

В программах частного пенсионного страхования инвалидность вследствие утраты работником функциональной способности выполнять свои обычные профессиональные обязанности в силу заболевания или увечья все чаще используется в качестве одного из пенсионных оснований.

ОЦЕНКА РИСКОВ В ПЕНСИОННОМ СТРАХОВАНИИ ИНВАЛИДНОСТИ



Валерий БАСКАКОВ

Директор Независимого актуарного информационно-аналитического центра, профессор, доктор физико-математических наук

Евгений ЯНЕНКО

Актуарий Независимого актуарного информационно-аналитического центра

Прежде всего, это связано с тем, что ввиду старения населения и ряда других социально-экономических факторов доля инвалидов в населении России в последние годы постоянно возрастает, поэтому страхование риска наступления инвалидности занимает все более важную место в пенсионных схемах, делая схему более привлекательной для ее потенциальных участников.

Однако включению в правила пенсионной схемы обязательств по выплате пенсии в случае наступления инвалидности должно предшествовать некое актуарное обоснование основных параметров этой схемы, включая детальный анализ и учет рисков наступления инвалидности, смерти, потери заработной платы и т.д., делающее эту схему более надежной и безопасной для пенсионного фонда.

Поэтому в современных условиях проблема количественной оценки страховых рисков, связанных с пенсионным страхованием по случаю инвалидности, приобретает особую актуальность. Однако это очень обширная тема, которую невозможно детально раскрыть в

рамках одной статьи. Для того чтобы сделать изложение более конкретным, рассмотрим лишь один из фундаментальных страховых рисков – риск смертности. Будем оценивать уровень смертности инвалидов в зависимости от пола, возраста, срока и тяжести инвалидности, которая в соответствии с действующим законодательством определяется группой инвалидности или степенью ограничения способности к трудовой деятельности.¹

Следует отметить, что некорректный учет риска смертности инвалидов может привести к значительным финансовым потерям застрахованных, а саму пенсионную систему к глубокому кризису. Например, при пенсионном страховании² ошибка в оценке ожидаемой продолжительности жизни человека при его выходе на пенсию в сторону завыше-

ния в $n > 1$ раз приводит к уменьшению фактических выплат по сравнению с его пенсионными накоплениями на

$$\left(\frac{n-1}{n}\right) \times 100\%,$$

а ошибка в сторону занижения в $n \in (0,1)$ раз – к увеличению выплат на

$$\left(\frac{1-n}{n}\right) \times 100\%.$$

При этом оба варианта крайне нежелательны для пенсионной схемы. В первом случае снижается ее привлекательность для потенциальных участников и, как следствие, конкурентоспособность схемы, а во втором случае, пенсионный фонд получает убыток соответствующего размера³.

В качестве эмпирической базы настоящая работа использует данные государственной статистической отчетности, а также результаты исследования

¹ См. 173 ФЗ от 17 декабря 2001 г.

² В данном примере на этапе выплат предполагается нулевая доходность.

³ Подобного рода проблемы имеют место при всех видах страхования, где предусматриваются пожизненные выплаты.

системы обязательного социального страхования от несчастных случаев на производстве и профессиональных заболеваний,⁴ проведенного Независимым актуарным информационно-аналитическим центром в период с 1998 по 2000 г.

Масштабы инвалидизации

Государственная статистическая отчетность сегодня не позволяет оценить структуру инвалидов по полу, возрасту и тяжести заболевания и однозначно определить их численность. В ней, например, приводится численность пенсионеров, получателей пенсии по инвалидности; численность лиц, впервые признанных инвалидами; численность получателей ежемесячных выплат в системе социального страхования от несчастных случаев на производстве и профессиональных заболеваний и др. показатели, которые предназначены для оценки состояния того или иного вопроса, связанного с инвалидами, но не позволяют составить цельную, ясную и согласованную картину инвалидизации населения страны.

Поэтому, кроме государственной статистической отчетности в данной статье будут использованы результаты Национального обследования благосостояния домохозяйств и участия в социальной программе (НЮБУС), проведенного Госкомстатом России в рамках Проекта содействия структурной перестройке системы социальной защиты населения (SPIL) в течение 2001–2003 гг.

