

# ФУНКЦИОНАЛЬНЫЕ СПОСОБНОСТИ, БОЛЕЗНЕННОСТЬ И ВРЕМЕНА ЖИЗНИ ПРЕСТАРЕЛЫХ ЛЮДЕЙ В ГЕРОНТОЛОГИЧЕСКОМ ЦЕНТРЕ

(по результатам 5-летнего проспективного наблюдения)

*Кафедра геронтологии и гериатрии ФПК и ППС  
Кубанского государственного медицинского университета*

Более 20 лет назад впервые была показана применимость самооценок здоровья в прогнозе смертности [15]. Информативность метода не вызывает сомнений. Доказательства тому представлены в ряде публикаций и в виде обобщенных результатов в недавно проведенном метааналитическом исследовании [12]. Между тем многолетний опыт применения самооценок для изучения здоровья оказался неоднозначным. Выяснилось, что самооценки зависят от многих факторов – возраста, пола, образования, этнической принадлежности, культурных традиций, профессиональной деятельности, социального и материального положения [11, 13, 18, 20, 21]. Обнаружились также отличия по тесноте сопряженностей между самооценками здоровья и некоторыми физиологическими и функциональными показателями (ФС). В отдельных работах приводятся сведения о снижении ФС и росте смертности от накопленных заболеваний [11, 17], в других – не столько от частоты, сколько от длительности болезненного состояния [18]. Однако все сходятся в одном: смертность всегда оказывается выше среди оценивавших свое здоровье «слабым или плохим», чем определявших «хорошим».

Общеизвестно о снижении ФС по мере старения [1–5]. В этой связи понятен интерес исследователей к использованию метода самооценок здоровья у престарелых людей [11, 14, 17, 19, 20]. Тем не менее зависимости между самооценками здоровья и смертностью выявили различия. По одним данным, выраженности между ними сильнее у мужчин [10, 11], по другим, наоборот, – больше у женщин [16], по сведениям третьих – более очевидны у молодых и пожилых и менее определены у престарелых [7].

В итоге эти и ряд других обстоятельств еще не нашли должного подтверждения. По-прежнему не вполне понятной остается связь самооценок здоровья с ФС, полом, возрастом, принадлежностью к социальным классам и смертностью, особенно среди старых и немощных людей [7]. В этой связи **целью исследования** явилось установление частоты и выраженности расстройств функциональных способностей, болезненности и их зависимостей с временами жизни престарелых людей.

## Материалы и методы

Исследование проведено в геронтологическом центре (ГЦ) «Екатеринодар» в период с 01.01.2000 по 31.12.2004. В группу наблюдавшихся были включены 294 подопечных ГЦ. Основные данные их представлены в таблице 1 (графа 1). Диспансеризацией было охвачено 95,8% проживавших. Ежегодно прямым анкетированием оценивали ФС. Физические способности са-

мообслуживания определяли по Чикагскому индексу (ЧИ-индексу) [9], память – по SET-тесту [3], а самообслуживание и память одновременно – по интегральному показателю ФС (ИП ФС), составленному с учетом рекомендаций ВОЗ [3]. В анкете для тестирования ИП ФС в нашем исследовании в отличие от других [5] была исключена неопределенность ответов. ФС выражали в баллах, максимальный их уровень свидетельствовал о сохранности функций. Для ЧИ-индекса верхний предел имел 33 балла, SET-теста – 40 баллов и ИП ФС – 20 баллов. Особенностью такого тестирования было квалитетическое измерение составляющих здоровье в отличие от категориального самооценивания. Кроме того, на момент поступления были учтены все хронические болезни, диагностированные прежде в амбулаторно-поликлинических учреждениях по месту бывшего проживания подопечных. В дальнейшем по результатам комплексного врачебного осмотра установленные ранее диагнозы корректировались. Таким образом, уточнялась болезненность каждого. Для оценки времен жизни регистрировались все случаи смертей с учетом дат рождения, поступления в стационар и наступления смерти. Статистическая обработка обеспечивалась программной поддержкой STATISTICA 6.0.

Показатели заболеваемости представлены средними и среднеквадратичными отклонениями, остальные – медианами с указанием межквартильных диапазонов. Оценка качественных и порядковых проводилась по  $\chi^2$  с применением двусторонних сравнений. Коэффициенты сопряженности определяли по Спирману ( $r_s$ ), а также множественной регрессионной корреляцией (R). Относительные риски (ОР) устанавливали с 95%-ными уровнями доверительных интервалов [6]. Расчет времен жизни (продолжительность жизни по кривой выживаемости (ПЖ по КВ) и времена дожития в ГЦ) определяли по функции Каплана-Мейера, а зависимости их от ФС и показателей заболеваемости – в регрессионной модели Кокса [8].

