



<sup>1</sup> Московский  
государственный  
медико-  
стоматологический  
университет  
им. А.И. Евдокимова

<sup>2</sup> Городская  
клиническая  
онкологическая  
больница № 1,  
Москва

<sup>3</sup> Кубанский  
государственный  
университет,  
Краснодар

# Исследование качества жизни больных раком предстательной железы с помощью опросника EORTC QLQ-PR25 на основе классической и современной теорий тестирования

С.А. Муслов<sup>1</sup>, Е.А. Лапшихина<sup>2</sup>, А.А. Маслак<sup>3</sup>, А.А. Корнеев<sup>1</sup>, Н.В. Зайцева<sup>1</sup>, С.С. Перцов<sup>1</sup>

Адрес для переписки: Сергей Александрович Муслов, muslov@mail.ru

Для цитирования: Муслов С.А., Лапшихина Е.А., Маслак А.А. и др. Исследование качества жизни больных раком предстательной железы с помощью опросника EORTC QLQ-PR25 на основе классической и современной теорий тестирования. Эффективная фармакотерапия. 2022; 18 (27): 6–24.

DOI 10.33978/2307-3586-2022-18-27-6-24

*Поиск новых подходов к исследованию качества жизни (КЖ) больных со злокачественными опухолями мочевыделительной системы играет важную роль как в клинических исследованиях, так и в повседневной практике онкоурологических отделений. В данной работе на основании опросника КЖ Европейской организации по исследованию и лечению рака EORTC QLQ-PR25 детально рассмотрено КЖ пациентов на первичном приеме. В качестве объектов выступили пациенты с гистологически подтвержденным раком простаты (n = 100), которые находились под наблюдением в КДО ГКБ № 40 ДЗ г. Москвы с октября 2020 г. по декабрь 2021 г. Анализ производили с помощью классической теории тестирования (КТТ) и теории латентных переменных, в основе которой лежит метрическая модель Г. Раша. Применяли диалоговую систему измерения латентных переменных (ИЛП) – русскоязычный аналог программного обеспечения RUMM и Winsteps. Коэффициент альфа Кронбаха данных составил 0,81, совместимость заданий опросника – 0,31, успешность шкалирования (scaling success) – 100%, интегральный уровень КЖ больных – 79,46 (КТТ) и 76,24% (ИЛП). Получена описательная статистика результатов испытаний, выполнено исследование индикаторов (оценок, стандартного отклонения SD, статистики хи-квадрат, P (хи-квадрат), характеристических кривых, кривых распределения категорий и их порогов), а также объектов (баллов, оценок, стандартной ошибки среднего SEM), местоположения индикаторов и объектов, соответствия экспериментальных данных теоретической модели. Вычислены матрицы ответов в представлении «оценки» и «вероятности». Сопоставлены исходные балльные оценки КЖ пациентов, полученные классическим аддитивным методом суммирования баллов по пунктам опросника (пациентам), и показатели, рассчитанные на основании теории латентных переменных. Коэффициент корреляции Пирсона – 0,93 и -0,97 соответственно. Предложена интерпретация латентных переменных с позиций концепции силового поля К. Левина.*

**Ключевые слова:** предстательная железа, рак, качество жизни, EORTC QLQ-PR25, латентные переменные, модель Раша

## Введение

Понятие качества жизни (КЖ), появившееся в научной литературе в XX веке, представляет собой сводную характеристику физического, психологического, эмоционального и социального функционирования большого человека, основанную на его субъективном восприятии [1]. Несмотря на то что стандартных норм и критериев исследования КЖ не существует, общепринятыми и основными инструментами для изуче-

ния КЖ служат опросники, составленные с помощью психометрических методов.

Понятие «качество жизни» в полной мере применимо и к онкоурологии. Рак предстательной железы (РПЖ) – один из наиболее распространенных видов рака у мужчин. Его исследованию и методам лечения посвящено большое число работ [2, 3]. Рак простаты имеет относительно хороший прогноз среди других видов рака. Продолжительность жизни 90% пациентов, у которых



он был диагностирован на первой или второй стадии, составляет 15 лет и более, а пятилетняя выживаемость может достигать 70% [4]. Длительная выживаемость означает, что КЖ является важным показателем успеха лечения выживших. С учетом того что рак простаты в большинстве случаев прогрессирует медленно, сегодня все большее значение в выборе тактики лечения рака простаты имеет мнение пациента [5]. По мнению авторов [6], вопросы определения КЖ у онкологических больных с РПЖ имеют немаловажное значение при выборе метода лечения. При этом поиск новых подходов к исследованию КЖ больных со злокачественными опухолями мочевыделительной системы играет важную роль как в клинических исследованиях, так и в повседневной практике онкоурологических отделений.

Тестология как наука о создании научно обоснованных измерительных методик рассматривает две теории: классическую и современную. В отечественной медицинской литературе для анализа КЖ применяется в основном классическая теория тестирования (КТТ), в зарубежной же преобладает современная теория тестирования Item Response Theory (IRT), представляющая собой часть более общей теории латентных переменных. Многие переменные являются латентными, то есть скрытыми, непосредственно не измеряемыми. Такие переменные задаются через набор индикаторов, представляющих собой пункты опросника или задания теста, которые можно непосредственно оценить [7]. Используемые в теории латентных переменных модели носят вероятностный характер и предполагают, что существует одномерный континуум, на котором имеет место стохастическое распределение латентных переменных с определенной плотностью. Мировой опыт измерения латентных переменных рекомендует использование модели Раша (Rasch model) [8], в которой «вероятность успеха» описывается логистической функцией и которая сейчас проходит период становления в России. В настоящей работе параметры КЖ пациентов интерпретированы и с помощью классической теории, и с помощью теории латентных переменных.

## Материал и методы

В онкологической практике часто применяется общий опросник КЖ Европейской организации по исследованию и лечению рака (European Organization for Research and Treatment of Cancer Quality of Life Questionnaire) EORTC QLQ-C30. Он содержит 30 вопросов и является наиболее популярным инструментом, используемым в рандомизированных контролируемых исследованиях КЖ пациентов с раком. При этом для оценки проблем КЖ пациентов с раком простаты EORTC разработан дополнительный модуль EORTC QLQ-PR25. Специальный модуль QLQ-PR25 оценивает симптомы мочеиспускания, кишечные симптомы, симптомы, связанные с гормональным лечением, сексуальную активность и сексуальное функционирование. Результаты международной проверки модуля были опубликованы в 2008 г. в работе [9], а пилотные валидационные ис-

следования EORTC QLQ-C30 и QLQ-PR25 в Испании, опубликованные в 2008 г. в работе [10] и в 2009 г. в работе [11], показали, что эти инструменты имеют удовлетворительные психометрические свойства, надежность и валидность. В исследовании [11] опрашивали больных со статусом по шкале Карновского (Karnofsky scale) 91,8–96,1. В исследовании [12] было установлено, что тайваньско-китайская версия EORTC QLQ-PR25 вполне уместна для оценки состояния пациентов с раком простаты. Однако структура шкал этого модуля и дифференциальная способность шкалы кишечных симптомов оставляли желать лучшего. Валидность шкал для различных клинических состояний была приемлемой, но менее удовлетворительной, чем у EORTC QLQ-C30. По мнению авторов, некоторые вопросы модуля, возможно, требуют изменения, чтобы точнее отразить проблемы пациентов.

Согласно руководству [13], модуль EORTC QLQ-PR25 состоит из 25 вопросов (табл. 1), охватывающих шесть шкал: PR URI (симптомы мочевой системы, восемь пунктов); PR AID (помощь при недержании мочи, один пункт); PR BOW (кишечные симптомы, четыре пункта); PR HTR (симптомы, связанные с гормональной системой, четыре пункта). Семь пунктов – это условные вопросы, обусловленные потребностью в помощи при недержании мочи (Q38, PR8) и статусом сексуальной функции (Q50–55, PR20–25). Мы посчитали логичным и допустимым сгруппировать шкалы PR URI и PR AID, а также PR SAC и PR SFU в две обобщенные шкалы и в итоге рассматривать четыре укрупненные симптоматические шкалы: 1 – симптомы мочевыделительной системы; 2 – симптомы патологии кишечника; 3 – гормональные симптомы, связанные с заболеванием; 4 – способность к репродукции (сексуальная активность и сексуальная функция).

Анкета заполнялась последовательно с первого по 25-й вопрос (пункт), на каждый вопрос (пункт) опросника мог быть дан только один ответ. Возможные градации ответов на вопросы анкеты – от 1 до 4 («Совсем нет», «Немного», «Довольно часто», «Очень часто»).

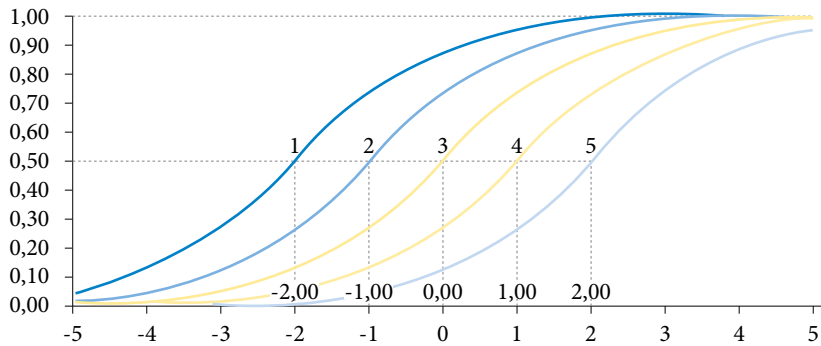
Таблица 1. Структура опросника EORTC QLQ-PR25

Название шкалы	Количество и номера пунктов	Примечание
Симптомы мочевой системы, «1»	8 (1–7 и 9)	–
Помощь при недержании мочи, «1»	1 (8)	Условный вопрос (для пациентов, использующих помощь при недержании мочи)
Кишечные симптомы, «1»	4 (10–13)	–
Гормональные симптомы, «1»	6 (14–19)	–
Сексуальная активность, «2»	2 (20, 21)	–
Сексуальная функция, «1», «2»	4 (22–25)	Условная шкала (для пациентов, живущих половой жизнью)

Примечание. «1» – больший балл соответствует худшему состоянию здоровья; «2» – больший балл соответствует лучшему состоянию здоровья.



Таким образом, градации ответов представляли собой частоты встречаемости определенного специфического симптома, фигурирующего в пункте опросника. За исключением трех вопросов (PR20–22) больший балл соответствовал худшему состоянию здоровья. При подсчете общей суммы баллов полученные при опросе первичные («сырые») баллы RS (Raw Scores) за ответы по пунктам PR20–22 перекодировали в приведенные по алгоритму 5-RS, то есть модифицировали ключи к тесту – связь ответов с присваиваемыми баллами. По каждому пункту вычисляли среднее по всем пациентам значение исходного («сырого») балла. Далее для каждой из укрупненных шкал (i = 1, 2, 3, 4) баллы снова усредняли уже по пунктам до  $RS_i$  и линейно нормировали по формуле  $S_i = 100 \times (RS_i - \text{Мин}) / R$ , где



© Лаборатория объективных измерений, 1999–2015

Рис. 1. Стартовое окно диалоговой системы ИЛП

Таблица 2. Возраст и характеристики ПСА больных

Показатель	Диапазон	Среднее	Медиана	SD	CV
Возраст, лет	49–84	66	67	7,42	0,11
Все больные, нг/мл (n = 100)	1,1–707	32,04	10,00	90,29	2,82
Больные с ПСА менее 35 нг/мл (n = 81)	1,1–26	11,43	8,95	7,52	0,66
f/t, %	4,4–29	13,21	11,87	5,72	0,43
Сумма баллов по Глисону	6–10	6,90	7,00	1,01	0,15

Примечание. f/t – free/total (соотношение свободного и общего ПСА); SD – стандартное отклонение; CV – коэффициент вариации.

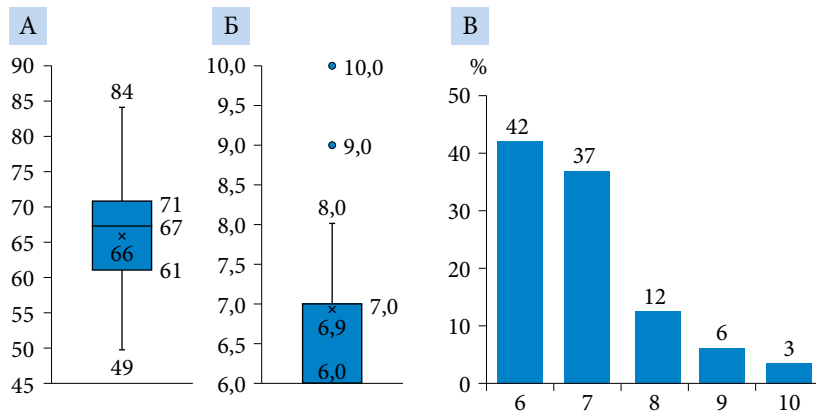


Рис. 2. Возраст больных, лет (А); сумма баллов по Глисону (Б, В)

$R = \text{Макс} - \text{Мин} = 4 - 1 = 3$  – диапазон (Range) изменения баллов, что в итоге позволило вычислить интегральный индекс качества жизни (ИКЖ):

$$\text{QoL (ИКЖ)} = 100 - \text{Среднее } (S_i), \%, (1)$$

В результате для функциональных симптоматических шкал наилучшее состояние здоровья пациента соответствовало 0, наихудшее – 100%. Для шкалы общего статуса здоровья, наоборот, наилучшее состояние пациента соответствовало 100%, наихудшее – 0%.

