

СХОДИМОСТЬ К ПРЕДЕЛЬНЫМ РАСПРЕДЕЛЕНИЯМ В МОДЕЛЯХ РАСТУЩИХ СЛУЧАЙНЫХ СЕТЕЙ

Г. Ш. Цициашвили, М. А. Осипова

ИПМ ДВО РАН, ДВФУ

Владивосток, Россия

E-mail: guram@iam.dvo.ru, mao1975@list.ru

Построены асимптотики разностей между допредельными и предельными распределениями степеней узлов в моделях растущих случайных сетей. Скорости сходимости с точностью до логарифмических множителей являются степенными.

Ключевые слова: растущие случайные сети, асимптотика скорости сходимости, предельные распределения.

ВВЕДЕНИЕ

Основной целью данной работы является оценка скорости сходимости к предельным распределениям в моделях растущих случайных сетей [1]. Одним из наиболее удобных методов вычисления предельного распределения степени узлов сети является континуальное приближение [2], [3]. Это приближение основано на гипотезе об асимптотическом поведении указанного распределения при стремлении к бесконечности числа шагов модели. В работе [4, с. 124] отмечено, что «проблема строгого формального описания статистического ансамбля случайных сетей с заданным распределением узлов по числу связей до сих пор является нерешенной». Отсутствие математического доказательства сходимости допредельных распределений к предельным делает полученные результаты уязвимыми.

В настоящей работе дано обоснование континуального подхода при вычислении предельных распределений в модели экспоненциального вида, в модели Барабаши и в модели Дороговцева. Последняя модель представляет особый интерес, т.к. с ее помощью удается описать интернетовские, социальные и биологические сети со значениями параметров, близкими к измеренным. Построены точные асимптотики разностей между предельными и допредельными распределениями степеней узлов при стремлении к бесконечности числа шагов модели. Скорости сходимости с точностью до логарифмических множителей являются степенными.

ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНЫЕ СЕТИ

Рассмотрим модель экспоненциальной растущей сети, в которой вновь появляющаяся вершина соединяется с любой из уже существующих с равной вероятностью. Пусть на шаге 1 имеется вершина 1 и ребро, соединяющее эту вершину с собой (петля). На шаге 2 появляется вершина 2 и ребро, которое с вероятностью 1 соединяется с вершиной 1. На шаге $t + 1$ появляется новая вершина $t + 1$, которая соединяется с вероятностью $1/t$ с одной из вершин $1, \dots, t$. Таким образом, строится случайная последовательность не-

ориентированных графов. На шаге $t \geq 1$ можно определить степень k вершины s , равную количеству инцидентных ей ребер.

Обозначим $p(k, s, t)$ вероятность того, что на шаге t вершина s графа имеет степень k . Формально можно доопределить $p(k, s, t) = 0$, $s > t$, $k > 0$, и значит,

$$p(k-1, t+1, t) = p(k, t+1, t), \quad k > 1. \quad (1)$$

В работе [2] получены следующие соотношения (δ_{ij} – индекс Кронекера):

$$p(k, t, t) = \delta_{k1}, \quad p(k, s, t+1) = \frac{p(k-1, s, t) + (t-1)p(k, s, t)}{t}, \quad k \geq 1, \quad t \geq 1. \quad (2)$$

Положим

$$P(k, t) = \frac{1}{t} \sum_{s=1}^t p(k, s, t), \quad (3)$$

тогда имеет место рекуррентное соотношение

$$(t+1)P(k, t+1) = P(k-1, t) + (t-1)P(k, t), \quad k > 1, \quad t \geq 1,$$

причем $P(1, 1) = 1$, $P(k, t) = 0$, $k > t \geq 1$. Следовательно,

$$\begin{aligned} P(k, t+1) &= \frac{tP(k-1, t) + t(t-1)P(k, t)}{(t+1)t} = \\ &= \frac{tP(k-1, t) + (t-1)P(k-1, t-1) + (t-1)(t-2)P(k, t-1)}{(t+1)t} = \dots = \frac{1}{t(t+1)} \sum_{j=1}^t jP(k-1, j). \end{aligned} \quad (4)$$

