

В.М.Школьников^{1,2}, Д.А.Жданов^{1,2}, Е.М.Андреев², Дж.В.Вопель¹

БЫСТРЫЙ РОСТ РЕКОРДНОЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ РЕАЛЬНЫХ ПОКОЛЕНИЙ*

¹ Институт демографических исследований Общества Макса Планка, Konrad Zuse Str. 1, 18057 Rostock, Germany;
e-mail: shkolnikov@demogr.mpg.de; ² Российская экономическая школа, Центр демографических исследований,
Россия, 117418 Москва, Нахимовский пр., 47

Линейный рост рекордной (максимальной среди всех стран) ожидаемой продолжительности жизни (линия Оппена–Вопеля) является наиболее наглядным выражением прогресса человечества в области снижения смертности. Настоящая работа посвящена изучению тренда рекордной продолжительности в реальных поколениях (когортах). В отличие от обычно используемой периодной продолжительности жизни, когортная продолжительность жизни служит мерой времени жизни реальных людей. Снижение смертности приводит к тому, что в каждом календарном году периодная продолжительность жизни ниже когортной продолжительности жизни родившихся в том же году, и этот разрыв увеличивается во времени. Наш анализ опирается на детальные и качественные данные смертности в 24 наиболее развитых странах из Human Mortality Database за период 1870–2008 гг. Для продления рядов когортной продолжительности жизни до 1950 г. рождения был построен прогноз коэффициентов смертности на период 2009–2050 гг. с применением модели Ли–Картера. В когортах 1870–1950 гг. рождения ежегодный прирост времени жизни составлял 0,43 года, а в период 1870–2008 гг. годовой прирост периодной продолжительности жизни составлял 0,28 года. Между 1870 и 1950 годом рождения рекордная когортная продолжительность жизни выросла с 53,7 года до 83,8. При этом разрыв с периодной продолжительностью жизни увеличился с 1,2 до 10,3 года. Когорты, родившиеся в 1920-е–1950-е годы, проживут намного дольше, чем можно предположить из поперечных режимов смертности во времена их молодости или середины жизни. Самая значительная часть добавленного времени жизни приходится на возраст старше 65 лет, что приводит к существенному изменению соотношения между составляющими жизненного цикла.

Ключевые слова: долголетие, продолжительность жизни, смертность, когорты, старение, авангард

Устойчивый рост продолжительности жизни, начавшийся в XIX в. и продолжающийся до настоящего времени, — главное достижение человечества. Ожидаемая продолжительность жизни новорожденного сильно варьирует в зависимости от страны. В отдельно взятой стране продолжительность жизни не всегда устойчиво повышается. Как правило, преобладает рост, но также возможны периоды стабилизации и даже снижения. Но если рассматривать мир в целом, то процесс продления жизни происходит постоянно. В каждом календарном году можно определить страну с максимальной для данного года (рекордной по отношению ко всем странам мира) продолжительностью жизни. Поскольку во всех странах и почти в каждом году мужская смертность превышает женскую, рекордная продолжительность жизни отмечается исключительно в женских популяциях. Этот показатель представляет потенциально достижимую на данном уровне благосостояния и медицины степень сокращения смертности. Через некоторое время другие страны также достигают тех же, прежде рекордных, значений продолжительности жизни.

В 2002 г. демографы Дж. Оппен и Дж. Вопель [7] в своей принципиальной статье показали, что рекордная продолжительность жизни в период между 1840 и 2000 г. увеличивалась линейно, не обнаруживая тенденции к стабилизации. Известно, что в простейшем случае линейное увеличение продолжительности жизни наблюдают при снижении силы смертности с постоянным коэффициентом уменьшения [11, 12]. Тренд Оппена и Вопеля говорит о том, что продолжительность жизни в странах с самой низкой смертностью удлиняется с прибли-

* Настоящая работа представляет собой сокращенную и несколько видоизмененную версию статьи Shkolnikov V.M., Jdanov D.A., Andreev E.M., Vaupel J.W. Steep increase in best-practice cohort life expectancy // Populat. Development Rev. 2011. Vol.37(3). P.419–434.

зительно постоянной скоростью, и этот эмпирический тренд не позволяет говорить о приближении к некоему верхнему пределу продолжительности жизни человека.

