СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЛОГНОРМАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТНОЙ ОЦЕНКИ ЗАПАСОВ

SYSTEM ANALYSIS USING LOGNORMAL DISTRIBUTIONS FOR THE PROBABILISTIC ASSESSMENT OF RESERVES

S. Pryadko

Summary. In the article the problem of evaluation of reserves is considered with the help of volume method. The probabilistic nature of parameters from the formula is pointed out. The algorithm of reserves evaluation with the help of Monte-Carlo method is offered. It is shown that besides Monte-Carlo method it is possible to use lognormal distribution for reserves evaluation. Results of numerical calculations are given.

Keywords: oil and gas in place, triangular distribution, lognormal distribution, porosity, gas-saturation, mean power of a reservoir, gas-bearing area, distribution parameters..

Прядко Сергей Александрович
К.т.н., доцент, РГУ нефти и газа (НИУ) имени И.М. Губкина
sergeypryadko@gmail.com

Аннотация. В статье рассматривается задача оценки запасов с помощью объемного метода. Делается акцент на вероятностную природу параметров из формулы. Предлагается алгоритм оценки запасов с помощью метода Монте-Карло. Показывается, что помимо метода Монте-Карло моно использовать логнормальное распределение для оценки запасов. Приводятся результаты численных расчетов.

Ключевые слова: геологические запасы нефти и газы, треугольное распределение, логнормальное распределение, пористость, газонасыщенность, средняя мощность пласта, площадь газоносности параметры распределения.

Оценка запасов является центральным моментом планирования и проведения геолого-разведочных работ (ГРР). Существуют различные формулы для подсчета запасов углеводородов. Процесс поисков и разведки месторождений нефти и газа является вероятностным и возникает необходимость построения вероятностных оценок параметров, определяемых в ходе ГРР и, соответственно, для запасов нефти и газа. На различных стадиях ГРР существует высокая степень неопределенности изучаемых параметров. Эта неопределенность увеличивается с уменьшением категории запасов. Чем меньше категория — тем меньше достоверных данным известно и приходится больше использовать мнения экспертов-геологов по различным данным геофизических исследований, также используя оценки параметров физико-емкостных свойств (ФЭС) объектов-аналогов.

Главная задача для любой залежи — количественное определение объема углеводородов в ней. Несмотря на быстрый прогресс в программном обеспечении планирования ГРР, методическим вопросам подсчета запасов ресурсов и точности их оценки должного внимания не уделяется. В отечественной литературе описаны несколько способов подсчета разведанных запасов нефти и свободного газа, из которых наиболее популярен объемный способ. Его использование на практике предполагает знание геологических условий формирования запасов нефти и газа, физико-емкостных параметров залежи и физических свойств углеводородов.

При проектировании освоения газового месторождения важно точно знать его запасы и такие геолого-промысловые характеристики, как пористость, проницаемость, газонасыщенность, объем порового пространства пласта-коллектора и др. Эти же характеристики необходимы для построения математической модели разработки залежи, по результатам исследования которой принимаются все технологические решения. Последние оказывают решающее влияние на оценки показателей затрат в разработку месторождения, на динамику добычи газа, а значит, и на показатели рентабельности освоения объекта.

Точный подсчет начальных геологических запасов природного газа требует вычисления интеграла [1] (формула 1), где обозначено:

V — начальные запасы газа (м^3), приведенные к нормальным условиям при стандартных значениях давления p_0 =0,1 МПа, температуры T_0 = 293°К, м^3,

Ω — геометрический объем порового пространства коллектора, м^3,

$\alpha(x, y, z)$ — поле коэффициента газонасыщенности как функция пространственных координат x, y, z, доли ед.,

