

Ключевые слова:

страховые взносы, внебюджетные фонды, бюджетное прогнозирование, дифференциация заработной платы, кривая Лоренца, коэффициент регресса

Е. В. Пахомов, аспирант

кафедры «Математическое моделирование экономических процессов» Финансового университета при Правительстве России, вед. специалист-эксперт Минэкономразвития России (e-mail: pakhomovegor@gmail.com)

Влияние дифференциации заработной платы на поступление обязательных страховых взносов

В настоящее время вопросу установления адекватных условий уплаты страховых взносов во внебюджетные фонды Российской Федерации уделяется большое внимание в политической и экономической сферах. Решение этой проблемы позволит найти компромисс между нагрузкой на бизнес и дефицитом системы социальной защиты. В основном этот дефицит порождается несбалансированностью собственных доходов и расходов пенсионной системы.

Известно, что демографическая ситуация в России — рост числа пожилых людей при сокращении численности населения в трудоспособном возрасте — приводит к увеличению нагрузки на солидарную пенсионную систему¹. В этой ситуации сбалансированность бюджета Пенсионного фонда Российской Федерации (ПФР) и, как следствие, федерального бюджета находится под угрозой. Упростить поиск компромисса между нагрузкой на бизнес и сбалансированностью внебюджетных фондов, минимизировать расхождение фактического и ожидаемого дефицитов бюджетов внебюджетных фондов в текущем процессе бюджетного планирования, а также улучшить прогнозирование собственных доходов пенсионной системы при разработке стратегий ее реформирования позволит наличие качественной прогнозной модели. Для ее построения необходимо пройти

¹ См.: Пенсионная реформа в Российской Федерации: актуарная экспертиза / Под ред. В. Н. Баскакова. — М.: Экономистъ, 2008.

процесс моделирования поступлений страховых взносов от начала до конца. Процесс эконометрического моделирования в общем случае состоит из четырех этапов:

1. Спецификация модели, т. е. перевод на математический язык экономических утверждений, касающихся взаимозависимостей исследуемой системы.
2. Сбор статистических данных об объекте исследования.
3. Идентификация, т. е. оценка неизвестных параметров специфицированной модели посредством специальных процедур.
4. Верификация, или проверка адекватности полученной модели².

В данной статье рассматривается фундаментальный этап построения модели — ее спецификация, для которой в качестве источников переводимых на математический язык утверждений будут выступать законодательство в области уплаты страховых взносов и теория дифференциации доходов.

Стоит отметить, что процесс моделирования весьма сложен и на практике почти никогда не укладывается в последовательное выполнение указанных этапов, т. к. результаты каждого последующего этапа могут приводить к необходимости пересмотра предыдущих³. По этой причине при составлении спецификации мы не будем пользоваться дополнительными гипотезами, а укажем только те необходимые составляющие модели, без которых ее следовало бы признать оторванной от реальности.

ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ ПОСТУПЛЕНИЯ СТРАХОВЫХ ВЗНОСОВ ВО ВНЕБЮДЖЕТНЫЕ ФОНДЫ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Отношения, связанные с исчислением и уплатой страховых взносов — предмета прогнозирования в данной статье, регулируются Федеральным законом от 24.07.2009 № 212-ФЗ⁴ (далее — Закон № 212-ФЗ). Согласно ему плательщики исчисляют и уплачивают страховые взносы отдельно в каждый внебюджетный фонд. Для простоты изложения в данной статье мы не будем проводить разделения взносов по фондам⁵ и остановимся только на прогнозировании их общей суммы. При этом под тарифом страховых взносов будем понимать суммарный тариф страховых взносов, подлежащих перечислению во все внебюджетные фонды.

Необходимо различать страховые взносы по типу начисления. Согласно Закону № 212-ФЗ они уплачиваются в размере, определяемом исходя из двух взаимоисключающих типов платежей. Страховые взносы, исчисляемые исходя из стоимости страхового года, уплачиваются плательщиками, не производящими выплат и иных вознаграждений физическим лицам (для краткости их часто называют самозанятым населением). К ним относятся индивидуальные предприниматели, адвокаты и занимающиеся частной практикой нотариусы⁶. По платежам от этой категории поступает не более 2 % от общей суммы взносов⁷, а в силу правил начисления фиксированного

² См.: Бывшев В. А. *Эконометрика: учебное пособие*. — М.: Финансы и статистика, 2008. — С. 53.

³ См.: Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А. *Эконометрика. Начальный курс: учебник*. — 6-е изд., перераб. и доп. — М.: Дело, 2004. — С. 476.

⁴ Федеральный закон от 24.07.2009 № 212-ФЗ «О страховых взносах в Пенсионный фонд Российской Федерации, Фонд социального страхования Российской Федерации, Федеральный фонд обязательного медицинского страхования» / Официальный сайт компании «Консультант Плюс» (<http://base.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc;base=LAW;n=116833>).