Обозначим $f_k(t) = P(k, t+1) - \Pi(k)$, $\Pi(k) = 2^{-k}$, $k \geq 1$. В силу формулы (3)

$$P(1, t+1) = \frac{t+t(t-1)P(1, t)}{(t+1)t} = \frac{t+(t-1)+(t-1)(t-2)P(1, t-1)}{(t+1)t} = \dots = \frac{1+\dots+t}{(t+1)t} = \frac{1}{2}, \quad f_1(t) \equiv 0.$$

Теорема 1. При $k \geq 2$ и $t \rightarrow \infty$ выполняется следующее соотношение

$$f_k(t) \sim \frac{C_k \ln^{k-2} t}{t^2}, \quad C_k = \frac{1}{2(k-2)!}. \quad (5)$$

Доказательство. При $k = 2$ из формулы (4) следует, что

$$P(2, t+1) = \frac{1}{t(t+1)} \left(1 + \sum_{j=2}^t \frac{j}{2} \right) = \frac{1}{4} + \frac{1}{2t(t+1)}, \quad t \geq 1. \quad (6)$$

Тогда $f_2(t) \sim \frac{1}{2t^2}, t \rightarrow \infty$. Следовательно, формула (5) верна.

Предположим, что формула (5) верна при заданном $k > 2$, докажем ее при $k+1$. Из равенства (4) получаем

$$\begin{aligned} f_{k+1}(t) &= P(k+1, t+1) - \frac{1}{2^{k+1}} = \frac{1}{t(t+1)} \sum_{j=1}^t jP(k, j) - \frac{1}{2^{k+1}} = \\ &= \frac{1}{t(t+1)} \sum_{j=1}^t j \left(\frac{1}{2^k} + f_k(j-1) \right) - \frac{1}{2^{k+1}} = \frac{1}{t(t+1)} \sum_{j=1}^t j f_k(j-1). \end{aligned} \quad (7)$$

Нетрудно показать, что $\sum_{j=1}^t j f_k(j-1) \sim C_k \sum_{j=2}^t \frac{j \ln^{k-2}(j-1)}{(j-1)^2}, t \rightarrow \infty$. В свою очередь,

$$C_k \sum_{j=2}^t \frac{j \ln^{k-2}(j-1)}{(j-1)^2} \sim \int_1^{t-1} \frac{(x+1) \ln^{k-2} x}{x^2} dx \sim \int_1^t \frac{\ln^{k-2} x}{x} dx = \frac{\ln^{k-1} t}{k-1}, \quad t \rightarrow \infty.$$

Таким образом, $\sum_{j=2}^t j f_k(j-1) \sim C_k \ln^{k-1} t$, $t \rightarrow \infty$. Отсюда и из формулы (7) вытекает утверждение теоремы 1. Теорема 1 доказана.

Замечание 1. Во всех трех разделах работы в основе континуального приближения лежит предельное соотношение (следует из формулы (6))

$$(t+1)(P(k, t+1) - P(k, t)) = (t+1)(f_k(t) - f_r(t-1)) \rightarrow 0, \quad t \rightarrow \infty. \quad (8)$$

МОДЕЛЬ БАРАБАШИ – АЛЬБЕРТ

Рассмотрим модель растущей сети Барабаши [1], в которой вновь появляющаяся вершина соединяется с любой из уже существующих вершин с вероятностью, пропорциональной степени этой вершины. На начальном шаге $t=1$ имеется единственная вершина и петля, связанная с ней. Обозначим $p(k, s, t)$ вероятность того, что на шаге $t \geq 1$ с вершиной s соединено k ребер неориентированного графа сети Барабаши. Формально можно доопределить $p(k, s, t) = 0$, $s > t$, и значит, выполнены равенства (1). В работе [2] получены следующие соотношения:

$$p(k, t, t) = \delta_{k1}, \quad p(k, s, t+1) = \frac{k-1}{2t} p(k-1, s, t) + \left(1 - \frac{k}{2t}\right) p(k, s, t).$$

Из формулы (3) при $t \geq 1$ следует, что

$$(t+1)P(k, t+1) = \frac{k-1}{2} P(k-1, t) + \left(t - \frac{k}{2}\right) P(k, t), \quad k > 1,$$

$$P(1, 1) = 1, \quad P(0, t) \equiv 0, \quad P(k, t) = 0, \quad k > t.$$

Тогда

$$P(1, t+1) = \frac{1}{t+1} \left[1 + \sum_{j=1}^t \prod_{s=j}^t \left(1 - \frac{1}{2s}\right) \right], \quad (9)$$

$$P(k, t+1) = \frac{k-1}{2(t+1)} \sum_{j=1}^t P(k-1, j) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{k}{2s}\right), \quad k \geq 2. \quad (10)$$

