

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

*Научные труды № 90Р*

**Некипелов Д.Н.**

**Распределительные свойства  
и искажающее воздействие  
налогов на индивидуальные  
доходы в России**

**Москва  
2005**

УДК 336.226.11(470+571)

ББК 65.261.4(2Рос)

Н47

Некипелов Д.Н. **Распределительные свойства и искажающее воздействие налогов на индивидуальные доходы в России.**– М.: ИЭПП, 2005. С.175.

*Агентство СІР РГБ*

В работе изучаются распределительные и искажающие свойства налогов на доходы индивидуумов в России на основе рассмотрения эффекта реформы налогообложения доходов, прошедшей в России в 2000 г. На основе данных Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения проведено исследование предложения труда на микроуровне и построение кривой предложения труда для анализа потерь эффективности и распределительных свойств налогов на доходы.

Nekipelov D.N. **Distribution Features and Distorting Effect of Taxes on Individual Incomes in Russia.**

The paper studies distribution and distorting effects of taxes on private individuals' incomes in Russia. The research is based upon consideration of effects from the 2000 income taxation reform. Basing on the data of the Russian monitoring of the population's economic state and health, the authors have conducted the research into the labor offer on the microlevel and built the labor offer curve to analyze losses of efficiency and distribution features of taxes on income.

*JEL Classification:* H21, H22, J22.

*Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.*

ISBN 5-93255-166-6

© Институт экономики переходного периода, 2005

# Содержание

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Теоретические подходы к анализу воздействия подоходного налога на предложение труда</b> .....	9
1.1. Оптимальное налогообложение индивидуальных доходов .....	9
1.2. Распределительные свойства налогообложения доходов .....	51
1.3. Связь неравенства и потерь эффективности при изменении предельной ставки налогообложения доходов .....	54
1.4. Построение функции общественного благосостояния на основании характеристик индивидуумов .....	60
<b>2. Эмпирический анализ воздействия подоходного налога на предложение труда, неравенство и потери эффективности</b> .....	64
2.1. Методология и инструменты эмпирического анализа .....	64
2.2. Эмпирическая оценка структуры предложения труда в России .....	92
2.3. Построение оптимальных ставок налогообложения заработной платы .....	112
2.4. Расчет индексов распределения населения по доходам и декомпозиция эффекта налоговой реформы .....	121

2.5. Расчет потерь эффективности, связанных с налогообложением заработной платы .....	130
2.6. Исследование некоторых теоретических зависимостей.....	138
<b>Заключение и некоторые рекомендации по проведению налоговой политики .....</b>	<b>145</b>
<b>Приложение .....</b>	<b>152</b>
<b>Список литературы и использованных источников.....</b>	<b>159</b>

## Введение

Налоги на доходы индивидуумов являются важной составляющей совокупного налогового бремени домашних хозяйств. С точки зрения неоклассической теории труд может рассматриваться как одно из благ в наборе, который предпочитает потребитель. Тем не менее ряд особенностей труда – в частности, тесная связь предложения труда и налогообложения доходов – заставляет анализировать его отдельно от остального потребительского набора. В конечном счете, именно характер предложения труда определяет величину избыточного бремени налогов на доходы и их распределительные свойства.

В данной работе изучаются распределительные и искажающие свойства налогов на доходы индивидуумов в России. Для изучения изменений характеристик налоговой системы в результате изменения предельных налоговых ставок рассмотрено воздействие реформы налогообложения доходов, осуществленной в 2000 г., на предложение труда индивидуумами, избыточное бремя налогов на доходы и изменение характера распределения налогового бремени между группами индивидуумов в результате реформы. В частности, проверяется гипотеза о том, что в условиях монотонно растущей эластичности предложения труда с ростом заработной платы наиболее существенное перераспределение доходов происходит для индивидуумов с высокими доходами.

В основе подхода к изучению связи неравенства и эффективности налогообложения доходов в данной работе лежит построение оптимальной шкалы налогообложения доходов; если в качестве базовой принимается произвольная шкала налога, то отклонения от нее могут сопровождаться разнонаправленными тенденциями неравенства и благосостояния общества. В том случае, если в качестве базовой шкалы выбирается опти-

мальная шкала налогообложения доходов, изменения неравенства и благосостояния общества оказываются связанными функциональной зависимостью, которая изучается в данной работе.

Цель работы состоит в изучении эффекта реформы подоходного налога и введения единого социального налога, проведенных в 2000 г. При этом сделана попытка оценить эластичности предложения труда по заработной плате для индивидуумов с разными размерами доходов в условиях малых изменений реальной посленалоговой заработной платы, произошедших в результате реформы. Строго говоря, полученную оценку нельзя называть оценкой предложения труда, поскольку анализируется лишь интенсивность реакции конкретных индивидуумов на произошедшие изменения в заработной плате: полученная оценка эластичностей для индивидуумов с разными доходами позволяет рассчитывать реакцию индивидуумов в процессе реформ эквивалентного масштаба. В то же время, поскольку эластичность рассчитывается для почти не пересекающихся групп, полученные результаты не позволяют говорить о возможности построения интегральной кривой предложения труда, т.е. анализ реформ, при которых будут происходить более значительные изменения посленалоговой заработной платы, на основании полученных оценок будет достаточно условен.

Соответственно, основой методологии данной работы является анализ предложения труда на микроуровне и построение кривой предложения труда для анализа потерь эффективности и распределительных свойств налогов на доходы. Следует отметить, что в процессе исследования предполагается, что все налоги на фонд оплаты труда целиком переложены на работников. В этих условиях наиболее логичным было бы найти оценки эластичности предложения труда по доходам для от-

дельных семей, но поскольку количество данных во временном разрезе недостаточно для подобной оценки, индивидуумы разделялись на группы в зависимости от почасовой ставки оплаты труда. При этом для каждой группы предполагалось, что модель предложения труда одинакова для всех индивидуумов внутри группы, а размер групп определялся таким образом, чтобы большая часть индивидуумов не переходила из группы в группу в результате реформы.

В соответствии с приведенными выше соображениями данная работа состоит из двух частей. Для построения базы сравнения текущей налоговой системы с оптимальной налоговой системой в первой части рассматриваются теоретические проблемы построения оптимальных шкал налогообложения доходов. Это позволяет, с одной стороны, разработать методику построения оптимальной налоговой шкалы на основании параметров индивидуального предложения труда, а с другой – определить границы применимости концепции оптимального налогообложения.

Во второй части работы на основании построенной методики рассчитывается оптимальная шкала налогообложения доходов, а также строятся характеристики неравенства доходов населения при текущей и оптимальной налоговой шкале. На основании показателей неравенства при условиях оптимальной налоговой шкалы производится динамическая декомпозиция изменения неравенства для групп населения, которая выделяет изменение неравенства в результате изменения налоговой шкалы и изменения неравенства в результате изменения распределения доналоговых доходов индивидуумов. Далее в рамках сделанных предположений о спецификации функций полезности индивидуумов рассчитываются значения потерь благосостояния индивидуумов в результате искажающего воздействия налогообложения, а также рассматриваются распределе-

тельные свойства избыточного налогового бремени и суммы номинального и избыточного налогового бремени для выявления совокупного перераспределительного эффекта налоговой реформы.

Автор выражает глубокую признательность заместителю директора ИЭПП Синельникову-Мурылеву С.Г. и заведующей лабораторией ИЭПП Кадочникову П.А. за большую помощь в подготовке настоящей работы.



# **1. Теоретические подходы к анализу воздействия подоходного налога на предложение труда**

## **1.1. Оптимальное налогообложение индивидуальных доходов**

Для построения базы сравнения для текущей налоговой системы необходимо рассчитать параметры оптимальной налоговой системы. В данном разделе основные работы, посвященные проблеме построения оптимальной налоговой шкалы, рассматриваются в следующей последовательности. Сначала изучается простейшая задача построения оптимальной налоговой шкалы, затем – ее обобщения. Далее рассматриваются работы, в которых анализируются некоторые усложнения модели, позволяющие сделать вывод о структуре оптимальной налоговой шкалы в случаях воздействия на индивидуумов как косвенных налогов, так и исключительно налогов на доходы, неоднородности индивидуумов, возможных изменений в структуре спроса и производства в экономике.

**О построении оптимальных шкал налогообложения.** В типичной задаче построения оптимальной шкалы налога можно выделить три главные особенности (*Slemrod, 1990*). Во-первых, эксплицитно задана структура предпочтений индивидуумов в экономике, технологии производства и рыночной структуре. Во-вторых, государство должно обеспечить поступление фиксированной суммы в бюджет за счет уплаченных налогов, располагая при этом эффективными инструментами администрирования налогов, не предполагающих несения дополнительных расходов бюджета. Паушальные налоги, для которых изменение налоговых обязательств не связано с неэффективностью экономики, обычно не рассматриваются.

При заданных предположениях относительно структуры экономики любой выбор инструментов налоговой политики связывается с выбором индивидуумами объемов потребления экономических благ. В-третьих, существует целевая функция, позволяющая ранжировать результаты налоговой политики и выбрать наиболее оптимальную с точки зрения значения этой функции налоговую систему. В моделях с одним репрезентативным индивидуумом этот критерий обычно совпадает с функцией полезности этого индивидуума.

Идея построения оптимальных шкал налогов связана с представлением о том, что потери эффективности, вызываемые воздействием налогов, относительно велики, и, следовательно, следует построить налоговую систему с минимально возможными потерями.

В простой задаче об оптимальном косвенном налогообложении государство должно обеспечить поступление фиксированного дохода в бюджет за счет косвенных налогов. Рассмотренная ниже задача Рамсея имеет целью оптимизировать структуру косвенных налогов в этом случае. Как оказалось, оптимальные ставки налогообложения товаров должны зависеть от обратных ценовых эластичностей компенсированного спроса (*Myles, 1995*). Следует отметить, что Парето-оптимум первого порядка (или так называемое «первое лучшее» решение) в таком случае заключается во введении паушального налога на репрезентативного потребителя. Такой налог не будет искажать решения индивидуума о потреблении при условии достаточности его дохода. Поскольку паушальные налоги не рассматриваются, решение ограничивается системой пропорциональных налогов на потребление товаров. Пропорциональный налог на потребление товаров снижает относительную цену досуга и приводит к смещению решения задачи индивидуума об оптимальном потреблении с увеличением распола-

гаемого досуга (и соответственно с уменьшением предложения труда на рынке). Оптимальная структура налогов должна отражать такое искажение выбора индивидуумов и соответственно переносить налогообложение на товары, которые являются комплементарными товарами для досуга. В то же время товары – заменители досуга должны облагаться по более низким ставкам. Эти соображения могут использоваться с учетом того, что неравномерное налогообложение разных товаров также вызывает искажения.

В работе (*Slemrod, 1990*) указывается, что ограничения, накладываемые на структуру предпочтений индивидуумов, могут предопределять то, каким будет оптимальное налогообложение потребительских товаров. Следовательно, при анализе оптимального налогообложения товаров нужно четко разделять те выводы, которые опираются на конкретные предпосылки модели, и те, которые могут оказаться общими для некоторых классов моделей.

В том случае, если первоначальная наделенность благами различна для разных индивидуумов, косвенное налогообложение может приводить к перераспределительным эффектам<sup>1</sup>. В соответствии с этим целевая функция должна учитывать не только потери эффективности, связанные с воздействием налогов, но и изменения благосостояния, связанные с перераспределительными эффектами<sup>2</sup>. В этом случае, по-видимому,

---

<sup>1</sup> Можно отметить, что если наделенность благами у разных индивидуумов одинакова – например, нулевая, то косвенное налогообложение не вызывает непосредственного изменения доходов.

<sup>2</sup> Данный эффект возникает вследствие того, что функция общественного благосостояния определяется не только совокупностью значений индивидуальных функций полезности, но и их соотношением. Следовательно, функция общественного благосостояния может меняться в зависимости от характера распределения полезности между индивидуумами. Если функция

налогообложение товаров роскоши в оптимальной ситуации должно быть большим, чем налогообложение товаров первой необходимости. Распределительные эффекты могут компенсироваться при помощи подоходного налога, однако исследование смешанного налогообложения является довольно сложной задачей и может приводить к противоречивым результатам. Так, в работе (*Atkinson, Stiglitz, 1976*) авторы пришли к выводу о том, что в условиях сепарабельности индивидуальных предпочтений косвенное налогообложение оказывается излишним при условии оптимальности подоходного налогообложения. Однако, как показывается в ряде последующих работ (см. ниже), выводы Аткинсона и Стиглица в значительной степени зависят от используемых предпосылок и в общем случае не выполняются.

Если предположить, что кроме фискальной перед государством стоят также перераспределительные цели, то может оказаться, что косвенные налоги непригодны для достижения этих целей. При этом подоходный налог может оказаться более гибким, обеспечивая необходимый уровень перераспределения в обществе. Работа (*Mirrlees, 1971*), решающая в общем виде задачу построения оптимальной шкалы подоходного налога, заложила основу целого ряда исследований в этой области. В формулировке Миррлеса, государство максимизирует утилитаристскую функцию общественного благосостояния и выбирает шкалу подоходного налога с ограничением снизу на объем налоговых поступлений. Прогрессивный налог на потенциальные доходы индивидуумов при этом исключается, поскольку

---

общественного благосостояния выпукла, то рост неравенства между индивидуумами вызывает падение совокупного благосостояния.

ку показатель потенциальных доходов<sup>3</sup> индивидуумов является ненаблюдаемым для налоговых органов. Миррлес исследовал характеристики шкалы налога при разных предположениях относительно структуры функции благосостояния: при самых слабых ограничениях на исследуемую модель можно сделать лишь вывод о том, что оптимальная предельная налоговая ставка находится в интервале от 0 до 1 и равна 0 для индивидуумов с минимальными и максимальными доходами.

Исследования оптимальной структуры налоговой системы основаны на достаточно сильных предположениях о доступных инструментах налоговой политики. При этом выводы теории оптимального налогообложения могут ограничиваться возможностями администрирования тех или иных налогов. Например, паушальное налогообложение в случае налогов на товары потребления, по-видимому, недоступно. Подоходный налог, основанный на измерении потенциального заработка индивидуума, исключается из рассмотрения на основании предположения о том, что эта величина неизмерима. В действительности это может оказываться не всегда верным. Потенциальный заработок измерим с учетом определенных затрат на измерение и с возможностью допущения ошибок. При этом следует учитывать, что фактический доход также измеряется с ошибками. Кроме того, нельзя не учитывать феномена уклонения от уплаты налогов. В условиях уклонения от уплаты налогов издержки на администрирование оптимальной шкалы налога могут превысить выигрыш, связанный с переходом от более легко администрируемой неоптимальной налоговой шкалы к налоговой шкале, которая является оптимальной, но ее администрирование связано с несением значительных админист-

---

<sup>3</sup> Под потенциальными доходами индивидуумов Миррлес понимает параметр, определяющий максимальный уровень рыночной заработной платы индивидуума с заданными характеристиками в отсутствие налогов.

ративных издержек. Последнее, в частности, может относиться к вопросам построения оптимальной шкалы подоходного налога. Таким образом, выводы теории оптимального налогообложения должны восприниматься со значительными оговорками.

**Оптимальная шкала подоходного налога.** При построении оптимальной шкалы подоходного налога обычно (см., например, (*Salanie, 2003*)) рассматривается совокупность индивидуумов с различными потенциальными заработными платами  $w$ . Потенциальные заработные платы можно рассматривать как отдачу человеческого капитала или производительность работника. Предположим, что индивидуумы имеют одинаковые функции полезности, являющиеся функциями потребления  $C$  и предложения труда  $L$ :  $U(C, L)$ . Это упрощающее предположение играет большую роль при анализе, поскольку оно позволяет не рассматривать вопросы горизонтального равенства индивидуумов, связанные с неоднородностью предпочтений.

Можно допустить, что существует функция общественного благосостояния в форме Бергсона–Самуэльсона:

$$W = \int \Psi(u(w)) dF(w),$$

где  $u$  – величина косвенной функции полезности индивидуума  $w$  после налогообложения;  $F$  – функция распределения потенциальной заработной платы в рассматриваемой группе индивидуумов;  $\Psi$  – возрастающая вогнутая функция, определяющая вклад предпочтений каждого индивидуума в общественные предпочтения.

В работе (*Mirrlees, 1979*) рассмотрена модель, в которой потенциальные заработные платы могут с некоторыми вероятностями принимать все положительные действительные значения. Задача построения оптимальной налоговой системы под-

разумеает максимизацию общественного благосостояния

$$W = \int_0^{\infty} \Psi(u(w)) dF(w) \text{ при помощи выбора шкалы подоходного}$$

налога  $T(\cdot)$ , где  $u(w) = U(wL(w) - T(wL(w)), L(w))$  – косвенная функция полезности при заданной шкале налога, и также выполняются ограничения снизу на поступления подоходного

$$\text{налога: } \int_0^{\infty} T(wL(w)) dF(w) \geq R. \text{ В такой общей постановке зада-}$$

ча решается методами вариационного исчисления. Однако можно решить задачу в более простом случае и, рассмотрев свойства полученного решения, найти подходы к решению более общей задачи.

Рассмотрим случай роулсианской функции общественного благосостояния, когда задача создателей налоговой системы сводится к максимизации благосостояния наименее обеспеченного индивидуума. В случае гладкой строго квазивогнутой функции полезности выполняется теорема об огибающей, т.е.  $u'(w) = (1 - T') LU'_c \geq 0$ , при условии, что оптимальный налог является возрастающей функцией дохода. Предположим,  $\underline{w} = \inf(\text{supp } F(w))$  – потенциальная заработная плата наименее обеспеченного индивидуума. В том случае, если производительность индивидуумов достаточно мала, оптимальный налог будет снижать стимулы этого индивидуума к работе. В таком случае он будет получать доход исключительно в виде трансфертов  $-T(\underline{w})$ . Собственно, задача государства состоит в максимизации налоговых поступлений от других индивидуумов (предложение труда которых ненулевое). Иначе говоря, как в стандартной задаче построения стимулирующего контракта, шкала налога должна максимизировать налоговые поступления при условии выполнения ограничений участия ин-

дивидуумов на рынке труда и при условии соответствия стимулам. В работе (Piketty, 1998) рассмотрен случай построения оптимальной шкалы подоходного налога при рассматриваемой целевой функции государства и отсутствии эффекта дохода, связанного с предложением труда.

Рассмотрим прирост предельной налоговой ставки на бесконечно малую величину  $dT'$  для тех индивидуумов, чьи доходы находятся на отрезке  $[Y, Y+dY]$ . Такое изменение вызывает два эффекта. Во-первых, в первом приближении налоговые поступления от каждого из индивидуумов с доходами выше  $Y$  возрастают на величину  $dT'dY$ . Обозначим  $w_Y$  уровень потенциальной заработной платы, соответствующий доходу  $Y$ . В таком случае число индивидуумов, у которых возрастут налоговые обязательства, составляет  $(1-F(w_Y))$ . И совокупный прирост налоговых поступлений составляет  $dT'dY(1-F(w_Y))$ . Во-вторых, для индивидуумов, доходы которых находятся на отрезке  $[Y, Y+dY]$ , возрастает предельная налоговая ставка, что влияет на их предельную заработную плату, которая снижается с  $w_Y(1-T')$  до уровня  $w_Y(1-T'-dT')$ . Если эластичность предложения труда составляет  $\varepsilon_L$ , то предложение труда каждого индивидуума группы снижается на  $L\varepsilon_L dT'/(1-T')$ , а налоговые поступления снижаются на  $T'\varepsilon_L dT'/(1-T')$ .

Если  $f$  – плотность распределения, соответствующая функции распределения  $F$ , то можно заметить, что  $\frac{dY}{dw_Y} = \frac{d(wL)}{dw_Y} = L(1+\varepsilon_L)$ .

В таком случае число индивидуумов, которые снизят предложение труда, составит  $f(w_Y) \frac{dY}{L(1+\varepsilon_L)}$ . Налоговые поступления

снизятся на  $\frac{\varepsilon_L}{1+\varepsilon_L} T'w_Y dT'/(1-T') + f(w_Y)dY$ .



Поскольку рассматривается оптимальная система налогообложения, два эффекта должны уравновеситься, и, следовательно, для оптимальной шкалы налога выполняется равенство:

$$\frac{T'(Y)}{1-T'(Y)} = (1+1/\varepsilon_L) \frac{1-F(w_Y)}{w_Y f(w_Y)}.$$

Необходимо отметить, что и величина заработной платы, и величина эластичности предложения труда по заработной плате являются функциями налога, поэтому это выражение является нелинейным дифференциальным уравнением. Тем не менее из этого уравнения можно сделать вывод о некоторых свойствах оптимального налогообложения. Во-первых, с ростом эластичности предложения труда по заработной плате растет оптимальная предельная ставка подоходного налога. Во-вторых, предельная налоговая ставка растет со снижением производительности работников (это следует из неубывания функции распределения) и со снижением плотности индивидуумов на анализируемом интервале (это, в частности, означает, что если индивидуумы группируются возле нескольких значений дохода, в промежутках между группами предельные оптимальные налоговые ставки могут оказаться выше, чем в соседних группах).

Перейдем к анализу более общего случая. Налог определяет функцию располагаемого дохода, который целиком расходуется на потребление:  $C = Y - T(Y)$ . При этом доход индивидуумов формируется за счет заработной платы  $Y = wL$ .

Найдем решение задачи оптимального налогообложения в терминах выявляющих механизмов вслед за (*Salanie, 1997*). Такой подход позволит найти наиболее общее решение для задачи поиска оптимальной налоговой шкалы, что даст возможность впоследствии построить оптимальную налоговую

шкалу на основе фактических данных. Определим функцию полезности индивидуумов как  $q(C, Y, w) = U(C, Y/w)$ . При этом  $q$  возрастает по переменным  $C$  и  $w$  и убывает по переменной  $Y$ . Принцип выявления предпочтений подразумевает, что не существует механизма, который позволяет государству получить лучший результат, чем при использовании механизма непосредственного выявления предпочтений, т.е. механизма, при котором для заданной пары функций  $(C(w), Y(w))$  индивидуум предпочитает правильно сообщить величину своей потенциальной заработной платы (предполагается, что эта величина известна индивидуумам). Иначе говоря:

$$q(C(w), Y(w), w) \geq q(C(w'), Y(w'), w') \text{ для всех } w'.$$

Предположим, что предельная норма замещения между величиной потребления и доналогового дохода меньше для менее производительных индивидуумов. Это условие называют условием Спенса–Миррлеса.

Рассмотрим функцию полезности индивидуума, производительность которого равна  $w$ , в то время как он демонстрирует производительность  $w'$ :

$$V(w, w') = u(C(w'), Y(w'), w).$$

Для того чтобы механизм был выявляющим, эта функция должна достигать максимума при  $w = w'$ . Иначе говоря, условие первого порядка можно записать в виде  $\frac{\partial V}{\partial w'}(w, w') = 0$ .

Кроме того, должно выполняться условие второго порядка  $\frac{\partial^2 V}{\partial w'^2}(w, w') \leq 0$ .

Условие первого порядка описывает некоторую кривую в координатах  $(w, w')$ . Вдоль этой кривой можно продифференцировать условие первого порядка, получая условие:

$$\frac{\partial^2 V}{\partial w'^2} + \frac{\partial^2 V}{\partial w' \partial w} = 0.$$

Полученное выражение позволяет переписать условие второго порядка в виде:  $\frac{\partial^2 V}{\partial w' \partial w} \geq 0$ . Иначе говоря, предельная полезность по собственной потенциальной заработной плате растет с ростом демонстрируемой заработной платы. Из полученных условий, используя введенную запись для функции полезности индивидуума, можно записать:  $\frac{\partial V}{\partial w'} = u'_C C' + u'_Y Y'$  и

$$\frac{\partial^2 V}{\partial w' \partial w} = u''_{Cw} C' + u''_{Yw} Y'.$$

Условия первого и второго порядка могут быть записаны соответственно следующим образом:  $C' = -\frac{u'_Y}{u'_C} Y'$  и  $(-u''_{Cw} \frac{u'_Y}{u'_C} + u''_{Yw}) Y' \geq 0$ .

Поскольку из условия Спенса–Миррлеса следует  $(-\frac{u''_{Yw}}{u'_C} + \frac{u''_{Cw} u'_Y}{(u'_C)^2}) \leq 0$ , то условие второго порядка эквивалентно условию  $Y' \geq 0$ . Таким образом, условие Спенса–Миррлеса приводит к тому, что более производительные индивидуумы обладают большим доходом и потребляют больше, чем менее производительные.

Таким образом, условие Спенса–Миррлеса позволило значительно упростить систему условий в задаче расчета оптимальной шкалы подоходного налога. При этом задача остается достаточно сложной для общего аналитического решения, поскольку условие  $Y' \geq 0$  может оказаться выполняющимся в виде равенства для целого отрезка производительностей.

Для еще большего упрощения задачи можно предположить, что полезность индивидуумов является квазилинейной, т.е.  $U(C, L) = C - v(L)$ .

Для функции полезности данного типа можно записать следующее выражение:

$$u(w) = \max_{L \geq 0} \{wL - T(wL) - v(L)\} = wL(w) - T(wL(w)) - v(L(w)).$$

При этом ограничение для государственного бюджета имеет вид:

$$\int_0^{\infty} (wL(w) - u(w) - v(L(w))) dF(w) \geq R.$$

Предположим, что шкала подоходного налога является непрерывно дифференцируемой, тогда в соответствии с теоремой об огибающей можно записать:

$$u'(w) = (1 - T'(wL(w))) L(w).$$

Кроме того, если предложение труда индивидуумом положительное, то условие первого порядка для индивидуума можно привести к виду:

$$w(1 - T'(wL(w))) = v'(L(w)).$$

Иначе говоря,  $u'(w) = \frac{L(w)v'(L(w))}{w}$ . В случае квазилинейной функции полезности индивидуума оказывается тривиально выполняющимся условие  $Y' \geq 0$ , и при дальнейшем анализе оно рассматриваться не будет.

Задача государства состоит в максимизации функции общественного благосостояния:  $\int_0^{\infty} \Psi(u(w)) f(w) dw$ , при ограничении на

налоговые поступления  $\int_0^{\infty} (wL(w) - u(w) - v(L(w)))f(w)dw = R$ .

Кроме того, учитывается также условие максимума задачи потребителя, записанное в виде  $u'(w) = \frac{L(w)v'(L(w))}{w}$ .

Для решения этой задачи удобно воспользоваться принципом максимума Понтрягина, записав гамильтониан в виде  $H = \Psi(u)f + \lambda(wL - u - v(L))f + \mu \frac{Lv'(w)}{w}$ .

Условие оптимальности управляющей переменной  $L$  при  $L > 0$  соответствует условию первого порядка для максимизации гамильтониана. Иначе говоря,

$$\lambda(w - v'(w))f + \mu \frac{v' + Lv''}{w} = 0.$$

Производная двойственной переменной  $\mu$  по переменной состояния  $w$  определяется как взятая с обратным знаком производная гамильтониана по переменной состояния:

$$\mu' = - \frac{\partial H}{\partial u} = (\lambda - \Psi'(u))f.$$

Полученные уравнения наряду с ограничениями к решаемой задаче целиком описывают структуру оптимальной налоговой системы.

Замечая, что  $w(1 - T') = v'$ , если чистая заработная плата индивидуума равна  $w_n$ , то  $v'(L) = w_n$ , т.е. эластичность предложения труда по чистой заработной плате может быть записана

$$\text{как } \varepsilon_L = \frac{\partial \log L}{\partial \log w_n} = \frac{w_n}{Lv''}.$$

Далее, учитывая ограничение задачи и условие оптимума гамильтониана по управляющей переменной, можно записать выражение:  $v' + Lv'' = w(1-T')(1+1/\varepsilon_L)$ .

Условие трансверсальности в рассматриваемой задаче оптимизации может быть записано как:

$$\mu(w) = \int_w^{\infty} (\Psi'(u(t)) - \lambda) f(t) dt.$$

В таком случае, вводя обозначение

$$D(w) = \frac{1}{1-F(w)} \int_w^{\infty} (\Psi'(u(t)) - \lambda) f(t) dt,$$

можно привести записанное выше выражение к следующему виду:

$$\frac{T'(Y)}{1-T'(Y)} = (1+1/\varepsilon_L(w_Y)) \frac{1-F(w_Y)}{w_Y f(w_Y)} (1-D(w_Y)/D(0)).$$

Можно заметить, что полученная формула напоминает выражение для оптимальной шкалы подоходного налога в том случае, когда общественные предпочтения выражаются роулианской функцией общественного благосостояния. Множитель  $(1-D(w_Y)/D(0))$  можно интерпретировать как вес соответствующей группы индивидуумов в общественной полезности. Поскольку функция  $D(w)$  убывает в зависимости от своего аргумента, соответствующий множитель возрастает как функция производительности. В соответствии с этим, если государство решает перераспределять доход между двумя группами индивидуумов, оно повышает предельную ставку налога на группу индивидуумов с более высокой потенциальной заработной платой.

Полученное выражение обладает рядом свойств. Во-первых, правая часть выражения неотрицательна при положительном предложении труда индивидуумом. Если  $\underline{w} = \inf(\text{supp } F(w))$ ,

то, поскольку  $D(\bar{w}) = D(0)$ , предельная налоговая ставка для наименее продуктивного индивидуума – нулевая, при условии, что его предложение труда ненулевое при применении оптимального налогообложения. Наконец, можно заметить еще одно свойство полученного решения. Предположим, что  $\sup(\text{supp } F(w)) = \bar{w} < \infty$ . В таком случае  $F(\bar{w}) = 1$ , и предельная налоговая ставка для индивидуума с наибольшим доходом оказывается равной нулю. Таким образом, оптимальная шкала подоходного налога не может быть монотонной: прогрессивность шкалы для индивидуумов с низкими потенциальными заработными платами должна сопровождаться регрессивностью шкалы для индивидуумов с высокими потенциальными заработными платами.

Наиболее сложным оказывается построение оптимальной налоговой шкалы на верхней границе распределения по доходам. Это, в частности, связано с недостатком данных для подобной оценки. Попытка построения оптимальной налоговой шкалы для наиболее богатых индивидуумов делается в работе (Saez, 2001). В ней автор разрабатывает методику оценки оптимальной налоговой шкалы в условиях недостатка данных и применяет эту методику для данных для домашних хозяйств США.

Рассмотренные в этом разделе работы позволяют рассчитать параметры оптимальной системы налогообложения доходов населения при условии отсутствия искажающего воздействия косвенных налогов, а также в предположении о том, что полезности экономических агентов относятся к одному параметрическому семейству. В дальнейших разделах будут рассматриваться вопросы смягчения данных предпосылок. Тем не менее приведенные в разделе подходы будут лежать в основе расчетов эмпирической части данной работы.

**Смешанная налоговая система.** Анализ оптимальных свойств прямых и косвенных налогов, как правило, проводится по отдельности. Между тем оба вида налогов воздействуют на поведение индивидуумов одновременно. Рассмотрение комплекса прямых и косвенных налогов при изучении распределительных свойств налогов на практике является чрезвычайно трудоемкой задачей. Однако можно выяснить, при каких условиях оптимальная шкала налогов на доходы не оказывается существенно искаженной под воздействием косвенных налогов. В данном разделе рассматриваются вопросы построения оптимальной системы налогообложения доходов в условиях искажающего воздействия налогов на продукты.

Основы построения теоретических моделей оптимальной смешанной налоговой системы заложены в работах (*Atkinson, 1977*), (*Atkinson, Stiglitz, 1976*). Авторы данных работ исследовали ситуации, когда может оказаться выгодным для общества комбинировать систему подоходного налогообложения с системой налогов на продукты, несмотря на аргументы о слабых распределительных свойствах косвенных налогов. Как оказывается, в рассмотренной авторами модели, предполагающей сепарабельность полезности индивидуумов по объемам предложения труда и объему потребления, косвенное налогообложение является избыточным в том случае, если подоходное налогообложение оптимально.

Этот результат в значительной степени опирается на предположение о сепарабельности предпочтений индивидуумов. Более поздние работы показали, что в случае невозможности обеспечения полноценной системы стимулов со стороны подоходного налога косвенные налоги могут выступать в роли корректоров недостаточного стимулирующего воздействия подоходного налога. Подоходный налог не будет обеспечивать необходимую для общественного оптимума систему стимулов,



если выполнение условия совместимости по стимулам затруднено. Это может быть связано, с одной стороны, с большой размерностью параметров, характеризующих индивидуумов (это означает, что существует несколько признаков, характеризующих горизонтальные различия индивидуумов), а с другой – с существованием нарушений «провалов» рынка.

При построении оптимальной налоговой шкалы Миррлес (*Mirrlees, 1979*) предполагал индивидуумов однородными, т.е. обладающими функциями полезности одинакового вида. Более реалистичным является предположение о неоднородности индивидуумов. Однако в рамках имеющихся в нашем распоряжении данных для России проделать такое исследование не представляется возможным. Тем не менее важно рассмотреть перечень предположений, позволяющих получить в модели с неоднородными индивидуумами те же результаты, что и в модели Миррлеса. Работа (*Cremer, Pestieau, Rochet, 2001*) посвящена расширению модели Аткинсона и Стиглица оптимального смешанного налогообложения в условиях неоднородности производительности индивидуумов. Как и в базовой модели, авторы рассматривают экономику с  $N$  типами индивидуумов, которые отличаются уровнями производительности  $n_i$  и объемами начальной наделенности  $m$  товарами  $w_i$ . При этом индивидуумы типа  $i$  составляют в обществе долю  $\pi_i$ . Таким образом, рассматривается дискретная задача.

Предполагается, что все индивидуумы обладают одинаковыми квазилинейными функциями полезности:  $u(C_i) - v(L_i)$ , которые являются функциями потребления и объема предложения труда. Предполагается, что технологии в экономике линейные, причем одна единица времени позволяет индивидууму  $i$  произвести  $n_i$  единиц труда, в то время как одна единица труда обеспечивает производство одной единицы потребительского блага. При этом структура технологии такова, что про-

изводство любого блага из рассматриваемого набора благ в экономике эквивалентно. Если цена потребительского блага нормирована к единице, то в условиях совершенной конкуренции, цена труда будет равна  $n_i$ .

Предположим, что тип индивидуума и затраты времени на работу ненаблюдаемы налоговыми органами. Более того, индивидуальное потребление  $C_i$  и потребление за счет наделенности  $Z_i = C_i - w_i$  также ненаблюдаемы. Доналоговый доход индивидуума  $I_i = n_i L_i$  является единственной индивидуальной наблюдаемой характеристикой.

