

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ

В.Г. Петров, В.И. Колесов, С.И. Квашнина

СИСТЕМЫ ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНОЙ ПОДДЕРЖКИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В МЕДИЦИНЕ

Рассмотрено алгоритмическое обеспечение системы принятия решений в медицине на примере выбора тактики лечения узлового зоба. Разработаны базовые модели для решения задач прогнозирования и стратегического планирования объема медицинских услуг с целью обоснования бюджета.

Качество жизни, эндокринология, кибернетика, системный подход, целеполагание, модель, проверка гипотез, принятие решений, оценка риска.

Постановка задачи

Задачи повышения качества жизни населения России в последние годы выдвигаются в числе приоритетных. Их реализация предполагает прежде всего использование системного подхода к принятию стратегических решений. Несмотря на то, что информационные медицинские технологии активно развиваются, их доля в сфере интеллектуальных систем достаточно скромна (~17 %). Наиболее весомый вклад в медицинскую кибернетику вносят коллективы, традиционно занимающиеся проблемами управления (ИАП РАН, ИПУ РАН, МИФИ), ведущие российские медицинские университеты и центры (РГМУ, МГМУ, Бакулевский центр), Ассоциация развития медицинских информационных технологий (АРМИТ).

Ключевым моментом в принятии рациональных решений является грамотное целеполагание, основанное на использовании моделей, адекватных реальным объектам и процессам. Задачи подобного рода возникают в медицине, например, при решении клинических проблем, связанных с узловым зобом [1]. Ставится задача построения базовых моделей для системы принятия решений при выборе тактики лечения узлового зоба (УЗ).

Решение задачи

Процедура выбора тактики сводится обычно к принятию главного решения: необходимо оперативное вмешательство или нет. Формализация задачи типична: имеются две гипотезы (γ_1 и γ_2) и соответствующие им плотности вероятности $f(q/\gamma_1)$ и $f(q/\gamma_2)$ некоторого информативного параметра q , численно характеризующего уровень (степень) патологии. Гипотеза 2 соответствует, например, случаю операбельной патологии, а гипотеза 1 — альтернативе. В соответствии с принятым критерием назначается порог принятия решения $q_{гр}$. Если $q \geq q_{гр}$, принимается решение о справедливости гипотезы 2 (оперативного вмешательства), в противном случае выбирается гипотеза 1.

При решении двальтернативных задач широкое распространение получили методы проверки статистических гипотез [2]: Байеса, Неймана — Пирсона, минимаксный, идеального наблюдателя, Вальда. Наиболее распространены первые три. Не вдаваясь в специфику каждого подхода, остановимся на более технологичном в перспективе методе Байеса.

Критерий Байеса основан на минимизации (путем выбора порога $q_{гр}$) среднего риска C , связанного с возможными ошибками при диагностике патологии. Байесов риск

$$C = (1 - p) \cdot C_{21} \cdot \int_{q_{гр}}^{\infty} f(q / \gamma_1) \cdot dq + p \cdot C_{12} \cdot \int_0^{q_{гр}} f(q / \gamma_2) \cdot dq, \quad (1)$$

где p — априорная вероятность наличия гипотезы 2; $f(q / \gamma_i)$ — плотность вероятности показателя q , соответствующая гипотезе γ_i ; C_{ij} — цена ошибки выбора гипотезы γ_i , когда в действительности справедлива γ_j .

Анализ формулы (1) показывает, что для грамотного назначения порога принятия решений $q_{гр}$ необходимо:

- знать априорные вероятности обеих гипотез (задача 1);
 - выбрать информативный параметр q (задача 2);
 - уметь его вычислять (задача 3);
 - знать плотность вероятности показателя q для каждой гипотезы (задача 4).
- Рассмотрим решение этих задач на этапе определения тактики лечения узлового зоба с учетом пола пациента, имея в виду 2 гипотезы:
- гипотеза 1 (γ_1) — нет необходимости в оперативном вмешательстве;
 - гипотеза 2 (γ_2) — оперативное вмешательство необходимо.

Задача 1. Оценка априорной вероятности гипотезы 2.

Статистика лечения узлового зоба в г. Тюмени свидетельствует о том, что оперативное вмешательство осуществлялось в двух случаях: при раке щитовидной железы (РЩЖ) и частично (17 %) при «фолликулярной опухоли», при этом априорные вероятности оперативного вмешательства для мужчин и женщин составляют соответственно 0.048 и 0.015.

