

6. Эмпирическая проверка гипотез

В настоящем разделе будут представлены результаты исследования реформы подоходного налогообложения в России и проверены гипотезы, выдвинутые нами по результатам рассмотрения теоретических соображений и анализа функционирования подоходного налога до реформы. Во-первых, снижение предельной ставки подоходного налога в результате реформы в России привело к увеличению налогооблагаемого дохода физических лиц; во-вторых, изменения поступлений подоходного налога в России также были отрицательно связаны с изменениями предельной ставки; в-третьих, снижение предельной ставки увеличило прогрессивность подоходного налога.

6.1. Основные факторы роста поступлений подоходного налога

В 2001 г., по сравнению с предыдущим годом, произошел рост поступлений подоходного налога, измеренный в постоянных ценах, на 19% и социального налога на 14%³¹, при этом реальный рост базы подоходного налога составил 32%. За девять месяцев текущего года прирост поступлений налога по сравнению с аналогичным периодом 2001 г. в реальном выражении составил более 45%.

Рост поступлений подоходного налога в постоянных ценах по сравнению с показателями 2000 г. наблюдался уже с I квартала 2001 г. В целом оказалось, что регионы разбились на три группы по величине прироста поступлений на душу населения: регионы с отрицательными приростами поступлений подоходного налога, регионы с низкими приростами налоговых поступлений и регионы с высокими приростами поступлений подоходного налога. В группу с высокими приростами налоговых поступлений на душу населения попали, в основном, регионы с относительно высокими значениями среднего дохода на душу населения, такие как Ямало-

³¹ Следует заметить, что определенную долю (7%) поступлений единого социального налога в 2001 г. составили суммы, представляющие собой погашение задолженности предыдущих лет по страховым взносам, пеням и штрафам в социальные внебюджетные фонды. Таким образом, не весь рост поступлений налога был обеспечен ростом базы налогообложения.

Ненецкий автономный округ, Ханты-Мансийский автономный округ, Мурманская область, Чукотский автономный округ, Республика Саха. Малое изменение налоговых поступлений наблюдалось в Хабаровском крае, Усть-Ордынском Бурятском автономном округе, Таймырском автономном округе, Ставропольском крае, Республике Калмыкия. В Республике Ингушетия наблюдалось падение налоговых поступлений, что могло быть вызвано отменой режима льготного налогообложения в этой республике.



Рис. 1

Наша гипотеза, подробно рассмотренная в предыдущем разделе, заключается в том, что произошедший в 2001 г. значительный прирост поступлений подоходного налога в большой мере является следствием снижения масштабов уклонения от налога в результате снижения его предельной ставки. Однако существует ряд причин, которые дополнительно могли сказаться на изменении поступлений подоходного налога.

- Учитывая, что к значительной части налогоплательщиков в 2000 г. применялась предельная ставка 12%, а в результате реформы стала применяться ставка 13%, то средняя ставка

должна была вырасти, что привело к росту налоговых поступлений. Тем не менее, если бы даже налоговая ставка повысилась для всех налогоплательщиков, то это могло обеспечить не более чем 8% рост налоговых поступлений, тогда как совокупные налоговые поступления в реальном выражении выросли на 19%.

- Часть налогоплательщиков могла перенести момент получения дохода из 2000 г. в 2001 г. для снижения налогового бремени, что также должно было привести к росту налоговых поступлений. Этому, однако, препятствовало то, что регрессивная шкала социального налога могла быть применена предприятиями только с учетом средней заработной платы в 2000 г.³²
- На росте поступлений мог сказаться рост доходов, связанный с общим экономическим ростом в стране.
- На поступления налога мог оказать влияние ряд законодательных изменений в определении базы налогообложения (изменение необлагаемого минимума, отмена некоторых льгот и др.).
- Дополнительный рост поступлений мог быть связан с тем, что с 2001 г. подоходный налог стал взиматься с доходов военных (это составило около 2% в общем приросте налоговых поступлений).

Если предположить, что существуют другие существенные факторы, объясняющие динамику приростов налоговых поступлений в регионах, не перечисленные выше, то можно было бы ожидать, что такие причины окажутся общими во всех регионах. Таким образом, приросты налоговых поступлений в различных регионах должны изменяться в течение времени синхронно. Тем не менее единой или преобладающей динамики приростов налоговых поступлений в течение 2001 г. нами не обнаружено. В части регионов приросты поступлений на душу населения увеличивались в течение всего года. В других регионах этот показатель принимал пиковое зна-

³² В рамках исследования проводились оценки переноса доходов индивидуумами с 2000 г. на 2001 г. (так называемый эффект *income shifting*). Сравнение коэффициентов перед изменением средней предельной налоговой ставки в модели для прироста налоговых поступлений между кварталами не позволило выявить существенных различий (гипотеза о равенстве коэффициентов не отвергается), что указывает на то, что этот эффект не был значительным.

чение в летние месяцы. Среднее значение прироста налоговых поступлений принимало наименьшие значения в I и III кварталах, а наибольшее во II и IV. Это может свидетельствовать о том, что влияние таких общих факторов налоговой динамики мало.

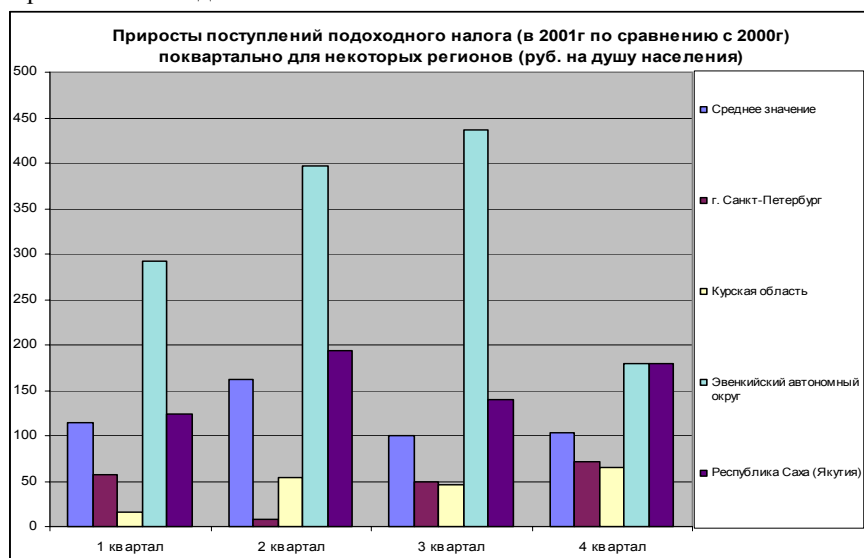


Рис. 2

Тенденция к росту налоговых поступлений была несколько искажена сезонностью временного ряда налоговых поступлений. Сильная сезонность особенно отчетливо видна при исследовании поступлений налога в постоянных ценах: до реформы 2000 г. подоходный налог взимался по прогрессивной шкале, что, в связи с ростом суммарного дохода налогоплательщиков в течение года, обуславливало нарастание налоговых поступлений к концу года. Ситуация изменилась в 2001 г. Поступления налога в начале года превысили значение среднегодовых поступлений в 2000 г. На графике виден небольшой пик поступлений во II и III квартале 2001 г. Наблюдаемый рост во II квартале мог происходить в связи с тем, что часть налогоплательщиков перечисляла налог в апреле–июле вместе с подачей деклараций. Кроме того, более высокие поступления в июне и в июле по сравнению с августом и сентябрем объясняются поступлениями налогов, начисленных на авансовые выплаты заработной платы в период отпусков работникам предприятий.



Рис. 3

6.2. Модель зависимости налоговых поступлений от предельной ставки налогообложения

При интерпретации результатов эмпирического анализа мы используем важную предпосылку о том, что дифференциация поступлений подоходного налога, налоговой базы и средних предельных ставок между регионами, для которых мы проводим оценки, соответствует дифференциации аналогичных показателей для индивидуумов в регионе. Т. е. мы считаем, что каждый регион может быть представлен репрезентативным плательщиком подоходного налога, который выбирает масштабы уклонения от налога. Соответственно, оценивая модели для всей совокупности регионов, мы предположительно получаем вид зависимости поступлений налога от величины средней предельной ставки и других факторов на основе данных по всем регионам (репрезентативным в регионах плательщикам подоходного налога). Это обстоятельство необходимо учитывать, проводя оценки на региональных данных, как это делается в данном исследовании.

Согласно гипотезам, высказанным нами выше, при высокой эластичности уклонения по предельной ставке налога следует ожидать, что зави-

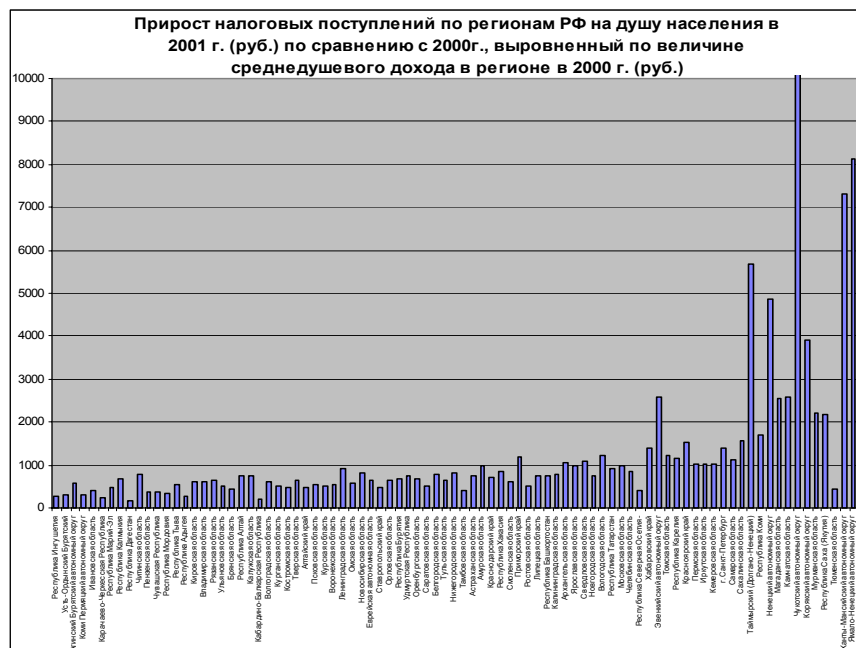
симось между приростом поступлений налога и изменением средней предельной ставки в некотором диапазоне значений будет отрицательной. При проведении эмпирического анализа мы считали среднюю предельную ставку подоходного налога в 2001 г. постоянной и равной 13% . Это не вполне точно, так как необлагаемый минимум и различные вычеты могут снизить фактическое значение средней предельной ставки. Однако такое предположение, по-видимому, мало повлияет на результат. В первую очередь, наша гипотеза может быть проиллюстрирована на основе простых парных зависимостей. В связи с тем, что предельная ставка для отдельного налогоплательщика в 2000 г. увеличивалась вместе с ростом его дохода, средняя предельная ставка в регионе должна повышаться с ростом некоторых показателей, являющихся индикаторами (характеристиками) величины совокупной налоговой базы: дохода на душу населения, ВРП региона на душу населения, и т.д. В этом случае прирост поступлений подоходного налога в 2001 г. также должен положительно зависеть от дохода на душу населения, эффективной налоговой ставки и других подобных показателей, характеризующих исходную величину средней предельной ставки налога накануне реформы подоходного налогообложения в 2000 г.

Если ранжировать прирост налоговых поступлений в 2001 г. по сравнению с 2000 г. по величине эффективной ставки подоходного налога, становится заметно возрастание значения прироста при увеличении средней региональной (эффективной) налоговой ставки, имевшей место в 2000 г. Таким образом, на диаграмме можно заметить, что прирост налоговых поступлений в 2001 г. оказывался больше в регионах с большей эффективной ставкой в 2000 г.



Рис. 4

Аналогичную картину можно увидеть, рассматривая прирост налоговых поступлений, выровненный по величине среднедушевого дохода в регионе в 2000 г. Можно заметить, что в целом происходит увеличение прироста налоговых поступлений в 2001 г. с ростом среднерегионального душевого дохода в 2000 г. Это также может служить свидетельством в пользу нашей гипотезы о большем приросте налоговых поступлений в регионах, где до реформы средняя предельная ставка налога была высока.



Puc. 5

Обеспечение сопоставимости данных о поступлениях подоходного налога в 2000 и 2001 гг., как было показано выше, требует исключения влияния на налоговые поступления изменения шкалы налога. Для оценки величины налоговых поступлений 2000 г. в условиях 2001 г. рассчитывалось произведение эффективной ставки подоходного налога в 2000 г. (по шкале 2001 г.) и базы подоходного налога в 2000 г. В нашем распоряжении не имелось данных МНС о распределении базы подоходного налога по шедулям с разными ставками налога в 2000 году. Такой расчет эффективной ставки подоходного налога производился на основании данных Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения (РМЭЗ). Для каждого из респондентов рассчитывались налоговые обязательства (с учетом вычетов) для налоговой базы 2000 г. в условиях налоговой системы 2001 и 2000 гг. Затем мы по всем респондентам РМЭЗ определяли эффективную ставку как отношение суммы рассчитанных налоговых обязательств и суммарной базы налогообложения. Изме-

цией модели. Для получения зависимости в форме, продиктованной теоретической моделью, нам следует оценивать уравнение вида: $\Delta НП = \alpha + \beta_1 \Delta B + \beta_2 \Delta t$, где ΔB – рост фактической налоговой базы. Однако, как уже отмечалось, динамика налоговой базы учитывает как общий экономический рост, который проявляется в реальном росте декларируемых доходов, так и, согласно высказанной нами гипотезе, отрицательно зависит от изменения средней предельной налоговой ставки. Этот эффект связан с динамикой уклонения от уплаты подоходного налога. Кроме того, до реформы 2000 г. налоговая база определяла величину предельной ставки для каждого налогоплательщика. Таким образом, эти показатели являются априори сильно зависимыми. Соответственно, для разделения эффектов влияния средней предельной ставки налога и налоговой базы на прирост налоговых поступлений нам необходим показатель, который мало изменяется под воздействием снижения средней предельной налоговой ставки, но при этом адекватно описывает рост доходов (налоговой базы). Так как нашей задачей является оценка влияния изменения средней предельной ставки на поступления налога, нам следует вместо налоговой базы включить в модель переменную, отражающую рост налоговой базы, не связанный с изменением налоговой ставки. Таким показателем может быть величина расходов населения. Прирост расходов населения, в принципе, должен равняться приросту доходов (при неизменном сбережении). Однако изменение расходов характеризует изменение доходов в целом (включая теневую и декларируемую часть) и не подвержено влиянию изменения соотношения между официальными и теневыми доходами. Таким образом, можно оценить изменение доходов в целом, включая теневую и официальную часть, с помощью изменения расходов³⁶.

Для оценки изменения поступлений вследствие общего увеличения экономической активности и роста реальных доходов населения в уравнение зависимости налоговых поступлений от средней предельной ставки были добавлены потребительские расходы. Обозначив ΔE ³⁷ – изменение реальных расходов населения в 2001 г. по сравнению с 2000 г., ΔB – изме-

³⁶ Для полного соответствия расходов доходам необходимо произвести корректировку первых на величину сбережений населения. Нам были недоступны подробные данные о сбережениях населения, и в качестве оценки сбережений нами использовалась величина остатков на счетах граждан в Сбербанке.