На рис. 1 приведены результаты расчета численности инвалидов в населении дифференцированно по возрасту и тяжести инвалидности, как в абсолютном, так и относительном исчислении. Видно, что численность инвалидов имеет значительные возрастные колебания, вызванные демографическими волнами. При этом

Таблица 1

Численность инвалидов в населении

Группа инвалидности	Мужчины		Женщины		Оба пола	
	тыс. чел.	%	тыс. чел.	%	тыс. чел.	%
I	577.1	0.86	581.6	0.76	1158.7	0.81
II	2398.7	3.59	2993.5	3.92	5392.2	3.76
III	854.8	1.28	703.3	0.92	1558.1	1.09
не определена/неизвестна	507.3	0.76	616.7	0.81	1124.0	0.78
ИТОГО	4337.8	6.48	4895.2	6.41	9233.0	6.44

доля инвалидов в населении монотонно возрастает приблизительно по экспоненциальному закону, а отклонение от этой тенденции после 80 лет, по-видимому, связано с малым объемом наблюдений в этих возрастах. Если обратиться к структуре инвалидов по тяжести заболевания, то легко заметить, что во всех возрастах преобладают инвалиды второй группы, а соотношение численности инвалидов первой и третьей групп зависит от возраста. Так, до пенсионного возраста больше инвалидов третьей группы, а после пенсионного возраста – инвалидов первой группы.

Суммарная численность инвалидов в населении в зависимости от пола и тяжести инвалидности приведена в табл. 1. Полученная нами оценка в 9.233 млн чел. на 16% меньше оценки Минздрава, в соответствии с которой численность инвалидов в России составляет около 11 млн чел. В этой связи следует отметить, что оценки численности инвалидов в населении, полученные по разным методикам, варьируются очень значительно, кроме того, различные источники информации оперируют разными определениями инвалидности, что также

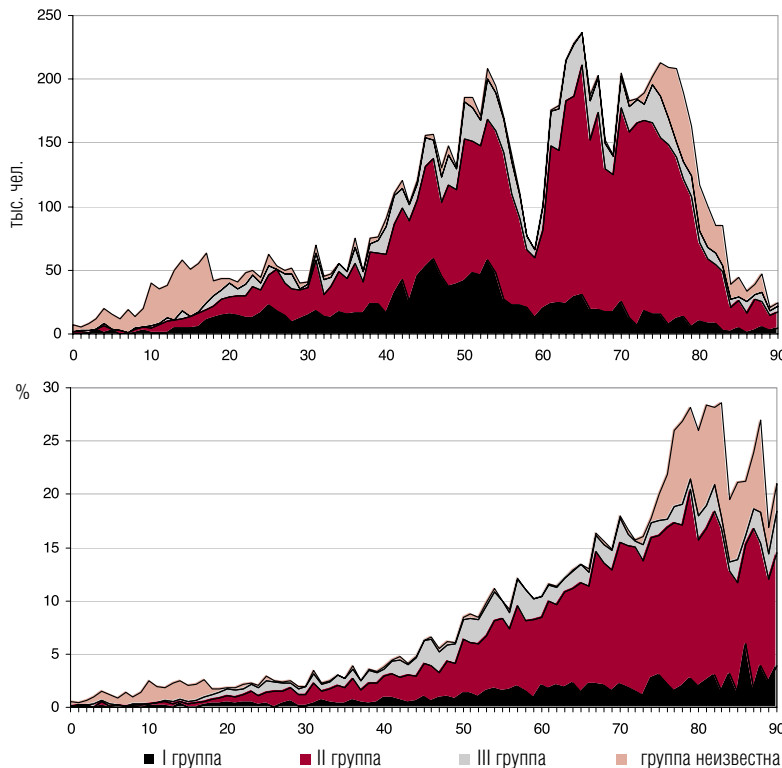


Рис. 1. Абсолютная и относительная (в процентах от численности населения соответствующего возраста) численность инвалидов

⁴ Страхование от несчастных случаев на производстве: актуарные основы / под ред. В.Н. Баскакова. – М.: Академия, 2001. 192 с.

