

6. Ün S., Türk H., Koca O. et al. Factors determining biochemical recurrence in low-risk prostate cancer patients who underwent radical prostatectomy. *Turkish J. Urol.* 2015; 41 (2): 61–66. DOI: 10.5152/tud.2015.65624.
7. Alenda O., Ploussard G., Mouracade P. et al. Impact of the primary Gleason pattern on biochemical recurrence-free survival after radical prostatectomy: A single-centre cohort of 1,248 patients with Gleason 7 tumours. *World J. Urol.* 2011; 29: 671–676. DOI: 10.1007/s00345-010-0620-9.
8. Jang W.S., Kim L.H., Yoon C.Y. et al. Effect of preoperative risk group stratification on oncologic outcomes of patients with adverse pathologic findings at radical prostatectomy. *PLoS One.* 2016; 11 (10): 1–11. DOI: 10.1371/journal.pone.0164497.
9. Swindle P., Eastham J.A., Ohori M. et al. Do margins matter? The prognostic significance of positive surgical margins in radical prostatectomy specimens. *J. Urol.* 2008; 179: 47–51. DOI: 10.1016/j.juro.2008.03.137.
10. Amling C.L., Blute M.L., Bergstralh E.J. et al. Long-term hazard of progression after radical prostatectomy for clinically localized prostate cancer: Continued risk of biochemical failure after five years. *J. Urol.* 2000; 164: 101–105. DOI: 10.1016/S0022-5347(05)67457-5.
11. Aho D.A., Hoffman K.E., Hu J.C. et al. Which patients with undetectable PSA levels five years after radical prostatectomy are still at risk of recurrence? Implications for a risk-adapted followup strategy. *Urology.* 2010; 76: 1201–1205. DOI: 10.1016/j.urology.2010.03.092.
12. Budäus L., Isbarn H., Eichelberg C. et al. Biochemical recurrence after radical prostatectomy: multiplicative interaction between surgical margin status and pathological stage. *J. Urol.* 2010; 184 (4): 1341–1346. DOI: 10.1016/j.juro.2010.06.018.
13. Kikuchi E., Scardino P.T., Wheeler T.M. et al. Is tumor volume an independent prognostic factor in clinically localized prostate cancer? *J. Urol.* 2004; 172: 508–511. DOI: 10.1097/01.ju.0000130481.04082.1a.
14. Merrill M.M., Lane B.R., Reuther A.M. et al. Tumor volume does not predict for biochemical recurrence after radical prostatectomy in patients with surgical Gleason score 6 or less prostate cancer. *Urology.* 2007; 70: 294–298. DOI: 10.1016/j.urology.2007.03.062.
15. Eichelberger L.E., Koch M.O., Ebel J.N. et al. Maximum tumor diameter is an independent predictor of prostate-specific antigen recurrence in prostate cancer. *Modern Pathol.* 2005; 18: 886–890. DOI: 10.1038/modpathol.3800405.
16. Van Oort I.M., Witjes J.A., Kok D.E. et al. Maximum tumor diameter is not an independent prognostic factor in high risk localized prostate cancer. *World J. Urol.* 2008; 26: 237–241. DOI: 10.1007/s00345-008-0242-7.
17. Nelson B.A., Shappell S.B., Chang S.S. et al. Tumour volume is an independent predictor of prostate-specific antigen recurrence in patients undergoing radical prostatectomy for clinically localized prostate cancer. *BJU Int.* 2006; 97: 1169–1172. DOI: 10.1111/j.1464-410X.2006.06148.x.
18. Anastasiou I., Tyrizis S.I., Adamakis I. et al. Prognostic factors identifying biochemical recurrence in patients with positive margins after radical prostatectomy. *Int. Urol. Nephrol.* 2011; 43: 715–720. DOI: 10.1007/s12555-010-9859-8.
19. Godoy G., Tareen B.U., Lepor H. Site of positive surgical margins influences biochemical recurrence after radical prostatectomy. *BJU Int.* 2009; 104: 1610–1614. DOI: 10.1111/j.1464-410X.2009.08688.x.

УДК 616.613-003.7: 616.65-002-007.61: 616.65-002-006: 616-036

© 2017 Золотухин О.В.

ИНДИВИДУАЛЬНОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РАЗВИТИЯ МОЧЕКАМЕННОЙ БОЛЕЗНИ, ДОБРОКАЧЕСТВЕННОЙ ГИПЕРПЛАЗИИ И РАКА ПРЕДСТАТЕЛЬНОЙ ЖЕЛЕЗЫ ПО МЕДИКО- СОЦИАЛЬНЫМ ФАКТОРАМ РИСКА

Олег Владимирович Золотухин*

Воронежский государственный медицинский университет им. Н.Н. Бурденко, г. Воронеж, Россия

Поступила 07.07.2017; принята в печать 19.07.2017.

Реферат

DOI: 10.17750/КМЖ2017-894

Цель. Реализация прогнозирования риска развития мочекаменной болезни, доброкачественной гиперплазии и рака предстательной железы на основе математического моделирования по индивидуальным медико-социальным факторам.

Методы. Проведена прогностическая оценка риска развития изучаемых заболеваний по 30 медико-социальным факторам. Материал исследования составили репрезентативные выборки пациентов с подтверждённым диагнозом «мочекаменная болезнь», «доброкачественная гиперплазия предстательной железы» и «рак предстательной железы» (основные группы), а также люди без этих заболеваний (группа сравнения). Протокол исследования включил подготовку первичных данных, преобразование качественных данных в числовую форму, логистическое регрессионное моделирование риска, верификацию моделей. Собственно прогнозирование риска осуществлено с помощью обоснованно выбранных методов математического моделирования (априорного ранжирования, регрессионного анализа и способа дискретных корреляционных плеяд для минимизации информативной параметрической избыточности). Разработанные модели подвергались верификации методом пассивного эксперимента.

Результаты. На основе продолжительных эмпирических наблюдений была выдвинута научная гипотеза о том, что мочекаменная болезнь, доброкачественная гиперплазия и рак предстательной железы имеют более высокую вероятность развития у пациентов, имеющих воздействие определённых факторов риска. С целью подтверждения или опровержения выдвинутой гипотезы произведён анализ прогностической информативности 30 факторов, «подозреваемых» на причастность к развитию изучаемых форм патологии. Это реализовано

с помощью логистического регрессионного моделирования. В результате среди изученных условий труда и жизни урологических пациентов были определены прогностически значимые факторы. Составленные на их основе (и впоследствии верифицированные) модели позволили математически оценить реальный риск развития изучаемых урологических заболеваний.

Вывод. Разработка моделей индивидуального риска развития изучаемых нозологических форм на основе анализа медико-социальных факторов принципиально возможна; верификация разработанных моделей подтверждает их практическую применимость и доказывает принципиальную целесообразность предложенного подхода.

Ключевые слова: урологическая патология, риск развития, индивидуальное прогнозирование, мочекаменная болезнь, доброкачественная гиперплазия предстательной железы, рак предстательной железы, медико-социальные факторы, математическое моделирование, верификация моделей.

INDIVIDUAL PROGNOSIS OF UROLITHIASIS, BENIGN HYPERPLASIA AND PROSTATE CANCER DEVELOPMENT BASED ON MEDICAL AND SOCIAL RISK FACTORS

O.V. Zolotukhin

Voronezh State Medical University named after N.N. Burdenko, Voronezh, Russia

Aim. To predict the risk of developing urolithiasis, benign hyperplasia and prostate cancer on the basis of mathematical modeling on individual medical and social factors.

Methods. Prognostic evaluation of the risk of studied pathology development based on 30 medical and social factors was performed. Representative samples of patients with verified diagnosis of urolithiasis, benign prostatic hyperplasia and prostate cancer (study groups) as well as individuals without these diseases (comparison group) constituted the material of the study. The study protocol included preparation of primary data, transformation of qualitative data into numerical form, logistic regression modeling of risk, verification of models. Risk prediction itself was performed with the use of reasonably chosen methods of mathematical modeling (a priori ranging, regression analysis and discrete correlation pleiades aimed at minimizing the informative parameter redundancy). The developed models were verified by passive experiment method.