³⁷ Величина потребительских расходов корректировалась на величину сбережений населения, рассчитанную на основе величины остатков вкладов населения в Сбербанке РФ.

нение реальных декларируемых (облагаемых) доходов в соответствующем периоде по данным Госкомстата РФ³⁸, Δt – изменение средней предельной ставки подоходного налога³⁹, рассмотрим матрицу корреляции между исследуемыми переменными.

Таблица 4

Коэффициенты корреляции между используемыми переменными

	Δt	ΔB
ΔB	0,410	
ΔE	0,248	0,820

Из табл. 4 видно, что корреляция между изменением доходов и изменением средней предельной ставки почти вдвое выше, чем между изменением расходов и изменением средней предельной ставки. Это, скорее всего, объясняется наличием в составе доходов населения теневых доходов, при этом предельная ставка влияет на декларируемый объем доходов, меняя соотношение между налоговой базой, т.е. декларируемыми доходами, и теневыми доходами, в меньшей степени влияя на расходы. Поэтому использование показателя прироста расходов населения в качестве оценки совокупных (декларируемых и теневых) доходов населения вместо показателя прироста доходов, рассчитываемого Госкомстатом, вследствие его меньшей корреляции с величиной прироста средней предельной ставки позволит нам более четко разделить влияние объясняющих переменных на прирост поступлений подоходного налога.

³⁸Изменения реальных расходов и реальных декларируемых доходов в 2001 г. по сравнению с 2000 г. рассчитывались с использованием стоимости минимального набора продуктов питания, дифференцированного по регионам, – значения расходов и доходов в 2001 г. приводились в условия 2000 г., сопоставимые между регионами, путем деления их на отношение стоимости минимального набора продуктов питания в 2001 г. к 2000 г. Расчет показателей в реальном выражении с использованием стоимости минимального набора продуктов питания, дифференцированного по регионам, предполагает, что, принимая решение о декларировании части доходов при изменении предельной ставки, налогоплательщик ориентируется не на изменение абсолютной суммы дохода, а на изменение соотношения доходов со стоимостью потребительской корзины в регионе.

³⁹ Расчет средней предельной ставки налога производился на основе распределения населения по доходам в региональном разрезе по данным Госкомстата РФ. Более подробная информация о расчетах приводится в Приложении.

Согласно нашей гипотезе, сформулированной на основе выводов из теоретического анализа, при достаточно высокой эластичности уклонения по предельной налоговой ставке должен происходить рост налоговых поступлений. Оценка модели для скорректированных на изменение средней ставки налоговых поступлений дала следующие результаты⁴⁰:

$$\Delta \tilde{НП} = 0,702 - 15731\Delta t + 0,073 \Delta E \quad (7)$$

(0,012) (-4,99) (2,59) $R^2=0,40$

Значимость и знак коэффициента перед изменением средней предельной ставки говорят в пользу гипотезы об отрицательной связи между приростом налоговых поступлений и изменением средней предельной ставки подоходного налога. Кроме того, значимой является переменная прироста реальных расходов, которая служила индикатором реального роста налоговой базы. Таким образом, уравнение (7) говорит в пользу выводов, полученных из теоретических моделей уклонения от налога.

Как оказалось, разброс значений прироста налоговых поступлений увеличивается с ростом абсолютного значения прироста средней предельной налоговой ставки (см. диаграмму ниже). Это может являться следствием того, что в регионах с высокими значениями базы налогообложения (а, как следствие, и с высокими значениями средней предельной налоговой ставки) могли в большей степени проявиться и другие причины, обусловившие рост налоговых поступлений.

⁴⁰ На диаграммах приростов налоговых поступлений виден сильный выброс – значение прироста налоговых поступлений в Чукотском автономном округе. Для устранения эффекта от этого выброса соответствующее наблюдение исключалось. В связи с тем, что значение лежит на расстоянии, превышающем три среднеквадратичных отклонения от линии регрессии, введение дамми – переменной приведет к тому, что дисперсия оценки уравнения, большая часть которой вносится выбросом, будет объяснена этой переменной, что приведет к искажению значения коэффициента детерминации.

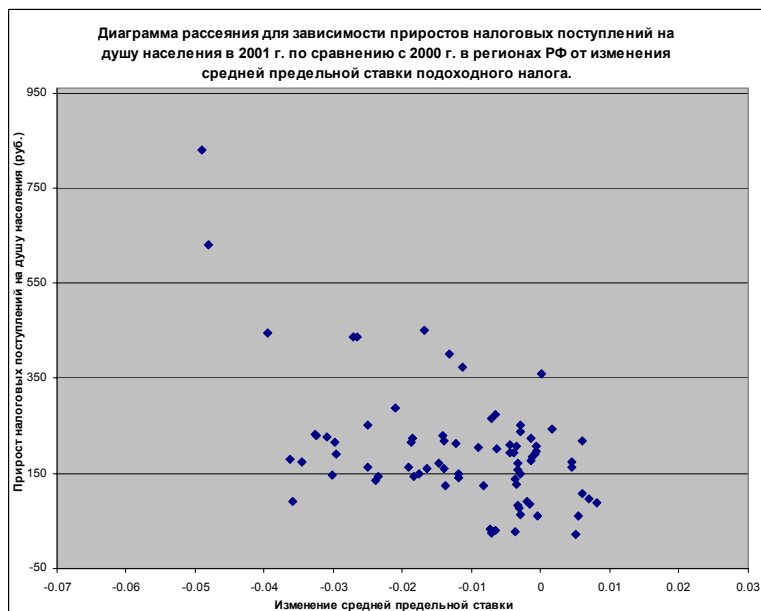


Рис. 6

Проведение теста Глейзера подтвердило замеченную на диаграмме связь между модулем остатка регрессии и предельной налоговой ставкой. Корректировка на функциональный вид остатка существенно не изменила значений коэффициентов, что позволяет утверждать об устойчивости полученных оценок относительно предполагаемого вида матрицы корреляции остатков.

Таким образом, с учетом приведенных ранее предположений об используемых при оценке модели переменных, можно говорить о том, что статистические данные свидетельствуют в пользу выдвинутой гипотезы, согласно которой в тех регионах, в которых средняя предельная ставка в 2000 г. была выше, наблюдался больший рост поступлений подоходного налога в 2001 г. по сравнению с 2000 г., т.е. рост налоговых поступлений в 2001 г. происходил, в том числе, за счет снижения уклонения от налога вследствие снижения предельной ставки налогообложения.

Из построенной в исследовании модели налоговых поступлений можно с некоторой степенью условности определить, какую роль играл

рост фактических доходов населения и рост средней предельной ставки подоходного налога в наблюдаемом увеличении налоговых поступлений. Рост поступлений подоходного налога в 2001 г. по сравнению с 2000 г. составил в номинальном выражении 76,4 млрд руб. (или 43,9%). Разложение прироста поступлений по используемым факторам можно представить следующим образом⁴¹:

Таблица 5

Основные факторы увеличения поступлений подоходного налога в 2000 г. по сравнению с 2001 г.

Фактор	Изменение поступлений, млрд руб.	Изменение поступлений, %
Увеличение средней ставки подоходного налога	5,8	7,6
Снижение средней предельной ставки подоходного налога	39,8	52,1
Увеличение общих реальных доходов населения (оценка по увеличению реальных расходов)	16,4	21,5
Рост номинальных поступлений вследствие общего роста цен в экономике (оценка по ИПЦ за 2000 г.).	14,4	18,8
Суммарное изменение поступлений	76,4	100

Таким образом, оценки показывают, что примерно половина общего роста поступлений подоходного налога приходится на снижение уклонения, произошедшее за счет снижения средней предельной ставки подоходного налога.

⁴¹ Наличие константы (которая оказалась незначимой, см. уравнение (7)) не позволяет нам разложить изменение доходов без остатка по двум факторам: изменению средней предельной ставки подоходного налога и изменению расходов. Для целей анализа вкладов факторов уравнение зависимости изменения налоговых поступлений от изменения потребительских расходов и изменения средней предельной ставки подоходного налога было оценено без константы. Следует отметить, что такой расчет будет в определенной степени условным, поскольку изменение расходов коррелировано с изменением средней предельной ставки (коэффициент корреляции равен 0,24), и коэффициенты, полученные в модели, могут не отражать истинной зависимости изменения налоговых поступлений от изменения расходов и изменения средней предельной ставки налога.

6.3. Модель зависимости налоговой базы от средней предельной ставки подоходного налога

Как отмечалось выше, для исследования зависимости изменения налоговой базы от изменения средней предельной ставки должен использоваться иной метод, чем тот которым мы пользовались при построении модели прироста налоговых поступлений. Этот метод заключается в построении системы уравнений, описывающих взаимное влияние прироста налоговой базы и изменения средней предельной ставки налога. Согласно нашей гипотезе, с одной стороны, должна наблюдаться отрицательная зависимость прироста налоговой базы от изменения средней предельной ставки.

Для оценки специфицированной выше системы одновременных уравнений с лаговыми переменными на панельных данных мы использовали обобщенный метод моментов. Процедуру оценки системы можно разбить на три этапа: подбор инструментальных переменных, расчет матрицы ковариации и вычисление состоятельной оценки коэффициентов системы.

1) В качестве инструментов в систему включались:

- a. Доля расходов на питание в расходах домохозяйств, в среднем по региону, как индикатор относительной бедности населения региона, т.е. налоговой базы (коэффициент корреляции с изменением средней предельной ставки 0,56, с изменением базы -0,61);
- b. Доля населения в нетрудоспособном возрасте как индикатор размера вычетов и льгот (коэффициент корреляции с изменением средней предельной ставки 0,77, с изменением базы -0,68);
- c. Эффективная налоговая ставка в 2000 г. как индикатор налоговой нагрузки в регионе (коэффициент корреляции с изменением средней предельной ставки 0,58, с изменением базы -0,40);
- d. Доля социальных трансфертов в средних доходах жителей региона как индикатор величины необлагаемых доходов (коэффициент корреляции с изменением средней предельной ставки -0,63, с изменением базы -0,83);
- e. Доля заработной платы в доходах региона как индикатор возможностей к трансформации дохода в необлагаемые

виды доходов (коэффициент корреляции с изменением средней предельной ставки 0,13, с изменением базы -0,15).

Значения корреляций, таким образом, позволяют выбрать описанные переменные в качестве инструментов.

- 2) Матрица ковариации моментов рассчитывалась по стандартной формуле, что привело к матрице ковариации коэффициентов, получаемой по формуле Уайта.
- 3) Для оценивания нами был выбран обобщенный метод моментов. Количество инструментов, выбранных для оценки, позволяет говорить о переидентификации, так как оцениваются пять коэффициентов.

Как было отмечено выше, для приведения в сопоставимый вид данных о налоговых поступлениях, доходах и расходах между годами, изменения реальных расходов и реальных декларируемых доходов в 2001 г. по сравнению с 2000 г. рассчитывались с использованием стоимости минимального набора продуктов питания, дифференцированного по регионам. В результате оценки модели обобщенным методом моментов (значение J -статистики, равное 0,42, не позволяет отвергнуть гипотезу о правильности спецификации модели) были получены следующие оценки коэффициентов системы:

Таблица 6

**Взаимная зависимость прироста налоговой базы
и изменения средней предельной ставки**

	Прирост налоговой базы на одного налогоплательщика в реальном выражении	Изменение средней предельной ставки ⁴²
Константа	3757 (2,56)	1,88 (4,82)
Налоговая база на одного налогоплательщика в 2000 г.		-0,16 (-8,5)
Прирост потребительских расходов	3,43 (1,96)	
Изменение средней предельной ставки	-2,91 (-2,56)	
R^2	0,41	0,13

⁴² Ставка рассчитана по долям налогоплательщиков плативших по определенной предельной ставке.

Данные говорят в пользу нашей основной гипотезы: в первом уравнении перед изменением средней предельной налоговой ставки коэффициент отрицательный и значимый. Рост потребительских расходов (как индикатор роста фактических доходов) оказывает положительное влияние на рост налоговой базы. Кроме того, в соответствии с нашим предположением, во втором уравнении наблюдается значимая связь между изменением средней предельной ставки и базой налогообложения в 2000 г.

Следует отметить, что оценка показывает существенность применения метода инструментальных переменных, поскольку МНК-оценка коэффициента при изменении средней предельной ставки отличается от полученной оценки более чем в два раза.

* * *

В ходе эмпирического анализа проверялись две выдвинутые гипотезы, заключающиеся в том, что, во-первых, снижение предельной ставки налогообложения должно было привести к росту налоговых поступлений, во-вторых, снижение предельной налоговой ставки должно было повлечь за собой увеличение налогооблагаемой базы.

Для этого потребовалось решить три важные методологические проблемы. Первая проблема возникла при оценке зависимости прироста налоговых поступлений от изменения средней предельной ставки налога и связана с наличием отрицательной взаимозависимости между изменением размера предельной ставки и изменением размера налогооблагаемого дохода. При сильной зависимости изменений базы и предельной ставки становится невозможным разделение воздействия обеих рассматриваемых переменных на прирост налоговых поступлений и, кроме того, возникают проблемы с устойчивостью получаемых оценок вследствие мультиколлинеарности. Для решения этой проблемы требовалось включить в уравнение показатель, который отражает динамику налоговой базы при изменении внешних условий и меньше зависит от предельной ставки налога. Проблема усложняется в связи с отсутствием достоверных данных о реальных доходах населения, включающих как легальные, так и скрытые от налоговых и статистических органов доходы. В качестве индикатора прироста совокупных доходов налогоплательщиков мы использовали величину прироста расходов населения.

Вторая проблема возникла при изучении изменения налоговой базы. Она связана с наличием положительной взаимозависимости между размером предельной ставки и размером налогооблагаемого дохода до реформы

в условиях прогрессивной шкалы. Для ее решения в работе исследовалась система одновременных уравнений, в которой кроме прямой зависимости изменения налоговой базы от изменения средней предельной налоговой ставки исследуется и обратная зависимость.

Для эмпирического анализа использовались данные о налоговых поступлениях, доходах и расходах населения, величине предельных ставок налога и др., агрегированные на уровне субъектов Федерации. При интерпретации результатов анализа мы использовали важную предпосылку о том, что дифференциация поступлений подоходного налога, налоговой базы и средних предельных ставок между регионами, для которых мы проводим оценки, соответствует дифференциации аналогичных показателей для налогоплательщиков в регионе и, таким образом, каждый регион представляется репрезентативным плательщиком подоходного налога, который делает выбор в отношении масштабов своего уклонения от налога. Результаты оценки построенной модели говорят в пользу гипотез об отрицательной связи между приростом налоговых поступлений и налоговой базы и изменением средней предельной ставки подоходного налога, т.е. в пользу выводов из теоретических моделей уклонения от налога.