$m(x, y, z)$ — поле коэффициента пористости («пористость»), доли ед.,

$p(x, y, z)$, $T(x, y, z)$ — поля пластового давления, Па, и температуры, °К,

$$V = \frac{T_0 Z_0}{p_0} \iiint\limits_{\Omega} \acute{a}(x,y,z) m(x,y,z) \frac{p(x,y,z)}{T(x,y,z) Z(p,T)} dxdydz \qquad (1)$$

$$V_{\mathrm{i}} = \iiint\limits_{\Omega_i} \acute{a}_i (x,y,z) m(x,y,z) \frac{\rho(x,y,z)}{b(x,y,z)} dxdydz \qquad (2)$$

$$V \approx CZ_0 \alpha mhScos\varphi \frac{pT_0}{p_0 TZ}; \; V_{\text{и}} \approx C\, Z_0\, \alpha mhScos\varphi \frac{pT_0}{p_0 TZ} \eta \qquad (3)$$

$$V_{\text{н}} \approx C_1\, \alpha_{\text{н}} mhS\, cos\varphi \frac{\rho}{b}; \; V_{\text{ни}} \approx C_1\, \alpha_{\text{н}} mhS\, cos\varphi \frac{\rho}{b} \eta_{\text{н}} \qquad (4)$$

$Z = Z(p, T)$ — поле коэффициента сжимаемости газа, $Z_0 = Z(p_0, T_0)$.

Аналогично, точное значение начальных запасов нефти определяется интегралом (формула 2), где:

$V_н$ — объем начальных геологических запасов нефти, т;

$\Omega_н$ — объем пористого пространства пласта-коллектора, м^3;

$\alpha_н(x, y, z)$ — коэффициент нефтенасыщенности, доли единицы;

$\rho(x, y, z)$ — плотность разгазированной (товарной) нефти, т/м^3;

$b(x, y, z)$ — объемный коэффициент, указывающий, какой объем 1 м^3 товарной нефти занимает в пластовых условиях.

Геометрическая форма газонасыщенного порового пространства Ω и параметры α, m, p, T (как функции пространственных координат x, y, z) неизвестны и могут задаваться лишь предположительно на основе данных геофизических исследований и информации, которую вырабатывают геологи, реконструируя генезис литологических слоев, слагающих коллектор, а также процессы формирования, миграции, аккумуляции и диссипации углеводородов.

Непосредственное применение вероятностного подхода к зависимостям (1) практически исключено следующим важным обстоятельством. Параметры α, $\alpha_н$, m, p, T, $\rho_н$ как случайные функции координат x, y, z представляют собой случайные поля, а не случайные величины или случайные процессы (случайные функции одной переменной), для которых имеется развитый аппарат теории вероятностей и математической статистики. Математический аппарат теории случайных полей является значительно более громоздким, ибо требует описания стохастических связей во всех парах точек пространства.

Для перехода от случайных полей к случайным величинам принято заменять рассматриваемый пласт произвольной геометрической формы эквивалентным по геометрическому объему однородным и изотропным («нуль-мерным») модельным объектом. В качестве такого объекта удобнее всего взять пласт в форме кругового цилиндра с горизонтально расположенной подошвой и положить $\Omega = hScos\ \varphi$, где h — средняя мощность пласта, м, S — площадь газоносности, м^2, φ — угол падения пластов коллектора.

Тогда вместо формулы (1) для оценки объема начальных (балансовых) V и извлекаемых $V_и$ запасов газа получим следующие приближенные соотношения (формула 3), где α, m, p, T — постоянные величины, которые указывают: α — средний (по исходному поровому пространству) коэффициент газонасыщенности, m — средний коэффициент пористости, а η — средний коэффициент извлечения газа. Произведение площади газоносности и мощности коллектора определяет объем пород залежи. Умножение объема пород на среднюю пористость дает объем пустот, умножение на коэффициент газонасыщенности дает объем газа в пустотном объеме пород залежи в пластовых условиях. Дробь в (3) указывает какой товарный объем газа содержится в единичном объеме газа в пластовых условиях.

Аналогичным образом преобразуется зависимость (2) для подсчета начальных $V_н$ и извлекаемых $V_{ни}$ запасов нефти (формула 4).