Задача 2. Выбор информативного параметра q .

Речь идет о конструировании обобщенного показателя, численно характеризующего влияние патологии щитовидной железы на качество жизни пациента. Как показывают наши исследования, можно выделить группу частных показателей, влияющих на q : DTAB — данные тонкоигольной аспирационной биопсии, дающие информацию о морфологической структуре узла; размер узла RU; темп роста узла TRU; наличие симптомов компрессии тканей и органов шеи SC; пол пациента; возраст пациента W.

Частный показатель DTAB. Результатом анализа является один из пяти диагнозов: рак щитовидной железы (РЩЖ), фолликулярная аденома (ФА); аутоиммунный тиреоидит (АИТ); «фолликулярная опухоль» (ФО) или узловой коллоидный зоб (УКЗ). Эти диагнозы сведены в 3 группы (злокачественная опухоль, подозрение на злокачественную опухоль, незлокачественная опухоль), поэтому структуру обобщенного показателя q можно представить в виде

$$q = \sum_{i=1}^3 \beta_i \cdot q_i, \quad (2)$$

где q_i — обобщенный показатель, соответствующий i -группе; β_i — весовые коэффициенты, отвечающие условиям:

- при злокачественных опухолях (РЩЖ) $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$;

- при подозрениях на злокачественную опухоль (ФО) $\beta_1 = 0, \beta_2 = 1, \beta_3 = 0$;
- при незлокачественных опухолях (УКЗ, ФА и АИТ) $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$.

Так как что значение q_i оценивается отдельно для мужчин (q_{iM}) и женщин ($q_{iЖ}$), обобщенный показатель q_i является, таким образом, функцией лишь четырех аргументов: RU; TRU; SC и W.

Наиболее проблематичной группой являются пациенты с диагнозом «фолликулярная опухоль». Действительно, в остальных случаях ситуация ясна: при злокачественной опухоли (РЩЖ) необходимо оперативное вмешательство, а при неопухолевых (по И.И. Дедову) заболеваниях щитовидной железы (УКЗ и АИТ), как показывает практика, оно не нужно.

Рассмотрим ситуацию с «фолликулярной опухолью» более пристально. Соотношение (2) при таком диагнозе может быть записано в виде $q = \beta_2 \cdot q_2 = q_2$, и анализу, следовательно, подлежит показатель q_2 для пациентов каждого пола. Практический интерес при этом представляет специфика поведения показателей RU, TRU, SC от возраста W.

Частный показатель RU (размер узла). Статистическая обработка данных показала, что функция распределения размеров узлов (RU) с высоким коэффициентом детерминации ($R^2 > 0.8$) подчиняется закону Вейбулла

$$F W(RU) = 1 - \exp(-(RU/b)^c), \quad (3)$$

плотность вероятности $f W(RU)$ для которого равна:

$$f W(RU) = (c \cdot x^{c-1}/b^c) \cdot \exp(-(RU/b)^c). \quad (4)$$

График накопленных частот (кумулята) и гистограмма частот могут быть аппроксимированы в этом случае соответственно функциями

$$Q W(RU) = (1 - \exp(-(RU/b)^c)) \cdot D_{\max} \quad (5)$$

и

$$q W(RU) = (c \cdot x^{c-1}/b^c) \cdot \exp(-(RU/b)^c) \cdot D_{\max} \cdot \quad (6)$$

При этом математическое ожидание размера узла RU_{cp} равно:

$$RU_{cp} = b \cdot \Gamma[(c+1)/c], \quad (7)$$

где $\Gamma(x)$ — гамма функция; $x = (c+1)/c$ — аргумент.

В качестве примера (доля узлов для пациентов женского пола в возрасте от 35 до 60 лет) на рис. 1 приведены полученные нами: кумулята; гистограмма частот; графики функций $QW(RU)$ и $qW(RU)$.