Однако этот важный научный результат касается увеличения периодной ожидаемой продолжительности жизни, которая является обобщенной мерой высоты смертности в данном календарном году. Величина продолжительности жизни показывает, сколько лет проживет человек, если на протяжении его жизни смертность будет оставаться неизменной и соответствовать возрастным коэффициентам смертности данного года. Периодная продолжительность жизни — характеристика текущего состояния здоровья и скорости замещения населения, но в общем случае не отражает длительность жизни индивидов, составляющих население. Поскольку смертность изменяется во времени, периодная продолжительность жизни отличается от времени жизни реальных людей или их совокупностей — поколений одного года рождения (когорт). Поскольку с конца XIX в. смертность почти всюду и всегда снижалась (за исключением нескольких эпизодов мировых войн, эпидемий и регресса), ожидаемая продолжительность жизни почти в любом году ниже когортной ожидаемой продолжительности жизни родившихся в этом году. Недавние исследования показали, что режим снижения силы смертности с постоянным коэффициентом уменьшения приводит к линейному повышению когортной продолжительности жизни с более высокой скоростью по сравнению со скоростью линейного роста периодной продолжительности жизни [1, 5].

Как выглядят тренды времени жизни авангардных популяций в когортном измерении? На этот вопрос отвечает настоящее исследование. Наш анализ трендов рекордной продолжительности жизни реальных поколений женщин основан на высококачественных и детальных данных смертности из Human Mortality Database (HMD).

Данные и методы

HMD содержит данные смертности в 37 экономически развитых странах мира, классифицированные по однолетним возрастным группам, календарным годам и годам рождения. Для анализа использованы данные по когортам женщин, родив-

шихся с 1870 по 1950 г. включительно. Более ранние данные не были использованы по двум причинам. Во-первых, до 1860-х гг. ни одна страна мира не имела данных смертности по однолетним возрастным группам, что делает невозможным однозначную оценку смертности в когортах. По той же причине из анализа были исключены все данные, восстановленные из укрупненных (пятилетних) возрастных интервалов. Во-вторых, вызывает сомнение качество исторических данных смертности в большинстве стран ввиду неполной регистрации рождений и смертей. Например, исчерпывающая регистрация смертей в Швеции — признанном мировом лидере по качеству демографической статистики, была установлена только в 1860-е гг. Кроме того, из анализа были исключены данные относительно более низкого качества, например из восточноевропейских стран.

Особого внимания заслуживают данные смертности Новой Зеландии. Эта страна интересна тем, что смертность ее населения в конце XIX и начале XX вв. была необычайно низкой. С точки зрения полноты регистрации, данные смертности белого населения Новой Зеландии могли бы использоваться для анализа. Однако есть предположение, что феномен низкой смертности в Новой Зеландии является (полностью или частично) артефактом, который объясняется селективностью малочисленного неаборигенного населения этой отдаленной страны в конце XIX и начале XX вв. Поэтому было решено исключить из анализа Новую Зеландию в период 1870—1920 гг.

В итоге, для анализа были отобраны 24 страны с наиболее качественными данными. В каждом календарном году была определена страна с максимальной продолжительностью жизни. В число таких стран в разные годы попали: Австралия, Дания, Исландия, Япония, Новая Зеландия (неаборигенное население), Норвегия и Швеция. Таким образом, подобно Оппену и Вопелю, мы построили временной ряд рекордных величин периодной ожидаемой продолжительности жизни с 1870 по 2008 г.

Для того, чтобы получить оценки продолжительности жизни в когортах вплоть до 1950 г. рождения включительно, необходимо иметь данные смертности хотя бы до 2050 г. Мы посчитали достаточноенным 100 лет наблюдения с учетом того, что

при прогнозируемом режиме смертности возраст старше 100 лет не будет оказывать значимого эффекта на продолжительность жизни. Прогноз коэффициентов смертности на период 2009–2050 гг. был построен с помощью метода Ли–Картера [2]. Метод основан на следующей модели поверхности смертности:

$$\ln m_{x,t} = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t},$$

где $m_{x,t}$ — коэффициент смертности в возрасте x в календарном году t ; a_x — усредненный по времени эффект возраста; k_t — усредненный по возрасту эффект времени (календарного года); b_x — эффект взаимодействия, выражющий специфическую чувствительность коэффициента смертности в возрасте x к изменениям во времени k_t ; $\varepsilon_{x,t}$ — случайные возмущения.