⁵ Важно также отметить, что в ПФР взносы поступают на страховую и накопительную часть трудовой пенсии по различным тарифам, которые зависят от возраста застрахованного. Но при этом суммарный тариф от возраста не зависит.

⁶ П. 2 ч. 1 ст. 5 Закона № 212-ФЗ.

⁷ См.: Информация об исполнении бюджетов. Отчетность об исполнении бюджетов государственных внебюджетных фондов / Официальный сайт Казначейства России (<http://www.roskazna.ru/reports/vf.html>).

платежа дифференциация доходов на взносы влияния не оказывает. Поэтому модель прогноза поступлений страховых взносов с самозанятого населения в рамках данной статьи рассмотрена не будет.

Сосредоточимся на прогнозировании второго типа платежей — страховых взносов, исчисляемых исходя из сумм выплат и иных вознаграждений физическим лицам. Для удобства изложения и интерпретации в данной статье плательщиков указанных выплат мы будем называть организациями, а физических лиц, получающих эти вознаграждения, — работниками.

Законодательство описывает правила начисления и уплаты страховых взносов для отдельного работника, получающего доходы от отдельной организации. Мы будем называть модель поступлений страховых взносов на отдельного работника, построенную на анализе законодательства, моделью микроуровня (микромоделью), а модель поступлений страховых взносов со всех работников всех организаций, использующих одинаковые тарифы начисления страховых взносов, — моделью макроуровня (макромоделью).

Для развития макромодели необходима ее интеграция с теорией неравномерности распределения доходов. Причина влияния дифференциации доходов работников на поступления взносов — неплоская шкала начисления последних, под которой мы будем подразумевать любую шкалу начисления, в которой размер взноса (налога) непропорционален облагаемой базе. В частности, это относится ко всем регрессивным и прогрессивным шкалам. Особенность таких шкал — наличие одного или нескольких предельных порогов начисления, разделяющих облагаемую базу на интервалы, в которых применяются различные тарифы взносов (ставки налогов)⁸. У обязательных страховых взносов имеется регрессивная шкала тарифов (так же, как и у их предшественника — единого социального налога). Материал данной статьи может быть полезен в построении методик прогнозирования поступлений любых налогов с неплоской шкалой начисления, объект обложения которых — заработная плата работников⁹.

Предлагаемый материал, безусловно, более сложен для восприятия, чем традиционные методы бюджетного прогнозирования. Однако традиционные методы не могут способствовать разработке рекомендаций по изменению условий уплаты страховых взносов, поскольку параметры их начисления, а именно предельные пороги, нелинейным образом влияют на изменение поступлений. Учет данной нелинейности возможен с помощью математического аппарата, разработанного для исследования неравномерности распределения доходов населения, — кривой Лоренца. С точки зрения математического моделирования предлагаемый подход достаточно очевиден, в то время как с точки зрения бюджетного прогнозирования — нов и весьма оригинален.

Модель микроуровня

Введем следующие обозначения для исходных величин, необходимых в модели поступлений страховых взносов на одного работника:

— i — условный порядковый номер работника;

— x_i — годовой доход¹⁰ работника на прогнозируемый период до вычета налога на доходы физических лиц, именуемый в дальнейшем заработной платой, причем априори заработная плата неотрицательна: $x \geq 0$;

⁸ Наличие льгот в виде вычетов из облагаемой базы — косвенный признак прогрессивного налогообложения.

⁹ Если судить по опыту налогообложения многих зарубежных стран, у налога на доходы физических лиц в России появится прогрессивная шкала ставок.

¹⁰ Объект обложения страховыми взносами описан в ст. 7 Закона № 212-ФЗ.

- d_i – годовой объем вычетов из облагаемой базы¹¹, причем он не может ее превысить: $x \geq d_i$;
- U – порог облагаемой базы для начисления страховых взносов на одного работника¹², установленный законодательно на прогнозируемый год;
- r – суммарный тариф¹³ страховых взносов во все внебюджетные фонды, взимаемый с сумм, не превышающих U ;
- r^+ – дополнительный тариф¹⁴ страховых взносов, взимаемый с сумм, превышающих U .

Для расчета начисленных страховых взносов (НСВ) на одного работника необходимо разделить его доход на две части:

1. K_i – размер годовой заработной платы, не превышающий U . Поясним, что эта величина равна заработной плате в случае, если та не превышает U ; а в случае превышения заработной платой U – равна U . Математически запись данного утверждения выглядит следующим образом:

$$K_i = \begin{cases} x_i; & x_i \leq U \\ U; & x_i \geq U \end{cases} = \min\{x_i; U\}. \quad (1.1)$$

В свою очередь K_i делится на:

- вычеты, не облагаемые страховыми взносами, d_i ;
- размер годовой заработной платы, не превышающий U и не включающий вычеты ($K_i - d_i$). облагается тарифом r .

2. Размер годовой заработной платы, превышающий U и облагаемый по r^+ , $(x_i - K_i)$.