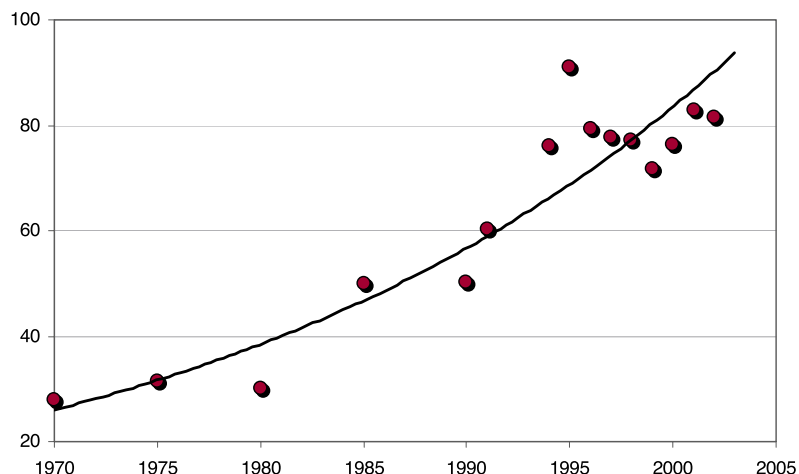


Рис. 2. Число лиц, впервые признанных инвалидами, тыс. чел.

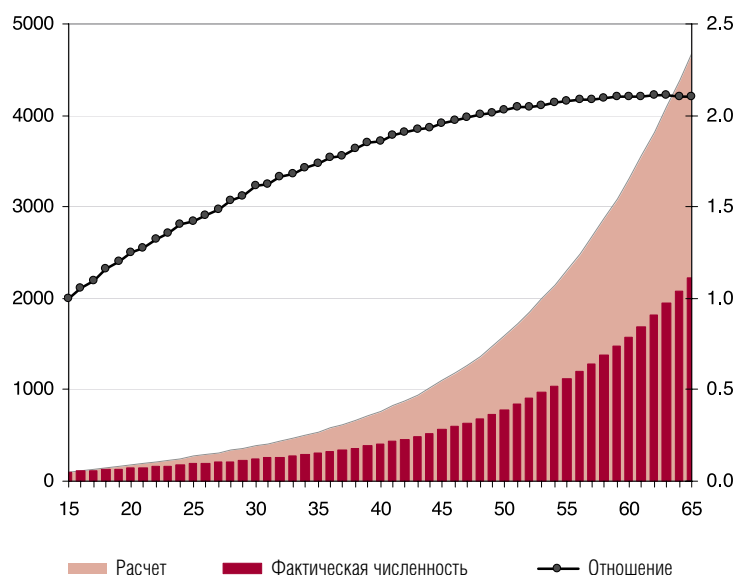


Рис. 3. Соотношение расчетной и фактической численности инвалидов, чел.

объясняет возникающие расхождения.⁵

Таким образом, сегодня в России уже около 7% населения является инвалидами разной степени тяжести. Масштабы инвалидизации страны становятся более наглядными, если обратиться к приведенной на рис. 2 динамике уровня первичной инвалидности, т.е. численности граждан? впервые признанных инвалидами. Из данных рис. 2 видно, что в период с 1975 по 2002 г. наблюдается устойчивый рост численности первич-

ных инвалидов – ежегодно в России инвалидами становятся свыше миллиона человек. Указанная тенденция приводит к повышению доли инвалидов в населении, однако темпы роста численности инвалидов сдерживаются за счет действия ряда факторов, среди которых особое место занимает более высокий уровень смертности инвалидов по сравнению со смертностью неинвалидов, т.е. сверхсмертность инвалидов.

Вклад сверхсмертности инвалидов в этот процесс иллюст-

рирует рис. 3, на котором приведена относительная численность инвалидов (в долях от их фактической численности в населении соответствующего возраста), рассчитанная в предположении, что смертность инвалидов и неинвалидов одинакова и равна популяционной. Расчеты проводились с использованием демографических таблиц числа лиц, впервые признанных инвалидами, в расчете на 10000 человек населения Российской Федерации, разработанных Независимым актуарным информационно-аналитическим центром на основе данных Госкомстата России о первичной инвалидности.⁶

Обращает внимание, что с возрастом разница между расчетной и фактической численностью инвалидов постоянно возрастает, и к 50 годам расчетная численность превышает фактическую более чем в два раза (!), приблизительно сохраняясь на указанном уровне и в старших возрастах. Заметим, что если провести аналогичные расчеты, но при этом использовать более высокую смертность у инвалидов (в зависимости от возраста сверхсмертность инвалидов изменяется в пределах на 0.06 ... 0.09), то можно достигнуть равенства расчетной и фактической численности инвалидов, а соответственно получить некую оценку уровня их сверхсмертности. Однако эта оценка будет приближенной, т.к. кроме смертности на численность инвалидов в населении влияет ряд дополнительных факторов, которые не были учтены в указанном расчете.