При обработке матрицы данных (100 × 25) применяли диалоговую систему ИЛП, альтернативную зарубежным аналогам RUMM (Австралия) и Winsteps (США) (рис. 1). Как известно, данная система позволяет обрабатывать матрицы данных как дихотомического (две категории), так и полиномического типа (число категорий более двух). Использовали вид анализа Partial Credit Model [14]. Для расчета коэффициента альфа Кронбаха шкал опросника и проверки гипотезы о нормальности распределения латентных переменных с помощью критерия Колмогорова – Смирнова применяли пакет программ IBM SPSS 26. Для расчетов использовали также редактор электронных таблиц Excel 2016 и систему компьютерной алгебры Mathcad 15.0. Пациенты с гистологически подтвержденным раком простаты (n = 100), которые находились под наблюдением в КДО ГКБ № 40 ДЗ г. Москвы с октября 2020 г. по декабрь 2021 г. и могли ответить на вопросы в анкетах и подписали формы информированного согласия, были приглашены принять участие в исследовании.

Основными жалобами пациентов были учащенное, ночью до трех – пяти раз, мочеиспускание, вялая струя и недержание мочи, иногда наличие цистостомического дренажа. Часть из них отмечали проблемы в половой сфере. Всем пациентам выполняли биопсию простаты, у большинства верифицирована ацинарная аденокарцинома простаты, выявлены фокусы PIN высокой степени и ASAP, доброкачественная гиперплазия предстательной железы, в дальнейшем этим пациентам была рекомендована повторная биопсия простаты. Возраст больных раком (табл. 2, рис. 2 А) варьировал от 49 до 84 лет (среднее значение – 66 лет, медиана – 67 лет, 1-й квартиль – 61, 3-й – 71 год, стандартное отклонение SD – 7,42, коэффициент вариации CV – 0,11). Таким образом, на первом месте в возрастной структуре заболевания были мужчины нетрудоспособного возраста.

Сумма баллов по Глисону больных (диапазон – 6–10, среднее значение – 6,90, медиана – 7,00, мода – 6, стандартное отклонение SD – 1,01, коэффициент вариации CV – 0,15) приведена в табл. 2 и на рис. 2 Б, В. Частота агрессивного рака по показателю Глисона ( $\geq 8$ ) в наших наблюдениях составила 20,51%, что меньше, чем в психометрическом исследовании QLQ-PR25 [15] при опросе 633 больных РПЖ урологического отделения больницы Китайского медицинского университета (Тайвань) – 38,3%.

Большинство пациентов наблюдались урологом под контролем простатического специфического антигена (ПСА). Данные ПСА представлены в табл. 2 и на рис. 3.



Уровень общего ПСА изменялся в весьма широких пределах (от 1,1 до 707 нг/мл), поэтому мы выполнили статистический анализ отдельно для всех пациентов и для пациентов, у которых ПСА менее 35 нг/мл (рис. 3 А). Во втором случае данные с ПСА > 35 нг/мл из корреляционного анализа исключали как попавшие под критерий точек выбросов. Среднее значение уровня ПСА больных составило  $32,04 \pm 90,29$  нг/мл ( $M \pm SD$ ), что несколько отличается от данных [15] ( $46,3 \pm 126,9$  нг/мл до лечения,  $n = 135$ ;  $10,9 \pm 33,5$  нг/мл через месяц после лечения,  $n = 117$ ;  $2,8 \pm 16,6$  нг/мл через три месяца после лечения,  $n = 381$ ). Авторы применяли хирургическое вмешательство, лучевую и гормональную терапию, химиотерапию.

Кроме того, анализировали соотношение общего и свободного ПСА –  $f/t$  (рис. 3 Б), важное для диагностики РПЖ (потерянные данные – 72%). Величина  $f/t$  изменялась от 4 до 29% со стандартным отклонением  $SD$  6% и коэффициентом вариации  $CV$  0,43. Среднее значение составило 13,21%, медиана – 11,87%.

Данные по стадиям рака пациентов были неполными, поэтому сравнение с результатами соответствующего анализа в работе [15] (I – 0,8; II – 67,2; III – 16,0; IV – 16,0%) не производилось.

Анализировали взаимные корреляционные связи между признаками: возраст, уровень концентрации в крови ПСА, отношение  $f/t$ , показатели по шкале Глисона больных. Установлена статистически значимая ( $p < 0,05$ ) корреляционная связь средней силы ( $r = 0,53$ ) между показателями ПСА и степенью злокачественности опухоли по Глисону. Между остальными переменными, включенными в исследование, парная корреляция была слабая или отсутствовала, что свидетельствует о том, что сопряженность рассмотренных признаков имеет сложный характер и требует дальнейших исследований.

Оценка опухоли по шкале Глисона – один из самых надежных инструментов, позволяющих врачу спрогнозировать, как поведет себя опухоль в ответ на лечение, насколько высок риск метастазирования или рецидива после хирургического удаления простаты [16]. С другой стороны, повышенный уровень ПСА диагностически ценен при наблюдении в динамике (однократное измерение малоинформативно). Тем не менее в данном исследовании опрос пациентов проводили на первичном приеме. Динамическую оценку ПСА и КЖ пациентов в различных точках процесса лечения больных не проводили.

## Результаты и обсуждение

### Классическая теория тестирования

**Описательная статистика.** Статистический анализ включал данные описательной статистики и оценку статистической значимости различий. “Box and whiskers” среднего исходного («сырого») балла больных при опросе представлен на рис. 4 А. При теоретическом минимальном значении 0 и максимальном 4 наименьшее значение среднего балла по пунктам составило 1,05, наибольшее – 2,78, среднее значение – 1,65, медиана – 1,51, стандартное отклонение – 0,54, коэффициент вариации – 0,33.

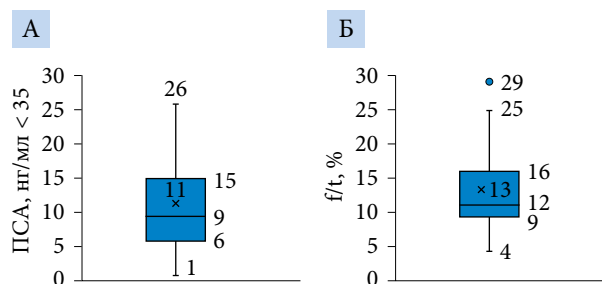


Рис. 3. ПСА больных меньше 35 нг/мл (А); соотношение  $f/t$  свободного и общего ПСА (Б)

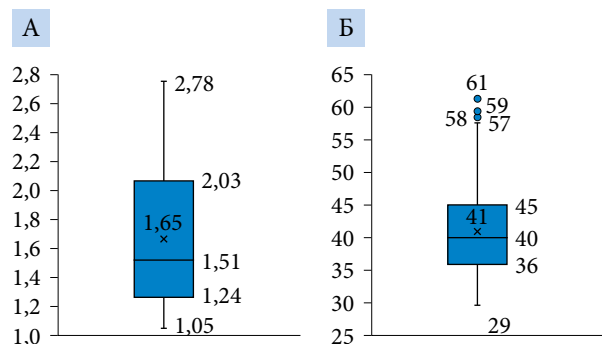


Рис. 4. Средний исходный («сырой») балл больных при опросе (А); сумма приведенных баллов согласно классической теории тестирования (Б)

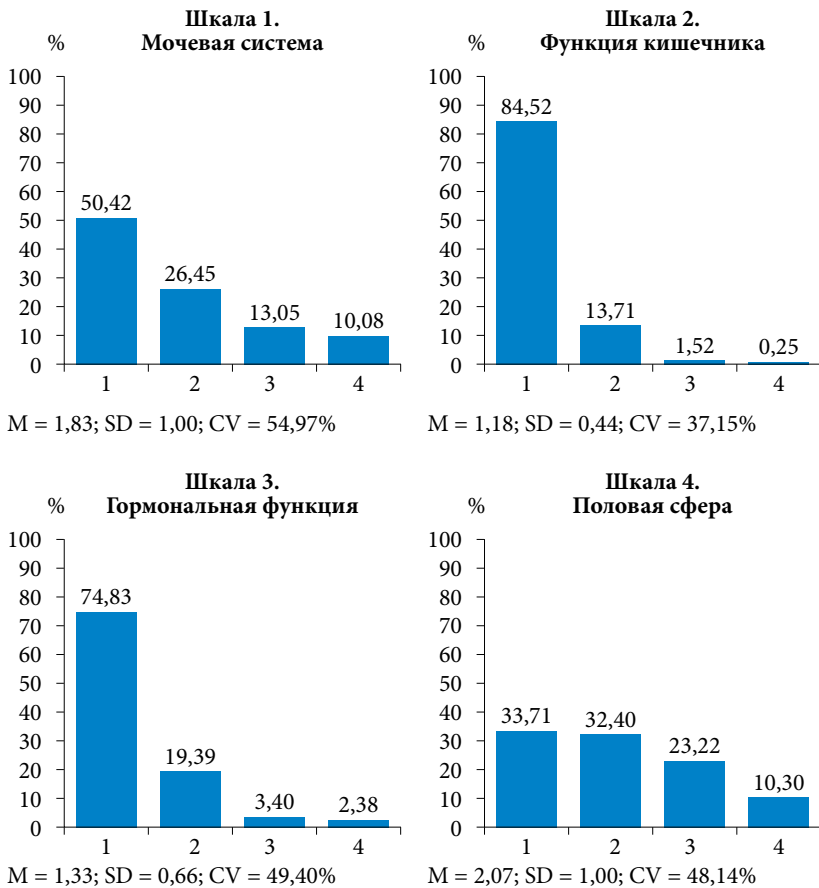
Таблица 3. Структура вариантов ответов респондентов

Балл	n	%
1	1387	58,85
2	578	24,52
3	246	10,44
4	146	6,19
Всего	2357	100,00

Эти же данные по шкалам составили: шкала 1 – симптомы мочевыделительной системы (среднее значение – 1,82, медиана – 1,72, стандартное отклонение  $SD$  – 0,62, коэффициент вариации  $CV$  – 0,33), шкала 2 – симптомы патологии кишечника (среднее значение – 1,17, медиана – 1,12, стандартное отклонение  $SD$  – 0,15, коэффициент вариации  $CV$  – 0,13), шкала 3 – гормональные симптомы, связанные с заболеванием (среднее значение – 1,33, медиана – 1,26, стандартное отклонение  $SD$  – 0,21, коэффициент вариации  $CV$  – 0,15), шкала 4 – способность к репродукции (сексуальная активность и сексуальная функция) (среднее значение – 2,01, медиана – 2,03, стандартное отклонение  $SD$  – 0,54, коэффициент вариации  $CV$  – 0,33).

Наименьшее значение суммы приведенных баллов при теоретически минимальном значении 0 и максимальном 100 составило 29, а наибольшее – 61 при среднем значении 40,6 и медиане 40 (рис. 4 Б).

Представляет интерес структура ответов респондентов (табл. 3).



Примечание. Для шкалы 4 при подсчете M, SD и CV ответы по пунктам PR20–22 перекодировались в приведенные по алгоритму 5-RS (Raw Scores, «сырые» баллы).

Рис. 5. Структура балльных показателей ответов респондентов по шкалам

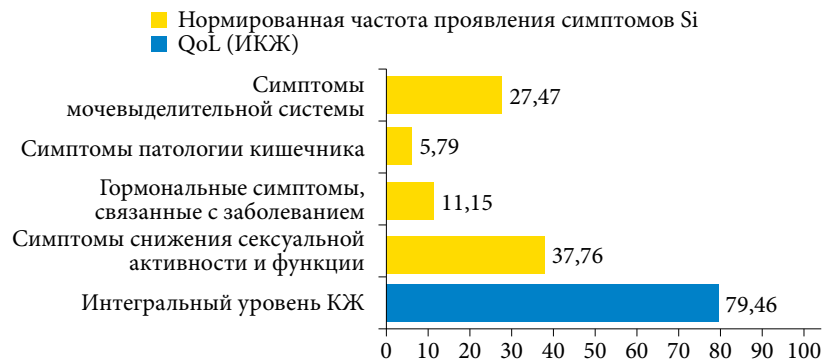


Рис. 6. Частота симптомов и КЖ, 0–100%

«Совсем нет» чаще всего (в 90% случаев) респонденты ответили на вопросы PR12 «Наблюдали ли Вы кровь в стуле?» и PR15 «Испытывали ли Вы боль в груди и сосках, было ли их увеличение?» (PR15). «Очень часто» чаще всего (40%) отвечали на вопрос PR4 «Не высыпаетесь ли Вы ночью из-за необходимости часто вставать в туалет?». «Совсем нет» реже всего (3%) респонденты дали ответ на вопрос PR1 «Как часто Вы мочились в течение дня?». «Очень часто» реже всего (0%) пациенты отвечали на вопросы PR10–12 и PR15.

Структура вариантов ответов респондентов по отдельным функциональным шкалам (симптоматическим субшкалам) приведена на рис. 5 (по оси абсцисс – варианты ответов).

Со структурой балльных показателей тесно связана такая характеристика, как распространенность симптомов (prevalence). Наше исследование показало, что у больных РПЖ наиболее распространены симптомы мочевогоделительной системы – 49,58%, реже встречаются симптомы снижения сексуальной активности и функции – 31,39%, еще реже (25,17%) – гормональные симптомы, связанные с заболеванием, и очень редко (15,48%) – симптомы патологии кишечника, что вполне объяснимо для больных раком предстательной железы. Средняя распространенность всей рассмотренной симптоматики составила 33,69%. Наиболее распространенным и часто встречающимся (96,91%) оказался симптом, связанный с ответами на вопрос PR1 «Как часто Вы мочились в течение дня?», а наиболее редким (5,15%) – обусловленный недержанием стула PR11 (шкала «Симптомы патологии кишечника»). Интегральный уровень КЖ пациентов составил 79,46% (рис. 6), что несколько выше, чем в исследовании В.И. Широкограда и соавт., обследовавших 236 больных РПЖ при помощи опросника EORTC QLQ-C30 (56%, диапазон 40–80%) [17], и практически не отличается от данных [18]. Таким образом, выявлен весьма высокий уровень жизни больных, который соответствует известным данным о том, что, хотя рак простаты и занимает четвертое место по распространенности, он не входит в список онкологических заболеваний с наиболее низким КЖ и высоким риском смертности (особенно на ранних стадиях заболевания) [4].