Рассмотрим компоненты формулы (3) подсчета запасов. Относительные ошибки, связанные с температурой обычно пренебрежимо малы: $|\Delta T|<10^o$ и значит $|\Delta T|/$

T<0,03. Следовательно, температуру можно практически считать детерминированной величиной, задаваемой геологами без существенной ошибки. Угол падения пластов коллектора достаточно точно вычисляется по картам разрезов и также может считаться детерминированной величиной.

Некоторые сомнения возникают относительно учета Z — коэффициента сжимаемости газа, который зависит от давления, температуры и компонентного состава газа. Существует несколько методов вычисления этого параметра, такие как: модифицированный метод NX19; модифицированное уравнение состояния $GERG$-91 и AGA8–92DC (могут быть использованы при неизвестном полном компонентном состава природного газа); и уравнения состояния ВНИЦСМВ. Для расчета Z ошибки в давлении могут быть значительно более существенными. Однако, зная глубину, мы можем задать давление приблизительно равным нормальному горному давлению и ошибемся тоже не слишком сильно. В области давлений 5–30 МПа (50–300 ат) и температуры 270–340 °К (10–70 °С) погрешности расчета для методов без использования полного компонентного состава составляют 3,0% и 0,5%. Таким образом, можно утверждать, что индетерминированными величинами следует считать лишь α, m, h, S, p и η. В дальнейшем для общности температуру будем также относить к индетерменированным величинам.

Так как между случайными параметрами, входящими в (3), не существует обоснованных взаимосвязей, то их можно считать независимыми. Остается решить вопрос о выборе распределения каждого параметра. Выбор не может быть осуществлен стандартными методами статистической проверки гипотез из-за отсутствия достаточных данных. Например, для месторождений категории C_2, не выявленных успешным бурением поисковых скважин, значения геолого-промысловых параметров принимают по данным о залежах аналогичного строения в пределах рассматриваемого нефтегазоносного региона. При оценке ресурсов более низких категорий этот подход является практически единственно возможным.

Попробуем понять, какую информацию о значениях того или иного случайного сомножителя в формулах (3) может предоставить эксперт-геолог благодаря различным методам, применяемым при ГРР, в частности, по объектам-аналогам. По-видимому, геологи способны относительно достоверно задавать три значения каждого параметра: минимальное, максимальное и «наиболее вероятное» (моду). Все эти три значения задаются с ошибками, величины которых зависят от квалификации геолога и его интуиции, а также от имеющихся данных геофизики. По этим точкам объективно (то есть сколько-нибудь достоверно) построить модельное распределение невозможно. Очевидно, что существует бесконечное множество распределений, удовлетворительно описывающих ситуацию.

Рассмотрим два наиболее простых из них — треугольное и логнормальное. Первое удобно для геологов (которым достаточно просто понять его смысл), второе — для формального расчета оценок запасов и ресурсов (произведение логнормальных распределений подчиняется логнормальному закону). Следует сказать, что, во-первых, ни одно из этих распределений нельзя считать более предпочтительным и, во-вторых, при независимости параметров ФЕС формула для запасов приводит согласно центральной предельной теореме к логнормальному распределению, правда формально лишь при неограниченном увеличении числа сомножителей. Возможен также подход с трапецеидальным распределением, как обобщением треугольного [2].

Плотность логнормального распределения случайной величины (с.в.) X_i задается следующим образом:

$$f_{\log i}(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}x\sigma_i}\exp\left(-\frac{(\ln x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right).$$

Функция распределения с.в. X_i выражается через известный интеграл вероятности:

$$F_{ilog}(x) = P\{X_i<x\} = \frac{1}{2}\left[1+erf\left(\frac{\ln x-\mu}{\sigma\sqrt{2}}\right)\right],\ \mathrm{er}f(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}}\int_0^x e^{-t^2}dt.$$

Математическое ожидание с.в. X_i лежит правее медианы, а мода левее.

