan M., van Soest A. Household labor supply in urban areas of Bolivia. *Review of Economics and Statistics*. 1997. 79(2). Pp. 300-310.
46. Saavedra J., Chong A. Structural reform, institutions and earnings: Evidence from the formal and informal sectors in urban Peru. *Journal of Development Studies*. 1999. 35(4). Pp.95-116.
47. Schneider F., Enste D.H. Shadow economies: size, causes and consequences. *Journal of Economic Literature*. 2000. Vol. 38. No.1. Pp.77-114.
48. Senik C. Ambition and jealousy. Income interaction in the “Old” Europe versus “New” Europe and the United States. *PSE, Discussion Paper no. 2005-14*.
49. Stark O. On the economics of refugee flows. *Review of Development Economics*. 2004. Vol. 8. Pp. 325-329.

50. Stark O. Rethinking the Brain Drain. 2004. *World Development*. Vol. 32. Pp. 15-22.
51. Stark O. Status aspirations, wealth inequality and economic growth. Institute for advanced Studies. Vienna. *Economics Series*. 2005. No. 166.
52. Stutzer A. The role of income aspiration in individual happiness. *Journal of economic Behavior and organization*. 2004. vol. 54. Pp. 89-109.
53. Tversky A., Kahneman D. Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106. Pp. 1039-1061.
54. Van Praag B., Frijters P., Ferref-i-Carbonell A. The anatomy of subjective well-being. *Journal of Economic Behavior & Organization*. Vol. 51(2003). Pp. 29-49.
55. Williams C.C., Round J. Beyond hierarchical representation of the formal/informal employment dualism. *European Societies*. 2009. Vol. 11. Pp 79-101.

## Приложение 1.

### Фрагменты вопросника РМЭЗ для взрослых

1. Давайте поговорим о Вашем основном занятии в настоящее время. Скажите, пожалуйста,
 

Вы работаете .....	1
Вы находите в отпуске декретном или по уходу за ребенком до 3-х лет.....	2
Вы находитесь в любом другом оплачиваемом отпуске .....	3
Вы находитесь в неоплачиваемом отпуске .....	4
Или у Вас сейчас нет работы .....	5
- 11.1. Скажите, пожалуйста, Вы оформлены на этой работе официально, то есть по трудовой книжке, трудовому соглашению, контракту?
 

Оформлены официально .....	1
Не оформлены официально .....	2
1. В течение последних 30 дней Вы занимались (ещё) какой-нибудь работой, за которую Вам заплатили или должны заплатить? Может быть, Вы сшили кому-то платье, подвезли кого-нибудь на машине, занимались репетиторством, помогли кому-то с ремонтом квартиры, машины, купили и доставили продукты, ухаживали за больными, продавали свои или купленные продукты или товары на рынке или на улице, членочили или делали что-то другое?
 

Да .....	1
Нет .....	2

59.1. Скажите была [работа из п.56] оформлена официально, например, по договору или контракту, лицензии?

Да ..... 1  
Нет ..... 2

65. Насколько Вы удовлетворены своей жизнью в целом в настоящее время?

Полностью удовлетворены ..... 1  
Скорее удовлетворены ..... 2  
И да, и нет ..... 3  
Не очень удовлетворены ..... 4  
Совсем не удовлетворены ..... 5

## Приложение 2.

### Выборка РМЭЗ для возрастов от 15 до 72 лет, человек<sup>11</sup>

Раунд	Год	Все население в возрасте от 15 до 72 лет	Экономически активное население	Безработные	Занятые	
					Зарегистрированные	Незарегистрированные
VIII	1998	7968	5136	531	4605	
					3886	392
IX	2000	8251	5417	433	4984	
					4083	542
X	2001	9150	6085	456	5629	
					4862	749
XI	2002	9496	6299	448	5851	
					4803	642
XII	2003	9418	6466	404	6062	
					4878	755
XIII	2004	9650	6547	428	6119	
					4809	558
XIV	2005	9364	6288	407	5881	
					4720	728
XV	2006	11344	7787	389	7398	
					5834	1017
XVI	2007	11206	7728	371	7358	
					5896	838

<sup>11</sup> В 1997 и 1999 гг. опросы РМЭЗ не проводились.