Частный показатель TRU (темп роста узлов). Результаты выполненной нами статистической обработки позволяют построить графики повозрастного изменения средних размеров узлов RU_{cp} (рис. 2). Выделены 3 группы пациентов: мужчины (М); женщины (Ж) и общая группа (М + Ж). Если не делать различия по полу, то можно констатировать, что с возрастом средний размер узлов RU_{cp} у пациентов растет линейно, т.е. скорость роста узлов постоянна. В то же время характер повозрастного изменения RU_{cp} у мужчин и женщин различен. Так, у женщин скорость роста RU_{cp} до 50 лет практически постоянна:

$$RU_{cp}(W) = 0.0129 \cdot W + 1.08235, \quad (8)$$

в то время как у мужчин она линейно увеличивается (т.е. рост узлов у них идет равноускоренно):

$$RU_{cp}(W) = (7.6116667 \cdot 10^{-4}) \cdot W^2 - 0.0253525 \cdot W + 1.0711615 . \quad (9)$$

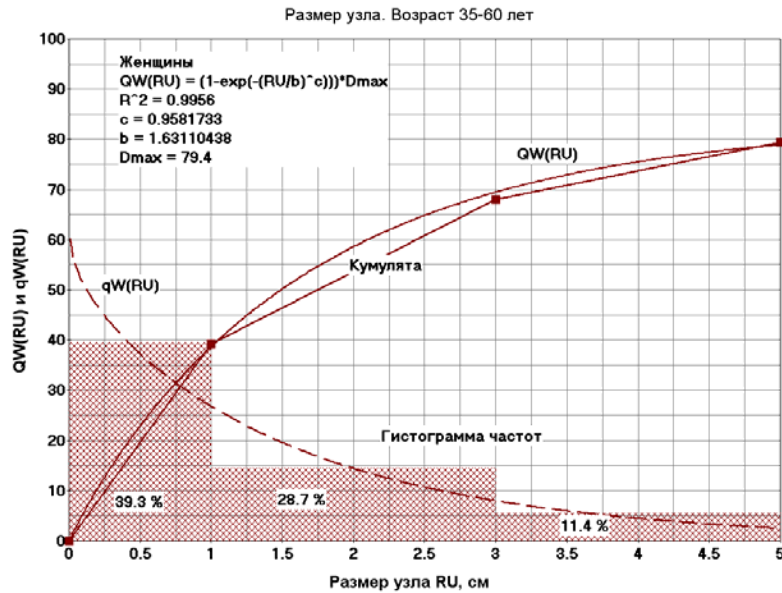


Рис. 1. Доля узлов для пациентов женского пола в возрасте от 35 до 60 лет

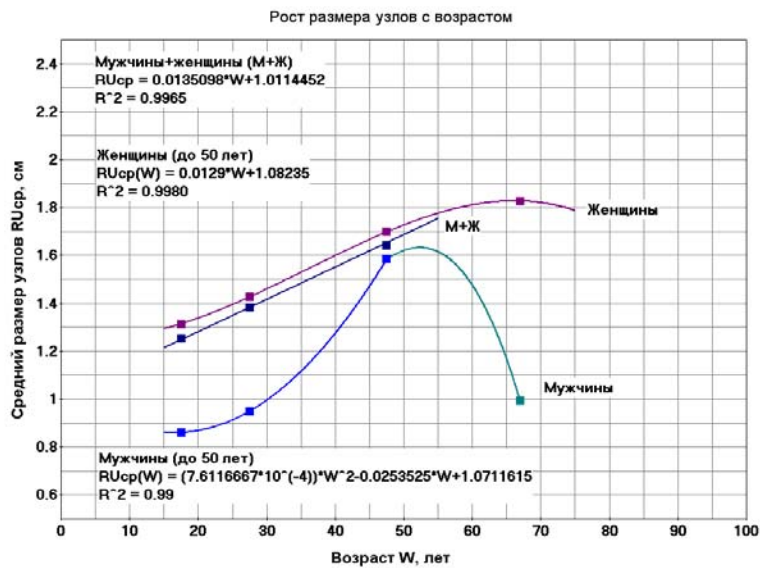


Рис. 2. Повозрастное изменение среднего размера узлов

К 50 годам средние размеры узлов у мужчин и женщин выравниваются. Как объяснить их снижение (особенно у мужчин) впоследствии? Ведь, достигнув определенной величины, размер узла снижаться не может. Следует иметь в виду, что значение RU_{cp} зависит в том числе и от доли пациентов с большим значением размера узлов, а эта доля с возрастом у мужчин резко падает (из-за меньшей продолжительности их жизни). Иначе говоря, мало мужчин с большим размером узлов, которые доживают до 70 лет. У женщин в этом смысле ситуация значительно лучше, хотя и у них после 60 лет по той же причине наблюдается тенденция к снижению среднего размера узлов. Таким образом, принципиальное различие в механизме роста узлов у женщин и мужчин (до 50 лет) заключается в том, что в первом случае темп роста постоянен, $TRU_{жен} = 0.0129$ см/год (т.е. примерно 1.3 мм в год), а во втором — линейно увеличивается с возрастом: $TRU_{муж} = 1.522 \cdot 10^{-3} \cdot W - 0.02535$, см/год.