Results. Based on long-term empirical observation the scientific hypothesis was proposed that urolithiasis, benign hyperplasia and prostate cancer development is more probable in patients with certain risk factors. To prove or reject the proposed hypothesis, the analysis of prognostic informativeness was performed for 30 factors suspected to cause the studied pathology development. It was performed with the use of logistic regression models. As a result among the studied working and living conditions of urological patients prognostically significant factors were determined. Developed on their basis (and subsequently verified) models allowed mathematically evaluating real risk of the studied urologic diseases development.

Conclusion. Development of the models of individual risk of the studied nosologic forms development based on the analysis of medical and social factors is principally possible; verification of the developed models confirms their practical applicability and proves the principal feasibility of the proposed approach.

Keywords: urologic pathology, risk of development, individual prognosis, urolithiasis, benign prostatic hyperplasia, prostate cancer, medical and social factors, mathematical modeling, verification of the models.

Одна из основных задач диагностики в современной урологии — выявление урологических заболеваний на максимально ранних стадиях их развития, так как выявление на поздних стадиях часто осложняет прогноз и течение заболевания. Тем не менее, учитывая бессимптомность урологических заболеваний на ранних стадиях в большинстве случаев, в поле деятельности специалистов попадают, как правило, «запущенные» формы патологии.

Целесообразным способом воздействия в данной ситуации (помимо широкого применения скрининговых методов диагностики) представляется индивидуальное прогнозирование урологического риска. Обоснованное выделение пациентов группы высокого риска для их включения в систему углублённого урологического наблюдения в перспективе может стать значимым инструментом для снижения негативных медико-социальных последствий данных форм патологии.

Особое значение в сфере информационно-аналитического обеспечения любой отрасли здравоохранения имеет прогно-

зирование развития соответствующих заболеваний [1–10]. Проблема научного прогнозирования далека от окончательного решения. Однако некоторые прогностические системы в клинической медицине имеют уже обоснованную сферу практической применимости. К примеру, в урологической медицине получили распространение системы скрининга и прогнозирования мочекаменной болезни (МКБ) и патологии предстательной железы.

С другой стороны, несмотря на научно-практическую значимость прогнозирования в урологии, до настоящего времени в доступных информационных источниках не обнаружено данных о разработках систем по прогностическому моделированию индивидуального риска по МКБ, доброкачественной гиперплазии (ДГПЖ) и раку предстательной железы (РПЖ), отвечающих адаптированности к формату трёхуровневой системы оказания урологической помощи населению.

Необходимость решения этой проблемы послужила основанием для проведения настоящего исследования, цель которого —

разработка и оценка эффективности модели индивидуального прогнозирования риска развития МКБ, ДГПЖ и РПЖ на основе математического моделирования по медико-социальным факторам.

Проведено ретроспективно-проспективное исследование по типу «случай-контроль». Для изучения медико-социальных факторов риска развития МКБ, ДГПЖ и РПЖ были разработаны дополнительные (по отношению к основной части исследования) статистические карты для изучения медико-социальных условий жизни и труда пациентов, страдающих данными заболеваниями. Карты включали анкетированные данные по 30 медико-социальным факторам риска — каждый вопрос анкеты соответствовал анализу одного фактора риска.

Поскольку проведён анализ множества факторов риска с различной их частотой, для расчётов была выбрана частота $\omega=0,5$, при которой нужен максимальный размер выборки. При 5% предельной ошибке ($\Delta\omega=0,05$) минимально необходимый объём выборки составил:

$$n=1,962 \times 0,5 \times (1-0,5) / 0,052 = 384.$$

С целью решения поставленных задач был проведён анализ результатов обследования 480 пациентов с МКБ (основная группа 1), 640 пациентов с ДГПЖ (основная группа 2), 400 пациентов с РПЖ (основная группа 3) и 450 пациентов без изучаемой патологии (контрольная группа).

С целью достижения внешней обобщаемости выводов исследования и возможности их применения в сфере практического здравоохранения в настоящей работе были использованы приведённые ниже одинаковые для обеих сравниваемых выборок критерии включения и не включения в исследование.

Критерии включения:

– возраст 20–80 лет;

– подозрение на наличие одного из следующих заболеваний: МКБ [≥ 1 положительного ответа на вопрос разработанной «Анкеты выявления группы риска МКБ (АвгРМКБ)»], ДГПЖ, РПЖ [≥ 1 положительного ответа на вопрос «Модифицированной анкеты IPSS-QOL (mIPSS-QOL)»];

– наличие признаков МКБ, ДГПЖ, РПЖ, подтверждённых доказательными методами диагностики (такими, как ультразвуковое исследование, компьютерная и магнитно-резонансная томография, лабораторная диагностика).

