

УДК 541.64:539.499

**ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО РАЗМЕРАМ И КОЭФФИЦИЕНТАМ
ТРЕНИЯ ХАОТИЧЕСКИ РАЗВЕТВЛЕННЫХ МАКРОМОЛЕКУЛ**

Коган С.И., Будтов В.П.

В работе рассматривается вопрос о введении для реальной хаотической разветвленной цепи функции распределения по конфигурационным (морфологическим) параметрам. Методом «машинного эксперимента» на ЭВМ моделировали ансамбли хаотически разветвленных макромолекул. Применение статистических методов позволило показать, что функции распределения по размерам и гидродинамическим радиусам Стокса для рассмотренных экспериментальных ансамблей макромолекул согласуются с нормальным распределением. Показано, что функции распределения для хаотически разветвленных цепей определяются только такими параметрами цепи, как число статистических сегментов цепи и число точек ветвления.

В связи с интенсивным развитием исследований в области физикохимии полимеров все больший интерес привлекает установление количественных корреляций между структурой и свойствами макромолекул. Существенный интерес в этой связи представляют исследования разветвленных макромолекул. Как уже указывалось ранее [1, 2], существующие модели статистически разветвленных цепей могут служить только в качестве первого приближения к реально получаемым разветвленным макромолекулам. В предыдущей работе [2] нами была предложена модель хаотически разветвленной макромолекулы, выведены теоретические соотношения, позволяющие рассчитывать размеры такой макромолекулы, и приведены результаты расчета на ЭВМ среднеквадратических радиусов инерции $\langle R^2 \rangle_p$, гидродинамических радиусов Стокса $\langle R_c \rangle_p$ и параметров длинноцепной разветвленности. В этой работе анализируются результаты дополнительных расчетов, приводятся функции распределения по радиусам инерции и по гидродинамическим радиусам Стокса, полученные в результате статистической обработки результатов моделирования на ЭВМ ансамблей хаотически разветвленных макромолекул.

Функция распределения по размерам (описание модели). Одной из характерных особенностей полимеров является существование функции распределения по размерам при заданной молекулярной массе M . Для линейных цепных молекул при заданном M функция распределения по размерам W_{kl} является следствием большого числа конформаций цепи, когда меняется пространственное расположение элементов без изменения стереохимического расположения атомов. Величина W_{kl} дается¹

$$W_{kl} = A' R^2 \exp \left\{ - \frac{\alpha R^2}{R^2} \right\}, \quad (1)$$

где R — радиус инерции цепи, A' и α — численные коэффициенты. Для такой цепи квадрат радиуса инерции R^2 , усредненный по всем конформациям, равен

$$\overline{R^2} = \frac{n}{6}, \quad (2)$$

где n — число сегментов в цепи. Длину сегмента мы приняли равной единице. Необходимо отметить, что эти соотношения справедливы и для участка цепной макромолекулы.

¹ Имеется ряд более точных функций распределения по R , но в данной работе это не имеет принципиального значения.

Для разветвленных цепей ситуация усложняется. Кроме набора конформаций для разветвленной цепной макромолекулы существен и набор конфигураций, когда возможно изменение пространственного расположения атомов при различном стереохимическом расположении атомов. В качестве примера можно указать на различные точки присоединения ветвей, различные их длины и т. д. В связи с этим необходимо ввести для реальной разветвленной цепи функцию распределения по конформационным (морфологическим) параметрам.

Рассмотрим ансамбль хаотически разветвленных макромолекул, каждая из которых состоит из n элементов ($n \gg 1$) и имеет m узлов ветвления. Функция распределения по радиусам инерции для такого ансамбля будет

$$W(R^2) = W(n, m, \gamma, z), \quad (3)$$

где γ — конформационные параметры, z — морфологические (конформационные) параметры. При фиксации z мы имеем функцию распределения W_{kp} по радиусам инерции разветвленной цепи с фиксированными точками ветвления и длинами ветвлений

$$W_{kp} = W(R^2) |_{z=\text{const}} = W(n, m, \gamma) \quad (4)$$

Подобные функции распределения были рассмотрены в работах [3, 4].

