Геология и геофизика, 2010, т. 51, № 2, с. 201—205

УДК 552.578 (086.5)

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СКОПЛЕНИЙ УГЛЕВОДОРОДОВ ПО ТЕРРИТОРИИ НЕФТЕГАЗОНОСНОГО БАССЕЙНА НА ПРИМЕРЕ ЗАПАДНО-СИБИРСКОЙ НЕФТЕГАЗОНОСНОЙ ПРОВИНЦИИ*

В.Р. Лившиц

Институт нефтегазовой геологии и геофизики им. А.А. Трофимука СО РАН,
630090, Новосибирск, просп. Академика Коптюга, 3, Россия

Для описания распределения скоплений углеводородов по территории нефтегазоносного бассейна предлагается модель нестационарного пуассоновского точечного поля. Получено выражение для средней плотности скоплений как функции расстояния от края бассейна. Показано, что задание функции интенсивности на основе всего лишь единственного фактора — расстояния скоплений от края бассейна — позволяет построить модель, которая в первом приближении может быть использована для отображения фактического распределения скоплений методом Монте-Карло. Получено значение фрактальной размерности множества скоплений как случайного точечного поля.

Нефтегазоносный бассейн, математическая модель, точечный случайный процесс, процесс Пуассона, метод Монте-Карло.

DISTRIBUTION OF HYDROCARBON ACCUMULATIONS IN A BASIN: A MATHEMATICAL MODEL FOR THE WEST SIBERIAN PETROLEUM PROVINCE

V.R. Livshits

The distribution of hydrocarbon accumulations in a basin is modeled as a nonstationary Poisson field of points with the average density of accumulations as a function of distance from the basin margin. The model, in which this distance is a unique parameter to define the intensity function, is suitable, in a first approximation, for Monte-Carlo simulation of the real pattern of accumulations. The Poisson random field of points is described with a power function, where the power is a fractal dimension used as an integral numerical parameter of the distribution.

Petroleum basin, basin modeling, point random process, Poisson process, Monte-Carlo simulation

В задачах количественной оценки перспектив нефтегазоносности математические модели, описывающие структуру ресурсов углеводородов (УВ), играют ключевую роль, поскольку любые количественные выводы о невыявленной части ресурсов могут быть даны лишь на их основе. В настоящее время разработано много подобных моделей [Белонин, 1977; Конторович, Демин, 1977, 1979; Прогноз…, 1981; Бурштейн, 1985, 2006; Количественная оценка…, 1988], большинство из которых предназначено для оценки величины суммарных начальных геологических ресурсов (НГР) УВ нефтегазоносного бассейна (НГБ) и/или отдельных его нефтегазоносных комплексов (НГК), определению поверхностной или объемной плотности ресурсов, общему числу скоплений УВ в бассейне и распределению их количества и суммарных ресурсов по заданным интервалам крупности. В работе [Количественная оценка…, 1988] отмечено, что общий подход к проблеме количественной оценки должен подразумевать создание 3-мерной (объемной) модели распределения ресурсов УВ в НГБ. При этом очевидно, что составной частью такой общей модели должны быть элементы, показывающие не только распределение нелокализованных ресурсов в геологическом пространстве, но и локализованных точечных скоплений УВ по территории бассейна.

В настоящей статье предпринята попытка построения математической модели пространственного распределения скоплений УВ с применением методов стохастической геометрии. До сих пор эти методы не находят приложения в геологии, хотя уже давно и с успехом применяются в биологии, астрономии, металлографии и других науках [Липский и др., 1977; Амбарцумян и др., 1989; Кингман, 2007].

Совокупность процессов формирования и разрушения скоплений углеводородов в бассейне (процессов нафтидогенеза) носит стохастический характер, и этот факт стимулирует необходимость разработки вероятностных моделей. Например, вследствие случайности процессов нафтидогенеза величины запасов отдельных скоплений УВ рассматриваются как реализации случайных величин, подчиняющихся некоторым вероятностным закономерностям, и их математической моделью является вероятностное рас-

* Статья планировалась к публикации в спецномере, посвященном 75-летию А.Э. Конторовича.

пределение — усеченное распределение Парето [Конторович, Демин, 1977, 1979; Прогноз…, 1981; Количественная оценка…, 1988]. Очевидно, что подобным образом случайность процессов нафтидогенеза приводит и к случайности размещения скоплений УВ по территории бассейна.

