Основой модели является процесс рискового резерва *R(t)*, или, другими словами, размер капитала страховой компании в каждый момент времени *t*, начиная с начального момента *t=0*. Все индивидуальные страховые договоры, заключенные компанией, суммируются и рассматриваются как коллективный риск. Можно выделить следующие составляющие процесса *R(t)* [11]: размер начального страхового резерва страховой компании *R(0)=u*; суммарный доход страховой компании, формируемый движением страховых премий при передаче риска от страхователей к страховой компании согласно принятой системе страховых тарифов; суммарный расход страховой компании в виде выплат страхователям в случае наступления страховых событий.

Будем предполагать, что суммарный доход страховой компании растет линейно с постоянной интенсивностью *c*. Страховые выплаты осуществляются сразу же после наступления страховых случаев, при этом моменты времени между наступлениями страховых случаев и размеры страховых выплат независимы. Страховая компания функционирует в стационарном или медленно изменяющемся внешнем окружении.

С математической точки зрения интервалы между страховыми случаями T_i и размеры страховых выплат Y_i являются независимыми случайными величинами с одинаковым распределением и отражают случайную природу страхового процесса. Вид распределения данных случайных величин зависит от страховой задачи и является отдельным важным вопросом. В модели Лундберга-Крамера предполагается, что данные величины имеют экспоненциальные распределения с различными интенсивностями [11; 12].

Пусть *n* – число страховых событий, произошедших за время $t \geq 0$. Тогда *n*-й страховой случай наступит в момент времени $\sum_{i=1}^{n} T_i$, а число страховых случаев будет составлять $N(t) = \max_{n>0}\left\{\sum_{i=1}^{n} T_i \leq t\right\}$. Суммарный расход страховой компании на удовлетворение исков будет определяться величиной $X(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i$. Суммарный доход страховой компании будет определяться интенсивностью поступления страховых премий и составит величину ct. [11; 12]

Исходя из вышесказанного, величину рискового резерва с учетом размера начального страхового резерва можно представить в виде следующей функциональной модели (1):

$$R(t) = u + ct - X(t)\,. \qquad (1)$$

Под разорением страховой компании в данной модели понимается наступление такого момента времени t_r на промежутке $(0,t]$, при котором будет наблюдаться превышение суммарных выплат по страховым случаям над величиной начального страхового резерва и суммы поступивших страховых премий по договорам страхования $R(t_r) < 0$.

Вероятность возникновения разорения можно представить в виде функции (2) рассматриваемого интервала времени *t* и величины начального страхового резерва *u* [11; 12]:

$$\psi(t,u) = P\left\{\inf_{0<t_r\leq t} R(t_r) < 0\right\}. \qquad (2)$$

Разорение страховой компании обязательно произойдет, если размер страховых выплат не будет покрываться накопленными страховыми премиями. При условии фиксированной интенсивности поступления страховых премий c разорение будет определяться продолжительностью между страховыми случаями и величиной страховых выплат. Чем больше интервал между страховыми выплатами, тем больше кумулятивная сумма страховых премий, позволяющая покрыть очередной страховой случай. Также на разорение будет оказывать влияние начальный страховой резерв, откладывающий момент времени наступления разорения.

Пусть в среднем размер выплат по страховому событию покрывается накоплением страховых премий, т. е. страховая деятельность является прибыльной. Математически это можно записать в виде неравенства математических ожиданий (3) размера страховой выплаты Y_1 и накопленного дохода, который страховая компания сформирует за промежуток времени T_1 до наступления страхового случая при учете, что страховые премии будут поступать с интенсивностью *c* [11]:

$$E[Y_1] < c\,E[T_1]. \qquad (3)$$

Предположим, что тарифная политика страховой компании выбрана таким образом, что разорение может наступить только в случае неблагоприятного стечения внешних обстоятельств, которые при условии стационарного внешнего окружения будут определяться короткими промежутками между страховыми выплатами и их величиной. В данном контексте наступление разорения страховой компании будет во многом определяться размером начального страхового резерва. Необходимо определить, какой размер начального страхового резерва *u* должна иметь страховая компания, чтобы с заданной вероятностью за рассматриваемый период *t* страховой фонд компании ни разу не оказался отрицательным.