Для идентификации модели были использованы коэффициенты $m_{x,t}$ за относительно короткий период 1960–2008 гг. Дело в том, что изменения смертности в этот период времени хорошо отражают современный паттерн прогресса, в котором ведущую роль играет сокращение смертности в старшем возрасте [10].

Экстраполяция тренда k_t в модели Ли–Картера позволила спрогнозировать коэффициенты смертности на период 2009–2050 гг. и построить когортные и периодные таблицы смертности

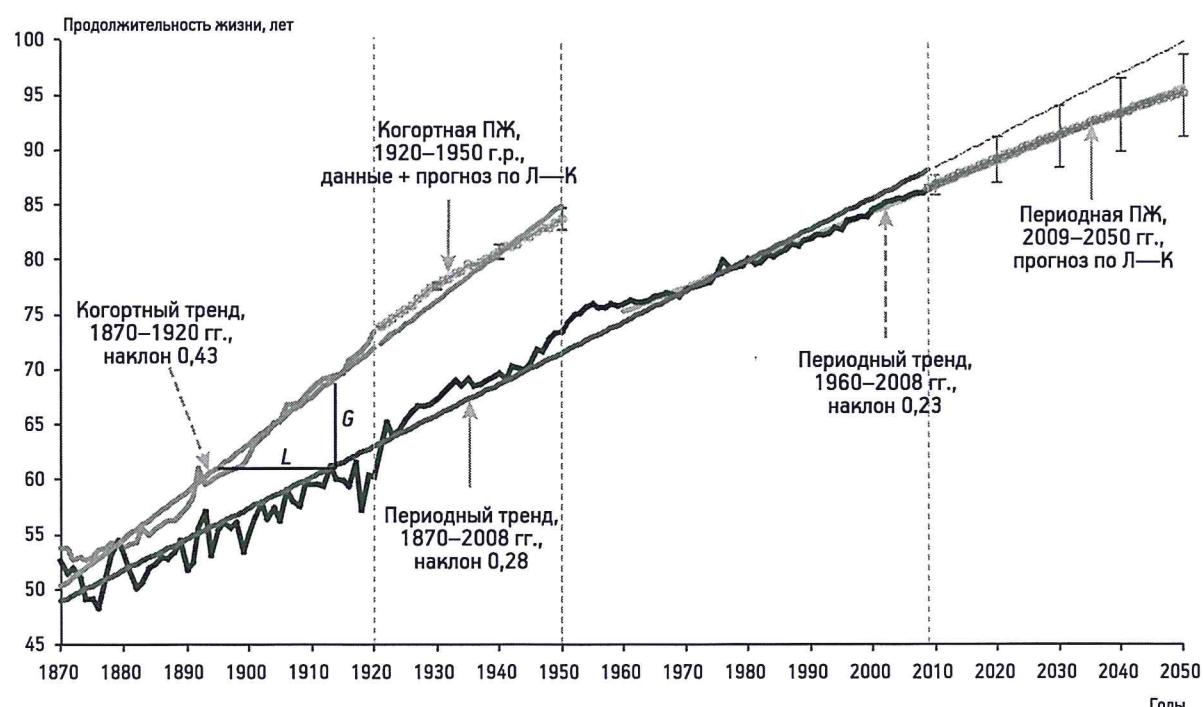
для вычисления прогнозных оценок когортной продолжительности жизни до 1950 г. рождения и периодной продолжительности жизни до 2050 г.

Получив оценки когортной продолжительности жизни для каждого года рождения с 1870 по 1950 г., в каждом году была определена страна с рекордной (максимальной среди всех стран) продолжительностью жизни. Оказалось, что для годов рождения с 1870 до 1920 рекордная продолжительность жизни наблюдалась исключительно в скандинавских странах, причем, в основном, в Норвегии. Рекордная продолжительность жизни когорт 1921–1950 гг. рождения отмечалась в Швейцарии, Австралии, Новой Зеландии (неaborигенное население) и Норвегии.