Рассмотрим распределение скоплений УВ некоторого НГБ по латерали в пределах одного НГК. Представляя каждое единичное скопление как объект, не имеющий линейных размеров (что вполне допустимо в масштабе всего бассейна), будем рассматривать плоское поле точек скоплений как точечное случайное множество. Случайность здесь понимается в том смысле, что в процессе формирования множества скоплений УВ бассейна полученное их распределение по латерали не является единственно возможным, а представляет собой лишь конкретную реализацию из бесконечно возможного множества реализаций. Для описания таких случайных точечных множеств в стохастической геометрии разработан ряд математических моделей [Амбарцумян и др., 1989; Кингман, 2007], наиболее широкое применение из которых получила модель пуассоновского поля точек.

В этой модели предполагается, что распределение количества точек, попадающих в любую плоскую область D, подчиняется распределению Пуассона, т. е. вероятность попадания m точек в D задается выражением $P(m)=\frac{a^m}{m!}\mathrm{e}^{-a}$, где $a=\iint\limits_D \lambda(x,y)\,dxdy$ — среднее число точек в области D, а $\lambda(x, y)$ — функция интенсивности или мгновенная плотность пуассоновского поля. В случае, когда $\lambda(x, y) = \mathrm{const}$, поле точек является стационарным. Поскольку скопления УВ распределены по территории бассейна крайне неравномерно, то точечное поле, показывающее их распределение, должно быть нестационарным, а величина $\lambda(x, y)$ не является постоянной.

Описание распределения скоплений УВ по территории бассейна точечным пуассоновским полем представляется вполне обоснованным. Для возникновения пуассоновского поля необходимо соблюдение двух условий: ординарности и отсутствия последействия. Первое условие означает, что вероятность появления двух и более объектов в одной точке плоскости пренебрежимо мала по сравнению с вероятностью отсутствия или появления одного объекта. Применительно к данной ситуации это условие означает, что скопления УВ можно рассматривать только по одиночке: в заданной точке плоскости (x, y) скопление может либо присутствовать, либо отсутствовать, но там не может существовать более одного скопления. Очевидно, по крайней мере, для одного НГК это условие вполне может быть принято.

Условие отсутствия последействия означает, что скопления не зависимы друг от друга, т.е. вероятность появления того или иного числа скоплений в любой области D не зависит от того, сколько их имеется в смежной, не перекрывающейся с D области. В первом приближении это условие также может быть принято, поскольку тектонические процессы формирования ловушек, а затем последующие процессы миграции и аккумуляции УВ в них зависят от множества случайных факторов, так что факт образования скопления в данной точке можно считать независимым от образования скоплений в других точках.

Очевидно, что выполнить проверку адекватности модели пуассоновского поля фактическому распределению скоплений возможно лишь для объектов с высокой степенью разведанности. В качестве такого объекта возьмем наиболее разведанные НГК Западно-Сибирского НГБ: неокомский, васюганский и среднеюрский. Выделим в центральной части бассейна прямоугольный участок, где предположительно выявлены практически все скопления, а, кроме того, можно приближенно принять гипотезу стационарности точечного поля. Точки скопления для неокомского НГК и выделенный участок в центральной части бассейна, ограниченный нижним и верхним квартилями координат точек, показаны на рис. 1. Критерий для проверки согласия с распределением Пуассона основан на том свойстве этого распределения, что его математическое ожидание равняется его дисперсии [Амбарцумян и др., 1989], а статистика критерия, имеющая распределение χ^2, основана на отношении этих величин. Результаты проверки согласия пуассоновской модели с фактическим распределением скоплений в выбранных НГК Западно-Сибирского бассейна приведены в таблице. Во всех трех случаях имеет место высокая степень значимости согласия фактических данных с предлагаемой моделью.

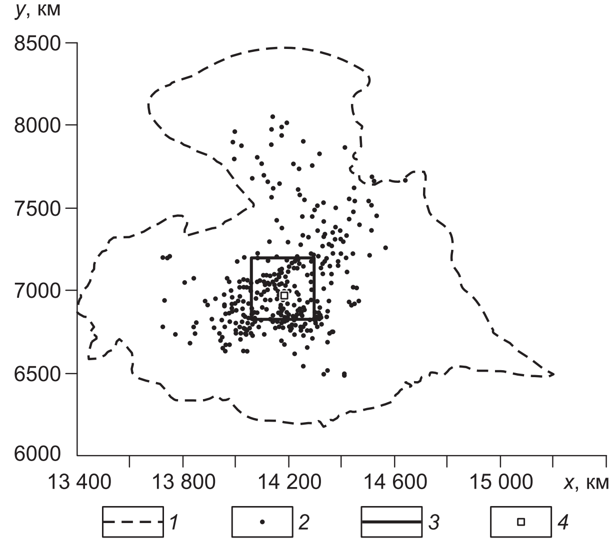

Рис. 1. Проверка гипотезы о пуассоновском поле залежей в неокомском НГК.