Построение точных таблиц смертности инвалидов, пригодных для проведения актуарных расчетов в области пенсионного страхования по случаю инвалидности, требует сбора специальной статистической информации и разработки специальных методов ее анализа. Первые таблицы

⁵ Инвалиды в России: причины и динамика инвалидности, противоречия и перспективы социальной политики / Т.М. Малеева, С.А. Васин, О.Ю. Голодец, С.В. Бесфамильная. Бюро экон. анализа. М.: РОССПЭН, 1999.

⁶ Баскаков В.Н., Крылова Е.К., Яненко Е.А. Первичная инвалидность в России: аналитический обзор 1999–2002 гг. / Препринт № WP/2004/1203. М.: АНО «НААЦ», 2004. 40 с.

смертности инвалидов были разработаны еще в 2000 году.⁷ В данной статье обсуждаются существенно переработанные таблицы, в которых показатели смертности инвалидов зависят не только от возраста, но и от их пола, тяжести и срока инвалидности. Кроме того, в основе разработанных таблиц лежат сглаженные функции дожития инвалидов, согласованные с данными официальной статистики (если быть более точными, то согласовывались не сами функции, а лишь фактическая и рассчитанная с их помощью численность инвалидов в населении).

Методология анализа смертности

Данные о смертности инвалидов, полученные в результате обследования 2000 года, включали: пол, возраст начала и окончания наблюдения, срок и тяжесть (группу) инвалидности, а также витальный статус. По этим данным для умерших инвалидов легко определяется фактическая продолжительность жизни, а для живых – их возраст на дату окончания наблюдения, или, другими словами, момент цензурирования,⁸ то есть формируется так называемая цензурированная справа выборка.

Обработка данных обследования проводилась следующим образом. Для некоторого фиксированного возраста x , по представленной на рис. 4а схеме, формируется цензурированная справа выборка (см. рис. 4б), в которую входят инвалиды, достигшие возраста x в течение календарного периода наблюдения за когортой. Условная функция дожития S_x определяется, например, по формуле⁹:

$$S_x(t_k) = 1 - \prod_{r=1}^k \left(1 - \frac{\delta_r}{n - r + 1} \right),$$

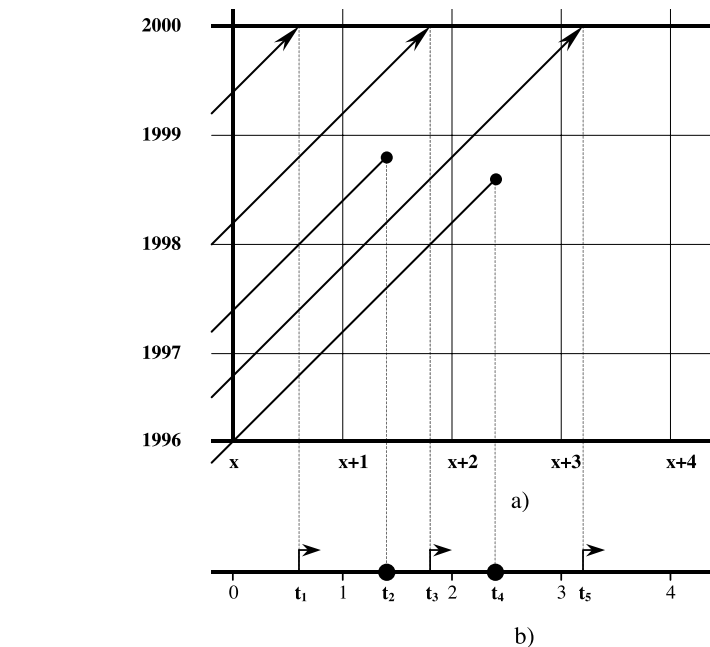


Рис. 4. Схема формирования цензурированной выборки

где δ_r – индикатор, принимающий значение 1 или 0, если r – ое наблюдение полное или цензурированное, соответственно (на рис. 4б полные наблюдения обозначены залитым кружком, а цензурированные – стрелкой).

Значение безусловной функции дожития S_x в возрастах $x_k = kt$ можно определить из выражения:

$$S_0(x_k) = \prod_{r=0}^{k-1} S_r(t),$$

где $k = 1, 2, 3, \dots$, а t – некий фиксированный промежуток времени.