6.4. Анализ прогрессивности подоходного налога

В данном разделе будут рассмотрено влияние подоходного налога на перераспределение общей суммы доходов за вычетом социальных трансфертов, а также заработной платы. Мы используем два подхода к изучению прогрессивности налога: расчет эластичностей поступлений подоходного налога и построение индексов прогрессивности. Из известных теоретических результатов анализа неравенства доходов индивидуумов вытекает, что при определенных предпосылках оба эти подхода оказываются эквивалентными. На основании анализа будут сделаны выводы о прогрессивности подоходного налога по заработной плате и доходам населения и выводы об изменении этого показателя в результате реформы подоходного налогообложения.

6.4.1. Теоретические аспекты анализа прогрессивности налогов

Прогрессивным налогом (или шедулярно прогрессивным, при котором располагаемый посленалоговый доход не уменьшается с ростом доналого-

вого дохода) называют налог⁴³, эластичность поступлений которого по налоговой базе больше единицы. Это эквивалентно тому, что для прогрессивного налога предельная ставка превышает среднюю ставку.

Предполагается, что исследуется группа из n индивидуумов. $z_i \in \mathbb{R}^n$ – вектор характеристик индивидуума i , z_{-i} – матрица характеристик всех остальных индивидуумов. Изучаемой переменной будет $x_i = F(z_i, z_{-i})$, т.е. для i -го индивидуума эта переменная может зависеть не только от индивидуальных характеристик, но и характеристик остальных индивидуумов. Эта зависимость, по предположению, обладает некоторой симметрией, то есть умножение векторного аргумента z_i на перестановочную матрицу B не изменяет значение функции F . Ниже будем считать, что x_i – доход индивидуума.

Для изучения экономического неравенства необходимо ввести процедуру, позволяющую сравнить два разных распределения доходов индивидуума. Самый простой способ сравнения двух разных распределений заключается в приписывании каждому распределению доходов определенного числа – индекса распределения⁴⁴. Подобные меры обычно разделяют на два класса. К первому классу следует отнести позитивные меры неравенства, которые не используют непосредственно концепции общественного благосостояния. Ко второму классу относятся нормативные меры, построение которых подразумевает принятие явных предположений о виде функции общественного благосостояния. Нормативные меры строятся на основе строгих предпосылок относительно индивидуальных функций полезности или функции общественного благосостояния, и в нашей работе такие меры не будут обсуждаться.

Можно отметить несколько подходов к построению позитивных мер экономического неравенства. При статистическом подходе предполагается, что неравенство агентов в определенной выборке может быть описано дескриптивными статистиками этой выборки. При аксиоматическом подходе строятся индексы, которые для каждой выборки должны удовлетворять ряду требований (или аксиом), сформулированных исследователем. Одно из важных условий подобного рода – это условие Пигу–Дальтона (или условие чувствительности к прогрессивным трансфертам).

⁴³ Более подробно этот вопрос обсуждается, например в *Atkinson, Stiglitz (1980)*, *Musgrave, Tin (1948)*, *Tax Policy Handbook (1995)*, *Jenkins, Shukla (1999)*.

⁴⁴ См. *Sen (1973)*.

Определение 1 (*Dalton (1912)*). Распределение y^a получено из распределения y^b путем прогрессивного перераспределения средств, если для некоторых k, l , и δ имеет место:

$$\begin{cases} y_k^a = y_k^b + \delta \\ y_l^a = y_l^b - \delta \\ y_k^b - y_l^b \geq 2\delta \geq 0 \end{cases}$$

Говорят, что некоторая мера неравенства удовлетворяет условию Пигу–Дальтона, если прогрессивное перераспределение средств увеличивает неравенство.

Хотя описанные выше меры позволяют сравнить широкий класс распределений, очевидно, каждому распределению не может быть поставлено в соответствие единственное число. Необходимо применение механизмов, позволяющих сравнивать распределения в целом. Одним из подобных сравнений различных распределений доходов является ранжирование распределений, на основании концепции доминирования по Лоренцу. Рассмотрим обобщенное понятие доминирования по Лоренцу, введенное в работе *Shorrocks (1983)*.

Определение 2. Обобщенной кривой Лоренца называется соответствие накопленного ранга индивидуумов, ранжированных накопленному значению изучаемой переменной. Будем говорить, что распределение y^a доминирует по Лоренцу распределение y^b , если для обобщенных кривых Лоренца справедливо $L^a(\frac{i}{n}) = \sum_{j=1}^i y_j^a \leq \sum_{j=1}^i y_j^b = L^b(\frac{i}{n})$, $i=1, \dots, n$. и $L^a(1) = L^b(1)$. Далее

факт доминирования по Лоренцу будет обозначаться $y^a LD y^b$.

В работе *Atkinson (1970)* доказана теорема о ранжировании по Лоренцу. Оказывается, если предположить, что функцию общественного благосостояния можно записать как сумму индивидуальных функций полезности, то доминирование по Лоренцу (т.е. $y^a LD y^b$) будет эквивалентно тому, что благосостояние выше в распределении y^a .

Кроме того, оказывается, что доминирование по Лоренцу $y^a LD y^b$ эквивалентно тому, что распределение y^a получено из y^b путем конечной последовательности прогрессивных трансфертов. Таким образом, можно сделать вывод о том, что класс мер неравенства, удовлетворяющих условию Пигу–Дальтона, не пуст.

Если обозначить налог, взимаемый с дохода x_i как $t(x_i)$, то можно ввести понятие функции располагаемого дохода $f(x_i) = x_i - t(x_i)$. Множество всех функций располагаемого дохода $F = \{f: R_{++} \rightarrow R_{++} \mid f \square C, f \text{ не убывает}\}$.

Определение 3 (см. *Moyes, Shorrocks (1998)*). Назовем функцию располагаемого дохода $f \in F$ шедулярно-прогрессивной, если $\frac{f(a)}{a}$ не возрастает для всех $a \in R_{++}$. Иначе говоря, шедулярно-прогрессивным (или просто прогрессивным) называется налог такой, что располагаемый доход не уменьшается с ростом доналогового дохода и средняя ставка налога не убывает.

Определение 4. Функция располагаемого дохода $f \in F$ называется распределительно-прогрессивной, если $f(x)LDx$ для всех $x \in X$.

Определение 5. Функция располагаемого дохода $f \in F$ называется не увеличивающей неравенство, если $xNLDf(x)$ для всех $x \in X$ (здесь $xNLDf(x)$ означает, что $f(x)LDx$ и не выполнено $xLDf(x)$).

Теорема, доказанная в работе *Moyes, Shorrocks (1998)*, говорит о том, что определения (3), (4) и (5) эквивалентны. Таким образом, в теореме утверждается, что подход, основанный на изучении распределения доходов налогоплательщиков до и после налогообложения и расчете соответствующих индексов распределения, эквивалентен подходу, при котором рассчитываются характеристики налоговой системы (проверяется условие о неубывании средней налоговой ставки по доходу). Исходя из сказанного, в нашей работе при изучении прогрессивности подоходного налогообложения в России мы ограничимся анализом таких характеристик подоходного налога, как соотношение средней и предельной ставок, динамика средней ставки и эластичность налоговых поступлений по облагаемому доходу.

6.4.2. Эконометрический анализ прогрессивности

Эконометрическую модель поступлений подоходного налога для анализа его прогрессивности можно строить в разных предположениях относительно характера зависимости поступлений от налоговой базы. Наиболее простой является линейная модель, в которой прогрессивность обуславливается отрицательностью постоянного члена и положительностью коэффициента при налоговой базе. Для учета нелинейных эффектов, наличие которых естественно предполагать при использовании формально прогрессивной шкалы налога, следует исследовать модели, в которые база входит в виде степенных членов. В случае, если налог является прогрессивным, коэффициенты перед членами более высокого порядка могут быть значимыми и положительными. При определенных предпосылках (отсутствие свободного члена в квадратичной модели налоговых поступлений от базы налога) это эквивалентно проверке гипотезы о наличии положительной зависимости (эффективной) ставки налога от базы. Получение значи-

мой положительной зависимости говорит в пользу гипотезы о прогрессивности налога. Если же мы ставим цель – непосредственно рассчитать эластичность налоговых поступлений по налоговой базе, можно исследовать линейную модель в логарифмах. Коэффициент перед логарифмом налоговой базы в такой модели является оценкой средней эластичности налоговых поступлений.

Далее мы будем использовать три различные модели для определения характера подоходного налогообложения: логарифмическую, линейную и квадратичную. Для статистической проверки гипотез о перераспределительных свойствах системы подоходного налогообложения мы воспользуемся двумя различными типами тестов. Во-первых, мы будем тестировать нулевую гипотезу об отсутствии прогрессивности поступлений подоходного налога против альтернативной гипотезы о прогрессивности. Нулевая гипотеза при использовании разных моделей будет, соответственно, предполагать что:

- 1) эластичность поступлений по базе меньше единицы в логарифмической модели зависимости поступлений от налоговой базы;
- 2) свободный член больше нуля в линейной модели зависимости поступлений от налоговой базы;
- 3) коэффициент при налоговой базе в модели зависимости эффективной ставки от налоговой базы меньше нуля.

Во-вторых, будет проверяться нулевая гипотеза об отсутствии регрессивности против альтернативной гипотезы о регрессивности поступлений подоходного налога. Нулевые гипотезы для различных моделей в этом случае будут формулироваться для тех же значений коэффициентов, что и в первом случае, но с использованием противоположных нестрогих неравенств. При тестировании двух гипотез – гипотезы о регрессивности против гипотезы о прогрессивности и наоборот, можно получить три результата. В обоих случаях, если одна из двух гипотез отвергается, мы получаем достаточно сильный результат, говорящий в пользу прогрессивности или регрессивности налога. В случае, если ни одна из гипотез не отвергается, нельзя сделать каких-либо определенных выводов о перераспределительной роли налога.

При тестировании гипотез необходимо учитывать, что сформулированные выше условия для коэффициентов модели при наличии прогрессивности верны только, если подоходный налог действительно представляет собой налог, т.е. обеспечивает положительный объем поступлений в бюджет. Это условие выполняется для используемых фактических данных,

поэтому далее мы не будем дополнительно останавливаться на его проверке.

Модели налоговых поступлений будут специфицированы в виде зависимостей налоговых поступлений от заработной платы (приведенной к общей численности населения) и от доходов населения. При этом модель зависимости налоговых поступлений от совокупных доходов населения не будет вполне соответствовать поставленным нами задачам. В самом деле, выравнивание доходов в целом является задачей не только подоходного налогообложения. При изучении влияния фискальной политики на распределение доходов необходимо рассматривать всю совокупность налогов и трансфертов населению. Поэтому изучение такого распределения на основе одного лишь подоходного налога может преувеличивать его роль в выравнивании доходов. Исходя из этого, для изучения перераспределительных свойств подоходного налога в настоящей работе мы исключили из доходов ту их часть, которая не облагается подоходным налогом. Для оценки величины необлагаемых доходов населения можно рассмотреть возможность применения двух показателей: доли населения в нетрудоспособном возрасте в населении региона и доли социальных трансфертов в средних доходах населения региона (по данным Госкомстата РФ). Первый показатель обладает следующими недостатками.

Во-первых, в нетрудоспособное население региона входят иждивенцы работающих граждан. Таким образом, введение в уравнение зависимости налоговых поступлений от доходов населения переменной доли населения в нетрудоспособном возрасте будет искажать оцениваемую степень прогрессивности налога, поскольку эта переменная имплицитно учитывает вычеты на иждивенцев.

Во-вторых, вполне возможно, что часть населения в нетрудоспособном возрасте вовлечена в трудовую деятельность, что, в свою очередь, завысит нашу оценку доходов граждан в трудоспособном возрасте и также приведет к искажению показателей прогрессивности.

Поэтому все основные выводы делались нами на основе моделей зависимости поступлений подоходного налога от дохода за вычетом социальных трансфертов.

Спецификация моделей зависимости совокупных налоговых поступлений от заработной платы фактически описывает перераспределение заработной платы с помощью подоходного налога, собираемого со всех видов доходов. Выбор такого рода зависимостей обусловлен тем, что рассмотрение взаимосвязи между налоговыми поступлениями, взимаемыми с зара-

ботной платы, и величиной заработной платы невозможно в силу отсутствия соответствующей статистики⁴⁵. Определенная сложность интерпретации рассматриваемой нами зависимости состоит в том, что в модели зависимости совокупных налоговых поступлений от заработной платы может оказаться преувеличенной роль подоходного налога в выравнивании заработных плат. При этом основная проблема состоит в том, что мы анализируем в данном случае перераспределение части дохода с помощью налога, база которого шире, чем рассматриваемая часть доходов. В общем случае рассмотрение влияния некоторого налога на распределение доходов не требует, чтобы базой данного налога были изучаемые доходы. Так, возможно рассмотрение воздействия косвенных или имущественных налогов на величину доходов, из которых погашаются соответствующие налоговые обязательства. В нашем случае рассматривается зависимость между совокупными поступлениями налога, базой которых являются все виды доходов населения, и заработной платой. Другими словами, мы рассматриваем соотношение между распределением заработной платы до взимания налогов и распределением заработной платы, уменьшенной на величину налогов, которые уплачиваются не только получателями заработной платы, но и получателями других видов доходов. Можно рассмотреть несколько точек зрения на эту проблему.

Во-первых, по статистике МНС РФ около 95% подоходного налога уплачивается предприятиями, являющимися налоговыми агентами для плательщиков подоходного налога. Следовательно, заработная плата, по-видимому, составляет большую часть базы налогообложения, и совокупные налоговые поступления могут служить аппроксимацией поступлений подоходного налога, взимаемого с заработной платы. Таким образом, мо-

⁴⁵ Кроме рассматриваемых моделей налоговых поступлений, в зависимости от заработной платы и доходов населения, нами также рассматривались зависимости налоговых поступлений от заработной платы и налогооблагаемых доходов населения за вычетом заработной платы. Полученные значения эффективных ставок налогообложения заработной платы и прочих налогооблагаемых доходов свидетельствуют о том, что значительная часть налоговой нагрузки ложится на заработную плату, и что большая часть налоговых поступлений собирается с заработной платы. Тем не менее высокая корреляция доходов от заработной платы и прочих налогооблагаемых доходов для межрегиональных моделей делает такую модель ненадежной и не позволяет использовать полученные оценки для разделения налоговых поступлений, взимаемых с разных частей налоговой базы (заработной платы и прочих незарплатных доходов), и, соответственно, для оценки изменений прогрессивности в результате налоговой реформы.

дель зависимости налоговых поступлений вида $НП = a_0 + a_1 \text{Заработная плата}$ можно интерпретировать как модель перераспределения заработной платы, поскольку совокупные налоговые поступления (НП) являются аппроксимацией налогового бремени, возложенного на заработную плату. Эта модель может быть переписана в виде зависимости посленалоговой от доналоговой заработной платы: $\text{Заработная плата} - НП = -a_0 + (1 - a_1)\text{Заработная плата}$. В последнем случае изучается зависимость, которая связывает величину доналоговой заработной платы с посленалоговой величиной, и, таким образом, может быть исследована прогрессивность налога. Аналогичным образом может быть рассмотрена модель налоговых поступлений в зависимости от доходов населения.