## Результаты и обсуждение

Данные обследованных по полу, возрасту, исходным ФС, случаям смертей за 5-летний период, а также ПЖ по КВ и времена дожития их в центре представлены в таблице 1 (графа 1). Возраст мужчин при поступлении в стационар по медиане был на 2 года меньше, чем женщин (73 года против 75), приблизительно такой же оказалась разница на момент включения их в группу наблюдения (76,5 и 79 лет соответственно). Следовательно, к этому времени большинство из них были старого возраста, а срок проживания их в центре составил около 4 лет.

**Сводные данные и кластерные различия  
с учетом функциональных способностей обследованных**

| Показатели                           | Общая группа     | Кластер 1        | Кластер 2        | Межкластерные различия |
|--------------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------------|
| Количество наблюдавшихся:            |                  |                  |                  |                        |
| всего                                | 294              | 158              | 136              |                        |
| мужчин                               | 98               | 38               | 60               | p<0,0005               |
| женщин                               | 196              | 120              | 76               |                        |
| Возраст при поступлении, лет:        |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 74 (69–80)       | 76 (71–82)       | 73 (68–77)       | p<0,0001               |
| мужчин                               | 73 (68–78)       | 73 (68–81)       | 73 (67,5–77)     | НД                     |
| женщин                               | 75 (70–80)*      | 76,5 (72–82)*    | 73 (68–78)       | p<0,0001               |
| Возраст на момент обследования, лет: |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 78 (72–85)       | 81 (74–87)       | 76,5 (71–81)     | p<0,0001               |
| мужчин                               | 76,5 (71–82)     | 75,7 (71–88)     | 76 (66,5–82)     | НД                     |
| женщин                               | 79 (73–86)*      | 82 (76–87)*      | 76,5 (71–79)     | p<0,001                |
| Функциональные способности, баллы:   |                  |                  |                  |                        |
| ЧИ-индекс                            |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 29 (18–32)       | 19 (10–26)       | 33 (31–33)       | p<0,0001               |
| у мужчин                             | 30 (24–33)*      | 21 (12–25)       | 32 (30–33)       | p<0,0001               |
| у женщин                             | 27 (15–32)       | 19 (9,5–26)      | 33 (31–33)       | p<0,0001               |
| SET-тест:                            |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 31 (20–40)       | 23 (11–32)       | 37 (31–40)       | p<0,0001               |
| у мужчин                             | 34 (26–40)*      | 30,5 (21–36)*    | 38 (31,7–40)     | p<0,0002               |
| у женщин                             | 27 (15–38)       | 21 (10–31,5)     | 36,5 (29–40)     | p<0,0001               |
| ИБ-тест:                             |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 13 (8–17)        | 8 (4–11)         | 17 (15–19)       | p<0,0001               |
| у мужчин                             | 14 (9–17)*       | 8 (5–10)         | 17 (15–18)       | p<0,0001               |
| у женщин                             | 12 (7–16)        | 8 (4–11)         | 17(15–19)        | p<0,0001               |
| Количество умерших:                  |                  |                  |                  |                        |
| всего                                | 142              | 104              | 38               | p<0,0001               |
| мужчин                               | 42               | 25               | 17               | p<0,0001               |
| женщин                               | 100              | 79               | 21               | p<0,0001               |
| Возраст наступления смерти, лет:     |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 83 (78–90)       | 83,5 (77–90)     | 82 (76–83,5)     | p<0,02                 |
| мужчин                               | 82 (75–88)       | 80,5 (74–87)     | 82 (75,5–83)     | НД                     |
| женщин                               | 84 (78,5–90)*    | 84 (78–90)*      | 82 (76–85)       | p=0,025                |
| ПЖ по КВ:                            |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 88,3 (81,9–92,3) | 87,7 (80,8–91,4) | 90,8 (82,8–92,8) | p<0,0001               |
| мужчин                               | 87,6 (82,1–92,1) | 84,1 (80,7–90,3) | 90,2 (82,6–92,7) | p<0,0001               |
| женщин                               | 88,4 (81,9–92,3) | 87,8 (80,9–91,6) | 91,0 (83,2–98,5) | p<0,0001               |
| Время дожития в центре, лет:         |                  |                  |                  |                        |
| в целом                              | 10,6 (5,8–15,8)  | 7,9 (4,3–12,9)   | 14,0 (7,9–17,1)  | p<0,0001               |
| мужчин                               | 10,7 (6,4–14,1)  | 8,0 (4,5–12,1)   | 13,6 (7,65–14,2) | p<0,0001               |
| женщин                               | 10,2 (5,4–15,9)  | 8,0 (4,05–13,5)  | 18,3 (9,7–21,3)  | p<0,0001               |

**Примечание:** \* – внутригрупповые и внутрикластерные гендерные различия (p<0,05); НД – недостоверны.

Измеренные ФС свидетельствовали о лучшей сохранности их у мужчин. Способности к самообслуживанию мужчины оценивали выше (ЧИ-индекс), имели лучшую оценку памяти (SET-тест) и ФС ИП. Между полами, несмотря на различия ФС и разницу в возрасте, частоты смертей за 5-летний период не отличались. За этот срок умерли 42 мужчины и 100 женщин ( $\chi^2=1,43$ , df=1, p=0,23). Таким образом, с учетом численностей наблюдавшихся годовой показатель смертности за этот период оказался равен в среднем 9,7%, в мужской когорте – 8,6% и в женской – 10,2%. Однако возраст наступления смерти у мужчин при сравнении медиан был на 2 года меньше (82 года), чем у женщин (84 года). Между тем, как и показатели смер-