Так, у мужчин в возрасте 25 лет темп роста среднего размера узлов равен 0.0127 (т.е. такой же, как у женщин), а в 50 лет он составляет 0.05 см в год (т.е. примерно в 3.9 раза выше, чем у женщин).

Частный показатель SC (наличие симптомов компрессии тканей и органов шеи). Практика свидетельствует о том [1], что существует четкая зависимость между увеличением размера узла щитовидной железы RU и возникновением симптомов компрессии (клинических проявлений) SC (рис. 3).

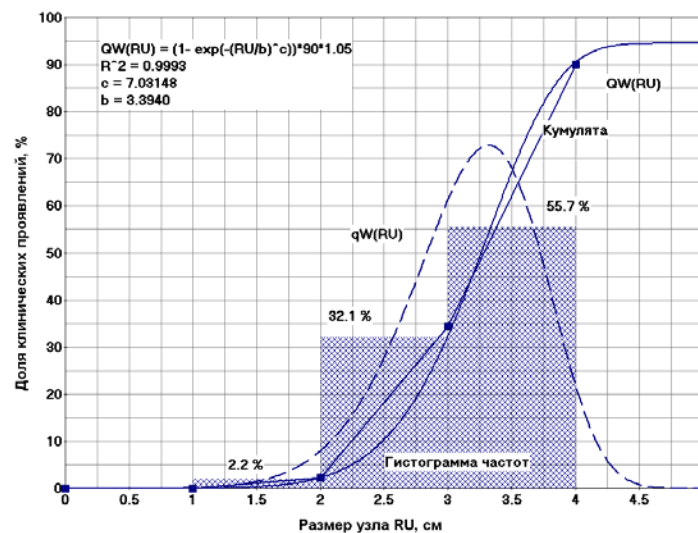


Рис. 3. График зависимости доли клинических проявлений от размеров узла

Выполненная нами обработка исходного материала показывает, что распределение размера узлов, обуславливающих клинические проявления, вейбулловское (при коэффициенте детерминации $R^2 = 0.9993$). На рис. 3 $QW(RU)$ — функция, аппроксимирующая кумуляту, а $qW(RU)$ — ее производная. Функция распределения $FW_{sc}(RU)$ и плотность вероятности $fW_{sc}(RU)$ соответственно равны:

$$FW_{sc}(RU) = 1 - \exp(-(RU/b)^c) \quad (10)$$

и

$$f W_{sc}(RU) = \frac{c \cdot RU^{c-1}}{b^c} \cdot \exp(-(RU/b)^c), \text{ здесь } c = 7.031; b = 3.394.$$

Задача 3. Связана с метрикой q . В итоге сводится к построению обобщенного показателя q (раздельно для мужчин и женщин), который является функцией частных показателей RU, TRU, SC и W.

Прежде всего, необходимо условиться, в какую сторону должен изменяться показатель q с ухудшением качества жизни. Разумно связать его с риском здоровью, а это означает, что он должен расти при снижении качества жизни.

Сделаем ряд правдоподобных допущений. Риск здоровью увеличивается, если у пациента:

- нарастает размер узла $RU(W)$, поскольку достоверно доказано, что при «фолликулярной опухоли» вероятность обнаружить рак P_r линейно связана с размером узла (таким образом, численной характеристикой является вероятность $P_r[RU(W)]$);

- темп роста узла больше нормы, т.е. фактический размер узла $RU(W)$ больше среднего $RU_{cp}(W)$ (численной характеристикой является индекс $M(W) = RU(W)/RU_{cp}(W)$);

- наблюдаются симптомы компрессии тканей и органов шеи (численной характеристикой является вероятность клинических проявлений $P_{sc}[RU(W)]$).

Подобные допущения учтены действующей «Шкалой риска влияния узла на качество жизни» [1] (таб.).