Замечание 2. В дальнейшем нам понадобится отношение $\frac{\Gamma(1-A+t)}{\Gamma(-1-A)}$, которое будем понимать как $\lim_{\delta \rightarrow +0} \frac{\Gamma(-1-A+t-\delta)}{\Gamma(-1-A-\delta)}$, если A, t – натуральные числа. Здесь $\Gamma(z)$ – гамма-функция.

Лемма. При $A > 0$ справедливы равенства

$$\sum_{j=1}^t \prod_{s=j}^t \left(1 - \frac{A}{s}\right) = \frac{t-A}{1+A} + \frac{V(t)}{(1+A)^2 \Gamma(-1-A)}, \quad V(t) = \frac{\Gamma(1-A+t)}{\Gamma(t+1)}, \quad (11)$$

$$\sum_{j=1}^t \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{A}{s}\right) = \frac{t+A}{1+A} + \frac{V(t)}{(1+A) \Gamma(1-A)}. \quad (12)$$

Доказательство. Пусть сначала $A > 0$ не является натуральным числом. Обозначим $S(t) = \sum_{j=1}^t \prod_{s=j}^t \left(1 - \frac{A}{s}\right)$, тогда $S(1) = 1 - A = \frac{1 - A}{1 + A} + \frac{V(1)}{(1 + A)^2 \Gamma(-1 - A)}$. Следовательно, формула (11) при $t = 1$ доказана. Предположим, что эта формула верна при заданном $t > 1$, докажем ее при $t + 1$:

$$\begin{aligned} S(t+1) &= \sum_{j=1}^{t+1} \prod_{s=j}^{t+1} \left(1 - \frac{A}{s}\right) = \frac{t+1-A}{t+1}(S(t)+1) = \\ &= \frac{t+1-A}{t+1} \left(\frac{t-A}{1+A} + \frac{V(t)}{(1+A)^2 \Gamma(-1-A)} \right) = \frac{t+1-A}{t+1} + \frac{V(t+1)}{(1+A)^2 \Gamma(-1-A)}. \end{aligned}$$

Соотношение (12) доказывается аналогично. Для натуральных A правые части равенств (11), (12) понимаются в том смысле, который содержит замечание 2. Лемма 3 доказана.

Обозначим

$$f_k(t) = P(k, t+1) - \Pi(k), \quad \Pi(k) = \frac{4}{k(k+1)(k+2)}, \quad k \geq 1. \quad (13)$$

Теорема 2. При $k \geq 1$ и $t \rightarrow \infty$ выполняется соотношение

$$f_k(t) \sim \frac{t^{-3/2}}{3\sqrt{\pi}}. \quad (14)$$

Доказательство. Из формулы Стирлинга следует, что

$$V(t) = \frac{\Gamma(1 - A + t)}{\Gamma(t + 1)} \sim t^{-A}, \quad t \rightarrow \infty. \quad (15)$$

Пусть $k = 1$, тогда соотношение (14) вытекает из формул (9), (11), (15) при $A = 1/2$:

$$f_1(t) = \frac{1}{t+1} \left(1 + \frac{t-1/2}{3/2} + \frac{V(t)}{(3/2)^2 \Gamma(-3/2)} \right) - \frac{2}{3} \sim \frac{4t^{-1/2}}{9\Gamma(-3/2)t} = \frac{t^{-3/2}}{3\sqrt{\pi}}, \quad t \rightarrow \infty.$$

Предположим, что соотношение (14) выполняется при $k-1 > 0$ и докажем его справедливость при k . Будем искать $f_k(t)$ в виде $f_k(t) = a_k(t) + b_k(t)$, где

$$a_k(t) = \frac{k-1}{2(t+1)} \sum_{j=1}^t \Pi(k-1) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{k}{2s}\right) - \Pi(k), \quad b_k(t) = \frac{k-1}{2(t+1)} \sum_{j=1}^t f_{k-1}(j-1) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{k}{2s}\right).$$