Отметим еще некоторые особенности логнормального распределения. Если с.в. X *имеет логнормальное распределение* с параметрами μ и σ^2, то с.в. ln$X$ будет иметь нормальное распределение с параметрами μ и σ^2. Из свойства нормального распределения: (сумма независимых нормально распределенных случайных величин подчиняется нормальному распределению) следует свойство для логнормально распределения: если $X_1, X_2,\ldots, X_n$ — независимые логнормальные случайные величины, $X \sim$LogN(μ, σ^2), то их произведение также распределено логнормально. Для любой случайной величины X с параметрами μ и σ^2 выполняется $E[Y = aX] = a\mu$ (a – константа) и $D[Y] = a^2\sigma^2$. Поэтому для логнормального распределения: если $X\sim$LogN(μ,σ_i^2), то $(X)^a\sim$LogN($a\mu$, $(a\sigma)^2$).

$$Y = \frac{V_u}{V_{uMo}} = \frac{\alpha mhSp^{1-a_1}\eta T^{-1-a_2}}{\alpha_{Mo}m_{Mo}h_{Mo}S_{Mo}p_{Mo}{}^{1-a_1}\eta_{Mo}T_{Mo}{}^{-1-a_2}} = X_1X_2X_3X_4X_5^{1-a_1}X_6X_7^{-1-a_2} \quad (5)$$

$$V_{uMo} = Ca_0Z_0T_0p_0^{-1}\cos\varphi\alpha_{Mo}\, m_{Mo}h_{Mo}S_{Mo}(p_{Mo})^{1-a1}\eta_{Mo}(T_{Mo})^{-1-a2}. \quad (6)$$

Плотность треугольного распределения с.в. X задается формулой:

$$f_\Delta(x) = \begin{cases} \dfrac{2(x-x_1)}{(x_2-x_1)(x_{Mo}-x_1)}, x_1 \le x \le x_{Mo} \\ \dfrac{2(x_2-x)}{(x_2-x_1)(x_2-x_{Mo})}, x_{Mo} \le x \le x_2 \end{cases}.$$

Распределение характеризуется следующими параметрами: x_1 и x_2 — минимальное и максимальное значения, мода равна x_{Mo}.

Для простоты, наряду с формулой (3) будем рассматривать случайную величину Y, которая есть произведение безразмерных случайных величин и их степеней (модель для коэффициента сжимаемости $Z(p, T) \approx a_0p^{a1}T^{a2}$) (формулы 5, 6):

Таким образом, искомая оценка извлекаемых запасов вычисляется по формуле $V_u = V_{uMo}Y$, где V_{uMo} — числовая оценка извлекаемых запасов, подсчитанная в предположении, что все параметры принимают наиболее вероятные значения, (α_{Mo}, m_{Mo}, h_{Mo}, S_{Mo}, p_{Mo}, T_{Mo}, η_{Mo} — моды соответствующих величин.

Если распределения с.в. α, m, h, S, p, T, η заданы, то для решения задачи вероятностной оценки запасов обычно используют следующую «прямую» схему метода стохастических испытаний (Монте-Карло) [3]:

- определяют число N реализаций, необходимых для построения функции распределения (ф.р.) объема запасов $F_V(x) = \mathbf{P}\{V<x\}$;
- вырабатывают случайные реализации V_i, V_{ui}, $i = 1,2,\ldots, N$, формирующие выборку, «разыгрывая» значения параметров α_i, m_i, h_i, S_i, p_i, T_i, η_i и вычисляя значения V_i, V_{ui} по формулам (3);
- обрабатывают полученную выборку стандартными методами математической статистики, то есть строят гистограммы частот попадания с.в. V, V_u в заданные интервалы и по этим гистограммам (или по сглаживающим их эмпирическим функциям распределения $F_V^*(x)$ и $F_{Vu}^*(x)$ находят выборочные оценки квантилей P_{10}, P_{50} и P_{90}.

Многие исследователи игнорируют первый этап процедуры Монте-Карло, задаваясь, как им кажется, заведомо большим числом реализаций, например, полагают N=1000. Между тем в некоторых случаях этого «большого» числа реализаций может оказаться недостаточно для надежной оценки указанных квантилей: например, минимальное число необходимых испытаний для доверительной вероятности 0,995 и точности приближения 0,02 равно 7490, а для 0,995 и 0,001–2995733.