Шкала риска влияния узла на качество жизни

Характеристика узлового образования или пациента, у которого обнаружен узел		Баллы
Данные ТАБ	Рак	3
	Фолликулярная опухоль	1
	Узловой коллоидный зоб	0
Размер узла	Более 3 см	2
	2–3 см	1
	1–2 см	0
Темп роста узла	Быстрый	1
	Медленный или отсутствует	0
Наличие симптомов компрессии тканей и органов шеи	Есть	3
	Отсутствуют	0
Пол пациента	Мужской	1
	Женский	0
Возраст пациента	До 20 лет	1
	Старше 20 лет	0

Имеет смысл увязать ее метрику с предлагаемой метрикой оценки величины q . Прежде всего, речь идет о пациентах с диагнозом «фолликулярная опухоль», по шкале им соответствует балл, равный 1, т.е. $B_{ТАБ} = 1$. Далее последовательно проанализируем остальные разделы шкалы.

По пункту «Размер узла» 3 балла соответствует размеру узла 3 см, 0 баллов — размеру 1 см. Это означает, что баллы B_r связаны с размером узла RU (см) соотношением

$$B_r[RU] = RU - 1. \quad (11)$$

По пункту «Темп роста узла» шкала неопределенна. Нет четкости в понятиях «быстрый» и «медленный», поэтому мы предлагаем использовать здесь так называемый индекс темпа роста узла

$$M(W) = RU(W)/RU_{cp}(W), \quad (12)$$

характеризующий отклонение от стандарта темпа роста узла конкретного пациента с учетом его пола. За стандарт (он стоит в знаменателе дроби) для мужчин принята зависимость, отмеченная на рис. 2 ремаркой «мужчины», для женщин — зависимость с пометкой «женщины». В качестве числителя принят темп роста узлов в среднем для всех пациентов (на рис. 2 он обозначен М + Ж). Индексы для мужчин и женщин обозначены соответственно $M_m(W)$ и $M_j(W)$. Поведение рассчитанных нами индексов иллюстрируется рис. 4, при этом пришлось внести коррекцию в рис. 2, устранив влияние естественной убыли пациентов с возрастом.

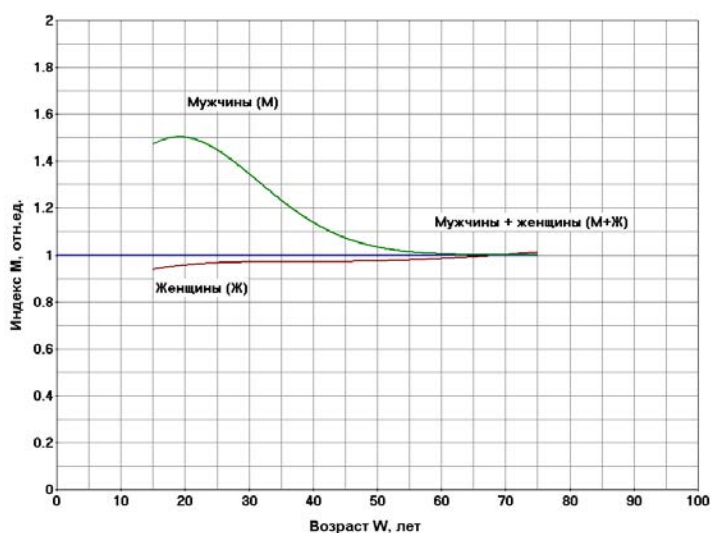


Рис. 4. Повозрастное поведение индексов $M_m(W)$ и $M_j(W)$

В графе «Наличие симптомов компрессии тканей и органов шеи» неясно понятие «есть». Поскольку максимальное количество баллов по этому пункту равно 3, то мы относим это значение к максимальной вероятности возникновения симптомов компрессии (она достигается при $RU = 5$), а нулевое значение — к минимальной (при $RU = 1$). Связь количества баллов с размером узлов при компрессии описывается, следовательно, соотношением

$$B_c[RU] = 0.75 \cdot RU - 0.75. \quad (13)$$

Что касается пунктов шкалы, связанных с полом и возрастом пациентов, то они учтены нами в индексах $M_m(W)$ и $M_j(W)$.

С учетом сделанных замечаний структура обобщенной оценки q в баллах может быть представлена в следующем виде: $q = B_r + B_c + B_{таб}$.