Критерии исключения:

– шоковое или агональное состояние пациента;

– наличие заболевания, сопоставимого по тяжести с основным (МКБ, ДГПЖ, РПЖ) или более тяжёлого.

Стандартизация сравниваемых выборок достигалась за счёт следующих факторов:

– идентичного внутригруппового распределения участников исследования по нозологическим формам, возрастным группам и гендерной принадлежности;

– соблюдения критериев включения/исключения (см. выше).

Характер и протокол исследования проверены и одобрены этическим комитетом Воронежского государственного медицинского университета им. Н.Н. Бурденко.

В качестве рабочей гипотезы было принято предположение о том, что «на состояние здоровья больных влияет целый комплекс медико-социальных факторов риска, связанных с условиями их жизни и труда».

При статистической обработке данных, полученных в результате анкетирования, изучали структуру индивидуальных медико-социальных характеристик, оценивали значимость медико-социальных факторов риска, проводили оценку корреляционных взаимосвязей между исследуемыми индивидуальными медико-социальными характеристиками больных и выделенными в процессе исследования результирующими показателями, характеризующими состояние их здоровья.

С целью приведения качественных данных к числовому виду применяли метод априорного ранжирования, основанный на экспертных оценках. Для оценки степени согласованности мнений экспертов использовали коэффициент конкордации W. Кендалла, его статистическую значимость определяли с помощью χ^2 -критерия Пирсона. После выполнения нормировки полученные таким образом значения показателя находились в интервале [0, 1]. При этом наименее значимому (или наихудшему) значению соответствует 0, а наиболее значимому (или наилучшему) 1.

Для оценки прогностической ценности факторов риска развития исследуемых видов урологической патологии была применена информационная мера Кульбака с определением величины J_i (K). Далее для решения задачи прогнозирования развития исследуемых заболеваний с учётом индивидуальных медико-социальных факторов риска строились прогностические модели.

Оценка значимости медико-социальных факторов риска развития мочекаменной болезни, доброкачественной гиперплазии предстательной железы и рака предстательной железы

№	Показатель	Прогностическая ценность (Кульбака) J_i (К)	Ранг R_i (К)	Критерий согласия Пирсона (χ^2)	Статистический уровень значимости (p)
1. Мочекаменная болезнь					
X_1	Возраст	0,24	4–6	13,08	0,036677
X_2	Пол	0,27	1	5,10	0,025888
X_{12}	Используемая вода	0,25	3	9,77	0,021111
X_{14}	Нарушения питания	0,24	4–6	4,68	0,033889
X_{25}	Низкий уровень медицинской грамотности	0,22	8	6,54	0,040999
X_{26}	Хронические неспецифические инфекционно-воспалительные заболевания мочевыводящих путей	0,26	2	7,65	0,022787
X_{27}	Наследственность (наличие этого же заболевания у родственников)	0,23	7	6,99	0,033666
X_{30}	Нарушения фосфорно-кальциевого обмена	0,24	4–6	4,65	0,034449
2. Доброкачественная гиперплазия предстательной железы					
X_1	Возраст	0,56	1	26,56	0,000349
X_6	Контакт с агрессивными производственными факторами (физическими, химическими)	0,21	8–9	4,10	0,044999
X_7	Сидячий образ жизни	0,25	3	4,84	0,030887
X_{14}	Нарушения питания	0,24	4–5	4,63	0,034999
X_{17}	Нарушения сексуальной активности	0,48	2	10,72	0,001288
X_{25}	Низкий уровень медицинской грамотности	0,24	4–5	7,15	0,030999
X_{26}	Хронические неспецифические инфекционно-воспалительные заболевания мочевыводящих путей	0,21	8–9	6,30	0,044888
X_{27}	Наследственность (наличие этого же заболевания у родственников)	0,22	7	6,53	0,041223
X_{29}	Специфические урогенитальные инфекции (ЗППП) в анамнезе	0,23	6	7,01	0,033289
3. Рак предстательной железы					
X_1	Возраст	0,51	1	28,12	0,000232
X_6	Контакт с агрессивными производственными факторами (физическими, химическими)	0,21	4–10	4,10	0,044987
X_{14}	Нарушения питания	0,22	2	4,18	0,043561
X_{21}	Курение	0,21	4–10	8,18	0,044666
X_{25}	Низкий уровень медицинской грамотности	0,23	1	7,02	0,033111
X_{26}	Хронические неспецифические инфекционно-воспалительные заболевания мочевыводящих путей	0,21	4–10	6,31	0,044777
X_{27}	Наследственность (наличие этого же заболевания у родственников)	0,21	4–10	6,39	0,043387
X_{28}	Онкологические заболевания у родственников	0,21	4–10	6,36	0,043925
X_{29}	Специфические урогенитальные инфекции (ЗППП) в анамнезе	0,21	4–10	6,42	0,042999