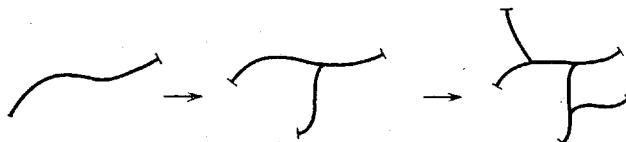
Если же усреднение $W(R^2)$ провести по всему конформационному набору, то получим

$$W_m = \langle W(n, m, \gamma, z) \rangle = W(n, m, z), \quad (5)$$

где здесь и далее скобки $\langle \rangle$ означают усреднение по конформационному набору цепной макромолекулы.

Именно такая функция распределения может быть рассчитана с помощью комплекса программ, описанных нами ранее [2]. Действительно, в качестве расстояния между любыми элементами r_{ik} цепи (в том числе и между узлами ветвления) мы использовали соотношение $\langle r_{ik}^2 \rangle = 1/6|i-k|$ (ср. с уравнением (2)).

Напомним, что описанная в работе [2] модель расчета хаотически разветвленной макромолекулы, отражающая реальный процесс роста макромолекулярной цепи, сводится к следующей процедуре. На первоначальной линейной цепи (назовем ее структурой нулевого поколения) в случайному месте возникает один центр ветвления, т. е. образуется разветвленная цепь первого поколения. Дальнейший рост макромолекулы происходит из-за возникновения на линейной цепи и на ветви первого поколения в случайному месте по одному центру ветвления. Далее на первоначальной ветви и на ветвях 1, 2, 3, ..., ($N-1$)-го поколения в случайных местах возникают центры ветвления и образуется хаотически разветвленная структура N -го поколения. Число центров ветвления $m=2^N-1$, а число «субцепей» $p=-2m+1$. Схема образования макромолекулы 3-го поколения приведена ниже.

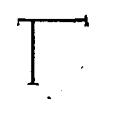
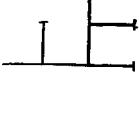
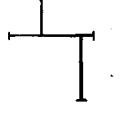
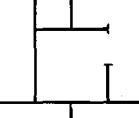
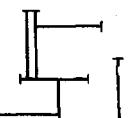


Здесь следует подчеркнуть существенное отличие нашей модели от моделей разветвленных макромолекул, рассмотренных в работах [5–7]. Напомним, что в этих работах рассматриваются модели статистически разветвленных макромолекул, имеющих в среднем одинаковые длины субцепей. Это налагает строгие ограничения на соотношения длии ветвей разветвленной макромолекулы. Очевидно, что даже у макромолекулы с одной точкой ветвления не могут быть ветви равной длины. Процесс роста хаотически разветвленной макромолекулы, рассмотренной для нашей модели на рис. 1, не может иметь место для моделей статистически разветвленных макромолекул.

ленных макромолекул [5–7]. Действительно, увеличение числа точек ветвления у статистических разветвленной макромолекулы с неизбежностью (ввиду требования равенства длин субцепей) влечет изменение длин ветвей, т. е. закон изменения длин не постоянен от поколения к поколению. В табл. 1 для сравнения представлены статистически и хаотически разветвленные макромолекулы, имеющие одинаковое число статистических сегментов и точек ветвления на макромолекулу. Рассмотрим, например, представленные в табл. 1 макромолекулы 2-го поколения.

Таблица 1

Сравнение статистически и хаотически разветвленных макромолекул, имеющих одинаковое число статистических сегментов и точек ветвления на макромолекулу

Положение, №	Количество				Средняя длина для статистич. модели	Длины вет- вей для модели		Вид макромолекулы для модели	
	точек вет- влечения m	субцепей p	ветвей	статистич. сегментов n		стати- ческой	хаоти- ческой	статистической	хаотической
1	1	3	2	60	20	40,20	30		
2	3	7	4	140	20	60,40 20,20	35		
3	7	15	8	300	20	80,60 40,20, 20,20, 20	37,5		