Так как по степени влияния размеры узлов у мужчин и женщин различаются, первое слагаемое должно быть представлено как $B_r = RU_s - 1$ (здесь RU_s — эффективный размер узла, $RU_s = M \cdot RU - 1$), тогда окончательно получим:

— для мужчин

$$q_m(W) = B_r[M_m(W) \cdot RU(W)] + B_c[RU(W)] + B_{TAB},$$

т.е.

$$q_m(W) = M_m(W) \cdot RU(W) + 0.75 \cdot RU(W) - 0.75; \quad (14)$$

— для женщин

$$q_{ж}(W) = M_{ж}(W) \cdot RU(W) + 0.75 \cdot RU(W) - 0.75. \quad (15)$$

Задача 4. Связана с поиском распределений информативного параметра q , соответствующих альтернативным гипотезам. Учитывая, что между q и RU существует детерминированная связь (см. (14) и (15)), можно анализировать распределения размеров узлов RU и делать последующий пересчет.

Имеющийся большой экспериментальный материал позволяет без труда построить распределение $f(RU/\gamma_1)$ для первой гипотезы (рис. 6).

Плотность вероятности $f(RU/\gamma_1)$ при вейбулловском распределении равна

$$f(RU/\gamma_1) = \frac{c \cdot RU^{c-1}}{b^c} \cdot \exp\left[-\left(\frac{RU}{b}\right)^c\right] = \frac{1}{1.6673} \cdot \exp\left(-\frac{RU}{1.6673}\right). \quad (16)$$

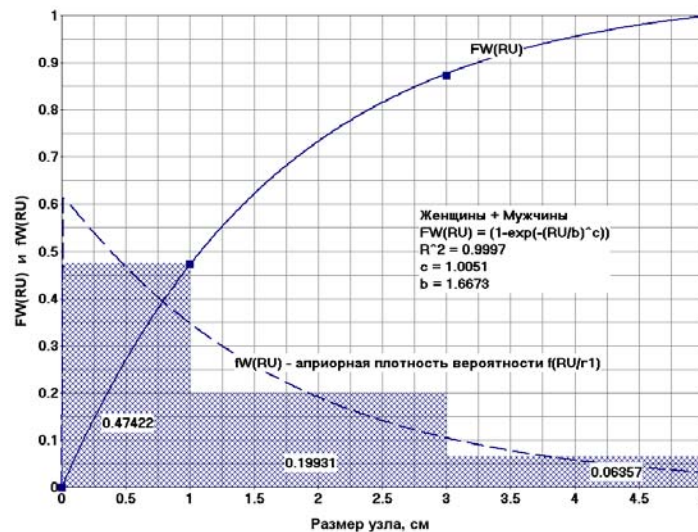


Рис. 5. Функция распределения $FW(RU/\gamma_1)$ и плотность вероятности $f(RU/\gamma_1)$

Сложнее обстоит дело с плотностью вероятности $f(RU/\gamma_2)$, соответствующей второй гипотезе. Необходимый экспериментальный материал отсутствует, поэтому придется обойтись гипотетическим распределением. Важно определить диапазон размеров узлов для этого случая. Практика показывает, что количество пациентов с узлами более 5 см практически равно нулю. Что касается минимального размера узла, то по существующей «Шкале риска» он

равен 2 см. Таким образом, размеры узлов пациентов, относящихся ко второй гипотезе, лежат в диапазоне 2–5 см, при этом следует ожидать, что максимум плотности вероятности $f(RU/\gamma_2)$ будет находиться в середине диапазона — 3.5 см (т.е. $RU_{\max} = 3.5$) и кривая распределения будет практически симметричной. Потребуем далее, чтобы вероятность $F(RU/\gamma_1) = \int_0^5 f(RU/\gamma_1) = 1 - \varepsilon$ была бы близка к 1, например 0.98 (т.е. $\varepsilon = 0.02$). Принимая распределение $f(RU/\gamma_2)$ вейбулловским, определим параметр «с» из уравнения (17), учитывая, что $b = \frac{RU_{\max} - a}{(1-c)^{1/c}}$ (здесь a — начало диапазона, $a = 2$).

$$F(RU/\gamma_2) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{(RU-a) \cdot (1-1/c)}{RU_{\max} - a}\right)^c\right] = 1 - \varepsilon = 0.98,$$

следовательно,

$$\exp\left[-\left(\frac{(RU-a) \cdot (1-1/c)}{RU_{\max} - a}\right)^c\right] = 0.02.$$

Для $RU = 5$, $a = 2$, $RU_{\max} = 3.5$ получим

$$\exp\left[-\left(\frac{3 \cdot (1-1/c)}{1.5}\right)^c\right] = 0.02. \quad (17)$$

Решением этого уравнения является $c = 3.653$.