Налоговую политику можно охарактеризовать функцией  $T(\cdot)$ , описывающей структуру подоходного налога, и вектором  $t$  размерности  $m$  налогов на продукты. Таким образом, если  $e$  – единичный вектор, то цены на продукты после налогообложения равны  $p = e + t$ .

Задача индивидуума имеет вид:

$$\{u(C_i) - v(L_i)\} \rightarrow \max \text{ при условиях } p'(C_i - w_i) = I_i - T(I_i), \text{ где } I_i = n_i L_i.$$

Знак «'» в данном выражении обозначает транспонирование. В связи с сепарабельностью предпочтений задача может быть переписана в виде:

$$\{V(p, R_i) - v(I_i/n_i)\} \rightarrow \max \text{ при условии } R_i = I_i - T(I_i) + p'w_i.$$

Здесь  $R_i$  обозначает располагаемый доход индивидуума  $i$ , а  $V(\cdot)$  – часть косвенной функции полезности, связанную с потреблением товаров:  $V(p, R) = \max\{u(C) \mid p'C = R\}$ .

Вектор функций спроса, обозначаемый  $C(p, R)$ , соответствует решению об оптимальном потреблении при заданном располагаемом доходе, в то время как нами будет также использоваться соответствующий вектор компенсированного спроса  $\tilde{C}(p, u)$ .

Оптимальное налогообложение дохода может быть представлено набором точек  $(I_i, T_i)$ . Описанный выше принцип выявления говорит о том, что прямой выявляющий механизм в данном случае дает результат не хуже другого механизма. В таком случае необходимо выполнение условия  $V(p, R_i) - v(I_i/n_i) \geq V(p, R_{ih}) - v(I_{ih}/n_i)$ , где  $R_{ih} = R_h + p'(w_i - w_h)$  для любого  $h$ . Индивидууму, таким образом, невыгодно демонстрировать тип  $h$ , в то время как он обладает типом  $i$ .

Задача государства состоит в максимизации взвешенной суммы полезностей индивидуумов (таким образом, рассматривается модифицированная утилитаристская функция благосостояния) при ограничении снизу на налоговые поступления и ограничении стимулов для индивидуумов. Вес группы  $i$  в функции общественного благосостояния равны  $\alpha_i \pi_i$ , причем  $\alpha_i \geq 0$  для всех групп индивидуумов и  $\sum_j \alpha_j = 1$ .

Формально задача государства может быть записана в следующем виде:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i \pi_i U_i \rightarrow \max_{(R_i, I_i), p_2, \dots, p_m}$$

при условиях:

$$\sum_{i=1}^N \pi_i (I_i - R_i + (p - e)' C(p, R_i) + e' w_i) \geq G \quad (G - \text{минимально}$$

допустимые поступления налогов).

$$U_i = V(p, R_i) - v(I_i/n_i) \geq U_{ih} = V(p, R_{ih}) - v(I_{ih}/n_i), \quad i, h = 1, \dots, N.$$

Заметим, что вследствие закона Вальраса можно пронормировать цену первого блага к единице, т.е.  $(p - e) = (0, p_2 - 1, \dots, p_m - 1)'$ .

Задача поиска оптимальной налоговой системы, таким образом, сведена к задаче максимизации при ограничениях. Обо-

значая множители Лагранжа при соответствующих ограничениях  $\lambda$  и  $\mu_{ih}$ , можно записать лагранжиан в следующем виде:

$$L = \sum_{i=1}^N \alpha_i \pi_i U_i + \lambda \left[ \sum_{i=1}^N \pi_i (I_i - R_i + (p-e)'C(p, R_i) + e'w_i) - G \right] + \sum_{i,h=1}^N \mu_{ih} (U^i - U^{ih}).$$

Условия первого порядка могут быть записаны следующим образом:

$$\frac{\partial L}{\partial R_i} = (\alpha_i \pi_i + \sum_h \mu_{ih}) \frac{\partial V}{\partial R} (p, R_i) - \lambda \pi_i [1 - (p-e)] \frac{\partial C}{\partial R} (p, R_i) - \sum_h \mu_{ih} \frac{\partial V}{\partial R} (p, R_{hi}) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial p_k} = \sum_i (\alpha_i \pi_i + \sum_h \mu_{ih}) \frac{\partial V}{\partial p_k} (p, R_i) - \lambda \sum_i \pi_i [C_k(p, R_i) - (p-e) \frac{\partial C}{\partial p_k} (p, R_i) - \sum_h \mu_{ih} \frac{\partial V}{\partial p_k} (p, R_{hi}) - \sum_{i,h=1}^N \mu_{ih} \frac{\partial V}{\partial R} (p, R_{hi}) (w_h^k - w_h^i)] = 0.$$

Пользуясь уравнением Слуцкого и тождеством Роя, можно привести полученную систему условий первого порядка для оптимизации по ценам товаров к виду:

$$-(\lambda \sum_i \pi_i \frac{\partial \tilde{C}}{\partial p} (p, V(p, R_i)) (p-e) = \sum_{i,h=1}^N \mu_{ih} \frac{\partial V}{\partial R} (p, R_{hi}) (Z_{hi} - Z_i).$$

Левая часть полученного выражения представляет предельные потери эффективности вследствие действия налогов на потребительские блага. Этот эффект исчезает, когда вектор цен равен единичному вектору (и, следовательно, налоговые ставки нулевые).

Следует отметить, что член  $\sigma_{jk} = \sum_i \pi_i \frac{\partial \tilde{C}}{\partial p}(p, V(p, R_i))$  есть матрица замещения Слуцкого для агрегированного спроса на товары. Величина бремени налогов на товары, таким образом, представлена отображением вектора налоговых ставок при помощи матрицы замещения. Следует отметить, что матрица  $S = (\sigma_{jk})_{jk}$  является выпуклой комбинацией отрицательно определенных матриц в том случае, если функция полезности строго вогнута. Следовательно,  $S$  отрицательно определена и обратима.

В соответствии с этим вектор оптимальных налогов на товары может быть найден путем обращения матрицы  $S$ :

$$t = p - e = -S^{-1} \left( \sum_{i,h=1}^N \frac{\mu_{ih}}{\lambda} \frac{\partial V}{\partial R}(p, R_{hi})(Z_{hi} - Z_i) \right).$$

Отметим, что в том случае, если индивидуумы действуют в соответствии со своими типами,  $(Z_{hi} - Z_i) \equiv 0$ . В таком случае оптимальные налоги на товары равны нулю и налогообложение формируется за счет налогов на доходы. В общем случае, однако, это не так, и оказывается необходимым налогообложение товаров.

Опишем структуру оптимальных налогов на товары. В том случае, когда перекрестные ценовые эффекты между рассматриваемыми товарами равны нулю, матрица замещения диагональна, и оптимальные налоговые ставки пропорциональны обратным компенсированным эластичностям спроса на товары. Этот вывод повторяет вывод в задаче Рамсея. Выражение  $(Z_{hi} - Z_i)$  отражает влияние налогов на товары на благосостояние посредством искажения стимулирующих ограничений со стороны подоходного налога. Например, если каждый индивидуум типа  $i$ , демонстрирующий тип  $h$ , имеет больший спрос на товар  $k$ , чем индивидуумы, чей тип равен  $h$ , то на товар  $k$  оп-

тимальным будет установить налог. Установленный налог сильнее воздействует на индивидуумов типа  $i$ , заставляя их перестать декларировать тип  $h$ . Налоги на товары, таким образом, могут дополнять стимулирующее действие подоходного налога. Следует подчеркнуть, что стимулы к отклонению индивидуумов от собственных типов могут быть вызваны в том числе и разнородностью первоначальных наделений. Таким образом, недостаточно сильный стимулирующий эффект подоходного налога может быть обусловлен не только структурой индивидуальных предпочтений, но и структурой распределения наделения благами в обществе.

Следует отметить, что эти рассуждения справедливы исключительно в случае нулевых недиагональных элементов матрицы замещения. В общем случае такие рассуждения привести невозможно без дополнительных оговорок. Тем не менее полученное уравнение может быть проинтерпретировано в рамках проблемы Рамсея. В связи с симметрией матрицы замещения выражение в правой части в первом приближении представляет изменение компенсированного спроса вследствие воздействия налогов. Из интерпретации правой части следует, что это изменение должно оказаться большим для тех товаров, которые в большей степени покупают индивидуумы, демонстрирующие принадлежность к типу  $k$ , но на самом деле относящиеся к другому типу.

Следует отметить, что в выражении для оптимальных косвенных налогов отсутствуют веса индивидуальных полезностей в функции общественного благосостояния. Эти веса заменены весами индивидуумов в ограничении по стимулам  $\mu_{ih}$ .

Может возникнуть вопрос: в какой степени полученный результат опирается на предположение о том, что рассматривается схема с нелинейным подоходным налогом и линейными косвенными налогами? Салани (*Salanie, 2003*) замечает, что

данный результат получен для предельных ставок косвенных налогов. Таким образом, в полученном выражении вектор  $t$  может быть заменен на градиент функции, выражающей зависимость суммы косвенных налогов от величины налоговой базы. При этом возможность нормировки цен товаров, существенно упростившей расчеты, в значительной степени опирается на предположение о постоянной отдаче от масштаба при производстве потребительских товаров.

Аргумент о том, что в экономике с действующим механизмом обеспечения стимулов косвенное налогообложение оказывается излишним, опирается на предположение о том, что единственный источник неоднородности в обществе – это величина производительности, которая отражается в том или ином виде в доходе индивидуума. Этот результат может оказаться неверным, когда индивидуумы отличаются значениями нескольких параметров. Например, в рассмотренной модели источником неоднородности может оказаться величина первоначального наделения, которая может заставить часть индивидуумов одного типа демонстрировать поведение, свойственное индивидуумам другого типа. Другим источником неоднородности может служить технология производства потребительских товаров. В работе (*Naito, 1999*) указывается, что в том случае, если производство обеспечивается несколькими разнородными секторами, использующими труд разной квалификации, может оказаться оптимальным введение неоднородных положительных налогов на товары даже с учетом разных типов общественных предпочтений.

Следует отметить, что классическая модель не учитывает еще одного важного момента, кроме неоднородности экономических агентов, – случайного характера рынка труда. Рассмотрим, насколько существенным является данное предполо-

ложение и в каких ситуациях неоднородностью экономических агентов можно пренебречь.

В работе (*Cremer, Gahvari, 1995*) оптимальная налоговая система строится для модели экономики, в которой существует неопределенность величины заработной платы индивидуума. Иначе говоря, существуют две реализации рыночной заработной платы: высокая заработная плата  $w_h$  платится индивидууму с вероятностью  $\pi_h$ , и низкая заработная плата  $w_l$  платится индивидууму с вероятностью  $\pi_l$ . Рассматривается четырехтоварная экономика, причем выпуск товаров  $y = (y_1, y_2)$  детерминирован, в то время как выпуск товаров  $x = (x_1, x_2)$  является случайным. Будем предполагать, что индивидуум принимает решение о предложении труда  $L$  на рынке после реализации неопределенности.

Рассматривается случай, когда экономика может быть представлена репрезентативным потребителем. Функция полезности при этом зависит от потребления и предложения труда и является сепарабельной:

$$U = u(y_1, y_2, x_1, x_2) + v(L).$$

Будем предполагать, что полезность индивидуумов дважды непрерывно дифференцируема, строго возрастает по величине потребления товаров и строго убывает по объему предложения труда. Более того, предположим, что индивидуумы не склонны к риску, т.е.  $v$  вогнута, а  $u$  – строго вогнута. Будем использовать индекс  $l$  в том случае, если реализовалась низкая заработная плата, а  $h$  – если высокая. Определим доход индивидуума равным заработной плате, как и в модели Аткинсона и Стиглица. При этом  $\psi_i(I) = v(I/w_i)$ , а  $u_i = u(y_1, y_2, x_{1i}, x_{2i})$ , где  $I = l, h$ .

Как и в работе (*Cremer, Pestieau, Rochet, 2001*), в данном случае рассматривается утилитаристская функция общественного благосостояния. Будем предполагать, что цель постро-



ния налоговой системы состоит в максимизации общественного благосостояния. Веса индивидуумов различных типов (с высокой и низкой заработной платой) соответствуют вероятностям реализации высокой и низкой заработной платы.

Задача государства, таким образом, совпадает с задачей индивидуумов, максимизирующих величину ожидаемой полезности  $\pi_l[u_l + \psi_l(I_l)] + \pi_h[u_h + \psi_h(I_h)]$  по величине потребления товаров из двух рассматриваемых товарных групп.

Для обеспечения разделения индивидуумов по типам реализовавшейся заработной платы необходимо выполнение ограничений соответствия стимулов:

$$u_l + \psi_l(I_l) \geq u_h + \psi_l(I_h)$$

$$u_h + \psi_h(I_h) \geq u_l + \psi_h(I_l).$$

Кроме того, налоговые поступления ограничены величиной  $G$ :

$$\pi_l[I_l - x_{l1} - x_{l2}] + \pi_h[I_h - x_{h1} - x_{h2}] - y_1 - y_2 \geq G.$$

Изучение оптимального размещения значительно упростится, если заметить, что в точке оптимума связывающим будет только ограничение соответствия стимулов. Этот вывод следует непосредственно из спецификации целевой функции. Обозначая функцию Лагранжа  $L$ , можно выписать систему условий первого порядка для оптимальной налоговой системы:

$$\frac{\partial L}{\partial y_i} = \pi_l \frac{\partial u_l}{\partial y_i} + \pi_h \frac{\partial u_h}{\partial y_i} + \lambda \left( \frac{\partial u_l}{\partial y_i} - \frac{\partial u_h}{\partial y_i} \right) - \gamma = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_{il}} = \pi_l \frac{\partial u_l}{\partial x_{il}} - \lambda \frac{\partial u_l}{\partial x_{il}} - \gamma \pi_l = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_{ih}} = \pi_h \frac{\partial u_l}{\partial x_{ih}} + \lambda \frac{\partial u_l}{\partial x_{ih}} - \gamma \pi_h = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_l} = \pi_l \frac{\partial \psi_l}{\partial I_l} - \lambda \frac{\partial \psi_l}{\partial I_l} + \gamma \pi_l = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_h} = \pi_h \frac{\partial u_l}{\partial I_h} + \lambda \frac{\partial u_l}{\partial I_h} + \gamma \pi_h = 0.$$

Для достижения оптимальности налоговой системы государство должно обеспечить выполнение указанных условий первого порядка и, кроме того, выполнить ограничение на налоговые поступления. Аналогично работе (*Cremer, Pestieau, Rochet, 2001*) рассматривается налоговая система с линейными налогами на товары и нелинейным подоходным налогом.

Бюджетное ограничение потребителя формируется за счет расхода располагаемого дохода на покупку товаров. Предположим,  $p$  и  $q$  – соответственно цены товаров первой и второй группы (предполагается, что при равновесии в отсутствие налогов цены на потребительские товары равны 1). Таким образом, бюджетное ограничение потребителя может быть записано в виде:

$$I_j - T(I_j) = \sum_{i=1}^2 (q_i y_i + p_i x_{ij}), j = l, h.$$

Здесь  $T(I_j)$  – функция, соответствующая шкале подоходного налога. В том случае, если эта функция дифференцируема, условия первого порядка для задачи индивидуума принимают вид:

$$\frac{\partial u_l / \partial x_{1l}}{\partial u_l / \partial x_{2l}} = \frac{\partial u_h / \partial x_{1h}}{\partial u_h / \partial x_{2h}} = p_1 / p_2,$$

$$\frac{\pi_l (\partial u_l / \partial y_1) + \pi_h (\partial u_h / \partial y_1)}{\pi_l (\partial u_l / \partial y_2) + \pi_h (\partial u_h / \partial y_2)} = q_1 / q_2, i, j = 1, 2,$$

$$-\frac{\partial \psi_i / \partial I_j}{\partial u_i / \partial x_{ij}} = \frac{1 - T^l(I_j)}{p_i}, \quad i=1,2, j=l, h.$$

Вообще говоря, у функции, описывающей налоговую шкалу, может не оказаться производной на краях изучаемого интервала доходов. В частности, это относится к низкодоходной группе населения. Мы, однако, будем предполагать, что такая производная существует и в соответствии с условием первого порядка равна:

$$1 - p_i \frac{\partial \psi_i / \partial I_j}{\partial u_i / \partial x_{ij}}.$$

Из соотношений, описывающих систему условий первого порядка для общественного оптимума, можно получить выражение для предельных норм замещения товаров и подставить их в выражения для оптимума индивидуума. Мы получим соответствие между соотношениями цен товаров и множителями Лагранжа в задаче государства.

Из полученных выражений можно сделать следующие выводы. Во-первых, товары первой группы должны облагаться налогами по другим ставкам, нежели товары во второй группе. Во-вторых, товары, выпуск которых зависит от случайного фактора (вторая группа товаров), должны облагаться налогом в соответствии с плоской ставкой налога или освободиться от налогообложения. В-третьих, товары первой группы облагаются налогом по разным ставкам в том случае, если предельная норма замещения между товарами этой группы для высокодоходных индивидуумов не совпадает с предельной нормой замещения для низкодоходных индивидуумов. Кроме того, если полезность индивидуумов сепарабельна по переменным – объемам потребления товаров двух групп, то оптимальная

предельная ставка налогообложения товаров из первой группы должна быть строго меньше предельной налоговой ставки на товары второй группы.

На основании рассмотренных работ можно сделать вывод о том, что влияние косвенных налогов на оптимальность системы налогов на доходы мало в том случае, когда предельные ставки косвенных налогов близки к оптимальным.

**Обобщение теории оптимального налогообложения.** Рассматриваемая нами система налогообложения доходов может оказаться неоптимальной, поскольку возможно ее искажающее воздействие на параметры потребления индивидуумов. В данном разделе рассматривается возможность интеграции системы оптимального налогообложения доходов в систему оптимального налогообложения в целом. Особое внимание уделяется структуре оптимального налогообложения доходов в условиях оптимальности косвенных налогов.

Работы по теории оптимального налогообложения, включая как работы, посвященные оптимальной структуре косвенных и прямых налогов, так и работы, посвященные построению смешанной системы, содержат два ограничения. С одной стороны, при максимизации утилитаристской функции общественного благосостояния не учитывается различие между процессом предоставления политикам оптимального набора инструментов для формирования налоговой системы и процессом выбора политиком оптимальных инструментов из предложенного набора. С другой стороны, при анализе используется техническое предположение о том, что для индивидуумов с различными типами кривые безразличия могут пересекаться лишь однократно, что позволяет заложить непротиворечивую систему стимулов в шкалу подоходного налога.

В работе (*Brito, Hamilton, Slutsky, Stiglitz, 1990*) приведена попытка исследовать свойства Парето-оптимальной структуры

налоговой системы без наложения требований однократного пересечения на кривые безразличия экономических агентов. Авторы предполагают, что в контексте конечного числа различных групп индивидуумов Парето-эффективная структура налоговой системы приводит к максимизации полезности индивидуумов в заданной группе при фиксированной полезности индивидуумов в других группах и сбалансированном государственном бюджете.

Авторы рассматривают модель с  $m$  различными классами индивидуумов. Индивидуумы внутри каждого класса идентичны, в то время как индивидуумы из разных классов могут отличаться как структурой предпочтений, так и типами (которые в данной модели представлены способностями или потенциальной заработной платой индивидуумов). Государству известно число индивидуумов в каждом классе, обозначаемое  $N_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ , но при этом оно не обладает априорной информацией о принадлежности к определенному классу произвольно выбранного индивидуума. Вектор индивидуального потребления обозначается  $x \in R^n$ . При этом соответствующие компоненты этого вектора положительны,  $x_i > 0$ , если происходит чистая покупка товара, и отрицательны,  $x_i < 0$ , если имеет место чистая продажа товара (иначе говоря, обозначает предложение индивидуумом соответствующего блага на рынке). Компоненты вектора  $x$  содержат информацию об обмене товаров в единицах, наблюдаемых государством (например, заработная плата, а не объем прилагаемых усилий).

Рассматриваемые блага производятся при фиксированных ценах производства  $p \in R_+^n$ . Индивидуумы каждого типа имеют замкнутые потребительские множества  $X_i$ , содержащие доступные индивидуумам наборы благ. Кроме ограничений, означающих неотрицательность потребления благ и неположительность предложения благ, потребительские множества ог-

раничены снизу за счет ограниченности предложения продуктов и объемов чистой торговли.

Индивидуумы в каждом классе обладают функцией полезности  $U_i(x_i)$ , которая непрерывна и строго монотонна внутри потребительских множеств. При этом значению полезности вне потребительского множества можно приписать произвольно низкое значение функции полезности, обеспечивающее то, что эти точки никогда не будут выбраны потребителем. Следует отметить, что на функцию полезности индивидуумов не налагается ни требование квазивогнутости, ни требование однократного пересечения кривых безразличия индивидуумов разных типов.

В экономике с рассматриваемой структурой государство использует налоги для распределения дохода между разными классами индивидуумов и обеспечения дохода в бюджет не ниже некоторого значения  $G$  (которое может быть равно нулю). Поскольку государство не может отличить индивидуумов из разных классов, оно должно обеспечивать одинаковые условия всем индивидуумам, с одинаковой структурой потребления и предложения благ. Кроме того, авторы предположили, что для административной простоты каждый потребительский набор облагается одним налогом.

Предположим, что  $T(x)$  соответствует сумме налога, взимаемого с товарного набора  $x$ . При этом каждый индивидуум максимизирует функцию полезности с учетом бюджетного ограничения  $p \cdot x + T(x) \leq 0$ , принимая уровень цен  $p$  и функцию  $T(\cdot)$  как заданные. Авторы называют шкалу налога возможной, если для каждого индивидуума существует хотя бы одна точка из его потребительского множества, которая удовлетворяет бюджетному ограничению с учетом налогов. Для каждой возможной шкалы налога в определенных предположениях относительно свойств налоговой шкалы для каждого индивидуума

в рассматриваемых классах существует оптимальный потребительский набор (т.е. набор, максимизирующий полезность индивидуума). Поскольку индивидуумы из всех классов обладают одинаковыми бюджетными множествами и поскольку оптимальный потребительский набор  $x_i(T)$  максимизирует полезность индивидуумов из класса  $i$ , то любой другой допустимый потребительский набор не будет оптимальным, что, в частности, относится к потребительскому набору индивидуумов из другого класса, например, класса  $j$ :  $U_i(x_i(T)) \geq U_i(x_j(T))$ . Авторы называют функцию налогов допустимой, если она является возможной, и при этом доход государственного бюджета при условии максимизации полезности индивидуума каждого класса оказывается не меньше заданного ограничения снизу, т.е. можно записать это условие как  $\sum_i N_i T(x_i) \geq G$ . При этом

налог специфицируется как произвольная функция потребительского набора. При заданном бюджетном ограничении для каждого индивидуума налоги можно определить только для  $(n-1)$  компонент товарного набора. Например, в модели оптимального подоходного налога налог определяется как функция дохода.

Для каждой допустимой функции налога существует распределение полезностей  $U_i(X_i(T))$  между индивидуумами разных классов. Функция  $T$  доминирует по Парето функцию  $T'$ , если  $U_i(X_i(T)) \geq U_i(X_i(T'))$ . При этом данное неравенство должно быть строгим для некоторых групп индивидуумов.

Можно определить свойства Парето-эффективных функций налога и соответствующих распределений полезности, возникающих под воздействием этих функций. Поскольку поиск оптимальных функций (с учетом того, что налагаются достаточно слабые ограничения на класс рассматриваемых налоговых шкал) является технически сложной задачей, можно рассмот-

реть эквивалентную задачу поиска набора возможных наборов  $x_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ , для которых неявные налоги  $T_i(x) = -p'x_i$  обеспечивают достаточные поступления государственного бюджета, иначе говоря,  $\sum_i N_i p'x_i + G \leq 0$ . Кроме того, этот набор неявных налогов должен обеспечивать выполнение условий самоотбора (или совместимости стимулов)  $U_i(x_i) \geq U_i(x_j)$ .

Как упоминалось выше, выполнение ограничения снизу на поступления бюджета и выполнение условий самоотбора являются необходимыми для оптимального выбора налоговой шкалы. Можно заметить, что эти условия также являются достаточными. В самом деле, замечая, что на структуру налогов не наложены ограничения, такие как монотонность или непрерывность, для заданных  $m$  наборов можно определить шкалу налогов таким образом, чтобы эти наборы являлись единственными допустимыми наборами для потребителей. Следовательно, выполняются условия самоотбора: каждый класс индивидуумов будет выбирать соответствующий потребительский набор. Как утверждают авторы, аналогичный результат можно получить также и для некоторых более узких классов налоговых шкал.

Для заданной модифицированной задачи ограниченный оптимум по Парето может быть описан вектором полезностей индивидуумов  $w = (w_1, \dots, w_n)$  и набором векторов потребления индивидуумов  $\{x_i\} = (x_1, \dots, x_n)$ , таких что  $U_i(x_i) = w_i$  для всех классов индивидуумов  $i$  и  $j$  при выполнении условия для государственного бюджета  $p' \sum_i N_i x_i + G \leq 0$ . Помимо этого, должно выполняться условие о том, что никакое другое размещение  $(w', \{x_i'\})$ , такое что  $w_j' \geq w_j$  для всех  $j$  и  $w_i' \geq w_i$  для некоторого  $i$ , не является допустимым. Набор векторов  $w$ , составляющих часть размещения, эффективного по Парето, называется



границей возможных полезностей при ограничениях. Ограничивая объем доходов государственного бюджета, которые являются допустимыми при заданных ресурсных ограничениях, заложенных в структуру потребительских множеств индивидуумов, можно говорить о существовании эффективных по Парето размещений вследствие того, что все ограничения являются замкнутыми, а ресурсные ограничения описывают все доступные наборы благ.

Если государство расходует все суммы собранных налогов, то соответствующее значение вектора  $w$  находится на границе множества возможных полезностей. При этом необходимым условием эффективности по Парето множества товарных наборов, соответствующих вектору  $w$ , является то, что они удовлетворяют следующей задаче максимизации:

$$p' \sum_i N_i x_i \rightarrow \min_{\{x_i\}} \text{ при условиях } U_i(x_i) = w_i \text{ для каждой группы}$$

индивидуумов  $i$ , и, кроме того,  $U_i(x_j) \leq w_i$  для всех групп индивидуумов  $i$  и  $j$ .

В данной задаче государство максимизирует величину налоговых поступлений при условии достижения целевых уровней полезности индивидуумов и при выполнении условия самоотбора. Следует отметить, что ограничение, гласящее о том, что соответствующий потребительский набор принадлежит соответствующему потребительскому множеству, не используется в данной задаче, поскольку на границе Парето значения функций полезности индивидуумов принимаются большими, чем выбранные низкие значения функций вне потребительских множеств.

Поскольку целевая функция, предполагающая максимизацию бюджетных доходов, является аддитивной по товарным наборам, то, вследствие того что каждое отдельное ограничение оперирует только с товарным набором потребителей опре-

деленного класса, первоначальная задача может быть разделена на  $m$  независимых задач:

$p'x \rightarrow \min_x$  при условиях  $U_i(x) = w_i$  и  $U_j(x) \leq w_j$  для всех классов индивидуумов  $i$  и  $j$ .

При заданном значении вектора  $w$  на границе возможных полезностей можно использовать записанную индивидуальную задачу для поиска соответствующего этому вектору множества потребительских наборов. Следует отметить при этом, что все потребительские наборы  $x$ , для которых  $p'x$  оказывается равным некоторому фиксированному значению налоговых поступлений, называются гиперплоскостями постоянного дохода.

Несмотря на то, что задача максимизации государственных доходов за счет налоговых поступлений является необходимой, она не является достаточной для поиска Парето-оптимального размещения. Допустим, что  $T(w)$  – максимальное значение в соответствующей задаче для заданного вектора полезностей индивидуумов. Кроме того, бюджетное тождество для доходов государства подразумевает выполнение соотношения  $T(\hat{w}) = G$  для некоторого значения  $\hat{w}$ . Такое значение обязательно принадлежит границе возможных полезностей. Действительно, поскольку соответствующие ограничения самоотбора, указанные в задаче максимизации доходов государственного бюджета, записаны как соотношения, связывающие заданные значения полезностей заданных групп индивидуумов с той полезностью, которые эти группы могут получить при потреблении товарных наборов для других групп. В то же время эти ограничения не устанавливают соответствия между полезностью, которую индивидуумы из заданной группы могут получать от потребления приписываемого этой группе товарного набора, и полезностью

варного набора, и полезностью от потребления товарных наборов других групп.

Рассмотрим теперь некоторые свойства Парето-оптимального размещения, достигаемого с учетом ограничения на объем налоговых поступлений. Первое свойство, на которое указывают авторы работы, является простым, но достаточно сильным результатом, который гласит о том, что в условиях эффективности заданного размещения по Парето определенная группа индивидуумов всегда предпочитает собственный товарный набор товарному набору группы, платящей больший налог.

Иначе говоря, если множество товарных наборов  $\{x_i\}$  является ограничено Парето-эффективным и если  $U_i(x_i) = U_i(x_j)$  для некоторых индексов групп  $i$  и  $j$ , то  $T_i(x_i) = p \cdot x_i \leq p \cdot x_j = T_j(x_j)$ .

Следует отметить, что данный результат не исключает возможности потребления разными группами товарных наборов, которые приносят одинаковые налоговые доходы в бюджет, особенно в том случае, когда не выполнено условие однократного пересечения кривых безразличия индивидуумов разных типов.

В стандартной модели построения оптимальной шкалы подоходного налога предполагается выполнение условия однократного пересечения. Это означает, в свою очередь, что не могут возникать циклы в ограничениях самоотбора индивидуумов (поскольку кривые безразличия не пересекаются более чем однажды). В задаче, поставленной авторами работы, такая возможность не исключается. Несмотря на то, что невозможно исключить Парето-оптимальные размещения при условиях возможности подобных циклов, можно показать, что если эффективное размещение с циклами в ограничениях самоотбора существует, то существует также другое эффективное размещение, дающее аналогичные уровни полезности индивидуу-

мам, но отсутствуют циклы между группами индивидуумов, потребляющих разные наборы благ. При таких Парето-оптимальных размещениях некоторые различные группы индивидуумов могут потреблять одинаковые наборы товаров, и государство не может их различить.

Формализуя данное утверждение, предположим, что множество товарных наборов  $\{x_i\}$  является ограниченно Парето-эффективным и существует группа  $K$ , содержащая  $k$  типов индивидуумов, которые различимы, т.е. для любых двух классов индивидуумов внутри группы  $K$  потребляются разные товарные наборы. Кроме того, типы индивидуумов внутри группы  $K$  могут быть упорядочены таким образом, что  $U_i(x_i) = U_i(x_{i+1})$ , для всех  $i = 1, \dots, m$  и  $U_k(x_k) = U_k(x_1)$ . Тогда при объединении некоторых типов можно достигнуть множества товарных наборов  $\{\bar{x}_i\}$ , таких что  $U_i(\bar{x}_i) = U_i(x_i)$ , для всех  $i = 1, \dots, m$ , при котором не возникает циклов ограничений совместимости по стимулам.

Данный результат о том, что циклы могут быть устранены, получен без ограничений на число благ и не требует квазивогнутости функции полезности. Из полученного результата можно сделать вывод о том, что когда  $U_i(x_i)$  строго квазивогнуты для всех групп индивидуумов, тогда при Парето-эффективном размещении существует группа индивидуумов, для которой нет циклов в ограничениях самоотбора. Кроме того, каждый цикл может распространяться не более чем на две группы индивидуумов.

Один из важных вопросов теории оптимального налогообложения доходов состоит в том, в каком случае индивидуумы не должны подвергаться искажающему налогообложению. Стандартный результат, описанный выше, гласит: индивидуумы, находящиеся на краях распределения по доходам, должны облагаться по нулевой предельной налоговой ставке. Данную

ситуацию можно рассмотреть в общей модели. Допустим, что товарный набор  $x_i$  приписывается индивидуумам из группы  $i$  в условиях Парето-оптимального размещения. Группа  $i$  не подвергается искажающему воздействию налога в том случае, если набор  $x_i$  будет выбран тогда, когда налог  $T(x_i)$  заменен эквивалентным паушальным налогом. Иначе говоря, товарный набор максимизирует полезность индивидуумов из группы  $i$  при ограничении  $p \cdot x + T \leq 0$ . Следовательно, в точке  $x_i$  должно наблюдаться касание кривой безразличия индивидуума из группы  $i$  и линии постоянного дохода бюджета. Более того, функция полезности индивидуума должна быть локально квазивогнутой в этой точке. Как оказывается, в точке Парето-оптимального размещения  $(w, \{x_i\})$  имеет место следующий результат. Если товарный набор  $x$  выбирает некоторая группа индивидуумов и для других групп индивидуумов потребление данного набора снижает их полезность по сравнению с текущим потребляемым набором товаров, тогда все группы индивидуумов, потребляющие  $x$ , не подвергаются искажающему воздействию налогообложения. Данное утверждение дает достаточное условие, выявляющее группу индивидуумов, которая не должна подвергаться искажающему воздействию налога. Однако остается открытым вопрос о том, существуют ли такие группы.

Как оказывается, можно показать, что в условиях Парето-оптимального размещения  $(w, \{x_i\})$ , если  $T_{\max} = \max[-p \cdot x_i]$  — максимальная сумма налога, который платит любая из рассматриваемых групп индивидуумов, то индивидуумы группы, платящей максимальную сумму налогов, не подвергаются искажающему воздействию налогообложения. Данный результат, как нетрудно заметить, совпадает с выводом теории Миррлеса о том, что индивидуумы с максимальными доходами должны облагаться налогами по нулевой предельной став-

ке. В данном случае налогоплательщик с наибольшим уровнем выплат налогов (который соответственно имеет наибольший доход) оказывается не подверженным искажающему действию налога. Можно отметить, что группа налогоплательщиков с максимальными доходами может быть не единственной группой, которая в точке оптимума не должна подвергаться искажающему воздействию налогообложения.