Мы будем делать акцент на удельных и относительных величинах, поскольку они безразмерны (т. е. измеряются не в номинальных величинах, а в процентах относительно выбранной базы), что упрощает анализ и построение модели. Получаем структуру облагаемой базы на одного работника по отношению к x_i :

– $k^i = K_i/x_i$ – индивидуальный коэффициент регресса для работника i , обозначающий долю годовой заработной платы, не превышающей U , который, в свою очередь, можно разделить на:

- $k_d^i = d_i/x_i$ – удельный вычет,
- $k^i - k_d^i$ – долю базы, облагаемую по тарифу r ;
- $k_U^i = 1 - k^i$ – удельное превышение заработной платы над U , т. е. доля базы, облагаемая по тарифу r^+ .

В рамках принятых обозначений величина НСВ на работника i составит

$$НСВ = (K_i - d_i) \times r + (x_i - K_i) \times r^+. \quad (1.2)$$

Эффективный тариф страховых взносов r_e , обозначающий отношение НСВ к x_i , рассчитывается следующим образом:

$$r_e^i = НСВ/x_i = (k^i - k_d^i) \times r + (1 - k^i) \times r^+. \quad (1.3)$$

¹¹ Ст. 9 Закона № 212-ФЗ.

¹² Ч. 4 ст. 8 Закона № 212-ФЗ.

¹³ Законом № 212-ФЗ предусмотрены пониженные тарифы страховых взносов для отдельных категорий плательщиков.

¹⁴ Величина дополнительного тарифа также зависит от категории плательщика.

Из (1.3) вытекает альтернативная формула расчета НСВ, которая очень привычна для практиков:

$$НСВ = r_e^i x_i. \quad (1.4)$$

С учетом того, что r , r^+ и U установлены законодательно, НСВ являются функцией двух аргументов — x_i и d_i . k^i и обратный к нему показатель k_U^i однозначно определяются x_i и U .

Согласно Закону № 212-ФЗ начисление страховых взносов ведется плательщиками ежемесячно накопленным итогом с начала финансового года, а уплата происходит не позднее 15-го числа месяца, следующего за месяцем начисления платежа. Поэтому в течение финансового года часть средств переносится к уплате на январь следующего года без нарушения сроков. Кроме того, на следующий год могут быть перенесены суммы с задержкой свыше законодательно установленной. Оба эти эффекта увеличивают расхождение между НСВ и уплаченными страховыми взносами (УСВ) в рамках одного и того же финансового года. Учтем это в коэффициенте сбора $g \in [0; 1]$, который определяет долю УСВ в общей сумме НСВ в рамках финансового года. Для расчета УСВ воспользуемся формулой

$$УСВ = НСВ \cdot g. \quad (1.5)$$

Начисленные, но не уплаченные страховые взносы образуют недоимку следующего года, которая будет частично погашена в соответствии с коэффициентом собираемости $c \in [0; 1]$:

$$Недоимка = НСВ (1 - g) \times c. \quad (1.6)$$

Завершая спецификацию модели микроуровня поступлений страховых взносов на одного работника, отметим, что она состоит из уравнений (1.1), (1.2), (1.5) и (1.6).

Модель макроуровня

Перейдем к рассмотрению совокупности n работников организаций, относящихся к одинаковой категории плательщиков в смысле применяемых тарифов r и r^+ . Очевидно, что все поступившие во внебюджетные фонды страховые взносы — алгебраическая сумма взносов на каждого конкретного работника.

Основание для начисления страховых взносов — заработная плата. Сумму заработных плат n работников мы будем называть фондом заработной платы (ФЗП):

$$ФЗП = \sum_{i=1}^n x_i. \quad (1.7)$$

Наша задача — разделить ФЗП на те же части, на которые выше мы разделяли доход конкретного работника. В номинальных величинах разделение выглядит следующим образом:

1. ФЗП, за исключением сумм индивидуальных превышений U , $\sum_{i=1}^n K_i$. В нем в свою очередь выделим:

— сумму вычетов, не облагаемых страховыми взносами, $\sum_{i=1}^n d_i$;

— часть ФЗП, облагаемую r , $\sum_{i=1}^n (K_i - d_i)$.

2. Сумма индивидуальных превышений годовой заработной платы над U , облагаемая по r^+ , $\sum_{i=1}^n (x_i - K_i) = \PhiЗП - \sum_{i=1}^n K_i$.

В принятых обозначениях расчет НСВ на n работников выглядит так:

$$НСВ = \left(\sum_{i=1}^n (K_i - d_i) \right) \times r + \left(\PhiЗП - \sum_{i=1}^n K_i \right) \times r^+. \quad (1.8)$$

Формула (1.8) может быть применена для прогноза, например, отдельными организациями, у которых есть детальная информация по собственному персоналу, планам движения персонала и заработной платы. Определенные сложности обычно возникают с прогнозом премиальных фондов, поэтому в случае отличного от нулевого дополнительного тарифа страховых взносов годовую сумму НСВ оценить проблематично.