Следует учитывать, что во многих случаях получатели различных видов доходов (заработной платы, предпринимательских, процентных доходов, дивидендов и др.) могут являться одними и теми же лицами, что позволяет содержательно интерпретировать выравнивание заработной платы путем уменьшения зарплаты на величину налогов, взимаемых, в том числе, с незарплатных доходов.

В результате при предположении о том, что совокупные налоговые поступления служат аппроксимацией поступлений подоходного налога, взимаемого с заработной платы, модели зависимости налоговых поступлений от доходов населения и от заработной платы, построенные на региональных данных, можно сравнивать между собой. При этом модель зависимости налоговых поступлений от доходов населения за вычетом социальных трансфертов описывает перераспределение совокупных налогооблагаемых доходов населения подоходным налогом, а модель зависимости налоговых поступлений от заработной платы может быть интерпретирована как аппроксимация модели перераспределения заработной платы с помощью подоходного налога, взимаемого с заработной платы.

Во-вторых, прогрессивность подоходного налога означает то, что налоговые поступления имеют более неравномерное распределение, чем налоговая база. Рассматриваемые модели позволяют ответить на вопрос, в какой степени неравенство налоговых поступлений обусловлено свойствами налога (т.е. его прогрессивностью или регрессивностью), а в какой – неравенством доходов и неравенством заработных плат.

В частности, можно говорить о том, что с ростом эластичности налоговых поступлений по налоговой базе растет разрыв между неравенством

распределения налоговой базы и распределения налоговых поступлений⁴⁶. Таким образом, результаты анализа моделей зависимости налоговых поступлений можно интерпретировать как результаты сравнения распределений доходов населения за вычетом социальных трансфертов и распределения заработных плат с распределением поступлений подоходного налога. При этом с определенной степенью условности можно говорить о прогрессивности налога в терминах сравнения распределений компонентов налоговой базы и распределения налоговых поступлений. При таком подходе рассчитывается различие распределения выбранного компонента базы налогообложения и налоговых поступлений, и все полученное различие приписывается воздействию подоходного налогообложения. Как можно заметить, указанное различие в распределениях налоговых поступлений, с одной стороны, и доходов населения за вычетом социальных трансфертов и заработной платы, с другой, может объясняться и другими причинами. Мы же изучаем это различие, считая, что оно возникает только вследствие воздействия подоходного налога. В частности, чем больше будет различие в неравенстве распределения соответствующей оценки налоговой базы и налоговых поступлений, тем о большей прогрессивности налогообложения соответствующей оценке базы мы будем говорить.

В-третьих, заработная плата может служить индикатором официальных доходов в регионе (и, следовательно, индикатором декларируемой налогооблагаемой базы), тогда как доходы населения, вследствие их дооценки, могут служить индикатором потенциальной налоговой базы. В этом случае коэффициенты при налоговых базах в моделях зависимости налоговых поступлений от заработной платы могут быть интерпретированы как показатели эффективной ставки налогообложения декларируемых доходов. В то же время модели зависимости налоговых поступлений от доходов населения за вычетом социальных трансфертов можно рассматривать для оценки того, в какой степени поступления подоходного налога определяются величиной налогооблагаемых доходов в целом. Сравнение моделей, таким образом, имеет смысл сравнения эффективных ставок налогообло-

⁴⁶ Если налоговая база распределена между налогоплательщиками с распределением с плотностью $f(\cdot)$, эластичность налоговых поступлений T по налоговой базе B постоянна и равна ϵ , то плотность g распределения налоговых поступлений будет иметь вид $g(T) = C\epsilon B^{\epsilon-1}f(B)$, т.е. $\frac{g(T)}{T} = \frac{f(B)}{B}$. Следовательно, плотность распределения налоговых поступлений будет относительно больше для тех участков распределения по налоговой базе, на которых выше эффективная ставка налога.

жения потенциальной (в случае доходов) и фактической (в случае заработной платы) налоговой базы. При этом можно априори предположить, что потенциальная база (т.е. налогооблагаемые доходы населения) дает меньший вклад в поступления налога, чем фактическая налоговая база.

Имеющиеся в наличии данные имеют панельную структуру. Следовательно, оценка прогрессивности налоговых поступлений возможна при оценке регрессии для панельных данных. Для учета возможностей объединения моделей для 2000 и 2001 гг. проводилось тестирование равенства свободных членов (тест на наличие временных эффектов) и коэффициентов перед независимыми переменными.

Асимптотический тест⁴⁷ на равенство коэффициентов перед доходами населения за вычетом социальных трансфертов показал, что мы не можем отвергнуть гипотезу о равенстве коэффициентов для всех моделей (т.е. линейной, логарифмической модели и модели зависимости эффективной ставки налога от налогооблагаемого дохода), использующих этот показатель. Однако в моделях с налогооблагаемыми доходами населения было идентифицировано наличие значимых временных эффектов. В то же время в моделях с заработной платой, помимо наличия значимых временных эффектов, гипотеза о равенстве соответствующих коэффициентов перед заработной платой отвергается, и на 5%-ном уровне значимости данные свидетельствуют в пользу роста прогрессивности налоговых поступлений по заработной плате. Таким образом, для всех моделей, использующих в качестве объясняющей переменной заработную плату, было выявлено статистически значимое различие в константах и угловых коэффициентах. Следовательно, оценка панельной регрессии оказывается полностью эквивалентной отдельной оценке межрегиональных регрессий для 2000 и 2001 гг.

Несмотря на неопровержение гипотезы о равенстве угловых коэффициентов в моделях, использующих в качестве объясняющей переменной налогооблагаемые доходы, необходимость сравнения моделей для доходов населения и заработной платы требует наличия аналогичных статистических свойств оценок (в частности, одинакового числа наблюдений). Поэтому модели с налогооблагаемыми доходами населения так же, как и модели с заработной платой населения, оценивались отдельно для 2000 и 2001 гг.

Логарифмическая модель. Логарифмическая модель позволяет непосредственно оценить эластичность поступлений по налоговой базе. Коэф-

⁴⁷ В предположении нормальности распределения коэффициентов.

фициент перед логарифмом налоговой базы в этом случае имеет смысл эластичности, и для прогрессивного налога следует ожидать величину этого коэффициента, большую единицы. Расчет эластичности налоговых поступлений будем проводить отдельно по доходам населения и по заработной плате, что позволит нам выяснить, каковы были выравнивающие свойства налога в отношении доходов и заработной платы.

Для формулировки конкретных гипотез относительно выравнивающих свойств подоходного налога следует изучить, какую роль играет заработная плата в доходах населения в разных регионах. В том случае, если заработная плата составляет фиксированную, одинаковую во всех регионах долю доходов, эластичность налоговых поступлений по доходам и по заработной плате одинакова⁴⁸. Однако, если рассмотреть зависимость средней по регионам заработной платы от средних по регионам доходов населения, можно заметить нелинейный характер этой зависимости (см. приведенную ниже диаграмму).

Такая нелинейная зависимость, по-видимому, обусловлена действием ряда факторов. В относительно бедных регионах, в которых высока доля аграрного сектора, доля заработной платы в доходах низка. Основная доля заработной платы выплачивается работникам бюджетной сферы и государственным служащим. Доходы граждан, помимо социальных пособий пенсий и стипендий (которые были исключены из показателя доходов вычитанием социальных трансфертов), определяются доходами от продажи сельскохозяйственной продукции личных подсобных хозяйств и другими доходами от мелкого предпринимательства. В группе самых бедных регионов подобные доходы, по-видимому, играют большую роль, при этом величина заработной платы на душу населения при увеличении доходов регионов остается практически постоянной, так как заработная плата в бюджетной сфере прямо не связана с показателями экономической активности. Это ведет к снижению доли заработной платы в доходах самых бедных регионов с увеличением среднедушевого дохода. В группе самых бедных регионов, следовательно, эластичность заработной платы по доходам

⁴⁸ Рассмотрев модель зависимости заработной платы от доходов в виде $Зарплата = \alpha \text{Доходы}$ и подставив эту зависимость в модель налоговых поступлений, специфицированную в логарифмической форме, получим: $\log(\text{Налоговые Поступления}) = a_0 + a_1 \log(Зарплата) = a_0 + a_1 \log(\alpha) + a_1 \log(\text{Доходы})$. Таким образом, как при заработной плате, так и при доходах коэффициент одинаков. Следовательно, эластичность налоговых поступлений по заработной плате равна эластичности налоговых поступлений по доходам.

будет меньше единицы. В регионах с более развитым промышленным производством среднедушевые доходы выше. В таких регионах большую роль в доходах начинает играть оплата труда работников промышленных предприятий. С ростом среднедушевого дохода в промышленных регионах, следовательно, доля заработной платы в доходах растет, что отражается в росте эластичности заработной платы по доходам, по сравнению с самыми бедными регионами, которая становится большей единицы. Кроме того, выборка, на основе которой оценивается показатель средней заработной платы, возможно смещена из-за большой доли в ней работников крупных предприятий. Это может говорить в пользу нашего предположения о росте доли заработной платы в доходах с ростом дохода промышленных регионов. Далее, с увеличением доходов регионов начинает расти доля «незарплатных» доходов в общих доходах: доходов от предпринимательской деятельности, процентных доходов и др. Рост доли подобных «незарплатных» доходов вызывает снижение доли заработной платы в доходах населения региона, что отражается в уменьшении величины эластичности заработной платы по доходам, которая становится меньшей единицы.

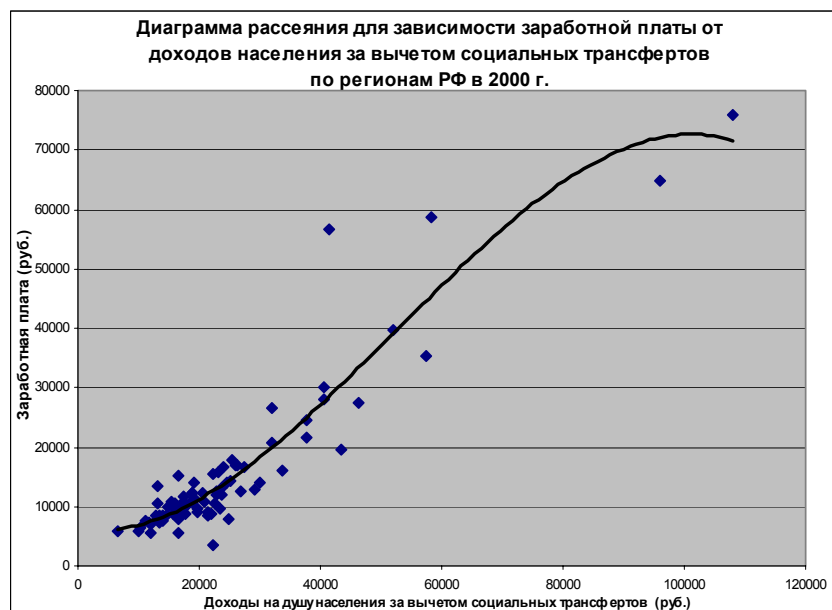


Рис. 7

Коэффициент перед логарифмом доходов в уравнении $\log(\text{Зарплата}) = a_1 + a_2 \log(\text{Доход})$ имеет смысл эластичности заработной платы по налогооблагаемым доходам⁴⁹. В связи с тем, что, по нашему предположению, модель доходов региона различна для богатых, бедных регионов и регионов со средними доходами, значение средней эластичности заработной платы по доходам для всех регионов РФ некорректно, так как эластичность должна оцениваться отдельно для трех групп регионов.

Приведенные выше рассуждения позволяют выдвинуть гипотезу о значении коэффициента a_2 , т.е. о значении эластичности заработной платы по доходам при оценке зависимости заработной платы от дохода на выборках с разными доходами. Для регионов с низкими доходами, мы предполагаем снижение доли заработной платы в доходах с ростом дохода. Это означает, что $a_2 < 1$. Для промышленных регионов с промежуточными уровнями доходов доля заработной платы в доходах растет. Следовательно, эластичность заработной платы по доходам должна быть больше единицы, т.е. $a_2 > 1$. Для регионов с высокими доходами доля заработной платы в доходах вновь начинает снижаться с ростом доходов, т.е. $a_2 < 1$.

Для оценки модели выборка делилась на три части, и далее оценивались параметры модели для каждой группы регионов. Для удобства сравнения коэффициентов формировалась единая модель, где отдельные группы регионов выделялись при помощи фиктивных переменных.

Результаты оценки, приведенные в табл. 7, согласуются с нашим предположением об изменении эластичности заработной платы по доходу с увеличением среднедушевого дохода населения региона. Оказывается, что наибольшей эластичностью заработной платы по доходам обладают регионы с промежуточными значениями среднедушевого дохода, тогда как для относительно богатых и для относительно бедных регионов значение эластичности меньше. Иллюстрацией к полученным оценкам может служить приведенная ниже диаграмма.

⁴⁹ Заработная плата в этой и во всех последующих моделях пересчитывалась в расчете на душу населения для приведения доходов и зарплаты к сопоставимым значениям. Здесь, поэтому, было бы корректнее говорить о «зарплатных доходах», а не о средней заработной плате.

Таблица 7

**Зависимость логарифма заработной платы от логарифма
доходов за вычетом социальных трансфертов⁵⁰**

Переменная	Оценка для 2000 г.	Оценка для 2001 г.
Константа в группе регионов со среднедушевыми налогооблагаемыми доходами ниже 12 000 руб.	5,96 (3,90)	6,60 (3,50)
Логарифм доходов за вычетом социальных трансфертов в группе регионов со среднедушевыми налогооблагаемыми доходами ниже 12 000 руб.	0,41 (2,45)	0,35 (1,71)
Константа со среднедушевыми налогооблагаемыми доходами выше 12 000 руб. и ниже 30 000 руб.	0,23 (0,18)	0,67 (0,81)
Логарифм доходов за вычетом социальных трансфертов со среднедушевыми налогооблагаемыми доходами выше 12000 руб. и ниже 30000 руб.	1,01 (7,63)	1,00 (11,55)
Константа в группе регионов со среднедушевыми доходами выше 30 000 руб.	7,87 (4,40)	9,26 (3,73)
Логарифм доходов за вычетом социальных трансфертов в группе регионов со среднедушевыми доходами выше 30 000 руб.	0,30 (1,80)	0,19 (0,85)
R ²	0,82	0,84
Schwarz criterion	0,063	-0,069

⁵⁰ Для выделения выборок использовались три переменные дамми. Одна была равна единице для бедных регионов и нулю для всех остальных, вторая была равна единице для промежуточных регионов и нулю для всех остальных, третья была равна единице для богатых регионов. Можно заметить, что, как для 2000, так и для 2001 гг., эластичность заработной платы по доходам меньше единицы для наиболее богатых и наиболее бедных регионов. Более того, для самых богатых регионов не отвергается гипотеза о равенстве этой эластичности нулю.