Примечание: ЗППП — заболевания, передаваемые половым путём.

Результаты верификации прогностических моделей развития исследуемых урологических заболеваний

Группа обследованных	n	Прогнозируемая вероятность развития урологического заболевания		
		низкая (0–0,29)	средняя (0,30–0,69)	высокая (0,70–1,00)
Модель прогнозирования МКБ				
МКБ	200	20 человек (10%)	76 человек (38%)	104 человека (52%)
без МКБ	200	104 человека (52%)	68 человек (34%)	28 человек (14%)
Модель прогнозирования ДГПЖ				
ДГПЖ	200	24 человека (12%)	80 человек (40%)	96 человек (48%)
без ДГПЖ	200	88 человек (44%)	72 человека (36%)	40 человек (20%)
Модель прогнозирования РПЖ				
РПЖ	200	12 человек (6%)	72 человека (36%)	116 человек (58%)
без РПЖ	200	88 человек (44%)	80 человек (40%)	32 человека (16%)

Примечание: МКБ — мочекаменная болезнь; ДГПЖ — доброкачественная гипертрофия предстательной железы; РПЖ — рак предстательной железы.

Учитывая специфику решаемой задачи, при построении моделей был использован пассивный эксперимент, который основан на уже существующих результатах анкетирования, и метод регрессионного анализа [7]. Для минимизации информативной параметрической избыточности был использован метод дискретных корреляционных плед [3].

В результате выделялся минимальный набор наиболее значимых факторов риска, достаточно полно описывающих медико-социальную ситуацию в целом. Для прогнозирования значений подобных показателей использована специальная регрессионная модель, представляющая собой модель бинарного выбора (логистическая модель) [7, 8].

Результаты анализа медико-социальных факторов на предмет принадлежности к факторам риска развития исследуемых урологических заболеваний представлены в табл. 1.

После построения модели осуществлялась проверка её адекватности. Верификацию построенных моделей проводили на четырёх группах в трёх тестовых выборках пациентов с МКБ, ДГПЖ и РПЖ и одной контрольной выборке из пациентов, не имеющих урологических заболеваний. В каждую выборку вошли по 200 пациентов.

Минимальный уровень статистической значимости различий (во всех декларируемых случаях) $p < 0,05$. Статистическая обработка полученных данных проведена посредством стандартных пакетов прикладных программ (MS Excel XP, Statsoft Statistica 6.0).

Таким образом, на основе выделенных медико-социальных факторов риска были построены следующие модели прогнозирования вероятности развития урологических заболеваний.

1. Модель прогнозирования МКБ ($Y_{МКБ}$):

$$Y_{МКБ} = \frac{e^{reg}}{1+e^{reg}},$$

$$reg = -1,53635 + 0,620125 \times X_1 + 0,7281 \times X_2 - 0,65253 \times X_{12} + 0,615672 \times X_{14} + 0,564911 \times X_{25} + 0,684228 \times X_{26} + 0,6962 \times X_{27} + 0,634878 \times X_{30}$$

Шкала для оценки — вероятность развития МКБ: 0–0,29 — низкая; 0,30–0,69 — средняя; 0,70–1,00 — высокая.