Не на все вопросы анкеты были даны ответы. Потерянные данные (missing data) по шкалам составили 6,33; 1,50; 2,00 и 11,33%. Общий процент недостающих данных составил 5,72 (143 ячейки из 2500 матрицы данных). Наиболее трудными (вопросы, на которые больные не смогли ответить) были вопросы дотема «Снижение сексуальной активности и функции» (PR20–25), почти у всех респондентов не возникло проблем при ответе на вопросы сферы «Патология кишечника» (PR10–13). Однако нужно отметить, что на вопросы PR22–25 «В какой степени секс был приятен Вам?», «Были ли у Вас трудности с достижением и поддержанием эрекции?», «Были ли у Вас проблемы с семяизвержением (например, сухое семяизвержение)?», «Чувствовали ли Вы себя некомфортно во время сексуальной близости?» отвечали только больные, которые были сексуально активны в течение последних четырех недель. Также заметим, что самым трудным вопросом опросника оказался вопрос шкалы 1 (симптомы мочевогоделительной системы) «Недержание мочи является для Вас проблемой?» – на него не ответили 28% больных.

В качестве психометрических свойств опросника EORTC QLQ-PR25 изучали самосогласованность (альфа Кронбаха), успешность шкалирования и совместимость заданий.



Согласованность данных, полученных при тестировании больных (среди них были люди пожилого и старческого возраста – 76%), проверяли с помощью расчета величины альфа Кронбаха. Диапазон изменения коэффициента – от 0 до 1. Как известно, это один из эффективных критериев однородности состава заданий, качества и валидности теста. По сути, он оценивает разброс ответов на каждый вопрос с общим разбросом ответов всей шкалы или теста и может быть произведен по формуле

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left( 1 - \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}{\sigma^2} \right), \quad (2)$$

где  $\alpha$  – коэффициент Кронбаха;  $k$  – количество пунктов (заданий) теста (25);  $\sigma_i^2$  – дисперсия по  $i$ -му пункту теста;  $\sigma^2$  – дисперсия суммарных баллов по всему тесту.

Возможные значения коэффициента альфа Кронбаха и общепринятая интерпретация приведены в табл. 4 [19]. Расчет проводили с помощью приложений статистического пакета IBM SPSS Statistics 26 (StatSoft Inc, США) и редактора таблиц Microsoft Excel 2016 (Microsoft, США).

Результаты расчета альфа Кронбаха в среде Excel 2016 – 0,861; SPSS 26 – 0,766. Средняя внутренняя согласованность ответов на пункты опросника EORTC QLQ-PR25 ( $n = 100$ ) составила 0,814, что, согласно табл. 4, соответствует хорошей.

По шкалам в отдельности (табл. 5) согласованность данных (SPSS) составила: симптомы мочевого пузыря (PR1–9) – 0,749; симптомы патологии кишечника (PR10–13) – 0,423; гормональные симптомы, связанные с заболеванием (PR14–19), – 0,513; способность к репродукции (сексуальная активность и сексуальная функция, PR20–25) – 0,704, что несколько неожиданно, но коррелирует с данными [12], полученными в отделении урологии Национальной больницы Тайваньского университета на основании тайваньско-китайской версии EORTC QLQ-C30 (версия 3.0) и EORTC QLQ-PR25 при обследовании 81 больного раком простаты I–IV стадий, – 0,80; 0,41; 0,45; 0,64 соответственно.

*Корреляция между пунктами шкал.* Также на основании матрицы корреляции изучали диапазон корреляции между пунктами опросника (пунктами внутри одной шкалы и пунктами внутри разных шкал) (табл. 5). Наименьший показатель связи между вопросами одной шкалы (0,0005) зарегистрирован между пунктами PR4

«Не высыпаетесь ли Вы ночью из-за необходимости часто вставать в туалет?» и PR9 «Ваша повседневная (ежедневная) активность ограничивается урологическими проблемами?», наибольший (0,67) – между PR8 «Ответьте на этот вопрос, только если у Вас есть недержание: недержание мочи является для Вас проблемой?» и PR9. Самая слабая корреляционная связь между пунктами различных шкал (0,002) была у ответов на вопросы PR9 и PR20 «Насколько Вы заинтересованы в сексе?» (шкалы 1 и 4), самая сильная (0,48) – у ответов на вопросы PR13 «Было ли у Вас вздутие живота?» и PR19 «Чувствовали ли Вы себя менее мужественным в результате ваших недугов или лечения?» (шкалы 2 и 3).

*Успешность шкалирования.* Мы не встречали в отечественной литературе перевода на русский язык термина “scaling success”. Дословный перевод означает успешность шкалирования. В [20] предлагается определять его как конвергентную валидность. Аналогичную интерпретацию дают авторы [21]. Смысл фактора состоит в том, насколько сила связей между элементами определенных симптоматических шкал больше, чем сила связи этих элементов с компонентами других шкал, нацеленных на измерение другой симптоматики. Характеризует не только связи проверяемого теста с близкородственными показателями, но и те, где значимых связей наблюдаться не должно. Установлена успешность шкалирования, равная 100%, для всех четырех доменов EORTC QLQ-PR25 (табл. 5), что существенно выше, чем в исследовании [12] (15/27, 1/12, 4/18 и 6/6 соответственно). То есть взаимная корреляция между любым пунктом любой шкалы опросника и суммой пунктов этой шкалы выше, чем сила корреляции между этим пунктом и суммой пунктов любой другой шкалы (всего было исследовано  $25 \times 4 = 100$  корреляционных связей). Таким образом, данный психометрический инструмент является менее чувствительным, чем мониторинг силы корреляции

Таблица 4. Интерпретация показателя альфа Кронбаха

Границы альфа Кронбаха	Согласованность
От 0,9 до 1	Очень хорошая
От 0,8 до 0,9	Хорошая
От 0,7 до 0,8	Достаточная
От 0,6 до 0,7	Сомнительная
От 0,5 до 0,6	Плохая
От 0 до 0,5	Недостаточная

Таблица 5. Альфа Кронбаха, корреляционные связи и success scaling шкал опросника

Симптомы	Альфа Кронбаха	Корреляция внутри шкал	Корреляция между шкалами	Scaling success	Scalingsuccess rate, %
Шкала 1. Симптомы мочевого пузыря, PR1–9	0,75	0,0005–0,67	0,002–0,47	27/27	100
Шкала 2. Функция кишечника, PR10–13	0,42	0,04–0,43	0,004–0,48	12/12	100
Шкала 3. Гормональные симптомы, PR14–19	0,51	0,004–0,40	0,003–0,48	18/18	100
Шкала 4. Симптомы патологии репродуктивной системы, PR20–25	0,70	0,06–0,61	0,002–0,35	18/18	100



между отдельными пунктами функциональных шкал опросника на основании вычисления матрицы корреляции.

**Совместимость.** Совместимость заданий обозначает силу связи каждого пункта с итоговым показателем и рассчитывается как коэффициент корреляции пункта с итоговым показателем. Чем выше значение коэффициента, тем лучше пункт «вписывается» в определенную или итоговую шкалу. Минимальное допустимое значение принято равным 0,2. В противном случае делается вывод, что этот пункт измеряет какое-то другое свойство, не имеющее отношения к разрабатываемой шкале или тесту [22]. Когда значение коэффициента совместимости приближается к нулю или отрицательно, проверяемый пункт теста должен быть пересмотрен в связи с некорректностью формулировки задания или вариантов ответа на него. В нашем случае это может означать, что пациенты с большим балльным показателем КЖ имеют высокую симптоматику по данному пункту и, наоборот, больные с низким КЖ – отсутствие данных симптомов. Этому критерию, согласно табл. 4, удовлетворяют пункты PR12 «Наблюдали ли Вы кровь в стуле?» и PR15 «Испытывали ли Вы боль в груди и сосках, было ли их увеличение?» (совместимость 0,15 и 0,19), и их присутствие в наборе вопросов опросника в данной формулировке требует дополнительного изучения. Кстати отметим, что из всех 25 вопросов опросника на эти вопросы респонденты отвечали чаще всего «Совсем нет» (90%) и реже всего «Очень часто» (0%). В целом совместимость заданий опросника EORTC QLQ-PR25 составила 0,31.

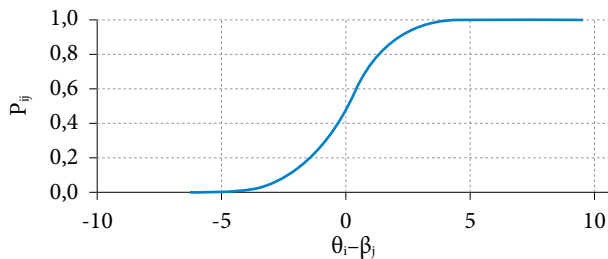


Рис. 7. Логистическая функция  $P_{ij}$

Таблица 6. Значения  $P_{ij}$  в зависимости от соотношения  $\theta_i$  и  $\beta_j$

Условие	Значение $P_{ij}$
$\theta_i < \beta_j$	$0 < P_{ij} < 0,5$
$\theta_i = \beta_j$	$P_{ij} = 0,5$
$\theta_i > \beta_j$	$0,5 < P_{ij} < 1$

Примечание. При  $\theta < \beta$  вероятность  $P_{ij} \rightarrow 0$ , при  $\theta > \beta$  – стремится к единице:  $P_{ij} \rightarrow 1$ .

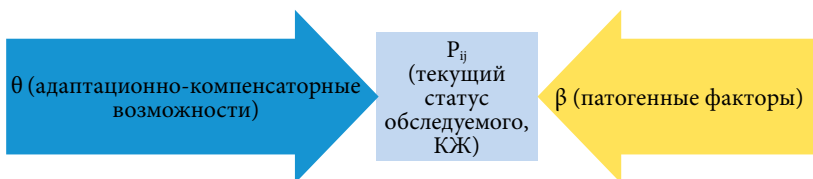


Рис. 8. Схема противодействия латентных переменных в медицине

## Теория измерения латентных переменных (анализ данных с помощью диалоговой системы ИЛП)

Параметрами модели Раша являются латентные переменные  $\theta$  (характеристика измерения объектов) и  $\beta$  (характеристика измерения индикаторов). Результат их взаимодействия в модели описывается логистической функцией

$$P_{ij} = \frac{e^{\theta_i - \beta_j}}{1 + e^{\theta_i - \beta_j}}, \quad (3)$$

где  $P_{ij}$  – вероятность ослабления ниже определенно-го уровня или полного подавления у  $i$ -го пациента  $j$ -го симптома. В отличие от классической теории тестирования, оперирующей с эмпирическим массивом данных в виде матрицы, в теории латентных переменных величины  $\theta$  и  $\beta$  измеряются на одной и той же шкале – шкале логитов, которая является линейной (рис. 7). Таким образом, логит – это мера измерения латентной величины по шкале натуральных логарифмов, а разность аргументов логит-функции просто отображает проекцию шансов события  $P_{ij}/1 - P_{ij}$  на промежуток реальных чисел в результате логарифмирования.

В самой общей формулировке  $P_{ij}$  означает вероятность успеха у  $i$ -го объекта по  $j$ -му индикатору. Она варьирует следующим образом (табл. 6).

**Интерпретация латентных переменных.** Как уже отмечалось, в статистике под латентными или скрытыми переменными понимают такие переменные, которые не могут быть измерены в явном виде, а могут быть только выведены через математические модели с использованием наблюдаемых переменных. Мы считаем, что если рассматривать  $P_{ij}$  как вероятность ослабления и подавления у  $i$ -го больного некоторого  $j$ -го симптома, то переменная  $\theta_i$  может означать реактивность, уровень здоровья, «внутренние резервы» организма  $i$ -го пациента, его адапционно-компенсаторные возможности до лечения и эффективность терапевтического или иного лечебного воздействия в результате лечения, а  $\beta_j$  – болезнетворный потенциал латентных патогенных факторов, вызывающих/влияющих на появление и развитие  $j$ -го симптома. В результате чем больше  $\theta$   $i$ -го пациента и чем меньше  $\beta$  соответствующего  $j$ -го фактора, тем больше вероятность  $P_{ij}$  ослабления и подавления соответствующего симптома, и наоборот, чем меньше  $\theta$   $i$ -го пациента и чем больше  $\beta$  соответствующего  $j$ -го фактора, тем меньше вероятность  $P_{ij}$  ослабления и подавления этого симптома, что полностью соответствует ходу кривой на рис. 7 и данным табл. 6. Предложенная интерпретация латентных переменных согласуется с концепцией силового поля К. Левина [23] в рамках психологической теории. С этой точки зрения (баланса двух противоположно направленных систем сил) латентную переменную  $\beta$  обусловливает мера патогенности потенциально болезнетворных стимулов, а переменная  $\theta$  хорошо сочетается с защитными возможностями организма (до лечения) вкпе с эффективностью терапевтического или другого лечебного воздействия (после лечения и реабилитации) (рис. 8).



Для получения численных оценок латентных переменных в модели Раша необходимо приблизить теоретические вероятности  $P_{ij}$  к приведенным эмпирическим оценкам частот проявления соответствующих симптомов, полученным с помощью опросника при сборе информации. Это и реализует диалоговая система ИЛП.