Следовательно, в силу формул (12), (13) при $A = k/2$ имеем

$$\begin{aligned} a_k(t) &= \frac{4}{k(k+1)} \left[\frac{1}{2(t+1)} \sum_{j=1}^t \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{k}{2s}\right) - \frac{1}{k+2} \right] = \\ &= \frac{4}{k(k+1)} \left[\frac{1}{2(t+1)} \left(\frac{t+1}{1+k/2} + \frac{V(t)}{(1+k/2)\Gamma(1-k/2)} \right) - \frac{1}{k+2} \right] = \\ &= \frac{4V(t)}{2(t+1)k(k+1)(1+k/2)\Gamma(1-k/2)} \sim \frac{\Pi(k)t^{-1-k/2}}{\Gamma(1-k/2)} = o(t^{-3/2}), \quad t \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

В свою очередь, в силу предположения индукции $f_{k-1}(t) \sim \frac{t^{-3/2}}{3\sqrt{\pi}}$, свойств гамма-функции и формулы (15) при $A = k/2$ имеем

$$b_k(t) = \frac{k-1}{2(t+1)} \sum_{j=1}^t f_{k-1}(j-1) \frac{V(t)}{V(j)} \sim \frac{k-1}{2(t+1)} \int_1^t \frac{x^{k/2}}{3\sqrt{\pi}x^{3/2}t^{k/2}} dx \sim \frac{t^{-3/2}}{3\sqrt{\pi}}, \quad t \rightarrow \infty.$$

Отсюда следует справедливость асимптотического соотношения (14) при произвольном k .
Теорема доказана.

МОДЕЛЬ ДОРОГОВЦЕВА

Рассмотрим модель растущей сети Дороговцева, в которой из вновь появляющейся вершины направляется в существующие вершины ориентированное ребро с вероятностью, пропорциональной степени этой вершины плюс a . Здесь $a > 0$ является параметром модели. Обозначим $p(k, s, t)$ вероятность того, что на шаге $t \geq 1$ с вершиной s , $1 \leq s \leq t$, соединено k ребер ориентированного графа, что является в этой модели степенью вершины s . Для $k \geq 0$ в работе [2] получены следующие соотношения:

$$p(k, s, t+1) = \frac{k-1+a}{t(1+a)} p(k-1, s, t) + \left(1 - \frac{k+a}{t(1+a)}\right) p(k, s, t), \quad t > 0,$$

$$p(0, 1, 1) = 0, \quad p(1, 1, 1) = 1, \quad p(-1, s, t) \equiv 0, \quad t \geq 1, \quad p(k, t, t) = \delta_{k0}, \quad t > 0.$$

Из формулы (3) следует, что

$$P(k, t+1) = \frac{1}{(t+1)(a+1)} [P(k, t)((a+1)t - k - a) + P(k-1, t)(k-1-a) + (1+a)\delta_{k0}],$$

$$P(0, 1) = 0, \quad P(1, 1) = 1, \quad P(-1, t) = 0.$$

Нетрудно получить равенства

$$P(0, t+1) = \frac{1}{t+1} \left[1 + \sum_{j=2}^t \prod_{s=j}^t \left(1 - \frac{a}{s(a+1)} \right) \right], \quad (16)$$

$$P(k, t+1) = \frac{k-1+a}{(t+1)(a+1)} \sum_{j=1}^t P(k-1, j) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{k+a}{(a+1)s} \right), \quad k > 0. \quad (17)$$

Обозначим

$$A_k = \frac{k+a}{a+1}, \quad \Pi(k) = (1+a) \frac{\Gamma(1+2a)\Gamma(k+a)}{\Gamma(a)\Gamma(k+2+2a)}, \quad f_k(t) = P(k, t+1) - \Pi(k), \quad k \geq 1.$$

Теорема 3. При $k \geq 0$ выполняются соотношения

$$f_k(t) \sim C_k t^{-1-A_0}, \quad t \rightarrow \infty, \quad C_0 = \frac{-1}{(1+A_0)\Gamma(1-A_0)}, \quad C_k = \frac{C_{k-1}(k-1+a)}{(a+1)(A_k - A_0)}. \quad (18)$$