тности, ПЖ по КВ у них была схожей – у мужчин по медиане 87,6 года, у женщин – 88,4 (тест Кокса:  $T_1=93,87$ ,  $T_2=48,13$ ; F=1,25, p=0,12). В целом ПЖ по КВ составила 88,3 года. Не имели различий также времени дожития в центре, рассчитанные по Каплану-Мейеру от даты поступления в стационар. Медиана дожития для мужчин составила 10,7 года, для женщин – 10,2 ( $T_1=92,55$ ,  $T_2=50,45$ ; F=1,30, p=0,10), в общем – 10,6 года (5,8–15,8). Это означало, что чуть менее половины из них выживет к 10-му году от поступления в центр.

Далее определили состояние обследованных по ФС. Снижение способностей к самообслуживанию более чем наполовину имели 55,1% и 55,8% анкетированных

**Коэффициенты сопряженности Спирмана между ФС и возрастом  
в общей группе и при раздельном анализе у мужчин и женщин**

| Показатели ФС   | Коэффициенты $r_s$ между ФС и возрастом |                     |                       |
|-----------------|-----------------------------------------|---------------------|-----------------------|
|                 | Общая группа                            | Мужчины             | Женщины               |
| ЧИ-тест, баллы  | – 0,26 ( $p<0,0001$ )                   | – 0,10 (НД)         | – 0,26 ( $p<0,0001$ ) |
| SET-тест, баллы | – 0,30 ( $p<0,0001$ )                   | – 0,26 ( $p<0,01$ ) | – 0,29 ( $p<0,0005$ ) |
| ИП ФС, баллы    | – 0,295 ( $p<0,0001$ )                  | – 0,10 (НД)         | – 0,31 ( $p<0,0001$ ) |

по ЧИ-тесту и ИП ФС соответственно. Резкое снижение памяти – на 2/3 от нормы SET-теста – выявили у 24,5% обследованных, что свидетельствовало о наличии у них признаков деменции, причем одновременно у 13,6% были резко сниженными и физические способности к самообслуживанию, и память. У 15,3% наблюдавшихся ФС оставались сохраненными. У остальных (71,1%) состояние оценивали как промежуточное с разными сочетаниями ограничения ФС.

Болезненность на момент поступления в ГЦ в среднем составила  $5,3\pm 2,3$  заболевания на одного пациента, причем этот показатель не имел гендерных различий. Количество хронических болезней к концу исследования (включая данные об умерших) увеличилось до  $9,6\pm 3,4$  на каждого ( $p<0,001$ ) и у женщин оказалось несколько большим ( $9,9\pm 3,6$ ), чем у мужчин ( $8,8\pm 3,4$ ,  $p<0,01$ ). Проверка вероятных зависимостей между ФС и болезненностью, а также предположительного увеличения последней с возрастом не выявила корреляционных связей. С другой стороны, такая сопряженность по Спирману имела между ФС и возрастом (табл. 2). Для группы целиком все значения  $r_s$  по тесноте зависимостей ФС – возраст были статистически значимыми, имели отрицательные значения и малую сопряженность. Такие же корреляции, как и в общей группе, выявлялись у женщин, однако у мужчин определялась связь только между SET-тестом и возрастом.

Отмеченные различия по  $r_s$  свидетельствовали о необходимости анализа не столько в группе целиком, сколько раздельно по полу. С другой стороны, связь ФС с возрастом при столь низких значениях  $r_s$  выглядела неубедительно. Более того, необходимо было уточнить вклад возраста в изменчивость показателей ФС. Потому вероятные зависимости ФС от возраста уточнили раздельно в гендерных когортах, используя метод множественной корреляционной регрессии и анализ компонент по минимуму нормы квадратической несмещенной дисперсии (MIVQOE).

Для женской когорты по всему анализируемому ряду ФС – возраст коэффициенты множественной корреляции  $R$  оказались несколько меньше  $r_s$ . Скорректированный коэффициент детерминации  $R^2_{\text{ск}}$ , показывающий общую долю разброса ЧИ-индекса относительно средней зависимой (т. е. от возраста), был крайне низким (0,0349,  $p<0,005$ ), как и доли дисперсий для SET-теста (0,0636,  $p<0,001$ ) и ИП ФС (0,0815,  $p<0,0001$ ). Это означало, что показатели ЧИ-индекса, SET-теста и ИП ФС от средней переменной возраста объясняются в корреляционных связях соответственно только 3,5%, 6,4% и 8,15% дисперсий. Итак, вероятные зависимости ФС у женщин от возраста нашли подтверждение также по множественной регрессионной корреляции, но связи между ними оказались крайне слабыми.