1 — граница бассейна, *2* — скопление УВ, *3* — выбранная область, *4* — медиана.

Проверка гипотезы о соответствии пространственного распределения залежей в центральной части бассейна пуассоновскому полю точек

Статистические характеристики		НГК		
		неокомский	васюганский	среднеюрский
Общее число объектов в НГК		336	387	241
Медианное значение координат, км	x	14186.4	14249.0	14058.1
	y	6965.2	6829.5	6893.7
Значение нижнего квартиля координат, км	x	14061.3	14148.0	13844.6
	y	6822.0	6707.8	6789.0
Значение верхнего квартиля координат, км	x	14297.2	14355.6	14180.1
	y	7196.0	6971.2	7012.0
Площадь выделенной области, км^2		88253.8	54675.1	74813.1
Число объектов в области		93	109	57
Плотность объектов (λ^*), 1/км^2		0.00105	0.00199	0.00076
Статистика (χ^2)		10.452	6.183	11.684
Число степеней свободы		8	8	8
Значимость критерия		0.469	0.747	0.332

Выше было указано, что описать распределение скоплений УВ по всей территории бассейна можно лишь нестационарным пуассоновским полем точек, т. е. для такого случая необходимо задать функцию интенсивности $\lambda(x, y)$. Последняя определяет число скоплений в заданной области: чем больше значение этой функции в некоторой области, тем большее число скоплений будет содержаться в ней. Функция $\lambda(x, y)$ должна задаваться на основе всей имеющейся геологической, геофизической и геохимической информации о НГБ с включением экспертных оценок.

В качестве первого приближения при задании функции интенсивности пуассоновского поля точек $\lambda(x, y)$ рассмотрим ее зависимость от единственного параметра — расстояния скопления от границы бассейна. Эту зависимость можно установить по фактическому распределению скоплений по площади бассейна. Подобно тому, как выполняется сглаживание одномерных зависимостей, здесь необходимо выбрать плоское сглаживающее окно заданной формы, например, круговое и определить плотность точек в этом окне. Функция интенсивности $\lambda(r)$, где r — расстояние от центра кругового окна до края бассейна, может быть получена как обычная регрессионная зависимость. Очевидно, что выбор размера окна здесь очень важен: слишком малый его размер приведет к сильно флуктуирующей оценке функции $\lambda(x, y)$, в то время как при очень широком окне будет иметь место сильно сглаженная ее оценка. Усреднение с окнами различных размеров показало, что наиболее сильно искомая зависимость проявляется при использовании окна радиусом 100 км. Значения функции интенсивности для точек, соответствующих центрам круговых окон при различном расстоянии их до границы бассейна и линейная аппроксимация этой зависимости для неокомского НГК показаны на рис. 2. Таким образом, в первом приближении функция интенсивности может быть аппроксимирована линейной зависимостью $\lambda(r) = 3\cdot10^{-6}r - 0.0005$.

Полученная модель позволяет имитировать пуассоновское поле точек с помощью метода Монте-Карло [Липский, 1977; Конторович, Лившиц, 1988а,б; Амбарцумян и др., 1989]. Сначала получают реализацию стационарного пуассоновского поля интенсивности $\lambda^* = \max\limits_{x,y} \lambda(x, y)$. Для этого с помощью случайных чисел, имеющих распределение Пуассона с параметром λ^*, определяется количество точек в заданной области. Поскольку территория бассейна имеет неправильную форму, то можно сначала в качестве такой области взять прямоугольник, вмещающий в себя всю территорию бассейна. Известно [Амбарцумян и др., 1989], что стационарное пуассоновское поле обладает свойством равнораспределенности, т. е. точки поля равномерно и независимо распределены в этой области. Положения таких точек могут быть установлены с помощью датчика равномерно распределенных случайных чисел. Для прямоугольной области с длинами сторон a и b координаты i-й точки определятся как $x_i = au_i$ и $y_i = bv_i$, где $u_1, u_2, \ldots$ и $v_1, v_2, \ldots$ — последовательности независимых случайных чисел, равномерно распределенных на [0,1].