При достаточно больших значениях *u* вероятность разорения страховой компании можно записать в виде следующей аппроксимации (4) [11; 12; 13]:

$$\psi(t,u) \cong Ce^{-\chi u}\Phi_{\left(m_1 u\, D^2 u\right)}(t)\,, \qquad (4)$$

где $\Phi_{\left(m_1 u\, D^2 u\right)}(t)$ – функция нормального распределения с параметрами m_1 и D_1^2,

χ>0– коэффициент Лундберга ($E(e^{\chi(Y_1 - cT_1)}) = 1$),

$C > 0$ – постоянная Крамера-Лундберга, определяемые случайными величинами периода между страховыми случаями T_i и размером страховых выплат Y_i.

Математическая задача о разорении, решение которой обозначено в формуле (4), является достаточно сложной и может потребовать дополнительных уточнений для применения вычислительных процедур. Активное исследование зависимости вероятности разорения от величины начального страхового резерва *u* за время *t* продолжается по настоящее время.

Анализ зависимости (4) показывает, что при больших значениях времени *t* функция нормального закона распределения стремится к единице, а вероятность разорения определяется величиной начального страхового резерва (5):

$$\psi(u) \cong Ce^{-\chi u} . \qquad (5)$$

Вероятность разорения достаточно быстро убывает с ростом начального страхового резерва *u*. Скорость убывания определяется коэффициентом Лундберга, объединяющего в себе тарифную политику через интенсивность страховых премий *c* и принятый страховой компанией коллективный риск через распределения периодов между страховыми случаями T_i и размерами страховых выплат Y_i.

Как показано в работе [14], именно законы распределения величин T_i, Y_i оказывают превалирующее влияние на вероятность разорения страховой компании, а не их средняя величина и дисперсия, что приводит к необходимости тщательной проверки гипотез о принадлежности наблюдаемой выборки страховых случаев теоретическому закону распределения с использованием критериев согласия.

Далее рассмотрим процедуру имитационного моделирования разорения страховой компании, составленную на основе классической математической модели Лундберга-Крамера.

ПРОЦЕДУРА ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ РАЗОРЕНИЯ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ

Пусть Ω – пространство элементарных событий. Пусть T_i и Y_i, $i=1,2,...,$ – последовательности независимых случайных величин, каждый элемент которых распределен экспоненциально с параметрами $\lambda > 0$ и $\mu > 0$ соответственно.

Согласно работам [12; 13] процесс наступления страховых случаев в непрерывном времени до момента $t \geq 0$ можно представить в виде (6):

$$N(t,\omega) = \begin{cases} 0, T_1(\omega) > t \\ \max\limits_{n>0}\left\{\sum\limits_{i=1}^{n} T_i(\omega) \leq t\right\}, T_1(\omega) \leq t \end{cases}, \qquad (6)$$

где $\omega \in \Omega$ – элементарное событие.

Тогда процесс накопления страховых выплат в непрерывном времени до момента $t \geq 0$ будет описываться зависимостью (7):

$$V(t,\omega) = \begin{cases} 0, T_1(\omega) > t \\ \sum\limits_{i=1}^{N(t,\omega)} Y_i, T_1(\omega) \leq t \end{cases}, \qquad (7)$$

где $\omega \in \Omega$ – элементарное событие. В дальнейшем аргумент ω будет опускаться.

Процесс формирования рискового резерва будем описывать согласно рассмотренной выше классической модели Лундберга-Крамера $R(t) = u + ct - X(t)$ с вероятностью разорения

$$\psi_t(u,c) = P\left\{\inf_{0<t_r\leq t} R(t_r) < 0\right\},$$

где t_r – момент времени, при котором будет наблюдаться превышение суммарных выплат по страховым случаям над величиной начального страхового резерва и суммы поступивших страховых премий по договорам страхования.

Будем предполагать, что статистический уровень значимости α, при котором разорение можно считать практически невозможным, лежит в пределах $0 < \alpha < 0.5$. Решение уравнения $\psi_t(u,c \mid \lambda,\mu) = \alpha$ относительно *u* называется начальным страховым резервом уровня α. Обозначим его как $u_{\alpha,t}(c \mid \lambda,\mu)$.