2. Модель прогнозирования ДГПЖ ($Y_{ДГПЖ}$):

$$Y_{ДГПЖ} = \frac{e^{reg}}{1+e^{reg}},$$

$$reg = -2,15536 + 1,1293501 \times X_1 + 0,4233 \times X_6 + 0,5051 \times X_7 + 0,488745 \times X_{14} + 0,951149 \times X_{17} + 0,474237 \times X_{25} + 0,419408 \times X_{26} + 0,4462 \times X_{27} + 0,4557 \times X_{29}$$

Шкала для оценки — вероятность развития ДГПЖ: 0–0,29 — низкая; 0,30–0,69 — средняя; 0,70–1,00 — высокая.

3. Модель прогнозирования РПЖ ($Y_{РПЖ}$):

$$Y_{РПЖ} = \frac{e^{reg}}{1+e^{reg}},$$

$$reg = -1,4847 + 1,0378452 \times X_1 + 0,418134 \times X_6 + 0,425312 \times X_{14} + 0,387728 \times X_{19} + 0,406812 \times X_{21} + 0,454228 \times X_{25} + 0,414235 \times X_{26} + 0,391654 \times X_{27} + 0,410855 \times X_{28} + 0,400228 \times X_{29}$$

Шкала для оценки — вероятность развития РПЖ: 0–0,29 — низкая; 0,30–0,69 — средняя; 0,70–1,00 — высокая.

На основе построенных моделей появилась возможность прогнозирования развития исследуемых урологических заболеваний на основе выделенных медико-социальных факторов риска.

Верификация построенных моделей представлена в табл. 2.

Как видно из табл. 2, для 20 (10%) пациентов с МКБ был получен прогноз, определяющий низкую вероятность развития заболевания, и 28 (14%) человек, не страдающих

МКБ, попали в группу высокого риска. Таким образом, общая ошибка прогноза развития МКБ с использованием разработанной модели составила 24%. При этом среди пациентов, страдающих МКБ, средняя и высокая вероятность развития заболевания была спрогнозирована в 90% случаев.

При прогнозировании развития ДГПЖ для 24 (12%) больных, имеющих ДГПЖ, был получен прогноз, определяющий низкую вероятность развития заболевания, и 40 (20%) пациентов, не страдающих ДГПЖ, попали в группу высокого риска. Таким образом, общая ошибка прогноза развития ДГПЖ с использованием разработанной модели составила 22%. При этом среди больных, страдающих ДГПЖ, средняя и высокая вероятность развития заболевания была спрогнозирована в 88% случаев.

При прогнозировании развития РПЖ для 12 (6%) больных, имеющих РПЖ, был получен прогноз, определяющий низкую вероятность развития заболевания, и 32 (16%) пациента, не страдающих РПЖ, попали в группу высокого риска. Таким образом, общая ошибка прогноза развития РПЖ с использованием разработанной модели также составила 22%. При этом среди больных, страдающих РПЖ, средняя и высокая вероятность развития заболевания была спрогнозирована в 94% случаев.

При прогнозировании развития РПЖ для 12 (6%) больных РПЖ был получен прогноз, определяющий низкую вероятность развития заболевания, 32 (16%) пациента, не страдающих РПЖ, попали в группу высокого риска. Таким образом, общая ошибка прогноза развития РПЖ с использованием разработанной модели также составила 22%. При этом среди больных, страдающих РПЖ, средняя и высокая вероятность развития заболевания была спрогнозирована в 94% случаев.

Результаты анализа данных, характеризующих заболеваемость населения региона урологическими заболеваниями и индивидуальные медико-социальные факторы риска, а также выявленные зависимости и результаты прогнозирования, могут быть использованы органами управления здравоохранением региона при разработке политики по контролю и профилактике урологических заболеваний среди населения.

ВЫВОДЫ

1. Результаты верификации подтвердили эффективность разработанных моделей и

возможность их использования в урологии.

2. Индивидуальные медико-социальные характеристики урологических больных, являющиеся факторами риска и статистически связанные с развитием заболевания, рекомендуем учитывать специалистам, задействованным в функционировании трёхуровневой системы оказания урологической помощи, — с целью прогнозирования и анализа риска развития урологических заболеваний, что служит основой для своевременного проведения организационных мероприятий, нацеленных на сохранение и улучшение состояния здоровья данного контингента больных.