Затем отклонения ФС оценили по вкладу переменной возраста. Для этого воспользовались полнофакторной моделью анализа компонент дисперсии (MIVQOE),

выбрав в качестве зависимой переменной показатели ФС, а независимой случайной – возраст. Доля дисперсии возраста у женщин, определяющая изменчивость ЧИ-индекса, составила 1,8%, ИП ФС – 4,0%, т. е. не отклонялась, и только для SET-теста оказалась статистически значимой – 14,8% ( $p<0,025$ ). Таким образом, установили, что у женщин наиболее показательной является зависимость утраты памяти с возрастом, объясняемая как средней переменной возраста в регрессионном корреляционном анализе, так и вкладом дисперсий случайной, определяющей изменчивость SET-теста. Такая, но слабая зависимость имела по отношению к способностям самообслуживания, но возраст при этом в малой степени влиял на отклонения ЧИ-индекса и ИП ФС.

Аналогичным образом провели анализ в отношении мужской когорты. Статистически значимой у мужчин оказалась зависимость SET-теста от возраста ( $R^2_{\text{ск}}=0,0416$ ,  $p<0,025$ ), однако компонента дисперсии возраста по влиянию на изменчивость памяти не достигала статистической достоверности, хотя составила 12,9% ( $p=0,18$ ).

С другой стороны, посредством метода MIVQOE в группе целиком при оценке ФС в зависимости от принадлежности к полу установили, что ЧИ-индекс объясняется 4,6% дисперсии ( $p<0,01$ ), SET-тест – 9,2% ( $p<0,0002$ ), а ИП ФС – 4,8% ( $p<0,001$ ). На этом основании пришли к заключению, что имеющиеся различия ФС относительно общей группы определяются в первую очередь принадлежностью к полу и в меньшей мере возрастом. Подтверждение тому получили при проверке отклонений ФС иерархией факторов, определяющих изменчивость функциональных показателей, т. е. одновременно и от возраста, и от пола. Итак, снижение памяти с возрастом характерно как для мужчин, так и для женщин. Эта закономерность проявляется малой корреляционной связью, однако изменчивость памяти с возрастом выражена у женщин в большей мере. У женщин, кроме того, имеется слабая связь потери с возрастом способностей к самообслуживанию, но степень отклонения их не объясняется этой переменной. Следовательно, наиболее информативным тестом, указывающим на снижение ФС по мере старения, является степень утраты памяти, а не способностей к самообслуживанию. Между тем предположение, основывающееся на установлении описанных корреляционных зависимостей и различий дисперсий, не могло рассматриваться как достаточное. Потому избрали другой подход для доказательства, применили способ кластеризации случаев по ФС методом центров от  $k$ -средних по ЧИ-индексу, SET-тесту и ИП ФС и выделили два кластера: 1-й и 2-й (табл. 1, графы 3 и 4). Таким образом, в кластерах с разными ФС надеялись выявить не только возраст-половые различия, но также другие – в смертности, временах жизни, вероятных зависимостях их с ФС.

Первый кластер оказался представлен большим количеством женщин ( $\chi^2=12,8$ ,  $df=1$ ,  $p<0,0005$ ),

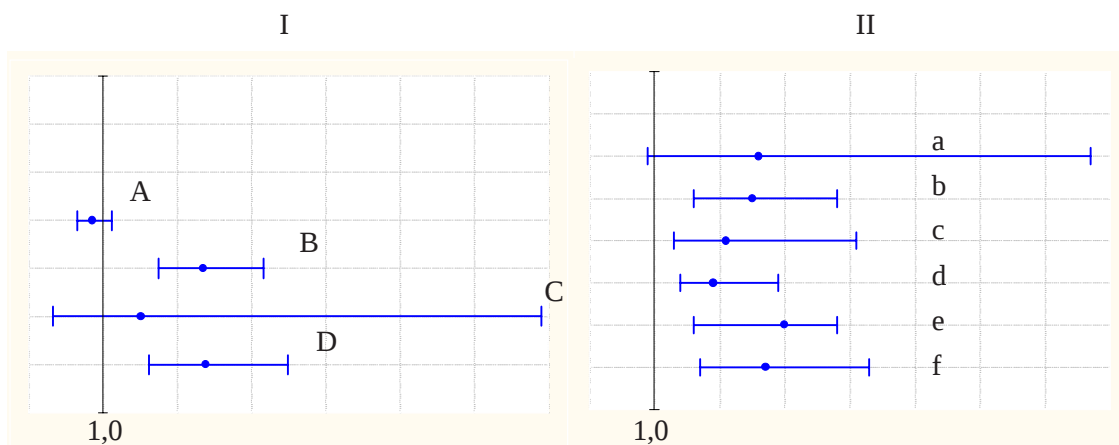
а во 2-м численность мужчин и женщин отличалась незначительно. Обследованные 1-го кластера были старше, но возраст мужчин при межкластерных сравнениях был схожим. Мужчины 1-го кластера имели более низкие ФС, чем 2-го. И, наоборот, женщины 1-го кластера, имевшие столь же низкие ФС, были старше. С другой стороны, возраст мужчин и женщин во 2-м кластере не отличался, параметры ФС были сопоставимыми, но существенно выше, чем в 1-м. Отсюда следовало, что при одинаковом возрасте у мужчин показатели ФС могли значительно отличаться, то есть ФС у них не должны зависеть от возраста. К другому выводу можно было бы прийти, анализируя данные 2-го кластера, в котором у мужчин и женщин возраст и ФС были подобными, а значит, и ФС могли бы определяться не только принадлежностью к полу, что противоречило бы ранее приведенным данным. И, наконец, прийти к определенному заключению относительно 1-го кластера было затруднительно при имеющихся различиях численного состава, возраста и исходных ФС. Тогда подходящим методом уточнения выявленных различий ФС от возраста и пола мог быть способ моделирования, при котором параметры ФС взвешивались бы от этих переменных одновременно.