В классической модели Лундберга-Крамера [13] при $t \to \infty$ выполняется система неравенств (8):

$$\begin{cases} \left(\frac{\lambda}{\mu} - c\right)t + \frac{k_\alpha}{k_{\alpha/2}}u^*_{\alpha,t} \leq u_{\alpha,t}(c \mid \lambda,\mu) \leq \left(\frac{\lambda}{\mu} - c\right)t + u^*_{\alpha,t}, c \leq \frac{\lambda}{\mu}, \\ u_{\alpha,t}(c \mid \lambda,\mu) \leq \min\left\{u^*_{\alpha,t}, -\frac{\ln(\alpha c\mu/\lambda)}{\mu - \lambda/c}\right\}, c > \frac{\lambda}{\mu} \end{cases} \qquad (8)$$

где $u^*_{\alpha,t} = u_{\alpha,t}(\lambda/\mu \mid \lambda,\mu)$, k_α, $k_{\alpha/2}$ – квантили стандартного нормального распределения уровня α и $\alpha/2$ соответственно.

В работе [15] приведена уточненная оценка (9) зависимости начального страхового резерва от интенсивности страховых премий при $c > \frac{\lambda}{\mu}$:

$$u_{\alpha,t}(c \mid \lambda,\mu) \leq \begin{cases} \frac{\lambda - \mu c^*_{\alpha,t} + \lambda \ln(\alpha c^*_{\alpha,t}\mu/\lambda)}{(\lambda - c^*_{\alpha,t}\mu)^2}\left(c - c^*_{\alpha,t}\right) + \frac{c^*_{\alpha,t}\ln(\alpha c^*_{\alpha,t}\mu/\lambda)}{\lambda - c^*_{\alpha,t}\mu}, \frac{\lambda}{\mu} < c \leq c^*_{\alpha,t} \\ -\frac{\ln(\alpha c^*_{\alpha,t}\mu/\lambda)}{\mu - \lambda/c}, c \geq c^*_{\alpha,t} \end{cases}, \qquad (9)$$

где $c^*_{\alpha,t} = c_{\alpha,t}(c \mid \lambda, \mu)$ решение уравнения $\frac{\lambda + \mu c}{\lambda - \mu c}\ln(\alpha c \mu / \lambda) = u^*_{\alpha,t}\mu - 1$

Данные соотношения можно использовать для модельных вычислений значений начального страхового резерва $u_{\alpha,t}(c \mid \lambda, \mu)$, требуемого для обеспечения финансовой устойчивости страховой компании при различных законах распределения периодов между страховыми случаями T_i и размерами страховых выплат Y_i.

В страховой математике для описания распределений периодов между страховыми случаями и размеров страховых выплат обычно применяются следующие виды распределений случайных величин: экспоненциальное, усеченное экспоненциальное, распределение Эрланга и распределение Парето. [16]

Экспоненциальное распределение. Пусть $\lambda > 0$, $\mu > 0$. Функции распределения случайных величин T_i и Y_i в данном случае можно записать в виде формул (10) и (11):

$$F_\lambda(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, t \ge 0 \\ 0, t < 0 \end{cases}, \tag{10}$$

$$F_\mu(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\mu t}, t \ge 0 \\ 0, t < 0 \end{cases}. \tag{11}$$

Экспоненциальное распределение хорошо подходит для описания интервалов времени между последовательными страховыми случаями, происходящими достаточно редко с заданной средней интенсивностью. При этом для потока редких событий затраченное время ожидания страхового случая не влияет на время, которое ещё придётся прождать до его возникновения.

Экспоненциальные распределения с различными интенсивностями применяются для задания распределения периодов между страховыми случаями и размеров страховых выплат в классической задаче Лундберга-Крамера.

Усеченное экспоненциальное распределение. Функции распределения случайных величин T_i и Y_i будут иметь формульный вид (11) и (12):

$$F_\lambda(t) = \begin{cases} 0, t \le a \\ \dfrac{1 - e^{-\lambda t}}{1 - e^{-\lambda a}}, 0 < t \le a \\ 1,\ t > a \end{cases}, \tag{11}$$

$$F_\mu(t) = \begin{cases} 0, t \le a \\ \dfrac{1 - e^{-\mu t}}{1 - e^{-\mu a}}, 0 < t \le a \\ 1,\ t > a \end{cases}. \tag{12}$$

Усеченное экспоненциальное распределение часто применяется в страховой математике. Параметр a позволяет задать ограничения на страховые выплаты и проводить моделирование страхового процесса при более частых наступлениях страховых случаев.