### Приложение 3.

#### Оценки уравнений доходов для отдельных лет

Объясняющие переменные	1998		2002		2006		2007	
	Занятость Незарегистрированная	Занятость Зарегистрированная	Занятость Незарегистрированная	Занятость Зарегистрированная	Занятость Незарегистрированная	Занятость Зарегистрированная	Занятость Незарегистрированная	Занятость Зарегистрированная
Пол (1- муж., 0- жен.)	0,494*** (0,058)	0,892** (0,257)	0,615*** (0,071)	1,349*** (0,261)	0,533*** (0,055)	1,063*** (0,182)	0,571*** (0,059)	1,638*** (0,210)
Годы обучения	0,003 (0,003)	0,004 (0,009)	0,004 (0,003)	0,020 (0,042)	0,014*** (0,003)	0,003 (0,008)	0,015*** (0,003)	0,021** (0,009)
Трудовой стаж	0,008* (0,004)	-0,038** (0,017)	0,002 (0,006)	-0,061*** (0,016)	-0,005 (0,004)	-0,048*** (0,011)	0,013** (0,006)	-0,081*** (0,021)
(Трудовой стаж) <sup>2</sup> /100	-0,004 (0,005)	0,024 (0,022)	0,005 (0,007)	0,055* (0,019)	0,024*** (0,004)	0,055*** (0,012)	-0,027** (0,014)	0,045 (0,050)
Стаж работы на последнем месте	0,003 (0,002)	-0,028** (0,012)	0,0002 (0,0001)	-0,001 (0,001)	0,0003** (0,000)	-0,002** (0,001)	0,0001 (0,000)	0,001** (0,000)
Проживание в городе	0,439*** (0,065)	1,556*** (0,307)	0,436*** (0,080)	0,645** (0,309)	0,419*** (0,064)	0,183 (0,219)	0,549*** (0,068)	-1,183 (0,226)
Москва и С.- Петербург	0,574*** (0,099)	1,107** (0,386)	0,969*** (0,099)	1,201** (0,359)	0,903*** (0,086)	1,439*** (0,280)	0,711*** (0,097)	0,967** (0,363)
Центральный федеральный округ	0,126 (0,080)	0,214 (0,382)	0,110 (0,099)	-0,385 (0,356)	0,304*** (0,080)	0,509* (0,274)	0,199** (0,085)	-0,066 (0,334)
Южный ФО	0,018 (0,093)	0,293 (0,382)	0,047 (0,117)	0,239 (0,416)	0,098 (0,090)	0,300 (0,304)	0,049 (0,095)	1,076*** (0,309)
Северо-западный ФО	0,304** (0,094)	0,192 (0,468)	0,462*** (0,118)	-1,011* (0,519)	0,488*** (0,094)	0,362 (0,333)	0,388*** (0,103)	0,045 (0,400)
Дальневосточный ФО	0,145 (0,127)	1,391* (0,509)	0,188 (0,163)	-0,058 (0,688)	0,174 (0,137)	1,111** (0,384)	0,619*** (0,144)	-0,106 (0,498)
Сибирский ФО	-0,007 (0,095)	-0,343 (0,392)	0,335** (0,123)	0,342 (0,403)	0,150* (0,091)	0,379 (0,298)	0,055 (0,101)	0,584* (0,336)
Уральский ФО	0,441*** (0,092)	0,022 (0,420)	0,489*** (0,128)	1,035** (0,432)	0,107 (0,099)	0,938** (0,314)	-0,019 (0,110)	0,848** (0,387)
Органы управле- ния	0,702*** (0,139)	1,267** (0,543)	1,298*** (0,164)	-0,641 (0,569)	-0,018 (0,171)	-0,336 (0,783)	0,297 (0,193)	-2,144 (1,491)