Тренды рекордной продолжительности жизни

Результаты расчетов позволяют графически изобразить временные ряды периодной и когортной продолжительности жизни в странах с рекордно низкой смертностью. На рисунке показано следующее.

1. Ряд рекордной когортной продолжительности жизни для когорт 1870–1920 гг. рождения. В 2008 г. (последний год наблюдения) эти когорты либо уже вымерли, либо достигли весьма пре-



Тренды рекордной продолжительности жизни (ПЖ) по календарному времени и когортам с 1870 по 2050 г.

клонного возраста (минимум 88 лет для когорты 1920 г.). Поэтому продолжительность жизни в них была рассчитана точно или с минимальной погрешностью.

2. Ряд рекордной когортной продолжительности жизни для когорт 1921–1950 годов рождения. В этих когортах коэффициенты смертности наблюдаются до возраста в диапазоне от 58 (когорта 1950 г. р.) до 87 лет (когорта 1921 г. р.). Оценки продолжительности жизни здесь частично основаны на прогнозе смертности в старшем возрасте методом Ли–Картера.

3. Линия тренда, построенная методом наименьших квадратов и хорошо аппроксимирующая ряды 1) и 2). Она показывает скорость роста продолжительности жизни для когорт 1870–1950 годов рождения.

4. Ряд рекордной периодной продолжительности жизни с 1870 по 2008 г. Значения продолжительности жизни в нем целиком основаны на наблюдаемых коэффициентах смертности.

5. Ряд рекордной периодной продолжительности жизни в 2009–2050 гг. Значения продолжительности жизни в нем основаны на коэффициентах смертности, полученных из модели Ли–Картера.

6. Линия периодного тренда, построенная на данных 4).

7. Линия периодного тренда, построенная на данных 5).

На рисунке показаны также доверительные интервалы для тех оценок рекордных когортной и периодной продолжительностей жизни, которые частично или полностью вычислены из спрогнозированных коэффициентов смертности.

Рисунок показывает, что рекордные периодная и когортная продолжительности жизни увеличиваются практически линейно и с разной скоростью. В соответствии с теоретическими моделями, рекордная когортная продолжительность жизни растет значительно быстрее рекордной периодной продолжительности жизни.

Для сравнения когортной и периодной продолжительности жизни используют показатели, предложенные Голдштайном и Вахтером [1]: разрыв (*gap*, G) и лаг (*lag*, L). Разрыв — это разница между продолжительностью жизни когорты, рожденной в году t , и периодной продолжительностью жизни в году t . G показывает, на сколько лет

больше проживет средний новорожденный в рассматриваемом году в результате снижения смертности в течение его будущей жизни. L равен тому времени, за которое периодная продолжительность жизни достигает значений когортной продолжительности жизни для данного года рождения.

Если линейные тренды по годам рождения и календарным годам выражаются как $e^C(t)=c_0+c_1(t-1870)$ и $e^P(t)=p_0+p_1(t-1870)$, соответственно, то разрыв и лаг равны:

$$G(t)=(c_0-p_0)+(c_1-p_1)(t-1870),$$

$$L(t)=\frac{(c_0-p_0)}{c_1}+\frac{(c_1-p_1)}{c_1}(t-1870).$$

Как видно из рисунка, долговременные линейные тренды роста рекордной продолжительности жизни по когортам и периодам имеют разные наклоны, за счет чего разрыв и лаг быстро увеличиваются. В когортах средний годовой прирост составляет 0,43 года жизни (или 10 ч за сутки), а по календарным периодам — 0,28 года (или почти 7 ч за сутки). Таким образом, разрыв между когортной и периодной рекордными продолжительностями жизни вырос с 1870 по 1920 г. с 1,3 до 8,9 года. Лаг для того же периода времени вырос с 3,0 до 20,3 года. Предсказанная линейным трендом рекордная продолжительность жизни для 1950 года рождения составляет 84,9 года, а периодная продолжительность жизни для этого года равна 71,9 года ($G(1950)=13$).

Хотя линейный рост периодной продолжительности жизни по Оппену и Вопелю в целом соответствует эмпирическим данным, более детальный анализ, проведенный Валленом и Милле, показал, что на самом деле скорость роста несколько варьирует в зависимости от времени [10]. В этой связи, для рекордной периодной продолжительности жизни были построены два тренда — 1870–2008 гг. и 1960–2008 гг. Как показывает рисунок, последний тренд несколько более медленный по сравнению с длительным трендом (приросты 0,23 против 0,28 года за год, соответственно).