Распределение Эрланга. Функции распределения случайных величин T_i, Y_i принадлежат параметрическим семействам, заданным формулами (13) и (14):

$$F_{n,\lambda}(t) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, t \ge 0, \lambda > 0, n > 0, \tag{13}$$

$$F_{n,\mu}(t) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\mu t)^k}{k!} e^{-\mu t}, t \ge 0, \mu > 0, n > 0, \tag{14}$$

где параметры (n, λ) и (n, μ) являются параметрами распределений Эрланга, представляющих собой распределения сумм n независимых случайных величин, каждая из которых имеет экспоненциальное распределение соответственно с параметрами $n\lambda$ и $n\mu$.

Распределение Эрланга названо в честь А. Эрланга (A. Erlang), впервые применившего его в задаче принятия оптимального решения по обеспечению функционирования телефонных сетей при обслуживании потока заявок, послужившей началом развития теории массового обслуживания. Модель Эрланга предполагает, что интенсивность событий может быть как возрастающей, так и убывающей. При *n=1* распределение Эрланга совпадает с экспоненциальным распределением.

Распределение Парето. Функции распределения случайных величин T_i, Y_i принадлежат параметрическим семействам, которые можно записать в виде формул (15) и (16):

$$F_{t_0,k}(t) = 1 - \left(\frac{t_0}{t}\right)^k, t \ge t_0, t_0 > 0, k > 0, \tag{15}$$

$$F_{\tilde{t}_0,\tilde{k}}(t) = 1 - \left(\frac{\tilde{t}_0}{t}\right)^{\tilde{k}}, t \ge \tilde{t}_0, \tilde{t}_0 > 0, \tilde{k} > 0. \tag{16}$$

Распределение Парето используется в страховании для описания катастрофических рисков – вероятности возникновения чрезвычайных явлений, результатом которых, как правило, являются большие убытки. Несмотря на то что катастрофа является обычно внезапным явлением, при этом далеко не всегда оно непрогнозируемое. В страховой математике подобные явления характеризуются как редкие случайные события с высокой разрушительной способностью (low frequency – high severity). Вероятность катастрофического риска оценивается как сумма накопленных эффектов страховых событий, интенсивность которых растет нелинейно.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье была рассмотрена процедура имитационного моделирования на основе модели Лундберга-Крамера для проведения исследования зависимости начального страхового резерва от интенсивности страховых премий для различных видов распределений периодов и размеров страховых выплат при условии обеспечения высокой вероятности не разорения страховой компании.

Показано, что выбранный теоретический закон распределения периодов и размеров страховых выплат может существенно влиять на конечный прогноз финансовой устойчивости страховой компании и выбор начального страхового резерва, что говорит о необходимости обоснования выбираемого закона распределения при реализации процедуры имитационного моделирования страхового процесса в зависимости от исходных данных по страховым случаям и тарифной политики страховой компании.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Trieschmann J., Hoyt R., Sommer D. Risk Management and Insurance. Thomson/South-Western, 2005. 512 p.
2. Davis E. Debt, financial fragility and systemic risk. Oxford: Clarendon Press, 1992. 406 p.
3. Asmussen S., Albrecher H. Ruin Probabilities. Singapore: World Scientific Publishing, 2010. 621 p.
4. Embrechts P., Klüppelberg C. Some aspects of insurance mathematics // Theory of Probability and Its Applications. 1993. Vol. 38. P. 262–295.
5. Khan P. An introduction to collective risk theory and its application to stop-loss reinsurance // Transactions of Society of Actuaries. 1962. Vol. 14. № 40. P. 400–425.
6. Lundberg F. Approximate representation of the probability function. II. Reinsurance of collective risks (PhD thesis). Uppsala: Almqvist & Wiksell, 1903. 53 p.
7. Lundberg F. Some supplementary researches on the collective risk theory // Scandinavian Actuarial Journal. 1932. Suppl. 13. P. 1–83.
8. Cramer H. Historical review of Filip Lundberg's works on risk theory // Scandinavian Actuarial Journal. 1969. Suppl. 52. P. 6–12.
9. Cramer H. On the Mathematical Theory of Risk. Skandia Jubilee Volume. Stockholm, 1930.
10. Cramer H. Collective Risk Theory: a Survey of the Theory from the Point of View of the Theory of Stochastic Processes. Skandia Jubilee Volume. Stockholm, 1955. P. 1855–1955.
11. Grandell J. Aspects of Risk Theory. Berlin: Springer-Verlag, 1991. 191 p.
12. Malinovskii V. Level premium rates as a function of initial capital // Insurance: Mathematics and Economics. 2013. Vol. 52. P. 370–380.
13. Malinovskii V. Improved asymptotic upper bounds on the ruin capital in the Lundberg model of risk // Insurance: Mathematics and Economics. 2014. Vol. 55. P. 301–309.
14. Malinovskii V. Corrected normal approximation for the probability of ruin within finite time // Scandinavian Actuarial Journal. 1994. Vol. 2. P. 161–174.
15. Malinovskii V. Rationale of underwriters' pricing conduct on competitive insurance market // Insurance: Mathematics and Economics. 2013. Vol. 53. P. 325–333.
16. Feller W. An Introduction to Probability Theory and its Applications. Vol. II. 2nd ed. New York: Wiley & Sons, 1971. 669 p.