Другим важным вопросом является структура товарных наборов, которые формируются в условиях искажающих налогов. Очевидно, товарный набор, соответствующий группе  $k$ , облагается искажающими налогами исключительно тогда, когда существует группа индивидуумов  $i$ , для которой потребление товарного набора, потребляемого группой  $k$ , приносит тот же уровень полезности, что и собственный товарный набор. Предположив дифференцируемость предпочтений, обозначим  $\alpha$  вектор размерности  $(n-1)$  с единичной нормой и  $x(t)$  – товарный набор с исключенной  $t$ -й компонентой. Рассмотрим товарный набор  $x(t) = \bar{x}(t) + b\alpha$ . Обозначим  $M$  – темп изменения  $t$ -й компоненты товарного набора, такой что уровень полезности соответствующей группы остается неизменной. Иначе говоря,

$$M_j(\bar{x}, t, \alpha) = - \left. \frac{dx_t}{db} \right|_{u=c} = \left( \sum_{h \neq t} \alpha_h U_{hj}(\bar{x}) \right) / U_{tj}(\bar{x}).$$

Обозначим  $p_\alpha = \alpha' p(t)$  цену, соответствующую смещению вдоль единичного вектора в направлении  $\alpha$ . Поскольку  $p$  соответствует вектору издержек производства,  $p_\alpha$  соответствует стоимости производства единицы товаров, комбинация которых задана вектором  $\alpha$ .

В рамках введенных обозначений оказывается справедливым следующее утверждение. Пусть  $(w, \{x_i\})$  составляет Парето-эффективное размещение. Тогда если  $M_j(x_j, t, \alpha) > p_\alpha / p_t$ , то

существует группа индивидуумов  $k$  с уровнем полезности  $U_k(x_j) = w_k$  для которой  $M_j(x_j, t, \alpha) < M_k(x_j, t, \alpha)$ . Если же  $M_j(x_j, t, \alpha) < p_a/p_t$ , то существует группа  $k$  с уровнем полезности  $U_k(x_j) = w_k$  для которой выполняется соотношение  $M_j(x_j, t, \alpha) > M_k(x_j, t, \alpha)$ .

Данное утверждение говорит о том, что если выбор группы искажен, то предельная норма замещения, соответствующая данной группе, должна лежать между предельной нормой трансформации (описываемой отношением цен товаров) и предельной нормой замещения некоторой другой группы. В зависимости от предпочтений других групп искаженная налогообложением предельная норма замещения может оказываться больше или меньше отношения цен. В терминах предельных налоговых ставок это означает, что структура налогов должна включать изломы в тех точках, где располагаются потребительские наборы. Предельные налоговые ставки, вообще говоря, оказываются неопределенными в данных точках. Тем не менее, если предельная норма замещения для группы, выбор которой искажен воздействием налогообложения, меньше отношения цен, то доход индивидуумов из этой группы оказывается неявным образом подверженным предельному налогообложению, а если предельная норма замещения больше отношения цен, индивидуумы рассматриваемой группы в пределе получают субсидию. Следовательно, в зависимости от обстоятельств доход индивидуума может подвергаться предельному налогообложению или предельному субсидированию.

Можно отметить при этом, что в такой обобщенной модели воздействие косвенных налогов, в конечном счете, эквивалентно введению паушальных трансфертов. Этот аргумент может быть использован для обоснования применения оптимальной шкалы налогообложения доходов, построенной в простейшем случае для ситуации, в которой присутствуют косвенные налоги.

**Достижимость оптимальных налоговых шкал и теория налоговых реформ.** Для проверки расчетов изменений рассматриваемого критерия благосостояния необходим другой заведомо объективный критерий. В качестве такого критерия может быть использован подход, разработанный в работах Гуэзнерье. Он будет рассмотрен в данном разделе. Критика теории налоговых реформ возникает в том числе вследствие того, что задача построения оптимальной шкалы налога подразумевает изначально установление перечня правил, обусловленных оптимальным решением задачи максимизации общественного благосостояния. В действительности, проведение глобальных реформ за короткое время невозможно: реформы могут быть частичными или постепенными. Кроме того, любая реформа может поставить часть индивидуумов в худшее по сравнению с первоначальным положение. Соответственно, эта часть индивидуумов может создать значительное сопротивление проведению реформы. Возможным выходом является рассмотрение Парето-улучшающих направлений налоговой реформы. Иначе говоря, можно рассмотреть малые изменения структуры налоговой системы, которые производят Парето-улучшение.

В работе (*Guesnerie, 1995*) рассматривается направление реформы налогообложения товаров в следующей постановке. Рассматривается экономика с  $I$  потребителями, предлагающими свой труд на рынке. Функции чистого некомпенсированного спроса на товары у этих потребителей есть  $X_i(q, R)$ , где  $q$  соответствует вектору цен на товары, а  $R$  – величине паушального трансферта. Производственное множество экономики описывается функцией  $F(y) \leq 0$ . Кроме того, агрегированный спрос на товары будет обозначен  $X = \sum_{i=1}^I X_i$ .

Предположим, что прибыль предприятий целиком распределяется между индивидуумами и существует равновесный



уровень цен производителей  $p$ . Предположим, положение равновесия  $(p, q, R)$  является эффективным с технологической точки зрения. Иначе говоря,  $F(X(q, r)) = 0$ .

Рассмотрим предельную налоговую реформу  $dz = (dq, dR)$ . Эта реформа вызывает изменение агрегированного спроса на величину  $dX$ , и она возможна только в том случае, если экономика остается внутри производственного множества.

Иначе говоря, должно выполняться соотношение:  $F'dX \leq 0$ . Однако, поскольку цены производителей  $p$  – равновесные, вектор цен должен быть пропорционален градиенту границы производственных возможностей. Кроме того, для некомпенсированного спроса должно быть справедливым следующее разложение:

$$dX = \frac{\partial X}{\partial q} dq + \frac{\partial X}{\partial R} dR.$$

Таким образом, реформа оказывается доступной в том случае, когда  $A'dz \leq 0$ , где вектор  $A = \left( p \frac{\partial X}{\partial q}, p \frac{\partial X}{\partial R} \right)$ . Кроме того,

должно выполняться условие, согласно которому реформа производит Парето-улучшение. Предельное изменение потребительской полезности равно  $\frac{\partial V_i}{\partial q} dq + \frac{\partial V_i}{\partial R} dR$ , где  $V_i$  – кос-

венная функция полезности индивидуума  $i$ . Пользуясь тождеством Роя, данное соотношение можно привести к виду:

$\frac{\partial V_i}{\partial R} (dR - X_i dq)$ . Таким образом, условие того, что реформа производит Парето-улучшение, может быть представлено как неравенство для индивидуума  $i$ :  $B_i dz > 0$ . Здесь вектор  $B_i = (-X_i, 1)$ .

Направление допустимой Парето-улучшающей налоговой реформы задается  $I+1$  неравенством:  $Adz \leq 0$  и  $B_idz > 0$  для всех  $i = 1, \dots, I$ .

Из теории линейного программирования следует, что данная задача имеет решение, когда подпространство  $A$  не принадлежит выпуклой оболочке подпространств  $B_i$ . Эта выпуклая оболочка может быть записана как  $B = \left\{ \sum_{i=1}^I \lambda_i b_i, \lambda_i \geq 0 \text{ и } b_i \in B_i \forall i = 1, \dots, I \right\}$ .

Для интерпретации данного результата можно заметить, что дифференцирование бюджетного ограничения для потребителя  $i$  приводит к соотношениям  $\frac{\partial X_i}{\partial q} q + X_i = 0$  и  $\frac{\partial X_i}{\partial R} q = 1$ .

Поскольку разница между ценами потребителей и производителей в данной модели возникает за счет воздействия налогообложения, вектор налогов на продукты может быть записан как  $t = q - p$ .

$$\text{Следовательно, } p \frac{\partial X_i}{\partial q} = -t \frac{\partial X_i}{\partial q} - X_i \text{ и } \frac{\partial X_i}{\partial R} p = 1 - t \frac{\partial X_i}{\partial R}.$$

Вектор  $A$  может быть записан в терминах векторов  $B_i$  и градиентов агрегированного спроса:

$$A = \sum_{i=1}^I B_i - \left( t \frac{\partial X}{\partial q}, t \frac{\partial X}{\partial R} \right).$$

В частности, при нулевом векторе налогов подпространство  $A$  тождественно равно линейной комбинации подпространств  $B_i$ , и Парето-улучшение оказывается невозможным (поскольку мы рассматриваем модель конкурентной экономики, рыночное равновесие в отсутствие искажающих налогов является Парето-оптимальным).

Гуэзнерье рассматривает задачу построения оптимальной налоговой шкалы при условии отсутствия подоходного налогообложения. В условиях нелинейного подоходного налогообложения сведение задачи построения налоговой реформы к системе линейных неравенств становится затруднительным. Такая задача в общем случае рассмотрена в работе (*Yang, Haller, 1993*), причем выводы оказываются близкими к выводам Гуэзнерье.

Система неравенств, построенная Гуэзнерье, позволит нам в дальнейшем сделать вывод о характере изменения благосостояния общества при изменении налоговой системы.

## **1.2. Распределительные свойства налогообложения доходов**

Одной из характеристик, которая выбрана в данной работе для описания налоговой системы, является неравенство после-налоговых доходов индивидуумов. Выше были изучены свойства оптимальной налоговой системы, а также рассмотрены способы измерения благосостояния индивидуумов. В данном разделе рассмотрены некоторые общие свойства характеристик распределения и связь этих характеристик со значениями выбираемых функций благосостояния.

**О распределительных эффектах налогообложения – влияние налогообложения на обобщенную кривую Лоренца.** Стандартным подходом к измерению распределительного эффекта налогообложения является сравнение распределения соответствующей налоговой базы (например, налогооблагаемого дохода) после налогообложения и того распределения, которое, как предполагается, сложилось бы до налогообложения (см. (*Atkinson, 1980*)). В случае налогов на доходы, если предположить, что до налогообложения индивидуум  $i$  обладает доходом  $Y_i$ , а после налогообложения доходом  $Y_i^N$ , то стан-

дартная процедура предполагает сравнение распределения  $Y_i$  (ранжированного в порядке распределения доходов) с распределением  $Y_i^N$ , ранжированным аналогичным образом. Зачастую в эмпирических приложениях данные разбиваются на группы, а затем ранжируются в соответствии со средним доходом в каждой группе, таким образом формируется кривая Лоренца.

Подход, основанный на группировке, однако, игнорирует тот факт, что налогообложение может изменить ранжирование индивидуумов в распределении. Как следствие, меры неравенства, основанные на отдельном ранжировании посленалоговых и доналоговых доходов, могут недооценить неравенство посленалоговых доходов. Например, можно показать (*Atkinson, 1980*), что коэффициент Джини, рассчитанный при отдельном ранжировании, меньше или равен коэффициенту Джини, рассчитанному по распределению, основанному на общем правиле ранжирования доналоговых и посленалоговых доходов.

Эффект воздействия налогообложения на кривую Лоренца для доналоговых доходов может быть разбит на две составляющие. Первая составляющая определяет соответствие между посленалоговым доходом  $Y_i^N$  и доналоговым доходом  $Y_i$  при фиксированном порядке ранжирования  $i$ . Вторая составляющая определяет изменение порядка ранжирования нового вектора распределения доходов  $Y_i^N$ . При этом, если первоначальный порядок ранжирования  $i$  переходит в порядок ранжирования  $k$ , то процесс изменения порядка может быть описан матрицей перестановок  $P: k = iP$ .

В приложениях индивидуумов обычно делят на группы. Рассмотрим группы одинакового размера, составляющие  $1/n$  рассматриваемой совокупности индивидуумов. Обобщением матрицы перестановок в случае групп индивидуумов служит

матрица переходов  $A$ , где  $a_{ij}$  обозначает долю, которую составляют в группе индивидуумы  $i$ , входившие до налогообложения в группу  $j$ . Эта матрица является дважды стохастической, и интенсивность перехода индивидуумов из одних доходных групп в другие зависит от величины недиагональных элементов этой матрицы. Эффект перехода индивидуумов между доходными группами вследствие воздействия налога называется налоговой мобильностью. Одной из мер, которые принято использовать для оценки налоговой мобильности, является мера Бартоломью (*Bartolomew, 1976*), которую можно определить как  $B = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j a_{ij} |i - j|$ . Мера Бартоломью очевидно равна нулю в том случае, когда матрица  $A$  единична (и, следовательно, налог не изменяет порядка ранжирования индивидуумов по доходу).

Изменение порядка ранжирования в результате налогообложения само по себе не влияет на меру неравенства индивидуумов в посленалоговом распределении, поскольку с изменением рангов индивидуумов также происходит и изменение их доходов. Тем не менее его влияние проявляется в косвенном эффекте, который можно проследить, используя понятие обобщенных кривых Лоренца. Обозначим обобщенную кривую Лоренца  $C(m, X, r(Z))$ , где вектор характеристик индивидуумов  $X$  проранжирован в соответствии с рангами вектора других характеристик индивидуумов  $Z$ , а  $m$  – размерность векторов  $X$  и  $Z$ . Поскольку известно, что ранг  $X$  получен перестановкой рангов, соответствующей вектору  $Z$  той же размерности, то существует матрица перестановок  $P$  такая, что  $j = r(X)P$ . Поскольку  $P$  – перестановочная матрица, то в соответствии со свойствами обобщенной кривой Лоренца  $C(m, X, j) \geq C(m, X, r(Y))$  для любого  $m$  (*Kakwani, 1977*).

Более интересным является влияние изменения ранжирования на количественные характеристики, такие как индекс Джини. Можно получить, что влияние изменения ранжирования на индекс Джини зависит от структуры перестановочной матрицы и может приводить как к росту, так и к снижению коэффициента Джини.

Мера неравенства, таким образом, является мерой функции благосостояния, которая удовлетворяет принципу Дальтона и принципу симметрии. Поскольку индекс Джини относится к классу таких функций, индекс Джини можно рассматривать в качестве показателя благосостояния.

### **1.3. Связь неравенства и потерь эффективности при изменении предельной ставки налогообложения доходов**

Предположим, что шкала подоходного налога устроена оптимальным образом (т.е. в соответствии с выводами теории Миррлеса). Рассмотрим эффект воздействия на неравенство небольших отклонений предельной налоговой ставки от оптимального значения.

Оптимальная налоговая шкала формируется при максимизации полезности репрезентативного потребителя

$\int_0^{\infty} \Psi(u(w)) f(w) dw$ . Пусть  $f_{bt}$  – плотность распределения после-

налоговой заработной платы при использовании оптимальной налоговой шкалы, а  $f_{at}$  – плотность распределения посленалоговой заработной платы при измененной налоговой шкале. В этом случае изменение общественного благосостояния в результате изменения налоговой шкалы равно

$\int_0^{\infty} \Psi(u(w)) \Delta f(w) dw$ . Кривая Лоренца для распределения заработной платы может быть представлена в виде неявной функции  $\xi(\varphi)$ :  $\xi = \int_0^x y f(y) dy$ ,  $\varphi = \int_0^x f(y) dy$ .

Доминирование по Лоренцу  $f_a LD f_b$  означает тот факт, что кривая Лоренца для распределения  $a$  лежит строго над кривой Лоренца для распределения  $b$ . Переформулируем в терминах данной неявной функции. Зафиксируем  $\varphi$ , тогда в условиях доминирования по Лоренцу  $\xi_a(\varphi) > \xi_b(\varphi)$ . Если обозначить функцию распределения  $F$ , то  $\varphi = F(x)$ , или  $x = F^{-1}(\varphi)$ . Следовательно, воспользовавшись правилом интегрирования по частям, можно получить:  $\xi = F^{-1}(\varphi)\varphi - \int_0^{F^{-1}(\varphi)} F(y)dy$ .

Рассмотрим вариацию функции распределения заработной плат, ограничивая множество вариаций функциями, принимающими нулевые значения на концах интервала

$\delta\xi = \int_0^{F^{-1}(\varphi)} \delta F(y) dy$ . В таком случае на отрезке  $[x_1, x_2] \subseteq [0, F^{-1}(\varphi)]$ ,

если наложить на вариацию дополнительное условие равенства нулю на концах вложенного отрезка, соответствующая вариация кривой Лоренца

$$\delta\xi = \int_{x_1}^{x_2} \delta F(y) dy.$$

Соответствующее данной вариации функции распределения доходов изменение благосостояния потребителей, заработная

плата которых до налогообложения принадлежала отрезку  $[x_1, x_2]$ ,

$$\text{равно } \delta W = \int_{x_1}^{x_2} \Psi(u(y)) \delta f(y) dy = - \int_{x_1}^{x_2} \Psi'(u(y)) u'(y) \delta F(y) dy.$$

Вспользуемся условием того, что изначально распределение по заработным платам соответствовало оптимальной налоговой шкале Миррлеса. Как указывалось выше, задача оптимизации налоговой шкалы в том случае, когда полезность потребителей является квазилинейной, сводится к поиску оптимальной траектории для задачи:

$$\int_0^{\infty} \Psi(u(y)) f(y) dy \rightarrow \max,$$

при условиях  $\dot{u} = \frac{L(y)v'(L(y))}{y}$  – из задачи максимизации полезности,

$$\int_0^{\infty} \{yL(y) - u(y) - v(L(y))\} f(y) dy = R - \text{целевой уровень доходов бюджета.}$$

Гамильтониан для данной задачи может быть записан в виде:

$$H = \Psi(u)f(y) + \lambda(yL - u - v(L))f(y) + \mu \frac{Lv'(L)}{y}.$$

Можно отметить, что в данной задаче управляющей переменной становится предложение труда. «Управление» предложением труда происходит за счет варьирования предельной ставки налогообложения заработной платы. Уровень потребительской полезности является фазовой переменной. Следует отметить, что в данной постановке полезность выражается в единицах потребления, ее изменение при перемещении вдоль распределения населения по заработным платам определяется



условием первого порядка для максимизации полезности потребителей. В соответствии с принципом оптимального управления оптимальная траектория предполагает оптимальность гамильтониана по управлению и удовлетворение гамильтоновы системы дифференциальных уравнений при выполнении условия трансверсальности. Иначе говоря,  $\frac{\partial H}{\partial L} = \lambda(y-v')f + \mu(v' + Lv'')/y = 0$ .

Гамильтонова система:

$$\dot{\mu} = \frac{\partial H}{\partial u} = -\Psi'(u)f(y) + \lambda f(y).$$

$$\dot{u} = \frac{\partial H}{\partial \mu} = Lv'/y.$$

Переписывая гамильтонову систему, используя полученное условие оптимальности управления, можно получить:

$$\Psi'(u) = -\dot{\mu}/f(y) - \mu/f(y) \frac{v' + Lv''}{y(y-v')}.$$

Таким образом, изменение благосостояния при малой вариации функции распределения заработных плат:

$$\delta W = - \int_{x_1}^{x_2} \frac{Lv'}{yf(y)} \left[ \dot{\mu} + \mu \frac{v' + Lv''}{y(y-v')} \right] \delta F(y) dy. \text{ Интегрируя по частям}$$

первое слагаемое в подынтегральном выражении и используя тот факт, что вариация функции распределения равна нулю на концах интервала, получаем, что изменение функции благосостояния можно выразить следующим образом:

$$\delta W = - \int_{x_1}^{x_2} \mu \left[ \frac{L'v' + Lv''L'}{yf(y)} + \frac{Lv' \delta F(y)}{yf(y)\delta F(y)} + \frac{Lv'(f(y) + yf'(y))}{y^2 f^2(y)} + \right. \\ \left. + \frac{(v' + Lv'')Lv'}{y^2 f(y)(y - v')} \right] \delta F(y) dy.$$

Из условия первого порядка для задачи индивидуума следует (если предельная налоговая ставка равна  $t$ ), что  $v' = y(1 - t)$  и  $v'' = -y^2 t'$ . Откуда выражение для изменения общественного благосостояния приводится к следующему виду:

$$\delta W = - \int_{x_1}^{x_2} \mu(1 - t) \varepsilon_L^y \left[ \frac{L}{y} \left\{ 1 + \frac{L}{y} + \frac{y}{f\varepsilon} \right\} + \left( \frac{L}{y} \right)^2 \left\{ 1 + \frac{yf'}{f} \right\} - \right. \\ \left. - \left\{ 1 + \frac{L}{y} \right\} L^2 t' \right] \delta F(y) / f(y) dy.$$

Таким образом, изменение благосостояния выражено через параметры налоговой системы, распределение заработных плат и «вес» рассматриваемой группы индивидуумов в функции общественного благосостояния  $\mu$ .

Заметим, что на малом интервале распределения заработных плат изменение благосостояния может быть описано приближенной формулой:

$$\delta W \approx \mu(1 - t) \varepsilon_L^y \left[ l \left\{ 1 + l/t + L/(l f(y) \varepsilon_L^y) \right\} + l^2 \left\{ 1 + Lf'(y)/(lf(y)) \right\} - \right. \\ \left. - \left\{ 1 + l/t \right\} L^2 t' \right] \delta F(y)/f(y) \Delta x.$$

Используя аналогичное приближенное выражение для кривой Лоренца, а также предполагая, что изменение предельных ставок налогообложения доходов мало, приходим к следующему соотношению:

$$\delta W \approx -A \frac{\mu(1 - t) \varepsilon_L^y}{f} \delta \xi,$$

где параметр  $A$  определяется уровнем предложения труда на единицу заработной платы, причем  $A = l\{1 + l/t + L/(lf(y)\varepsilon_L^y)\} + l^2\{1 + Lf'(y)/(lf(y))\}$ .

Данное соотношение позволяет определить взаимосвязь изменений благосостояния и неравенства при малых отклонениях налоговой шкалы от оптимальной. Изменение неравенства тем сильнее сказывается на изменении благосостояния, чем больше вес рассматриваемой группы индивидуумов в функции общественного благосостояния. В частности, если общественное благосостояние определяется утилитаристской функцией, то данный вес – долей численности рассматриваемой группы в общей численности населения. Следует отметить, что в данное выражение входит также плотность распределения индивидуумов по заработной плате.

В случае утилитаристской функции общественного благосостояния вес группы и плотность распределения в данной группе оказываются пропорциональными, и, следовательно, эффект воздействия неравенства на благосостояние оказывается одинаковым для групп населения на разных участках распределения по величине заработной платы при прочих равных условиях. Изменение неравенства также вызывает относительно большие изменения благосостояния для тех групп населения, в которых эластичность предложения труда по заработной плате оказывается выше. Отметим также влияние параметра  $A$ . Параметр  $A$  нелинейным образом зависит от соотношения предложения труда и заработной платы. При этом для гладкой функции распределения населения по заработным платам следует ожидать более сильного эффекта неравенства на благосостояние для тех групп населения, предложение труда которых выше.

Полученные и приведенные выше соотношения позволяют связать изменения неравенства и эффективности в усло-

виях оптимального налогообложения доходов. Полученные соотношения позволят нам в эмпирической части данной работы построить линии уровня двумерного критерия, отражающего неравенство и уровень утилитаристской функции благосостояния.

#### **1.4. Построение функции общественного благосостояния на основании характеристик индивидуумов**

Агрегирование предпочтений является сложной задачей. В нашей работе данной задаче не уделяется специального внимания: здесь и далее имплицитно будет предполагаться существование как для общества в целом, так и для каждой из его подгрупп функции, описывающей групповые предпочтения. При этом функция общественного благосостояния, как предполагается, может быть полностью охарактеризована индивидуальными доходами.

В такой постановке функция общественного благосостояния может косвенно быть задана на основе индивидуальных характеристик. Кроме того, индивидуальные предпочтения становятся сопоставимыми, поскольку они целиком характеризуются доходами. Такую косвенную взаимосвязь обеспечивает функция расходов, определяющая выбор индивидуумом уровня расходов при заданных ценах и уровне полезности.

Введение характеристик предпочтений общества необходимо для того, чтобы проследить связь между нормативными критериями дифференциации налогоплательщиков, которые сформируются на основе предпочтений общества и объективных характеристик размещения благ и доходов в обществе.

Введем несколько определений. Пусть  $Q$  – матрица с неотрицательными элементами, такая что сумма элементов любого ее столбца и любой строки равна единице, а  $P$  – матрица, эле-

ментами которой являются единицы и нули, такая что в любом столбце и любой строке этой матрицы находится только одна единица.

Пусть  $Y$  – доступное размещение товаров для некоторой группы лиц, а  $W(\cdot)$  – функция, отражающая предпочтения этой группы. Говорят, что функция  $W$  обладает свойством симметрии, если  $W(PY) = W(Y)$ . Кроме того, говорят, что  $W$  – вогнута по Шуру ( $S$ -вогнута), если  $W(QY) \geq W(Y)$ .

В работе (*Dasgupta, Sen, Starret, 1973*) установлена связь между общественным выбором и свойствами распределения однородного редкого блага. Было показано, что размещение  $X$  приоритетно к размещению  $Y$  с точки зрения общественных предпочтений, представленных  $S$ -вогнутой функцией общественного благосостояния, тогда и только тогда, когда  $X$  получено из  $Y$  конечной последовательностью трансфертов от индивидуумов с большей наделенностью благом к индивидуумам с меньшей. Возможность получения размещения  $X$  из размещения  $Y$ , в частности, означает, что существует матрица  $Q$  такая, что  $X = QY$ .

Основным инструментом анализа распределений доходов и благ являются кривая Лоренца и производные от нее показатели. Рассмотрим обобщенное понятие доминирования по Лоренцу, введенное в работе (*Shorrocks, 1983*). Рассмотрим размещения блага  $X$  и  $Y$ . Упорядочим индивидуумов по возрастанию наделенностью благом в каждом из размещений. Назовем рангами индивидуума соответствующие номера в каждом из полученных упорядоченных размещений. Накопленным рангом индивидуума назовем сумму рангов индивидуумов с меньшей наделенностью, чем рассматриваемый индивидуум в рассматриваемом размещении. Обобщенной кривой Лоренца называется соответствие накопленного ранга индивидуумов накопленному значению наделенности распределяемым бла-

гом. Будем говорить, что распределение  $X$  доминирует по Лоренцу распределение  $Y$ , если для обобщенных кривых Лоренца

справедливо равенство  $L^X(\frac{i}{n}) = \sum_{j=1}^i x_j \geq \sum_{j=1}^i y_j = L^Y(\frac{i}{n})$ ,  $i = 1, \dots, n$

и  $L^X(1) = L^Y(1)$ . Далее факт доминирования по Лоренцу будем обозначать  $XLDY$ .

Упорядочим компоненты введенных выше векторов  $X$  и  $Y$ , так что для всяких элементов  $x_i$  и  $x_j$ ,  $y_i$  и  $y_j$  векторов  $X$  и  $Y$  соответственно, таких что  $i > j$  имеет место  $x_i > x_j$  и  $y_i > y_j$ . То, что  $X$  получен из  $Y$  конечной последовательностью трансфертов от индивидуумов с большей наделенностью к индивидуумам с меньшей, означает, в частности, что суммарное наделение благом в каждой группе  $k$  наиболее необеспеченных индивидуумов при размещении  $X$  по крайней мере не меньше, чем в размещении  $Y$ . Таким образом, если размерность вектора  $X$  равна

$H$ , то для всякого  $k < H$  имеет место  $\sum_{i=1}^k x_i \geq \sum_{i=1}^k y_i$ . Это эквива-

лентно тому, что размещение  $X$  доминирует по Лоренцу размещение  $Y$ .

Можно показать, что из того, что размещение  $X$  доминирует по Лоренцу размещение  $Y$ , следует, что  $X$  предпочтительно с точки зрения  $S$ -вогнутой функции общественного благосостояния. Следовательно, между доминированием по Лоренцу и ранжированием с помощью  $S$ -вогнутой функции общественного благосостояния существует взаимно однозначная связь. На это свойство указывает тот факт, что сравнимыми с точки зрения выбранной формы общественных предпочтений являются лишь распределения благ с непересекающимися обобщенными кривыми Лоренца.

Следовательно, для того чтобы сравнимыми оказались любые два доступных размещения блага, необходимо наложить

на функцию, представляющую общественные предпочтения, еще более жесткие требования. Такая более жесткая система требований находит применение в аксиоматическом методе построения индексов неравенства (см., например, (Myles, 1995)).

Эти аксиомы можно переформулировать в виде требований к функции общественного благосостояния. Кроме свойств симметричности и  $S$ -вогнутости, от функции благосостояния также требуют выполнения свойства отделимости. Иначе говоря, для любых  $X_1$  и  $X_2$  – подвекторов вектора  $X$ , таких, что  $X_1 \cup X_2 = X$ , имеет место:  $W(X) = \varphi(W(X_1), W(X_2))$ . Требование к функции благосостояния удовлетворять этим аксиомам позволяет использовать для ранжирования различных размещений скалярные индексы и значительно расширяет класс сравнимых размещений.

Вышесказанное можно резюмировать следующим образом. В рамках предположения о том, что функция общественного благосостояния определяется исключительно индивидуальными уровнями дохода, оказывается возможным ранжировать индивидуальные предпочтения с использованием функции расходов. Ожидаемым результатом является то, что в том случае, если функция общественного благосостояния является вогнутой по Шуру (что, в частности, справедливо для индекса Джини), усиление неравенства в обществе ведет к снижению общественного благосостояния.

## **2. Эмпирический анализ воздействия подоходного налога на предложение труда, неравенство и потери эффективности**

### **2.1. Методология и инструменты эмпирического анализа**

Проведенный теоретический анализ, а также работы в области оптимального налогообложения позволяют сформулировать ряд теоретических гипотез относительно связи основных характеристик налоговой системы с неравенством и благосостоянием общества.

В первую очередь можно отметить, что два произвольных распределения населения по уровню посленалоговых доходов плохо поддаются сравнению с точки зрения точных характеристик неравенства и благосостояния, поскольку для возможности ранжирования двух состояний необходимо строгое доминирование по Лоренцу одного распределения другим. В реальности же два распределения, вероятно, будут пересекаться, что не позволит их сравнить. Для преодоления данной проблемы можно отказаться от требования к распределениям и сравнивать два распределения с помощью двух характеристик – некоторой функции общественного благосостояния и некоторой меры неравенства индивидуумов. Полученный критерий сравнения, однако, также может оказаться противоречивым, поскольку между двумя двумерными векторами невозможно построить полное строгое отношение порядка<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Это вытекает из результата о том, что невозможно построить непрерывный критерий, сравнивающий объекты более чем по одной характеристике, который бы не приводил к одинаковому значению критерия для некоторых двух разных объектов. Иначе говоря, данный результат приводит к тому,



Возможным выходом в данной ситуации является сравнение классов эквивалентных распределений. Построение таких классов может быть основано на сравнении распределений посленалоговых доходов налогоплательщиков с распределением, которое возникало бы в случае применения оптимальной по Миррлесу шкалы предельных ставок налогообложения доходов. Такое сравнение будет основано на гипотезе, которую можно сформулировать на основе анализа отклонений от оптимальной налоговой шкалы: при отклонениях от оптимальной налоговой шкалы изменение благосостояния происходит разнонаправленно с изменением коэффициента Джини, причем данная связь оказывается тем сильнее, чем выше эластичность предложения труда по посленалоговой заработной плате. Эффект воздействия предельной налоговой ставки на характер данной зависимости является нелинейным, и вывод об однозначной зависимости сделать нельзя.

В результате построения классов эквивалентных распределений посленалоговых доходов мы получим возможность ранжирования эффектов налогообложения доходов. В частности, это позволит нам говорить об эффекте налоговой реформы. Согласно работе Гуэзнерье, которая была проанализирована в обзоре литературы (см. раздел 1.1), налоговая реформа является Парето-улучшающей в том случае, если предельные изменения функции благосостояния и агрегированного спроса имеют разные знаки. В рамках полученной классификации распределений посленалоговых доходов налогоплательщиков

---

что если мы рассматриваем непрерывную функцию благосостояния в зависимости от неравенства и потерь эффективности, то найдутся хотя бы две различные ситуации (соотношения потерь эффективности и неравенства), при которых значение этой функции будет одинаковым. Иными словами, по значению функции благосостояния невозможно будет предпочесть одну ситуацию другой.

вывод Гуэзнерье поддается эмпирической проверке. Действительно, в том случае, если в результате налоговой реформы получено распределение доходов, которое снижает неравенство и увеличивает благосостояние по сравнению с распределением до налоговой реформы, можно говорить о произошедшем Парето-улучшении. В то же время в рамках частичного равновесия знаки предельного изменения фиксированной функции общественного благосостояния и агрегированного спроса являются эмпирически верифицируемыми. Вывод Гуэзнерье будет проверен путем сопоставления изменения неравенства посленалоговых доходов в результате налоговой реформы и изменения благосостояния индивидуумов (в терминах потерь эффективности).

Построение оптимальной налоговой шкалы, а также оценка изменений благосостояния индивидуумов в результате изменения налоговых ставок основаны на значениях эластичностей предложения труда индивидуумов по заработной плате. Ниже рассмотрены некоторые эконометрические модели, позволяющие оценить величину эластичности индивидуального предложения труда.

**Обзор эмпирических исследований предложения труда.** Эмпирическое исследование предложения труда в смысле верификации зависимости рыночного предложения труда от различных факторов началось в конце 1930-х годов. К тому моменту практически полностью оформилась теория потребительского выбора в ее современном понимании, где предложение труда формируется в процессе индивидуального выбора между количествами досуга и потребления.

Поскольку достаточно трудно построить зависимости, характеризующие потребительский выбор для одного конкретного индивидуума, для эмпирических оценок используют агрегированные данные или данные по некоторому множеству

индивидуумов. Для того чтобы верифицированная на подобных данных эмпирическая модель отражала реальные индивидуальные характеристики, необходимо выполнение ряда жестких требований к индивидуальным функциям полезности. С одной стороны, структура индивидуальных предпочтений должна быть стабильной во времени. С другой – необходимо, чтобы агрегатные характеристики предложения труда совпадали с индивидуальными характеристиками.

Необходимо также отметить следующую особенность эмпирического анализа предложения труда: как правило, рассматривается зависимость предложения труда индивидуума без учета параметров его потребления. Таким образом, неявно предполагается, что функция полезности индивидуума сепарабельна в отношении величины досуга и потребления. Это, в частности, означает, что компенсированное предложение труда в таком случае совпадает с некомпенсированным. Иначе говоря, труд (или, точнее, дополняющее его благо – досуг) не обладает эффектом дохода. В самом деле, рассмотрим функцию полезности вида  $U(C, L) = C - v(L)$ . Если доходы от предложения труда целиком потребляются, то  $C = wL$ . В таком случае некомпенсированное предложение труда описывается уравнением  $v'(L) = w$ . Компенсированное предложение труда может быть получено путем минимизации издержек, которые в данном случае могут быть представлены соотношением  $C - wL$  при фиксированном уровне полезности  $\bar{U}$ . Простой подстановкой нетрудно получить, что некомпенсированное предложение труда определяется соотношением  $v'(L) = w$ , что совпадает с выражением для компенсированного предложения труда.