Для остальных субъектов прогнозирования детальная информация по численности работников и их индивидуальной заработной плате недоступна, соответственно, формула (1.8) практически не применима. К тому же при больших значениях n (в целом для экономики это десятки миллионов работников) проводить такие расчеты физически сложно.

Перейдем к расчету удельных показателей. Для получения структуры облагаемой базы найдем отношение составных частей к ФЗП.

Формула для коэффициента регресса:

$$k = \left(\sum_{i=1}^n K_i \right) / \PhiЗП. \quad (1.9)$$

Формула для удельного вычета:

$$k_d = \left(\sum_{i=1}^n d_i \right) / \PhiЗП. \quad (1.10)$$

Через коэффициент регресса и удельный вычет рассчитываются доли базы, облагаемой по основному и дополнительному тарифу, по аналогии с расчетом поступлений в модели микроуровня. Эффективный тариф рассчитывается аналогично формуле (1.3) через удельные величины:

$$r_e = (k - k_d) \times r + (1 - k) \times r^+. \quad (1.11)$$

Размер НСВ на всю исследуемую совокупность работников составит

$$НСВ = r_e \cdot \PhiЗП. \quad (1.12)$$

Формула (1.12) требует предварительного расчета эффективного тарифа (1.11), в свою очередь основанного на вычислении удельных величин (1.9) и (1.10), самая проблемная из которых — коэффициент регресса k , поскольку он требует нахождения минимумов по формуле (1.1) для доходов каждого работника. Необходимо найти способ для упрощения вычислений.

Как было сказано выше, i — условный порядковый номер работника. Поэтому мы можем проводить нумерацию в любой удобной для нас последовательности. Расположим порядковые номера работников в соответствии с возрастанием заработной платы, т. е. так, чтобы

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_i \leq \dots \leq x_n. \quad (1.13)$$

Найдем численность j всех работников, каждый из которых получает заработную плату не выше U . С учетом группировки (1.13) это поиск такого порядкового номера j , чтобы доход j -го работника не превышал U , но доход следующего работника уже превышал, т. е.

$$j: x_j \leq U < x_{j+1}. \quad (1.14)$$

Теперь мы готовы преобразовать в более удобную формулу расчет части ФЗП, не превышающей U для каждого работника:

$$\sum_{i=1}^n K_i = \sum_{i=1}^n \min\{x_i; U\} = \sum_{i=1}^j x_i + \sum_{i=j+1}^n U = \sum_{i=1}^j x_i + (n-j) \times U \quad (1.15)$$

Как мы видим, для расчета удобно разделить показатель на две составляющие:

– $\sum_{i=1}^j x_i$ – сумма заработных плат только тех работников, чья заработная плата не превышает U . Для данной категории работников применяется только основной тариф страховых взносов;

– $(n-j) \times U$ – произведение числа работников, получающих доход свыше U , на U , т. е. та часть доходов более обеспеченных работников, к которой применяется основной тариф страховых взносов¹⁵. Вся сумма превышений U для данных работников облагается дополнительным тарифом.

На основе формулы (1.9) получим уточненную формулу для коэффициента регресса, что равноценно нормированию формулы (1.15) по величине общего ФЗП:

$$k = \frac{\sum_{i=1}^n K_i}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\sum_{i=1}^j x_i}{\sum_{i=1}^n x_i} + \frac{(n-j)}{n} \times \frac{U}{\sum_{i=1}^n x_i/n}. \quad (1.16)$$

Для завершения преобразования формулы (1.16) необходимо ввести дополнительные обозначения. Введем обозначение и расчет для средней заработной платы:

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (1.17)$$

Назовем относительным порогом u отношение номинального значения порога к средней заработной плате:

$$u = \frac{U}{\mu}. \quad (1.18)$$

Назовем нормированным номером работника [где работники упорядочены по возрастанию заработной платы в соответствии с (1.13)] величину p :

$$p_i = \frac{i}{n}, i \in 1, \dots, n, p_i \in [0; 1]. \quad (1.19)$$

Нас интересует нормированный номер j -го работника, отвечающий условию (1.14). Найдем альтернативную форму записи данного условия. Взглянем на совокупность

¹⁵ Если быть точными, основной тариф применяется к уменьшенной на сумму вычетов величине доходов, не превышающих U , а это касается работников с любым уровнем дохода.