Для сглаживания построенной таким образом функции дожития инвалидов использовался метод сглаживания по стандартной (в данном случае популяционной) таблице смертности. При этом функциональная связь между показателями сглаженной и стандартной таблицами смертности была установлена в виде:

$${}_x \tilde{p}_{15} = {}_x P_{15}^s \exp(-\exp(b_1 \ln(x - 15) + b_2)),$$

где ${}_x \tilde{p}_{15}$ – сглаживаемая функция дожития;

${}_x P_{15}^s$ – стандартная таблица смертности;

b_1 и b_2 – коэффициенты преобразования.

Показатели смертности инвалидов

В процессе исследования были построены оценки семейства функций дожития инвалидов дифференцированных по полу, тяжести и сроку инвалидности. В качестве примера на рис. 5 приведены эмпирические и сглаженные функции дожития инвалидов I, II, III группы инвалидности и неинвалидов, расположенные соответственно снизу вверх. Приведенные функции дожития инвалидов были построены по изложенной выше методике с использованием данных обследования смертности инвалидов со сроком инвалидности, как правило, более 4 лет.

Интересные результаты дало сравнение полученных

⁷ Страхование от несчастных случаев на производстве: актуарные основы / под ред. В.Н. Баскакова. М.: Академия, 2001. 192 с.

⁸ Baskakov V.N. On an Analog of Empirical Distribution for Multivariate Censored date // J. of Math. Science, 1996. – Vol. 81, № 4. P. 2779–2785.

⁹ Баскаков В.Н. Аддитивная оценка функции дожития и ее применение в актуарной математике // Вестник МГТУ. Сер. Естественные науки. 1999. № 1. С. 3–14.

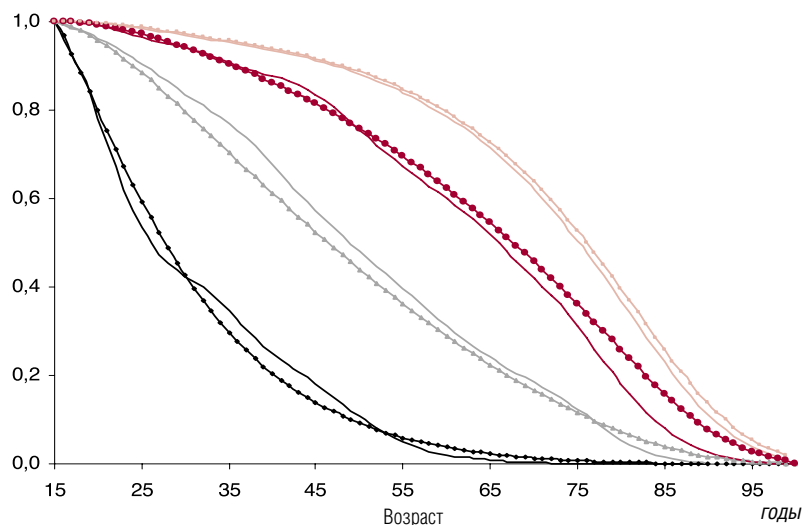


Рис. 5. Функции дожития инвалидов и неинвалидов

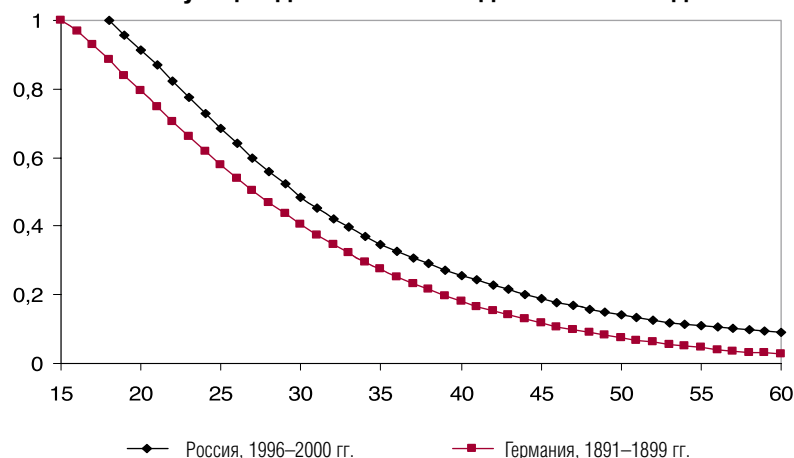


Рис. 6. Функции дожития инвалидов

выше функций дожития инвалидов с аналогичными историческими данными.¹⁰ На рис. 6 приведены две условные функции дожития инвалидов, это S_{15} – функция дожития инвалидов I группы старше 15 лет (Россия, 1996–2000 гг.) и S_{18} – функцией дожития пенсионеров инвалидов германских страховых учреждений старше 18 лет (Германия, 1891–1899 гг.). Из рисунка видно, что российская функция практически параллельна немецкой. Конечно, такое сравнение не может быть вполне корректным, так как сравниваются разные условные функции, посчитанные для разного календарного времени, в разных странах, поэтому крите-