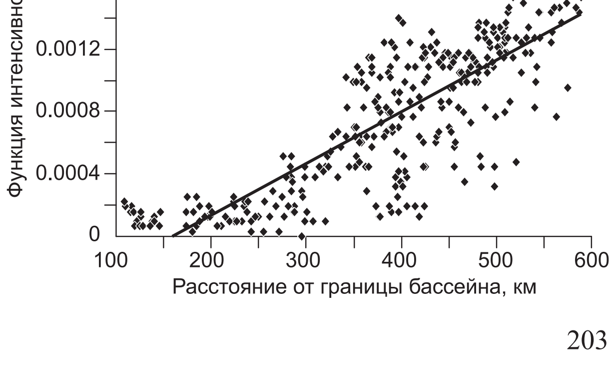

Рис. 2. Зависимость интенсивности пуассоновского поля скоплений неокомского НГК от расстояния от границы бассейна.

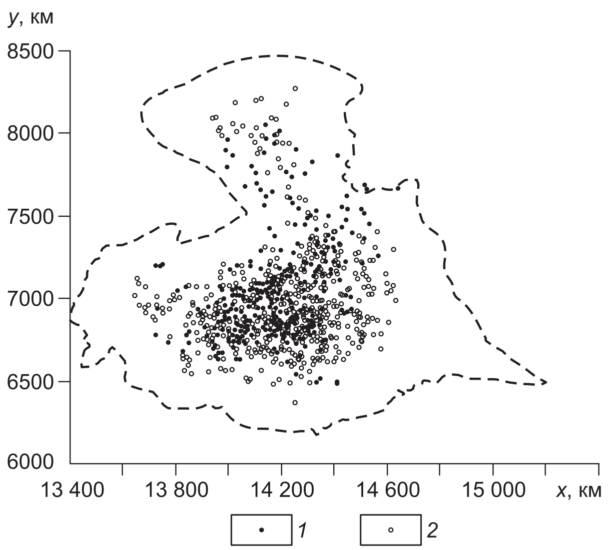

Рис. 3. Фактическое (*1*) и модельное (*2*) распределение скоплений УВ в неокомском НГК.

Ост. усл. обозн. см. на рис. 1.

После этого выполняется процедура прореживания полученной реализации пуассоновского поля точек, которая заключается в выбрасывании точек полученной реализации в соответствии с функцией $p(x,y)=\frac{\lambda(x,y)}{\lambda^*}$. Точка (x, y) сохраняется с вероятностью $p(x, y)$ и выбрасывается с вероятностью $1 - p(x, y)$. При этом очевидно, что для точек, находящихся за пределами бассейна, $p(x, y) = 0$. Полученные множества точек являются реализациями нестационарного пуассоновского поля с функцией интенсивности $\lambda(x, y)$.

Полученная таким образом реализация множества точек для неокомского НГК Западно-Сибирского бассейна показана на рис. 3. Мы видим, что фактическое распределение скоплений в ряде случаев допускает весьма близкое их расположение к краю бассейна, чего не наблюдается в модельной реализации. Общеизвестно, что юго-восточная часть территории бассейна является малоперспективной в смысле нефтегазоносности, что также плохо согласуется с моделью. Очевидной причиной таких расхождений является тот факт, что функция интенсивности не может определяться одним единственным параметром — расстоянием скопления от края бассейна. Здесь необходимо учитывать и другие факторы, определяющие размещение скоплений УВ по территории бассейна [Гурари, 1972]. Кроме того, линейная аппроксимация функции интенсивности подразумевает определенную круговую симметрию точек модели, что, естественно, далеко не всегда выполняется в реальных бассейнах. Тем не менее рассмотренная модель может быть принята в качестве первого приближения, поскольку полученная реализация отражает основную конфигурацию фактического распределения скоплений.

В качестве характеристики, интегрально описывающей случайное точечное поле, можно использовать функцию $K(r)$, равную среднему числу точек в круге радиуса r [Амбарцумян и др., 1989]. Эта зависимость имеет степенной вид $K(r) = Ar^d$, где показатель d носит название фрактальной размерности. Если график $K(r)$ лежит выше параболы $f(r) = \pi r^2$, то точки поля имеют тенденцию к образованию скоплений (кластеров). При $K(r)$, лежащем ниже этой параболы, между точками имеется некоторое «отталкивание». При стационарном пуассоновском поле точки равномерно заполняют плоскость и $d = 2$. Таким образом, фрактальная размерность может быть использована в качестве интегральной числовой характеристики точечного поля. Зависимость $K(r)$ для неокомского НГК, которая с высокой точностью ($R^2 = 0.9998$) аппроксимируется степенной функцией с $d = 1,74$, показана на рис. 4. Аналогичным образом аппроксимируется модельная реализация ($R^2 = 0.9997$) с показателем степени $d = 1.84$. Незначительная разница в величинах показателей фрактальной размерности говорит в пользу близости общей внутренней структуры фактического и модельного точечных множеств. Более высокое (более близкое к $d = 2$) значение фрактальной размерности для модельной реализации объясняется тем, что последняя является более регулярной, более равномерно заполняющей плоскость, по сравнению с распределением фактических скоплений. Это и естественно, так как в основе модели лежит, хотя и нестационарное, но все же пуассоновское поле точек, обладающее свойством равнораспределенности.