доходов работников с точки зрения теории вероятностей (без дополнительных предположений). Доход X — дискретная случайная величина, принимающая с равной вероятностью $1/n$ значения из генеральной совокупности x_1, x_2, \dots, x_n . Интегральная функция распределения случайной величины X показывает вероятность принятия ею значения, не превосходящего конкретное значение дохода x :

$$F(x) = P(X \leq x). \tag{1.20}$$

В нашем случае ограничение сверху соответствует величине U , а вероятность принятия случайной величиной не превышающего U значения соответствует нормированному номеру j -го работника, поэтому

$$p_j = P(X \leq U) = F(U). \tag{1.21}$$

Теперь рассмотрим первое слагаемое формулы (1.16) $\left(\sum_{i=1}^j x_i / \sum_{i=1}^n x_i\right)$ — отношение суммы доходов работников, получающих заработную плату не выше U , к ФЗП всех работников. Обозначим данное выражение через L , где в качестве аргумента вместо порядкового номера j используем соответствующее значение нормированного порядкового номера $p_j = j/n$:

$$L\left(\frac{j}{n}\right) = \left(\sum_{i=1}^j x_i / \sum_{i=1}^n x_i\right). \tag{1.22}$$

Конструкция (1.22) широко известна в экономической теории как кривая Лоренца, или кривая неравномерности распределения доходов, дифференциации доходов.

Получаем конечную универсальную формулу для расчета коэффициента регресса:

$$k = L(F(U)) + (1 - F(U)) \times u. \tag{1.23}$$

На практике для больших совокупностей невозможно получить достаточно детальную отчетность по каждому работнику и его доходу, тем более сложно строить прогнозы и затем проводить вычисления. Но, как известно, при большом значении n эмпирическое распределение доходов может быть качественно аппроксимировано непрерывной функцией распределения, которой будет соответствовать непрерывная кривая Лоренца. При этом для расчета коэффициента регресса будет применяться все та же формула (1.23), что и для дискретных случаев.

Макроэкономическое прогнозирование основывается на агрегированных показателях. Например, для облегчения и унификации процесса бюджетного планирования министерствами и ведомствами используется единый прогноз социально-экономического развития страны, подготавливаемый Минэкономразвития России. В частности, наиболее важные показатели для расчета поступлений страховых взносов — прогнозы ФЗП, среднесписочной численности работников, средней заработной платы¹⁶. Задача аналитика, занимающегося макроэкономическим прогнозом в этой области, в первую очередь — поиск оптимальных аналитических функций распределения

¹⁶ См.: Прогнозы социально-экономического развития Российской Федерации и отдельных секторов экономики / Официальный сайт Минэкономразвития России (<http://www.economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/prognoz/indexprognoz/>).

доходов и оценка их параметров, поскольку других возможностей для получения объективного прогноза нет. К сожалению, для решения этой задачи отчетных данных, предоставляемых внебюджетными фондами (чьи доходы мы прогнозируем), недостаточно. Данные по вычетам в необходимом для анализа объеме отсутствуют, поэтому приходится использовать предположение о равенстве общего удельного вычета конкретному значению, которое рассчитывается экспертно: $k_d = \text{Const}$.

На основе информации по ФЗП и численности работников, предположения об удельном вычете, оценки внешнего вида эмпирического распределения заработной платы и законодательно установленных тарифов страховых взносов и предельного порога мы можем рассчитать размер НСВ. Размер УСВ зависит от коэффициентов сбора и собираемости, как это описано для микроуровня на основе формул (1.5) и (1.6).

На этом мы завершим построение макроуровневой модели прогноза поступлений страховых взносов от организаций. Напомним, что эта модель относилась к работникам организаций, применяющих одинаковые тарифы.

Категорий плательщиков с различными пониженными тарифами несколько, они определяются законодательно (в Законе № 212-ФЗ есть перечень плательщиков и соответствующие им размеры пониженных тарифов). Для осуществления прогноза общих поступлений страховых взносов во внебюджетные фонды со всех категорий плательщиков необходимо провести консолидацию моделей макроуровней, которая будет заключаться в алгебраическом сложении конечных результатов, что не приведет к теоретическому усложнению.

ПРИМЕНЕНИЕ КРИВОЙ ЛОРЕНЦА В ПРОГНОЗЕ ПОСТУПЛЕНИЙ СТРАХОВЫХ ВЗНОСОВ ВО ВНЕБЮДЖЕТНЫЕ ФОНДЫ

Преыдущая часть статьи завершилась обсуждением макромоделей поступлений обязательных страховых взносов, уплачиваемых организациями за работников во внебюджетные фонды. В результате анализа законодательства и последовательного построения моделей были выведены формулы, показывающие зависимость поступлений страховых взносов от функции распределения доходов работников и кривой Лоренца. В текущем разделе рассмотрим взаимосвязь кривой Лоренца и функции распределения доходов, минимальные требования к параметрическим кривым Лоренца и основные коэффициенты дифференциации доходов.

Стоит отметить, что начало исследованиям в области дифференциации доходов было положено в конце XIX в. В. Парето, и в настоящее время широко известно одноименное семейство двухпараметрических распределений, названных в его честь. С тех пор для решения практических задач в данной области было предложено множество видов распределений доходов. Они используются для сглаживания или упрощения эмпирических распределений, кроме того, с их помощью прогнозируют динамику дифференциации доходов¹⁷.