рии установления инвалидности могут серьезно отличаться, но в то же время результаты сравнения показали нам достаточно любопытными.

Используя указанные выше оценки функций дожития, были построены стандартные и селективные таблицы смертности инвалидов, включающие l_x , d_x , q_x и μ_x . Анализ таблиц смертности инвалидов показал, что для всех трех групп инвалидов наблюдаются схожие закономерности в изменении их сверхсмертности. Так, в возрасте до 60 лет смертность инвалидов (в независимости от их пола и тяжести инвалидности) значительно выше популяционной, а затем это различие сок-

ращается. Последний факт отражает то, что в старших возрастах стирается качественное различие между инвалидами и неинвалидами, свидетельствуя в пользу гипотезы Т. Малевой и др.¹¹ о том, что «в пенсионных возрастах инвалидность носит принципиально иной, связанный с конъюнктурно-мотивационными факторами характер».

Особый интерес представляют гендерные различия смертности инвалидов – они менее выражены, чем у всей популяции. Различия в смертности инвалидов мужчин и женщин сокращаются по мере увеличения тяжести и сокращения срока инвалидности. Так, в возрасте от 20 до 40 лет популяционная вероятность умереть в течение года у мужчин выше, чем у женщин, почти в четыре раза, для инвалидов III группы эти показатели отличаются уже в два раза, а для I группы – практически одинаковы. Это свидетельствует о том, что тяжесть инвалидности является более значимым фактором смертности, чем пол инвалида. Еще одним подтверждением этого же вывода служит следующий факт: каждая группа инвалидности сокращает ожидаемую продолжительность жизни, например 40-летнего человека, примерно на 10 лет, то есть разница в ожидаемой продолжительности жизни у 40-летнего неинвалида и инвалида I группы составляет около 30 лет, а различие в ожидаемой продолжительности жизни 40-летних инвалидов мужчин и женщин равно только 10 годам.

Здесь же следует отметить, что срок инвалидности является не менее значимым фактором смертности, чем ее тяжесть. Так, для 40-летнего мужчины, инвалида II группы вероятность умереть в течение первого года после наступления инвалидности почти в четыре раза выше, чем аналогичная вероятность для 40-летнего мужчины,

¹⁰ Савич С.Е. Элементарная теория страхования жизни и трудоспособности. Изд. 3-е, исправленное с дополнениями. М.: Янус-К, 2003.

¹¹ Инвалиды в России: причины и динамика инвалидности, противоречия и перспективы социальной политики / Т.М. Малева, С.А. Васин, О.Ю. Голодец, С.В. Бесфамильная. Бюро экономического анализа. М.: Росстат, 1999. 368 с.