*Общие статистики.* В результате счета система возвращает следующие группы показателей: индикаторы, объекты, характеристики измерительного инструмента, показатели надежности. Здесь и в дальнейшем используется терминология, принятая в современной теории тестирования. Под индикаторами понимаются пункты опросника, под объектами – пациенты. Здесь и далее мы сочли возможным не отступать от сложившейся терминологии, за исключением названий латентных переменных:  $\theta_i$  – уровень подготовленности  $i$ -го испытуемого,  $\beta_j$  – трудность  $j$ -го задания,  $P_{ij}$  – вероятность правильного ответа  $i$ -го испытуемого на  $j$ -й вопрос (общепринятых в педагогических измерениях и системах оценивания) [7].

Результаты описательной статистики КЖ 100 больных РПЖ даны в следующем виде.

Индикаторы: среднее значение (логит) – 0,000, ошибка измерения (логит) – 0,916.

Объекты: среднее значение (логит) – 1,166, ошибка измерения (логит) – 0,623.

Характеристики измерительного инструмента: число индикаторов – 25, число объектов – 100, число подгрупп объектов – 10, статистика хи-квадрат – 347,022, число степеней свободы – 225.

Показатели надежности: индекс сепарабельности объектов (близкий по смыслу к коэффициенту альфа Кронбаха) – 0,706; альфу Кронбаха не вычисляли, поскольку в матрице исходных данных были пропущенные данные.

*Индикаторы.* В табл. 7 приведены результаты расчета индикаторов опросника EORTC QLQ-PR25. Как следует из результатов, число категорий на вопросы варьирует от 2 до 4, оценка – от -1,81 до 1,78 логит, средняя оценка – 0 логит, стандартная ошибка – от 0,09 до 0,44 логит, статистика хи-квадрат – от 5,62 до 98,74, число степеней свободы – 9.

Наименьшая оценка из набора индикаторов соответствует индикатору 11 «Случалось ли у Вас недержание стула?» с наименьшим первичным балльным показателем 1,05 и КЖ по этому показателю 95,75%. Наибольшая оценка – ожидаемо индикатору 1 «Как часто Вы мочились в течение дня?» с наибольшим первичным балльным показателем 2,73 и КЖ по этому показателю 55,00%.

Таблица 7. Характеристика индикаторов

Индикатор	Число категорий	Оценка	Стандартная ошибка	Хи-квадрат	Степени свободы	P (хи-квадрат)
1	4	1,780	0,147	6,722	9	0,666
2	4	0,788	0,140	7,396	9	0,596
3	4	0,407	0,132	17,140	9	<b>0,047</b>
4	4	1,205	0,093	98,737	9	<b>0,001</b>
5	4	0,273	0,124	14,029	9	0,121
6	4	-0,419	0,176	5,628	9	0,776
7	4	-0,291	0,156	6,722	9	0,666
8	4	-0,382	0,175	8,672	9	0,468
9	4	-0,126	0,148	12,527	9	0,185
10	3	-1,348	0,268	10,499	9	0,312
11	2	-1,810	0,437	5,821	9	0,758
12	3	-0,921	0,255	7,549	9	0,580
13	4	-0,539	0,174	8,793	9	0,457
14	4	-0,741	0,181	18,873	9	<b>0,026</b>
15	3	-1,340	0,302	11,072	9	0,271
16	4	0,251	0,126	7,242	9	0,612
17	4	-0,822	0,222	8,881	9	0,448
18	4	-0,393	0,175	11,809	9	0,224
19	4	-0,001	0,135	6,804	9	0,658
20	4	1,323	0,127	14,830	9	0,096
21	4	1,523	0,131	13,591	9	0,138
22	4	1,094	0,121	8,726	9	0,463
23	4	0,576	0,123	13,137	9	0,157
24	4	-0,001	0,134	12,074	9	0,209
25	4	-0,082	0,141	9,751	9	0,371

Примечание. Жирным шрифтом выделены значения  $P$  (хи-квадрат), меньшие критерияльного 0,05. Значение эмпирического уровня значимости статистики хи-квадрат, меньшее 0,05, свидетельствует о том, что по критерию хи-квадрат экспериментальные точки, соответствующие средним значениям десяти групп, далеки от кривой, соответствующей модели измерения.





Критерий согласия хи-квадрат у большинства индикаторов больше 0,05 (за исключением 3-го «Торопитесь ли Вы в туалет, когда чувствуете нужду помочиться?»,  $P(\chi^2) = 0,04$ , 4-го «Не высыпаетесь ли Вы ночью из-за необходимости часто вставать в туалет?»,  $P(\chi^2) = 0,00$ , и 14-го «Вас бросало в жар?»,  $P(\chi^2) = 0,02$ ). Вне сомнения, эти значения показателей считаются более чем удовлетворительными и свидетельствуют о высокой точности выполненной параметризации. Это означает, что полученные результаты опроса пациентов с помощью представленного в опроснике состава пунктов можно использовать как для измерения рассматриваемой латентной переменной, так и для измерения уровня КЖ. При этом в отношении 3, 4 и 14-го индикаторов, не адекватных модели измерения, необходимы дополнительные исследования. Пока только можем отметить, что статистика хи-квадрат у данных индикаторов максимальная

(17,14; 98,73 и 18,87 соответственно), а разброс балльных показателей по четвертому индикатору больше, чем у других индикаторов (стандартное отклонение 1,25). **Характеристические кривые.** В рамках теории латентных переменных индикаторная переменная полностью определяется ее характеристической кривой. Характеристические кривые индикаторов представлены на рис. 9. Графики с характеристическими кривыми имеют следующую структуру. На оси абсцисс показаны значения латентной переменной, в данном случае это «местоположение объекта» ( $\theta$ ). Эта латентная переменная, как и любые другие латентные переменные в рамках теории латентных переменных, измеряется в логитах. На оси ординат показаны значения рассматриваемого индикатора. В диалоговой системе ИЛП значение любого индикатора начинается с нуля. Для наглядности представлен подробный анализ наиболее отличительных индикаторов. Из всего набора

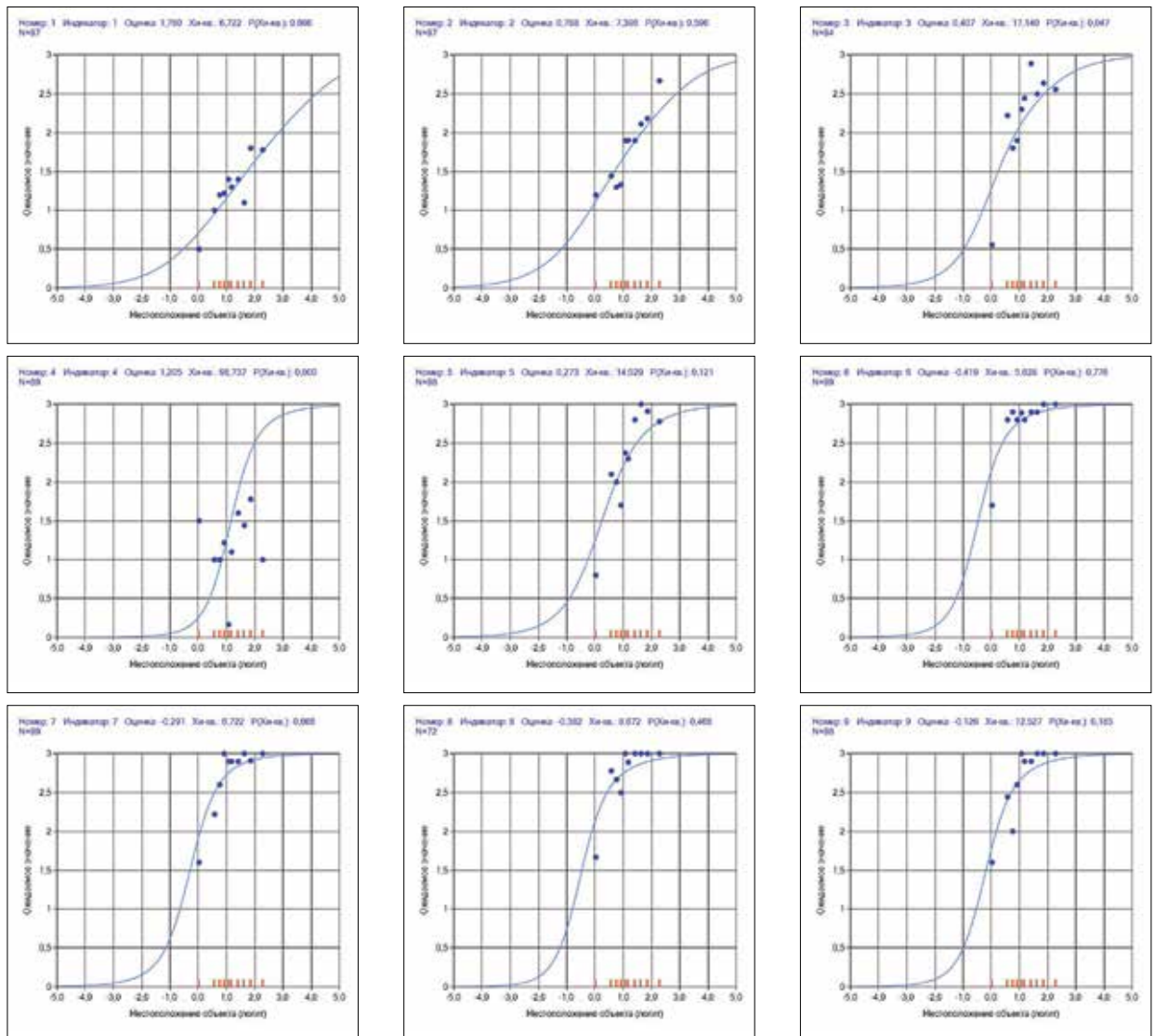


Рис. 9. Характеристические кривые индикаторов. Число подгрупп объектов: десять (фрагмент)



акцент сделан на двух вопросах (1 и 11): «Как часто Вы мочились в течение дня?» и «Случалось ли у Вас недержание стула?» с распространенностью симптома 96,91 и 5,15% (это самые высокие и низкие значения распространенности симптома среди всех индикаторов). Кроме того, согласно табл. 7, первому индикатору соответствует самая высокая оценка – 1,78, а 11-му – самая низкая – -1,81 логит. Соответствующие характеристические кривые индикаторов (в представлении число подгрупп объектов 3) даны на рис. 10. Характеристическая кривая на рис. 10 А имеет наибольшую крутизну в правой части шкалы. Это означает, что индикатор 1 лучше, чем остальные, дифференцирует пациентов с высоким КЖ. Наибольшая крутизна кривой на рис. 10 Б находится в левой части шкалы. Это означает, что эта кривая лучше других дифференцирует больных с низким КЖ.

Заметим также, что индикатор 4 («Не высыпаетесь ли Вы ночью из-за необходимости часто вставать в туалет?») плохо соответствует модели измерения Раша, поскольку ответы обследуемых противоречат логическому основанию модели (рис. 9, диаграмма 4). *Кривые распределения категорий.* Кривые распределения категорий (в англоязычной литературе – Item Characteristic Curve, ICC) определяют вероятность достижения случайной полиномической величины  $x_{ni}$  значения  $x$  в семействе моделей Раша:

$$P(x_{ni} = x) = \frac{e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} - \dots - \tau_{ix} + x(\theta_n - \beta_i)}}{\sum_{x=0}^{m_i} e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} - \dots - \tau_{ix} + x(\theta_n - \beta_i)}}, \quad (4)$$

где латентные переменные обозначены символами  $\theta_n$  и  $\beta_i$ ;  $m_i$  – число категорий  $i$ -го индикатора;  $\tau_{xi}$  – пороги индикаторных переменных.

В случае полиномической переменной  $x_{ni} = 0, 1, 2, 3$  уравнение (4) распадается на четыре:

$$\begin{aligned} P(x_{ni} = 0) &= \frac{e^{0(\theta_n - \beta_i)}}{\gamma} \\ P(x_{ni} = 1) &= \frac{e^{-\tau_{i1} + 1(\theta_n - \beta_i)}}{\gamma} \\ P(x_{ni} = 2) &= \frac{e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} + 2(\theta_n - \beta_i)}}{\gamma} \\ P(x_{ni} = 3) &= \frac{e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} - \tau_{i3} + 3(\theta_n - \beta_i)}}{\gamma}, \quad (5) \end{aligned}$$

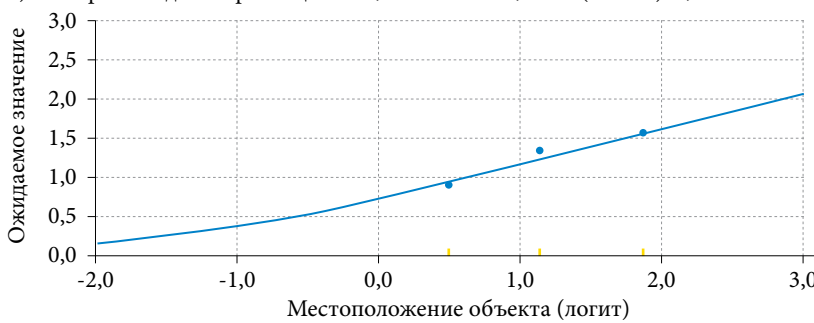
где  $\gamma = e^{0(\theta_n - \beta_i)} + e^{-\tau_{i1} + 1(\theta_n - \beta_i)} + e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} + 2(\theta_n - \beta_i)} + e^{-\tau_{i1} - \tau_{i2} - \tau_{i3} + 3(\theta_n - \beta_i)}, \quad (6)$

Здесь  $P(x_{ni} = 0) + P(x_{ni} = 1) + P(x_{ni} = 2) + P(x_{ni} = 3) = 1$ . Кривые распределения категорий ответов при опросе больных РПЖ приведены на рис. 11.