90 <http://www.iet.ru/papers/52/index.htm>

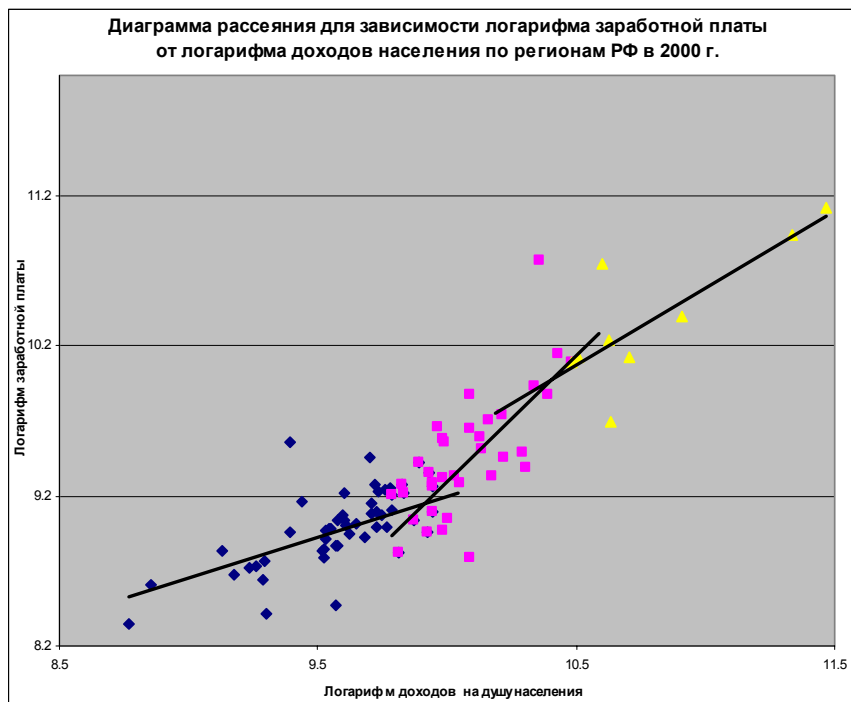


Рис. 8

На диаграмме видно, как меняется наклон линии регрессии для трех выделенных выборок: он меньше в богатых и бедных регионах и больше в регионах с промежуточными значениями дохода.

Таким образом, в относительно богатых и относительно бедных регионах доля «незарплатных» доходов выше, чем в регионах с промежуточными значениями доходов. Используя полученную зависимость заработной платы от доходов населения, сформулируем гипотезы о соотношении эластичности совокупных налоговых поступлений по заработной плате и по доходу. При этом мы не привлекаем соображение о том, что, поскольку заработная плата облагается подоходным налогом у источника, возможности уклонения от подоходного налога, взимаемого с заработной платы, значительно ниже. Данный тезис понадобится нам ниже при интерпретации полученных зависимостей совокупных налоговых поступлений от за-

работной платы, как аппроксимаций зависимости налоговых поступлений, взимаемых с заработной платы от заработной платы.

Логарифмическая модель поступлений подоходного налога может быть специфицирована в виде: $\log(\text{Налоговые Поступления}) = \alpha + \beta \log(\text{Налоговая база})$. Коэффициент β имеет смысл эластичности налоговых поступлений по налоговой базе. Из анализа зависимости заработной платы от налогооблагаемых доходов (в логарифмической, линейной форме и в модели эффективной ставки) был сделан вывод о разном характере этой зависимости в разных регионах. Тем не менее соответствующие тесты в модели зависимости налоговых поступлений от доходов не позволяют отвергнуть гипотезу о единой зависимости налоговых поступлений от заработной платы и доходов для разных регионов. Поэтому ниже мы будем рассматривать модели зависимости налоговых поступлений для всей совокупности регионов.

Зависимость заработной платы от доходов предполагает, что, если модель налоговых поступлений специфицирована в виде $\log(\text{Налоговые Поступления}) = b_1 + b_2 \log(\text{Зарплата})$, то после подстановки в это уравнение выражения для заработной платы (из зависимости средней заработной платы от среднего регионального налогооблагаемого дохода $\log(\text{Зарплата}) = a_1 + a_2 \log(\text{Доход})$) можно получить $\log(\text{Налоговые Поступления}) = b_1 + b_2 a_1 + b_2 a_2 \log(\text{Доход})$, таким образом, эластичность налоговых поступлений по доходу населения равна $b_2 a_2$. Как выяснилось из анализа зависимости заработной платы от доходов населения, коэффициент a_2 будет разным в разных регионах. Из этого следует, что эластичность налоговых поступлений по заработной плате будет больше эластичности налоговых поступлений по доходам в самых бедных и в самых богатых регионах, тогда как для регионов с промежуточными значениями среднедушевого дохода будет наблюдаться обратная ситуация (в предположении о справедливости проверенной выше гипотезы о постоянстве коэффициента b_2). Для того чтобы на основе высказанных соображений предположить возможное соотношение между эластичностью налоговых поступлений по доходам и по зарплате, при оценке логарифмической модели на всей выборке регионов, следует учитывать, что оценка эластичности налоговых поступлений в логарифмической модели зависимости налоговых поступлений от базы представляет собой взвешенное значение логарифма налоговых поступлений. Если в процессе оценки перейти к терминам эластичностей налоговых поступлений по заработной плате и по доходу для разных групп регионов, то МНК-оценку для уравнений зависимости налоговых поступлений от заработной

платы и дохода можно представить как взвешенное среднее эластичностей в этих группах. Веса при таком взвешивании будут определяться налоговыми поступлениями в регионах. Для наиболее богатых регионов, в которых налоговые поступления на душу населения принимают наибольшие значения, веса перед эластичностями налоговых поступлений в этих регионах будут наибольшими, и, следовательно, при значительном отличии среднедушевых доходов богатых регионов от средних и бедных именно значения эластичностей в богатых регионах будут определять значение эластичности налоговых поступлений в целом. Так как в наиболее богатых регионах эластичность налоговых поступлений по заработной плате превосходит эластичность налоговых поступлений по доходам, можно выдвинуть гипотезу о том, что эластичность налоговых поступлений по заработной плате при оценке по всем регионам в целом должна, при наших предположениях, быть выше эластичности налоговых поступлений по доходам.

Для расчетов прогрессивности налога, как говорилось выше, доходы населения корректировались на величину социальных трансфертов. Таким образом, оценивалась зависимость налоговых поступлений от доходов, за вычетом социальных трансфертов. В такой модели мы получим оценку прогрессивности налоговых поступлений по налогооблагаемым доходам.

Как и ранее, для приведения данных в сопоставимый вид использовались значения стоимости минимального набора продуктов питания по регионам РФ в 2000 и 2001 гг.. Соответственно, величины в реальном выражении, приведенные ниже, — это показатели, приведенные в условия 2000 г. при помощи отношения стоимости минимального набора продуктов питания в 2001 г. к 2000 г., отдельно для каждого региона РФ.

В рамках данного исследования мы не будем тестировать сложные нулевые гипотезы, ограничиваясь сравнением значения соответствующих статистик с верхней гранью функции значимости теста. Это фактически будет совпадать с тестированием простой гипотезы о равенстве коэффициента β единице против соответствующих односторонних гипотез. Сложная гипотеза об отсутствии прогрессивности $H_0: \beta \leq 1$, тестируемая против альтернативной гипотезы о прогрессивности $H_1: \beta > 1$ может быть представлена в виде совокупности простых гипотез $H_0: \beta = \beta_1$, против $H_1: \beta = \beta_2$, где $\beta_1 \leq 1$, а $\beta_2 > 1$. Тогда, с удалением β_1 и β_2 от единицы значимость теста будет повышаться, а наша оценка (при $\beta = 1$) будет давать наибольшую величину p -значения.

Результаты оценки зависимости поступлений подоходного налога от различных оценок базы налогообложения (в логарифмах) приведены в табл. 8.

Таблица 8⁵¹

Зависимость логарифмов поступлений подоходного налога на душу населения для регионов РФ от логарифмов различных оценок налогооблагаемой базы

	Логарифм поступлений подоходного налога в 2000 г.		Логарифм поступлений подоходного налога в 2001 г.	
Константа	-4,02 (-3,87)	-6,58 (-5,56)	-4,79 (-3,92)	-7,87 (-6,40)
Логарифм дохода за вычетом социальных трансфертов на душу населения в реальном выражении	1,11 (10,20)		1,21 (9,49)	
Логарифм заработной платы на одного работающего в реальном выражении		1,32 (11,06)		1,44 (11,90)
R ²	0,70	0,81	0,72	0,83
Schwarz criterion	1,11	0,65	1,22	0,68

Как видно из таблицы, все коэффициенты оцененных уравнений значимы, при этом наблюдается увеличение как эластичности поступлений подоходного налога по доходу за вычетов социальных трансфертов с 1,11 в 2000 г. до 1,21 в 2001 г., так и увеличение эластичности поступлений по заработной плате с 1,32 до 1,44 в 2001 г. Одновременно с этим видно, что логарифмическая модель зависимости поступлений подоходного налога от заработной платы обладает несколько лучшими объясняющими свойствами по сравнению с моделью, включающей доход за вычетом социальных

⁵¹ В скобках здесь и далее в таблицах даны значения t-статистик коэффициентов. Во всех случаях, где была обнаружена гетероскедастичность остатков регрессии, использовалась оценка матрицы корреляции коэффициентов в форме Уайта, дающая состоятельную оценку истинной матрицы корреляции. Кроме того, в связи с гетероскедастичностью остатков анализ нормальности не производился.

трансфертов, эластичность поступлений по заработной плате несколько выше эластичности по скорректированным доходам.

1) Будем тестировать гипотезу об отсутствии прогрессивности $H_0: \beta \leq 1$ против гипотезы о прогрессивности $H_1: \beta > 1$. Нулевая гипотеза будет отвергнута, если значение «центрированной» t -статистики, рассчитанной по формуле $t_\beta = \frac{\beta-1}{\sqrt{\sigma_\beta^2}}$, превысит критическое значение. Величина доверительной границы для тестирования гипотезы об отсутствии прогрессивности против гипотезы о прогрессивности (мы располагаем 88 наблюдениями) составляет $t_{кр} = 1,66$.

2) При тестировании гипотезы об отсутствии регрессивности (о прогрессивности) $H_0: \beta \geq 1$ против гипотезы о регрессивности $H_1: \beta < 1$ нулевая гипотеза об отсутствии регрессивности будет отвергнута, если значение «центрированной» t -статистики, рассчитанной как $t_\beta = \frac{\beta-1}{\sqrt{\sigma_\beta^2}}$, будет меньше критического значения. Величина доверительной границы для тестирования гипотезы об отсутствии регрессивности против гипотезы о регрессивности (для 88 наблюдений) составляет $t_{кр} = -1,66$.

В табл. 9 приведены значения «центрированных» указанным выше способом t -статистик.

Таблица 9

Значения t -статистик для тестирования гипотезы $\beta = 1$

Оценка базы	t -статистика для 2000 г.	t -статистика для 2001 г.
Логарифм дохода на душу населения за вычетом социальных трансфертов в реальном выражении	1,026	1,627
Логарифм заработной платы на одного работающего в реальном выражении	2,660	3,680

Из табл. 8 и 9 следует, что статистические данные говорят в пользу прогрессивности налоговых поступлений в моделях, где в качестве оценки налоговой базы выступает заработная плата (как для 2000, так и для 2001 гг.), так как гипотеза об отсутствии прогрессивности отвергается. В то же время в моделях, где в качестве оценки базы выступают доходы населения, нельзя сделать каких-либо определенных выводов, так как не отвергаются обе гипотезы (данные согласуются как с гипотезой об отсутствии прогрессивности, так и с гипотезой об отсутствии регрессивности налоговых по-

ступлений). Следует отметить, что гипотеза об отсутствии прогрессивности налога в 2001 г. по налогооблагаемым доходам отвергается на 10%-ном уровне значимости. Результаты тестирования представлены в *табл. 10*.

*Таблица 10*⁵²

**Результаты тестирования гипотез о прогрессивности
в логарифмической модели**

Год	2000		2001	
Зависимая переменная	Доходы населения	Заработная плата	Доходы населения	Заработная плата
Результаты тестирования	0	+	0	+

Тот факт, что статистические данные говорят в пользу гипотезы о том, что подоходный налог является прогрессивным по заработной плате, тогда как гипотеза об отсутствии прогрессивности налога по доходам не была отвергнута, свидетельствует о том, что подоходный налог, являясь эффективным механизмом выравнивания доходов от заработной платы, незначимо влияет на перераспределение общих налогооблагаемых доходов (обе гипотезы о прогрессивности и о регрессивности перераспределения не противоречат эмпирическим данным). Если исходить из нашей предпосылки о том, что зависимость налоговых поступлений от величины заработной платы является аппроксимацией зависимости налоговых поступлений, взимаемых с заработной платы, от заработной платы, то отсутствие свидетельств в пользу прогрессивности перераспределения доходов населения может быть проинтерпретировано с учетом вывода, сделанного на основе анализа зависимости доходов от заработной платы, согласно которому в более богатых регионах большую роль играют «незарплатные» доходы, которые хуже облагаются подоходным налогом. При рассмотрении модели зависимости налоговых поступлений от заработной платы и доходов как модели перераспределения заработной платы и доходов с помощью подоходного налога, такой вывод можно рассматривать как различие в степени прогрессивности налогообложения декларируемых и фактических доходов вследствие того, что возможности уклонения от уплаты подоходного нало-

⁵² В *табл. 10, 12, 14* будем записывать в соответствующей ячейке знак «+», если результат теста говорит в пользу прогрессивности налога (т.е. отвергнута гипотеза об отсутствии прогрессивности), знак «-», если тест говорит о регрессивности налога (т.е. отвергнута гипотеза об отсутствии регрессивности), и «0», если результаты тестов 1 и 2 не позволяют отвергнуть нулевые гипотезы об отсутствии прогрессивности или регрессивности.

га с налогооблагаемых доходов за вычетом заработной платы выше. В результате наблюдаются слабые перераспределительные свойства налога по отношению к доходам населения.

Как уже говорилось выше, оценка на панельных данных выявила значимые временные эффекты как в моделях с заработной платой, так и в моделях с доходами. Тем не менее различие угловых коэффициентов было идентифицировано только для модели с заработной платой. Оценка панельной регрессии для модели с заработной платой показала, что эластичность налоговых поступлений по заработной плате в 2001 г. значимо выше, чем эластичность налоговых поступлений в 2000 г. (значение F-теста составило 3.65). Таким образом, можно говорить о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате в результате реформы.

На диаграммах рассеяния хорошо видно возрастание логарифма поступлений с ростом логарифма оценки налоговой базы (в реальном выражении, т.е. данные за 2001 г. приведены в условия 2000 г. с использованием дифференцированного по регионам изменения стоимости минимального набора продуктов). Заметно также, что размытость облака рассеяния невысока, что обусловило относительно высокие значения коэффициента детерминации.