УДК 368.01

RUIN THEORY: SIMULATION OF FINANCIAL STABILITY OF THE INSURANCE COMPANY

E.M. Lisin, candidate of economic sciences,
Associate Professor of the Department of Economy of Industry and Organization of Enterprises
National Research University «Moscow Power Engineering Institute», Moscow (Russia)
W. Strielkowski, Ph.D., associate professor at Charles University, Prague,
Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences
Charles University in Prague, Prague (Czech Republic)
I.A. Anisimova, candidate of economic sciences**,** Associate Professor of Department «Finance and Credit»
Togliatti state university, Togliatti (Russia)
B.A. Khavkin, graduate student
Gubkin Russian State University of Oil and Gas, Moscow (Russia)

Keywords: insurance company; financial stability; ruin theory; collective risk models; risk reserve process; initial insurance reserve; laws of distribution of periods and amounts of insurance payments.

Annotation: The authors, using the simulation procedure based on Cramer-Lundberg model, have conducted study of dependence of the initial insurance reserve on the intensity of insurance premiums for different types of distribution of periods and amounts of insurance payments while ensuring high probability of non-bankruptcy of an insurance company.

Taking into account that the probability of the company bankruptcy has a quantitative assessment of the possible occurrence of the event, one should consider a number of factors, i.e. the insurance premium amount, and the amount of the insurance reserve. Making up the projection probability of ruin under different scenarios of loss occurrence eventually allows to develop optimal management policy of the insurance company. The procedure of simulation modeling based on the model of Cramer-Lundberg for describing distributions of periods between the losses, and size of insurance benefits is based on the following types of distributions of random variables: exponential, truncated exponential, Erlang distribution and the Pareto distribution.

Analysis allows to the following conclusion: 1. To describe the time intervals between successive losses which occur infrequently at a predetermined average intensity exponential distribution is most applicable. 2. For more frequent loss occurrences the truncated exponential distribution should be used. 3. Erlang model proposes that the intensity of the events can be either increasing or decreasing.4. Pareto distribution is used for describing insurance of catastrophic risks.

The conducted research proves that the chosen theoretical law of distribution of periods and amounts of insurance benefits can significantly affect the final forecast of financial stability of an insurance company and the choice of the initial insurance reserve.

УДК 82

МОТИВ СТРАНСТВИЙ В МИФОЛОГИЧЕСКОМ ДИСКУРСЕ

Н.И. Лишова, кандидат филологических наук
Елецкий государственный университет им. И.А. Бунина, Елец (Россия)

Ключевые слова: индийская мифология; древнегреческая мифология; египетская мифология; славянская мифология; мотив странствий; пространство и время; хронотоп; горизонтальный и вертикальный типы пути.