Наиболее доступный источник данных о распределении доходов работников — информация¹⁸, которая формируется на основе отчетности, утвержденной приказом

¹⁷ См., например: Колмаков И. Б. Прогнозирование показателей дифференциации денежных доходов населения // Проблемы прогнозирования. — 2006. — № 1. — С. 136–163.

¹⁸ См.: Распределение численности работников по размерам начисленной заработной платы / Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики (<http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat/rosstatsite/main/population/wages>).

Росстата¹⁹. Если мы сравним законодательство о страховых взносах с инструкцией Росстата, то становится очевидным, что распределение доходов в статистической отчетности существенно отличается от распределения облагаемой страховыми взносами базы. Основное отличие состоит в том, что информация о распределении заработных плат, подготавливаемая Росстатом, учитывает только работников, отработавших полный месяц, в то время как для начисления страховых взносов используется годовой доход работника, независимо от длительности его трудовой деятельности в течение указанного года. Кроме того, каждая организация уплачивает страховые взносы изолированно от других организаций, в которых мог трудиться один и тот же работник, что приводит к существенному росту числа объектов для начисления страховых взносов.

В данной статье мы анализируем только аспекты спецификации модели поступлений страховых взносов без привязки к статистическим данным, поэтому далее рассмотрим взаимосвязь функции распределения и соответствующей кривой Лоренца²⁰ в общем виде, без указания на какое-либо конкретное распределение.

Кривая Лоренца

Кривая Лоренца определяется множеством точек $(p, L(p))$, где p — нормированная численность получателей доходов, а $L(p)$ — нормированная доля дохода, приходящаяся на этих получателей, причем работники расположены в порядке возрастания доходов [см. формулу (1.22) и пояснения к ней].

Эмпирические данные о доходах работников [если мы зададим неубывающую последовательность доходов (1.13)] образуют дискретную функцию с узлами в точках $(\frac{j}{n}, L(\frac{j}{n}))$, участок между которыми при необходимости заполняется с помощью линейной интерполяции.

Для больших совокупностей (где велико значение n) распределение доходов аппроксимируется непрерывной функцией распределения $F(x)$ с такой функцией плотности вероятности $f(x)$, что $F(x) = \int_0^x f(y)dy$. Для каждого неотрицательного значения x $F(x)$ обозначает долю получателей доходов в общей совокупности получателей, чьи доходы не превышают x .

Рассмотрим начальный момент первого порядка μ для распределения численности получателей по размеру дохода $F(x)$. Нормированный начальный момент первого порядка распределения дохода, не превышающего уровня x , имеет вид

$$\bar{\mu}(x) = \frac{\int_0^x ydF(y)}{\int_0^{\infty} ydF(y)} \equiv \frac{\int_0^x ydF(y)}{\mu}. \tag{2.1}$$

Нормированный момент $\bar{\mu}(x)$ представляет собой долю в общих доходах всех получателей, чьи доходы не превосходят x .

¹⁹ См.: Приказ Росстата от 10.11.2010 № 388 «Об утверждении статистического инструментария для организации статистического наблюдения за распределением численности работников по размерам заработной платы» / Официальный сайт компании «Консультант Плюс» (<http://base.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc;base=LAW;n=106952>).

²⁰ О данной связи см., например: Sarabia J. M. *Parametric Lorenz Curves: Models and Applications // Modeling Income Distributions and Lorenz Curves.* — New York, 2008.

Соответствующая кривая Лоренца может быть представлена набором точек $(F(x), \bar{\mu}(x))$, определенных в единичном квадрате, при этом $x \in [0; \infty)$. В параметрическом виде запись кривой Лоренца выглядит следующим образом:

$$L(p) = \bar{\mu}(F^{-1}(p)). \quad (2.2)$$

Для использования формулы в параметрическом виде, очевидно, необходимо представление функций $\bar{\mu}(x)$ и $F^{-1}(p)$ в явном виде.

Пусть X — случайная переменная, принимающая неотрицательные значения, имеет математическое ожидание μ и интегральную функцию распределения F , тогда обратная функция распределения определяется как

$$F^{-1}(y) = \min\{x: F(x) \geq y\}. \quad (2.3)$$

С учетом того, что математическое ожидание X вычисляется как

$$\mu = \int_0^{\infty} x dF(x) \equiv \int_0^1 F^{-1}(y) dy, \quad (2.4)$$

параметрическое представление кривой Лоренца выглядит следующим образом:

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p F^{-1}(y) dy, \quad p \in [0; 1]. \quad (2.5)$$

Данное определение служит обобщением как для эмпирических, так и для непрерывных распределений. Функция F^{-1} должна быть кусочно-гладкой, а интеграл — сходящимся.