В соответствии с предложенной моделью такие макромолекулы имеют 3 точки ветвления, 4 ветви и 7 субцепей (отрезков между точками ветвления или между концом ветви и точкой ветвления). Предположим, что и статистически и хаотически разветвленные макромолекулы содержат по 140 статистических сегментов. Для статистической модели средняя длина субцепи, следовательно, равна 20 сегментам, а длины ветвей – 60, 40, 20, 20 сегментам. Для хаотической модели ввиду отсутствия требования о равенстве длин субцепей ограничения на длины ветвей (при заданном числе сегментов на макромолекулу) накладывает только характер роста макромолекулы (убывающие, возрастающие или не зависящие от номера поколения длины ветвей). В табл. 1 представлены хаотические макромолекулы с равными (не зависящими от номера поколения) длиниами ветвей. Для второго поколения длина ветви равна 35 сегментам. Таким образом, видно, что отличие предложенной модели хаотически разветвленной макромолекулы от модели статистической макромолекулы носит принципиальный характер.

Результаты расчета. Для описанной модели на ЭВМ были проведены расчеты для 6 ансамблей макромолекул, отличающихся длинами поколений (табл. 2). Данные в табл. 2 приведены в единицах сегментов Куна. Как видно из табл. 2, изменение длин ветвей от поколения к поколению лежит в пределах от 1 (ансамбль I; одинаковые длины) до 3 (ансамбль VI). Имеющиеся в литературе экспериментальные данные [8, 9] для реаль-

ных полимеров дают значения параметра изменения длии ветвей в диапазоне от 1 до 1,5. Исходя из этого, в дальнейшем мы будем обсуждать в основном результаты, полученные для ансамблей с I по IV.

Рассчитанные для этих ансамблей наборы значений $\langle R^2 \rangle_p$, $\langle R_c \rangle_p$, факторов разветвленности $\sigma = \frac{\langle R^2 \rangle_p}{\langle R^2 \rangle_n}$ и $h = \frac{\langle R_c \rangle_p}{\langle R_c \rangle_n}$ (здесь $\langle R^2 \rangle_n$ и $\langle R_c \rangle_n$ –

соответственно средний квадрат радиуса инерции и эффективный гидродинамический радиус для линейной макромолекулы, содержащей такое же

Таблица 2

Длина ветвей в зависимости от номера поколения для рассматриваемых ансамблей макромолекул

Ансамбль	Номер поколения					
	0	1	2	3	4	5
I	50	50	50	50	50	50
II	40	27	18	12	9	5
III	90	60	40	27	18	12
IV	100	90	80	70	60	50
V	80	40	20	10	5	3
VI	120	40	12	5	3	1

количество элементов, что и разветвленная) рассматривались в качестве эмпирических распределений. При помощи критерия Колмогорова – Смирнова [10] проверяли гипотезу о согласии эмпирического распределения с некоторыми теоретическими распределениями². В качестве последних рассматривали нормальное, логнормальное, Лапласа – Шарлье и γ -распределения. В табл. 3 приведены данные обработки на ЭВМ 2–5-го поколений

Таблица 3

Результаты расчета на ЭВМ статистических параметров распределения g -факторов для ансамбля II

Поколение, №	m	g_0	σ_g	A	E	$g_0 - g_0 A=0$	P_{Γ}	$P_{\text{Лн}}$	$P_{\text{Лш}}$
2	3	0,707	0,0723	0,0662	-0,575	0,002	1	1	1
3	7	0,564	0,0592	-0,204	-0,199	-0,006	0,884	0,683	0,569
4	15	0,427	0,0417	-0,265	0,0628	-0,005	1	0,983	0,945
5	31	0,341	0,0338	-0,181	0,140	-0,003	0,952	0,97	0,919

ансамбля II. (Число макромолекул в каждом поколении равно 100.) Значения среднего арифметического g -фактора g_0 , дисперсии σ_g , коэффициентов асимметрии A и эксцесса E для выборки из k значений параметра g вычисляли по формулам

$$g_0 = \frac{\sum_{i=1}^k g_i}{k} \quad (6)$$

$$\sigma_g^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (g_i - g_0)^2 \quad (7)$$

² Напомним, что при использовании критерия Колмогорова – Смирнова для выборки из k значений случайной величины x оценивается максимальное значение выражения $y = k^{0,5} |F_1(x) - F_2(x)|$, где F_1 и F_2 – соответственно эмпирическая и теоретическая функции распределения случайной величины x .