**Оценка предложения труда на основе линейных зависимостей.** В работе (Killingsworth, 1983) эмпирические работы в зависимости от подхода к изучаемой проблеме подразделяются на исследования первого и второго поколений. К первому

поколению он относит исследования, в которых функциональная форма используемой модели обычно является линейной, а участвующие в уравнении параметры выбираются без привлечения теоретических моделей.

Можно привести примеры спецификаций линейных моделей, которые Киллинсворт считает типичными для моделей первого поколения:

$$H = \alpha + \beta w + \gamma \hat{N} + \varepsilon,$$

$$H_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} w_j + \gamma_i \hat{N} + \varepsilon_i,$$

$$H_i = \alpha_i + \beta_i w_i + \gamma_i \left( \hat{N} + \sum_{j=1, j \neq i}^J w_j H_j \right) + \varepsilon_i,$$

где  $H$  – количество отработанных часов;  $w$  – реальная заработная плата;  $\hat{N}$  – экзогенный (не связанный с предложением труда) доход домашнего хозяйства в реальном выражении за исследуемый период;  $\varepsilon$  – случайная ошибка;  $i, j$  – индексы для различных членов домохозяйства.

Первое уравнение представляет предложение труда определенным, отдельно взятым индивидуумом; второе моделирует предложение труда члена домохозяйства с номером  $i$ , допуская ненулевые перекрестные эффекты замещения на предложение труда  $i$ -м индивидуумом; третье накладывает ограничение на эти перекрестные эффекты, требуя их отсутствия. Свободные члены в этих уравнениях обычно предполагаются функциями различных характеристик индивидов, которые отражают различия в предпочтениях (например, возраст, пол, раса). Во многих работах авторы использовали различные преобразования исходных переменных, включая логарифмирование и использование

многочленов. Киллинсворт отмечает, что причины, порождающие ошибку  $\varepsilon$ , в работах первого поколения обычно игнорируются. Большинство этих исследований опираются на предположение, что эта ошибка случайным образом распределена, и не проводят различия между ошибками измерения и возможными ошибками, вызванными неучтенными факторами.

Результаты работ первого поколения характеризуются следующими особенностями. В большинстве случаев обнаруживается большая чувствительность предложения труда со стороны женщин к изменениям в зарплате и нетрудовом доходе, нежели предложения труда со стороны мужчин. Также чаще всего авторы приходят к выводу, что досуг является нормальным благом как для мужчин, так и для женщин. Общим результатом является и то, что увеличение заработной платы данного индивида при неизменном общем доходе увеличивает его предложение труда.

**Исследование нелинейных зависимостей.** Характерной чертой исследований второго поколения явилось непосредственное рассмотрение функций полезности ненаблюдаемых переменных. Следует отметить, что в данной части рассматривается не номинальная заработная плата, а относительная заработная плата, равная отношению номинальной рыночной заработной платы и уровня рыночных цен в предположении однородности рыночных благ. Можно, например, рассмотреть следующую функцию полезности:

$$U = [w(H+e) + \hat{N}]^{\alpha} [1 - (H+e)]^{\beta},$$

где  $w$  и  $\hat{N}$  – реальная заработная плата и экзогенный доход в реальном выражении за исследуемый период; располагаемое время  $T$  нормировано на 1;  $H$  – доля во всем располагаемом времени отработанных индивидом часов;  $e$  – ненаблюдаемая случайная ошибка, которая определяет различие в предпочте-

ниях относительно потребления благ и досуга между индивидами.

Заметим, что такая форма функции полезности предполагает, что даже если индивиды имеют одинаковые реальные заработные платы и нетрудовые доходы, они могут достигать различного уровня полезности при одинаковом наблюдаемом количестве отработанных часов. Решение задачи максимизации в данном случае имеет стандартный вид:

$$H = (1-b) - \frac{b\hat{N}}{w} + \varepsilon_h \text{ тогда и только тогда, когда } w > w_r,$$

$H = 0$  в противном случае.

Здесь введены обозначения  $b = \frac{\beta}{\alpha + \beta}$ ,  $\varepsilon_h = -e$  и

$w_r = \frac{b}{1-b} \cdot \frac{we + \hat{N}}{1-e}$  – заработная плата резервирования, полученная при условии  $H = 0$  из равенства индивидуальной и рыночной норм замещения досуга потреблением.

Таким образом, заработная плата резервирования определяет уровень рыночной оплаты труда такой, что если рыночная оплата труда выше этого уровня, то индивидум принимает решение об участии на рынке труда. В противном случае индивидум не участвует на рынке труда.

Условие  $w > w_r$  для работающих индивидумов можно переписать как  $\varepsilon_h > -J$ , где  $J = (1-b) - \frac{b\hat{N}}{w}$  (следует заметить, что последнее следует из того, что согласно определению заработной платы резервирования участие индивидума на рынке труда, т.е.  $H > 0$ , эквивалентно тому, что  $w > w_r$ ).

Тогда индивид принимает решение об участии на рынке труда тогда и только тогда, когда  $\varepsilon_h > -J$ , и о выходе с рынка

труда, если только  $\varepsilon_h \leq -J$ . Если он принял решение работать, то количество часов, которое он желает отработать, будет определяться из равенства предельной нормы замещения между досугом и потреблением реальной рыночной заработной платы, откуда и получено уравнение:

$$H = (1-b) - \frac{b\hat{N}}{w} + \varepsilon_h.$$

В общем случае можно произвольным образом специфицировать функцию полезности  $U = U(C, L, e)$ . Тогда предельная норма замещения при заданном уровне полезности также является некоторой функцией потребления, уровня досуга и экзогенных параметров, а заработная плата резервирования – значение этой функции при условии, что предельная норма замещения равна заработной плате резервирования.

Несмотря на то, что уравнение, определяющее количество отработанных часов, имеет схожий функциональный вид с уравнениями, которые оценивались в исследованиях первого поколения, сформулированная в данном виде модель предложения труда несет больше информации. Во-первых, в полученной формулировке в модели выделяется пороговое условие принятия решения индивидом предлагать труд на рынке. Во-вторых, из системы полученных уравнений следует, что предложение труда в действительности является не функцией, а соответствием, причем предложение труда равно нулю, если заработная плата меньше заработной платы резервирования. В-третьих, заметим, что одни и те же наблюдаемые и скрытые переменные и параметры, а именно  $w$ ,  $\hat{N}$ ,  $e$  и  $b$ , оказывают влияние как на принятие решения о занятости, так и на выбор количества рабочих часов. В то время как первое поколение исследований упускало из вида эти важные моменты, второе поколение сосредоточивается на них. Рассмотрим подходы к

оцениванию параметров предложения труда в моделях второго поколения.

Предположим, что доступна информация о потенциальных зарплатах всех индивидов, включая неработающих. Введем обозначения для каждого  $i$ -го индивида: величина  $\varepsilon_{Hi} = -e_i$  определяет индивидуальные предпочтения и  $J_i$  – значение  $J$  при заданных величинах  $b$ ,  $w_i$ ,  $\hat{N}_i$  и  $e_i$ . Также обычно предполагается, что  $\varepsilon_{Hi}$  имеет нормальное распределение на всем множестве индивидов с нулевым средним и стандартным отклонением  $\sigma_H$ , т.е. нормированная случайная величина  $\varepsilon_{Hi} / \sigma_H$  имеет гауссово (стандартное нормальное) распределение. Таким образом, мы получим, что, поскольку индивидуумы, предлагающие труд на рынке, соглашаются принять предложение в том случае, если заработная плата превышает заработную плату резервирования, можно наблюдать только часть распределения заработных плат (и соответственно величин предложения труда). При этом индивидуумы, для которых предлагаемая на рынке заработная плата оказывается ниже их заработной платы резервирования, группируются в точке с нулевым предложением труда.

В таких предположениях можно сразу записать функцию правдоподобия для выборки индивидуумов, принимающих решение о предложении труда на рынке, как произведение вероятности того, что рыночная заработная плата выше заработной платы резервирования и вероятности того, что она ниже:

$$L = \prod_{i \in \Omega} [1 - F(z_i)] \cdot \prod_{i \in \Omega'} F(z_i),$$

где  $\Omega$  и  $\Omega'$  – множества работающих и неработающих индивидуумов соответственно;  $F(\cdot)$  – кумулятивная функция стандартного нормального распределения;



$$z_i = -\frac{1-b}{\sigma_H} + \frac{b}{\sigma_H} \cdot \frac{\hat{N}_i}{w_i}.$$

Полученная функция правдоподобия соответствует стандартной *probit*-модели. Оценки параметров уравнения получаются методом максимального правдоподобия, и различные гипотезы проверяются с использованием тестов отношения правдоподобия. С помощью данной модели можно моделировать участие индивидуумов на рынке труда.

Можно записать вероятность того, что заработная плата выше заработной платы резервирования на основе модели, воспользовавшись предположением о нормальности распределения случайного члена:

$$L = \prod_{i \in \Omega} \left[ \frac{f\left(\frac{\varepsilon_{Hi}}{\sigma_H}\right)}{\sigma_H} \right] \cdot \prod_{i \in \Omega'} F\left(-\frac{J_i}{\sigma_H}\right).$$

Здесь  $f(\cdot)$  – функция плотности стандартного нормального распределения, т.е.  $f(\cdot) = F'(\cdot)$ ,  $\varepsilon_{Hi} \equiv H_i - J_i$ , а  $J_i \equiv (1-b) - b \frac{\hat{N}_i}{w_i}$ .

Эта функция правдоподобия описывает *tobit*-модель. Для нахождения оценок  $b$  и  $\sigma_H$  используют нелинейные методы решения задачи максимизации функции правдоподобия, и соответствующие тесты отношения правдоподобия применяют при рассмотрении различных гипотез.

Первая часть рассматриваемой функции правдоподобия связана с работающими индивидуумами и идентична функции правдоподобия, которая соответствует стандартному МНК. Вторая же часть затрагивает неработающую часть населения и представляет собой соответствующую часть функции правдо-

подобия для модели *probit*. В этом смысле *tobit*-модель объединяет черты обычной регрессии по МНК и *probit*-модели. Следует заметить, что если все население работает, тогда вторая часть функции исчезает и МНК приводит к несмещенным оценкам параметров. Однако если есть неработающие индивидуумы, то более подходящей оказывается *tobit*-модель вследствие того, что она не только предсказывает количество часов, отработанных занятым индивидуумом, но и дает оценку вероятности, что индивидуум не будет работать, и, следовательно, объясняет, почему определенное количество наблюдений сгущается в точке  $H = 0$ .

В общем случае *tobit*-модель можно специфицировать, определив модель предложения труда следующим образом:

$$H_i = X_i\beta + u_{Hi}, \text{ если } X_i\beta + u_{Hi} > 0,$$

$$H_i = 0, \text{ если } X_i\beta + u_{Hi} \leq 0, \text{ для } i = 1, \dots, N,$$

где  $X_i$  – вектор объясняющих переменных;  $\beta$  – соответствующий вектор неизвестных коэффициентов;  $N$  – общее число индивидуумов;  $u_{Hi}$  – независимая случайная величина, определяющая вкусы индивидуумов и имеющая нормальное распределение с нулевым средним и дисперсией  $\sigma^2$ . Случайная величина  $X_i\beta + u_{Hi}$  наблюдается только при положительных значениях, следовательно, выборка оказывается цензурированной. Эту величину можно использовать в функции правдоподобия для *probit*- или *tobit*-моделей и получить оценки максимального правдоподобия для  $\beta$  и  $\sigma$ , используя процедуры нелинейной оптимизации.

Очевидно, что в данной *tobit*-модели нельзя интерпретировать столбец неизвестных коэффициентов  $\beta$  как меру влияния изменения  $X$  на ожидаемое число часов работы для работающих индивидуумов, здесь  $E(\cdot)$  – оператор математического

ожидания. Иными словами, неверно, что  $\frac{\partial E(H_i)}{\partial X_i} = \beta$  при условии  $H_i > 0$ . Истинное выражение для такого условного математического ожидания получается непосредственно из уравнения отработанных часов, и, как отмечается в работе (Атетиа, 1973), справедливо следующее:

$$E(H | H > 0) = E(H | u_H > -X\beta) = X\beta + \frac{\sigma f(z)}{F(z)}, \text{ где } z = \frac{X\beta}{\sigma}.$$

Иначе говоря, ожидаемое значение отработанных часов на наблюдениях с ненулевым предложением труда равно сумме  $X\beta$  (т.е. значению, которое было бы получено с помощью МНК) и дополнительного члена. Можно заметить, таким образом, что оценка МНК оказывается смещенной.

Полученное выражение приводит к простой взаимосвязи  $E(H) = F(z) \cdot E(H | H > 0)$ , где  $F(z)$  – вероятность того, что предложение труда не равно нулю.

Продифференцировав это равенство по  $k$ -му регрессору  $X_k$  в работе (McDonald, Moffitt, 1980), авторы получили следующий результат:

$$\frac{\partial E(H)}{\partial X_k} = F(z) \frac{\partial E(H | H > 0)}{\partial X_k} + E(H | H > 0) \frac{\partial F(z)}{\partial X_k}.$$

Следовательно, в контексте теории предложения труда общий эффект изменения в факторах, определяющих предложение труда на ожидаемое значение, может быть разложен на две составляющие:

1. изменение в среднем количестве отработанных часов для занятых индивидуумов, взвешенное на вероятность принятия решения работать;

2. изменение вероятности принятия решения о предложении труда на рынке с весом, равным ожидаемому количеству отработанных часов для занятого населения.

В работе (*McDonald, Moffitt, 1980*) также показано, что относительно просто можно оценить каждую составляющую, как и их относительную значимость. Итак, можно оценить вероятность  $F(z)$  как долю занятых в рассматриваемой выборке, далее  $E(H | H > 0)$  оценивается с помощью полученного выше выражения подстановкой оценок параметров, табличных значений для функции нормального распределения и средних выборочных значений данных. Оценки производных получаются следующим образом:

$$\frac{\partial E(H | H > 0)}{\partial X_k} = \beta_k A, \text{ где } A \equiv \left\{ 1 - \frac{zf(z)}{F(z)} - \left( \frac{f(z)}{F(z)} \right)^2 \right\} \in (0;1);$$

$$\frac{\partial F(z)}{\partial X_k} = \frac{f(z)\beta_k}{\sigma}.$$

Таким образом, доля общего эффекта от изменения  $X_k$ , которая объясняется изменением количества отработанных занятыми индивидуумами часов, может быть оценена просто как  $A$ . Однако на практике обычно получают оценки параметров и рассчитывают с использованием выборочных средних значений объясняющих переменных непосредственно величины каждого эффекта и их соотношение. Такое разложение общего влияния изменения  $X_k$  на предложение труда может быть очень полезно для принятия политических решений при рассмотрении последствий изменения, например, налоговой ставки, когда интересен не только общий эффект, но и то, в какой степени этот эффект обусловлен изменением занятости, а в какой степени – изменением предложения труда работающими индивидуумами.

Однако *tobit*-модель не является единственной процедурой, которая использует информацию как о занятости, так и о количестве отработанных часов. Альтернативный подход заключается в корректировке смещения коэффициентов регрессии, вызванного структурой данных. Этот подход также сочетает элементы регрессионного анализа и *probit*-модели, но отличным от *tobit*-модели способом. Мы рассмотрим несколько вариантов процедур, пытающихся устранить смещение, вызванное цензурированностью выборки.

В работах (*Goldberger, 1981*), (*Greene, 1981*) авторы исследуют природу смещенности оценок МНК. Предположив, что все независимые переменные и объясняемая величина имеют многомерное нормальное распределение на множестве индивидуумов (что исключает наличие фиктивных переменных – *dummy variables*), Голдбергер пришел к строгому выводу, что оценки МНК коэффициентов регрессии смещены вниз. Иными словами, вектор оценок МНК коллинеарен «истинному» вектору коэффициентов кривой предложения труда, причем коэффициент пропорциональности между этими векторами есть число от 0 до 1. Более того, Грин показал, что для получения оценок истинных параметров кривой предложения труда необходимо всего лишь умножить столбец оценок коэффициентов по МНК на величину, обратную доле числа занятых ( $H_i > 0$ ) в выборке, т.е. выборочной оценки участия на рынке труда.

Несмотря на то, что Голдбергер показал аналитически, что при нарушении предположения о нормальности многомерного распределения этот результат уже не имеет места, Грин показал, что во множестве случаев отклонения от нормальности (включая использование бинарных переменных) предложенная процедура корректировки МНК-оценок дает достаточно стабильные аппроксимации оценок максимального правдоподобия. Однако оценки МНК стандартных ошибок в любом слу-

чае оказываются несостоятельными, и Грин показал, что их нельзя также просто скорректировать. Результатом этих усилий стала следующая процедура борьбы со смещенностью оценок: сначала оценивается *probit*-модель для решения работать или нет на всей выборке, потом оценивается уравнение отработанных часов по МНК только на наблюдениях с количеством часов, большим нуля, при этом полученные оценки МНК корректируются с использованием доли наблюдений, для которых  $H > 0$ . Заметим, что тесты на значимость коэффициентов при использовании этой процедуры проводить нельзя, так как МНК в данном случае дает неправильные оценки стандартных ошибок.

Второй вариант процедуры корректировки смещения оценок заключается в оценивании по МНК расширенной регрессии. Как отмечалось выше,  $E(H \mid H > 0) = X_i\beta + K_i$ , где

$$K_i = \sigma \left[ \frac{f(z_i)}{F(z_i)} \right] = \sigma \lambda_i$$

– математическое ожидание  $u_i$  при усло-

вии  $H > 0$ , а  $\lambda_i$  есть величина, которую часто называют обратным отношением Миллса или функцией риска. Очевидно, что  $K_i$  является неучтенной переменной в уравнении линейной регрессии  $H_i = X_i\beta + u_{Hi}$ , и Хекман в своих работах (Heckman, 1976, 1979, 1980) предложил добавлять оценку  $\lambda_i$  в качестве дополнительного регрессора, получая расширенное уравнение регрессии, которое уже можно оценивать с использованием МНК на выборке, включающей только работающих индивидуумов. Оценку  $\lambda_i$  Хекман предлагает находить из оценивания *probit*-модели с использованием полного набора данных и показывает, что когда эта оценка  $\lambda_i$  включается в качестве дополнительного регрессора в уравнение  $H_i = X_i\beta + u_{Hi}$ , оценки МНК параметров предложения труда оказываются состоятельными. Однако в этом расширенном уравнении регрессии может проявляться гетероскедастичность случайного возмущения, и

оценки МНК оказываются неэффективными, а оценки стандартных отклонений смещены и несостоятельны.

Еще один способ предлагается в работе (*Olsen, 1980*). Автор предлагает сначала оценивать с помощью МНК линейную модель вероятности, в которой объясняемая переменная принимает значение 1, если  $H > 0$ , и в противном случае 0; набор регрессоров такой же, что и в обычной линейной модели предложения труда. Далее находятся предсказываемые оцененной моделью значения  $\hat{P}$ , и в итоге на выборке, включающей только работающих индивидуумов, оценивается с помощью МНК уравнение отработанных часов, в которое в качестве дополнительного регрессора включается  $(\hat{P} - 1)$ . Олсен показал, что при однородном распределении такая процедура приводит к состоятельным оценкам параметров предложения труда.

Рассмотренные двухшаговые процедуры являются в некотором роде обобщением *tobit*-модели в том смысле, что при проведении соответствующих оценок не накладываются ограничения такие, при которых параметры функции полезности и предложения труда, лежащие в основе первой стадии оценивания (*probit*-модели), были численно равны тем, которые используются на втором шаге (МНК или скорректированный МНК). Иначе говоря, решение индивидуума о предложении труда на рынке и выбор количества часов работы считается генерируемым двумя коррелированными (но не совершенно коррелированными, как предполагается в *tobit*-модели) случайными процессами. Напротив, в *tobit*-модели требуется, чтобы эти параметры были одинаковыми и при рассмотрении решения работать или нет, и в самом уравнении предложения труда. Следует заметить, что если изначально специфицируется обобщенная модель предложения труда, включающая разрывы кривой предложения труда, то двухшаговые процедуры оказываются намного предпочтительнее *tobit*-модели.

К сожалению, выше везде предполагается, что нам доступна информация о потенциальной заработной плате на рынке. Иначе говоря, делается допущение о том, что существует возможность определить заработную плату, которую бы получали на рынке индивидуумы, которые в текущий момент не работают. Эта проблема вызывает дополнительные трудности эконометрического оценивания. Множество различных процедур оценивания предложения труда в условиях недоступности данных о возможной зарплате неработающих индивидуумов применялось исследователями в работах второго поколения. Большинство из них используют дополнительное уравнение для зарплат в следующей форме:

$$W_i = Z_i \gamma + \varepsilon_{wi},$$

где  $Z_i$  – вектор параметров, наблюдаемых для всех индивидуумов, включая, например, возраст, образование, пол, регион и опыт работы;  $\varepsilon_{wi}$  – нормально распределенная случайная ошибка с нулевым средним, которая отражает различия в ненаблюдаемых факторах, таких как мотивации и способности. В работе (Killingsworth, 1983) различаются 8 процедур оценивания предложения труда, в которых предприняты попытки обойти проблему отсутствия данных о возможной зарплате безработных. Подробно рассмотрим каждую из них.

*Первая процедура* осуществляется в два этапа. На первом этапе оценивается уравнение для заработных плат по МНК с использованием данных только о работающих индивидах. С использованием полученных оценок  $\hat{\gamma}$  и данных  $Z_i$  вычисляются предсказываемые значения заработных плат как для занятых, так и для безработных.

На втором этапе полученные значения зарплат используются в качестве объясняющей переменной в уравнении  $H_i = X_i \beta + u_{Hi}$ ,



которое также оценивается при помощи МНК с использованием всей выборки так, что количество отработанных часов для безработных считается равным нулю. Данная процедура подразумевает, следовательно, построение зависимости заработной платы от индивидуальных параметров для работающих индивидуумов. Затем на основании полученного выражения «предсказывается» потенциальная заработная плата неработающих индивидуумов на основе их индивидуальных параметров. Значения потенциальной заработной платы используются затем для оценки уравнения предложения труда.

Очевидно, что данная процедура приводит к неверным оценкам параметров, так как возникает проблема неправильной спецификации, которая уже упоминалась выше, ввиду предположения, что кривая предложения труда является идентичной как для работающих, так и для неработающих без учета дискретности решения об участии на рынке труда.

*Вторая процедура* предполагает оценивание уравнения  $H_i = X_i\beta + u_{ni}$  с использованием МНК, при ограничении выборки только теми индивидуумами, кто участвует на рынке труда. Это одношаговая процедура. Однако существует вариант этой процедуры с использованием в качестве регрессоров оценок заработных плат из первой процедуры вместо их действительных значений и оцениванием предложения труда по МНК с использованием данных только для занятых. Очевидно, что исключением безработных из выборки данная процедура вносит избирательность используемых данных (*sample selectivity*) и приводит к смещенным оценкам. Этот эффект возникает вследствие того, что при оценке уравнения лишь для работающих индивидуумов неявным образом происходит сортировка данных, приводящая к смещенности оценок коэффициентов.

*Третья процедура* заключается в оценивании описанной выше *tobit*-модели только с использованием в качестве оценок зарплат безработных предсказанных значений из первой процедуры. К сожалению, и эта процедура приводит к несостоятельным оценкам, так как проблема избирательности данных возникает также при оценивании уравнения для заработных плат, которое по необходимости оценивается на данных только о работающих индивидах. Более конкретно, случайное возмущение  $\varepsilon_{wi}$ , которое описывает ненаблюдаемые факторы, влияющие на ставки заработных плат (как, например, производительность, способности и мотивация), с большой вероятностью оказывается коррелировано со случайной величиной  $u_{Hi}$ , которая описывает ненаблюдаемые факторы, оказывающие влияние на предложение труда (такие как вкусы и предпочтения индивидуума).

Следовательно, ковариация  $\sigma_{wH}$  этих случайных величин оказывается ненулевой, а это значит, что зарплата в уравнении отработанных часов являются эндогенными переменными, т.е. коррелированными со случайной ошибкой  $u_{Hi}$ . В результате использование как оценок МНК из уравнения для зарплат, так и действительных значений заработных плат, даже если они оказались каким-то образом доступными для всех индивидов, не дают состоятельных оценок при использовании всех трех описанных процедур. Для их использования необходимо, чтобы зарплата  $W_i$  были экзогенными или же ковариация  $\sigma_{wH}$  была равна нулю, что эквивалентно первому условию. Однако использование этой процедуры зачастую оказывается оправданным, особенно когда нет уверенности в нормальности распределения данных, которая требуется при осуществлении других процедур.

*Четвертая процедура* обсуждается в работах (Heckman, 1974b, 1976a). Путем модификации структуры оценки она час-

точно учитывает проблему эндогенности, связанной с тем, что наблюдаемой является только заработная плата работающих индивидуумов. Предполагается линейная форма функции предельной нормы замещения, полученная из функции полезности:

$$MRS_i = X_i^{**} \phi + \varepsilon_{MRS_i},$$

где  $X_i^{**}$  – вектор переменных, определяющих полезность индивидуума;  $\varepsilon_{MRS_i}$  – нормально распределенная случайная величина с нулевым средним, отражающая разницу в предпочтениях.

Подставив в это уравнение условие  $H = 0$ , можно получить уравнение для заработной платы резервирования:

$$w_{ri} = X_i^{**} \theta + \varepsilon_{Ri}.$$

Если предположить, что потребительский выбор, основанный на максимизации полезности, описывается линейным соотношением, то индивидуум будет участвовать на рынке труда в том случае, если рыночная заработная плата для него превышает заработную плату резервирования. Иначе говоря, потребительский выбор описывается соотношением:

$$H_i = b(w_i - w_{ri}) = bw_i - bX_i^{**} \theta + b\varepsilon_{Ri}, \text{ если } w_i > w_{ri},$$

$$H_i = 0 - \text{в противном случае.}$$

Поскольку распределение случайной ошибки считается известным, оказывается известным также и распределение числа часов предложения труда. В таком случае параметры модели можно оценить при помощи метода максимального правдоподобия. Вводя обозначения  $J_i = Z_i \gamma - X_i^{**} \theta$  и  $\varepsilon_{Di} = \varepsilon_{Wi} - \varepsilon_{Ri}$ , где дисперсия  $\varepsilon_{Di}$  равна  $\sigma_D^2 = \sigma_W^2 + \sigma_R^2 + 2\sigma_{WR}$ , можно записать

функцию правдоподобия для оценки принятия решения работать или нет:

$$L = \prod_{i \in \Omega} \left[ 1 - F \left( -\frac{J_i}{\sigma_D} \right) \right] \cdot \prod_{i \in \Omega} F \left( -\frac{J_i}{\sigma_D} \right),$$

аналогичную функции правдоподобия, записанной выше для *probit*-модели. Следовательно, соответствующие оценки параметров можно получить с использованием стандартной процедуры *probit*-модели.

В рамках этой модели уравнение отработанных часов записывается следующим образом. Хекман оценивает уравнение для зарплат обычным или обобщенным МНК с использованием данных только о занятых индивидуумах и использует полученные выше выражения, получая:

$$H_i = bZ_i \hat{\gamma} - bX_i^{**} \hat{\theta} + b\varepsilon_{Ri}, \text{ если } w_i > w_{ri},$$

$$H_i = 0 - \text{в противном случае.}$$

Таким образом, Хекман получает преобразованное уравнение предложения труда, в правой части которого все переменные экзогенны. В связи с этим процедура основывается на нескольких предположениях, нарушение которых может приводить к ошибкам. Во-первых, матрицы  $Z$  (из уравнения зарплат) и  $X^{**}$  (из уравнения для заработной платы резервирования) могут содержать одинаковые объясняющие переменные (такие как возраст, образование, пол и опыт работы), поэтому возникает проблема идентификации независимо от того, является в модели переменная заработной платы эндогенной или нет. Однако в работах (Heckman, 1974b, 1979) отмечается, что достаточным для снятия этой проблемы условием является исключение из  $X^{**}$  хотя бы одной переменной, входящей в  $Z$ . Во-вторых, данные в матрицах  $Z$  и  $X^{**}$  обычно наблюдаемы

для всех индивидуумов в отличие от данных по зарплатам при использовании традиционной модели предложения труда. Следовательно, можно попытаться использовать при оценивании модифицированного уравнения данные по всем индивидуумам. В-третьих, поскольку можно оценивать нелинейным методом наименьших квадратов (или обычным МНК, непосредственно подставив оценки параметров из уравнения заработных плат) только преобразованное уравнение отработанных часов, используя данные по всем индивидуумам и считая, что для безработных  $H = 0$ . Именно такой вариант оценивания в работе (Killingsworth, 1983) называется четвертой процедурой.

Основной проблемой четвертой процедуры является то, что, полагая для тех людей, которые не участвуют на рынке труда,  $H = 0$ , она сталкивается с проблемой неправильной спецификации, совершенно идентичной случаю первой процедуры. Оценивание модифицированного уравнения с ограничением выборки наблюдениями только для работающих индивидуумов не учитывает проблемы избирательности данных, как в случае второй процедуры. Следовательно, четвертая процедура также не справляется с проблемой эндогенности заработных плат и отработанных часов.

*Пятая процедура* является усовершенствованием предыдущего метода оценивания и проводится в два этапа. На первом этапе специфицируется и оценивается *tobit*-модель с учетом того, что случайное возмущение  $b\epsilon_{Di}$  является произведением неизвестного параметра и нормально распределенной случайной величины с нулевым средним, т.е. для оценивания максимизируется следующая функция правдоподобия:

$$L = \prod_{i \in \Omega} \left[ \frac{f\left(\frac{b\varepsilon_{Di}}{b\sigma_D}\right)}{b\sigma_D} \right] \cdot \prod_{i \in \Omega'} F\left(-\frac{J_i}{\sigma_D}\right),$$

где  $b\varepsilon_{Di} \equiv H_i - bJ_i$ , а  $J_i \equiv Z_i\gamma - X_i^{**}\theta$ .

Результатом являются оценки  $\hat{b}$ ,  $\hat{\gamma}$ ,  $\hat{\theta}$ , и  $\hat{\sigma}_D$ .

С помощью полученных оценок и имеющихся данных  $Z$  и  $X^{**}$  вычисляется отношение  $\lambda_i = f(-J_i/\sigma_D)/[1-F(-J_i/\sigma_D)]$  (inverse Mills ratio), т.е. с использованием данных и оценок из первой стадии процедуры строится оценка того, что индивидуум с заданными характеристиками будет работать. Далее оценки  $\lambda_i$  включаются в регрессию, объясняющую заработные платы, оценивание которой проводится по МНК и с учетом данных только о занятых индивидуумах.

Следует заметить, что в данной процедуре *tobit*-модель опирается на модифицированную форму предложения труда, выведенную при обсуждении четвертой процедуры, а структурное уравнение для зарплат корректируется с учетом избирательности данных. Однако вследствие того, что не накладывается ограничений равенства параметров, лежащих в основе модифицированного уравнения предложения труда, и параметров в структурном уравнении для заработных плат, оценки получаются неэффективными.

*Шестая процедура*, также обсуждаемая в работе (Heckman, 1974b), предлагает оценивать параметры, рассматривая целиком систему, включающую структурное уравнение для зарплат, уравнение для заработной платы резервирования и уравнения модифицированной *tobit*-модели. Оценки параметров получаются с использованием специального метода максимального правдоподобия для системы одновременных уравне-

ний *FIML* (*Full Information Maximum Likelihood*), при этом полностью накладываются все ограничения на идентичность параметров. Спецификация в методе *FIML* опирается на предположение, что ошибки в уравнении для заработной платы резервирования ( $\varepsilon_{Ki}$ ) и структурном уравнении для зарплат ( $\varepsilon_{Wi}$ ) имеют совместное нормальное распределение с ковариацией  $\sigma_{WR}$ , откуда сразу следует, что совместное распределение  $\varepsilon_{Di} \equiv \varepsilon_{Wi} - \varepsilon_{Ri}$  и  $\varepsilon_{Wi}$  также будет нормальным, только с ковариацией  $\sigma_{DW} = \sigma_w^2 - \sigma_{WR}$ . В таких условиях функция правдоподобия для значений зарплат, количества отработанных часов и решения работать или нет записывается следующим образом:

$$L = \prod_{i \in \Omega} \left[ j \left( \frac{b\varepsilon_{Di}}{b\sigma_D}, \frac{\varepsilon_{Wi}}{\sigma_W} \right) \right] \cdot \prod_{i \in \Omega} F \left( -\frac{J_i}{\sigma_D} \right),$$

где  $j$  – плотность совместного распределения  $\varepsilon_{Di}$  и  $\varepsilon_{Wi}$ , а остальные обозначения определены выше.

Важное отличие метода *FIML* от подхода *tobit*-модели заключается в том, что этот метод рассматривает целиком систему уравнений, из которой одновременно определяются значения  $W$  и  $H$ , так как допускается наличие корреляции между возмущениями  $\varepsilon_{Di}$  и  $\varepsilon_{Wi}$ . В свою очередь *tobit*-модель рассматривает зарплаты  $W$  как заданные строго экзогенно. Также в отличие от *tobit*-модели в процедуре *FIML* используется вся информация о заработных платах и отработанном времени для занятых индивидуумов, которой располагает исследователь.

Общей чертой всех рассмотренных процедур является то, что в них предполагается, что предложение труда уменьшается непрерывно до нуля по мере убывания заработных плат и нетрудового дохода. Однако если есть постоянные издержки занятости, то следует применять процедуры, которые бы допускали наличие разрывов кривой предложения труда, т.е. допус-

кается, что наименьшее количество отработанных часов будет значительно больше нуля. Для учета таких разрывов в эмпирическом анализе разработаны две следующие процедуры, которые известны как процедуры обобщенного оценивания *tobit*-модели, часто они называются *heckit*-процедурами.

*Седьмая процедура* реализует трехшаговый метод оценивания. Первый этап оценивания аналогичен первому шагу в пятой процедуре, только в данном случае специфицируется функция правдоподобия для *probit*-модели. Такой выбор спецификации в отличие от *tobit*-модели помогает избежать предположения о непрерывности кривой предложения труда.

На втором шаге с помощью полученных оценок параметров *probit*-модели вычисляется обратное отношение Миллса  $\lambda_i = f(-J_i/\sigma_D)/[1-F(-J_i/\sigma_D)]$ , и рассчитанные оценки  $\lambda_i$  включаются в регрессию заработных плат для получения скорректированных оценок МНК с использованием данных только для занятых индивидуумов. В работе (Killingsworth, 1983) отмечается, что оценка параметра при  $\lambda_i$  в этой регрессии может быть интерпретирована как оценка ковариации  $\sigma_D$ .