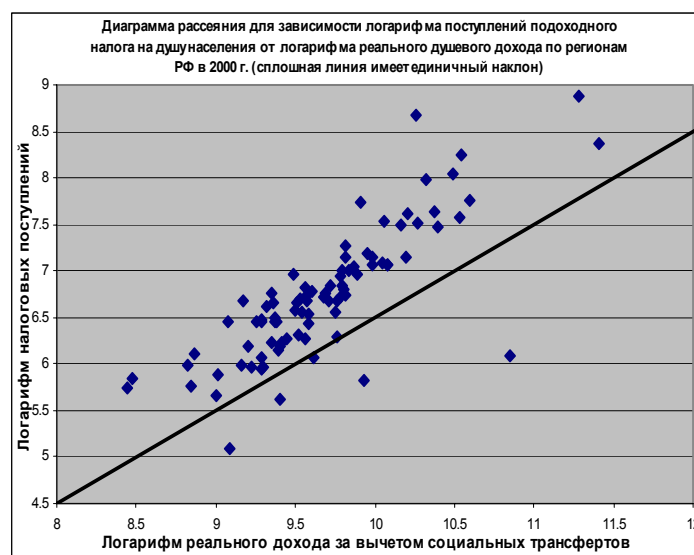


Рис. 9

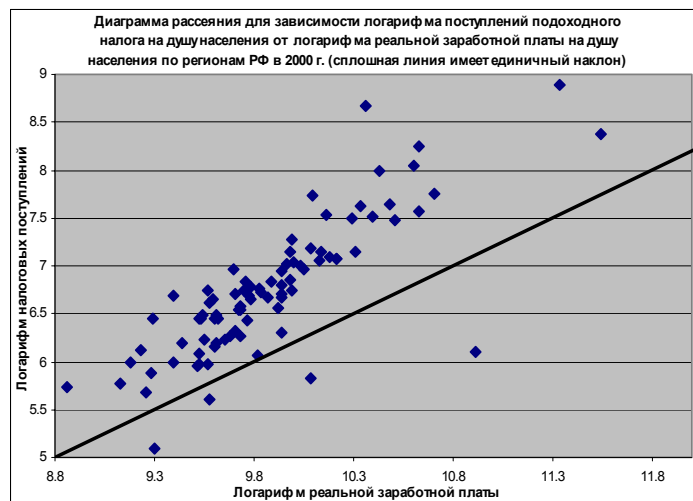


Рис. 10

Линейная модель. Второй моделью, которой мы пользовались для идентификации прогрессивности налогообложения, является линейная модель налоговых поступлений. Линейная модель специфицировалась в виде: $\text{Налоговые Поступления} = \alpha + \beta \text{Налоговая база}$, где в качестве оценки базы налога использовалась величина заработной платы и доходов на душу населения за вычетом социальных трансфертов.

Как уже говорилось выше, прогрессивность налога идентифицируется с помощью линейной модели, если константа в уравнении регрессии является отрицательной. В этом случае средняя ставка налога будет ниже предельной для всех значений налоговой базы, и, в соответствии с данным выше определением, налог будет прогрессивным (для налогоплательщиков с большей базой налогообложения налоговые обязательства являются непропорционально более высокими). Формализуя эти рассуждения и обозначив налоговые поступления T , а налоговую базу B , можно получить выражение для эластичности поступлений по налоговой базе ε в линейной модели поступлений налога с константой α и предельной налоговой ставкой β : $\varepsilon = 1 - \frac{\alpha}{T}$. Видно, что для того чтобы налог, модель поступлений которого линейная, был прогрессивным, в соответствии с введенным выше

определением ($\varepsilon > 1$), для всех уровней налоговых поступлений, необходимо, чтобы эффективный необлагаемый минимум $-\frac{\alpha}{\beta}$ был положительным (т.е. свободный член α должен быть отрицательным, а налоговые поступления должны быть положительны $T > 0$). Результаты оценки зависимости поступлений подоходного налога от различных оценок налоговой базы приведены в *табл. 11*.

Таблица 11

**Зависимость поступлений подоходного налога
от различных оценок налоговой базы**

	Поступления подоходного налога на душу населения в 2000 г.		Поступления подоходного налога на душу населения в 2001 г.	
Константа	-270,72 (-1,43)	-605,08 (-3,33)	-563,7 (-1,64)	-1388,5 (-3,61)
Доход на душу населения в реальном выражении за вычетом социальных трансфертов	0,075 (6,18)		0,11 (4,66)	
Заработная плата на одного работающего в реальном выра- жении		0,061 (7,75)		0,091 (6,11)
R ²	0,72	0,81	0,65	0,75
Schwarz criterion	16,06	15,69	17,73	17,16

Как видно из результатов оценок, во всех представленных в *табл. 11* моделях поступлений подоходного налога коэффициенты при показателях, служащих для оценки базы налогообложения, значимы и положительны. При этом наблюдается рост предельной ставки подоходного налога по отношению к доходу за вычетом социальных трансфертов с 7,5% до 11%, а также рост предельной ставки суммарных поступлений подоходного налога по отношению к заработной плате с 6,1% до 9,1. Как и ранее, модель с заработной платой обладает немного лучшими объясняющими свойствами по сравнению с моделью, включающей доход за вычетом социальных трансфертов.

Проверку прогрессивности в рамках линейной модели также будем осуществлять тестированием двух гипотез – гипотеза о прогрессивности против гипотезы о регрессивности и наоборот.

1) В данном случае мы будем тестировать нулевую гипотезу об отсутствии прогрессивности подоходного налога по неопределенной оценке налоговой базы против гипотезы о прогрессивности в виде: $H_0: \alpha \geq 0$ против $H_1: \alpha < 0$.

Статистические данные свидетельствуют в пользу гипотезы о прогрессивности (гипотеза о регрессивности отвергается), если значение стандартной t -статистики коэффициента α оказывается меньше критической границы, составляющей для 88 наблюдений минус 1,66.

2) Для получения дополнительных выводов тестируем противоположную гипотезу об отсутствии регрессивности (о прогрессивности) $H_0: \alpha \leq 0$ против гипотезы о регрессивности $H_1: \alpha > 0$. Данные свидетельствуют в пользу гипотезы о регрессивности, если значение t -статистики коэффициента α превышает критическую границу 1,66.

На приведенной ниже диаграмме рассеяния для зависимости поступлений налога от заработной платы на горизонтальной оси можно заметить величину не облагаемой налогом заработной платы (пересечение линии регрессии с осью абсцисс).

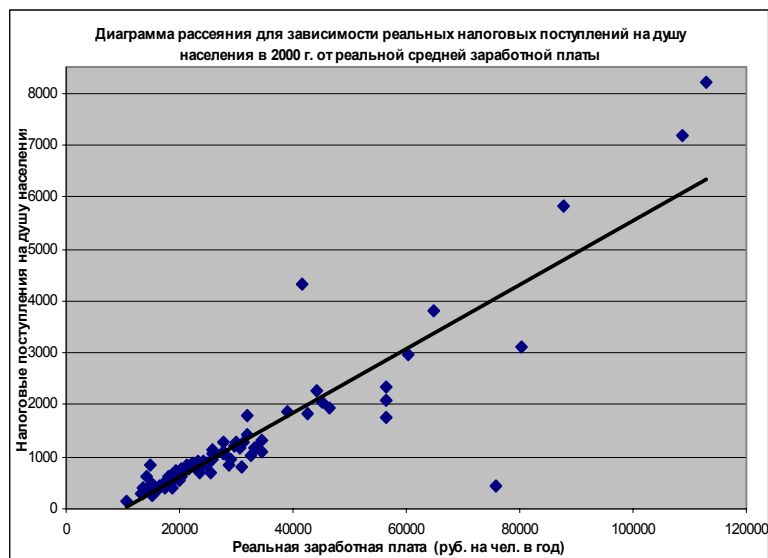


Рис. 11

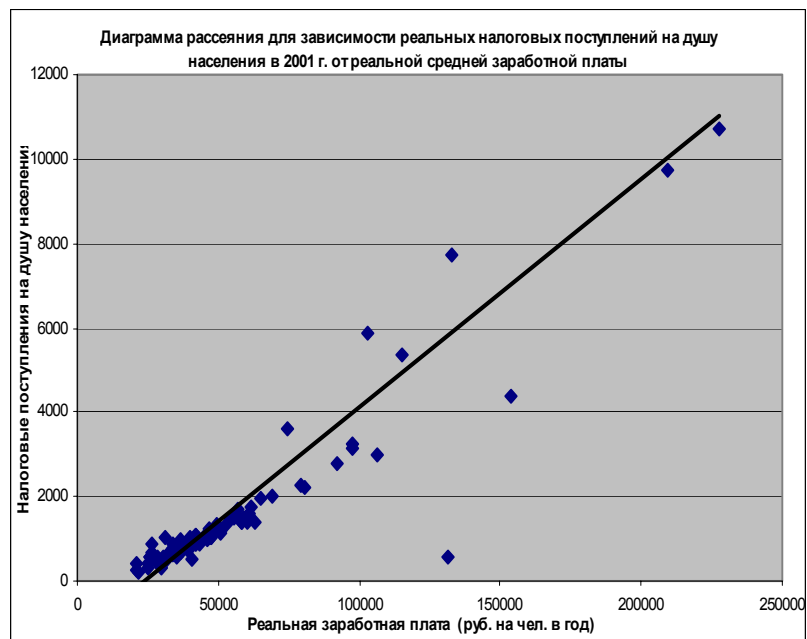


Рис. 12

Можно видеть, что для зависимости налоговых поступлений от дохода необлагаемый доход ниже, чем необлагаемая заработная плата. Это обусловило то, что нулевая гипотеза об отсутствии прогрессивности не была отвергнута в пользу гипотезы о регрессивности налога по доходу.

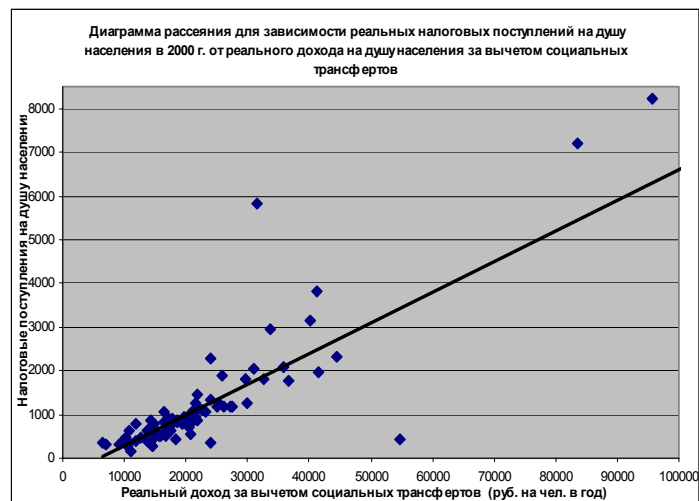


Рис. 13

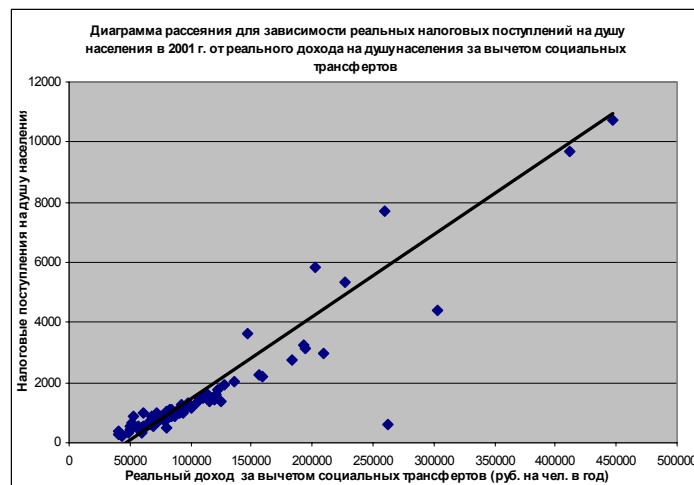


Рис. 14

Результаты анализа исследуемой линейной модели можно представить в виде таблицы.

Таблица 12⁵³

**Результаты тестирования гипотез об отсутствии
прогрессивности в линейной модели**

Год	2000		2001	
Зависимая переменная	Доходы насе- ления	Заработная плата	Доходы населения	Заработная плата
Результаты тестирования	0	+	0	+

Результаты теста на прогрессивность в линейной модели, таким образом, фактически не отличаются от результатов теста в логарифмической модели. В логарифмической модели подоходный налог оказался прогрессивным в отношении заработной платы как в 2000, так и в 2001 гг., а выводов относительно перераспределительных свойств налога в отношении доходов сделать было невозможно. В линейной модели также и для 2000 г., и для 2001 г. в отношении заработной платы результаты говорят в пользу прогрессивности налога. Кроме того, как и в логарифмической модели, в линейной модели результаты теста не позволяют говорить о прогрессивности или регрессивности налога по облагаемым доходам населения в обоих исследуемых годах. Такой результат согласуется с утверждением о том, что подоходный налог не является эффективным механизмом выравнивания доходов. В то же время налог снижает относительную дифференциацию заработной платы.

Этот результат вновь в рамках подхода, рассматривающего модель зависимости совокупных налоговых поступлений от заработной платы как модель перераспределения заработной платы при помощи подоходного налога, взимаемого с заработной платы, говорит в пользу сделанного нами предположения о том, что в регионах с более высокими среднедушевыми доходами относительно больше доля легального и нелегального уклонения от уплаты подоходного налога, которое ухудшает его перераспределительные свойства.

Как упоминалось во вводной части данного раздела, во всех моделях было идентифицировано наличие временных эффектов при том, что угловые коэффициенты значимо отличаются только для модели с заработной платой. Таким образом, результаты теста о равенстве свободных членов при оценке панельной регрессии для модели зависимости налоговых поступлений от заработной платы для двух лет (фактически, тест на временные эффекты) при наличии значимой положительности коэффициентов при

⁵³ См. сноску 52.

заработной плате (как и при доходах населения) говорят в пользу гипотезы о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате в 2001 г. по сравнению с 2000 г. (значение F-статистики составляет 8,98).

Модель эффективной ставки. Третьим вариантом исследования наличия прогрессивности является нормирование обеих частей уравнения зависимости налоговых поступлений от степеней базы налогообложения на значение используемой оценки базы. Таким образом, мы получаем зависимость эффективной налоговой ставки от оценки базы, степени которой станут на единицу меньше.

При предположении о том, что модель зависимости налоговых поступлений от налоговой базы является квадратичной без свободного члена, спецификация оцениваемых уравнений имеет вид: *Эффективная ставка* = $\alpha + \beta \text{Налоговая база}$ ⁵⁴.

В случае, если налог прогрессивный, коэффициент β должен быть значимым и положительным. Обозначив налоговые поступления T , а налоговую базу B , можно получить зависимость между этим коэффициентом и эластичностью поступлений по налоговой базе ε : $\beta = \frac{T}{B^2} (\varepsilon - 1)$. В соответствии с введенным ранее определением получим, что для прогрессивного налога ($\varepsilon > 1$) коэффициент β положительный, а в противном случае β – отрицательный либо незначимо отличается от нуля.

Результаты оценки зависимости эффективных ставок подоходного налога от используемых оценок налоговой базы (в реальном выражении, т.е. с использованием изменения стоимости минимального набора продуктов по регионам в 2001 г. по сравнению с 2000 г.) приведены в *табл. 13*.

⁵⁴ До перехода к такой модели нами исследовалась модель зависимости налоговых поступлений от налоговой базы и квадрата налоговой базы. Свободный член в этом уравнении оказался незначимым. Кроме того, была обнаружена гетероскедастичность остатков регрессии. При переходе к зависимости эффективной ставки гетероскедастичность исчезла, что может свидетельствовать о том, что такая спецификация в некотором смысле «лучше».