Из последнего определения можно вывести свойства непрерывности, неубывания и выпуклости кривой Лоренца, а также ее дифференцируемость практически на всем отрезке $[0; 1]$ и четкие ограничения на начальное и конечное значения. Функция $L(p)$ является кривой Лоренца тогда и только тогда, когда:

- $L(p)$ определена и непрерывна на отрезке $p \in [0; 1]$;
- $L(p)$ имеет вторую производную;
- $L(0) = 0$;
- $L(1) = 1$;
- $L'(0^+) \geq 0$;
- $L''(p) \geq 0$ на интервале $p \in (0; 1)$.

Кривая Лоренца определяет распределение X с точностью до преобразования масштаба, т. к. $F^{-1}(p) = \mu L'(p)$, а F^{-1} однозначно определяет функцию распределения F .

Эти размышления можно продолжить и определить зависимость дифференциальной функции распределения $f(x)$ от кривой Лоренца. Если $L''(p)$ существует и положительна в интервале (x_1, x_2) , тогда F имеет положительную функцию плотности в интервале $(\mu L'(x_1^+), \mu L'(x_2^-))$, определяемую по формуле

$$f(x) = \frac{1}{\mu L''(F(x))}. \quad (2.6)$$

С геометрической точки зрения естественна проверка кривой Лоренца на симметричность²¹, это соблюдается при выполнении следующего равенства:

²¹ Как правило, эмпирические кривые Лоренца обладают ярко выраженной симметричностью (что характерно и для распределения доходов в России), поэтому при поиске однопараметрической кривой Лоренца разумно требовать выполнения условия (2.7).

$$L[1 - L(p)] = 1 - p, p \in [0; 1]. \quad (2.7)$$

Для произвольной случайной переменной X кривая Лоренца симметрична тогда и только тогда, когда

$$\frac{f(\mu^2/x)}{f(x)} = \left(\frac{x}{\mu}\right)^3, x: f(x) > 0. \quad (2.8)$$

Основные оценки дифференциации доходов

Для количественной оценки неравномерности распределения применяется множество различных коэффициентов. В рамках этой работы оценки данных коэффициентов важны нам с той точки зрения, что по их конкретным значениям мы можем с определенной долей точности восстановить параметры функции распределения доходов (если ее аналитический вид нам известен). Выделим только два коэффициента дифференциации доходов, которые используются при подготовке статистической отчетности Росстатом, — децильный коэффициент фондов и коэффициент Джини (коэффициент концентрации Лоренца).

Коэффициент фондов измеряет отношение между доходами сравниваемых групп, обладающих разными доходами, но равной численностью. Математически это соотношение между квантилями распределения. Самая распространенная характеристика — децильный коэффициент фондов: отношение доходов самой высокодоходной 10%-й группы получателей к доходам самой низкодоходной 10%-й группы. Через кривую Лоренца его можно получить следующим образом:

$$kf_{10\%} = \frac{1 - L(90\%)}{L(10\%)}. \quad (2.9)$$

Коэффициент фондов прост для расчета, имеет понятную интерпретацию, но учитывает только две точки распределения, в связи с чем достаточно изменчив и не позволяет полноценно охарактеризовать дифференциацию доходов.

Коэффициент Джини геометрически показывает площадь между фактической кривой Лоренца и прямой абсолютного равенства по отношению к площади между прямыми абсолютных равенства и неравенства. Он вычисляется по всем точкам распределения и принимает значения в интервале $[0; 1]$. Большему значению коэффициента соответствует большая дифференциация (неравномерность распределения) доходов:

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp. \quad (2.10)$$

Коэффициент регресса

Для целей прогнозирования страховых взносов нам необходимо получить значение коэффициента регресса, который обозначает облагаемую долю базы, находящуюся ниже законодательно установленного предельного порога облагаемых доходов на одного застрахованного U .

Для вывода формулы коэффициента регресса достаточно воспользоваться геометрической интерпретацией функции $L'(p)$, которая показывает нормированную (по отношению к средней заработной плате μ) заработную плату работника, обладающего нормированным номером p . Площадь под графиком $L'(p)$ на области определения $(0; 1)$

равна единице, что соответствует общему ФЗП. Если отсечь «верхний хвост» распределения $L'(p)$ горизонтальной прямой, находящейся на уровне u от средней заработной платы, то оставшаяся площадь под графиком будет показывать коэффициент регресса k (долю доходов, находящихся ниже относительного порога u):

$$k(u) = \int_0^1 \min\{L'(p); u\} dp = \int_0^{F(u\mu)} L'(x) dx + \int_{F(u\mu)}^1 u dp = L(F(u\mu)) + (1 - F(u\mu)) \times u. \quad (2.11)$$

Отметим, что данная формула совпадает с результатом (1.23), полученным в предыдущем разделе. Разница только в том, что относительный порог там использовался для удобства записи, а в случае вычисления через кривую Лоренца он появляется как самостоятельный аргумент.