Параметр $b = \frac{RU_{\max} - a}{(1-1/c)^{1/c}} = 1.637$, следовательно,

$$f(RU/\gamma_2) = \frac{c \cdot (RU-a)^{c-1}}{b^c} \cdot \exp\left[-\left(\frac{RU-a}{b}\right)^c\right],$$

что приводит к

$$f(RU/\gamma_2) = \frac{3.65 \cdot (RU-2)^{2.653}}{1.637^{3.653}} \cdot \exp\left[-\left(\frac{RU-2}{1.637}\right)^{3.653}\right]. \quad (18)$$

Графики распределения $f(RU/\gamma_1)$ и $f(RU/\gamma_2)$ приведены на рис. 6.

Таким образом, получены исходные данные для аргументированного принятия решения на основе алгоритма (1). В частности, возможно решение двух классов задач:

- выбор оптимального (по критерию минимального риска) порога принятия решения;
- оценка потерь при принятом пороге.

В качестве примера рассмотрим вторую задачу и оценим экономическую подоплеку используемой ныне на практике «Шкалы риска». Она, как известно, устанавливает порог принятия решения об оперативном вмешательстве на уровне 3 баллов. При этом, конечно, допускается возможность ошибок первого и второго рода.

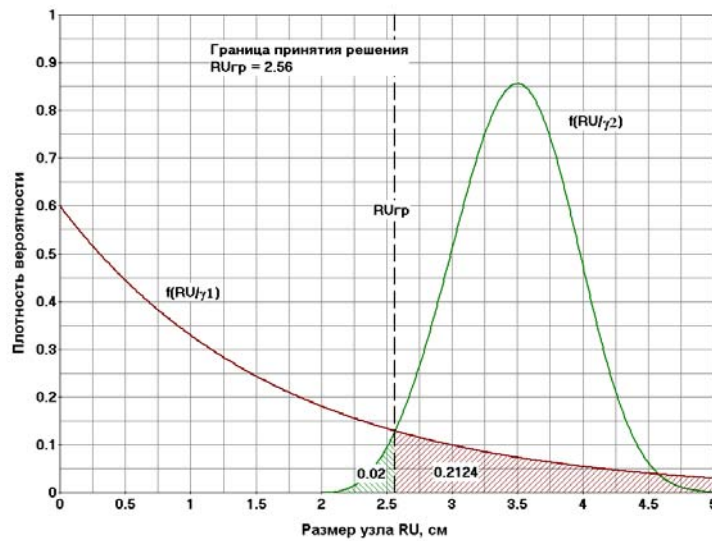


Рис. 6. Графики распределений $f(RU/\gamma_1)$ и $f(RU/\gamma_2)$

Полученные нами результаты позволяют оценить:

- отношение цен за эти ошибки;
- величину риска (если цены заданы).

Отношение цен за ошибки. Чтобы вычислить отношение цен для существующей «Шкалы риска», выясним вначале, как ведет себя порог $RU_{гр}$ с изменением возраста пациентов.

Используя соотношения (14) и (15) и полагая $q_{гр}(W) = 3$, получим

$$RU_{грj}(W) = \frac{3.75}{M_{\min j}(W) + 0.75}, \quad (19)$$

здесь j — признак пола.

Минимальное значение индекса в пределах всего возрастного диапазона у мужчин равно 1, а у женщин 0.9385, следовательно, порог в первом случае равен 2.14 см, а во втором — 2.22 см.

Минимизация среднего риска в соответствии с (1) достигается при условии $\frac{\partial C}{\partial q} = 0$, когда $\frac{f(q_{гр}/\gamma_1)}{f(q_{гр}/\gamma_2)} = \frac{p}{1-p} \cdot \frac{C_{12}}{C_{21}}$.