На третьем шаге оценивается модифицированное уравнение для отработанного времени с использованием *probit*-оценок  $\lambda_i$  и оценок параметров для структурного уравнения для заработных плат, которые обеспечивают состоятельность оценок параметров кривой предложения труда. В этом случае оценка коэффициента при  $\lambda_i$  интерпретируется как оценка выражения  $\sigma_{HD}/\sigma_D + b \sigma_{WD}/\sigma_D$ , где  $\sigma_{HD}$  – ковариация между возмущениями  $u_{Hi}$  и  $\varepsilon_{Di}$ .

В работе (Lung-Fei Lee, 1982) получена асимптотическая формула для ковариационной матрицы оценок, получающихся в результате применения этой трехшаговой процедуры. Однако оценки стандартных отклонений параметров третьего этапа процедуры можно получить вычислительно более легким спо-



собою с использованием оценок в соответствии с работой (White, 1982).

*Восьмая процедура* также реализует трехшаговый метод и отличается от седьмой процедуры только содержанием третьего этапа оценивания. Вместо использования модифицированной формы уравнения, которая была получена выше и использовалась в седьмой процедуре, предлагается применять метод инструментальных переменных и поправку на избирательность данных для оценивания параметров уравнения для отработанных часов на данных только о занятых индивидуумах.

В качестве регрессора в уравнение  $H_i = X_i\beta + u_{Hi}$  добавляется  $\lambda_i$  и применяется метод инструментальных переменных, т.е. действительные значения ставок заработных плат для работающих индивидуумов заменяются значениями, предсказанными с помощью уравнения из второго шага процедуры. Следовательно, в этом случае  $\lambda_i$  включаются в качестве регрессора в уравнение как для зарплат, так и для отработанных часов.

Следует заметить, что если кривая предложения труда оказывается непрерывной, то оценки параметров, получаемые с помощью *heckit*-процедур (седьмая и восьмая процедуры), должны совпадать с теми, что дает метод *FIML*. Однако если кривая предложения труда испытывает разрывы вследствие наличия, к примеру, постоянных издержек занятости, тогда результаты применения процедур *heckit* расходятся с *FIML*-оценками. В любом случае, без конкретной спецификации оптимизационной задачи индивидуума применение *heckit*-оценивания не дает ответа на вопрос о причинах возникновения разрывов кривой предложения труда. В работе (Killingsworth, 1983) автор обсуждает возникающие в данном случае проблемы выбора спецификации и рассматривает теоретические и эконометрические аспекты для ряда заданных явным образом моделей разрывов кривой предложения труда.

Можно заметить, таким образом, что процедуры, начиная с четвертой, учитывают «пороговый» характер предложения труда. При этом необходимо делать дополнительные предположения о распределении ошибок, которые могут не выполняться на практике. Особенность предлагаемой работы состоит в том, что предложение труда будет оцениваться на нескольких участках кривой. Это исключает возможность использования аналогичных процедур. Проблема эндогенности, однако, решается в соответствии с логикой модели Хекмана, а именно используется метод инструментальных переменных. Иначе говоря, фактически используется дополнительное уравнение, определяющее выбор индивидуума.

Рассмотренные эконометрические методы позволяют построить процедуру оценивания параметров предложения труда, которая соответствует имеющимся российским данным, а также отвечает целям данной работы.

На первый взгляд наиболее подходящей для оценки предложения труда представляется процедура Хекмана, поскольку она учитывает наличие краевого решения при выборе предложения труда индивидуумом. Тем не менее структура используемых данных не позволяет применить данную процедуру по ряду причин. Во-первых, процедура не может быть непосредственно применена к панельным данным. Существующие модификации процедуры Хекмана для панельных данных основаны на предположениях относительно распределения индивидуальных ошибок в уравнении регрессии и ошибок, присутствующих группам наблюдений.

Помимо этого, модели подобного типа приводят к существенному смещению оценок коэффициентов модели в случае неправильной спецификации распределения ошибок. Таким образом, если такая процедура была бы применена, полученные с ее помощью оценки являлись бы сомнительными.

Во-вторых, в данной работе предполагается нелинейная зависимость эластичности предложения труда от величины дохода индивидуума, что предполагает оценку предложения труда для разных групп индивидуумов. Это исключает формулировку модели в виде модели Хекмана. В-третьих, в случае когда распределение ошибок в уравнении регрессии не является нормальным, все описанные методы дают смещение в оценке. Причем нелинейные методы, такие как процедура Хекмана, в случае неправильной спецификации распределения ошибок дают большее смещение, чем линейные методы.

Из-за перечисленных причин при оценке используется процедура, наиболее близкая к первой процедуре. Отличие метода оценки, применяемого в нашей работе, от первой процедуры состоит в том, что в качестве уравнения первого шага используется структурное уравнение, определяющее заработную плату, основанное на выводах теории человеческого капитала. Выбор наиболее простого метода оценки из возможных доступных методов может также быть мотивирован качеством имеющихся данных. В самом деле, если данные содержат достаточно большие ошибки измерения, даже в том случае, если модель порождения данных позволяет оценивание с помощью метода Хекмана, наличие ошибок может сделать получаемые оценки несостоятельными<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> В *Приложении* приведены выполненные В.П. Носко результаты моделирования с помощью метода Монте-Карло для используемого метода оценки. Как и ожидалось, используемый метод приводит к смещению вниз оцениваемого коэффициента. Тем не менее применять улучшенную оценку не позволяет структура данных, а также структура используемой модели.

## 2.2. Эмпирическая оценка структуры предложения труда в России

**Некоторые результаты исследований предложения труда в России.** Исследование структуры предложения труда, которое проводится в данной работе, строго говоря, не является попыткой оценки кривой предложения труда. Последнее является отдельной сложной задачей, которую нет необходимости решать для достижения поставленной в данном исследовании цели. Поставленная цель заключалась в оценке реакции индивидуумов на конкретную налоговую реформу, т.е. в изменении эластичности предложения труда при заданном малом изменении реальной заработной платы, вызванном изменением предельных налоговых ставок.

Исследования российского рынка труда проводили многие авторы. В частности, в работе (*Гимпельсон, 2002*) анализируются тенденции на российском рынке труда с начала 1990-х годов. Автор прослеживает тенденции занятости, изменения в структуре экономически активного населения и дает неформализованные объяснения имеющим место тенденциям. Как отмечается в этой работе, большинство изменений на рынке труда России, связанных как со снижением численности экономически активного населения, так и с трансформацией структуры экономически активного населения по половому и возрастному признакам, роду занятий и месту проживания, совпадало с изменениями, происходящими в других странах с переходными экономиками. Автор, однако, замечает, что в России относительно высока доля женщин, участвующих на рынке труда, даже по сравнению с развитыми странами – членами ОЭСР. В то же время участие крайних возрастных групп населения на рынке труда резко снизилось. Среди основных результатов данной работы, имеющих непосредственное отношение к нашему исследованию, необходимо отметить вывод: имеющиеся

данные свидетельствуют о том, что эластичность предложения труда вследствие ряда структурных и институциональных факторов намного ниже, чем в развитых странах, и даже, чем в некоторых странах с переходной экономикой.

Работы, посвященные российскому рынку труда с точки зрения структурной оценки предложения труда, в основном направлены на изучение межотраслевой динамики рынка труда, реакции работников на невыплаты заработной платы, а также на моделирование теневой и вторичной занятости работников.

В работе (*Stillman, 2000*) изучается зависимость занятости населения на негосударственных предприятиях от неопределенности заработных плат на российском рынке труда. Автор исследовал предложение труда в условиях неопределенности в предположении нормальности шоков. В таком случае структурное уравнение может быть записано в виде модели, аналогичной *probit*-модели, что позволяет использовать стандартные статистические процедуры для ее оценки. Эмпирическая проверка теоретических выводов проводилась автором на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья (Russian Longitudinal Monitoring Survey – RLMS). Автором было обнаружено, что рост дисперсии заработной платы не оказывает статистически значимого влияния на предпочтение занятости в частном секторе занятости в государственном секторе. Тем не менее дисперсия доходов оказывает значимое влияние на выбор конкретной отрасли.

Более детальное изучение межотраслевой мобильности труда, также сопряженное со структурными оценками предложения труда, проведено в работе (*Sabirianova, 2000*). Там приведена структурная оценка модификации уравнения Минсера в предположении об определяющей роли человеческого капитала при изменении вида занятости индивидуумами в России.

Данные RLMS, которые использует автор, свидетельствуют о том, что наибольшая интенсивность в изменении занятости индивидуумами наблюдалась в начале 1990-х годов, т.е. в начале проведения реформ, а также во время кризиса 1998 г. Построение и оценка уравнения для заработной платы, фиксирующего зависимость заработной платы работника от его индивидуальных параметров, позволили оценить предельную «доходность» индивидуальных характеристик. В результате сравнения этих доходностей до и после смены вида занятости автор получил оценки для вклада специфического и индивидуального человеческого капитала.

Зависимости заработной платы от отраслевых характеристик также исследуются в работе (*Гришина, 2003*). Уравнение заработной платы строилось автором для получения оценок равновесных отклонений заработной платы в отраслях, связанных со спецификой экономического положения этих отраслей. Уравнение Минсера само по себе построено в рамках концепции человеческого капитала. Однако можно говорить о том, что уровень человеческого капитала влияет лишь на долгосрочные равновесные значения заработной платы индивидуумов. В работе (*Некипелов, 2003*) исследование межотраслевых различий рынка труда и соответствующая структурная оценка предложения труда проводилась в рамках теоретической модели поиска. Модель поиска связывает наблюдающееся рыночное предложение труда с процессом поиска индивидуумами на рынке оптимальных вакансий и сравнением выгоды принятия того или иного предложения с издержками дальнейшего поиска. Помимо спецификации краткосрочного уравнения для заработной платы, данная концепция позволяет расширить используемый инструментарий для оценки этого уравнения, в частности, использовать модель векторной авторегрессии. На основании данной модели автор изучил вероят-

ностную структуру межотраслевых переходов работающего населения в результате кризиса 1998 г.

В качестве примера исследования, посвященного вторичной занятости, можно привести работу (Роцин, Разумова, 2002), в которой авторы на основе структурных оценок предложения труда пытались выявить факторы и причины вторичной занятости в России. В качестве теоретической основы работы авторы используют простую микроэкономическую модель предложения труда с выбором индивидуумом объемов досуга и потребления. На основе данных RLMS авторы оценили бинарную модель вторичной занятости, а также уравнение доходов на дополнительной работе. Как оказалось, проведенные оценки позволяют подтвердить основные выводы микроэкономической модели.

Перечисленные выше исследования различных авторов позволяют сделать вывод о том, что качество статистики RLMS позволяет делать непротиворечивые оценки предложения труда в России. Кроме того, можно говорить о том, что динамика микроданных RLMS, касающихся предложения труда, отражает специфику макроданных Росстата РФ. Существенным недостатком эмпирического анализа практически всех приведенных работ является то, что авторы пытаются использовать стандартные эконометрические методы, применяющиеся для данных такого типа для западных стран. Проведенный в ряде работ анализ – в частности, ссылки на подобные исследования даны в (Killingsworth, 1983) – говорит о том, что в условиях низкого качества первичных данных более простые процедуры оценки приводят к более точным и, что важнее, более устойчивым результатам. Именно поэтому используемый в нашей работе метод оценивания отличается от методов, применявшихся в рассмотренных исследованиях.

**Используемые данные.** Для оценки структуры предложения труда в Российской Федерации (т.е. оценки эластичностей предложения труда по реальной заработной плате для разных групп населения) в период проведения реформы подоходного налога было использовано несколько баз данных. Основной была база данных RLMS, которая содержит данные опросов домашних хозяйств по следующим вопросам занятости: количество часов отработанного времени на основной и дополнительной работе, величина заработной платы, структура домашнего хозяйства.

Опросы RLMS проводятся в нескольких регионах России, которые являются репрезентативными для страны в целом. Для приведения стоимостных показателей к сопоставимому виду использовались данные о стоимости минимального набора продуктов питания по регионам Российской Федерации из сборника «Социально-экономическое положение России» (за 2000 и 2001 гг.).

**Некоторые замечания о спецификации модели при оценке предложения труда.** В первую очередь можно заметить, что при оценках предложения труда на микроданных используется лишь одно уравнение. Микроэкономическая мотивация таких оценок заключается в том, что индивидуумы являются ценополучателями на рынке труда (они не могут влиять на величину заработной платы, изменяя количество предложения труда). Таким образом, каждый индивидуум сталкивается с фиксированной заработной платой, предлагаемой на рынке работникам с аналогичными параметрами. В графической интерпретации это будет означать, что спрос на труд для каждого работника горизонтален (совершенно эластичен). Следует отметить, что при таких предположениях использование



одного уравнения приводит к несмещенным оценкам параметров предложения труда<sup>6</sup>.

Во-вторых, необходимо прокомментировать выбор переменных при двухшаговых оценках предложения труда. При использовании для оценки предложения труда двухшаговых процедур возникает проблема выбора спецификации для оценок первого шага. В рамках модели предложения труда, в которой индивидуум максимизирует полезность при заданном бюджетном ограничении, выбор первого шага определяется предельной нормой замещения потребления досугом и рыночной заработной платой. Предельная норма замещения может рассматриваться как потенциальная заработная плата, которую может получить работник с заданными параметрами. Подобная оценка может быть произведена исходя из выводов теории человеческого капитала.

Оценки потенциальной заработной платы, а также темпов отдачи от накопленного человеческого капитала сделаны в работах ((*Mincer, 1974*), (*Becker, 1975*)). Минсер рассматривает модель, в которой может быть два вида человеческого капитала: специфический и универсальный. Универсальный человеческий капитал накапливается во время получения индивидуумом образования. Кроме того, он частично может накапливаться в процессе работы. Тем не менее в основном в процессе работы накапливается специфический человеческий капитал. Его специфичность заключается в том, что он может быть использован только на одном месте работы. Универсальный же человеческий капитал может быть применен не зависимо от места работы. Если предположить, что «технология» произ-

---

<sup>6</sup> Если бы рассматривались рыночная заработная плата и объем равновесного предложения труда на рынке, то заработная плата была бы эндогенной переменной, и отбрасывание уравнения спроса на труд приводило бы к смещению оценок параметров функции предложения труда.

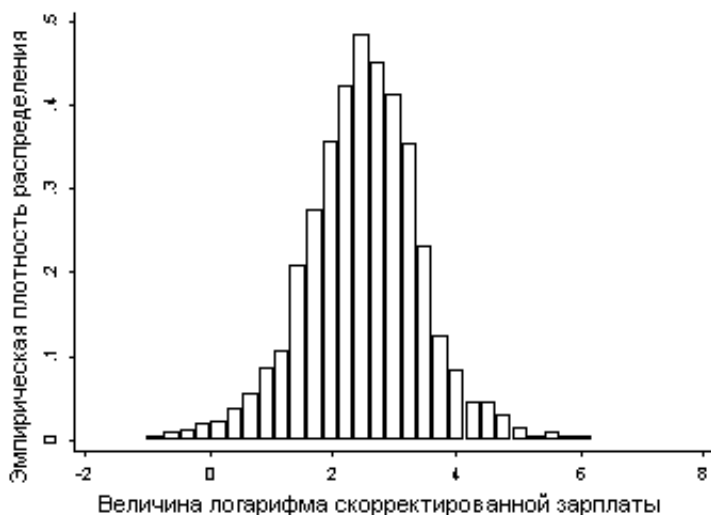
водства человеческого капитала линейная, то накопленный универсальный и специфический человеческие капиталы пропорциональны соответственно числу лет образования и опыту работы. Человеческий капитал, в свою очередь, входит в «производственную функцию» индивидуума. Проведенные Минсером исследования показывают, что человеческий капитал обладает убывающей отдачей. На основе сравнения множества моделей была выбрана спецификация, в которой участвует квадратичная функция числа лет образования. Данная функциональная форма стала к настоящему времени общепринятой при проведении оценок потенциальной заработной платы. Следует также отметить, что подобным образом могут быть использованы другие регрессоры в уравнении для потенциальной заработной платы. Например, включение в уравнение количества детей в семье может быть проинтерпретировано так: воспитание детей замедляет процесс накопления человеческого капитала и, следовательно, отрицательно влияет на потенциальную заработную плату<sup>7</sup>.

**Методика оценки.** В данной работе предполагается получить характеристики предложения труда для разных групп населения с целью анализа величины эластичности кривой предложения труда по посленалоговой заработной плате на разных участках этой кривой. Основной целью при выборе групп для оценки было выделить такое количество доходных групп населения, чтобы не происходило пересечения границ этих групп в процессе изменения доходов. Для построения этой зависимости рассчитывалась почасовая заработная плата для каждого респондента RLMS, которая затем корректировалась при по-

---

<sup>7</sup> Безусловно, вполне правомерной является также и гипотеза об обратной причинно-следственной связи. Этот вопрос, однако, более подробно обсуждается в рамках исследований, посвященных человеческому капиталу, и выходит за рамки данной работы.

мощи региональных индексов цен (построенных по стоимости корзины 25 продуктов питания в регионах России). Следует отметить, что в качестве критерия для выделения групп выбрана почасовая заработная плата (см. *рис. 1*), поскольку она является основной объясняющей переменной в рассматриваемой модели. Сопоставление распределения общих доходов домашних хозяйств и почасовой заработной платы показывает, что эти два распределения практически совпадают. Причиной этого, по-видимому, является небольшая вариация продолжительности рабочего дня.



*Рис. 1.* Гистограмма распределения скорректированной почасовой оплаты труда в 9 (2000 г.) и 10 (2001 г.) районах RLMS

В соответствии с этим распределением выборка была разделена на 4 части с одинаковыми статистическими весами. Таким образом, были выделены группы высокооплачиваемых и низкооплачиваемых работников и две группы работников со

средними значениями заработной платы. Иначе говоря, оцененное уравнение рассматривалось на четырех участках распределения населения по величине почасовой оплаты труда (т.е. на четырех подвыборках рассматриваемой выборки). Данное деление (на основе деления индивидуумов по величине логарифма почасовой заработной платы) обладает важным свойством, отвечающим поставленной перед сделанным разбиением цели, чтобы в результате реформы минимальное число индивидуумов переходило из группы в группу.

Следует отметить, что во всех группах присутствовали индивидуумы, которые имеют небольшое число отработанных часов в неделю (приведенная на *рис. 2* гистограмма указывает на то, что распределение числа отработанных часов имеет достаточно большую дисперсию с модальным значением, соответствующим восьмичасовому рабочему дню).

Теоретически в процессе оценки имеет смысл использовать модель, учитывающую тот факт, что некоторые индивидуумы не участвуют на рынке труда вследствие того, что рыночная заработная плата оказывается ниже их заработной платы резервирования. Однако поскольку оценка далее проводится по отдельным группам работников, внесение подобной поправки не представляется возможным, так как не вполне ясно, к какой группе отнести неработающих индивидуумов. Возможным выходом из подобной ситуации может быть отдельная оценка уравнения определения заработной платы для занятых индивидуумов и «прогноз» полученного уравнения на основе известных параметров индивидуумов, которые не участвуют на рынке труда. Тем не менее при подобной оценке неизбежно возникнет большая погрешность, которая не позволит значительно улучшить оценку, полученную без учета этого явления.

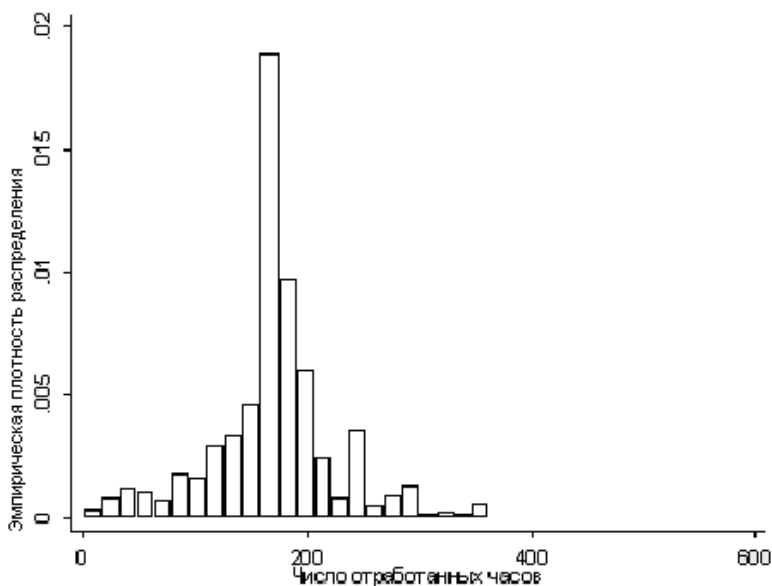


Рис. 2. Гистограмма распределения фактически отработанных часов (в месяц) на основном месте работы респондентами 9-го и 10-го раундов RLMS

На рис. 2 можно выделить пик для 160 ч, что соответствует пятидневной рабочей неделе с 8-часовым рабочим днем.

Следует отметить, что между рассматриваемыми раундами RLMS произошли некоторые изменения в структуре занятости населения. В частности, произошедшая в 2000 г. реформа налогообложения доходов оказала влияние на предложение труда. Базовым результатом реформы с точки зрения предложения труда может быть изменение структуры участия индивидумов на рынке труда. Рассмотрим изменение участия индивидумов на рынке труда.

Как видно из приведенной ниже табл. 1, в 2001 г. участие респондентов на рынке труда несколько снизилось.

Таблица 1

**Структура занятости в выборке  
RLMS (9-й и 10-й раунды), в %**

Год	Доля респондентов, имеющих работу	Доля респондентов-женщин, имеющих работу	Доля респондентов-мужчин, имеющих работу
2000	49,94	45,40	55,91
2001	49,52	45,94	54,39

Расхождение показателей участия на рынке труда тем не менее мало и может быть обусловлено случайным характером выборки. Значимый результат – участие на рынке труда у мужчин и женщин обладает противоположными тенденциями. В то время как участие женщин на рынке труда возросло на 0,54%, участие мужчин снизилось на 0,48%. Расхождения между значениями двух лет составляют почти 1%.

**Оценивание модели.** Для оценки применяется модель, которая является комбинацией линейной и нелинейной моделей: рассматривается зависимость числа отработанных часов в месяц от почасовой заработной платы и параметров домашнего хозяйства.

Если рассматривается ситуация, в которой необходимо оценить уравнение спроса, в общем случае такая оценка должна производиться в рамках оценки системы одновременных уравнений спроса и предложения труда на рынке:

$$Q_{cn} = D(w, \text{факторы спроса})$$

$$Q_{пред} = S(w, \text{факторы предложения}).$$

Объем спроса на труд определяется величиной рыночной заработной платы и факторами спроса, такими как параметры используемой в производстве технологии, институциональные факторы производства. Объем предложения определяется также величиной заработной платы и факторами предложения –

параметрами домашнего хозяйства и институциональными факторами. Оценивание системы одновременных уравнений для микроданных подразумевает наличие данных как о работодателях, так и о предприятиях, на которых они работают. Иначе говоря, необходимо располагать полными данными как о факторах спроса, так и о факторах предложения труда. В большинстве случаев такие данные отсутствуют.

Попытка игнорирования одного из уравнений, например, оценивание только уравнения предложения труда (предполагая, например, что оно является линейным):

$$Q_{np} = \alpha + \beta w + \gamma \text{факторы предложения} + \varepsilon,$$

приведет к смещенности полученных оценок коэффициентов вследствие коррелированности ошибки данного уравнения и величины заработной платы (поскольку как ошибка, так и заработная плата зависят от факторов спроса на труд). Выходом в данном случае является использование метода инструментальных переменных: вместо фактической заработной платы в оценке будем использовать значения заработной платы, полученные из ее модели в зависимости от некоторых экзогенных переменных, не зависящих от факторов спроса на труд. В этом случае проблема коррелированности регрессора с ошибкой исчезает, и оценки коэффициентов будут несмещенными.

Можно остановиться подробнее на том, каковы возможные экзогенные факторы спроса и предложения. Предложение труда будет определяться параметрами индивидуумов: их умственными способностями, физическими данными, а также сопряженными факторами – составом семьи, уровнем среднего заработка в регионе. Спрос на труд будет определяться потребностью работодателя в рабочей силе с определенными характеристиками. Набор характеристик формирует информацию для работодателя о производительности работника. В

данном случае наиболее распространен выбор таких параметров, как опыт работы, образование работника, удаленность места жительства работника от места работы и некоторые другие. Параметры, определяющие оценку уровня производительности работника для работодателя, можно использовать в качестве инструментов в уравнении для предложения труда работником.

Таким образом, оценка производится при помощи метода инструментальных переменных, в процессе ее в конечном уравнении используется не истинное, а предсказанное значение заработной платы, причем в качестве инструментов выступают стандартные параметры уравнения Минсера для определения заработной платы (возраст, квадрат возраста, опыт работы).

Следует отметить, что данный метод схож с методом корректировки коэффициентов регрессии, связанной со структурой данных, поскольку при использовании экзогенных инструментальных переменных устраняется эндогенность регрессора (заработной платы), вызванная тем, что индивидуумы не предлагают труд на рынке, если величина заработной платы меньше заработной платы резервирования.

В качестве дополнительных регрессоров в уравнении, оцениваемом на первом шаге, служили бинарные переменные, соответствующие состоянию в браке, наличию высшего образования.

Основное уравнение зависимости числа отработанных часов от заработной платы оценивалось в логарифмах. Таким образом, оцениваемое уравнение имеет вид:

$$\ln(H) = \alpha + \beta \ln(\hat{w}) + \zeta Faminc + e,$$

при этом уравнение для определения заработной платы выглядит следующим образом:



$$\ln(w) = \gamma + \delta AGE + \eta AGE^2 + \theta EXP + \lambda INS + \nu M + \mu,$$

где  $\delta, \eta, \theta, \nu, \alpha, \lambda$  – коэффициенты;  $e, \mu$  – случайные члены;  $\hat{w}$  – значение заработной платы, предсказанное на основе оценки первого шага;  $Faminc$  – переменная дохода семьи, также взятая из первого шага;  $AGE$  – возраст респондента;  $EXP$  – опыт работы респондента;  $INS$  – переменная, отвечающая за факт наличия высшего образования;  $M$  – переменная, показывающая состояние респондента в браке.

Уравнение первого шага представляет собой стандартное уравнение Минсера и может быть обосновано выводами из теории человеческого капитала. Возраст и переменная – квадрат возраста индивидуума соответственно определяют отдачу от человеческого капитала (коэффициент перед переменной возраста) и эффект убывающей отдачи от человеческого капитала (коэффициент перед квадратом возраста). Переменные наличия высшего образования и опыта работы определяют конкретную траекторию динамики человеческого капитала у рассматриваемого индивидуума.

Следует отметить, что оцененное по доходным группам населения второе уравнение будет приводить к смещению оценок коэффициентов основного уравнения (кривой предложения труда). Тем не менее, как отмечается в работе (*Killingsworth, 1983*), возникающее смещение оказывается относительно небольшим, что позволяет использовать подобную оценку в данной работе.

В *табл. 2 и 3* приведены результаты оценок предложения труда для рассматриваемых четырех групп в соответствии со сделанным разбиением для мужчин и женщин соответственно. Оценка уравнения для всей выборки в целом с разбиением ее на четыре подвыборки по размеру доходов привела к незначительным оценкам эластичности предложения труда во всех подгруппах, за исключением наиболее высокодоходной. Однако

вследствие обнаруженной неоднородности индивидуумов внутри выборки данные оценки в дальнейшем не рассматриваются при анализе. Более содержательным является анализ предложения труда с разделением выборки по половому признаку.

Таблица 2

Результаты оценок уравнений предложения труда для мужчин

Переменная	Группа 1	Группа 2	Группа 3	Группа 4
<b>Уравнение второго шага – зависимая переменная – логарифм числа отработанных часов</b>				
Логарифм предсказанного значения заработной платы	-0,114 [0,80]	0,489 [0,39]	0,045 [0,07]	-0,469 [1,34]
Предсказанное значение переменной совокупного дохода семьи	2,1e-3 [1,55]	1,9e-3 [1,95]	2,0e-3 [0,31]	1,8e-3 [2,12]*
Константа	5,449 [34,03]**	4,531 [1,68]	5,081 [2,99]**	6,246 [5,59]**
Число наблюдений	421	428	563	727

*Примечание.* Под значениями коэффициентов в таблице указаны величины *t*-статистик.

\* Коэффициенты, значимые на 5%-м уровне.

\*\* Коэффициенты, значимые на 1%-м уровне.

В табл. 2 показаны значения оцененных коэффициентов для четырех групп мужского населения. Следует отметить, что стандартные ошибки для расчета *t*-статистик на втором шаге оценены по формуле ошибок для двухшагового метода (использование ошибок, взятых из МНК, приводит к переоценке дисперсии). Следует отметить некоторые тенденции, которые прослеживаются в табл. 2, в частности низкое качество оцененных уравнений. Это может быть связано с ростом ошибок при переходе к показателю почасовой заработной платы.

Для уравнений, оцененных на втором шаге, наблюдается достаточно слабая тенденция к росту эластичности предложения труда по заработной плате при переходе от первой ко второй и третьей группе со снижением этого показателя в четвер-

той группе (значения эластичностей, однако, значимы только на 10%-м уровне).

Похожие тенденции прослеживаются в приведенных ниже оценках, сделанных для предложения труда женщинами (табл. 3).

Таблица 3

**Результаты оценок уравнений предложения труда женщинами**

Переменная	Группа 1	Группа 2	Группа 3	Группа 4
<b>Уравнение второго шага – зависимая переменная – логарифм числа отработанных часов</b>				
Логарифм предсказанного значения заработной платы	-0,087 [0,57]	-0,994 [1,95]	2,381 [2,65]**	0,92 [0,69]
Состояние в браке	-1,5e-3 [0,22]	-1,1e-3 [0,70]	-1,3e-3 [0,24]	-1,5e-3 [1,66]
Константа	5,234 [24,37]**	7,338 [6,50]**	-1,525 [0,62]	0,721 [0,14]
Число наблюдений	691	745	624	496

*Примечание.* Под значениями коэффициентов в таблице указаны величины *t*-статистик.

\* Коэффициенты, значимые на 5%-м уровне.

\*\* Коэффициенты, значимые на 1%-м уровне.

Следует отметить, что в третьей группе также наблюдается эффект убывающей отдачи человеческого капитала, в то время как значимость других переменных (за исключением переменной, отвечающей за наличие диплома о высшем образовании) низка.

Можно заметить, таким образом, что наблюдаемые тенденции оказываются достаточно неустойчивыми и нуждаются в дальнейшем исследовании. Для этого имеющаяся выборка была разбита далее на 20 частей, и на каждой части оценивалось уравнение предложения труда. Полученные результаты удобнее всего представить в виде графиков.

На рис. 3 представлено изменение эластичности предложения труда с ростом заработной платы для мужчин.

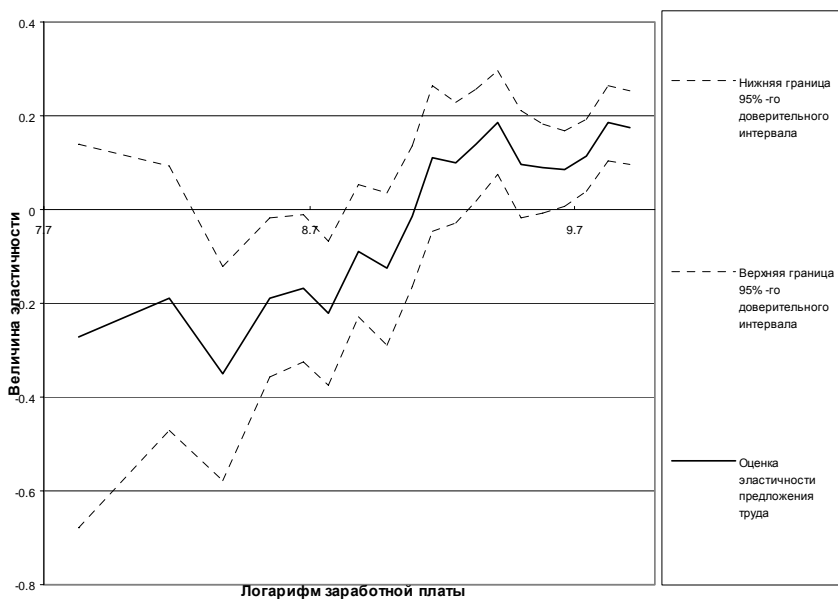


Рис. 3. Результаты оценки эластичности предложения труда по заработной плате для мужчин по 20 подвыборкам на основе данных РМЭЗ за 2000 и 2001 гг.

Можно заметить, что эластичность предложения труда имеет тенденцию к росту с возрастанием заработной платы на всем интервале наблюдения. Однако она оказывается статистически незначимой и отличной от нуля при низких заработных платах (можно заметить диапазон значений эластичности, статистически значимо отличающихся от нуля). Таким образом, наиболее чувствительным к изменениям заработной платы (а следовательно, и к изменению налоговых ставок) является предложение труда мужчин с высокими доходами.

Предложение труда женщинами в целом оказывается менее эластичным, чем предложение труда мужчинами.

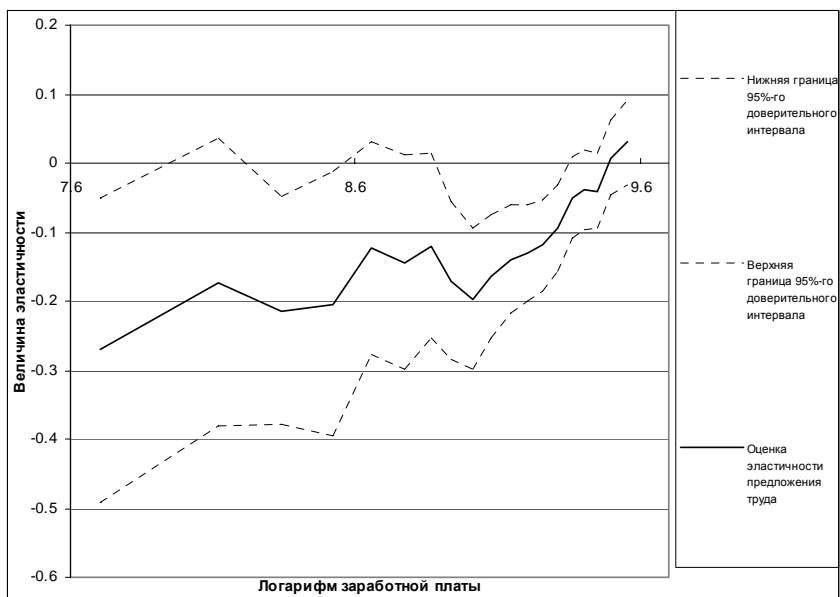


Рис. 4. Результаты оценки эластичности предложения труда по заработной плате для женщин по 20 подвыборкам на основе данных РМЭЗ за 2000 и 2001 гг.