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов по представленной статье.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гублер Е.В. *Вычислительные методы распознавания патологических процессов*. Ленинград: Медицина. 1970; 319 с. [Gubler E.V. *Vychislitel'nye metody raspoznavaniya patologicheskikh protsessov*. (Computational methods of analysis and recognition of pathological processes.) Leningrad: Meditsina. 1970; 319 p. (In Russ.)]
2. Гланц С. *Медико-биологическая статистика*. М.: Практика. 1999; 459 с. [Glants S. *Mediko-biologicheskaya statistika*. (Medical and biological statistics.) Moscow: Praktika. 1999; 459 p. (In Russ.)]
3. Реброва О.Ю. *Статистический анализ медицинских данных: применение пакета прикладных программ STATISTICA*. М.: МедиаСфера. 2002; 312 с. [Rebrova O.Yu. *Statisticheskii analiz meditsinskikh dannykh: primeneniye paketa prikladnykh program STATISTICA*. (Statistical analysis of medical data: application of package of applied programs STATISTICA.) Moscow: MediaSfera. 2002; 312 p. (In Russ.)]
4. Дюк В.Э. *Информационные технологии в медико-биологических исследованиях*. СПб.: Питер. 2003; 528 с. [Dyuk V.E. *Informatsionnye tekhnologii v mediko-biologicheskikh issledovaniyakh*. (Information technologies in medical and biological studies.) Saint Petersburg: Piter. 2003; 528 p. (In Russ.)]
5. Медик В.А., Токмачев М.С. *Математическая статистика в медицине*. М.: Финансы и статистика. 2007; 800 с. [Medik V.A., Tokmachev M.S. *Matematicheskaya statistika v meditsine*. (Mathematical statistics in medicine.) Moscow: Finansy i statistika. 2007; 800 p. (In Russ.)]
6. Халафян А.А. *Statistica 6. Статистический анализ данных*. М.: Бином-Пресс. 2008; 512 с. [Khalafyan A.A. *Statistica 6. Statisticheskii analiz dannykh*. (Statistics 6. Statistical analysis of the data.) Moscow: Binom-Press. 2008; 512 p. (In Russ.)]
7. Чопоров О.Н., Золотухин О.В., Болгов С.В. Алгоритмизация интеллектуального анализа данных о распространённости заболеваний на региональном и муниципальном уровнях. *Моделирование, оптимизация и информационные технологии*. 2015; (9). http://moit.vivt.ru/wpcontent/uploads/2015/06/ChoporovZolotuhinBoglov_2_15_1.pdf (дата обращения: 08.05.2017). [Choporov O.N., Zolotukhin O.V.,

Bolgov S.V. Algorithmization of disease morbidity data mining at regional and municipal levels. *Modelirovanie, optimizatsiya i informatsionnye tekhnologii*. 2015; (9). http://moit.vivt.ru/wpcontent/uploads/2015/06/ChoporovZolotuhinBoglov_2_15_1.pdf (access date: 08.05.2017). (In Russ.)]

8. Чопоров О.Н., Болгов С.В., Манакин И.И. Особенности применения методов интеллектуального анализа данных и многоуровневого мониторинга при решении задачи рационализации медицинской помощи. *Моделирование, оптимизация и информационные технологии*. Воронеж. 2015; 8 (1). http://moit.vivt.ru/wp-content/uploads/2015/04/ChoporovBolgovManakin%20_1_15_1.pdf (дата обращения: 08.05.2017). [Choporov O.N., Bolgov S.V., Manakin I.I. Applying data mining techniques and multilevel monitoring to solving a problem of medical aid rationalization. *Modelirovanie, optimizatsiya i*

informatsionnye tekhnologii. Voronezh. 2015; 8 (1). http://moit.vivt.ru/wp-content/uploads/2015/04/ChoporovBolgovManakin%20_1_15_1.pdf (access date: 08.05.2017). (In Russ.)]

9. Колесов Ю.Б., Сениченков Ю.Б. *Моделирование систем. Объектно-ориентированный подход*. СПб.: БХВ-Петербург. 2012; 185 с. [Kolesov Yu.B., Senichenkov Yu.B. *Modelirovanie sistem. Ob'ektno-orientirovannuyu podkhod*. (System modeling. Object-oriented approach.) Saint Petersburg: BKhV-Peterburg. 2012; 185 p. (In Russ.)]