Итак, рассмотренный подход позволяет, по крайней мере в принципе, моделировать распределения скоплений УВ по территории бассейна, а учет многих факторов, влияющих на функцию интенсивности, даст возможность получить более адекватное описание фактического распределения скоплений.

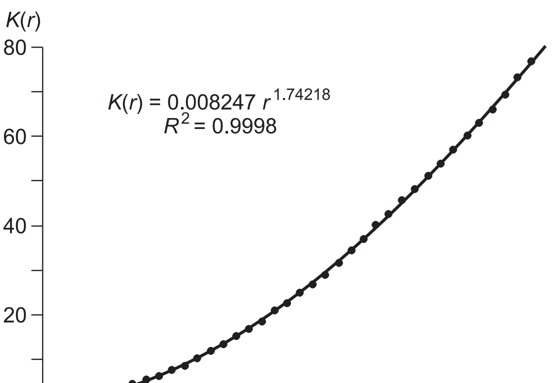

Рис. 4. Функция $K(r)$ для неокомского НГК и ее степенная аппроксимация.

ЛИТЕРАТУРА

Амбарцумян Р.В., Мекке Й., Штойян Д. Введение в стохастическую геометрию. М., Наука, 1989, 400 с.

Белонин М. Д. Методические аспекты прогноза нефтегазоносности земель // Геология нефти и газа, 1977, № 12, с. 7—12.

Бурштейн Л. М. Новые модификации объемно-статистического метода оценки ресурсов нефти и газа // Геология и геофизика, 1986 (12), с. 15—21.

Бурштейн Л. М. Статистические оценки параметров распределения скоплений нефти по величине в слабоизученных седиментационных бассейнах // Геология и геофизика, 2006, т. 47 (9), с. 1013—1023.

Гурари Ф. Г., Гурова Т. И., Конторович А. Э., Микуленко А. И., Старосельцев В. С., Трофимук А. А., Фотиади Э. Э. Главные факторы формирования и современного размещения залежей нефти и газа // Закономерности размещения и условия формирования залежей нефти и газа в мезозойских отложениях Западно-Сибирской низменности. М., Недра, 1972, с. 279—285 (Тр. СНИИГГиМСа, вып. 131).

Кингман Дж. Пуассоновские процессы. М., МЦНМО, 2007, 136 с.

Количественная оценка перспектив нефтегазоносности слабоизученных регионов / Ред. А. Э. Конторович. М., Недра, 1988, 223 с.

Конторович А. Э., Демин В. И. Метод оценки количества и распределения по запасам месторождений нефти и газа в крупных нефтегазоносных бассейнах // Геология нефти и газа, 1977, № 12, с. 18—26.

Конторович А. Э., Демин В. И. Прогноз количества и распределения по запасам месторождений нефти и газа // Геология и геофизика, 1979 (3), с. 26—46.

Конторович А. Э., Лившиц В. Р. Имитационная стохастическая модель распределения месторождений нефти и газа по ресурсам // Советская геология, 1988а, № 9, с. 99—107.

Конторович А. Э., Лившиц В. Р. Имитационное математическое моделирование стохастических процессов как инструмент количественной оценки нефтегазоносности // Геология нефти и газа, 1988б, № 12, с. 48—51.

Липский Ю. Н., Родионова Ж. Ф., Скобелева Т. П., Дехтярева К. И. Каталог кратеров Марса и статистика кратеров Марса, Меркурия и Луны. М., ГИН АН СССР, 1977, 69 с.

Прогноз месторождений нефти и газа / А.Э. Конторович, Э.Э. Фотиади, В.И. Демин, В.Б. Леонтович, А.А. Растегин. М., Недра, 1981, 350 с.

Рекомендована к печати 24 октября 2008 г.
В.А. Каширцевым

Поступила в редакцию
19 сентября 2008 г.