С помощью модели General MANOVA/MANCOVA показали, что если бы обследованные имели одинаковый возраст (в среднем 78 лет), то у мужчин все ФС по прогнозу будут выше, чем у женщин. В частности, прогнозируемый ЧИ-индекс для мужчин и женщин в этом возрасте должен составить 25,8 и 23,0 балла соответственно, SET-тест – 30,5 и 26,2 балла, а ИП ФС – 12,8 и 11,4 балла ( $Wilk's \lambda=0,965$ ,  $F(3,289)=3,443$ ,  $p=0,02$ ). Динамика потери ФС должна проходить по «огрубленным» параметрам каждые 9 лет от 60 до 96 лет с утратой не менее 1–2 баллов по каждому тесту. Тогда за 36 лет мужчины должны потерять по ЧИ-индексу 5 баллов (с 28,3 до 23,3), по SET-тесту – 12 баллов (с 36,5 до 24,5), а по ИП ФС – 5 баллов (с 15,3 до 10,3). Такой же должна быть динамика у женщин. Однако в отличие от мужчин в этих возрастных

интервалах у женщин ФС будут всегда ниже и с такой же схожей разницей между ними, как у 78-летних. Итак, получили дополнительные данные, что ФС зависят от пола, возраста и при сходной динамике потери их с возрастом более низкие значения ФС будут иметь женщины. В этой связи становятся вполне понятными гендерные различия ФС в 1-м кластере. И, наоборот, во 2-м кластере их различия нивелируются за счет исходно высоких значений и, соответственно, меньших дисперсий как ФС, так и возраста.

На следующем этапе проанализировали кластерные данные по смертности и временам жизни. В 1-м кластере, несмотря на гендерные различия ФС при небольших отклонениях возраста, частоты смертельных исходов между полами не имели различий. Годовой средний показатель смертности по учтенным смертям за 5-летие и у мужчин, и у женщин был одинаковым – 13,15%. И, наоборот, во 2-м кластере при более высоких исходных, но подобных ФС и одинаковом возрасте мужчин и женщин смертность была равной 5,7% и 5,5% соответственно, что существенно меньше, чем в 1-м кластере, как относительно мужчин, так и женщин ( $p<0,0001$ ). Следовательно, внутрикластерная смертность между полами была одинаковой, межкластерная – разной, а смертность выше при сниженных ФС, чем сохранных. Но такие различия в показателях смертности еще не позволяли судить о рисках или вероятностях смертельных исходов. С целью устранения этого недостатка рассчитали доверительные интервалы (95% ДИ) для относительных рисков (ОР) смерти (рисунок). Из этих данных следует (I – левая половина рисунка), что в целом вероятности смерти по ОР оказались равными у мужчин и женщин в общей группе ( $ОР=0,9$ ; 95% ДИ 0,655–1,1). В кластерах, стратифицированных только по одному принципу – состояния ФС, вероятности смерти по ОР без учета принадлежности обследованных к полу были выше для 1-го кластера ( $ОР=2,35$ ; 95% ДИ 1,75–3,2), что совпадало с представленными ранее данными. ОР смерти мужчин между кластерами не имел различий ( $ОР=1,5$ ; 95%

## ОР смерти и 95% ДИ



I – ОР в общей группе и при межкластерных сравнениях: А – между мужчинами и женщинами в общей группе (0,9; 0,655–1,1), В – между 1-м и 2-м кластерами (2,35; 1,75–3,2); С – между мужчинами 1-го и 2-го кластеров (1,5; 0,3–6,9), D – то же между женщинами (2,4; 1,6–3,5). II – ОР при сопоставлениях частот смертей при резком снижении ФС против близких к норме: а – между мужчинами по ЧИ-тесту (2,6; 0,9–7,7), б – то же у женщин (2,5; 1,6–4,0); с – между мужчинами по SET-тесту (2,1; 1,3–4,1), d – то же у женщин (1,9; 1,4–2,9); е – между мужчинами по ИП ФС (3,0; 1,6–3,8), f – то же у женщин (2,7; 1,7–4,3)