10. Юнкеров В.И., Григорьев С.Г. *Математико-статистическая обработка данных медицинских исследований*. СПб.: ВМедА. 2002; 266 с. [Yunkerov V.I., Grigor'ev S.G. *Matematiko-statisticheskaya obrabotka dannykh meditsinskikh issledovaniy*. (Mathematical and statistical processing of data for medical research.) Saint Petersburg: VMedA. 2002; 266 p. (In Russ.)]

УДК 616.62-006.64: 616.62-089.87: 616-009.16: 616-089.168.1-06

© 2017 Мусаев Т.Н., Везирова З.Ш.

ОПТИМИЗАЦИЯ ПЕРИОПЕРАЦИОННОГО ВЕДЕНИЯ БОЛЬНЫХ С ТОНКОКИШЕЧНОЙ ДЕРИВАЦИЕЙ МОЧИ ПОСЛЕ РАДИКАЛЬНОЙ ЦИСТЭКТОМИИ

Теймур Низами оглы Мусаев*, Захра Шамиль кызы Везирова

Национальный центр онкологии, г. Баку, Азербайджан

Поступила 04.10.2017; принята в печать 28.10.2017.

Реферат

DOI: 10.17750/KMJ2017-900

Цель. Оценить частоту осложнений при использовании разработанной схемы ведения больных в периперационном периоде после радикальной цистэктомии с тонкокишечной деривацией мочи.

Методы. В исследование включены 105 (100%) пациентов, находившихся в отделении онкоурологии Национального центра онкологии Министерства здравоохранения Азербайджанской Республики в период с 2008 по 2015 гг. Модифицированная илеоцистопластика по Хаутману выполнена 87 (82,9%) больным, отведение мочи по Брикеру — 18 (17,1%) пациентам. Тактика ведения пациентов соответствовала предложенным нами схеме подготовки больных и алгоритму их ведения. Основным критерием оценки эффективности предложенной нами схемы служило изучение частоты развития и характера наиболее часто развивающихся осложнений в раннем послеоперационном периоде (30 дней) в соответствии с классификацией Clavien–Dindo.

Результаты. В течение 30 дней после операции зарегистрировано 131 осложнение у 71 (67,6%) пациента, из них 1 осложнение — у 32 (30,5%) больных, 2 — у 23 (22%), 3 осложнения — у 11 (10,5%), 4 осложнения и более — у 5 (4,8%) пациентов. Наиболее частым осложнением в раннем послеоперационном периоде была атония желудочно-кишечного тракта — 33,4% (n=35).

Вывод. Комбинированная анестезия и внебрюшинное удаление мочевого пузыря позволяют значительно снизить частоту послеоперационной атонии желудочно-кишечного тракта; для окончательной оценки эффективности предлагаемого нами комплекса необходимо проведение контролируемых исследований.

Ключевые слова: рак мочевого пузыря, радикальная цистэктомия, атония желудочно-кишечного тракта, осложнения послеоперационного периода.

OPTIMIZATION OF PERIOPERATIVE MANAGEMENT OF PATIENTS WITH SMALL INTESTINAL URINARY DIVERSION AFTER RADICAL CYSTECTOMY

T.N. Musayev, Z.Sh. Vezirova

National Center of Oncology, Baku, Azerbaijan

Aim. To evaluate the incidence of complications of the developed scheme of management of patients in the perioperative period after radical cystectomy with small intestinal urinary derivation.

Methods. The study included 105 (100%) patients treated at the department of urologic oncology of the National center of oncology of the Ministry of Health of the Republic of Azerbaijan during the period from 2008 to 2015. Modified Hautman ileocystoplasty was performed in 87 (82.9%) patients, urine derivation by Bricker's method — in 18 (17.1%) patients. Tactics for patient management corresponded to the proposed scheme of patient preparation and algorithm for the management. The main criteria for evaluation of the efficacy of the proposed scheme were the incidence and nature of the most common complications in the early postoperative period (30 days) according to the Clavien–Dindo classification.

Results. 131 complications occurred in 71 (67.6%) patients within 30 days after the operation, out of them one complication in 32 (30.5%) patients, two in 23 (22%), three complications in 11 (10.5%), four and more — in 5 (4.8%) patients. The most common complication in the early postoperative period was gastrointestinal atony — 33.4% (n=35).