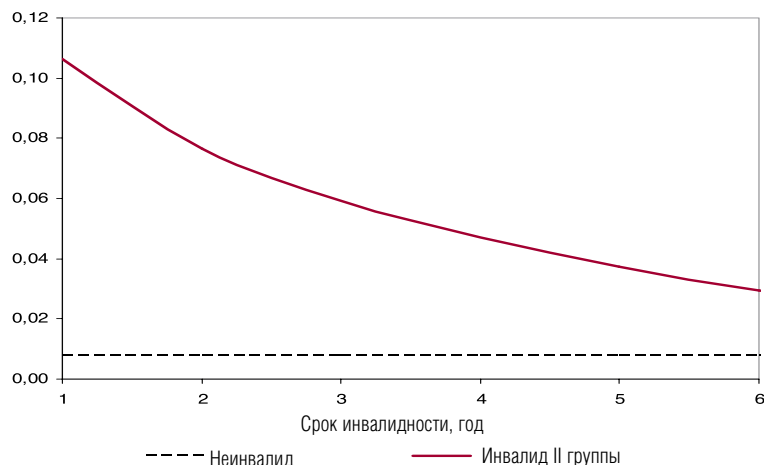


Рис. 7. Зависимость уровня смертности 40-летнего мужчины от срока инвалидности

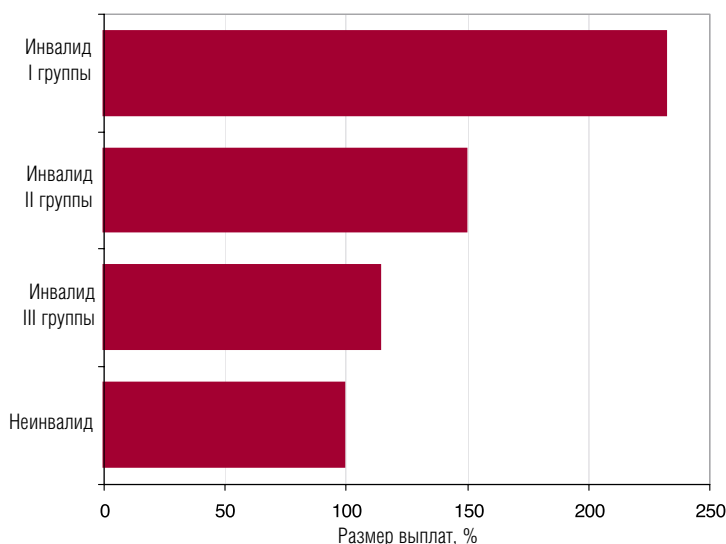


Рис. 8. Соотношение размера пенсий инвалидов, рассчитанных при разном актуарном базисе

инвалида II группы, у которого инвалидность наступила в 34 года, т.е. имеющего шестилетний срок инвалидности (рис. 7). Резкое сокращение вероятности смерти инвалидов при увеличении срока инвалидности, по-видимому, связано с тем, что в первые годы после наступления инвалидности вымирают люди с наиболее тяжелыми заболеваниями и/или недостаточно активно заботившиеся о своем здоровье. Через 5–6 лет после наступления инвалидности происходит адаптация пострадавших к болезни и жизни с инвалидностью и, как следствие, стабилизация уровня смертности инвалидов. Поэтому после истечения указанного

периода срок инвалидности теряет свою актуальность как фактор смертности инвалидов.

Заключение

Вернемся, к примеру, приведенному в начале статьи, где обсуждались проблемы пенсионного страхования, связанные с использованием в актуарных расчетах некорректных оценок уровня смертности застрахованных.

Положим, что имеется два негосударственных пенсионных фонда, например (А) и (В), предусматривающие в своих пенсионных схемах пенсионные выплаты по случаю наступления инвалидности. Положим, что актуарий пенсионного фон-

да (А) не имеет таблиц смертности инвалидов, и расчет размера их пенсии проводит с использованием популяционных таблиц смертности. Актуарий фонда (В), в отличие от своего коллеги из фонда (А), обладает всей необходимой информацией, а поэтому расчеты размера пенсии инвалидам проводит корректно.

На рис. 8 приведено отношение размеров пенсий инвалидов I, II и III группы, рассчитанных актуарием из фонда (А) без учета сверхсмертности инвалидов и размеров пенсий инвалидов, рассчитанных актуарием из фонда (В) на основе корректного актуарного базиса. Из расчетов следует, что при одинаковой величине и продолжительности пенсионных взносов пенсионный фонд (В) пообещает своим участникам пенсию по случаю инвалидности в 1.2–2.4 раза (в зависимости от тяжести инвалидности) выше, чем пенсионный фонд (А). По-видимому, комментарии излишне о том, какой фонд (при прочих равных) предпочтут потенциальные вкладчики.

Рассмотренный пример иллюстрирует лишь одно из возможных применений таблиц смертности инвалидов. На самом деле сфера их применения весьма обширна. Приведенные в статье таблицы смертности инвалидов можно рекомендовать для расчета тарифов и резервов не только при страховании пенсий по случаю инвалидности, но и при других видах страхования, например страховании потери дохода по нетрудоспособности, а также для анализа платежеспособности пенсионного фонда и др. задач. Полученные результаты крайне необходимы для создания эффективных профессиональных пенсионных систем и корпоративных пенсионных программ, а также для их последующей эксплуатации. Они могут быть полезны для частных страховых компаний, государственных органов социальной защиты, а также ПФР.