Несмотря на то, что из приведенного на *рис. 4* графика можно заметить тенденцию к росту эластичности предложения труда для женщин с высокими доходами, значение эластичности предложения труда оказывается незначимо отличающимся от нуля в гораздо большем числе случаев, чем при оценке для мужчин. Таким образом, реакция предложения труда женщинами на изменения реальной заработной платы должна быть меньше, чем реакция со стороны мужчин<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Следует отметить, что наблюдаемые отрицательные значения эластичности могут быть вызваны искажениями, вносимыми переходом к почасовой оплате труда.

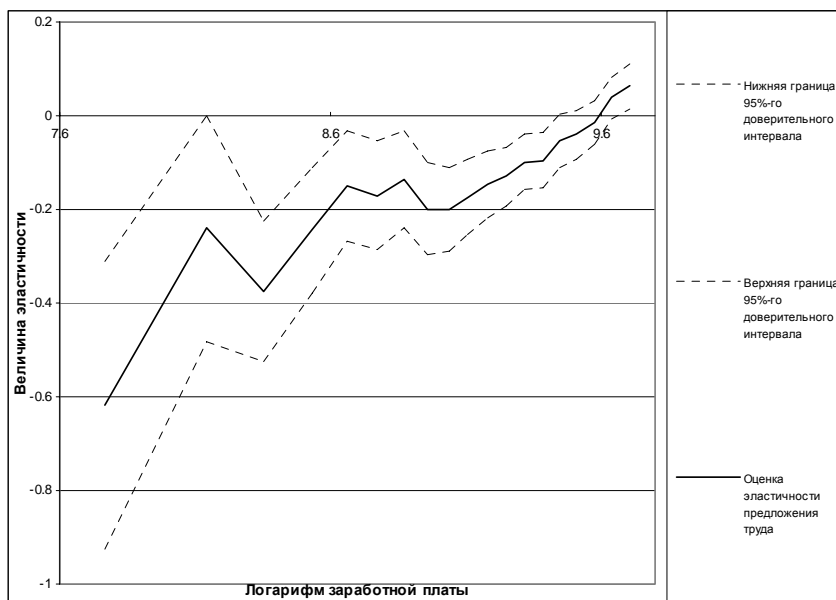


Рис. 5. Результаты оценки эластичности предложения труда по заработной плате для работающего населения в целом по 20 подвыборкам на основе данных РМЭЗ за 2000 и 2001 гг.

Отрицательное значение оценок эластичности, полученных на некоторых участках кривой предложения труда, по-видимому, вызвано смещением, которое возникает при переходе к показателю почасовой заработной платы. Это смещение связано со специфической ошибкой сбора информации об отработанных часах, которая возникает в данных, полученных из опросов индивидуумов, и более подробно обсуждается в работе (Killingsworth, 1983). В данной работе отмеченное смещение уменьшается за счет применения двухшаговых оценок, однако, по-видимому, не устраняется полностью. Рассматривая оценку эластичности предложения труда по заработной плате для работающего населения в целом, можно прийти к выводу о том,

что изменение эластичности предложения труда по заработной плате сохраняет те же тенденции, что и для подвыборок мужчин и женщин *рис. 5*.

В целом по результатам проведенного анализа можно сделать вывод: предложение труда как для подгрупп мужчин и женщин, так и для всего работающего населения в целом растет с повышением заработной платы. Можно также отметить появление отрицательных оценок эластичности для части выборки, что, по-видимому, связано с отмечаемым выше смещением оценок эластичности. Существенным фактом является в целом низкая эластичность предложения труда по заработной плате<sup>9</sup>. Такая ситуация в целом может быть объяснена тем, что в условиях нормированного рабочего дня выбор индивидуума ограничен в конечном счете тремя альтернативами: первая – не участвовать на рынке труда, вторая – участвовать на рынке труда, но работать не полный день, и третья – работать в течение полного рабочего дня. В таких условиях, когда альтернативный доход (не связанный с предложением труда) у индивидуумов мал, может существовать тенденция к группировке индивидуумов в области с предложением труда в течение полного рабочего дня. Эти соображения могут объяснять обнаруженную низкую эластичность предложения труда. Одним из шагов по преодолению этой проблемы может быть рассмотрение также и вторичной занятости, но в таком случае возникают сложности с интерпретацией и анализом почасовой заработной платы.

---

<sup>9</sup> В связи с отмеченным выше смещением оценок коэффициентов и тем, что на большом участке предложения труда 5%-й доверительный интервал включает 0, значение эластичности при анализе предполагалось нулевым.

### 2.3. Построение оптимальных ставок налогообложения заработной платы

Как отмечалось выше при описании методологии проведения анализа, для ранжирования разных распределений посленалоговых доходов удобно проводить сравнение текущей налоговой шкалы с оптимальной налоговой шкалой. Для того чтобы стало возможным проводить подобное сравнение, необходимо охарактеризовать оптимальную налоговую шкалу. В данном разделе рассматривается построение оптимальных налоговых ставок Миррлеса в случае утилитаристской функции общественного благосостояния: полезностям всех индивидуумов присваивается одинаковый вес. В данном случае функция

общественного благосостояния принимает вид:  $\int_0^{\infty} u(w) f(w) dw$ ,

а задача построения налоговой шкалы сводится к максимизации данного функционала при условиях:  $\dot{u} = \frac{L(y)v'(L(y))}{y}$  – из

задачи максимизации полезности потребителем,

$\int_0^{\infty} \{yL(y) - u(y) - v(L(y))\} f(y) dy = R$  – целевой уровень доходов

бюджета. Гамильтониан для данной задачи может быть запи-

сан в виде:  $H = uf(y) + \lambda(yL - u - v(L))f(y) + \mu \frac{Lv'(L)}{y}$ .

В соответствии с принципом максимума Понтрягина оптимальная траектория предполагает оптимальность гамильтониана по управлению и удовлетворение гамильтоновой системы дифференциальных уравнений при выполнении условия трансверсальности. Управлением в данной задаче является



уровень полезности индивидуума. Иначе говоря:  $\frac{\partial H}{\partial L} = \lambda(y-v')f + \mu(v' + Lv'')/y = 0$ .

Гамильтонова система:

$$\dot{\mu} = -\frac{\partial H}{\partial u} = -f(y) + \lambda f(y).$$

$$\dot{u} = \frac{\partial H}{\partial \mu} = Lv'/y.$$

Как можно заметить, из построенной системы исключена переменная, обозначающая уровень полезности индивидуума. Воспользуемся введенным в обзоре обозначением

$$D(w) = \frac{1}{1-F(w)} \int_w^\infty (\Psi'(u(t)) - \lambda) f(t) dt. \text{ Тогда } D(w) = 1 - \lambda. \text{ В}$$

таком случае оптимальная предельная ставка налогообложения заработной платы определяется выражением  $\frac{T'(Y)}{1-T'(Y)} =$

$$= (1 + 1/\varepsilon_L(w_Y)) \frac{1 - F(w_Y)}{w_Y f(w_Y)}.$$

В результате регрессионного анализа для 20 подгрупп населения с разделением по половому признаку были оценены эластичности предложения труда по заработной плате. Полученная формула позволяет на основании данных оценок, а также сведений о распределении населения по размеру заработной платы рассчитать оптимальную шкалу налогообложения заработной платы.

С использованием оценок эластичности предложения труда по заработной плате были построены оптимальные шкалы предельной ставки налогообложения заработной платы. На

рис. 6 показано изменение оптимальной предельной ставки налогообложения заработной платы мужчин с изменением логарифма заработной платы.

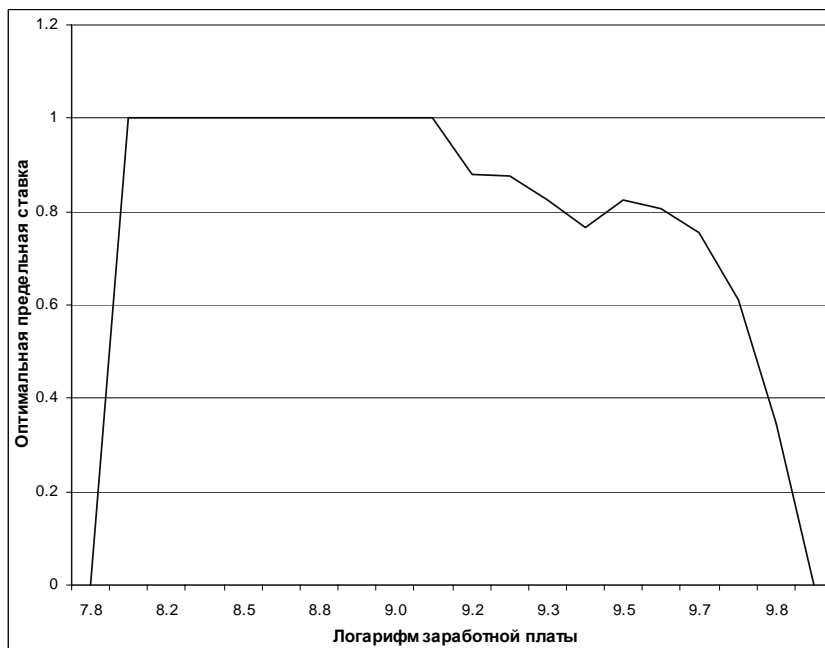


Рис. 6. Зависимость оптимальной предельной ставки налогообложения для заработной платы мужчин от логарифма заработной платы

Как можно заметить, для значительного участка заработных плат оптимальная предельная ставка налогообложения находится на уровне 100%. Вследствие низкой эластичности предложения труда для женщин оптимальная ставка налогообложения их доходов (рис. 7), а также оптимальная предельная ставка налогообложения доходов населения в целом должна быть установлена на уровне 100% для всех доходных групп, за

исключением самой нижней и двух самых верхних по уровням доходов групп.

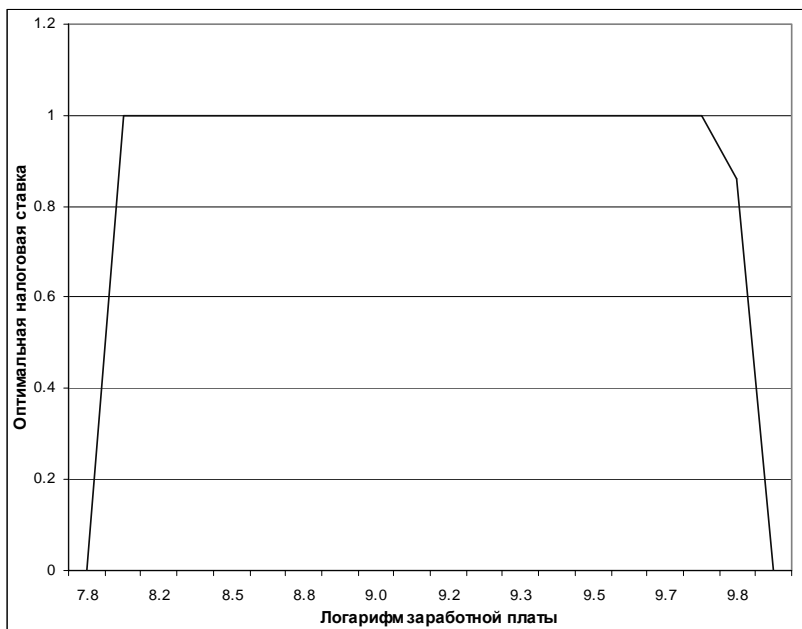


Рис. 7. Зависимость оптимальной предельной ставки налогообложения для заработной платы женщин от логарифма заработной платы

Следует сделать несколько комментариев по поводу результатов проведенных расчетов. Данные расчеты сделаны в предположении совершенного администрирования налогов на доходы, т.е. не делается поправок, описывающих поведенческую реакцию индивидуумов на изменение предельных налоговых ставок с точки зрения уклонения от налогообложения. Кроме того, не учитываются административные издержки, связанные со сбором налогов с высокими предельными ставками. Не учитываются также предпочтения индивидуумов относительно уровня предоставляемых общественных благ. В частности, вы-

сокие предельные ставки налогообложения доходов могут приводить к перепроизводству общественных благ, и, следовательно, представленное решение окажется неоптимальным в более широкой задаче.

Построенная данным образом оптимальная шкала налогообложения доходов позволяет применить ее к имеющейся выборке индивидуумов и построить для этой выборки индексы неравенства по аналогии с построением индексов неравенства для фактической шкалы налоговых ставок.

Можно заранее отметить, что построенные шкалы налогообложения являются априори более сильно выравнивающими доходы, чем прогрессивная шкала налогообложения доходов, применявшаяся до 2001 г., и тем более чем плоская шкала налогообложения доходов, которая стала применяться после 2001 г.<sup>10</sup> Это обусловливается тем, что для значительной части населения в условиях применения оптимальной налоговой шкалы в рамках имеющихся оценок эластичности предложения труда предельная налоговая ставка устанавливается на уровне 100%, т.е. доход, получаемый индивидуумами, сравнивается с доходом наименее обеспеченной группы. Данный вывод подтверждает построение индексов Джини для посленалогового распределения доходов работающих индивидуумов в условиях применения оптимальной шкалы налогообложения заработной платы.

Из приведенного на *рис. 8* графика, показывающего зависимость индекса Джини внутри подгрупп работающих мужчин от логарифма заработной платы, можно заметить, что в отличие от ситуации фактического налогообложения в рамках применения оптимального по Миррлесу налогообложения не-

---

<sup>10</sup> Без учета поведенческих эффектов, например, связанных с уклонением от уплаты подоходного налога.

равенство во всех группах оказывается существенно ниже, чем в доналоговом случае.

Рассмотрение оптимальной налоговой системы позволяет получить базовые значения неравенства в 2001 и 2000 гг. по доходным группам, с помощью которых будет производиться декомпозиция неравенства на компоненте, связанной с изменением доходов, и компоненте, связанной со структурными изменениями распределения по доходам.

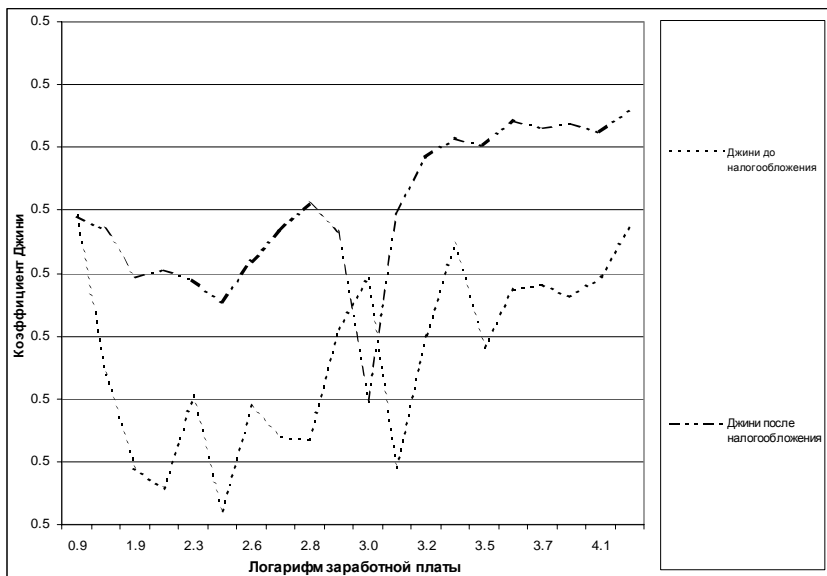


Рис. 8. Коэффициенты Джини до и после применения оптимальной шкалы налогообложения в 2000 г. для подгрупп мужчин в зависимости от логарифма заработной платы

Как можно заметить, наибольшее снижение неравенства происходит в группах мужчин с малым и средним доходом (ниже медианы распределения). Аналогичная картина наблюдается также и для индексов Джини в 2001 г. (рис. 9).

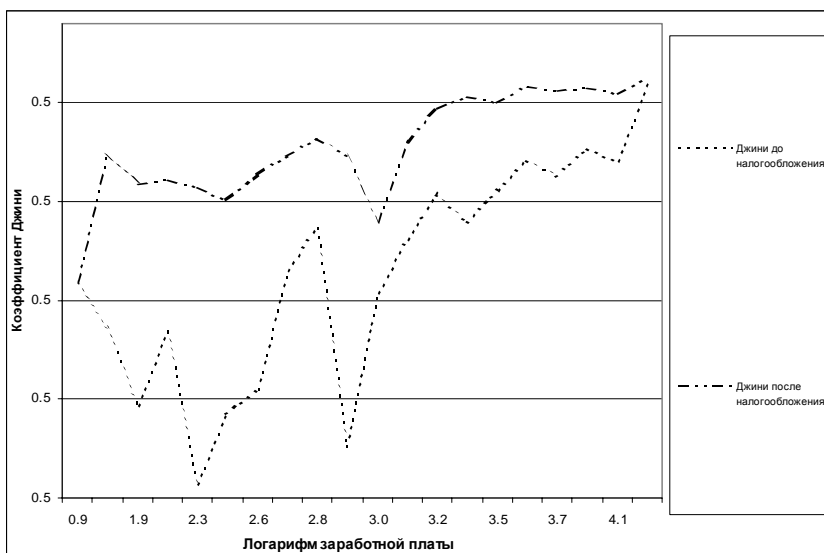


Рис. 9. Коэффициенты Джини до и после применения оптимальной шкалы налогообложения в 2001 г. для подгрупп мужчин в зависимости от логарифма заработной платы

Наблюдающийся пик в поведении индекса Джини объясняется переходом от 100%-й ставки налога на доходы к меньшему уровню ставки. Неточность определения этого перехода (объясняемая ошибкой в оценке эластичности предложения труда) обуславливает столь резкое изменение неравенства посленалоговых доходов. Можно заметить отличие диаграмм изменения индекса Джини с изменением величины дохода для 2000 и 2001 гг. Эта разница наблюдается по нескольким причинам. Во-первых, происходило частичное изменение состава рассматриваемых групп индивидуумов в связи с изменениями относительных реальных доходов внутри выборки. Во-вторых, также существенно отличается структура распределения доналоговых доходов в двух годах.

Резкое изменение картины неравенства происходит и при применении оптимальной налоговой шкалы к подгруппам женщин (рис. 10).

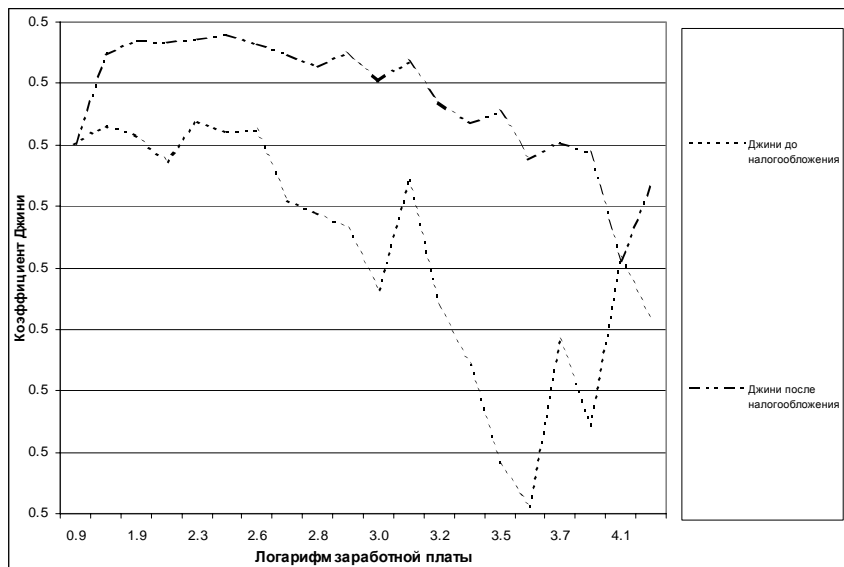


Рис. 10. Коэффициенты Джини до и после применения оптимальной шкалы налогообложения в 2000 г. для подгрупп женщин в зависимости от логарифма заработной платы

Приведенный график показывает резкое снижение неравенства при применении оптимальной налоговой шкалы. Причем в отличие от неравенства в подгруппах мужчин наибольшее отличие в уровне неравенства в данном случае наблюдается для женщин с доходами выше средних.

Для 2001 г. наблюдается аналогичная картина с преобладающей тенденцией к снижению неравенства при переходе к группам работающих женщин с более высокими доходами (рис. 11).

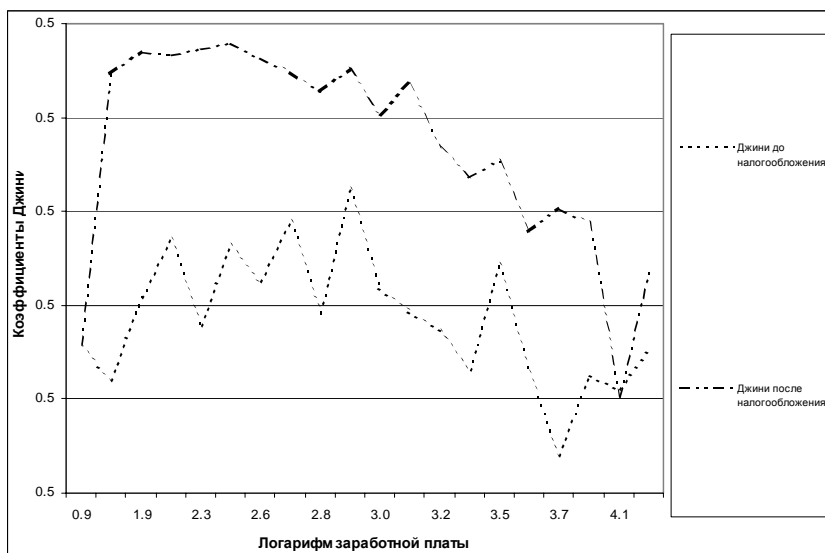


Рис. 11. Коэффициенты Джини до и после применения оптимальной шкалы налогообложения в 2001 г. для подгрупп женщин в зависимости от логарифма заработной платы

Расчеты индекса Джини для распределения доходов при оптимальной налоговой шкале позволяют говорить о том, что для данной структуры эластичностей предложения труда распределение доходов при оптимальной налоговой системе предполагает существенное изменение структуры распределения индивидуумов по доходам. Полученные значения индексов Джини будут использованы в дальнейшем для декомпозиции изменения совокупного неравенства посленалоговых доходов в 2001 г. по сравнению с 2000 г.



## 2.4. Расчет индексов распределения населения по доходам и декомпозиция эффекта налоговой реформы

Выше были построены индексы неравенства до и после налогообложения при оптимальной налоговой шкале для группы респондентов RLMS. Кроме того, на основании данных об эластичностях предложения труда по заработной плате были рассчитаны оптимальные ставки подоходного налога и изучены распределительные свойства оптимальной налоговой шкалы. Полученная информация позволяет рассчитать вклад различных компонент в изменение неравенства доходов населения в 2001 г. по сравнению с 2000 г.

Для заданного значения коэффициента Джини за два последовательных года достаточно сложно интерпретировать разницу между ними, поскольку остается не вполне очевидной причина данного изменения. Один из методов работы с коэффициентом Джини, позволяющим сделать содержательную интерпретацию этой разности, заключается в поиске набора трансфертов и налогов, применение которых в базовом году привело бы к тому же значению индекса Джини, которое наблюдалось во второй год. В работе (*Blackburn, 1989*) показано, что если применяется паушальный трансферт, в результате которого от каждого индивидуума с доходом ниже медианного передается одинаковая сумма индивидууму с доходом выше медианного, то величина трансферта, которая необходима для изменения индекса Джини от значения  $G_0$  до значения  $G_1$ , равна:  $2\mu_0(G_1 - G_0)$ , где  $\mu_0$  – медианный доход в базовом году. Иначе говоря, величина налога, которым облагаются более бедные индивидуумы и поступления которого передаются более богатым индивидуумам, отнесенная к медианному доходу в базовом году, равна удвоенному изменению коэффициента Джини. Данная методика позволяет получить базу для сравне-

ния текущего изменения неравенства при текущем изменении налоговой системы с гипотетическим «неискажающим» изменением налоговой системы с аналогичным распределительным эффектом.

Необходимым элементом анализа влияния налоговой реформы на распределение дохода является механизм разложения характеристики неравенства для выделения эффекта, связанного с налоговой реформой. Как упоминалось выше, идея подобного разложения заключается в сравнении текущих уровней неравенства доходов налогоплательщиков с гипотетическим неравенством, которое бы имело место в условиях применения оптимальной налоговой шкалы. Рассмотрим некоторые вопросы общей теории подобного разложения. Наиболее всеохватывающим классом индексов неравенства (включая в том числе индекс Джини) является индекс энтропии Тейла. Рассмотрим общие принципы разложения индекса Тейла,  $L$ -меры Тейла и выборочной дисперсии логарифма дохода.

Индекс энтропии Тейла  $T$  можно определить в матричных терминах. Рассмотрим разбиение населения на доходные группы (обозначаемые индексом  $j$ ) и на подклассы по изучаемому признаку, в данном случае выражающему эффект налоговой реформы на индивидуума (с соответствующим индексом  $i$ ). В таком случае совокупный доход населения  $Y = \sum_i Y_i = \sum_i \sum_j n_{ij} y_j$  есть сумма средних доходов внутри групп. Численность населения  $n = \sum_i \sum_j n_{ij}$ . В таком случае индекс Тейла может быть записан в виде  $T = \sum_i \sum_j \frac{y_{ij}}{Y} \log \frac{y_{ij} / Y}{n_{ij} / n}$ . Таким образом, ин-

декс является функцией долей доходов и населения в выделенных группах. Разделим индекс на межгрупповую и внутригрупповую части. В таком случае можно записать:

$$T = \sum_i \sum_j \frac{y_{ij}}{Y} \log \frac{y_{ij}/Y}{n_{ij}/n} = \sum_i \frac{Y_i}{Y} \sum_j \frac{y_{ij}}{Y_i} \left[ \log \frac{y_{ij}/Y_i}{n_{ij}/n_i} + \log \frac{Y_i/n_i}{Y/n} \right] =$$

$$= \sum_i \frac{Y_i}{Y} \left[ \sum_j \frac{y_{ij}}{Y_i} \log \frac{y_{ij}/Y_i}{n_{ij}/n_i} \right] + \sum_i \frac{Y_i}{Y} \log \frac{Y_i/n_i}{Y/n}, \text{ поскольку } \sum_j \frac{y_{ij}}{Y_i} = 1$$

для каждой подгруппы  $i$ .

Таким образом, окончательно получаем выражение для искомого разложения в виде:  $T = \sum_i \left[ \frac{Y_i}{Y} \right] T_i + \sum_i \frac{Y_i}{Y} \log \frac{Y_i/n_i}{Y/n}$ , где

$$T_i = \sum_j \frac{y_{ij}}{Y_i} \log \frac{y_{ij}/Y_i}{n_{ij}/n_i}.$$

Данное выражение свидетельствует о том, что индекс неравенства может быть разложен на две компоненты. Первая компонента показывает среднее неравенство внутри групп (согласно выделенному признаку), взвешенное с помощью долей доходов групп в совокупных доходах. Вторая компонента представляет собой показатель неравенства между выделенными группами (как можно заметить, его выражение совпадает с выражением для индекса Тейла, измеряющего неравенство между индивидуумами с доходами  $Y_i$  и численностью  $n_i$  в каждой группе).

$L$ -мера Тейла напоминает индекс Тейла с тем исключением, что взвешивание происходит не по долям доходов, а по долям населения в группах. Выражение для  $L$ -меры имеет

вид:  $L = \sum_i \sum_j \frac{n_{ij}}{n} \log \frac{n_{ij}/n}{y_{ij}/Y}$ . Данное выражение легко приводится

к следующему виду:  $L = \log(Y/n) - \sum_i \sum_j \frac{n_{ij}}{n} \log(y_j)$ .

Рассматривая разложение, аналогичное сделанному для индекса Тейла, можно получить  $L = \sum_i \left[ \frac{n_i}{n} \right] L_i + \sum_i \left[ \frac{n_i}{n} \log \frac{n_i/n}{Y_i/Y} \right]$ ,

где  $L_i = \sum_j \frac{n_{ij}}{n_i} \log \frac{n_i/n}{Y_i/Y}$ .

Таким образом,  $L$ -мера Тейла разложена на среднюю внутригрупповую составляющую и межгрупповую составляющую. В самом деле, выражение для второго члена суммы совпадает с общей формулой для  $L$ -меры Тейла, за исключением того, что в качестве показателей для подгрупп используются показатели для групп.

Рассмотрим показатель выборочной дисперсии логарифма доходов. Обозначим  $x_{ij} = \log y_j$ . В таком случае  $V = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j n_{ij} [(x_{ij} - x)]^2$ . Здесь  $x = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j n_{ij} x_{ij}$ . Обозначим  $x_i = \frac{\sum_j n_{ij} x_{ij}}{\sum_j n_{ij}}$ . Тогда выражение для дисперсии можно записать следующим образом  $V = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j n_{ij} [(x_{ij} - x_i) + (x_i - x)]^2 = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j [n_{ij} (x_{ij} - x_i)^2 + n_{ij} (x_i - x)^2 + 2 n_{ij} (x_{ij} - x_i)(x_i - x)] = \sum_i \frac{n_i}{n} \left[ \sum_j \frac{n_{ij}}{n_i} (x_{ij} - x_i)^2 \right] + \sum_i \frac{n_i}{n} (x_i - x)^2 = \sum_i \frac{n_i}{n} V_i + \sum_i \frac{n_i}{n} (x_i - x)^2$ .

Данный результат также позволяет говорить о том, что дисперсию логарифма дохода можно разложить на межгрупповую и внутригрупповую компоненты. Использование логарифма доходов заключается в том, что одно из требований к индексам неравенства заключается в независимости индекса неравенства от уровня среднего дохода. Все три рассмотренные меры неравенства (а также индекс Джини) обладают данным свойством.

Кроме статического разложения индекса неравенства на составляющие, можно также представить его в виде суммы компонент изменения индекса неравенства. Выше мы рассмотрели

расчеты посленалогового неравенства для оптимальной налоговой системы и фактической налоговой системы до и после налоговой реформы. Теоретический вывод заключается в том, что оптимальная налоговая система, а следовательно, и соответствующее посленалоговое неравенство определяются характеристиками предложения труда и свойствами распределения населения по уровню доналоговых доходов. В таком случае изменение индекса неравенства после налогообложения до и после налоговой реформы может быть представлено в виде:  $\Delta J = J_1 - J_0 = \{(J_1 - \tilde{J}_1) - (J_0 - \tilde{J}_0)\} + (\tilde{J}_1 - \tilde{J}_0)$ . Здесь  $J_1$  и  $J_0$  – соответственно индекс неравенства доходов после налогообложения в 2001 и 2000 гг. для фактической налоговой системы;  $\tilde{J}_1$  и  $\tilde{J}_0$  – индексы неравенства для доходов после налогообложения для оптимальной налоговой системы.

Данное разложение оказывается необходимым в силу ряда аргументов, которые будут изложены подробно ниже. Суть этих аргументов состоит в некорректности сопоставления распределения по доходам в ситуации, когда может быть достигнут условный Парето-оптимум (ситуация в условиях налогообложения), с ситуацией, когда возможен безусловный Парето-оптимум (гипотетическая ситуация до налогообложения).

Таким образом, изменение фактического неравенства после налогообложения в 2001 г. по сравнению с 2000 г. было представлено в виде суммы изменения отклонения фактического неравенства от уровня неравенства при оптимальной налоговой системе после налогообложения и изменения неравенства при оптимальной налоговой системе. Уровень неравенства для оптимальной налоговой системы не зависит от параметров те-

кущей налоговой системы<sup>11</sup>. Следовательно, изменение данного показателя до и после налоговой реформы отражает влияние на неравенство посленалоговых доходов совокупности показателей, не связанных с изменениями в налоговой системе. Первая компонента, напротив, отражает всю совокупность показателей, связанных с фактической налоговой системой, поскольку отклонения неравенства при фактической налоговой системе от неравенства при оптимальной налоговой системе обусловлено исключительно различиями параметров двух налоговых систем. Такая декомпозиция обусловлена тем фактом, что является некорректным сравнение ситуации условного Парето-оптимума с ситуацией безусловного Парето-оптимума.

В таблицах ниже приведены характеристики неравенства для населения в целом до и после налоговой реформы (*табл. 4*) и неравенства по половым группам (*табл. 5 и 6*).

*Таблица 4*

**Сводные характеристики неравенства для населения в целом**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини после налогообложения для фактической налоговой системы	0,491	0,485
Индекс Джини для оптимальной налоговой системы	0,327	0,286

Сделаем динамическое разложение индекса неравенства на основании *табл. 4*. Согласно представленной выше формуле изменение неравенства посленалоговых доходов населения в целом можно выразить:  $\Delta J = 0,035 - 0,041$ . Таким образом, можно говорить о том, что для населения в целом произошло снижение неравенства посленалоговых доходов. При этом под

<sup>11</sup> Здесь используются предположения о том, что нам удастся рассчитать корректно налогооблагаемые доходы, которые индивидуумы получали бы в условиях оптимальной налоговой системы.

влиянием изменения налоговой системы произошло усиление неравенства с ростом коэффициента Джини на 0,035, а в результате изменения доналогового распределения населения по доходам произошло снижение неравенства на 0,041, обусловившее совокупное снижение индекса неравенства.

В *табл. 5* приведены показатели для неравенства в подгруппе налогоплательщиков мужского пола.

*Таблица 5*  
**Сводные характеристики неравенства для подгруппы мужчин<sup>12</sup>**

Характеристика	2000 г.	2001 г.
Индекс Джини после налогообложения для фактической налоговой системы	0,478	0,483
Индекс Джини для оптимальной налоговой системы	0,100	0,008

Из *табл. 5* можно заметить существенное снижение неравенства после налогообложения в условиях оптимальной налоговой системы. В то же время в отличие от индекса Джини для населения в целом в подгруппе мужчин произошло повышение неравенства доходов после налогообложения. Разложение индекса неравенства может быть представлено в виде:  $\Delta J = 0,097 - 0,092$ .