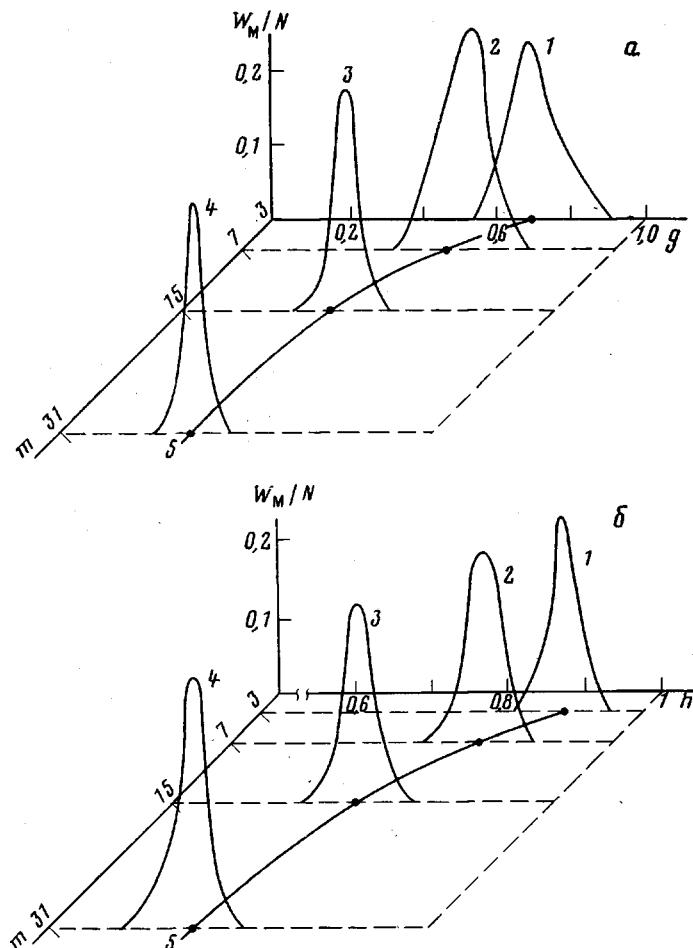


Рис. 1. Экспериментальные функции распределения g -фактора (a) и h -фактора (б) для 2 (1), 3 (2), 4 (3) и 5-го (4) поколений ансамбля II

$$A = \frac{\sqrt{k(k-1)}}{k-2} \cdot \frac{\sum_{i=1}^k (g_i - g_0)^3}{k\sigma^3} \quad (8)$$

$$E = \frac{k-1}{(k-2)(k-3)} \left[(k+1) \frac{\sum_{i=1}^k (g_i - g_0)^4}{k\sigma^4} - 3k + 3 \right] \quad (9)$$

Приведенные в табл. 3 значения P_n , P_r , P_{nr} , P_{lw} — вероятности принятия гипотезы о том, что экспериментальное (т. е. полученное в результате «машинного эксперимента») распределение согласуется соответственно с нормальным, γ -, логнормальным и Лапласа — Шарлье теоретическим распределением. Как видно из табл. 3, распределение фактора g для макромолекул из ансамбля II с достаточно большой вероятностью (особенно для 4-го и 5-го поколений) подходит ко всем четырем рассматриваемым теоретическим распределениям. Этот факт является прямым следствием узости полученных эмпирических распределений. Например, для 4-го поколения все значения фактора g рассматриваемой выборки находятся в диапазоне $(-2,3\sigma_g, 2,3\sigma_g)$, тогда как, согласно теории для нормального распределения, в диапазоне $(-2,3\sigma_g, 2,3\sigma_g)$ должно находиться только 98 % значений случайной величины [10]. Подсчитанное для этого поколения

отношение $g_w/g_n=1,002$ (здесь g_n и g_w — соответственно среднечисленное и средневесовое значения параметра g). Аналогичная картина наблюдается и для других поколений.

Итак, можно констатировать, что ввиду узости экспериментального распределения невозможно отдать предпочтение тому или иному теоретическому распределению для описания распределения фактора g . В таких случаях вопрос о выборе распределения решается по величине моментов асимметрии и эксцесса. Как известно [10], для нормального распределения $A=0, E=1$.