В соответствии с этими двумя трендами построены два прогноза роста рекордной периодной продолжительности жизни до 2050 г. Отметим, что продолжение тренда 1960–2008 гг. практически неотличимо от прогнозных значений периодной

продолжительности жизни, основанных на модели Ли–Картера (см. рисунок).

Рекордная когортная продолжительность жизни для 1950 года рождения составляет 83,8 года, что примерно на год меньше значения, соответствующего длительному линейному тренду когортной продолжительности жизни, и на 10 лет выше наблюданной в этом году рекордной периодной продолжительности жизни. Экстраполяция когортных трендов на годы рождения после 1950 г. (не показана на рисунке) быстро ведет к очень высоким значениям продолжительности жизни, превышающим 100 лет в рекордных женских когортах 1970-х годов рождения.

Время, прожитое в разном возрасте

Возрастные распределения смертности в периодной и когортной таблицах смертности могут существенно различаться между собой. Величина различий зависит от динамики возрастной смертности во времени. В этой связи представляется интересным сравнение времени жизни, прожитого в разных интервалах возраста, в рекордных таблицах смертности по календарным годам и по годам рождения. Эти показатели зависят еще и от того, какие страны именно являются рекордными в когортном и периодном измерениях.

В стандартных обозначениях таблицы смертности разложение продолжительности жизни на возрастные составляющие проводили по формуле:

$$e_0 = (T_0 - T_{15}) + (T_{15} - T_{45}) + (T_{45} - T_{65}) + (T_{65} - T_{85}) + T_{85},$$

считая корень таблицы смертности (начальный размер когорты в возрасте 0) равным единице.

В этой формуле каждый аддитивный член, за исключением первого, связан с предыдущими членами, поскольку время жизни, прожитое в возрасте x и последующем возрасте (T_x), зависит от числа доживающих до возраста x .

Очевидно, что и в когортных, и в периодных таблицах время жизни во всех возрастных интервалах увеличивалось. В 1870 г. разложение продолжительности жизни на возрастные составляющие было примерно одинаково для рекордной когорты 1870 г. рождения и для периодной таблицы смертности с рекордной продолжительностью жизни 1870 г. (табл. 1). Для 1950 г. результат того же сравнения иной. Различие в распределениях объяс-

Таблица 1

Когортная и периодная продолжительности жизни женщин при рождении в 1870 и 1950 гг. по возрастным интервалам в странах с рекордной продолжительностью жизни

Возрастной интервал, годы	1870 г.	1950 г.	Увеличение
Когортная продолжительность жизни			
0–14	12,52	14,51	2,00
15–44	21,64	28,70	7,06
45–64	11,72	18,46	6,74
65–84	7,10	16,30	9,20
85+	0,73	5,80	5,06
<i>Всего</i>	53,71	83,77	30,06
Периодная продолжительность жизни			
0–14	12,69	14,57	1,88
15–44	22,25	28,62	6,37
45–64	11,52	17,38	5,86
65–84	5,65	11,47	5,82
85+	0,44	1,48	1,04
<i>Всего</i>	52,55	73,53	20,98
<i>Разрыв между когортой и периодом</i>	1,16	10,25	—

Примечание. Страны с рекордной продолжительностью жизни: Норвегия (когорта 1870 г. р.), Швейцария (когорта 1950 г. р.), Норвегия (период 1870 г.) и Исландия (период 1950 г.).

Таблица 2

Рекордные когортные и периодные продолжительности жизни женщин в разном возрасте в странах с рекордной продолжительностью жизни в возрасте 0 лет в 1870, 1950 и 2008 гг.

Возраст, лет	Когорта		Период		
	1870 г.	1950 г.	1870 г.	1950 г.	2008 г.
0	53,71	83,77	52,55	73,53	86,04
15	52,02	71,82	49,19	60,90	71,38
45	30,24	42,93	26,82	32,92	42,08
65	15,35	24,80	12,98	16,33	23,63
85	4,77	8,59	4,88	5,96	8,19

Примечание. Страны с рекордной продолжительностью жизни: Норвегия (когорта 1870 г. р.), Швейцария (когорта 1950 г. р.), Норвегия (период 1870 г.), Исландия (период 1950 г.), Япония (период 2008 г.).