**Зависимости ПЖ по КВ  
от состояния функциональных способностей и болезненности**

| Показатели                                  | Общая группа (n=294) | ПЖ по КВ в медианах, годы |                |                 |                     |                     |                |
|---------------------------------------------|----------------------|---------------------------|----------------|-----------------|---------------------|---------------------|----------------|
|                                             |                      | До 80 лет                 |                |                 | 81 год и старше     |                     |                |
|                                             |                      | В целом (n=175)           | Мужчины (n=64) | Женщины (n=111) | В целом (n=119)     | Мужчины (n=34)      | Женщины (n=85) |
| ЧИ-индекс:<br>0 баллов<br>33 балла          | 83,7<br>90,4         | 75,7<br>89,7              | 74,0<br>85,3   | 78,0<br>89,7    | Нет<br>зависимостей | Нет<br>зависимостей | 88,7<br>91,4   |
| SET-тест:<br>0 баллов<br>40 баллов          | 86,3<br>89,8         | 77,2<br>86,4              | 74,9<br>83,5   | 76,3<br>90,1    | 88,6<br>91,6        | Нет<br>зависимостей | 88,3<br>92,3   |
| ИП ФС:<br>0 баллов<br>20 баллов             | 83,7<br>91,6         | 75,6<br>91,1              | 73,6<br>91,9   | 75,7<br>91,6    | Нет<br>зависимостей | Нет<br>зависимостей | 88,0<br>94,0   |
| Болезненность:<br>0 болезней<br>15 болезней | 94,0<br>77,4         | 92,3<br>74,5              | 91,7<br>73,7   | 92,3<br>74,9    | 95,4<br>84,2        | 96,0<br>83,1        | 95,4<br>85,4   |

ДИ 0,3–6,9) в отличие от аналогичных межкластерных сопоставлений между женщинами (ОР=2,4; 95% ДИ 1,6–3,5). Однако, как видно, ОР, отображенные отрезками В и D, почти совпадают.

Это означает, что ОР смерти при межкластерных сравнениях (отрезок В) определяется за счет увеличения вероятностей их у женщин 1-го кластера (отрезок D), так как значение его у мужчин при таких же сопоставлениях не имеет статистической достоверности (отрезок С). Отсюда можно было бы прийти к неверному заключению, что только у женщин при утрате ФС имеется повышение ОР смерти. Между тем встречаемости сниженных ФС с учетом выраженности их в мужской и женской когортах значительно отличались, что с учетом меньшего представительства мужчин могло повлиять на результаты. В частности, по маргинальным отклонениям ФС частоты расстройств по категориальным признакам между полами были разными. У мужчин и женщин резкое снижение ЧИ-индекса имели 16,3% и 21,4% обследованных, а максимально высокий индекс от регистрируемого – у 28,6% и 21,4% соответственно ( $\chi^2=4,89$ ,  $p=0,03$ ). Резкое снижение SET-теста имели 10,2% мужчин и 31,6% женщин, а максимальный – 57,15% и 42,9% ( $\chi^2=13,93$ ,  $p=0,0002$ ), по ИП ФС при таких же парных сравнениях – 18,4% и 26,6% против 24,5% и 16,8% ( $\chi^2=4,21$ ,  $p=0,04$ ). Итак, исключая промежуточные параметры ФС, частоты встречаемости резкого уменьшения их против близких к максимальным у женщин наблюдали чаще, чем у мужчин. Но, с другой стороны, подсчет смертельных исходов при такой градации расстройств ФС показал, что частоты их достоверно чаще наблюдались при резком снижении ФС, чем при близких к норме, и показатели ОР были схожими и у мужчин, и у женщин (II – правая половина рисунка). Эти данные показывают, что разница в рисках смерти нивелируется при резком снижении ФС и вероятности их по ОР у немощных пациентов не имеют гендерных различий. Как следует из параметров 95% ДИ ОР, такая закономерность наиболее четко определяется по двум из трех апробированных тестов – по SET-тесту (отрезки с и d) и ИП ФС (отрезки е и f). Следовательно, в случаях резкого снижения ФС эти два из трех тестов могут быть использованы в качестве показателей, указывающих на повышенный риск смерти в ближайшие 5 лет.