*Пороги кривых распределения категорий.* Пороги отделяют категории индикатора друг от друга. Как известно, это точка на шкале латентной переменной, в которой вероятность выбора соседних категорий совпадает.

**А**

1) Номер: 1 Индикатор 1 Оценка: 1,780 Хи-кв.: 0,778 P (Хи-кв.): 0,678 N = 97



**Б**

2) Номер: 11 Индикатор 11 Оценка: -1,810 Хи-кв.: 0,512 P (Хи-кв.): 0,512 N = 97

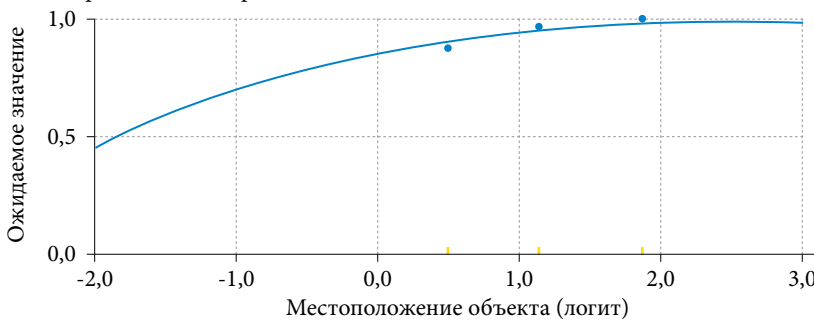
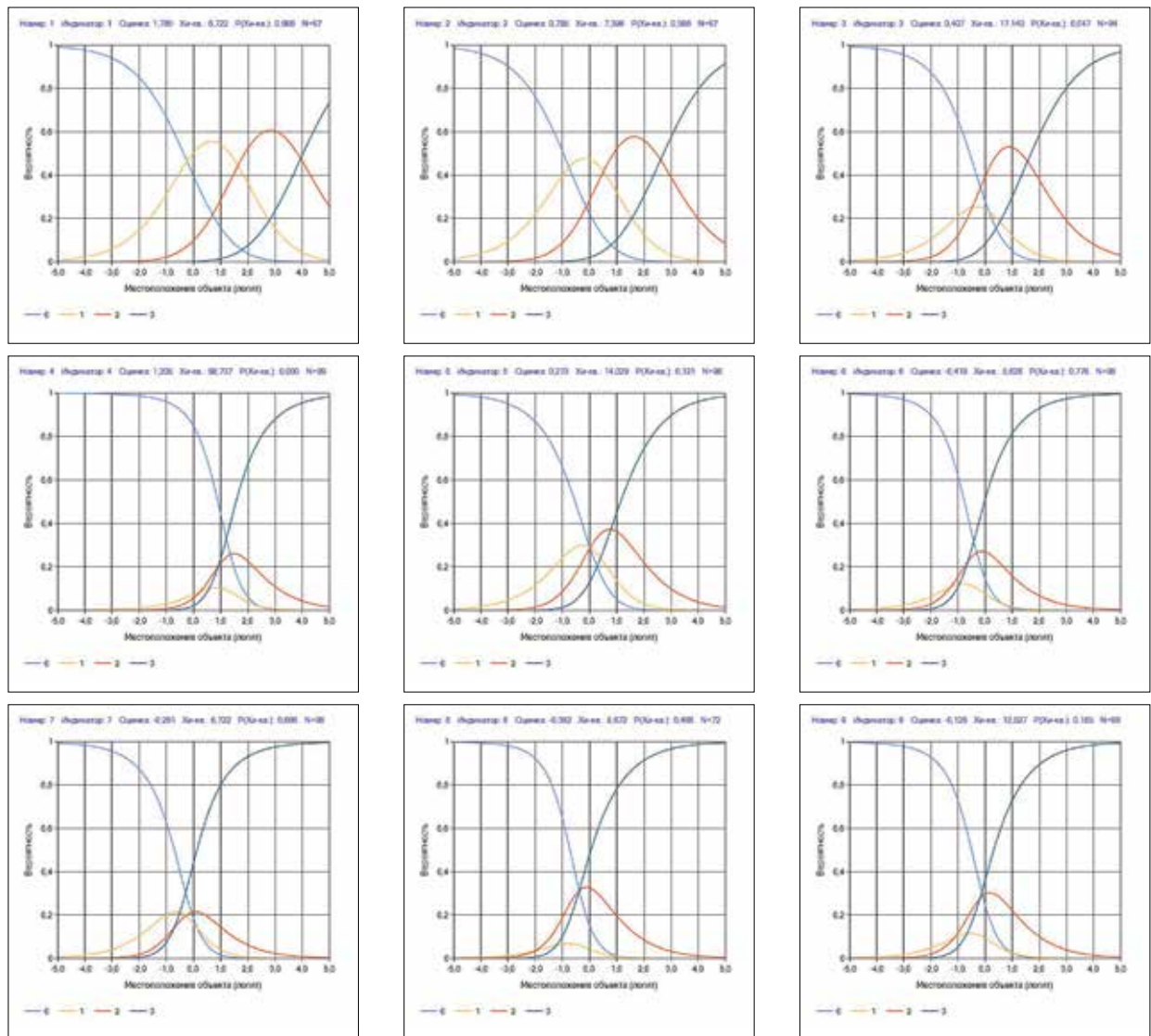


Рис. 10. Характеристические кривые индикаторов 1 (А) и 11 (Б). Число подгрупп объектов: три

Таблица 8. Результаты расчета порогов кривых распределения категорий

Индикатор	Порог 1	Порог 2	Порог 3
1	-0,240	1,636	3,942
2	-0,757	0,509	2,611
3	0,135	<b>-0,478</b>	1,563
4	2,462	<b>0,242</b>	<b>0,910</b>
5	0,011	0,025	0,783
6	0,656	<b>-1,275</b>	-0,637
7	0,139	<b>-0,293</b>	<b>-0,720</b>
8	1,285	<b>-2,048</b>	-0,383
9	0,969	<b>-1,151</b>	-0,196
10	-1,827	-0,870	–
11	-1,810	–	–
12	-0,433	<b>-1,409</b>	–
13	-0,618	<b>-1,491</b>	0,491
14	-1,231	-0,481	<b>-0,510</b>
15	-1,263	-1,418	–
16	1,372	<b>-1,190</b>	0,570
17	4,012	<b>-6,205</b>	-0,274
18	1,189	<b>-2,368</b>	0,002
19	-0,348	-0,156	0,501
20	-0,216	1,921	2,264
21	-0,037	2,148	2,458
22	1,295	<b>-0,607</b>	2,593
23	0,427	<b>-0,265</b>	1,564
24	-0,061	<b>-0,223</b>	0,280
25	-0,152	<b>-0,466</b>	0,372

Примечание. Жирным шрифтом выделены значения порогов, для которых  $\tau_2 < \tau_1$  или  $\tau_3 < \tau_2$ .



Примечание. Категории ответов респондентов «Очень часто», «Довольно часто», «Немного», «Совсем нет» соответствуют кривам 0, 1, 2, 3.

Рис. 11. Кривые распределения категорий (фрагмент)

Например, у 1-го индикатора порог 1 равен  $-0,240$  логит, в этой точке пересекаются кривые категорий 0 и 1, порог 2 равен  $1,636$  логит, в этой точке пересекаются кривые категорий 1 и 2 и т.д. На рисунке видно, как и на каком интервале шкалы латентной переменной работает каждая категория. Например, нулевая категория описывает вероятность того, что пациенты с уровнем латентной переменной  $\theta$  очень часто «мочились в течение дня», и при  $\theta < -0,240$  логит эта категория ответов опросника наиболее вероятна. В интервале  $-0,240 < \theta < 1,636$  логит вероятнее всего категория 1, соответствующая ответу пациентов довольно часто «мочились в течение дня», и т.д. (табл. 8). Таким образом, наименьшие значения латентной переменной  $\theta$  (в логитах) соответствуют высокой эвентуальности ответов опросника в категории «0 баллов», что на основании матрицы ответов респондентов означает низкий уровень КЖ, и наоборот,

большие значения этой переменной отвечают высокой вероятности категории в 4 балла и, соответственно, отменному на основании матрицы данных КЖ пациента, что согласуется с логическим основанием модели Раша. Отметим, что в дихотомическом случае для индикатора 11 (отсутствуют категории ответов «Очень часто», «Довольно часто») кривые распределения категорий представлены только двумя кривыми и, соответственно, одним пороговым значением  $-1,810$  логит. Для индикатора 1 все категории использовались исследователями для оценки КЖ. «Неработоспособных» категорию индикатора нет. Все категории имеют свой интервал измерения, где они работают, а пороги  $\tau_1 < \tau_2 < \tau_3$ . Однако для индикатора 3 не все пороги расположены в порядке возрастания. В частности, нет области континуума  $\theta$ , в которой оценка 1 («Довольно часто») является наиболее вероятной. То есть в области ответов



на вопросы опросника, где ожидаемый (средний) балл равен 1, пациенты с большей вероятностью дадут балл из другой категории. По мере увеличения интегрального показателя КЖ вероятность получения более высокого балла по данному индикатору монотонно не увеличивается, а балл 1 никогда не бывает наиболее вероятным. Это означает, что данный пункт опросника следует изучить дополнительно, чтобы понять, почему категория работает не так, как ожидалось на основании модели Раша. Это может быть связано с недостаточным объемом выборки, кроме того,  $P$  (хи-квадрат) для третьего индикатора 0,047, а это говорит о том, что элемент не соответствует модели. При этом характеристическая кривая индикатора 3 по отношению

к групповым средним имеет приемлемый вид (рис. 9, диаграмма 3). Аналогичные ситуации наблюдались для ряда других индикаторов.

Таким образом, диагностический модуль EORTC QLQ-PR25 имеет весьма высокие показатели валидности по отношению к модели измерения Раша и позволяет объективно оценивать КЖ на первичном приеме онкоурологических больных, но, возможно, нуждается в доработке набора индикаторов или увеличении числа тестируемых.

**Оценки объектов.** В опросе о КЖ приняли участие 100 пациентов. Результаты оценки объектов представлены в табл. 9. Среднее значение оценки объектов – 1,16. Сумма первичных баллов пациентов варьировала

Таблица 9. Характеристика объектов

Объект	Баллы	Максимальный балл	Число индикаторов	Оценка	Стандартная ошибка
1	90	100	25	1,790	0,377
2	77	88	22	1,561	0,363
3	82	100	25	0,957	0,288
4	63	96	24	0,012	0,227
5	82	92	23	1,676	0,395
6	70	88	22	0,600	0,282
7	92	100	25	2,097	0,418
8	77	100	25	0,592	0,259
9	77	92	23	1,107	0,319
10	84	92	23	1,679	0,396
11	86	100	25	1,318	0,322
12	76	96	24	0,644	0,274
13	<b>94</b>	100	25	<b>2,475</b>	0,473
14	75	92	23	0,862	0,301
15	82	100	25	0,957	0,288
16	71	100	25	0,234	0,235
17	68	100	25	0,076	0,228
18	88	100	25	1,535	0,346
19	78	84	21	2,211	0,481
20	80	88	22	1,854	0,415
21	79	100	25	0,729	0,269
22	73	80	20	1,990	0,450
23	71	84	21	1,318	0,340
24	80	92	23	1,443	0,348
25	76	100	25	0,527	0,254
26	91	100	25	1,936	0,396
27	67	100	25	0,026	0,226
28	79	100	25	0,729	0,269
29	79	100	25	0,729	0,269
30	89	96	24	2,263	0,444
31	79	100	25	0,729	0,269
32	<b>50</b>	80	20	<b>-0,275</b>	0,253
33	78	92	23	1,223	0,324
34	63	80	20	0,683	0,309
35	81	92	23	1,600	0,365
36	76	100	25	0,527	0,254
37	80	100	25	0,802	0,275
38	83	92	23	1,835	0,412
39	79	96	24	1,020	0,297
40	78	100	25	0,659	0,264
41	73	88	22	0,936	0,299
42	74	92	23	0,889	0,292



43	77	96	24	0,856	0,283
44	83	100	25	1,041	0,295
45	62	72	18	1,119	0,375
46	64	80	20	0,780	0,317
47	90	96	24	2,464	0,474
48	63	72	18	1,119	0,416
49	79	88	22	1,629	0,390
50	81	96	24	1,180	0,315
51	82	100	25	0,957	0,288
52	89	100	25	1,657	0,361
53	74	92	23	0,774	0,292
54	80	100	25	0,802	0,275
55	82	92	23	1,630	0,378
56	91	100	25	1,936	0,396
57	66	100	25	-0,023	0,224
58	66	100	25	-0,023	0,224
59	76	84	21	1,821	0,423
60	71	84	21	1,125	0,342
61	89	100	25	1,657	0,361
62	64	100	25	-0,120	0,221
63	80	96	24	1,044	0,305
64	87	100	25	1,423	0,334
65	86	100	25	1,318	0,322
66	85	100	25	1,220	0,312
67	92	100	25	2,097	0,418
68	91	100	25	1,936	0,396
69	85	100	25	1,220	0,312
70	73	80	20	1,907	0,469
71	89	100	25	1,657	0,361
72	91	100	25	1,936	0,396
73	85	100	25	1,220	0,312
74	71	96	24	0,421	0,254
75	84	96	24	1,519	0,348
76	80	100	25	0,802	0,275
77	65	80	20	0,881	0,325
78	78	96	24	0,936	0,289
79	82	92	23	1,644	0,374
80	60	80	20	0,439	0,285
81	73	88	22	1,045	0,325
82	83	96	24	1,406	0,335
83	84	100	25	1,128	0,303
84	78	96	24	0,936	0,289
85	72	76	19	2,213	0,586
86	91	96	24	2,692	0,513
87	59	72	18	0,658	0,328
88	79	92	23	1,090	0,334
89	79	100	25	0,729	0,269
90	85	100	25	1,220	0,312
91	87	100	25	1,423	0,334
92	67	96	24	0,150	0,237
93	84	100	25	1,128	0,303
94	84	100	25	1,128	0,303
95	84	100	25	1,128	0,303
96	66	80	20	0,988	0,334
97	71	100	25	0,234	0,235
98	90	100	25	1,790	0,377
99	86	96	24	1,589	0,369
100	87	100	25	1,423	0,334

Примечание. Жирным шрифтом выделены минимальное и максимальное значения баллов и оценок объектов.