няется двумя причинами. Во-первых, между 1870 и 1950 г. когортная и периодная продолжительности жизни выросли в разной степени — на 30 и на 21 год, соответственно. Во-вторых, возрастные составляющие прогресса в когортном и периодном измерениях различались между собой. Если в когортной продолжительности жизни прирост време-

ни жизни после 65 лет составил примерно половину, то в периодной — примерно $\frac{1}{3}$.

В целом, увеличение времени жизни в возрасте 65 лет и старше, то есть в пенсионном возрасте, является особенно значительным. За 80 лет рекордная когортная продолжительность жизни в возрасте 65 лет увеличилась с 15,4 до 28,4 года, а рекордная периодная продолжительность жизни — с 13 до 16,3 года. Таким образом, разрыв вырос с 1,4 до 8,5 года (табл. 2).

Заключение

Увеличение когортной и периодной продолжительности жизни — результат общемирового снижения смертности.

Мы установили, что с 1870 по 1920 г. рекордная когортная продолжительность жизни увеличивалась в среднем на 0,43 года в год, а рекордная периодная продолжительность жизни с 1870 по 2008 г. — на 0,28 года в год. Расчеты показывают, что рекордная продолжительность жизни для когорты 1950 года рождения может составить 84 года, тогда как рекордная периодная ожидаемая продолжительность жизни в этом году равнялась 73,5 года. Если та же тенденция сокращения женской смертности будет продолжаться, то вполне возможно, что в странах с самой низкой смертностью женские когорты 1970-х годов рождения будут доживать до 100 лет.

Максимальное увеличение времени жизни в реальных поколениях будет происходить в возрасте старше 65 лет. Это приведет как к изменениям в устоявшемся жизненном цикле, так и к большим социально-экономическим последствиям.

К сожалению, во многих странах при обсуждении проблем старения населения рассматриваются, в основном, периодные данные продолжительности жизни. Однако, учитывая тот факт, что продолжительность жизни в когортах увеличивается в 1,5 раза быстрее, чем в календарном времени, развитые страны могут столкнуться с большим, чем ожидалось, накоплением старых и очень старых людей в населении и неожиданно быстрым нарастанием проблем в области здравоохранения и пенсионной системы.

Некоторые исследователи полагают, что новые болезни могут замедлить процесс улучшения здоровья населения и увеличения продолжительности

его жизни [8]. Например, в качестве одного из факторов риска приводится ожирение, которое способствует развитию многих болезней. Однако ни одна из развитых стран, где стоит проблема ожирения населения, до сих пор не испытывала снижения продолжительности жизни. Здесь уместно вспомнить, что, несмотря на общемировую эпидемию курения XX в., продолжительность жизни в развитых странах почти непрерывно росла, а рекордная продолжительность жизни увеличивалась линейно. Таким образом, нет никаких оснований полагать, что снижение смертности от всех причин смерти, продолжающееся уже почти два века, приостановится, если только какие-либо неожиданные неблагоприятные факторы не затормозят прогресс, отдав тем самым уровни смертности, которые могут быть достигнуты при нынешних тенденциях.

К тому же выводу можно прийти, отмечая исключительно низкие уровни смертности, которые уже сегодня наблюдаются в отдельных группах населения, и принимая во внимание те резервы снижения смертности, которые связаны с хорошо известными предотвратимыми факторами риска [3, 4, 6, 9].

Благодарности

Это исследование выполнено в рамках проекта *Human Mortality Database* Института демографических исследований Общества Макса Планка (Росток, Германия). Создание русской версии было поддержано фондом Д. Зимины «Династия» (Москва, Россия). Мы благодарны Трифону Миссову и Адаму Ленарту за полезное обсуждение методов и результатов и Елене Чуриловой за подготовку первой версии русского текста. Для прогнозных расчетов использовали функцию *lca.forecast* из R-пакета *demography* Роба Хайдмана, размещенную по адресу <http://robjhyndman.com/software/demography>.