В ключевой части исследования сравнили времена жизни – ПЖ по КВ и сроки дожития в ГЦ (табл. 1, графы 2 и 3). Времена жизни внутри кластеров между полами не отличались, но при межкластерных сравнениях различались. Из этих данных можно сделать вывод об уменьшении ПЖ по КВ и времен дожития вследствие снижения ФС. Подтверждение тому получили при проверке зависимостей ПЖ по КВ от ФС и показателей болезненности в регрессионной модели Кокса. В общей группе такая зависимость прослеживалась от ФС по всем тестам: ПЖ по КВ была тем меньше, чем большей была утрата ФС. Например, в модели Кокса с зависящей от времени ковариатой (ЧИ-индекса) параметры измерения были следующими:  $\chi^2=12,167$ ,  $df=1$ ,  $p=0,0005$ ;  $\beta=-0,0273\pm0,0076$ ,  $\exp \beta=0,987$ ,  $t=-2,033$ , статистика Вальда=4,133. И, наоборот, ПЖ по КВ от исходной болезненности, зарегистрированной на момент поступления, уменьшалась с увеличением частоты заболеваний:  $\chi^2=25,534$ ,  $df=1$ ,  $p=0,000001$ ;  $\beta=0,1815\pm0,0351$ ,  $\exp \beta=1,1991$ ,  $t=5,173$ , статистика Вальда=26,757.

Между тем следовало иметь в виду обнаруженные ранее различия от возраста и пола. Полагали, что в этой связи ПЖ не будет выражаться в виде непрерывной линейной зависимости от таких переменных, как пол, возраст, ФС и болезненность. Выдвинутую гипотезу проверили нелинейным оцениванием по кусочно-линейной регрессии и установили, что любой набор трех из указанных переменных не менял коэффициента для зависимой ( $R=0,70$ ) и выводил две функции, причем всегда с одним и тем же значением точки разрыва, равным 81,5 года ПЖ. Отсюда следует, что отличия ПЖ по КВ надо ожидать в группах до и после 80 лет, в том числе при раздельном анализе, у мужчин и женщин. Итоговые результаты таких измерений ПЖ по КВ от маргинальных ФС и болезненности в виде медиан выживаемости представлены в таблице 3.

Приведенные в таблице 3 результаты показывают, что ПЖ определяется состоянием ФС. Так, до 80 лет разница выживаемости может колебаться при крайних значениях ФС у мужчин от 8,6 до 18,3 года, а у женщин – от 11,7 до 15,9. Иной оказалась ситуация в группе очень старых (81 год и старше), зависимости ПЖ по КВ от ФС продолжали сохраняться у женщин, но не определялись у мужчин, хотя сроки выживаемости между ними были одинаковыми (медианы 90,4 и 90,2

года соответственно). Аналогичная оценка ПЖ по КВ от болезненности обнаружила сохранение зависимостей, указывающих на значительное сокращение сроков жизни по мере накопления болезней и у мужчин, и у женщин в обеих возрастных категориях. В частности, ПЖ по КВ показала разницу выживаемости 10–18 лет между условно здоровыми и имеющими максимальный уровень болезненности (15 заболеваний одновременно). Таким образом, зависимость ПЖ по КВ от болезненности была более определенной, чем при снижении ФС, имеющей, в частности, отличия между старыми и очень старыми мужчинами. Кстати, схожими были зависимости в анализе времен дожития в ГЦ.