Таблица 4

Значения параметров нормального распределения, рассчитанные на ЭВМ
для ансамблей I – IV (g -фактор)

Поколение, №	Ансамбль, №	g_0	σ_g	A	E	σ_g/g_0
2	I	0,707	0,0723	0,066	-0,575	0,1023
	II	0,707	0,0723	0,066	-0,575	0,1023
	III	0,698	0,0732	1,089	2,203	0,1046
	IV	0,707	0,0746	0,158	-0,496	0,1055
3	II	0,564	0,0592	-0,204	-0,199	0,1049
	III	0,555	0,0607	0,650	1,180	0,1095
	IV	0,527	0,0577	-0,194	-0,646	0,1093
4	I	0,429	0,0435	-0,203	-0,080	0,1016
	II	0,427	0,0417	-0,265	0,062	0,0975
	III	0,433	0,0477	0,351	1,354	0,1101
	IV	0,366	0,0376	-0,064	-0,639	0,1026
5	I	0,341	0,0336	-0,167	-0,075	0,0987
	II	0,341	0,0338	-0,181	-0,140	0,0990
	III	0,335	0,0343	0,393	1,381	0,1024
	IV	0,249	0,0236	0,074	-0,689	0,0947

Как видно из табл. 3, значения A для всех поколений отличны от нуля. Существенна ли асимметрия эмпирического распределения, характеризуемого такими значениями коэффициента A ? Оказывается, что нет. Приравняв в формуле (8) величину A нулю и вычислив при этом значение $g_0|_{A=0}$, видим (табл. 3), что сдвиг в значении g_0 не превышает 1%. Следовательно, можно считать отличие параметра A от нуля незначимым и принять гипотезу о том, что значения фактора g для макромолекул 2–5-го поколений из ансамбля II распределены по нормальному закону с параметрами g_0 и σ_g , т. е.

$$W_m(g_i^l) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_g^l} \exp\left\{-\left(\frac{g_i^l - g_0^l}{\sqrt{2}\sigma_g^l}\right)^2\right\}, \quad (10)$$

где индекс l обозначает номер поколения.

На рис. 1 приведены экспериментальные функции распределения значений фактора g 2–5-го поколений для макромолекул из ансамбля II. Из рисунка видно, что распределения фактора g с ростом номера поколения (и соответственно числа точек ветвления на макромолекулу) становятся более узкими и симметричными.

Описанная процедура обработки результатов расчетов для ансамбля II макромолекул была проведена и для ансамблей I, III, IV. Для них получены аналогичные результаты, а именно: функции распределения по параметрам g являются гауссовыми с незначимым отличием коэффициента асимметрии от нуля. Значение параметров гауссовых распределений для 2–5-го поколений всех ансамблей приведены в табл. 4.

Расчеты для фактора h были проведены по описанной выше схеме и дали в основном аналогичные результаты. В табл. 5 даны значения параметров гауссовых распределений фактора h 2–5-го поколений для рассмотренных ансамблей.

Обсуждение результатов. В табл. 2—5 приведены результаты расчетов. Интересно отметить, что в пределах 2% погрешности отношение (σ_g/g_0) постоянно для 2—5-го поколений всех рассмотренных ансамблей

$$(\sigma_g/g_0) = 0,103, \quad (11)$$

Таблица 5

Значение параметров нормального распределения, рассчитанные на ЭВМ для ансамблей I—IV (h -фактор)

Поколение, №	Ансамбль, №	h_0	σ_h	A	E	σ_h/h_0
2	I	0,902	0,0224	-0,0871	-0,505	0,0248
	II	0,902	0,0224	-0,120	-0,416	0,0249
	III	0,904	0,0230	0,827	1,762	0,0254
	IV	0,809	0,0234	-0,759	-0,506	0,0258
3	II	0,836	0,0239	-0,400	0,182	0,0285
	III	0,873	0,0247	-0,352	1,283	0,0283
	IV	0,831	0,0277	-0,429	-0,328	0,0334
4	I	0,748	0,0224	-0,640	0,764	0,0299
	II	0,748	0,0223	-0,641	0,767	0,0298
	III	0,765	0,0247	-0,661	2,424	0,0323
	IV	0,732	0,0249	-0,054	-0,719	0,0341
5	I	0,686	0,0220	-0,415	0,558	0,0320
	II	0,685	0,0226	-0,677	1,126	0,0330
	III	0,698	0,0232	-0,266	1,205	0,0332
	IV	0,610	0,0208	-0,147	-0,839	0,341