Литература

1. Goldstein J. R., Wachter K. W. Relationships between period and cohort life expectancy: Gaps and lags // *Populat. Stud.* 2006. Vol. 3. P. 257–269.
2. Lee R. D., Carter L. R. Modeling and forecasting U.S. mortality // *J. Amer. Stat. Ass.* 1992. Vol. 87(419). P. 659–675.
3. Manton K. G., Stallard E., Tolley H. D. Limits to human life expectancy: Evidence, prospects, and implications // *Populat. Development Rev.* 1991. Vol. 17(4). P. 603–637.
4. Martelin T. Socio-demographic differences in mortality at older ages in Finland // In: *Health and Mortality among Elderly Populations* / G. Caselli and A. D. Lopez (eds.). Oxford: Clarendon Press, 1996. P. 112–134.

5. Missov T.I., Lenart A. Linking period and cohort life-expectancy linear increases in Gomperz proportional hazard models // Demogr. Res. 2011. Vol. 24(19). P. 455–468.
6. Murray C.J.L., Kulkarni S.C., Michaud C. et al. Eight Americas: Investigating mortality disparities across races, counties, and race-counties in the United States // PLoS Med. 2006. Vol. 3. Iss. 9. P. e260.
7. Oeppen J.E., Vaupel J.W. Broken limits of life expectancy // Science. 2002. Vol. 296. P. 1029–1031.
8. Olshansky S.J., Passaro D.J., Hershow R.C. et al. A potential decline in life expectancy in the United States in the 21st century // New Engl. J. Med. 2005. Vol. 352. P. 1138–1145.
9. Shkolnikov V.M., Scholz R., Jdanov D. et al. Length of life and pensions of five million retired German men // Europ. J. Publ. Hlth. 2007. Vol. 18(3). P. 264–269.
10. Vallin J., Meslé F. The segmented trend line of highest life expectancies // Populat. Development Rev. 2009. Vol. 35(1). P. 159–187.
11. Vaupel J.W. How change in age-specific mortality affects life expectancy // Populat. Stud. 1986. Vol. 40. P. 147–157.
12. Vaupel J.W., Gowan A.E. Passage to Methuselah: Some demographic consequences of continued progress against mortality // Amer. J. publ. Hlth. 1986. Vol. 76(4). P. 430–433.

Adv. geront. 2014. Vol. 27. № 2. P. 229–235

V.M.Shkolnikov^{1,2}, D.A.Jdanov^{1,2}, E.M.Andreev², J.W.Vaupel¹

RAPID INCREASE IN MAXIMAL COUNTRY SPECIFIC LIFE EXPECTANCY ACROSS COHORTS

¹Max Planck Institute for Demographic Research, 1 Konrad Zuse Str., Rostock 18057, Germany;
e-mail: shkolnikov@demogr.mpg.de; ²New Economic School, Center for Demographic Research,
47 Nakhimovsky pr., Moscow 117418, Russia

Linear increase in the best-practice (maximal among countries) life expectancy, known as the Oeppen–Vaupel line, is the most demonstrative image of longevity progress. This study is devoted to the analysis of trends in best-practice life expectancy across cohorts born in 1870 to 1950. Other than the conventional period life expectancy, cohort life expectancy measures the lifetime of real individuals from the population under consideration. Since mortality is mostly decreasing with time, period life expectancy in a given year is usually lower than cohort life expectancy for people born in the same year. The corresponding gap between period and cohort life expectancies increases with time. Our analysis is based on data for 24 developed countries from the Human Mortality Database for the period 1870 to 2008. To estimate life expectancy for non-extinct cohorts, we apply the Lee–Carter model to extrapolate mortality rates until the year 2050. The annual increase in the best-practice cohort life expectancy across cohorts born in 1870 to 1950 is 0,43 year, while the annual increment in the period life expectancy across the same range of years is equal to 0,28 year. The best-practice cohort life expectancy has increased from 53,7 years in 1870 to 83,8 years in 1950. During this time the gap between period and cohort life expectancies has increased from 1,2 to 10,3 years. Cohorts born in 1920 to 1950 will live longer than one can expect by looking at respective period mortality patterns. For these cohorts, the longest part of their additionally gained lifetime will be spent at ages 65 and older. This substantially changes the distribution of human lifetime among different stages of the life cycle.

Key words: longevity, life expectancy, mortality, cohorts, aging, vanguard