Как уже отмечалось, между q и RU существует детерминированная связь (см. (14) и (15)), поэтому можно использовать распределения размеров узлов RU и делать последующий пересчет. С учетом этого отношение цен равно

$$OC_j = \frac{C_{12}}{C_{21}} = \frac{(1-p_j) \cdot f(RU_{гр}/\gamma_1)}{p_j \cdot f(RU_{гр}/\gamma_2)}, \quad (20)$$

где $f(RU_{гр}/\gamma_i) = \frac{c_i}{b_i} \cdot \left(\frac{RU_{гр}}{b_i}\right)^{c_i-1} \cdot \exp\left[-\left(\frac{RU_{гр}}{b_i}\right)^{c_i}\right]$; i — номер гипотезы; j — признак пола;

p_j — априорные вероятности, приведенные в табл.; параметры рас-

пределений соответственно равны: $b_1 = 1.667$, $c_1 = 1$, $b_2 = 1.637$, $c_2 = 3.653$. Анализ соотношения (20) показывает, что существующая ныне тенденция перестраховаться и сделать операцию при малом размере узлов означает принятие по умолчанию очень высокого отношения цен OC_j (намного выше реального). Отсюда стратегический вывод: избегайте поспешных операций!

Оценка риска. Выполняется на основе алгоритма (1) с переходом от $q_{гр}$ к $RU_{гр}$. При этом целесообразно вычислять относительный риск

$$RISK_j = \frac{C}{C_{21}} = (1 - p_j) \cdot \int_{RU_{гр}}^{\infty} f(RU/\gamma_1) \cdot dRU + p_j \cdot OC_j \cdot \int_0^{RU_{гр}} f(RU/\gamma_2) \cdot dRU. \quad (21)$$

Результаты расчета приведены на рис. 7. Они показывают, что при отношении цен, равном 20, решение о необходимости оперативного вмешательства для мужчин принимается при узлах свыше 2.55 см, а для женщин — свыше 2.84 см.

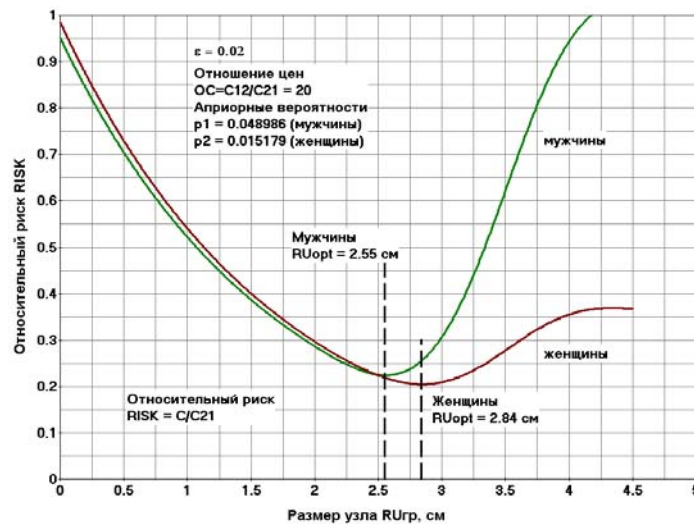


Рис. 7. Относительный риск

Таким образом, получены следующие, привлекаемые для выбора альтернативных решений, базовые модели:

- принятия решения (1);
- выбора информативного параметра (соотношения (2)–(7));
- оценки значения информативного параметра (14), (15);
- роста узлов (8), (9);
- взаимосвязи «балл — размер узла» (11), (12);
- распределения размеров узлов для гипотез 1 и 2 (16), (18);
- цен ошибок принятия решений (20);
- риска (21).

Предложено алгоритмическое обеспечение системы интеллектуальной поддержки принятия решений в медицине на примере преодоления клинических проблем, связанных с узловым зобом.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Петров В.Г.* Оптимизация медицинской помощи пациентам с узловым зобом в регионе легкого йодного дефицита: Дис. ... д-ра мед. наук: 14.00.27 / Челяб. гос. мед. академия Росздрава. Челябинск, 2008. 220 с.
2. *Хелстром А.* Статистическая теория обнаружения сигналов. М.: Связь, 1976. 184 с.

V.G. Petrov, V.I. Kolesov, S.I. Kvashnina

SYSTEMS OF INTELLECTUAL SUPPORT UNDER TAKING DECISIONS IN MEDICINE

The paper considers an algorithmic supply regarding a system of taking decisions in medicine illustrated by choosing tactics of treating gangliar goitre. Subject to development being basic models to solve problems of forecasting and strategic planning as to an amount of medical services for substantiating a budget.

Quality of life, endocrinology, cybernetics, systemic approach, target indication, model, verification of hypotheses, taking decisions, risk evaluation.