Эта формула — ключевой результат влияния неравномерности распределения доходов работников на поступления страховых взносов. Для ее использования необходимо иметь эмпирическое или аналитическое представление интегральной функции распределения доходов и представление кривой Лоренца. Поскольку, как было показано выше, кривая Лоренца с точностью до преобразования масштаба (параметр масштаба в данном случае — значение среднего дохода μ) определяет функцию распределения доходов, то достаточно ограничиться ее поиском. При заданной кривой Лоренца коэффициент регресса — это функция одного аргумента u .

Теперь мы готовы сделать важный вывод о необходимости практического использования расчетов коэффициента регресса. Фактическое значение коэффициента регресса отчетного периода можно распространить на прогнозный период без применения расчетов по формуле (2.11) в случае одновременного выполнения на прогнозном периоде следующих условий:

- принята гипотеза о постоянстве дифференциации заработной платы;
- принята гипотеза об отсутствии изменений в структуре облагаемой базы в разбивке по категориям плательщиков;
- условия уплаты страховых взносов неизменны²².

В остальных случаях без потери точности прогнозирования пренебречь расчетами нельзя. В первую очередь это касается изменения значения относительного порога u , к которому коэффициент регресса весьма чувствителен. В настоящее время широко обсуждаются различные предложения по изменению условий уплаты страховых взносов, в т. ч. и порога. Поэтому перед внесением таких предложений в законодательство необходимо получить максимально точный прогноз эффекта, который бы минимально расходился с будущим фактическим исполнением.

Важно отметить, несмотря на очевидность, следующее свойство: разность коэффициентов регресса $[k(u_2) - k(u_1)]$, соответствующих разным предельным порогам начисления (U_2 и U_1 , где $U_2 > U_1$), показывает долю облагаемой базы по соответствующему данному интервалу $[U_1, U_2]$ тарифу. Это означает, что предлагаемая методика подходит для прогнозов по неплоским шкалам начисления с любым количеством предельных порогов²³.

²² Важно отметить, что номинальный порог U должен индексироваться (т. е. изменяться) точно в соответствии с ростом средней заработной платы по экономике, чтобы относительный порог u был неизменен.

²³ Например, единый социальный налог в 2005–2009 гг. обладал двумя, а в 2001–2004 гг. — тремя порогами для начисления.

В работе было показано, что спецификация модели поступлений обязательных страховых взносов, построенная на анализе законодательства, приводит нас к расчету коэффициента регресса через использование кривой Лоренца. Формула (2.11) наполнена явным экономическим смыслом, поскольку в ней прослеживается первоначальное разделение численности работников на получающих доходы ниже и выше порога, с последующим вычислением для них долей в общем ФЗП облагаемой по основному тарифу базы.

Следующим этапом прогноза поступлений страховых взносов будет выступать оценка конкретного вида кривой Лоренца на основе статистических данных, на чем автор остановится в других статьях.

Библиография

1. Федеральный закон от 24.07.2009 № 212-ФЗ (в ред. от 03.12.2011) «О страховых взносах в Пенсионный фонд Российской Федерации, Фонд социального страхования Российской Федерации, Федеральный фонд обязательного медицинского страхования» [Электронный ресурс] / Официальный сайт компании «Консультант Плюс». — Режим доступа: <http://base.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc;base=LAW;n=116833>.
2. Приказ Росстата от 10.11.2010 № 388 «Об утверждении статистического инструментария для организации статистического наблюдения за распределением численности работников по размерам заработной платы» [Электронный ресурс] / Официальный сайт компании «Консультант Плюс». — Режим доступа: <http://base.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc;base=LAW;n=106952>.
3. Информация об исполнении бюджетов. Отчетность об исполнении бюджетов государственных внебюджетных фондов [Электронный ресурс] / Официальный сайт Казначейства России. — Режим доступа: <http://www.roskazna.ru/reports/vf.html>.
4. Прогнозы социально-экономического развития Российской Федерации и отдельных секторов экономики [Электронный ресурс] / Официальный сайт Минэкономразвития России. — Режим доступа: <http://www.economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/prognoz/indexprognoz/>.
5. Распределение численности работников по размерам начисленной заработной платы [Электронный ресурс] / Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. — Режим доступа: <http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat/rosstatsite/main/population/wages>.
6. Бывшев, В. А. Эконометрика: учебное пособие. — М.: Финансы и статистика, 2008. — 480 с.
7. Магнус, Я. Р., Катышев, П. К., Пересецкий, А. А. Эконометрика. Начальный курс: учебник. — 6-е изд., перераб. и доп. — М.: Дело, 2004. — 576 с.
8. Пенсионная реформа в Российской Федерации: актуарная экспертиза / Под ред. В. Н. Баскакова. — М.: Экономистъ, 2008. — 234 с.
9. Колмаков, И. Б. Прогнозирование показателей дифференциации денежных доходов населения // Проблемы прогнозирования. — 2006. — № 1. — С. 136–163.
10. Sarabia, J. M. Parametric Lorenz Curves: Models and Applications // Modeling Income Distributions and Lorenz Curves. — New York, 2008. — 322 p.