от 50 (минимальный уровень КЖ), ей соответствовала минимальная оценка  $-0,275$  логит (больной В., 69 лет, ПСА –  $20,5$  нг/мл, показатель по Глисону – 8), до 94 (максимальный уровень КЖ) – максимальная оценка  $2,475$  логит (больной М., 60 лет, ПСА –  $72,7$  нг/мл, показатель по Глисону – 9), число индикаторов – от 18 до 25. Средняя стандартная ошибка –  $0,33$ , коэффициент вариации стандартной ошибки –  $0,21$ . Пропуск данных для некоторых комбинаций (обследуемый/индикаторная переменная) не является критическим [24].

Зарегистрированная агрессивная степень рака у больного с высоким уровнем КЖ соответствует низкому установленному коэффициенту корреляции  $r$  (сумма по Глисону; КЖ) =  $-0,09$ , что, на наш взгляд, можно интерпретировать как ложное снижение степени корреляции вследствие гетерогенности данных, вызванной принадлежностью обследованных к разным категориям индивидуумов (парадокс Симпсона) [25]. Вследствие этого мы провели дополнительное исследование силы связи между суммой баллов по Глисону и КЖ больных для средних значений диапазонов данных и в результате получили коэффициент корреляции  $r$  (сумма по Глисону; КЖ) =  $-0,54$ , что по шкале Чеддока означает обратную связь средней силы. Аспекты неоднородности обследованных пациентов в рамках Differential Item Functioning (DIF) [15] не изучали.

**Местоположение латентных переменных.** Одной из задач модели является установка взаимосвязи между двумя множествами  $\theta_i$  и  $\beta_j$  и распределения их значений на единой линейной шкале логит (рис. 12, 13). На рисунке 12 на верхней диаграмме показано частотное распределение латентной переменной  $\theta_i$ , на нижней – индикаторной переменной  $\beta_j$  на одной линейной шкале логит и результат взаимодействия между этими множествами. Для удобства в качестве точки отсчета (нуля) рассматривают среднее значение  $\beta_j$ .

Знание средних значений переменных по объектам и индикаторам ( $\theta$  и  $\beta$ ) позволяет оценить среднюю вероятность «успеха»  $P$  в модели Раша, которая может быть вычислена по формуле (1) для логистической функции и интерпретирована как уровень КЖ пациентов. Она оказывается равной  $76,24\%$ , что несколько меньше, чем индекс КЖ, рассчитанный в КТТ, –  $79,46\%$ . В то же время при использовании всего спектра значений множества латентных переменных для расчета значений соответствующих вероятностей, а затем их усреднения получаем значение КЖ ИЛП –  $73,03\%$ . Возможно, эти различия связаны с тем, что баллы в классическом методе подсчета КЖ находятся на интервальной, а не на линейной шкале, как латентные переменные в современной теории. В любом случае феномен требует дальнейшего анализа и рассмотрения на предмет точности моделей измерения КЖ, интерпретации и идентичности даваемых ими результатов.

Анализ гистограмм на рис. 12 позволяет заключить, что распределение переменных  $\theta$  и  $\beta$  близко к нормальному: относительно небольшое число пациентов с низким и высоким уровнями резервов организма

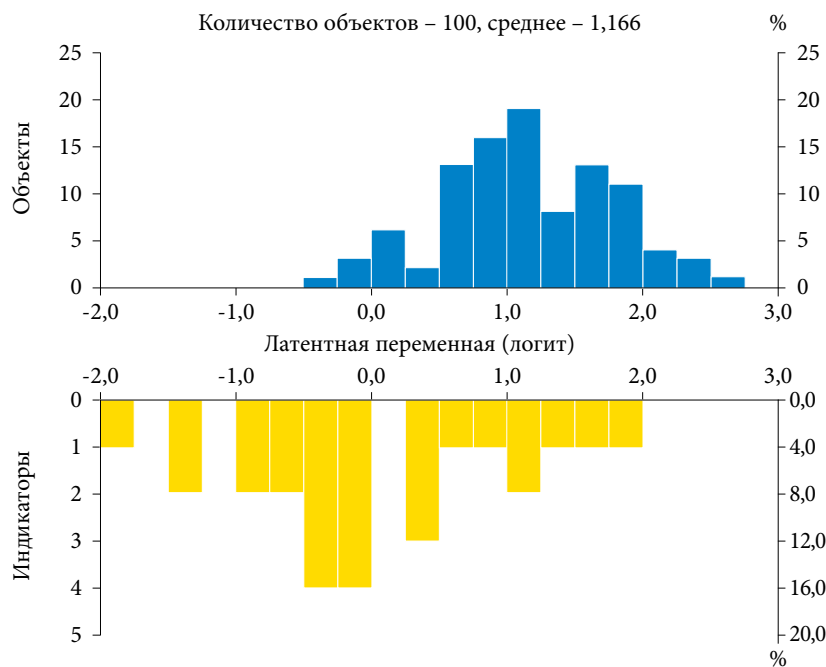


Рис. 12. Местоположение латентных переменных

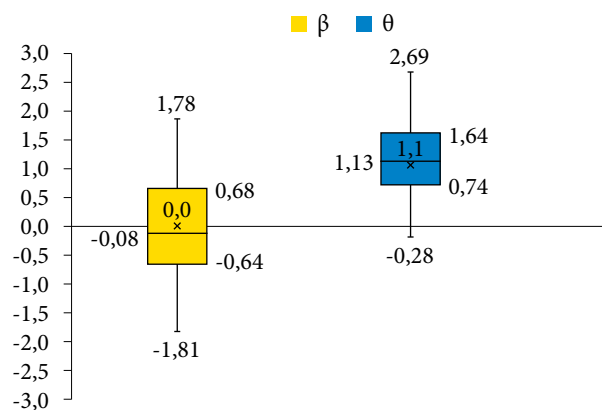


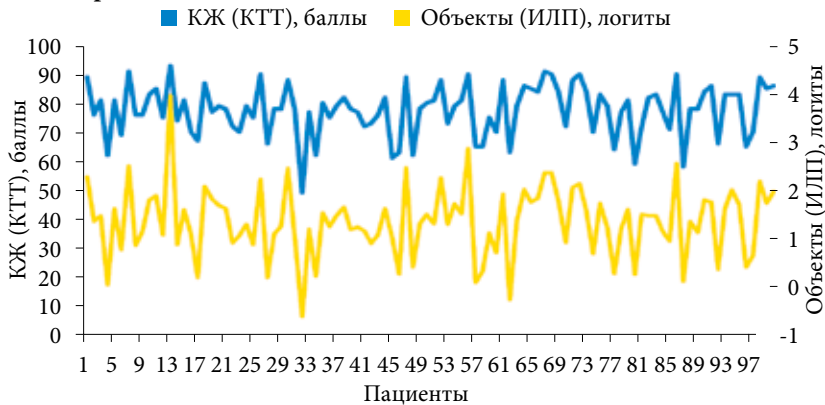
Рис. 13. Диапазон изменения латентных переменных в представлении “Box and whiskers”

и относительно большое число пациентов со средней резистентностью к заболеванию ( $\theta$ ). Те же самые показатели справедливы и для характеристики кривой для симптомокомплекса ( $\beta$ ). Действительно, количественная проверка гипотезы о нормальности с помощью одновыборочного критерия Колмогорова – Смирнова дает результат, что проверяемые распределения являются нормальными (статистика критерия  $0,066$  для переменной  $\theta$  и  $0,116$  для переменной  $\beta$ , двусторонняя асимптотическая значимость  $0,200$  с коррекцией значимости Лилефорса). Напомним, что если статистика Колмогорова – Смирнова значима ( $p < 0,05$ ), то гипотеза о том, что соответствующее распределение нормально, должна быть отвергнута.

Для признания теоретических значений параметров модели в качестве точных необходимо дать оценку соответствия опытных данных модели.



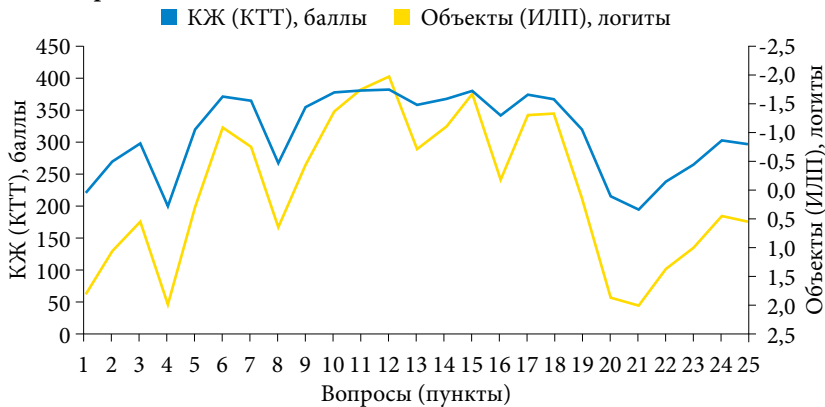
## Сравнение данных КТТ и ИЛП по показателям качества жизни



Примечание. Сильная корреляционная связь  $r = 0,93$ ; латентная переменная  $\theta$ .

Рис. 14. Качество жизни, измеренное методами КТТ и с помощью диалоговой системы ИЛП (современной теории тестирования)

## Сравнение данных КТТ и ИЛП по показателям качества жизни



Примечание. Сильная обратная корреляционная связь  $r = -0,97$ , латентная переменная  $\beta$ ; обратный порядок значений на вспомогательной оси.

Рис. 15. Качество жизни, измеренное методами КТТ и с помощью диалоговой системы ИЛП (современной теории тестирования)

Сравнение показателей КЖ согласно классической теории тестирования и теории латентных переменных (диалоговой системы ИЛП). Метрическая модель Раша является общепризнанной теорией перехода от индикаторных переменных к латентным. Результат такого преобразования можно оценить путем изучения корреляции между данными. Взаимная корреляционная связь между балльными показателями КЖ, рассчитанными согласно КТТ, и латентными переменными  $\theta$  и  $\beta$ , определяющими КЖ согласно модели измерения Раша, оказалась исключительно сильной – 0,93 и -0,97 соответственно. О сильной корреляции результатов измерений свидетельствуют графики, представленные на рис. 14 и 15. На основании этих данных следует, что с определенной точностью латентную переменную  $\theta$  можно принимать за уровень КЖ, рассчитанный по выборке больных (рис. 14). Статистическая взаимосвязь, установленная между интегральным уровнем КЖ и величиной индикаторной переменной  $\beta$ , является

обратной (отрицательной) (рис. 15), но весьма значительной, вследствие чего эту латентную переменную также можно принять за один из показателей КЖ больных. Показатель взаимной корреляции, рассчитанный между модельными вероятностями, определенными по формуле (3) для логистической функции, и балльными показателями КЖ, оказался равным 0,95.

**Матрицы оценок и вероятностей.** От приложения RUMM диалоговая система ИЛП отличается опцией построения матриц оценок и вероятностей ответов. Матрицы строятся на основании оценок объектов и индикаторных переменных.

В матрице оценок ответов (табл. 10) пациентов выделены первая строка, содержащая оценки местоположения индикаторов, и первый столбец с оценками местоположения объектов. Элемент матрицы  $A_{ij}$  вычисляется следующим образом:

$$A_{ij} = 0 \cdot P(\theta_i, \beta_j, 0) + 1 \cdot P(\theta_i, \beta_j, 1) + 2 \cdot P(\theta_i, \beta_j, 2) + 3 \cdot P(\theta_i, \beta_j, 3) \quad (7)$$

где  $P(\theta_i, \beta_j, k)$  – вероятность  $i$ -го объекта выбрать категорию  $k$  в  $j$ -м индикаторе.

В качестве примера рассчитано значение первой ячейки матрицы  $i = 1, j = 1, \theta_1 = 1,79, \beta_1 = 1,78$ , приведенные значения порогов  $\tau_1 = -2,08223 - \beta_1, \tau_2 = -0,64993 - \beta_1, \tau_3 = 0,477723 - \beta_1$ . По формуле (6) определили  $\gamma = 18,521$ , по формулам (5) –  $P(\theta_1, \beta_1, 0) = 0,053, P(\theta_1, \beta_1, 1) = 0,411, P(\theta_1, \beta_1, 2) = 0,479, P(\theta_1, \beta_1, 3) = 0,055$ . Отсюда на основании (7)  $A_{11} = 1,537$ , что соответствует значению  $A_{11} = 1,54$  в табл. 10. Расчеты проводили в среде компьютерной алгебры Mathcad 15.0.

В матрице оценок цвет ячейки определяет соответствие фактических значений в исходной матрице первичных («сырых») данных и ожидаемых в результате расчета категорий (рис. 16). Это позволяет определить, насколько исходные данные отличаются от модели измерений. Матрица вероятностей ответов представлена в табл. 11. В данном случае элементом матрицы является вероятность  $P(\theta_i, \beta_j, k)$ , где  $k$  – категория, фактически выбранная объектом  $i$  в  $j$ -й индикаторной переменной. Например, в ячейке  $A_{11}$  в табл. 10 (категория 2)  $P(\theta_1, \beta_1, 2) = 0,479$ , что соответствует значению 0,48 в табл. 11. Цвет ячеек в таблице соответствует определенному значению вероятности (рис. 17).