т. е. наблюдается строгая пропорциональность между g_0 и σ . Вследствие этого значительно упрощается вид функции распределения

$$W_m(g_0^l) = \frac{1}{\sqrt{0,804g_0^l}} \exp \left\{ - \left(\frac{\frac{g_0^l}{g_0} - 1}{0,146} \right)^2 \right\} \quad (12)$$

Этот факт необычайно важен, так как он показывает, что функция W_m зависит только от g_0 .

Для хаотически разветвленных цепей (ансамбли I—VI) получаем

$$g_0 = 1 - 0,198m^{0.5} - 0,013m \quad (13a)$$

или

$$g_0 = 1 - 0,091m + 0,00247m^2 \quad (13b)$$

Тогда W_m имеет вид

$$W_m(g) = 1,243(g_0)^{-1/2} \exp \left\{ -6,85 \left(\frac{g}{g_0} - 1 \right)^2 \right\} \quad (12a)$$

Необходимо отметить следующее. Анализ данных, полученных в работах [3, 4], показывает, что $W_{kp}(n, m, \gamma)$ практически является функцией $W_{kl}(\langle R^2 \rangle, \gamma)$, где $\langle R^2 \rangle$ берется равной $\langle R^2 \rangle_p$ (рис. 2).

Таким образом, для полной функции распределения по размерам разветвленной цепи получаем

$$W(R^2) = A''R^2 \exp \left\{ -\alpha \frac{R^2}{R_{kl}^2 g} \right\} \exp \left\{ -6,85 \left(\frac{g}{g_0} - 1 \right)^2 \right\} \quad (14)$$

Отношение (σ_h/h_0) не остается постоянным при изменении числа точек разветвления на макромолекулу, но описывается простой формулой

$$(\sigma_h/h_0) = 0,0177m^{0.5} - 0,00223m \quad (15)$$

Среднее значение фактора h h_0 также определяется только числом точек разветвления и может быть описано следующим образом:

$$h_0 = 1 - 0,0296m + 0,000662m^2 \quad (16)$$

Функция распределения фактора h

$$W_M(h) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_h} \exp\left\{-\left(\frac{g_i^l - g_0^l}{\sqrt{2}\sigma_h}\right)^2\right\} \quad (17)$$

Функции распределения значений фактора h для 2–5-го поколений ансамбля II показаны на рис. 1, б.

Переход от распределения по факторам g и h к распределениям соответственно по $\langle R^2 \rangle_p$ и $\langle R_c \rangle_p$ довольно прост в силу того, что $\langle R^2 \rangle_p = g \langle R^2 \rangle_n = ng/6$ и $\langle R_c \rangle_p = h \langle R_c \rangle_n$. Функции распределения для $\langle R^2 \rangle_p$ и $\langle R_c \rangle_p$ будут определяться теми же параметрами, что и функции

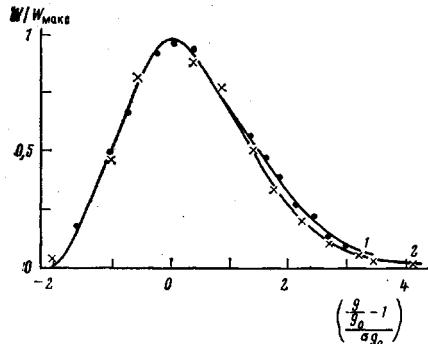


Рис. 2

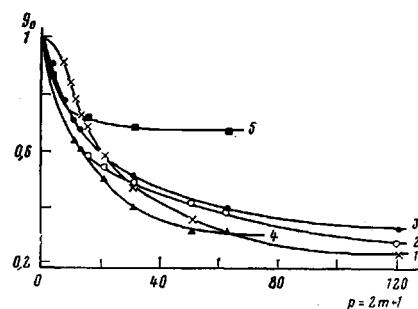


Рис. 3

Рис. 2. Конфигурационные функции распределения для линейной (1) и разветвленной (2) цепи, полученные в работе [4]

Рис. 3. Зависимость g_0 от m : данные работы [7] (1), [5] (2), [6] (3) и данные этой работы (4, 5); изменение длин ветвей $\leq 1,5$ (4) и изменение длин ветвей равно 3 (5)

распределения по факторам g и h . Сравнивая формулу (4) с выражениями (14) и (17), видим, что набор параметров в формуле (4) свелся к n и m .