Доказательство. В силу формул (11), (15), (16) при $A = A_0$

$$f_0(t) = \frac{1}{t+1} \left[1 + \frac{t-A_0}{1+A_0} + \frac{V(t)}{\Gamma(-1-A_0)(1+A_0)^2} - \frac{V(t)}{\Gamma(1-A_0)} \right] - \frac{1+a}{1+2a} =$$

$$= \frac{V(t)}{(t+1)\Gamma(-1-A_0)(1+A_0)^2} \sim C_0 t^{-1-A_0}, \quad t \rightarrow \infty.$$

При $k > 0$ ищем $f_k(t) = P(k, t+1) - \Pi(k)$ в виде $f_k(t) = a_k(t) + b_k(t)$,

$$a_k(t) = \frac{k-1+a}{(t+1)(a+1)} \sum_{j=1}^t \Pi(k-1) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{A_k}{s} \right) - \Pi(k),$$

$$b_k(t) = \frac{k-1+a}{(t+1)(a+1)} \sum_{j=1}^t f_{k-1}(j-1) \prod_{s=j+1}^t \left(1 - \frac{A_k}{s} \right).$$

Тогда в силу (15) при $t \rightarrow \infty$ и $A = A_k$

$$a_k(t) = \frac{(k-1+a)\Pi(k-1)\Gamma(1-A_k+t)}{(t+1)(a+1)\Gamma(1-A_k)(1+A_k)^2\Gamma(1+t)} \sim \frac{(k-1+a)\Pi(k-1)t^{-1-A_k}}{(a+1)\Gamma(1-A_k)(1+A_k)^2} = o(t^{-1-A_0}).$$

Из предположения индукции $f_{k-1}(t) \sim C_{k-1}t^{-1-A_0}$, неравенства $A_k > A_0$ и формулы (15) при $A = A_k$

$$\begin{aligned} b_k(t) &= \frac{(k-1+a)V(t)}{(t+1)(a+1)} \sum_{j=1}^t \frac{f_{k-1}(j-1)}{V(j)} \sim \frac{(k-1+a)\Gamma(t+1-A_k)}{(t+1)(a+1)\Gamma(t+1)} \sum_{j=1}^t \frac{C_{k-1}j^{-1-A_0}\Gamma(j+1)}{\Gamma(j+1-A_k)} \sim \\ &\sim \frac{(k-1+a)C_{k-1}t^{-A_k}}{(t+1)(a+1)} \sum_{j=1}^t j^{-1-A_0-A_k} \sim \frac{(k-1+a)C_{k-1}t^{-A_k}}{(t+1)(a+1)} \int_1^t x^{-1-A_0-A_k} dx \sim C_k t^{-1-A_0}, \quad t \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

Тем самым асимптотическое соотношение (18) доказано при произвольном k . Теорема доказана.

Замечание 3. Обращение к модели Дороговцева [2] связано с ее широким использованием в современных моделях растущих случайных сетей. При малых a модель Дороговцева дает сравнительно простое и удобное описание сети Интернета с помощью степенного распределения степени узлов сети

$$\Pi(k) \sim Dk^{-(2+a)}, \quad D = \frac{(1+a)\Gamma(1+2a)}{\Gamma(a)}, \quad k \rightarrow \infty,$$

с параметром $(2+a)$, близким к двум [5].

ЛИТЕРАТУРА

1. Barabasi, L. A. Emergence of scaling in random networks / L. A. Barabasi, R. Albert // Science. 1999. V. 286. P.509–5122.
2. Dorogovtsev, S. N. Evolution of Networks / S. N. Dorogovtsev, J. F. F. Mendes // Adv. Phys. 2002. V. 51. № 4. P.1079–1187.
3. Гинзбург, С. Л. Влияние структуры сложной сети на свойства динамических процессов на ней / С. Л. Гинзбург, А. В. Накин, Н. Е. Савицкая // Письма в ЖЭТФ. 2009. Т. 90. № 12. С.873–878.
4. Евин, И. А. Введение в теорию сложных сетей / И. А. Евин // Компьютерные исследования и моделирование. 2010. Т. 2. № 2. С.121–141.
5. Райгородский, А. М. Модели случайных графов и их применение / А. М. Райгородский // Труды МФТИ. 2010. Т. 2. № 4. С.130–140.