Как можно заметить, в целом разложение показывает результат, аналогичный результату разложения для населения в целом. Совокупное изменение неравенства после налогообложения обусловлено: снижением неравенства на 0,092 за счет изменения распределения населения по доналоговым доходам, ростом неравенства за счет изменения налоговой системы на 0,097. В данном случае, однако, снижение неравенства за счет

---

<sup>12</sup> При анализе не учитывалось то, что разные индивидуумы могут входить в одно домашнее хозяйство.

изменения распределения населения по доходам не компенсирует роста неравенства за счет изменения налоговой системы.

Рассмотрим аналогичные характеристики неравенства для подгруппы женщин.

Таблица 6

**Сводные характеристики неравенства для подгруппы женщин**

Характеристика	2000 г.	2001 г.
Индекс Джини после налогообложения для фактической налоговой системы	0,474	0,447
Индекс Джини для оптимальной налоговой системы	0,036	0,028

Как можно заметить из *табл. 6*, в подгруппе женщин произошло как снижение неравенства в результате изменения распределения населения по доходам, так и снижение неравенства посленалоговых доходов в целом. Рассмотрим разложение индекса неравенства посленалоговых доходов по указанной выше формуле:  $\Delta J = -0,019 - 0,008$ . Индекс неравенства снизился в результате как изменения распределения населения по доходам на 0,008, так и изменения налоговой системы – на 0,019.

Общий вывод из анализа декомпозиции индекса неравенства в группах населения и для населения в целом состоит в том, что изменение посленалогового неравенства было обусловлено изменением как распределения доналоговых доходов, так и налогового законодательства. При этом изменения порядка налогообложения привели к усилению неравенства как для подгруппы мужчин, так и для населения в целом, что, однако, было скомпенсировано изменением распределения доналоговых доходов. Общим результатом было снижение неравенства по причинам, не связанным с налоговой реформой, как внутри групп населения, так и для населения в целом. При этом влияние изменения налогового законодательства заключается в



снижении неравенства посленалоговых доходов для подгруппы женщин с усилением неравенства для подгруппы мужчин.

Данный результат согласуется с выводами, сделанными в работе (Синельников и др., 2003), о том, что изменение предельной ставки налогообложения доходов привело к изменению структуры налогооблагаемых доходов за счет изменения декларируемой налоговой базы. Поскольку данный эффект проявлялся в большей степени для более богатых индивидуумов, он также повлиял на распределение доходов между индивидуумами. Этот эффект, по-видимому, объясняет полученные результаты декомпозиции неравенства.

Следует также сделать несколько замечаний относительно используемого показателя влияния изменений налогового законодательства – отклонения фактического неравенства посленалоговых доходов от уровня неравенства, которое сложилось бы в условиях применения оптимальной налоговой системы. Как можно заметить из табл. 5, 6, уровень неравенства в условиях оптимальной налоговой системы существенно ниже фактических уровней неравенства. Подобный результат обусловлен предположением, что рассматриваемая функция благосостояния является утилитаристской (см. (Sen, 1973)), а индекс Джини, взятый с обратным знаком, принадлежит к классу таких утилитаристских функций благосостояния. Как было показано, индекс неравенства раскладывается без остатка на внутригрупповую и межгрупповую составляющие. В нашем случае индекс неравенства в условиях оптимальной налоговой системы соответствует показателю внутригруппового неравенства в терминах работы (Blackburn, 1975), в то время как разница индексов неравенства при фактической налоговой системе и при оптимальной налоговой системе соответствует показателю межгруппового неравенства, что позволяет приме-

нять результаты работы (*Blackburn, 1975*) для обоснования корректности используемого разложения.

Данное разложение может быть интерпретировано иным образом. Представим, что в экономике существует репрезентативный потребитель. В таком случае функция общественного благосостояния может быть описана функцией полезности репрезентативного потребителя. И эффект реформы можно разложить на эффект дохода и эффект замещения для данного потребителя. Изменение распределения доходов в результате реформы будет мерой эффекта дохода для данного потребителя, а изменение распределения потерь благосостояния – мерой эффекта замещения для данного репрезентативного потребителя.

## **2.5. Расчет потерь эффективности, связанных с налогообложением заработной платы**

Как отмечалось выше в подразделе, посвященном описанию методологии данной работы, применяемым подходом к сравнению свойств двух генерируемых двумя налоговыми системами распределений доходов индивидуумов является сравнение их свойств с системой, максимизирующей общественное благосостояние. Тем не менее данный критерий не является полным. В частности, может оказаться, что две налоговые системы с различными характеристиками оказываются эквивалентными. Выше рассматривались характеристики неравенства, данный раздел посвящен рассмотрению значений функции благосостояния. Функция общественного благосостояния при анализе предполагается утилитаристской. В этом случае можно показать, что задача максимизации общественного благосостояния эквивалентна минимизации суммы чистых потерь потребителей в результате налогообложения. Таким образом, вместо сравнения благосостояния потребителей в условиях

разных налоговых систем можно сравнивать их потери, что является более тонким инструментом анализа.

Вообще говоря, целью расчетов избыточного бремени налогов является оценка потерь благосостояния экономических агентов в результате налогообложения<sup>13</sup>. Поскольку функция полезности определена с точностью до монотонного преобразования, ее непосредственное использование невозможно для создания сопоставимых оценок. Естественным сопоставимым показателем, являющимся индикатором уровня полезности экономических агентов, является функция полезности в денежном выражении – функция расходов при зафиксированных ценах товаров. Функция расходов – это отображение, ставящее минимальное значение расходов в соответствие заданной величине функции полезности и цен:  $e(p, \bar{u}) = \min \{px : u(x) \leq \bar{u}\}$ .

Функция полезности в денежном выражении также не является непосредственно верифицируемой величиной на всей области определения. В реальности можно лишь наблюдать изменение потребительского выбора при заданных изменениях цен товаров. Иначе говоря, значение этой функции известно лишь в ограниченном числе точек. Информацию о функции полезности в денежном выражении тем не менее можно получить на основании знания структуры спроса. На восстановленных таким образом значениях функции полезности в денежном выражении при заданных параметрах кривой потребительского спроса может быть основано несколько подобных оценок. Одной из простейших оценок избыточного бремени налогообложения является оценка, основанная на расчете по-

---

<sup>13</sup> Эффект воздействия налога на потребителя складывается из совокупности эффектов дохода и замещения. В то время как изменение спроса в связи с эффектом дохода соответствует изменению налоговых доходов бюджета, эффект замещения является нескомпенсированным, что и обуславливает возникновение чистых потерь общества.

ребительского излишка. Эта мера иногда в литературе называется мерой Маршалла–Харбергера–Дюпюи (см., например, *Tax Policy Handbook, 1995*). Применение потребительского излишка для оценки потерь благосостояния от налогообложения предполагает кардинальный подход к измерению благосостояния. Для того чтобы эта мера была корректной, потребительская полезность должна быть сепарабельной по разным товарам.

Рассмотрим вектор спроса  $x$  и вектор цен  $p$  и предположим, что изменение цен во времени происходит по закону  $p(t)$ . Изменение потребительского излишка будет равно суммарному изменению затрат на продукт (с учетом изменения спроса) вдоль всей траектории изменения цен (см. *Auerbach, 1999*). Таким образом, изменение потребительского излишка выражается криволинейным интегралом первого рода:  $\Delta CS = \int_{p(t)} x(p) dp$ . Потребительский излишек, вооб-

ще говоря, зависит от траектории изменения цен. Можно заметить, что зависимости от траектории изменения цен не будет, если спрос является градиентом некоторой дифференцируемой функции. Это, в частности, будет подразумевать линейность косвенной функции полезности по доходу.

Меры благосостояния, основанные на понятии компенсированного спроса, лишены зависимости изменения благосостояния от траектории изменения параметров. Естественными мерами изменения благосостояния в денежном выражении являются компенсирующая и эквивалентная вариации доходов. Компенсирующую вариацию доходов можно представить как разность функций издержек при уровне полезности, зафиксированном на первоначальном уровне (до изменения цен):  $CV(p^0, p^1, y^0) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0)$ . Эквивалентная вариация может быть представлена в виде разности функций расходов при

уровне полезности, зафиксированной на уровне после изменения цен:  $EV(p^0, p^1, y^1) = e(p^1, u^1) - e(p^0, u^1)$ .

Замечательным свойством, которое наблюдается в том случае, если полезность индивидуума сепарабельна по величинам спроса на потребление и досуг, является то, что меры потерь благосостояния, основанные на величине компенсированного спроса, совпадают с величиной потребительского излишка.

Как было отмечено, в данной работе предполагается, что функция полезности индивидуумов является сепарабельной по величинам досуга и потребления. Это, в частности, приводит к тому, что компенсированное предложение труда совпадает с некомпенсированным (как и соответствующие значения эластичностей). Вследствие этого для анализа изменений благосостояния оказываются применимыми оценки некомпенсированной эластичности предложения труда по реальной заработной плате, полученные выше. Следует отметить, что при подходящей нормировке взятое с обратным знаком предложение труда может быть интерпретировано как спрос на досуг. В этом случае для оценки искажающего воздействия налогообложения заработной платы оказываются применимыми стандартные оценки избыточного бремени налогов на потребление.

В рамках предположений данной работы, следовательно, изменение благосостояния индивидуумов в результате налогообложения может быть оценено путем расчета потребительского излишка.

Действительно, если полезность индивидуума  $U = wl + \varphi(1-l)$ , то изменение заработной платы приводит к следующему изменению полезности индивидуума с точностью до членов второго порядка:  $U = \{[w - \varphi'(1-l)]l' + l\} \delta w + \frac{1}{2} \{[w - \varphi'(1-l)]l'' + l' + \varphi''l'^2\} (\delta w)^2$ . При выполнении теоремы об огибающей:  $\delta U = l \delta w + \frac{1}{2} \{2l' + \varphi''l'^2\} (\delta w)^2$ .

Используя условие первого порядка и определение эластичности, а также вводя обозначение  $y$  для дохода индивидуума, можно получить следующее выражение для изменения полезности:  $\delta U = l\delta w + \frac{1}{2}y|\varepsilon_l^w|(\frac{\delta w}{w})^2$ . Первый член данного разложения – изменение полезности, связанное с изменением уровня доходов индивидуума. Второй член показывает изменение полезности вследствие изменения заработной платы, связанное с изменением потребительского выбора. В частности, если изменение заработной платы происходит вследствие изменения предельной ставки налогообложения заработной платы, то второй член данного разложения может быть переписан в виде:  $\delta U^{(2)} = \frac{1}{2}y|\varepsilon_l^w|(\frac{\delta \tau}{1+\tau})^2$ . Эта формула будет использоваться нами для оценки изменения благосостояния индивидуумов в результате налоговой реформы. В качестве базового уровня будут приниматься параметры распределения индивидуумов по доходам в рамках текущего налогового законодательства. В качестве параметров уровня сравнения будут использоваться параметры оптимальной налоговой системы (оптимальные предельные налоговые ставки). Таким образом будет рассчитываться изменение уровня благосостояния индивидуумов при переходе от текущей налоговой оптимальной налоговой шкале.

Рассмотрим рассчитанное на основании имеющихся оценок эластичности распределение изменений благосостояния<sup>14</sup> между группами индивидуумов при разбивке выборки на 4 части (табл. 7).

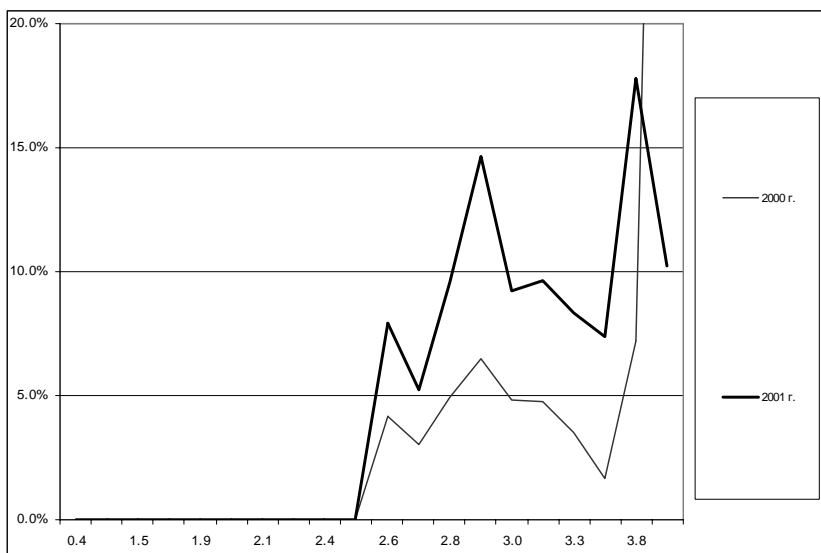
---

<sup>14</sup> В дальнейшем термины «потери эффективности» и «потери благосостояния» будут считаться равнозначными.

**Изменение благосостояния в результате налогообложения  
доходов для подгрупп работающего населения  
в целом, вызванное влиянием  
налогообложения, в %**

	Распределение потерь эффективности между группами индивидуумов в 2000 г.	Распределение потерь эффективности между группами индивидуумов в 2001 г.
Группа 1	0,0	0,0
Группа 2	0,0	0,0
Группа 3	23,4	46,7
Группа 4	76,6	53,3

Как можно заметить, изменения благосостояния в соответствии с оценками сконцентрированы в группах индивидуумов с доходами выше средних. Помимо этого, можно заметить, что доля изменения благосостояния, приходящаяся на группу индивидуумов с наиболее высокими доходами, снизилась. Такой результат получен вследствие того, что в соответствии с оценками предложение труда малообеспеченных индивидуумов неэластично по заработной плате. Следовательно, изменение налоговых ставок не влияет на их поведение и не вызывает изменений благосостояния (за исключением тех, которые вызваны эффектом дохода). Поскольку потери благосостояния рассчитываются на основе функции расходов, они измеряются в денежных единицах. Это позволяет их суммировать, а также рассматривать их относительные распределения. На *рис. 12* приведено распределение потерь эффективности между группами индивидуумов с разными доходами.



*Рис. 12.* Изменение благосостояния при переходе от текущей налоговой к оптимальной налоговой системе для подгруппы работающего населения в зависимости от логарифма заработной платы

Как можно заметить, распределение изменений благосостояния между группами индивидуумов таково, что основная доля изменений приходится на группы наиболее обеспеченных индивидуумов, причем как в 2000 г., так и в 2001 г. эти доли в среднем выше для более обеспеченных индивидуумов.

Помимо достаточно условного сопоставления благосостояния при текущей и оптимальной налоговой системе можно сопоставить благосостояние индивидуумов до и после налоговой реформы в рамках принятых предположений о функциональной форме функций полезности. Поскольку в результате реформы произошло снижение предельных налоговых ставок для высокодоходных индивидуумов (эффект изменения благосостояния для низкодоходных групп населения мал в связи с низкой величиной эластичности предложения труда), можно



говорить о том, что налоговая реформа привела в целом к росту благосостояния. При этом изменение благосостояния в результате реформы оказывается больше для индивидуумов с более высокими заработными платами и увеличивается с ростом заработной платы индивидуумов.

Таким образом, анализ показывает, что налоговая реформа привела к предельному росту благосостояния работающих индивидуумов.

Следует отметить, что рассмотрение потерь благосостояния как показателя, соответствующего индивидуумам и группам индивидуумов, основано на следующих аргументах. Поскольку функция общественного благосостояния является функцией индивидуальных функций полезности, эффект влияния изменений в налоговой системе на общественное благосостояние состоит, во-первых, из эффекта, связанного с изменением индивидуальных функций полезности, который, в свою очередь, складывается из изменения полезности, связанного с эффектом дохода (фактический эффект уменьшения доходов за счет изменения величины посленалогового дохода), и эффекта, возникающего вследствие замещения потребления досугом при изменении ставок налогообложения заработной платы. Во-вторых, существует совокупный эффект, связанный с изменением соотношения индивидуальных полезностей, который, в частности, может быть получен путем измерения неравенства характеристик индивидуальных полезностей. Именно поэтому в данной работе рассматриваются характеристики неравенства потерь эффективности и неравенства доходов в рассматриваемых группах индивидуумов. Эффект изменения общественного благосостояния за счет изменения соотношения индивидуальных полезностей в дальнейшем будет называться «групповым» эффектом.

## 2.6. Исследование некоторых теоретических зависимостей

Выше были рассчитаны потери эффективности по группам индивидуумов в результате налогообложения, а также рассмотрено разложение индекса неравенства на составляющие, отражающие эффект изменения распределения населения по доходам и эффект от изменения в результате налоговой реформы. Полученные результаты позволяют сравнить неравенство распределения потерь эффективности в обществе, характеризующее изменение совокупного благосостояния за счет «группового» эффекта, упомянутого выше, с неравенством распределения посленалоговых доходов, а также определить, насколько изменение неравенства посленалоговых доходов адекватно распределению изменения потерь эффективности.

Рассмотрим распределение потерь эффективности в результате налогообложения доходов до и после налоговой реформы. В *табл. 8* приведены характеристики распределения потерь благосостояния, возникающих в результате налогообложения, для населения в целом.

*Таблица 8*

### Характеристики распределения потерь эффективности для населения в целом

Характеристика	2000 г.	2001 г.
Индекс Джини для распределения потерь эффективности	0,853	0,867
Коэффициент вариации	3,420	3,186

Как видно из приведенной таблицы, индекс Джини для распределения потерь эффективности в результате налогообложения между индивидуумами в 2001 г. повысился по сравнению с 2000 г. В то же время произошло снижение коэффициента вариации потерь эффективности. Данные показатели свидетельствуют о том, что в 2001 г. повысилась концентрация

потерь эффективности в группах наиболее обеспеченных индивидуумов. Рассмотрим теперь изменение распределения потерь эффективности по подгруппам населения (табл. 9).

Таблица 9

**Характеристики распределения потерь эффективности для подгруппы мужчин**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини для распределения потерь эффективности	0,730	0,749
Коэффициент вариации	2,361	2,170

Можно заметить, что изменение показателей для подгруппы налогоплательщиков мужского пола произошло таким же образом, как и для всех налогоплательщиков в целом. Аналогично можно говорить о повышении концентрации потерь эффективности в 2001 г. у определенных групп налогоплательщиков. Повышение концентрации потерь эффективности свидетельствует о снижении концентрации благосостояния между индивидуумами, а следовательно, свидетельствует о повышении совокупного благосостояния за счет «группового» эффекта.

Неравенство распределения потерь эффективности в подгруппе женщин в целом оказывается выше, чем для подгрупп мужчин. Это объясняется низкими значениями эластичности предложения труда, полученными для подгрупп женщин. При этом в целом можно говорить об аналогичных изменениях показателей распределения потерь эффективности в результате налогообложения в подгруппе женщин.

Таблица 10

**Характеристики распределения потерь эффективности для подгруппы женщин**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини для распределения потерь эффективности	0,951	0,964
Коэффициент вариации	7,664	7,558

Общий вывод, который может быть сделан из анализа распределения потерь эффективности по группам населения, заключается в том, что в 2001 г. по сравнению с 2000 г. повысилось неравенство распределения потерь эффективности между налогоплательщиками. Анализ коэффициента вариации потерь эффективности свидетельствует о том, что данное изменение было обусловлено повышением концентрации потерь эффективности в результате налогообложения доходов в определенных группах налогоплательщиков.

Исходя из данного вывода, можно сопоставить изменение распределения посленалоговых доходов в результате реформы и изменение распределения потерь эффективности. Результаты анализа динамической декомпозиции индекса Джини говорят о том, что в связи с изменением структуры налогообложения произошло усиление неравенства в рассматриваемых группах индивидуумов. Это могло, в частности, произойти вследствие того, что более богатые индивидуумы стали декларировать большие доходы после налоговой реформы, что привело к усилению неравенства доходов. Этот эффект, однако, был частично скомпенсирован в результате изменения распределения доналоговых доходов, включая изменение неравенства за счет изменения доходов, декларируемых более богатыми индивидуумами. В то же время итоги анализа распределения потерь эффективности между индивидуумами говорят о том, что в результате реформы произошло дополнительное перемещение потерь эффективности в сторону определенных групп населения.

Результаты, полученные в предыдущем разделе, позволяют сделать вывод о том, что подобное перемещение произошло в пользу индивидуумов с относительно большими доходами. Таким образом, анализ показателей распределения свидетельствует о том, что налоговая реформа 2000 г. привела к двум разнонаправленным тенденциям: с одной стороны, к перерас-

пределению части номинального налогового бремени в пользу менее обеспеченных налогоплательщиков за счет изменения номинальной налоговой шкалы от прогрессивной к пропорциональной; с другой стороны, произошло относительное усиление искажающего эффекта налогообложения для группы более богатых налогоплательщиков<sup>15</sup>. Данные результаты согласуются с выводами теоретического анализа, связывающего изменения неравенства и благосостояния в результате изменений шкалы налогообложения доходов.

Характерным показателем может служить сумма потерь эффективности в результате налогообложения и налоговых обязательств индивидуумов. В *табл. 11* приведены показатели распределения суммы номинального налогового бремени и рассчитанного на основании величины эластичности предложения труда показателя избыточного налогового бремени (потеря эффективности). Данный показатель является содержательным, поскольку потери эффективности рассчитываются на основе функции расходов и, следовательно, выражены в денежных единицах. Данная величина соответствует сумме паушального налога, который мог бы быть собран при аналогичном изменении благосостояния индивидуумов. С математической точки зрения такой анализ можно рассматривать как разложение первого порядка по функции полезности индивидуумов в денежном выражении на эффект, связанный с изменением фактических доходов, и эффект, связанный с изменением предложения труда.

---

<sup>15</sup> Данный эффект является относительным, поскольку в абсолютном выражении потери благосостояния снизились для всех групп. Воздействие же на общественное благосостояние связано с «групповым» эффектом.

Таблица 11

**Характеристики распределения суммарного налогового бремени  
для населения в целом**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини для распределения налогового бремени	0,567	0,566
Коэффициент вариации	1,562	1,561

Как можно заметить из приведенной таблицы, показатели равномерности распределения совокупного налогового бремени за два года различаются несущественно. Таким образом, суммарный распределительный эффект налогообложения (без учета косвенного эффекта влияния налоговых ставок на размер декларируемого налогооблагаемого дохода, не связанного с изменением предложения труда) для налогоплательщиков в целом оказался небольшим.

Для подгруппы мужчин результаты распределительного анализа приводят к аналогичным выводам (*табл. 12*).

Таблица 12

**Характеристики распределения суммарного налогового бремени  
для подгруппы мужчин**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини для распределения налогового бремени	0,562	0,562
Коэффициент вариации	1,508	1,510

Как видно из *табл. 12* индекс Джини для распределения суммарного налогового бремени остался без изменений. В то же время коэффициент вариации повысился на 0,02. К аналогичным выводам приводит анализ распределения совокупного налогового бремени для подгруппы женщин (*табл. 13*).

**Характеристики распределения суммарного налогового бремени  
для подгруппы женщин**

<b>Характеристика</b>	<b>2000 г.</b>	<b>2001 г.</b>
Индекс Джини для распределения налогового бремени	0,543	0,543
Коэффициент вариации	1,451	1,450

Как можно заметить из *табл. 13*, рассматриваемые показатели распределения остались без изменений в 2001 г.

Таким образом, анализ распределения совокупного налогового бремени свидетельствует о том, что совокупный распределительный эффект налоговой реформы 2000 г. для декларируемого налогооблагаемого дохода достаточно мал. Такой результат достигнут за счет того, что перенесение части налогового бремени на менее обеспеченных налогоплательщиков сопровождалось перенесением искажающего эффекта налогообложения на более богатых налогоплательщиков<sup>16</sup>, что обеспечило отсутствие существенного совокупного воздействия на распределение суммарного налогового бремени.

Необходимо отметить при этом, что данный результат не может восприниматься без оговорок, поскольку полученные оценки искажающего эффекта налогообложения являются достаточно условными и основаны на оценке эластичности предложения труда индивидуумами. Иначе говоря, точные значения эластичности индивидуального предложения труда были заменены усредненными оценками показателя для определенных когорт индивидуумов. Кроме того, показатель номинального налогового бремени был получен в предположении, что под воздействием налогообложения доход индивидуумов ме-

---

<sup>16</sup> Как отмечается выше, данный эффект является относительным, поскольку в абсолютном выражении потери благосостояния во всех группах индивидуумов снизились.

няется в соответствии с измеренными величинами эластичности предложения труда, что может не вполне соответствовать действительности.



## **Заключение и некоторые рекомендации по проведению налоговой политики**

В данной работе рассмотрены некоторые свойства налогов на доходы в России. В рамках предположения о полном переложении налогов на доходы на индивидуумов рассмотрено влияние подоходного налога и единого социального налога на неравенство и благосостояние индивидуумов. Помимо непосредственного изучения характеристик налоговой системы также сделана попытка сравнить свойства налоговой системы в Российской Федерации до и после налоговой реформы 2000 г. Если в качестве основных характеристик налоговой системы рассматриваются неравенство и сумма благосостояний индивидуумов, задача сравнения разных налоговых шкал приводит к необходимости ранжирования двумерных характеристик, объединяющих значение функции благосостояния и значение определенной характеристики неравенства посленалоговых доходов индивидуумов, что априори является противоречивой задачей.

Возможное решение заключается в сравнении данных характеристик с некоторыми стандартными характеристиками. При этом возможно сравнение с безналоговой ситуацией. Такое сравнение, однако, может оказаться некорректным, поскольку сравнивается ситуация, которая в лучшем случае может быть ограниченным Парето-оптимумом (т.е. реальная ситуация) с ситуацией, которая является Парето-оптимальной (предполагаемая безналоговая ситуация). Иначе говоря, результат такого сравнения будет зависеть от конкретных свойств функции благосостояния. Возможным выходом является сравнение различных налоговых систем с оптимальной налоговой системой, т.е. налоговой системой, которая обеспе-

чивает ограниченный Парето-оптимум: максимизирует функцию общественного благосостояния при заданных налоговых поступлениях.

Рассмотрение основных теоретических работ, посвященных построению оптимальной налоговой шкалы, позволило провести расчет оптимальных налоговых ставок на основе фактических данных. В частности, данная методика предполагает доступность информации об эластичностях индивидуального предложения труда. Поскольку структура предложения труда нелинейна для разных доходных групп индивидуумов, а также различается у мужчин и женщин, имеющаяся выборка была разделена на 20 доходных групп, а также по полу. Выбор групп основывался на необходимости выделить достаточно большое количество доходных групп населения – так, чтобы не происходило пересечения границ этих групп в процессе изменения доходов. Следует отметить при этом, что выделение групп производилось по почасовой заработной плате, поскольку она является основной объясняющей переменной в рассматриваемой модели. Более естественным было бы выделить группы на основании размера совокупных доходов домашних хозяйств. Однако, поскольку вариация продолжительности рабочего дня для используемой нами выборки небольшая, разбиение на основании совокупных доходов практически совпало бы с разбиением на основании почасовой заработной платы.

Поскольку такое разделение не позволяло проследить переходы индивидуумов между доходными группами, дискретный характер принятия решений о предложении труда индивидуума не учитывался. Для корректировки возможного смещения оценок был использован двухшаговый метод наименьших квадратов, где в качестве одного из инструментальных уравнений участвовало уравнение Минсера для заработной платы.

Полученные результаты свидетельствуют о росте эластичности предложения труда с ростом доходов индивидуумов как в группе мужчин, так и в группе женщин. Тем не менее для женщин эластичности предложения труда в целом оказываются ниже. Полученные значения эластичностей позволили рассчитать изменения благосостояния (в терминах изменения потерь благосостояния) индивидуумов в результате налоговой реформы, которые оказались положительными и имеют тенденцию к росту с повышением уровня доходов.

Важным результатом данной работы является динамическая декомпозиция индекса Джини для подгрупп налогоплательщиков, а также для всей совокупности налогоплательщиков. Как оказалось, во всех случаях реформа привела к усилению неравенства номинальных посленалоговых доходов. Иначе говоря, номинальное бремя налогообложения доходов в меньшей степени оказалось переложеном на более богатых налогоплательщиков. Данный эффект, однако, был скомпенсирован изменением распределения посленалоговых доходов, что вызвало снижение совокупного неравенства посленалоговых доходов. Необходимо отметить, что последний эффект также мог оказаться результатом налоговой реформы, поскольку, как было показано в работе (*Синельников и др., 2003*), наблюдалась значимая взаимосвязь между изменением реальной налоговой базы и средних предельных ставок налогообложения доходов.

Кроме распределения номинального налогового бремени, было рассмотрено также изменение распределения избыточного налогового бремени – потерь эффективности, возникающих в результате искажающего воздействия налогообложения доходов. Произведенные расчеты показывают, что в результате реформы значительная часть потерь эффективности переместилась в сторону более обеспеченных налогоплательщиков. Кроме того, анализ условной меры налогового бремени – сум-

мы налоговых обязательств налогоплательщиков, а также величины потерь эффективности свидетельствует о том, что существенных изменений в распределении налогового бремени не произошло ни в одной из групп в результате реформы. Таким образом, говоря о номинальном распределительном эффекте, можно отметить, что реформа была близка к нейтральной в распределительном плане.

Основной распределительный эффект реформы является косвенным и выражается в росте прогрессивности налогообложения доходов за счет влияния предельных налоговых ставок на величину декларируемой налоговой базы.

Результаты проделанного анализа могут быть полезны и для определения будущей налоговой политики. Сделан вывод о том, что потери эффективности в результате налогообложения в значительной степени возникают для наиболее высокодоходных индивидуумов. Таким образом, дальнейшее повышение прогрессивности налоговой системы возможно за счет изменений налогообложения менее обеспеченных налогоплательщиков. В частности, среди возможных вариантов могут рассматриваться увеличение необлагаемого минимума, расширение принимаемых к вычету из базы налогообложения расходов.

Вывод о том, что основной перераспределительный эффект реформы связывается с косвенным влиянием предельных налоговых ставок на размер декларируемой налоговой базы, позволяет говорить о том, что дальнейшее изменение предельных ставок подоходного налога и единого социального налога не является целесообразным, если цель налоговой политики – изменение распределения посленалоговых доходов. Во-первых, это мотивировано тем, что значительный косвенный эффект в результате реформы 2000 г. был достигнут масштабами реформы: существенно изменялись шкалы как подоходного, так и единого социального налога. Иначе говоря, достижение ана-

логичного эффекта потребует настолько же масштабных изменений в налоговой системе. Во-вторых, поскольку оказывается существенным изменение распределения потерь эффективности, наиболее вероятной является ситуация, когда изменение распределения номинального налогового бремени оказывается скомпенсированным изменением избыточного налогового бремени.

Оцененная эластичность предложения труда оказывается небольшой для большей части налогоплательщиков. Как следствие, маловероятно, что налогообложение доходов может быть использовано как эффективный инструмент влияния на рынок труда. Этот результат также означает, что основной эффект реформы связан с чистым эффектом дохода, в то время как изменение потерь благосостояния вследствие действия эффекта замещения мало. Таким образом, если не учитывать изменение потребительского излишка, связанного с изменением уровня уклонения от уплаты подоходного налога и единого социального налога, то распределительный эффект реформы не был сопряжен со значительным изменением потерь потребительского излишка вследствие изменения предельных налоговых ставок.

Данный вывод позволяет предположить, что при проведении налоговых реформ в России, вызывающих изменения заработной платы индивидуумов эквивалентные или меньшие, чем в результате прошедшей в 2000 г. реформы, можно не учитывать эффект замещения труда досугом в результате реформы.

Соответственно, бюджетный эффект таких реформ может рассчитываться на основе данных об изменении средней налоговой ставки и реальной налоговой базы до реформы.

Это позволяет проводить расчеты эффекта реформирования налогообложения доходов, опираясь на текущее распределение населения по доходам. Рассмотрим, например, каков

эффект снижения базовой предельной ставки единого социального налога в 2005 г. с 35,6 до 26%. Бюджетный эффект предполагаемых изменений рассчитывался путем прогноза совокупной базы ЕСН 2003 г. в 2005 г. При прогнозе предполагается, что при изменении предельных ставок не изменяется объем уклонения от уплаты подоходного налога и ЕСН (т.е. не изменяется объем декларируемой налоговой базы). Кроме того, мы пренебрегаем изменениями, которые могут произойти в результате изменения спроса на труд за счет изменения цены труда вследствие изменения ставок ЕСН (поскольку единый социальный налог уплачивается работодателем). Иначе говоря, считается, что все возможные изменения могут происходить исключительно за счет изменения объема предложения труда<sup>17</sup>.

Прогноз производился следующим образом. На основании данных 12-го раунда RLMS (собранных в 2003 г.) и прогноза темпов инфляции на 2005 г. на уровне 9% и темпов экономического роста на уровне 6% с учетом индивидуальных параметров респондентов RLMS рассчитывались их налоговые обязательства к началу 2006 г. в рамках текущей и измененной налоговой системы.

На основании полученных значений рассчитывались эффективные налоговые ставки в шедулях Единого социального налога. Затем полученные эффективные налоговые ставки для текущей и измененной налоговых систем умножались на прогноз налоговой базы. Таким образом, получался прогноз налоговых поступлений при текущей и измененной налоговых системах.

---

<sup>17</sup> Потенциально возможен эффект, когда снижение ЕСН повышает прибыльность производства за счет снижения издержек на рабочую силу (в том числе и за счет усиления конкурентного преимущества по сравнению с импортными товарами) и соответственно вызывает рост спроса на рабочую силу.

В табл. 14 приведены результаты расчета налоговых поступлений по группам налогоплательщиков. Можно заметить, что изменения в законодательстве приводят к отрицательному бюджетному эффекту во всех группах.

Таблица 14

**Результаты снижения ставки ЕСН для различных групп налогоплательщиков в 2005 г.**

Границы доходов	Предельная ставка ЕСН в рамках текущего законодательства, %	Предельная ставка ЕСН в случае внесения изменений в законодательство, %	Поступления ЕСН в рамках текущего законодательства, млрд руб.	Поступления ЕСН в случае внесения изменений в законодательство, млрд руб.
До 100 000 руб.	36,5	26	291,0	212,5
От 100 000 до 300 000 руб.	20	20	622,2	494,1
От 300 000 до 600 000 руб.	10	10	120,6	106,7
Свыше 600 000 руб.	2	2	30,7	28,0

Расчеты показывают, что предполагаемые изменения в налогообложении приведут к снижению поступлений ЕСН на 69,5 млрд руб., вызвав падение эффективной ставки с 31 до 28,8%. Таким образом, данное изменение в соответствии с полученным прогнозом приводит к существенному негативному бюджетному эффекту.