Используем процедуру Монте-Карло, чтобы эмпирически подтвердить следующий тезис: при широких предположениях относительно законов распределения факторов («подсчетных параметров») α, m, p, T, η распределение оценок извлекаемых запасов, рассчитанных по формулам (3) удовлетворительно приближается логнормальным законом распределения.

Вычислим с помощью процедуры Монте-Карло представительную выборку оценок извлекаемых запасов в предположении, что каждый фактор α, m, p, T, η подчиняется треугольному распределению. Построим гистограмму оценок и приблизим ее логнормальным распределением, параметры которого вычислим по методу моментов через средние и дисперсии исходных треугольных распределений. Хорошее совпадение результатов будет служить эмпирическим подтверждением выдвинутого тезиса. Это, по-существу, означает, что в данном случае реализуется утверждение центральной предельной теоремы и что при выдвинутых предположениях итоговое распределение оценок запасов является логнормальным независимо от исходных (гипотетических) распределений подсчетных параметров.

Для каждой комбинации подсчетных параметров в генерированных случайных выборках из треугольных распределений параметров перемножением ($y_{rk}=x_{1k}x_{2k}x_{3k}x_{4k}(x_{5k})^{1-a1}x_{6k}$ $(x_{7k})^{-1-a2}$, k=1.N, где y_k — значение k-го члена выборки Y_r, x_{ik} — значение k-го члена выборки для с.в. X_i, N — размер выборки) получаем выборку для распределения запасов и находим ее параметры: эмпирический первый момент $m_1[Y_r]$, эмпирическую дисперсию $S^2[Y_r]$, эмпирическую функцию распределения и строим гистограмму.

$$\begin{cases} \dfrac{x_{1i}+x_{Moi}+x_{2i}}{3}=\exp(\mu_i+0,5\sigma_i^{\,2}) \\ \dfrac{x_{1i}^2+x_{Moi}^2+x_{2i}^2-x_{1i}x_{2i}-x_{1i}x_{Moi}-x_{2i}x_{Moi}}{18}=(\exp(\sigma_i^{\,2})-1)\exp(2\mu_i+\sigma_i^{\,2}) \end{cases} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \mu_i=\ln\left(\dfrac{x_{1i}+x_{Moi}+x_{2i}}{3}\right)-\dfrac{1}{2}\ln\left(1+\dfrac{x_{1i}^2+x_{Moi}^2+x_{2i}^2-x_{1i}x_{2i}-x_{1i}x_{Moi}-x_{2i}x_{Moi}}{2(x_{1i}+x_{Moi}+x_{2i})^2}\right) \\ \sigma_i^{\,2}=\ln\left(1+\dfrac{x_{1i}^2+x_{Moi}^2+x_{2i}^2-x_{1i}x_{2i}-x_{1i}x_{Moi}-x_{2i}x_{Moi}}{2(x_{1i}+x_{Moi}+x_{2i})^2}\right) \end{cases} \quad (8)$$

Постараемся приблизить исходное треугольное распределение каждого параметра пласта логнормальным.

Приравнивая, согласно методу моментов, математическое ожидание и дисперсию треугольного и логнормального распределения, находим значения параметров μ_i и σ^2_i (формула 7).

Решая эту систему, получим следующее (формула (8).

В предложенном методе геолог задает (на основе своей интуиции, то есть субъективным образом) три точки для построения плотности распределения каждого параметра: левую и правую доверительные границы и моду («наиболее вероятное» с его точки зрения значение параметра), а какие вероятности (тоже субъективные) следует приписывать вероятностям попадания в интервалы возможных значений (то есть как устроены субъективно задаваемые гистограммы распределений) он понятия не имеет. Вот только эти данные (x1, x2, Mo), а также, возможно, доверительные вероятности границ (α1 и α2) и составляют всю исходную базу данных.

С другой стороны, математически незыблемым является тот факт, что если все параметры имеют логнормальное распределение, то и величина запасов подчиняется этому же закону распределения вероятностей. При этом параметры распределения относительной величины запасов Y вычисляются по простым формулам.