### Приложение 3 (продолжение)

Наука/ образование	0,789*** (0,092)	0,398 (0,412)	0,782*** (0,143)	-1,228** (0,463)	-0,171* (0,090)	0,180 (0,379)	0,034 (0,095)	-0,484 (0,467)
Промышленность	0,519*** (0,096)	0,151 (0,444)	0,664*** (0,133)	-0,987** (0,448)	0,075 (0,086)	0,187 (0,352)	0,249** (0,091)	-0,642 (0,445)
Финансы	0,606*** (0,123)	-0,404 (0,641)	0,667*** (0,161)	-0,618 (0,592)	0,856*** (0,173)	-1,128 (0,817)	1,927*** (0,194)	-0,566 (0,956)
Торговля	0,053 (0,113)	0,320 (0,449)	0,244 (0,168)	0,267 (0,432)	0,210** (0,105)	1,764*** (0,345)	0,382** (0,112)	1,186** (0,407)
Сельское хозяйство	0,164 (0,418)		0,193 (0,473)	2,860** (1,168)	-0,295** (0,144)	-0,201 (0,486)	-0,344** (0,149)	-1,230* (0,666)
Строительство	0,109 (0,101)	0,540 (0,385)	0,343** (0,124)	-0,670* (0,404)	0,193 (0,119)	1,779*** (0,375)	0,303** (0,119)	1,099** (0,460)
Транспорт	0,359*** (0,094)	-0,315 (0,394)	0,300** (0,121)	-0,807** (0,397)	0,048 (0,106)	1,196** (0,385)	0,254** (0,111)	0,407 (0,489)
Константа	5,082*** (0,123)	0,321 (0,733)	6,726*** (0,196)	1,312* (0,751)	8,042*** (0,126)	2,059*** (0,512)	8,140*** (0,119)	0,493 (0,542)
N	3037	263	4292	349	5501	595	4504	658
$\chi^2(21)$	349***		418***	92***	558***	178***	502***	196***
$\chi^2(20)$		79***						
$\lambda$	1,170	2,584	-0,006	3,494	-0,036	3,179	-0,051	4,077

Примечание:

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

В скобках указаны стандартные ошибки.

В 1998 году в выборке не присутствовали респонденты, занятые в сельском хозяйстве в качестве незарегистрированной занятости, поэтому в ходе выполнения оценок данная переменная отсутствует.

**Приложение 4.**

**Уравнения доходов в рамках пул-моделей**

<b>Объясняющие переменные</b>	<b>Оформленные официально работники</b>	<b>Неформально занятые</b>
Пол (1- муж., 0-жен.)	0,437*** (0,015)	0,460*** (0,054)
Годы обучения	0,043*** (0,002)	0,046*** (0,008)
Трудовой стаж	0,032*** (0,002)	0,073*** (0,011)
(Трудовой стаж) <sup>2</sup> /100	-0,060*** (0,006)	-0,174*** (0,041)
Проживание в городе	0,468*** (0,018)	0,199*** (0,067)
Москва и С.-Петербург	0,716*** (0,031)	0,777*** (0,101)
Центральный федеральный округ	0,037 (0,029)	0,055 (0,096)
Южный ФО	-1,117*** (0,031)	-0,129 (0,106)
Северо-западный ФО	0,484*** (0,033)	0,126 (0,118)
Дальневосточный ФО	0,214*** (0,040)	0,377*** (0,135)
Сибирский ФО	-0,057* (0,032)	-0,153 (0,101)
Приволжский ФО	-0,311*** (0,028)	-0,251*** (0,092)
Органы управления	0,637*** (0,059)	0,282 (0,331)

#### Приложение 4 (продолжение).

Наука/ образование	0,280*** (0,022)	0,324*** (0,109)
Промышленность	0,487*** (0,022)	0,492*** (0,092)
Финансы	0,711*** (0,063)	0,049 (0,323)
Торговля	0,500*** (0,027)	0,329*** (0,068)
Сельское хозяйство	-0,039 (0,041)	-0,139 (0,151)
Строительство	0,575*** (0,035)	0,625*** (0,086)
Транспорт	0,585*** (0,031)	0,491*** (0,111)
Константа	7,109	7,307
N	32 171	3 125
R <sup>2</sup>	0,172	0,134
Adj. R <sup>2</sup>	0,171	0,128
F-test	334,34	23,97

Примечание:

\* - значимость коэффициентов на 10% уровне

\*\* - значимость коэффициентов на 5% уровне

\*\*\* - значимость коэффициентов на 1% уровне

В скобках указаны стандартные ошибки.

*Препринт Р1/2010/04*

*Серия Р1*

*Научные доклады лаборатории количественного анализа и  
моделирования экономики*

Андрей Валентинович Аистов  
Людмила Аркадьевна Леонова

**Неформальная занятость  
и удовлетворенность жизнью**

Публикуется в авторской редакции