Коротко итоговые результаты исследования можно свести к следующим положениям. В среде особой когорты старых и очень старых людей, проживающих постоянно в ГЦ, только 15,3% подопечных функционально активны и независимы. Приблизительно такое же количество – 13,6% – со значительным снижением физических способностей и слабоумием полностью зависимы от окружающих и не могут обходиться без посторонней помощи. В целом выраженное снижение физических способностей имеет не менее половины, а у четверти проживающих отмечается резкое снижение памяти с симптомами деменции. С другой стороны, важной составляющей, определяющей различия в утрате ФС, является отношение к полу. В частности, по сравнению с мужчинами снижение ФС у женщин происходит с небольшим опережением. Особенно четко такие различия выявляются при тестировании памяти. Например, резкая потеря памяти у женщин наступает не только раньше, но и встречается в 3 раза чаще, чем у мужчин. По нашим данным, именно снижение памяти может быть предиктором старения, так как с достаточной определенностью прослеживается снижение ее с возрастом. Возрастная динамика снижения физических способностей начиная с 60 лет происходит более медленно, с потерей 1–2 функций за десятилетие. Такие гендерные различия ФС не были связаны с болезненностью тем более что ее показатели при поступлении в ГЦ оказались полностью сопоставимыми. Кроме того, связь между исходной болезненностью с возрастом не прослеживалась. Между тем продолжительность жизни напрямую зависела от ФС и болезненности: чем большей была потеря ФС и болезненность, тем меньшими определялись времена жизни. Следовательно, основываясь на этих данных, можно предположить, что ФС и болезненность являются независимыми факторами для времен жизни. Подтверждением тому является увеличение ОР смерти в 2–3 раза и показателей смертности в 2,3 раза среди обследованных со сниженными ФС. Более того, на этих же данных в работе, выполненной ранее, было показано, что показатели смертности были выше среди часто госпитализировавшихся в отличие от не нуждавшихся в больничной помощи. Конечно, необходимо было обсудить также некоторые особенности по отклонениям от общих тенденций среди особо старых мужчин. Однако обсуждение этой проблемы отложено нами для будущих публикаций. В заключение нужно заметить, что представленные данные в полной мере нельзя перенести на популяцию пожилых и старых людей в целом, так как наблюдавшаяся когорта специфична, имеет ряд особенностей, в том числе, возможно, по роду особых эндогенных биологических компонент, позволивших многим из числа наших подопечных пережить критический период сверхсмертности.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Белозерова Л. М. Онтогенетический метод определения биологического возраста человека / Л. М. Белозерова // Усп. геронтологии. 1999. № 3. С. 143–149.
2. Бурльер Ф. Определение биологического возраста человека. ВОЗ Женева. 1971. 71 с.
3. Здоровье и благополучие пожилых. Подходы к многоаспектной оценке: пер. с англ. / под ред. Г. Филленбаум Герда. ВОЗ, Женева, М.: Медицина, 1987. 79 с.
4. Основы геронтологии: пер. с франц. / под. ред. Л. Бине и Ф. Бурльера. М.: Медгиз. 1960. 458 с.
5. Пушкова Э. С. О способности к самообслуживанию лиц пожилого возраста / Э. С. Пушкова, М. А. Едакова // Клиническая геронтология. 1996. № 3. С. 64–66.
6. Реброва О. Ю. Статистический анализ медицинских данных. Применение пакета прикладных программ STATISTICA / О. Ю. Реброва. М.: Медиа Сфера. 2002. 312 с.
7. Burstrom B. Self-rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes / B. Burstrom, P. Fredlund // J. Epidemiol. Community Health. 2001. Vol. 55. P. 836–840.
8. Cox D. R. Regression models and life tables / D. R. Cox // Journal of Royal Statistical Society. 1972. Vol. 34. P. 187–220.
9. Havighurst R. J. Health problems in aging / R. J. Havighurst. N. Y., 1981.
10. Idler E. L. Self-reported health and mortality: a review of twenty-seven community studies / E. L. Idler, Y. Benyamini // J. Health Soc. Behaviour. 1997. Vol. 38. P. 21–37.
11. Kaplan G. A. Perceived health and mortality: a nine-year follow-up of the human population laboratory cohort / G. A. Kaplan, T. Camacho // Am. J. Epidemiol. 1983. Vol. 117. P. 293–304.
12. Kawada T. Self-rated health and life prognosis / T. Kawada // Arch. Med. Res. 2003. Vol. 34 (4). P. 343–347.
13. Kunst A. E. International variations in socioeconomic inequalities in self reported health / A. E. Kunst, J. J. M. Geurts, van den J. Berg // J. Epidemiol. Community Health. 1995. Vol. 49. P. 117–123.
14. Moller L. Self rated health as a predictor of coronary heart disease in Copenhagen, Denmark / L. Moller, T. S. Kristensen, H. Hollnagel // J. Epidemiol. Community Health. 1996. Vol. 50. P. 423–428.
15. Mossey J. M. Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly / J. M. Mossey, E. Shapiro // Am. J. Public Health. 1982. Vol. 82. P. 800–808.
16. Murray C. J. L., Chen L. Understanding morbidity change. In: Chen L., Kleinman A. Ware N.C., eds. Health and social change in international perspective / C. J. L. Murray, L. Chen. Boston, Harvard University Press, 1994. P. 87–114.
17. Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population / S. Miiunpalo [et al.] // J. Clin. Epidemiology. 1997. Vol. 50. P. 517–528.
18. Self-rated health. A useful concept in research, prevention and clinical medicine / J. B. Bjorner, T. S. Kristensen, K. Orth-Gomer et al. Stockholm: Swedish Council for Planning and Coordination of Research, 1996.
19. Self-reported health and mortality in a Lithuanian and a Dutch population / A. Appels [et al.] // Soc. Sci. Med. 1996. Vol. 42. P. 681–689.
20. Self-reported health and mortality in a multiethnic US cohort / D. L. McGee [et al.] // Am. J. Epidemiol. 1999. Vol. 149. P. 41–46.
21. Sundquist J. Self reported poor health and low educational level predictors for mortality: a population based follow up study of 39156 people in Sweden / J. Sundquist, S. E. Johansson // J. Epidemiol. Community Health. 1997. Vol. 51. P. 35–40.

Yu. S. KOKAREV,

O. V. BABICHEVA, L. V. KRIVTSOVA

### FUNCTIONAL ABILITIES, SUSCEPTIBILITY TO DISEASES AND A LIFE-SPAN OF AGED PEOPLE IN THE GERONTOLOGY CENTRE (5 years prospective follow up results)

*5 years prospective follow up of 294 living aged people in the gerontology centre the decreasing of functional abilities, their susceptibility to diseases and the life span parameters were determined. It is established that the loss of functional abilities and susceptibility to diseases are independent markers of the life span and the rest time of their life. The more loss of functional abilities and expressed diseased state the less becomes lower the life-span.*

*Considerations about different functional abilities regarding aged-sexual indexes are presented.*