Аннотация: Различные вариации хронотопа пути-дороги особенно актуальны для мифологического дискурса, в котором пространство и время нерасторжимы. Архаическое сознание четко структурирует бесконечное пространство. Здесь часто встречаются такие архетипические символы, как пуп земли, камень, мировая гора, мировое древо и т .д. Если говорить о локальных оппозициях, свойственных мифологическому контексту, то прежде всего это такие оппозиции, как: пространство – хаос, земной мир – «царство мертвых», подземный мир и небесный, север – юг и др. Что же касается темпоральных оппозиций, то в первую очередь это противопоставление весна, лето – осень, зима. В мифологическом дискурсе физические перемещения героев в пространстве и времени и их душевные странствия всегда выступают как сюжетообразующие и смыслообразующие. Как правило, в архаическом сознании время и пространство представляют собой единое целое, что ярко прослеживается на конкретных примерах из индийской, древнерусской, древнегреческой мифологии. Не исключение и славянская мифология, которая имеет индоевропейские корни. Здесь также для реализации мотива странствий актуальны характеристики времени и пространства. Обязательны в мифологическом метатексте различные локальные и темпоральные ориентиры, помогающие героям в борьбе со злом и в преодолении ими самых сложных препятствий. Мифологема «путь» рождает самые разные виды путешествий – от физического до духовного. Причем физическое странствие невозможно без духовного, оно всегда сопровождается ментальным взрослением героя, что часто рождает различные варианты рассматриваемого мотива. Таким образом, мотив странствий в мифологическом дискурсе выступает как инвариант, который способен организовать вокруг себя всевозможные смыслы.

Дорога, путь являются многофункциональными пространственными ориентирами в системе метафорического мышления, о чем свидетельствуют многочисленные работы современных литературоведов (Т.Э. Демидовой, А.И. Карпенко, А.И. Куприяновой и др.).

Хронотоп пути может приобретать и аксиологическое измерение: «… поскольку художественное пространство становится формальной системой для построения различных, в том числе и этических, моделей, возникает возможность моральной характеристики литературных персонажей через соответствующий им тип художественного пространства, которое выступает уже как своеобразная двуплановая локально-этическая метафора» [1, с. 255].

Различные вариации хронотопа пути-дороги встречаются в произведениях, различных по жанру, образно-структурной и мотивной организации, по времени написания и другим параметрам. Довольно часто рассматриваемый хронотоп позиционируется как «путь жизни», «жизненный путь», «дорога судьбы» и т. д.

Это особенно актуально для мифологического дискурса, в котором странствия героев и соответствующий хронотоп являются важнейшими определяющими элементами, а пространство выступает в качестве оживотворенного и одухотворенного феномена. Оно не бывает полым, его конструируют, как правило, вещи. Нередко пространству противопоставляется хаос как нечто необустроенное, неструктурированное.

Как правило, в древнем сознании пространство и время нерасторжимы, о чем свидетельствуют лингвистические данные. «Классический образец – лат. orbis, «окружность», «круг», но и – «земной круг», «мир», «земля» … и, наконец, «человечество», «человеческий род», целый ряд круглых предметов и т. п.» [2, с. 340].

В.Н. Топоров справедливо утверждает, что по отношению к локусу как к чему-то развертывающемуся, открывающемуся, «особенно показательным нужно считать русское слово «пространство», обладающее исключительной семантической емкостью и мифопоэтической выразительностью» [2, с. 341]. В архаических представлениях пространство расчленено и составно, его можно измерить, а в более поздние эпохи отразить его в слове, сообщив ему аксиологическое измерение, в том числе и эстетическое.

В мифологии различные части пространства чаще всего происходят из единого источника, например, из тела первочеловека. Так, в индийской мифологии Пуруша, являясь первочеловеком, приносится в жертву вследствие расчленения его на части, из которых возникает в том числе и мир пространственных множеств. Интересно, что в более поздних представлениях индийцев Пуруша, трансформируясь в Праджапати, рождает космическое время. В древнерусской «Голубиной книге» имеется представление о сопоставлении микро- и макрокосма, о творении изначального пространства из тела первочеловека.

Для архаического сознания чрезвычайно важным оказывалось структурирование бесконечного пространства, исходя из какого-то центра, отсюда актуализация таких древнейших архетипических пространственных символов, как пуп земли, камень, мировая гора, мировое древо, а в более поздние эпохи – храм, алтарь, крест, сакрализованные в христианстве. Путь к ним может иметь как вертикальный, так и горизонтальный характер. Эти сакральные пространственные вехи могут содержать в себе внутренние ценности (амулеты, магические предметы, в христианских храмах – иконы, частицы святых мощей и т. д.). Мифические герои путешествуют в пространстве и во времени: в пространстве решается их судьба, они побеждают силы хаоса, проходят инициацию и т. д. В этом случае фиксируется начальная точка пространственных перемещений и их конец, предел. При этом пространственное движение совершается в известных границах, которые требуют