Таблица 13⁵⁵

Зависимость эффективных ставок налога для различных оценок налоговой базы

	2000 г.		2001 г.	
	Эффективная ставка, рассчитанная по доходам населения за вычетом социальных трансфертов	Эффективная ставка, рассчитанная по совокупной заработной плате населения	Эффективная ставка, рассчитанная по доходам населения за вычетом социальных трансфертов	Эффективная ставка, рассчитанная по совокупной заработной плате населения
Константа	0,05 (14,84)	0,025 (12,94)	0,05 (8,37)	0,02 (5,49)
Доход на душу населения в реальном выражении за вычетом социальных трансфертов	3,69E-7 (1,96)		7,55E-7 (1,84)	
Заработная плата на одного работающего в реальном выражении		3,54E-7 (4,38)		5,73E-7 (3,76)
R ²	0,054	0,29	0,11	0,47
Schwarz criterion	-4,69	-6,08	-3,74	-5,61

Как видно из результатов оценок, в модели эффективной ставки подоходного налога в 2001 г. по сравнению с 2000 г. наблюдается рост коэффициента при показателе, используемом для оценки базы налогообложения, с $3,69 \cdot 10^{-7}$ до $7,55 \cdot 10^{-7}$ для дохода за вычетом социальных трансфертов и с $3,54 \cdot 10^{-7}$ до $5,73 \cdot 10^{-7}$ для заработной платы. Эти коэффициенты соответствуют величине роста эффективной ставки при увеличении заработной платы или доходов за вычетом социальных трансфертов на 1 руб. Как и ранее, модель с включением заработной платы обладает лучшей объясняющей

⁵⁵ См. сноску 51.

способностью по сравнению с моделью, включающей доходы за вычетом социальных трансфертов.

Процедура тестирования производится аналогично тому, как она осуществлялась для предыдущих моделей. Результаты тестов прогрессивности в рамках данной модели приведем в *табл. 14*.

Таблица 14

**Результаты тестов на прогрессивность
для моделей эффективной ставки**

	2000 г.		2001 г.	
Зависимая переменная	Эффективная ставка, рассчитанная по доходам населения за вычетом социальных трансфертов	Эффективная ставка, рассчитанная по совокупной заработной плате населения	Эффективная ставка, рассчитанная по доходам населения за вычетом социальных трансфертов	Эффективная ставка, рассчитанная по совокупной заработной плате населения
Результаты тестирования	+	+	0	+

Результаты теста на прогрессивность налога в модели эффективной ставки говорят о том, что гипотеза об отсутствии прогрессивности налога не была отвергнута в пользу гипотезы о прогрессивности лишь для модели с доходами населения за вычетом социальных трансфертов для 2001 г. Для остальных моделей результаты говорят о прогрессивности подоходного налога (гипотеза об отсутствии прогрессивности отвергается в пользу гипотезы о прогрессивности). Результат модели с эффективной ставкой несколько отличается от результатов, полученных для линейной и логарифмической модели. Данные говорят в пользу гипотезы о прогрессивности налога по доходам за вычетом социальных трансфертов в 2000 г. в модели эффективной ставки, тогда как в других моделях гипотеза об отсутствии прогрессивности не отвергалась. Для модели с доходами населения в 2001 г. результат теста схож с результатами для логарифмической и линейной моделей: нельзя говорить ни о прогрессивности, ни о регрессивности налога (гипотеза об отсутствии прогрессивности налога по доходу за вычетом социальных трансфертов в 2001 г. отвергается на 10%-ном уровне значимости). При этом, как и в логарифмической и линейной моделях, результат теста говорит в пользу прогрессивности налога по заработной плате в 2000 и 2001 гг.

Таким образом, результаты тестирования говорят в пользу тезиса о том, что подоходный налог менее эффективно выравнивает доходы по сравнению с заработной платой. Если рассматривать модель совокупных налоговых поступлений, в которой базой налога является заработная плата, как модель, аппроксимирующую зависимость налоговых поступлений, взимаемых с заработной платы, от заработной платы, то меньшую эффективность подоходного налога в выравнивании доходов населения по сравнению с доходами от заработной платы можно интерпретировать с учетом того, что в более богатых регионах, где доля заработной платы в доходах меньше, больше возможностей для уклонения от уплаты подоходного налога.

В модели эффективной ставки, оцененной на панельных данных для 2000 и 2001 гг., как и в логарифмической и линейной моделях, было обнаружено наличие временных эффектов. При этом, угловые коэффициенты для двух лет значительно отличаются только в модели с доходами от заработной платы. Оценка модели зависимости эффективной ставки подоходного налога, рассчитанной по заработной плате от заработной платы на панельных данных для двух лет, говорит в пользу гипотезы о росте прогрессивности подоходного налога в 2001 г. по сравнению с 2000 г. (значение статистики Фишера составило 5,86). Результат, говорящий в пользу гипотезы о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате и вытекающий из оценки модели эффективной ставки, таким образом, совпадает со статистическими выводами, полученными при оценке на панельных данных уравнений для логарифмической и линейной моделей налоговых поступлений.

На диаграммах рассеяния видна тенденция к росту эффективной ставки с ростом заработной платы и дохода. Тем не менее возможно, что зависимость эффективной ставки от налоговой базы является нелинейной, в частности, может описываться степенной функцией с показателем степени меньше единицы. Это может обусловить неправильную спецификацию представленных выше линейных моделей.

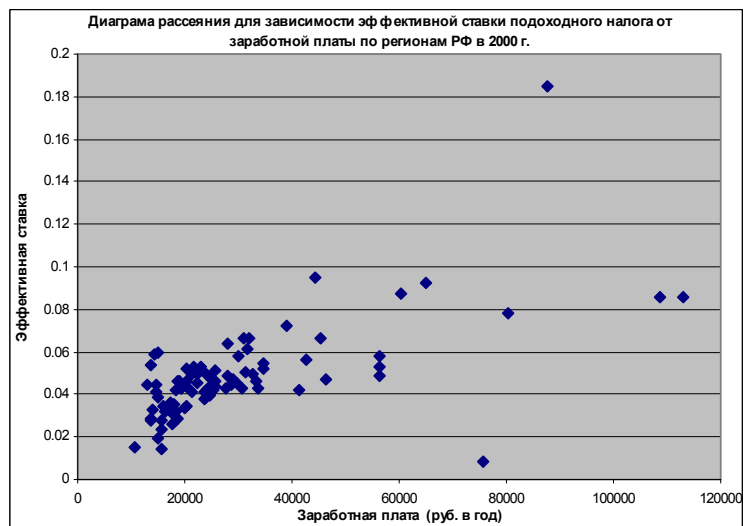


Рис. 15

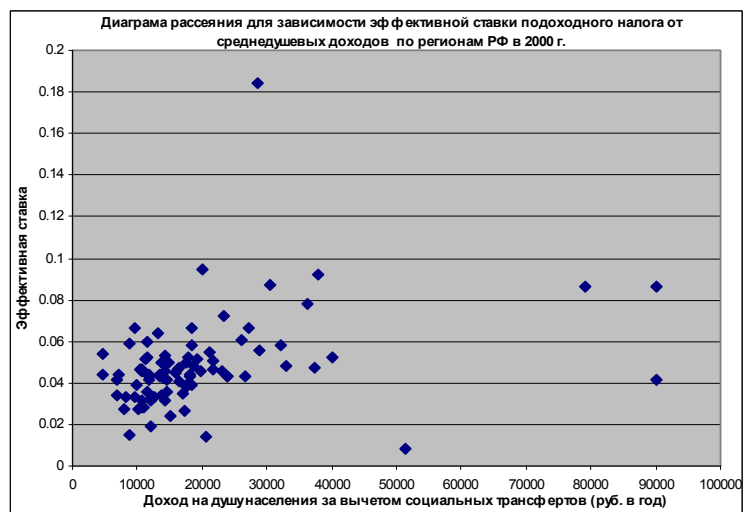


Рис. 16

При проверке гипотез о прогрессивности подоходного налога проводилось сравнение трех используемых моделей между собой. При этом результаты оценок показали, что, во-первых, получаемые результаты не всегда однозначно совпадают для всех трех моделей. Во-вторых, каждая из моделей обладает определенными недостатками, в частности во всех моделях имеет место гетероскедастичность остатков (для получения несмещенной оценки матрицы ковариации остатков применялась поправка Уайта). Корректное сравнение удалось провести только для линейной и логарифмической моделей при помощи теста Бокса–Кокса–Зарембки, результаты которого для ряда тестов указывают на предпочтительность логарифмической модели. Однако даже с учетом этих результатов нельзя однозначно выделить какую-либо модель из остальных, поэтому при анализе прогрессивности подоходного налогообложения, на наш взгляд, лучше опираться на результаты оценки всех трех моделей, сравнивая полученные результаты между собой, а также с оценками прогрессивности по индексам Каквани и Масгрейва.

6.4.3. Построение и анализ индексов прогрессивности подоходного налогообложения

В данном разделе мы построим структурные индексы, характеризующие степень прогрессивности системы подоходного налогообложения. Индекс прогрессивности налоговых обязательств Каквани рассчитывается на основе коэффициента Джини для доходов до налогообложения и индекса, аналогичного коэффициенту Джини, для налоговых обязательств (*Kakwani, 1976*). Индекс перераспределения Масгрейва (см. *Musgrave, Tin (1948)*) рассчитывается на основе коэффициентов Джини для доходов до и после налогообложения. Нами был осуществлен расчет индексов Масгрейва и Каквани для России на основе данных о поступлениях подоходного налога по регионам.

Значения индексов Джини, Масгрейва и Каквани приведены в *табл. 14*. Из таблицы видно, что прогрессивность подоходного налога и его перераспределительные свойства росли в течение последних четырех лет (отклонение от этой тенденции показывает лишь индекс Масгрейва для 1999 г.)⁵⁶. Можно заметить также, что значения индексов Масгрейва и Каквани

⁵⁶ Как показано, в частности, в работе *Beach, Davidson (1983)*, построение статистических оценок для индексов прогрессивности возможно. Такое тестирование, тем не менее, основано на том, что случайные величины из исследуемой генеральной

выросли в 2001 г. по сравнению с 2000 г. на существенно большую величину, нежели во все предыдущие периоды. Следует также заметить, что индексы Каквани и Масгрейва идентифицируют рост прогрессивности налога как по заработной плате, так и по налогооблагаемым доходам населения. Как и должно быть, в соответствии с выводом об эквивалентности шедулярной и распределительной прогрессивности налога (см. выше), этот результат согласуется с выводами, полученными с помощью эконометрических моделей.

Таблица 15

**Значения индексов, характеризующих структуру
налогообложения в РФ в 1998–2001 гг.**

Показатели распределений налоговых поступлений и оценок налоговой базы	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.
Индекс Джини для налоговых обязательств на душу населения по регионам	0,421	0,433	0,443	0,499
Индекс Джини для доходов на душу населения	0,281	0,282	0,288	0,291
Индекс Джини для чистых доходов на душу населения	0,276	0,278	0,282	0,289
Индекс Масгрейва по доходам населения	1,018	1,017	1,020	1,045
Индекс Каквани по доходам населения	0,141	0,150	0,155	0,198
Индекс Джини для заработной платы	0,366	0,371	0,375	0,385
Индекс Джини для посленалоговой заработной платы	0,360	0,369	0,371	0,373
Индекс Масгрейва по заработной плате населения	1,169	1,173	1,200	1,347
Индекс Каквани по заработной плате населения	0,055	0,062	0,069	0,117
Доля подоходного налога в доходах населения (%)	4,1	3,4	4,6	4,8
Подоходный налог (% ВВП)	2,64	2,61	2,45	2,59

Рост прогрессивности налога за период с 1998 г. до 2000 г. мог произойти по нескольким причинам. Во-первых, в связи с законодательно установленной прогрессивной шкалой налога до реформы 2000 г. прогрес-

совокупности распределены нормально. В нашем случае распределение доходов населения заведомо не имеет нормального распределения. Поэтому мы не прибегали к тестированию данных моделей.

сивность налога могла повышаться при увеличении базы налогообложения. Действительно, рассматриваемые индексы распределения не являются инвариантными по отношению к линейным изменениям дохода (т.е. увеличению доходов на одинаковую величину): одинаковый во всех регионах рост доходов вызывает изменение индекса. Иначе говоря, динамика перераспределительной способности подоходного налога зависит во многом от самого объема перераспределяемых доходов. При заданном уровне прогрессивности подоходного налога, а также при заданном распределении доходов, перераспределению подлежит тем больше доходов, чем более значимым является налог, т.е. чем большая доля дохода изымается налогом. Прогрессивный характер налоговой системы демонстрируют положительные значения индекса Каквани.

Во-вторых, необходимо заметить, что на протяжении всего рассматриваемого периода менялась шкала подоходного налога: происходило изменение предельных ставок и границ для доходов, облагаемых по этим ставкам. В таблице, приведенной ниже, показано, как соотносится индексация шкалы подоходного налога с ростом номинальных доходов населения и среднегодовыми темпами инфляции.

В 1999 г. верхняя граница доходов, облагаемых по предельной ставке 12%, была повышена на 50%, тогда как инфляция в 1998 г. составила почти 85%, а в 1999 г. – 37%. Таким образом, динамика инфляции значительно превышала индексацию шкалы подоходного налога. Это могло частично обусловить увеличение предельной ставки налогообложения для индивидуумов с определенным размером реального дохода, что, в свою очередь, могло привести к увеличению прогрессивности подоходного налога.

Необходимо учитывать, что постоянные модификации налогового законодательства, в частности, направленные на усиление администрирования налога, сокращение льгот, которые служили источником укрытия доходов, в особенности для высокодоходных групп населения, а также ограничение использования кредитно-депозитных и страховых схем уклонения от налогов с доходов не могли не увеличивать прогрессивность подоходного налога.

Таблица 16

Индексация шкалы подоходного налога в РФ в 1998–2001 гг.

Экономические параметры	1998 г.		1999 г.		2000 г.		2001 г.	
	Доход (руб.)	Предельная ставка	Доход (руб.)	Предельная ставка	Доход (руб.)	Предельная ставка	Доход (руб.)	Предельная ставка
Ставки подоходного налога для соответствующих уровней дохода (руб.)	Менее 20000	12	Менее 30000	12	Менее 50000	12	–	13
	20000 – 40000	15	30000 – 60000	15				
	40000 – 60000	20	60000 – 90000	20	50000 – 150000	20		
	60000 – 80000	25	90000 – 150000	25				
	80000 – 100000	30	150000 – 300000	30	Более 150000	30		
	Более 10000	35	Более 300000	35				
Среднемесячная инфляция	5,2		2,6		1,5		1,4	
Среднедушевые доходы (руб. в месяц)	1007,8		1629,6		2192,9		2878	

Можно проиллюстрировать приведенные выше расчеты индексов прогрессивности, изображая обобщенные кривые Лоренца для исследуемых показателей. На *рис. 17* приведена диаграмма кривых Лоренца для распределения регионов по величине налоговых поступлений в 2000 и 2001 гг. Кривая для 2001 г. лежит строго выше кривой для 2000 г., что означает снижение концентрации налоговых поступлений в регионах с относительно большими доходами на душу населения.