Как будет показано ниже, низкая точность приближения исходных (субъективно задаваемых) треугольных распределений параметров логнормальными распределениями практически не сказывается на вероятностной модели оценки запасов. Поэтому не следует придавать слишком большого значения стандартным процедурам проверки гипотез о распределениях.

Возьмем следующие значения параметров пласта-коллектора (минимум; мода; максимум): α — (0,0;0,3;0,6), m — (0,02;0,13;0,45), h — (10;65;100), S — (20;50;100), p — (10;20;30), T — (275;280;300), η — (0,3;0,4;0,5).

Целью расчетов является построение распределений запасов при исходных гипотезах (о треугольном распределении параметров) и логнормальной оценки запасов. В результате генерирования случайных значений параметров пласта-коллектора по методу Монте-Карло получились следующие значения параметров выборочных распределений ($M[X_i]$; выборочное среднее; $D[X_i]$): X_1 — (1,0000;0,9914; 0,1667), X_2 — (1,5385; 1,5383; 0,4921), X_3 — (0,8974; 0,8913; 0,0812), X_4 — (1,1333; 1,1375; 0,1089), X_5 — (1,0000; 1,0008; 0,0417), X_6 — (1,0179; 1,0179; 0,0004), X_7 — (1,0000; 1,0016; 0,0104) (размер выборки выбран равным 4000).

Все сгенерированные выборки не противоречат критерию Пирсона с 27 степенями свободы и уровнем значимости 0,01(при проверке количество интервалов разбиения бралось равным 30). Отметим, что высокая точность соответствия модельных распределений выборочным здесь не требуется, поскольку выборки генерируются в предположении треугольности распределения, не основанном ни на каких установленных свойствах параметров пласта. Поэтому слишком высокие требования к значениям, например, χ^2-критерия Пирсона (традиционно используемого для проверки гипотез о распределении) здесь совершенно неуместны. Ведь параметры исходных распределений были заданы экспертами-геологами на основании данных геофизических исследований (до бурения скважин) лишь приблизительно, по интуиции. Рассматриваемым примером мы просто пытаемся показать, что использование различных «удобных» распределений (исходных треугольных и приближающих их логнормальных) приводит практически к одним и тем же вероятностным оценкам запасов.

Получив выборку Y_r, находим ее параметры: Среднее выборочное значение — 1,5310; Выборочная дисперсия — 1,7009; Выборочный коэффициент вариации — 0,8518.

На основе значения математических ожиданий, дисперсий и мод, коэффициентов вариации, вероятности $\mathbf{P}\{x_{1i} \le X_i \le x_{2i}\}$ попадания с.в. в интервал (x_{1i}, x_{2i}), а также меры ошибок приближения в виде интегрального отклонения

$$\int_0^\infty | f_{\Delta i}(x) - f_{\log i}(x) | \, dx \text{ и } \max_x | f_{\Delta i}(x) - f_{\log i}(x) |$$

были сделаны следующие выводы:

1. Приведенная газонасыщенность X_1. Ошибки замены треугольного распределения газонасыщенности логнормальным довольно значительны (мода 1,0000 и 0,7936 (–21%), отклонения — 0,3495 и 0,4296).
2. Приведенная пористость X_2. Ошибки замены треугольного распределения логнормальным довольно значительны (мода 1,0000 и 1,1589), отклонения — 0,2622и 0,0855)
3. Приведенная средняя мощность пласта X_3. Приближение весьма грубое. Большие отклонения по моде и по правому «хвосту» (мода 1,0000 и 0,7770 (–22%), отклонения — 0,3739 и 0,0855).
4. Приведенная площадь газоносности X_4. Приближение приемлемо. Моды практически совпадают (мода 1,0000 и 1,0031 (+0,3%), отклонения — 0,1845и 0,2052).
5. Приведенное пластовое давление X_5. Интегральная ошибка приближения относительно приемлема, максимум расхождения по плотностям слишком велик (мода 1,0000 и 0,9406 (–6%), отклонения — 0,1904 и 0,4293).
6. Приведенное значение температуры X_6. Качество приближения низкое, интегральное расхождение и максимум расхождения по плотностям слишком велики (мода 1,0000 и 1,0173(+2%), отклонения — 0,2706 и 4,6296).
7. Приведенный коэффициент извлечения газа X_7. Практически приемлемое качество приближения (мода 1,0000 и 0,9846 (–2%), отклонения — 0,1259 и 4,5316).