Выполненные в этом разделе расчеты позволили произвести проверку правильности построения кривых распределения категорий (рис. 11) путем построения этих кривых в системе компьютерной алгебры Mathcad 15.0 на примере первого индикатора (рис. 18) и вычисления порогов кривых:  $\tau_1 = -0,240, \tau_2 = 1,636, \tau_3 = 3,942$  логит.

Результаты проверки показали высокую точность работы диалоговой системы ИЛП, использованной для обработки данных тестирования.

## Выводы

Исследовано качество жизни 100 пациентов онкоурологического профиля, находившихся под наблюдением в КДО ГКБ № 40 ДЗ г. Москвы с октября 2020 г.



Таблица 10. Матрица оценок ответов пациентов (фрагмент)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	1,78	0,79	0,41	1,20	0,27	-0,42	-0,29	-0,38	-0,13	-1,35	-1,81	-0,92	-0,54	-0,74	-1,34	0,25	-0,82	-0,39	0,00	1,32	1,52	1,09	0,58	0,00	-0,08
1,79	1,54	2,07	2,47	2,34	2,64	2,91	2,90	2,89	2,86	1,93	0,97	1,95	2,77	2,89	1,96	2,73	2,89	2,85	2,72	1,72	1,57	2,15	2,44	2,77	2,76
1,56	1,43	1,96	2,37	2,09	2,54	2,88	2,87	2,86	2,82	1,91	0,97	1,94	2,72	2,86	1,95	2,66	2,86	2,81	2,65	1,55	1,41	2,04	2,33	2,70	2,70
0,96	1,14	1,65	2,05	1,19	2,18	2,76	2,71	2,74	2,63	1,85	0,94	1,87	2,55	2,72	1,90	2,36	2,76	2,67	2,36	1,16	1,04	1,65	1,95	2,43	2,45
0,01	0,71	1,11	1,29	0,26	1,26	2,16	1,93	2,15	1,79	1,63	0,86	1,61	2,08	2,21	1,71	1,32	2,45	2,13	1,54	0,69	0,61	0,78	1,09	1,55	1,66
1,68	1,48	2,02	2,42	2,22	2,59	2,90	2,89	2,88	2,84	1,92	0,97	1,95	2,75	2,88	1,95	2,70	2,87	2,83	2,69	1,63	1,49	2,10	2,39	2,74	2,73
0,60	0,97	1,45	1,80	0,71	1,87	2,62	2,52	2,60	2,42	1,78	0,92	1,81	2,40	2,58	1,85	2,06	2,68	2,53	2,10	0,96	0,86	1,33	1,65	2,16	2,21
2,10	1,68	2,20	2,58	2,57	2,73	2,93	2,93	2,92	2,90	1,95	0,98	1,97	2,82	2,92	1,97	2,80	2,91	2,89	2,80	1,94	1,79	2,28	2,56	2,83	2,82
0,59	0,97	1,45	1,79	0,70	1,86	2,62	2,51	2,59	2,42	1,78	0,92	1,80	2,40	2,58	1,85	2,05	2,68	2,53	2,09	0,95	0,86	1,32	1,65	2,15	2,21
1,11	1,21	1,73	2,14	1,42	2,29	2,80	2,77	2,78	2,70	1,87	0,95	1,89	2,60	2,77	1,91	2,46	2,79	2,72	2,45	1,25	1,12	1,76	2,06	2,51	2,53
1,68	1,48	2,02	2,42	2,22	2,59	2,90	2,89	2,88	2,84	1,92	0,97	1,95	2,75	2,88	1,95	2,70	2,87	2,83	2,69	1,64	1,49	2,10	2,39	2,74	2,73
1,32	1,31	1,84	2,26	1,75	2,42	2,85	2,82	2,82	2,76	1,89	0,96	1,92	2,66	2,81	1,93	2,57	2,83	2,77	2,55	1,38	1,25	1,90	2,20	2,61	2,62
0,64	0,99	1,48	1,83	0,76	1,91	2,64	2,55	2,62	2,46	1,79	0,92	1,82	2,42	2,60	1,86	2,10	2,69	2,55	2,13	0,98	0,88	1,37	1,69	2,20	2,25
2,48	1,85	2,36	2,68	2,74	2,82	2,95	2,96	2,94	2,93	1,97	0,99	1,98	2,87	2,95	1,98	2,86	2,94	2,92	2,86	2,20	2,06	2,42	2,68	2,89	2,88
0,86	1,09	1,60	1,99	1,05	2,10	2,73	2,67	2,71	2,59	1,83	0,94	1,86	2,51	2,69	1,89	2,29	2,74	2,64	2,30	1,10	0,99	1,57	1,88	2,36	2,39
0,96	1,14	1,65	2,05	1,19	2,18	2,76	2,71	2,74	2,63	1,85	0,94	1,87	2,55	2,72	1,90	2,36	2,76	2,67	2,36	1,16	1,04	1,65	1,95	2,43	2,45
0,23	0,81	1,24	1,49	0,38	1,50	2,38	2,20	2,36	2,07	1,70	0,89	1,70	2,22	2,37	1,78	1,62	2,56	2,32	1,76	0,78	0,70	0,98	1,30	1,80	1,89
0,08	0,74	1,15	1,35	0,29	1,33	2,23	2,01	2,21	1,88	1,65	0,87	1,63	2,12	2,26	1,73	1,41	2,49	2,19	1,60	0,71	0,63	0,83	1,15	1,62	1,73
1,53	1,42	1,95	2,36	2,05	2,53	2,88	2,87	2,86	2,81	1,91	0,97	1,94	2,71	2,85	1,94	2,65	2,86	2,81	2,64	1,53	1,39	2,03	2,32	2,69	2,69
2,21	1,73	2,25	2,61	2,64	2,76	2,94	2,94	2,93	2,91	1,95	0,98	1,97	2,84	2,93	1,97	2,82	2,92	2,90	2,82	2,02	1,87	2,33	2,60	2,85	2,84
1,85	1,57	2,10	2,49	2,40	2,66	2,91	2,91	2,90	2,87	1,94	0,98	1,96	2,78	2,90	1,96	2,75	2,89	2,86	2,74	1,76	1,61	2,18	2,47	2,78	2,78
0,73	1,03	1,53	1,90	0,86	1,99	2,68	2,60	2,66	2,51	1,81	0,93	1,83	2,46	2,64	1,87	2,18	2,71	2,59	2,20	1,03	0,92	1,45	1,77	2,27	2,31
1,99	1,63	2,16	2,54	2,50	2,70	2,93	2,92	2,91	2,89	1,94	0,98	1,96	2,81	2,91	1,97	2,78	2,91	2,87	2,77	1,86	1,71	2,24	2,52	2,81	2,80
1,32	1,31	1,84	2,26	1,75	2,42	2,85	2,82	2,82	2,76	1,89	0,96	1,92	2,66	2,81	1,93	2,57	2,83	2,77	2,55	1,38	1,25	1,90	2,20	2,61	2,62
1,44	1,37	1,90	2,32	1,93	2,49	2,87	2,85	2,84	2,79	1,90	0,96	1,93	2,69	2,84	1,94	2,62	2,84	2,79	2,60	1,47	1,33	1,98	2,27	2,66	2,66
0,53	0,94	1,41	1,74	0,63	1,80	2,58	2,47	2,56	2,37	1,77	0,91	1,79	2,37	2,55	1,84	1,98	2,66	2,50	2,04	0,92	0,82	1,26	1,59	2,09	2,15
1,94	1,60	2,13	2,52	2,46	2,69	2,92	2,92	2,90	2,88	1,94	0,98	1,96	2,80	2,91	1,96	2,77	2,90	2,87	2,76	1,82	1,67	2,22	2,50	2,80	2,79
0,03	0,72	1,12	1,30	0,27	1,28	2,17	1,95	2,16	1,81	1,64	0,86	1,61	2,09	2,22	1,72	1,34	2,46	2,15	1,55	0,69	0,61	0,79	1,10	1,56	1,67
0,73	1,03	1,53	1,90	0,86	1,99	2,68	2,60	2,66	2,51	1,81	0,93	1,83	2,46	2,64	1,87	2,18	2,71	2,59	2,20	1,03	0,92	1,45	1,77	2,27	2,31

по декабрь 2021 г. Установлена статистически значимая корреляционная связь средней силы ( $r=0,53$ ) между показателями ПСА и степенью злокачественности опухоли (по Глиссону). Для математической обработки данных опросника КЖ EORTC QLQ-PR25 применяли классическую (КТТ) и современную теорию тестирования на основе диалоговой системы ИЛП.

Фактическое значение					
Ожидаемое значение	0	1	2	3	4

Рис. 16. Виджет программы ИЛП, цветами обозначены категории, которые были выбраны объектами в исходной матрице ответов (см. табл. 9)





Таблица 11. Матрица вероятностей ответов пациентов (фрагмент)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	1,78	0,79	0,41	1,20	0,27	-0,42	-0,29	-0,38	-0,13	-1,35	-1,81	-0,92	-0,54	-0,74	-1,34	0,25	-0,82	-0,39	0,00	1,32	1,52	1,09	0,58	0,00	-0,08
1,79	0,48	0,25	0,53	0,60	0,70	0,91	0,91	0,89	0,87	0,93	0,97	0,96	0,78	0,90	0,96	0,22	0,89	0,85	0,76	0,39	0,45	0,63	0,41	0,18	0,19
1,56	0,08	0,58		0,07	0,63	0,89	0,89		0,84	0,92		0,94	0,73	0,87	0,95	0,71	0,86	0,82	0,71	0,45	0,28	0,64	0,45	0,21	0,74
0,96	0,55	0,06	0,53	0,21	0,14	0,81	0,79	0,20	0,23	0,14	0,94	0,90	0,59	0,77	0,91	0,53	0,77	0,71	0,33	0,21	0,57	0,59	0,50	0,58	0,58
0,01	0,51	0,29	0,24	0,06	0,29	0,52	0,18	0,33	0,30	0,28	0,14	0,72	0,51	0,29		0,33	0,54	0,42	0,28	0,51	0,48	0,55	0,24	0,30	0,22
1,68	0,44	0,58	0,50		0,67	0,90	0,90		0,86	0,93	0,97	0,95	0,76	0,89	0,95	0,73	0,12	0,16	0,73	0,33	0,48	0,64	0,43	0,77	0,76
0,60	0,20	0,44	0,20		0,31	0,72		0,69	0,61	0,80	0,92	0,85	0,02	0,69	0,87	0,14	0,70	0,61	0,07	0,15		0,07	0,16	0,45	0,06
2,10	0,34	0,55	0,36	0,21	0,21	0,94	0,94	0,92	0,90	0,95	0,98	0,97	0,83	0,93	0,97	0,81	0,91	0,89	0,82	0,36	0,35	0,36	0,61	0,85	0,84
0,59	0,56	0,40	0,20	0,14	0,30	0,72	0,69	0,69	0,61	0,80	0,92	0,84	0,49	0,68	0,87	0,40	0,70	0,61	0,40	0,25	0,30	0,30	0,17	0,08	0,06
1,11	0,53	0,54	0,33	0,38		0,83	0,82	0,80	0,75	0,87	0,95	0,91	0,34	0,80	0,92	0,58	0,80	0,74		0,54	0,57	0,11	0,50	0,63	0,30
1,68		0,58	0,50	0,55	0,67	0,90	0,90	0,88	0,86	0,93	0,97	0,95	0,23	0,10	0,95	0,73	0,88	0,84	0,23		0,48	0,64	0,43	0,78	0,76
1,32	0,50	0,56	0,39	0,38	0,33	0,86	0,86	0,84	0,18	0,90	0,96	0,93	0,68	0,84	0,93	0,64	0,17	0,78	0,28	0,51	0,55	0,64	0,10	0,69	0,68
0,64	0,56	0,39	0,52		0,20	0,74	0,18	0,70	0,27	0,81	0,92	0,85	0,43	0,70	0,87	0,39	0,71	0,33	0,36	0,57	0,57	0,14	0,47	0,47	0,47
2,48	0,14	0,43	0,28	0,80	0,15	0,96	0,96	0,95	0,93	0,97	0,99	0,98	0,88	0,05	0,98	0,87	0,94	0,00	0,87	0,43	0,36	0,46	0,70	0,89	0,89
0,86	0,55	0,35	0,53		0,37	0,79	0,77		0,69	0,84	0,94	0,88	0,56	0,75	0,90	0,37	0,75	0,68	0,34	0,56	0,57	0,57	0,16	0,31	0,33
0,96	0,55	0,33	0,53	0,22	0,37	0,81	0,79	0,20	0,23	0,85	0,94	0,90	0,37	0,18	0,91	0,36	0,77	0,71	0,33	0,21	0,57	0,59	0,50	0,58	0,32
0,23	0,53	0,34	0,45	0,08	0,33	0,09	0,55	0,31	0,30	0,24	0,11	0,08	0,09	0,57	0,16	0,09	0,61	0,40	0,24	0,54	0,52	0,36	0,38	0,31	0,32
0,08	0,38	0,20	0,24	0,06	0,30	0,54	0,48	0,32	0,30	0,69	0,87	0,73	0,51	0,51	0,78	0,34	0,40	0,44	0,27	0,52	0,49	0,52	0,34	0,20	0,21
1,53	0,42	0,58	0,45	0,49	0,63	0,89	0,89	0,87	0,84	0,91	0,97	0,94	0,73	0,87	0,95	0,02	0,14	0,82	0,70	0,08	0,28	0,06	0,44	0,74	0,73
2,21	0,56	0,36	0,64	0,04	0,79	0,94	0,94		0,91	0,96	0,98	0,97	0,15	0,06		0,83	0,92	0,90		0,34		0,39	0,63	0,86	0,85
1,85	0,49	0,57	0,41	0,24	0,71	0,92	0,07		0,88	0,94	0,98	0,96	0,79		0,96	0,77	0,89	0,86	0,77	0,37		0,62	0,54	0,81	0,80
0,73	0,56	0,47	0,16	0,14	0,37	0,76	0,17	0,24	0,65	0,17	0,93	0,10	0,53	0,06	0,88	0,38	0,73	0,31	0,36	0,17	0,14	0,53	0,48	0,32	0,35
1,99	0,52	0,30	0,58	0,04	0,74	0,93	0,93		0,89	0,94	0,98	0,96	0,81	0,92	0,97	0,80	0,91	0,88	0,80	0,33	0,40				
1,32	0,11	0,25	0,39	0,38	0,33	0,86	0,86		0,80	0,90	0,96	0,93	0,68	0,84	0,93	0,64				0,51	0,55	0,64	0,48	0,24	0,68
1,44	0,40	0,57		0,44	0,60	0,88	0,88		0,82	0,91	0,96	0,94	0,71	0,86	0,94	0,68	0,85	0,80	0,67	0,48	0,26	0,07	0,09	0,23	0,24
0,53	0,18	0,42	0,13	0,68	0,36	0,70	0,67	0,67	0,28	0,79	0,91	0,83	0,47	0,66	0,86	0,16	0,68	0,59	0,18	0,57	0,56	0,47	0,45	0,33	0,14
1,94	0,51	0,57	0,39	0,07	0,73	0,93	0,93	0,91	0,89	0,94	0,98	0,96	0,80	0,91	0,96	0,79	0,90	0,87	0,79	0,35	0,33	0,61	0,56	0,82	0,81
0,03	0,51	0,29	0,27	0,84	0,29	0,14	0,18	0,14	0,24	0,68	0,86	0,72	0,32	0,49	0,77	0,38	0,55	0,43	0,21	0,51	0,48	0,15	0,07	0,24	0,25
0,73	0,01	0,38	0,53	0,59	0,35	0,76	0,73	0,72	0,65	0,82	0,93	0,87	0,42	0,72	0,88	0,45	0,73	0,65	0,36	0,22	0,27	0,25	0,21	0,32	0,04