Как можно заметить, полученный в работе эмпирический результат о незначимости эффекта замещения в реформах налогообложения доходов с малыми изменениями предельных налоговых ставок позволяет использовать относительно простые инструменты для прогнозирования эффекта дальнейших реформ. Более того, подобный анализ не требует использования зачастую ненадежных оценок реакции индивидуумов на реформы налогообложения доходов.

## Приложение

В данном приложении<sup>18</sup> рассматриваются результаты моделирования при помощи метода Монте-Карло для используемого метода оценки эластичности предложения труда.

Рассмотрим процесс порождения данных (DGP) следующего вида:

$$x_i = 100 + z_i + 15\varepsilon_{2i},$$

$$y_i = \begin{cases} 50 + 0,6x_i + 15\varepsilon_{1i}, & \text{если } x_i < 150, \\ 50 + 1,2x_i + 15\varepsilon_{1i}, & \text{если } x_i \geq 150; \end{cases}$$

$$i = 1, \dots, 400,$$

где  $\varepsilon_{1i}$ ,  $\varepsilon_{2i}$ ,  $i = 1, \dots, 400$  – последовательности независимых случайных величин, имеющих стандартное нормальное распределение, причем

$$\text{Corr}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2k}) = \begin{cases} 0 & \text{при } k \neq i, \\ 0,7 & \text{при } k = i, \end{cases}$$

так что ошибки в уравнениях для  $x_i$  и  $y_i$  коррелированы.

Второе уравнение можно интерпретировать как уравнение логарифма предложения труда ( $y$ ), а первое уравнение – как модель логарифма реальной заработной платы ( $x$ ). Структура предложения труда в данной модели зависит от уровня реальной заработной платы: индивидуумы с более высокой заработной платой сильнее меняют число часов работы, чем индивидуумы с более низкой заработной платой, при аналогичном абсолютном изменении заработной платы. При этом для каж-

---

<sup>18</sup> Приложение подготовлено В.П. Носко.



дого конкретного индивидуума при прочих равных условиях более высокая рыночная заработная плата вызывает дополнительно положительное влияние на объем предложения труда, что характеризуется положительной корреляцией между ошибками двух уравнений.

Используя смоделированные данные, получаем для выборочного коэффициента корреляции между переменными  $x_i$  и  $y_i$  значение 0,68. Таким образом, данные приводят к выводу об устойчивой положительной связи между заработной платой и предложением труда, как это и должно следовать из рассматриваемой модели.

Посмотрим, что дает системное (FIML) оценивание коэффициентов системы отдельно для групп с  $x_i < 150$  и с  $x_i \geq 150$ .

Для группы с  $x_i < 150$  получаем оцененные уравнения в виде:

$$y = 68,2 + 0,42x,$$

$$x = 100,6 + 0,82z.$$

Для группы с  $x_i \geq 150$  получаем оцененные уравнения в виде:

$$y = 109,1 + 0,88x,$$

$$x = 125,3 + 0,70z.$$

В обоих случаях наблюдается значительное смещение вниз оценок эластичности заработной платы по сравнению со значениями эластичностей, использованными в DGP (0,42 против 0,60 в первом случае и 0,86 против 1,20 во втором случае). Это можно объяснить наблюдающимся смещением вниз коэффициентов при экзогенной переменной  $z$  в уравнениях для заработной платы (соответственно 0,82 и 0,70 против 1), что связано, в свою очередь, с расщеплением облака точек на диаграмме рассеяния  $zOx$ . Иначе говоря, разделяя данные, мы игно-

рируем факт корреляции ошибок разных уравнений (в связи с тем что мы искусственно разделяем переменные, трансформируя таким образом фактическое распределение ошибок), что приводит к смещению оценок эластичностей предложения труда (рис. 13–15).

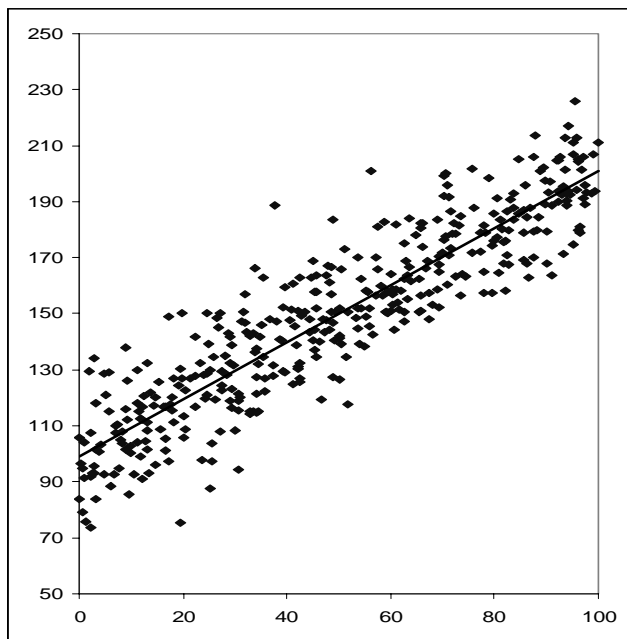


Рис. 13. Диаграмма для всех 400 наблюдений

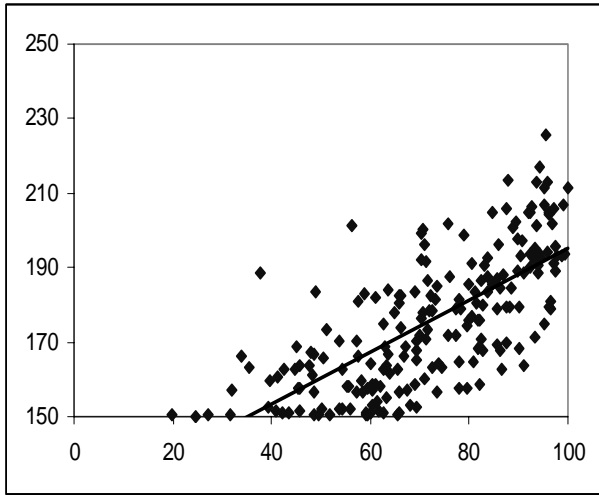


Рис. 14. Диаграмма для наблюдений с  $x_i \geq 150$

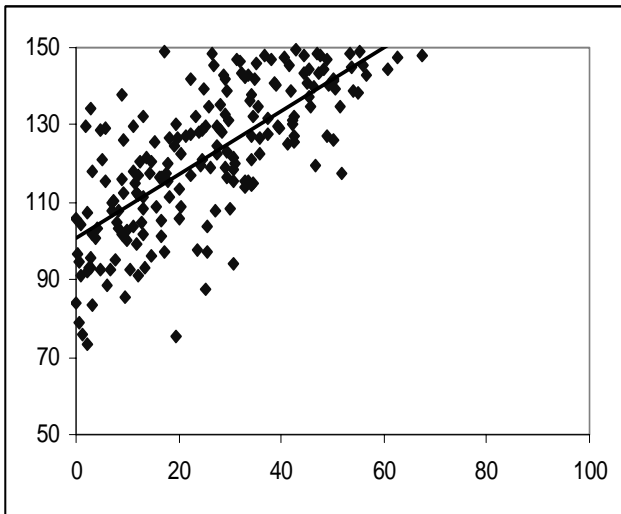


Рис. 15. Диаграмма для наблюдений с  $x_i < 150$

Указанное смещение практически устраняется при введении в оцениваемую модель *dummy*-переменных, т.е. при оценивании статистической модели:

$$y_i = c_1 dum1 + c_2 (x_i dum1) + c_3 (1 - dum1) + c_4 (x_i (1 - dum1)) + v_{1i},$$

$$x_i = c_5 + c_6 z_i + v_{2i},$$

где  $\begin{cases} dum1 = 1, & \text{если } x_i < 150, \\ dum1 = 0, & \text{если } x_i \geq 150. \end{cases}$

Использование искусственных переменных позволяет построить одно интегральное уравнение предложения труда, т.е. оказываются учтенными ошибки в одновременно двух уравнениях, и трансформации облака ошибок не происходит.

Результаты FIML оценивания такой модели вполне удовлетворительны (*табл. 15*).

*Таблица 15*

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
C(1)	48,084	6,256	7,686
C(2)	0,603	0,049	12,272
C(3)	55,223	8,184	6,747
C(4)	1,174	0,047	24,849
C(5)	99,101	1,340	73,973
C(6)	1,019	0,025	40,639

Вместе с тем, если оценивать статистическую модель, не учитывающую различие коэффициентов при переменной заработной платы в двух группах, т.е. модель:

$$y_i = c_1 + c_2 x_i + v_{1i},$$

$$x_i = c_3 + c_4 z_i + v_{2i},$$

то при FIML оценивании такой модели получаем следующий результат:

$$y = -129,41 + 2,15x,$$

$$x = 99,09 + 1,02z,$$

так что коэффициенты уравнения для заработной платы восстанавливаются весьма точно, в то время как эластичность заработной платы намного превышает значения этого коэффициента в DGP для обеих групп. Эту ситуацию иллюстрирует диаграмма рассеяния значений переменных  $x$  и  $y$  (рис. 16).

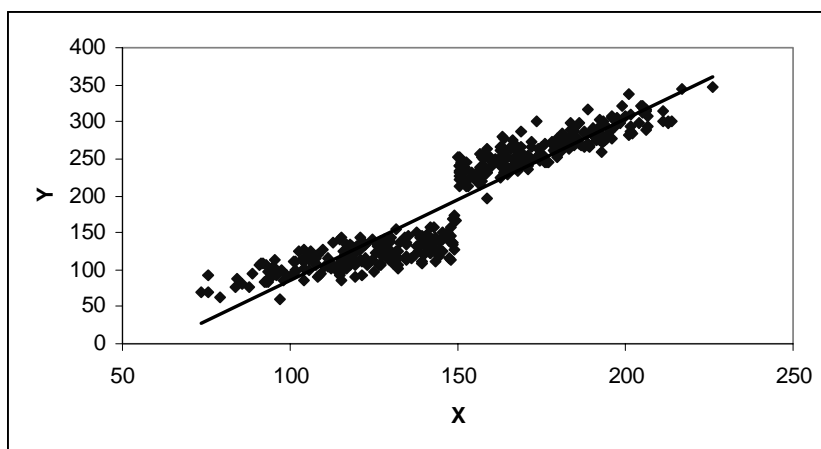


Рис. 16. Диаграмма рассеяния значений переменных  $x$  и  $y$

Прямые, подбираемые по отдельным облакам, соответствующим каждой из двух групп, имеют значительно меньший наклон по сравнению с нанесенной на диаграмму прямой, подобранной по объединенному облаку. Иначе говоря, игнорируя различия в структуре предложения труда для индивидуумов с низкими и высокими доходами, мы недооценим эластичность предложения труда на одной части кривой и переоценим ее на другой части кривой. Полученные оценки, как следствие, будут непригодными для дальнейшего анализа, на-

пример, требующего расчета потерь благосостояния в результате налоговой реформы.

Следует отметить, что данный метод имеет ряд недостатков. Во-первых, можно заметить, что с ростом числа рассматриваемых групп индивидуумов эффективность оценок с помощью данного метода снижается вследствие роста числа оцениваемых параметров. Это приводит к тому, что среднеквадратичная ошибка улучшенного метода приближается к среднеквадратичной ошибке смещенной оценки с помощью используемого в работе метода. Иначе говоря, совокупная эффективность двух оценок становится практически одинаковой.

Во-вторых, добавляемые в улучшенном методе бинарные переменные являются специфическими для групп. Вследствие этого они коррелированы с ошибками регрессионного уравнения (которые имеют специфическую для панельных данных двухкомпонентную структуру). То есть примененный к панельным данным указанный метод может привести к смещению оценок, сопоставимому со смещением метода, используемого в работе.

## **Список литературы и использованных источников**

1. Aaberge R. Interpretation of Changes in Rank-Dependent Measures of Inequality // *Economics Letters* 55.2 (1997): 215–19.
2. Aaberge R. Characterizations of Lorenz Curves and Income Distributions // *Social Choice and Welfare* 17.4 (2000): 639–53.
3. Aaberge R. Axiomatic Characterization of the Gini Coefficient and Lorenz Curve Orderings // *Journal of Economic Theory* 101.1 (2001): 115–32.
4. Atkinson A.B. Optimal Taxation and the Direct versus Indirect Tax Controversy // *Canadian Journal of Economics*. 1977. Vol. 10. P. 590–606.
5. Atkinson A.B., Stiglitz J.E. The Design of Tax Structure: Direct versus Indirect Taxation // *Journal of Public Economics*. 1976. Vol. 6. P. 55–75.
6. Atkinson A.B., Micklewright J.. *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*. Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
7. Atkinson A.B. Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden, in *The Economics of Taxation* // Aaron H.J., Boskin M.J. (eds.). The Brookings Institution. Washington D.C., 1980.
8. Atkinson A.B. Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden // Aaron H. J., Boskin M.J. (eds.). *The Economics of Taxation*.

9. Auerbach A.J. The Theory of Excess Burden and Optimal Taxation // Auerbach A.J., Feldstein M. (eds.). Handbook of Public Economics. Vol. 1. North-Holland. 1987. P. 61–129.
10. Auerbach A.J., James R.H. Jr. Taxation and Economic Efficiency // NBER Working Paper. № 8181. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2001.
11. Auerbach A.J., Rosen H.S. Will The Real Excess Burden Please Stand Up? (Or, Seven Measures in Search of a Concept) // NBER Working Paper. № 495. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. June 1980.
12. Ballard C.L., The Marginal Efficiency Cost of Redistribution, The American economic Review, vol. 78, issue 5, (Dec., 1988), pp. 1019– 1033.
13. Barrett C.R., Salles M. On a Generalisation of the Gini Coefficient // Mathematical Social Sciences 30.3 (1995): 235–44.
14. Bartolomew D.J., Stochastic Models for Social Processes. Wiley, 1976. P. 24.
15. Becker G.G. Human Capital. 2nd ed. Chicago University Press, 1975.
16. Berrebi Z.M., Silber J. Income Inequality Indices and Deprivation: A Generalization // Quarterly Journal of Economics (1985): 807–10.
17. Berrebi Z.M., Silber J. Weighting Income Ranks and Levels: A Multiple-Parameter Generalization for Absolute and Relative Inequality Indices // Economics Letters 1981: 391–97.
18. Blackburn M. Interpreting the Magnitude of Changes in Measures of Income Inequality // Journal of Econometrics 42 (1989): 21–25.



19. Blackorby C., Donaldson D. Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare // *Journal of Economic Theory* 18.1 (1978): 59–80.
20. Blackorby C., Donaldson D., Weymark J.A. A Normative Approach to Industrial-Performance Evaluation and Concentration Indices // *European Economic Review* 19 (1982): 89–121.
21. Blackorby C., Bossert W., Donaldson D. Generalized Ginis and Cooperative Bargaining Solutions // *Econometrica* 62.5 (1994): 1161–78.
22. Bossert W. An Axiomatization of the Single-Series Ginis // *Journal of Economic Theory* 50 (1990): 82–92.
23. Brito D.L., Hamilton J.H., Slutsky S.M., Stiglitz J.E. Pareto Efficient Tax Structures // *Oxford economics papers*. 1990. Vol. 42. No. 1. P. 61–77.
24. Browning E.K., Johnson W.R. The Trade-Off Between Equality and Efficiency // *The Journal of Political Economy*. Vol. 92. Issue 2 (Apr. 1984). P. 175–203.
25. Chakravarty S.R. Extended Gini Indices of Inequality // *International Economic Review*. 29.1 (1988): 147–56
26. Chakravarty S.R., Chakraborty A.B. On Indices of Relative Deprivation // *Economics Letters*. 1984: 283–87.
27. Chakravarty S.R., Weymark J.A. Axiomatizations of the Entropy Numbers Equivalent Index of Industrial Concentration. 1988.
28. Chakravarty S.R., Satya R. Why Measuring Inequality by the Variance Makes Sense from a Theoretical Point of View // *Journal of Income Distribution* 10.3–4 (2001): 82–96.
29. Champernowne D.G., Cowell F.A. *Economic Inequality and Income Distribution*. Cambridge; New York and Melbourne: Cambridge University Press, 1998.
30. Chappell N.L., Badger M. Social Isolation and Well-Being // *Journal of Gerontology*. 44.5 (1989): S169–S76.

31. Chew S.H., Epstein L.G. A Unifying Approach to Axiomatic Non-Expected Utility Theories // *Journal of Economic Theory*. 49.2 (1989): 207–40.
32. Clark A.E., Oswald A.J. Satisfaction and Comparison Income // *Journal of Public Economics*. 61.3 (1996): 359–82.
33. Cowell F., Jenkins S.P. How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the USA: LSE, 1994.
34. Cowell F. Measuring Inequality. Ed. LSE Handbook in Economics. Prentice Hall. Harvester Wheatsheaf, 1995.
35. Cremer H., Gahvari F. Uncertainty, Optimal Taxation and the Direct versus Indirect Tax Controversy // *The Economics Journal*. 1995. Vol. 105. No. 432. P. 1165–1179.
36. Cremer H., Pestieau P., Rochet J.-C. Direct versus Indirect Taxation: The Design of Tax Structure Revisited // *International Economic Review*. 2001. Vol. 42. No. 3.
37. Dalton H. The Measurement of the Inequality of Incomes // *The Economic Journal*. 30.119 (1920): 348–61.
38. Dasgupta P., Sen A., Starret D. Notes on the Measurement of Inequality // *Journal of Economic Theory*. 6.2 (1973): 180–87.
39. Davis J.A. A Formal Interpretation of the Theory of Relative Deprivation // *Sociometry*. 22 (1959): 280–96.
40. Donaldson D., Weymark J.A. Ethically Flexible Gini Indices for Income Distributions in the Continuum // *Journal of Economic Theory*. 29.2 (1983): 353–58.
41. Donaldson D., Weymark J.A. A Single Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality // *Journal of Economic Theory*. 22 (1980): 67–86.
42. Doyle C. The Distributional Consequences During the Early Stages of Russia's Transition // *Review of Income and Wealth*. 42 (1996).

43. Duclos J. Gini Indices and the Redistribution of Income // *International Tax and Public Finance*. 7.2 (2000): 141–62.
44. Duran T.J., Christian O. Socio-Economic Predictors of Alienation among the Elderly // *International Journal of Aging and Human Development*. 31.3 (1990): 205–17.
45. Fluckiger Y., Silber J. The Gini Index and the Measurement of Multidimensional Inequality // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 56.2 (1994): 225–28.
46. Foster E., Se V. On Economic Inequality after a Quarter Century. Ed. On Economic Inequality (expanded edition). Oxford: Clarendon Press, 1997.
47. Foster J.E., Sen A. On Economic Inequality after a Quarter Century. On Economic Inequality, 1997.
48. Guesnerie R. A Contribution to the Pure Theory of Taxation. Cambridge University Press, 1995. Ch. 4.
49. Kakwani N.C. Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis // *Econometrica*. Vol. 45 (April 1977). P. 719–727.
50. Kolm S.C. The Optimal Production of Justice. H. Guitton and J. Margolis, 1969.
51. Lambert P. The Distribution and Redistribution of Income. Third edition. Manchester and New York: Manchester University Press; distributed by Palgrave, New York, 2001.
52. Lambert P., Aronson J.R. Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited // *Economic Journal*. 103.420 (1993): 1221–27.
53. Layard R., Zabalza A. Family Income Distribution: Explanation and Policy Evaluation // *Journal of Political Economy*. 87.5 (1979): s133–s62.
54. Lerman R., Yitzhaki S. Effect of Marginal Changes in Income Sources on U. S. Income Inequality // *Public Finance Quarterly*. 22.4 (1994): 403–17.

55. Merton R.K., Rossi A.S. Contributions to the Theory of Reference Group Behaviour. Social Theory and Social Structure / Ed. R.K. Merton. Glencoe, 1957.
56. Milanovic, Branko. The Gini-Type Functions: An Alternative Derivation // Bulletin of Economic Research. 46.1 (1994): 81–90.
57. Mincer J. Schooling Experience and Earnings. N.Y.: Columbia University Press, 1974.
58. Mirrlees J. An Exploration in the Theory of Optimal Income Taxation // Review of Economic Studies. Vol. 38. 1971. P. 175–208.
59. Mosler K., Muliere P. Inequality Indices and the Starshaped Principle of Transfers // Statistical Papers. 37.4 (1996): 343–64.
60. Naito H. Re-examination of Uniform Commodity Taxes under a Nonlinear Tax System and its Implication for Production Efficiency // Journal of Public Economics. 1999. Vol. 42. P. 165–188.
61. Paul S. An Index of Relative Deprivation // Economics Letters 1991: 337–41.
62. Porath B., Gilboa I. Linear Measures, the Gini Index, and the Income-Equality Trade-Off // Journal of Economic Theory. 64.2 (1994): 443–67.
63. Rothschild M., Stiglitz J.E. Some Further Results on the Measurement of Inequality // Journal of Economic Theory. 6.2 (1973): 188–204.
64. Runciman W.G. Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England. Berkeley and Los Angeles: University of California Press, 1966.

65. Sabirianova K. The Great Human Capital Reallocation. A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia. WP 2K/11. EERC, 2000.
66. Saez E. Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates // *Review of Economic Studies*. 2001. Vol. 68. P. 205–229.
67. Salanie B. *The Economics of Taxation*. The MIT Press, 2003.
68. Satya P. An Index of Relative Deprivation // *Economics Letters*. 36.3 (1991): 337–41.
69. Sen A.K. *On Economic Inequality*. Oxford Clarendon Press, 1973.
70. Shorrocks A.F. Transfer Sensitive Inequality Measures // *Review of Economic Studies* LIV. (1987): 485–97.
71. Silver H. Social Exclusion and Social Solidarity: Three Paradigms // *International Labour Review*. 133.5–6 (1994): 531–76.
72. Slemrod J. Optimal Taxation and Optimal Tax Systems // *Journal of Economic Perspectives*. 1990. Vol. 4. No. 1. P. 157–178.
73. Stillman S. Labor Market Uncertainty and Private Sector Labor Supply. DRU-2393-NICHD. Rand, 2000.
74. Subramanian S. An Elementary Interpretation of the Gini Inequality Index // *Theory and Decision*. 52.4 (2002): 375–79.
75. Weymark J.A. Generalized Gini Inequality Indices // *Mathematical Social Sciences*. 1 (1981): 409–30.
76. Yaari M. A Controversial Proposal Concerning Inequality Measurement // *Journal of Economic-Theory*. 44 (1988).
77. Yang C.C., Haller H. On Directions of Commodity Tax Reform in the Presence of a Given Non-Linear Income Tax Schedule // *The Canadian Journal of Economics*. 1993. Vol. 26. No.2. P. 469–480.

78. Yitzhaki S. Relative Deprivation and the Gini Coefficient // *Quarterly Journal of Economics*. 93 (1979): 321–24.
79. Zee H. (ed.) *Tax Policy Handbook*, Tax Policy Division, Fiscal Affairs Department. IMF, Washington, D.C., 1995.
80. Zoli C. Intersecting Generalized Lorenz Curves and the Gini Index // *Social Choice and Welfare*. 16.2 (1999): 183–96.
81. Ахмедов А., Бессонова Е., Гришина Е. и др. *WTO Accession and the Labor Market: Estimations for Russia*. CEFIR Working paper, 2004.
82. Гимпельсон В.Е. Экономическая активность населения России в 1990-е годы. Препринт WP/2002/01. ГУ ВШЭ.
83. Гришина Е. Влияние сокращения уровня тарифов и либерализации торговли на заработные платы в России. Неопубликованная статья. РЭШ, 2003.
84. Некипелов Д. Исследование межотраслевых перетоков на российском рынке труда. BSP/2003/065R. РЭШ, 2003.
85. Рошин С.Ю., Разумова Т.У. Вторичная занятость в России: моделирование предложения труда. Научный доклад 02/07. EERC, 2002.

## **ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

**В серии «Научные труды» вышли в свет  
(на русском языке) следующие работы:**

№ 89Р Колл. авт. **Некоторые подходы к прогнозированию экономических показателей.** 2005.

№ 88Р С. Четвериков, Г. Карасев. **Структурные модели обменных курсов рубля.** 2005.

№ 87Р И. Стародубровская, М. Славгородская, С. Жаворонков. **Организация местного самоуправления в городах федерального значения.** 2004.

№ 86Р С. Гуриев, О. Лазарева, А. Рачинский, С. Цухло. **Корпоративное управление в российской промышленности.** 2004.

№ 83Р Пономаренко С. **Финансовый сектор и издержки инфляции в странах с переходной экономикой.** 2004.

№ 81Р Колл. авт. **Реформирование унитарных предприятий в российской экономике: отраслевой и региональный аспекты.** 2004.

№ 80Р Дробышевский С.М., Полевой Д.И. **Проблемы создания единой валютной зоны в странах СНГ.** 2004.

№ 79Р Колл. авт. **Сельская бедность и сельское развитие в России.** 2004.

№ 78Р Шишкин С.В., Заборовская А.С. **Формы участия населения в оплате социальных услуг в странах с переходной экономикой.** 2004.

№ 77Р Колл. авт. **Выбор денежно-кредитной политики в стране – экспортере нефти.** 2004.

№ 76Р Воскобойников И.Б. **Нерыночный капитал и его влияние на динамику инвестиций в российской экономике.** 2004.

№ 75Р Колл. авт. **Проблемы и практика перехода военной организации России на новую систему комплектования.** 2004.

№ 74Р Колл. авт. **Перспективы реформирования аграрной политики России.** 2004.

№ 73Р Колл. авт. **Экономико-правовые факторы и ограничения в становлении моделей корпоративного управления.** 2004.

№ 72Р Дежина И.Г., Салтыков Б.Г. **Механизмы стимулирования коммерциализации исследований и разработок.** 2004.

№ 71Р Колл. авт. **Проблемы интеграции России в единое европейское пространство.** 2003.

№ 70Р Колл. авт. **Факторы экономического роста российской экономики.** 2003.

№ 69Р Колл. авт. **Финансовые рынки в переходной экономике: некоторые проблемы развития.** 2003.

№ 68Р Колл. авт. **Импортированные институты в странах с переходной экономикой: эффективность и издержки.** 2003.

№ 67Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: проблемы и решения (в 2-х томах).** 2003.

№ 66Р Колл. авт. **Совершенствование системы закупки товаров, работ и услуг для государственных нужд.** 2003.

№ 65Р Колл. авт. **Инвестиционное поведение российских предприятий.** 2003.



№ 64Р В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко. **Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий.** 2003.

№ 63Р Колл. авт. **Рынок покупок ресурсов в российском сельском хозяйстве.** 2003.

№ 62Р П. Кадочников, С. Синельников-Мурылев, С. Четвериков. **Импортозамещение в Российской Федерации в 1998–2002 гг.** 2003.

№ 61Р Денисенко М.Б., Хараева О.А., Чудиновских О.С. **Иммиграционная политика в Российской Федерации и странах Запада.** 2003.

№ 60Р Колл. авт. **Финансовые аспекты реформирования отраслей социальной сферы.** 2003.

№ 59Р Колл. авт. **Пенсионная реформа: социальные и экономические аспекты.** 2003.

№ 58Р Колл. авт. **Сравнительный анализ денежно-кредитной политики в переходных экономиках.** 2003.

№ 57Р Цухло С.В. **Конкуренция в российской промышленности (1995–2002 гг.).** 2003.

№ 56Р Дежина И.Г. **Проблемы прав на интеллектуальную собственность.** 2003.

№ 55Р Радыгин А.Д., Энтов Р.М., Межеряупс И.В. **Особенности формирования национальной модели корпоративного управления.** 2003.

№ 54Р Колл. авт. **Анализ бюджетной задолженности в Российской Федерации. Способы погашения и методы профилактики ее возникновения.** 2003.

№ 53Р А.Г. Вишневский, Е.М. Андреев, А.И. Трейвиш. **Перспективы развития России: роль демографического фактора.** 2003.

№ 52Р С. Синельников-Мурылев, С. Баткибеков, П. Кадочников, Д. Некипелов. **Оценка результатов реформы подоходного налога в Российской Федерации.** 2003.

№ 51Р П. Казначеев. **Прагматизм и либеральное мировоззрение.** 2002.

№ 50Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: анализ первых результатов и перспективы развития.** 2002.

№ 49Р П. Кадочников. **Внешние факторы денежно-кредитной политики РФ.** 2002.

№ 48Р Колл. авт. **Дерегулирование российской экономики: механизм воспроизводства избыточного регулирования и институциональная поддержка конкуренции на товарных рынках.** 2002.

№ 47Р Колл. авт. **Проблемы агропродовольственного сектора.** 2002.

№ 46Р Р.М. Энтов, В.П. Носко, А.Д. Юдин, П.А. Кадочников, С.С. Пономаренко. **Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей.** 2002.

№ 45Р С. Дробышевский, А. Козловская. **Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России.** 2002.

№ 44Р С.Н. Смирнов, Н.И. Исаев, А.А. Гудков, Л.Д. Попович, С.В. Шишкин. **Социальное обеспечение экономических реформ.** 2002.

№ 43Р А. Радыгин, Р. Энтов, Н. Шмелева. **Проблемы слияний и поглощений в корпоративном секторе.** 2002.

№ 42Р В.А. Бессонов, С.В. Цухло. **Анализ динамики российской переходной экономики.** 2002.

№ 41Р А. Радыгин, Р. Энтов, И. Межераупс. **Проблемы правоприменения (инфорсмента) в сфере защиты прав акционеров.** 2002.

№ 40Р **Экономический рост: после коммунизма** (Материалы международной конференции). 2002.

№ 39Р Э. Ватолкин, Е. Любошиц, Е. Хрусталева, В. Цымбал. **Реформа системы комплектования военной организации России рядовым и младшим командным составом.** Под редакцией Е. Гайдара и В. Цымбала, 2002.

№ 38Р **Инвестиционная привлекательность регионов: причины различий и экономическая политика государства.** Сборник статей под редакцией В.А. Мау, О.В. Кузнецовой, 2002.

№ 37Р Н. Карлова, И. Кобута, М. Прокопьев, Е. Серова, И. Храмова, О. Шик. **Агропродовольственная политика и международная торговля: российский аспект.** 2001.

№ 36Р А.Д. Радыгин, Р.М. Энтов. **Корпоративное управление и защита прав собственности: эмпирический анализ и актуальные направления реформ.** 2001.

№ 35Р Ю.Н. Бобылев. **Реформирование налогообложения минерально-сырьевого сектора.** 2001.

№ 34Р **Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей.** 2001.

№ 33Р С. Цухло. **Анализ факторов, определяющих реальное финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий.** 2001.

№ 32Р С. Жаворонков, В. Мау, Д. Черный, К. Яновский. **Дерегулирование российской экономики.** 2001.

№ 31Р **Проблемы становления новой институциональной структуры в переходных странах.** Сборник статей, 2001.

№ 30Р В.А. Бессонов. **Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве. 2001.**

№ 29Р Е.Г. Потапчик, С.К. Салахутдинова, С.В. Шишкин. **Бюджетное финансирование федеральных учреждений здравоохранения. 2001.**

№ 28Р **Некоторые проблемы денежно-кредитной политики в переходной экономике. Сборник статей, 2001.**

№ 27Р С. Дробышевский, А. Золотарева, П. Кадочников, С. Синельников. **Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ. 2001.**

№ 26Р **Посткоммунистическая Россия в контексте мирового социально-экономического развития. Материалы международной конференции. 2001.**

№ 25Р С. Шишкин. **Реформа финансирования российского здравоохранения. 2000.**

№ 24Р **Совершенствование межбюджетных отношений в России. 2000.**

№ 23Р М. Матовников. **Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности. 2000.**

№ 22Р Эндрю Добсон. **Долг и инвестиции для субъектов Российской Федерации. 2000.**

№ 21Р Л. Михайлов, Л. Сычева, Е. Тимофеев. **Банковский кризис 1998 года в России и его последствия. 2000.**

№ 20Р **Некоторые актуальные вопросы аграрной политики в России. 2000.**

№ 19Р **Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа (в 2-х томах). 2000.**

№ 18Р *Материалы научной конференции «Финансовый кризис: причины и последствия».* 2000.

№ 17Р С. Дробышевский. *Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок.* 1999.

№ 16Р *Государственное регулирование экономики: опыт пяти стран.* 1999.

№ 15Р *Некоторые политэкономические проблемы современной России.* 1999.

№ 14Р С. Дробышевский. *Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели.* 1999.

№ 13Р Е. Гайдар. *Наследие социалистической экономики: макро- и микроэкономические последствия мягких бюджетных ограничений.* 1999.

№ 12Р А. Радыгин, Р. Энтов. *Институциональные проблемы развития корпоративного сектора: собственность, контроль, рынок ценных бумаг.* 1999.

№ 11Р *Реформирование некоторых отраслей социальной сферы России.* 1999.

№ 10Р *Коммунистическое правительство в посткоммунистической России: первые итоги и возможные перспективы.* 1999.

№ 9-1Р В. Май. *Экономика и право. Конституционные проблемы экономической реформы посткоммунистической России.* 1998.

№ 9Р *Средний класс в России. Сборник докладов,* 1998.

№ 8Р *Политические проблемы экономических реформ: сравнительный анализ. Сборник докладов,* 1998.

№ 7Р С.Г. Синельников-Мурылев, А.Б. Золотарева. **Роль Правительства и Парламента в проводимой бюджетной политике в постсоветской России.** 1998.

№ 6Р **Финансово-экономические проблемы военного строительства и пути их решения** (Материалы научно-практической конференции). 1998.

№ 5Р А.П. Вавилов, Г.Ю. Трофимов. **Стабилизация и управление государственным долгом России.** 1997.

№ 4Р **Либерализация и стабилизация – пять лет спустя.** Сборник докладов, 1997.

№ 3Р **Пять лет реформ.** Сборник статей, 1997.

№ 2Р **Посткоммунистическая трансформация: опыт пяти лет.** Сборник докладов, 1996.

№ 1Р В. Мау, С. Синельников-Мурылев, Г. Трофимов. **Макроэкономическая стабилизация, тенденции и альтернативы экономической политики России.** 1996.

Некипелов Денис Николаевич

**Распределительные свойства  
и искажающее воздействие налогов  
на индивидуальные доходы в России**

*Редакторы:* Н. Главацкая, К. Мезенцева, С. Серьянова

*Корректор:* Н. Андрианова

*Компьютерный дизайн:* В. Юдичев

Подписано в печать 19.09.05

Тираж 400 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 229–6736,

FAX (095) 203–8816

E-MAIL – info@iet.ru,

WEB Site – <http://www.iet.ru>

© Институт экономики переходного периода, 2005