Важен тот факт, что вероятность «хвостов» логнормального распределения для всех рассматриваемых параметров не превосходит 0,03, то есть:

$\mathbf{P}\{X_{logi} < x_{1i}\} + \mathbf{P}\{X_{logi} > x_{2i}\} = 1 - \mathbf{P}\{x_{1i} \le X_{logi} \le x_{2i}\} \le 0{,}03$ для любого i.

Используя формулы для произведения логнормальных величин, находим параметры приближающего логнормального распределения $Y_{\Delta log}$, которым мы хотим приблизить с.в. Y: μ — 0,1296; σ^2–0,6236; математическое ожидание — 1,5549; дисперсия — 2,0928; мода — 0,6102; медиана — 1,1384; коэффициент вариации — 0,9304.

Возьмем в формуле (25) C=1; φ=π/20, получим V_{uMo}=450789,2252 млн.м^3. Получаем итоговое логнормальное распределение V_u с параметрами $\mathrm{M}[V_u] = V_{uMo}\mathrm{M}[Y_{\Delta log}]$ *и* $\mathrm{D}[V_u] = V^2_{uMo}\mathrm{D}[Y_{\Delta log}]$. *Сравним параметры с параметрами распределения, полученного с* процедуры Монте-Карло: математическое ожидание — 694857 и 700945 (+0,9%); дисперсия — 406662667900 и 425278366500 (+4,4%); стандартное отклонение — 637701 и 652134 (+2,2%); коэффициент вариации — 0,9177 и 0,9304 (+1,4%); мода — 268830 и 275084 (+2,3%); медиана — 520218 и 513180 (–1,4%).

Аналогичные расчеты проводились при смещении мод распределений параметров влево и вправо.

По проведенным расчетом можно сделать вывод: не обязательно считать распределения вероятностей запасов по Монте-Карло (тем более, что допускаются ошибки в определении числа испытаний, так как требуемое число испытаний должно быть достаточно велико и не всегда число испытаний выбирается верное), а можно использовать предложенный в метод, который заключается в приближении распределений параметров ФЭС логнормальными распределениями. Несмотря на то, что первый момент и дисперсия итогового логнормального распределения немного превышают соответствующие характеристики, полученный по методу Монте-Карло, приближение является достаточно приемлемым. Таким образом, при вероятностной оценке запасов углеводородов на ранних стадиях разведки месторождений отпадает необходимость проведения громоздких вычислений по методу стохастических испытаний и появляется возможность проследить аналитически влияние параметров исходных распределений подсчетных параметров на результаты вероятностной оценки запасов. Это позволяет более обоснованно ориентировать планирование геологоразведочных работ на объектах с целью уточнения оценки запасов.

ЛИТЕРАТУРА

1. В.И. Петерсилье, В. И. Пороскуна, Г. Г. Яценко. Методические рекомендации по подсчету геологических запасов нефти и газа объемным методом.— Москва-Тверь: ВНИГНИ, НПЦ «Тверьгеофизика».— 2003.— 259 с.
2. Б. В. Гнеденко. Курс теории вероятностей.— М.: Едиториал УРСС, 2005 г., 448 с.
3. А. И. Орлов. Прикладная статистика.— М.: «Экзамен», 2004.— 656 с.
4. Методическое руководство по количественной и экономической оценке ресурсов нефти, газа и конденсата России.— М.: ВНИГНИ, 2000.— 189 с.
5. Я.И. Хургин. Проблемы неопределенности в задачах нефти и газа.— Москва-Ижевск: Институт компьютерных исследований, 2004.— 320 с.

Журнал «Современная наука: актуальные проблемы теории и практики»