Примечание. Пустые ячейки означают потерянные данные.

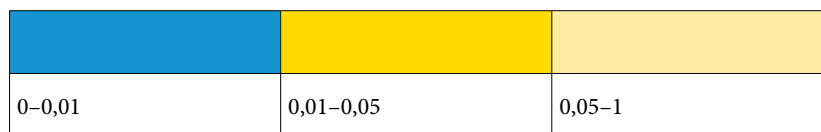


Рис. 17. Виджет программы ИЛП, иллюстрирующий степень соответствия наблюдаемых значений теоретическим (см. табл. 10)

Коэффициент альфа Кронбаха данных составил 0,81, самосогласованность по функциональным шкалам: симптомы мочевого выделительной системы – 0,749; симптомы патологии кишечника – 0,423; гормональные симптомы, связанные с заболеванием, – 0,513; способность к репродукции (сексуальная активность и сексуальная функция) – 0,704. Совместимость заданий



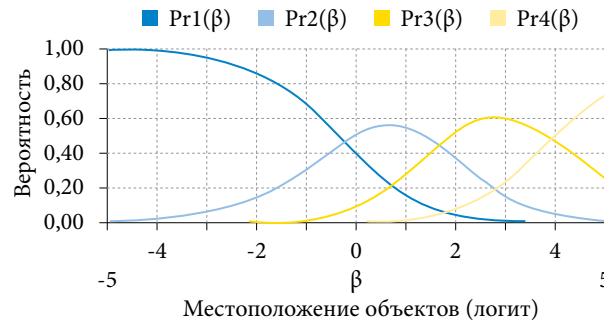
опросника равна 0,31, успешность шкалирования (scaling success) – 100%.

Распространенность симптомов по рассмотренным шкалам соответствовала 49,58; 15,48; 25,17 и 31,39%, выраженность – 27,47; 5,79; 11,15 и 37,76%. Интегральный уровень КЖ больных РПЖ составил 79,46 (КТТ) и 76,24% (ИЛП).

С помощью системы ИЛП получена детальная описательная статистика результатов испытаний, выполнено исследование индикаторов (оценок, стандартного отклонения SD, статистики хи-квадрат, P (хи-квадрат), характеристических кривых, кривых распределения категорий и их порогов), соответствия экспериментальных данных теоретической модели, а также объектов (баллов, оценок, стандартной ошибки среднего SEM), местоположения индикаторов и объектов и их распределения. В качестве инструмента для объективного измерения латентных параметров применяли признанную в мировом научном сообществе метрическую модель Раша. Средняя оценка объектов  $\theta$  установлена равной 1,166 при средней оценке индикаторов  $\beta$  0 логит. Вычислены матрицы оценок ответов в представлении «оценки» и «вероятности».

На основании одновыборочного критерия Колмогорова – Смирнова подтверждена гипотеза о нормальности распределения латентных переменных (статистика критерия 0,066 для переменной  $\theta$  и 0,116 для переменной  $\beta$ ).

Сопоставлены первичные балльные оценки КЖ пациентов, полученные классическим аддитивным методом суммирования первичных баллов по пунктам (пациентам) опросника, и показатели, рассчитанные на основании теории латентных переменных. Коэффициент



Индикатор 1. Обозначения латентных переменных  $\beta$ ,  $\delta$ . Mathcad 15.0.

Рис. 18. Кривые распределения категорий для политомической переменной (0, 1, 2, 3)

корреляции Пирсона составил 0,93 (-0,97). Показатель корреляции, рассчитанный между модельными вероятностями, определенными по формуле для логистической функции, и балльными показателями КЖ, – 0,95. Впервые предложена интерпретация латентных переменных в медицине на основании концепции силового поля К. Левина. Качество жизни больных следует рассматривать как динамический баланс двух противоположно направленных систем сил, при этом латентная переменная  $\beta$  определяет влияние негативных патогенных факторов на субъективную оценку самочувствия больного, переменная  $\theta$  – защитные адаптационно-компенсаторные возможности организма до лечения и эффективность терапевтического или другого лечебного воздействия после лечения и реабилитации. ☺

## Литература

1. Муслов С.А., Маслак А.А., Арутюнов С.Д. и др. Анализ параметров качества жизни стоматологических больных с помощью современной теории тестирования. Научное обозрение. Биологические науки. 2021; 4: 50–66.
2. Муслов С.А., Лапшихина Е.А., Кобзев Д.С. Упругость и гиперупругость урогенитальных тканей человека и животных. Эффективная фармакотерапия. 2021; 17 (25): 6–24.
3. Аниканова Е.В., Генс Г.П., Колонтарев К.С., Муслов С.А. Метод электрохимического лизиса в онкологической практике (обзор литературы). Сибирский онкологический журнал. 2021; 20 (3): 124–133.
4. The International Agency for Research on Cancer. Prostate Cancer Incidence and Mortality Worldwide in 2008. Summary. Globocan, 2010. <http://globocan.iarc.fr/factsheets/cancers/prostate.asp>.
5. Фомкин Р.Н., Фомкина Д.Н., Бахарев Е.М. Сравнительная оценка качества жизни после лечения локализованного рака простаты с помощью HIFU-абляции и радикальной простатэктомии. Бюллетень медицинских интернет-конференций. 2013; 3 (3): 781.
6. Бессмертных Д.В., Павлова Т.В. Оценка качества жизни больных раком предстательной железы. Научные ведомости. 2009; 12 (67): 68–70.
7. Маслак А.А. Теория и практика измерения латентных переменных в образовании: монография. М.: Юрайт, 2016.
8. Rasch Models in Health. Ed. K.B. Christensen, S. Kreiner, M. Mesbah. First published 2013 in Great Britain and the United States by ISTE Ltd and John Wiley & Sons, Inc. 368.
9. Van Andel G., Bottomley A., Fossa S.D., et al. An international study of the EORTC QLQ – PR25: a questionnaire for assessing the health related quality of life of patients with prostate cancer. Eur. J. Cancer. 2008; 44: 2418–2424.
10. Arraras J.I., Villafranca E., de la Vega F.A., et al. The EORTC quality of life questionnaire QLQ-C30 (version 3.0). Validation study for Spanish prostate cancer patients. Arch. Esp. Urol. 2008; 61: 949–954.
11. Arraras J.I., Villafranca E., de la Vega F.A., et al. The EORTC quality of life questionnaire for patients with prostate cancer: EORTC QLQ - PR25. Validation study for Spanish patients. Clin. Transl. Oncol. 2009; 11: 160–164.
12. Chie W.C., Yu C.C., Yu H.J. Reliability and validity of the Taiwan Chinese version of the EORTC QLQ-PR25 in assessing quality of life of prostate cancer patients. Urological Science. 2010; 21 (3): 118–125.



13. Fayers P.M., Aaronson N.K., Bjordal K., et al. EORTC QLQ-C30 Scoring Manual (3rd edition). Brussels: EORTC, 2001.
14. Bezruczko N. Rasch measurement in health sciences. Maple Grove, Minnesota, 2005.
15. Chang Y.J., Liang W.M., Wu H.C., et al. Psychometric evaluation of the Taiwan Chinese version of the EORTC QLQ-PR25 for HRQOL assessment in prostate cancer patients. Health and Quality of Life Outcomes. 2012; 10: 96.
16. Шкала Глисона при раке предстательной железы. <https://www.prostatecenterurope.ru/chavo/shkala-gilsona>.
17. Широкопад В.И., Штевнина Ю.И., Швырев С.Л. и др. Использование технологии автоматизированной оценки качества жизни больных в клинической практике онкоурологического отделения. Онкоурология. 2011; 122 (3): 121–128.
18. Лапшихина Е.А., Муслов С.А. Исследование качества жизни больных раком предстательной железы и психометрические свойства опросника EORTC QLQ-PR25. Научное обозрение. Медицинские науки. 2021; (4): 16–31.
19. Cho E., Kim S. Cronbach's coefficient alpha: well known but poorly understood. Organizational Research Methods. 2015; 18 (2): 207–230.
20. Dehesh T., Zare N., Jafari P., Sagheb M.M. Psychometric assessment of the Persian version of the Ferrans and Powers 3.0 index in hemodialysis patients. Int. Urol. Nephrol. 2014; 46: 1183–1189.
21. Chiu E.C., Hsueh I.P., Hsieh C.H., Hsieh C.L. Tests of data quality, scaling assumptions, reliability, and construct validity of the SF-36 health survey in people who abuse heroin. Journal of the Formosan Medical Association. 2014; 113 (4): 234–241.
22. Расчет надежности по формуле Рюлона. URL: <https://cyberpedia.su/3x2f8e.html>.
23. Аванесов В.С. Три источника становления метрической системы Георга Раша (RM). Педагогические измерения. 2004; 1: 15–21.
24. Осипов С.А., Маслак А.А. Оценивание параметров модели Раша методом парных сравнений. В сб.: Теория и практика измерения компетенций и других латентных переменных в образовании. Материалы XV (3–5 февраля 2011 г.) и XVI (1–3 июля 2011 г.) всероссийских (с международным участием) научно-практических конференций. Славянский-на-Кубани государственный педагогический институт, 2011: 65–72.
25. Секей Г. Парадоксы в теории вероятностей и математической статистике. М.: Мир, 1990.

## Study of the Quality of Life of Prostate Cancer Patients Using the EORTC QLQ-PR25 Questionnaire, Classical and Modern Testing Theory

S.A. Muslov<sup>1</sup>, E.A. Lapshikhina<sup>2</sup>, A.A. Maslak<sup>3</sup>, A.A. Korneev<sup>1</sup>, N.V. Zaitseva<sup>1</sup>, S.S. Pertsov<sup>1</sup>

<sup>1</sup> A.I. Yevdokimov Moscow State University of Medicine and Dentistry

<sup>2</sup> City Clinical Oncological Hospital No. 1, Moscow

<sup>3</sup> Kuban State University, Krasnodar

Contact person: Sergey A. Muslov, [muslov@mail.ru](mailto:muslov@mail.ru)

*The search for new approaches to the study of the quality of life of patients with malignant tumors of the urinary system plays an important role both in clinical studies and in the daily practice of oncological departments. Based on the quality of life (QoL) questionnaire of the European Organization for Research and Treatment of Cancer EORTC QLQ-PR25, the QoL of patients at the initial admission was studied in detail. The objects were patients with histologically confirmed prostate cancer (n = 100) who were under observation in the City Clinical Hospital No. 40 DZ of Moscow from October 2020 to December 2021. The analysis was carried out using the classical testing theory (CTT) and the theory of latent variables, which is based on the metric model of G. Rush. The ILP dialog system was used – a Russian-language analogue of the RUMM and Winsteps software. The Cronbach's alpha coefficient of the data was 0.81, the discriminativity of the questionnaire was 0.31, the success of scaling was 100%, the integral QoL level of patients was 79.46 (CTT) and 76.24% (ILP). Descriptive statistics of test results were obtained, indicators (estimates, standard deviation SD, chi-squared statistics, P (chi-squared), characteristic curves, distribution curves of categories and their thresholds), as well as objects (scores, estimates, standard error of the mean SEM), the location of indicators and objects, the correspondence of experimental data to the theoretical model were studied. The matrices of response ratings in the “categories” and “indicators” view are calculated. The “raw” scores of patients QoL obtained by the classical additive method by summing up scores on the questionnaire items (patients) and indicators calculated on the basis of the theory of latent variables are compared. The Pearson correlation coefficient was 0.93 (-0.97). The interpretation of latent variables from the standpoint of K. Levin's force field concept is proposed.*

**Key words:** prostate, cancer, quality of life, EORTC QLQ-PR25, latent variables, Rasch model