Для оценки прогрессивности перераспределения при помощи подоходного налога построим обобщенные кривые Лоренца, используя базу налогообложения в качестве показателя упорядочивания по оси абсцисс и откладывая по оси ординат налоговые поступления (по обеим осям откладываются накопленные доли показателей в общей сумме).

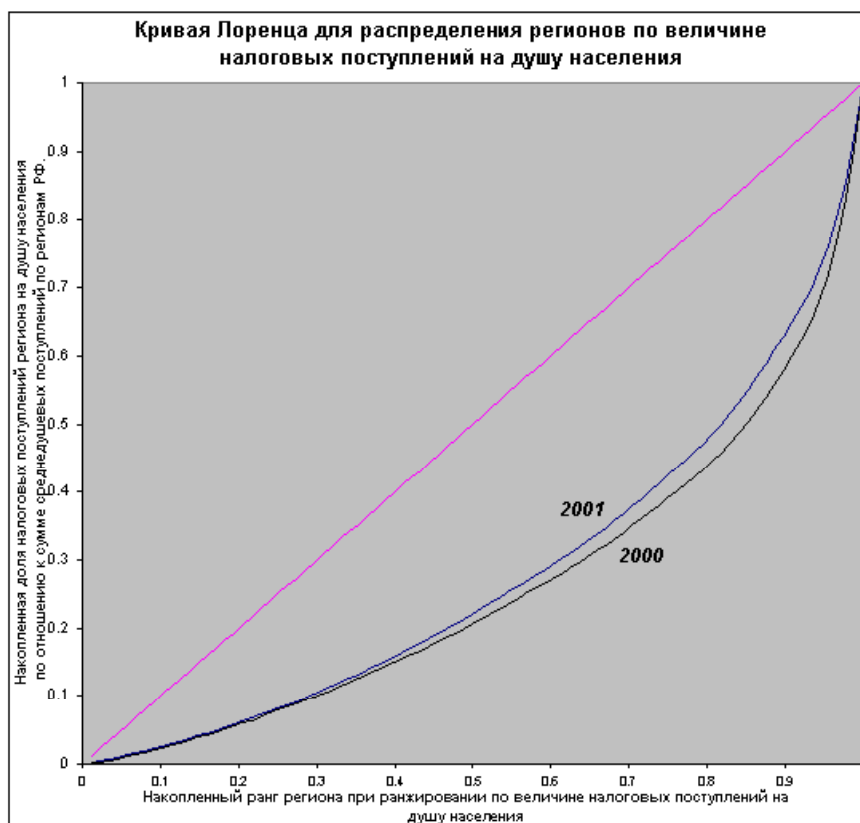


Рис. 17

На рис. 18 приведены обобщенные кривые Лоренца для налоговых поступлений и дохода за вычетом социальных трансфертов. То, что обобщенные кривые Лоренца и для 2000, и для 2001 гг. лежат ниже диагонали, указывает на прогрессивность подоходного налога (регионы с более высокими доходами обеспечивают относительно *большие* значения поступлений). В дополнение к этому можно отметить, что обобщенная кривая Лоренца для 2001 г. лежит выше аналогичной кривой для 2000 г. Это указывает на снижение прогрессивности подоходного налога в 2001 г. для всех регионов, кроме самых богатых.

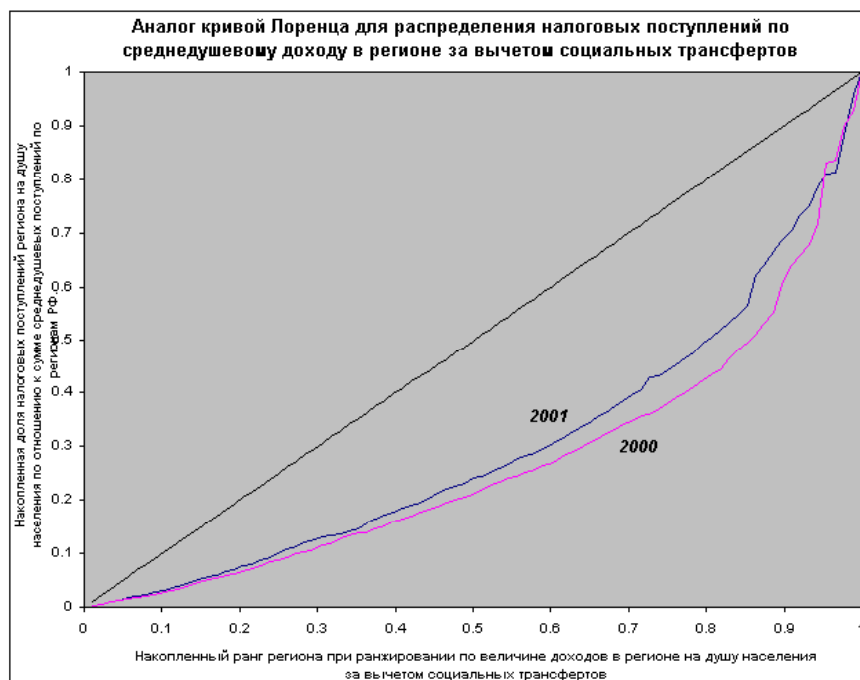


Рис. 18

На *рис. 19* приведены обобщенные кривые Лоренца для заработной платы и налоговых поступлений для 2000 и 2001 гг. Как и для обобщенных кривых Лоренца для доходов за вычетом социальных платежей, для заработной платы обе обобщенные кривые Лоренца лежат ниже диагонали, что свидетельствует о прогрессивности поступлений подоходного налога по заработной плате. Однако сравнение результатов для 2000 и 2001 гг. не выявляет существенных отличий в 2001 г. по сравнению с 2000 г.

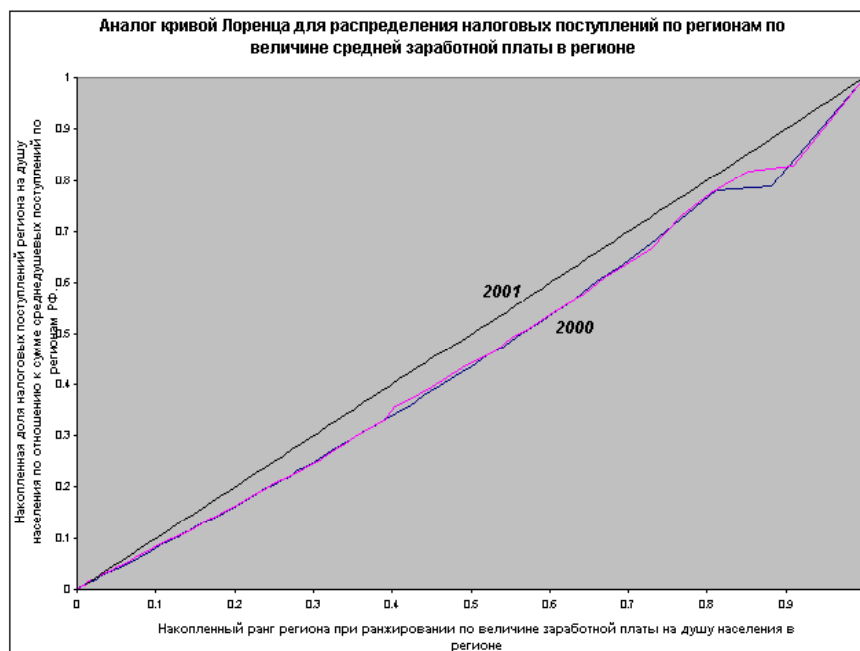


Рис. 19

6.4.4. Сводные результаты тестов на прогрессивность

В данной главе мы исследовали перераспределительные свойства подоходного налога. Оценка прогрессивности подоходного налога до и после реформы была осуществлена с помощью двух методов исследования трех моделей зависимости налоговых поступлений от налоговой базы: линейной, логарифмической и модели зависимости эффективной ставки от величины базы налога и построения структурных индексов. Как показано в разделе 6.4.1, шедулярная и распределительная прогрессивность налога при определенных предположениях эквивалентны. Это позволяет использовать для анализа прогрессивности налога как индексы прогрессивности, так и эконометрические модели подоходного налога. В *табл. 17* приведены сводные результаты тестов на прогрессивность подоходного налога в 2000 и 2001 гг.

Таблица 17

**Результаты тестов на прогрессивность подоходного
налога в 2000 и 2001 гг.**

Модель	2000 г.	2001 г.
Индекс Масгрейва, оценка прогрессивности по отношению к налогооблагаемым доходам (табл. 15)	+	+
Индекс Каквани, оценка прогрессивности по отношению к налогооблагаемым доходам (табл. 15)	+	+
Индекс Масгрейва, оценка прогрессивности по отношению к заработной плате (табл. 15)	+	+
Индекс Каквани, оценка прогрессивности по отношению к заработной плате (табл. 15)	+	+
Кривые Лоренца, оценка прогрессивности по отношению к налогооблагаемым доходам (рис. 18)	+	+
Кривые Лоренца, оценка прогрессивности по отношению к заработной плате (рис. 19)	+	+
Логарифмическая модель зависимости налоговых поступлений от дохода за вычетом социальных трансфертов (табл. 10)	0	0
Логарифмическая модель зависимости налоговых поступлений от заработной платы (табл. 10)	+	+
Линейная модель зависимости налоговых поступлений от заработной платы (табл. 12)	+	+
Линейная модель зависимости налоговых поступлений от доходов за вычетом социальных трансфертов (табл. 12)	0	0
Модель зависимости эффективной ставки налоговых поступлений от величины доходов на душу населения за вычетом социальных трансфертов (табл. 14)	+	0
Модель зависимости эффективной ставки налоговых поступлений от величины средней заработной платы (табл. 14)	+	+

Примечание: для индексов Каквани и Масгрейва статистическая проверка гипотез не проводилась.

«+» в таблице обозначает то, что нулевая гипотеза об отсутствии прогрессивности отвергается в пользу гипотезы о прогрессивности; «-» – нулевая гипотеза об отсутствии регрессивности была отвергнута в пользу гипотезы о регрессивности; «0» – не была отвергнута ни одна из нулевых гипотез.

На основании анализа величины структурных индексов Каквани и Масгрейва был сделан вывод о росте фактической прогрессивности подоходного налога с 1998 по 2001 гг. Особенно сильный рост, согласно построенным индексам, наблюдался в 2000–2001 гг.: индекс Каквани по доходам населения вырос со значения 0,155 до 0,198, а индекс Масгрейва

вырос с 1,020 до 1,045. Рост прогрессивности подоходного налога был обнаружен также при анализе индексов прогрессивности, рассчитанных по заработной плате населения.

Графики кривых Лоренца, построенные для концентрации налоговых поступлений по доходам населения и заработной плате, являются выпуклыми для распределения по доходам населения за вычетом социальных трансфертов и выпуклыми для распределения по заработной плате. Таким образом, анализ кривых Лоренца показал, что подоходный налог производит выравнивание заработной платы (т. е. является прогрессивным по заработной плате) и доходов (является прогрессивным по доходам населения).

Для исследования прогрессивности налога путем оценки эластичности налоговых поступлений по данным налоговой базы было построено три типа регрессионных моделей зависимости налоговых поступлений от базы налога. Исследование моделей в панельной постановке позволяет говорить о наличии значимых временных эффектов во всех исследованных моделях, различие в угловых коэффициентах было идентифицировано только для моделей с использованием в качестве базы заработной платы. Необходимость введения временных эффектов для унификации анализа прогрессивности в моделях с налогооблагаемыми доходами населения и заработной платой и сравнения их между собой обусловило то, что модели налоговых поступлений оценивались отдельно для каждого года.

При анализе логарифмической модели налоговых поступлений на всем исследуемом промежутке времени оказалось, что данные говорят в пользу гипотезы о прогрессивности, когда в качестве оценки базы налога используется показатель заработной платы населения. Оценка на панельных данных выявила значимое различие эластичностей налоговых поступлений в 2000 и в 2001 гг. Эластичность поступлений подоходного налога по заработной плате выросла с 1,32 до 1,44. Когда в качестве оценки базы используется показатель доходов, оказывается, что нельзя сделать какого-либо определенного вывода как для 2000, так и для 2001 гг.

При анализе линейной модели оказалось, что модель с заработной платой в качестве базы налога, так же как и в логарифмической модели, говорит в пользу прогрессивности для обоих лет, и нельзя сделать каких-либо определенных выводов о прогрессивности налоговых поступлений по доходам за вычетом социальных трансфертов. Оценка панельной регрессии позволила сделать вывод о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате, при падении свободного члена в регрессии со значения -605 до -1389 (для модели с налогооблагаемыми доходами с -270 до -563).

При этом наблюдается рост предельной ставки подоходного налога по отношению к доходу за вычетом социальных трансфертов с 7,5% до 11%, а также рост предельной ставки суммарных поступлений подоходного налога по отношению к заработной плате с 6,1% до 9,1%. Как и в логарифмической модели, модель с заработной платой обладает немного лучшими объясняющими свойствами по сравнению с моделью, включающей доход за вычетом социальных трансфертов.

В модели эффективной ставки подоходного налога в 2001 г. по сравнению с 2000 г. наблюдается рост коэффициента при показателе, используемом для оценки базы налогообложения, с $3,69 \cdot 10^{-7}$ до $7,55 \cdot 10^{-7}$ для дохода за вычетом социальных трансфертов и с $3,54 \cdot 10^{-7}$ до $5,73 \cdot 10^{-7}$ для заработной платы. Из анализа модели, где в качестве объясняемой переменной выступала эффективная ставка подоходного налога, следует, данные говорят в пользу гипотезы о прогрессивности налога в уравнениях с оценкой базы в виде заработной платы населения для 2000 и 2001 гг., а также в уравнении с оценкой базы в виде доходов населения за вычетом социальных трансфертов для 2000 г. Помимо этого, оценка модели на панельных данных говорит в пользу гипотезы о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате (коэффициент при заработной плате в модели для 2001 г. почти вдвое превышает этот коэффициент в модели для 2000 г.). Этот результат согласуется с результатами о росте прогрессивности подоходного налога по заработной плате, полученными для логарифмической и линейной моделей.

Прогрессивность налога подразумевает то, что налогоплательщики с большими доходами платят относительно больше налогов, т.е. означает «приближение» доходов более бедных налогоплательщиков к доходам более богатых. Линейная, логарифмическая модели, модель эффективной ставки и анализ индексов прогрессивности подоходного налога свидетельствуют в пользу того, что подоходный налог более прогрессивен по заработной плате, чем по доходам населения. Таким образом, анализ показал, что фактически происходит выравнивание заработной платы и не происходит выравнивания налогооблагаемых доходов. Это означает, что доходы наиболее богатых налогоплательщиков в меньшей мере участвуют в процессе распределения. Следовательно, если мы будем рассматривать модель зависимости налоговых поступлений от заработной платы как аппроксимацию модели перераспределения заработной платы с помощью подоходного налога, взимаемого с заработной платы, можно говорить о том, что возможности подоходного налога перераспределять налогооблагаемые доходы в целом низки.