Таким образом, функции распределения для хаотически разветвленных цепей определяются только такими параметрами цепи, как n и m (рис. 2).

В заключение рассмотрим зависимости g -фактора от m для различных моделей статистически разветвленных цепей и разных законов убывания цепей для хаотически разветвленных цепей. Как уже указывалось выше, результаты расчетов [5–7] должны отклоняться от полученных нами зависимостей g от m в результате принципиально различной морфологии цепей. Действительно, в области $0 < m < 100$ наблюдается различие в величинах g -факторов, однако оно лежит в пределах различий, даваемых разными моделями для статистически разветвленных цепей, т. е. 15–20%.

Интересно отметить следующее. Если реальный процесс полимеризации ведется в таких условиях, что со временем полимеризации резко убывает молекулярная масса вновь образующейся кинетической цепи полимера, то для разветвленной цепной молекулы характерно убывание длин веток с ростом времени. Это означает, что хотя число ветвлений с ростом времени растет, общий g -фактор такой цепи практически остается неизменным (рис. 3, кривая 5).

Таким образом, разработанная схема расчета молекулярных характеристик хаотически разветвленной цепи позволила получить функцию распределения по радиусам инерции и коэффициентам поступательного трения цепей, когда молекулярная масса ветви незначительно меняется со временем. Получены также данные, показывающие резкое изменение зависимости g_0 и h_0 от m когда длины ветвей меняются со временем. Разработанный комплекс программ позволяет рассчитать g_0 и h_0 для любого реального процесса полимеризации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Рафиков С. Р., Будтог В. П., Монахов Ю. В. Введение в физикохимию растворов полимеров. М.: Наука, 1978, с. 328.
2. Будтог В. П., Коган С. И., Оградина Г. А. Высокомолек. соед. А, 1980, т. 22, № 2, с. 360.
3. Gupta S. K., Forsman W. C. J. Chem. Phys., 1973, v. 55, № 5, p. 2594; Macromolecules, 1972, v. 5, № 6, p. 779.
4. Forsman W. C., Hughes R. E. J. Chem. Phys., 1963, v. 38, № 9, p. 2118; Howell S. D., Eichinger B. E. Macromolecules, 1978, v. 11, № 1, p. 276.
5. Kurata M., Fukatsu M. J. Chem. Phys., 1964, v. 41, № 9, p. 2934.
6. Zimm B., Stockmayer W. J. Chem. Phys., 1949, v. 17, № 12, p. 1301.
7. Цветков В. Н. Докл. АН СССР, 1951, т. 78, № 6, с. 1123.
8. Будтог В. П., Годунова Л. И. Высокомолек. соед. Б, 1973, т. 15, № 8, с. 604.
9. Беляев В. М., Будтог В. П., Даниэль Н. В., Кейв А. П., Оградина Г. А., Успенская З. Р., Френкель С. Я. В кн.: Карбоновые соединения. Л.: Наука, 1977, с. 184.
10. Химельблайу Д. Анализ процессов статистическими методами. М.: Мир, 1973, с. 812.

Охтинское научно-производственное
объединение «Пластполимер»

Поступила в редакцию
18.XI.1980

FUNCTIONS OF DIMENSIONS AND FRICTION COEFFICIENTS DISTRIBUTION OF RANDOMLY BRANCHED MACROMOLECULES

Kogan S. I., Budtov V. P.

S u m m a r y

The problem of introducing of the function of configurational (morphological) parameters distribution for the real randomly branched chain is discussed. The ensembles of randomly branched macromolecules have been simulated by «computer experiment» method. It is shown by statistical methods that the functions of dimensions and hydrodynamic Stocks radii distribution for experimental ensembles of macromolecules under consideration are in agreement with normal distribution. It is shown that the distribution functions of randomly branched chains are affected only by the number of statistical segments in the chain and by the number of branching points.