

Стаття присвячена огляду підходів до аналітичного моделювання процесів, що мають місце у чергах телекомунікаційного вузла у випадках, коли тривалість обслуговування має розподіл з «важким хвостом»

Ключові слова: СМО, СКВ, функція розподілу

Статья посвящена рассмотрению под-ходов к аналитическому моделированию проце-ссов, происходящих в очередях телекоммуникационного узла в случаях, когда длительность обслуживания имеет распределение с «тяжелым хвостом»

Ключевые слова: СМО, СКО, функция распределения

Article is dedicated to overview approach-es of queueing processes analytical modeling in cases when service duration has «heavy tail» distribution

Key words: QS, MSD, distribution function

УДК 261.391

АНАЛИЗ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ УЗЛА СЕТИ В УСЛОВИЯХ НЕСТАЦИОНАРНОГО ТРАФИКА

Ю. В. Андрушкин

Аспирант

Кафедра телекоммуникационных систем

Харьковский национальный университет

радиоэлектроники

пр. Ленина 14, г. Харьков, Украина, 61000

Контактный тел.: (057) 702-13-20

E-mail: ya@kture.kharkov.ua

1. Введение

Неотъемлемой составляющей проектирования, эксплуатации и модернизации телекоммуникационных систем является аналитическое моделирование процесса их функционирования. Для этого активно используются модели и методы теории массового обслуживания [1 – 2].

На вход системы массового обслуживания (СМО) с накопителем конечной емкости m , $1 \leq m < \infty$. поступает пуассоновский поток заявок интенсивности λ . Длительности обслуживания заявок имеют гамма-распределение с плотностью распределения вида [3]:

$$B(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}},$$

или эквивалентно:

$$F(x) = \frac{\nu^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\nu x}}{\Gamma(\alpha)}, x \geq 0, \quad (1)$$

где $\nu = \alpha \mu$;

$\mu^{-1} = t_{cp}$ - среднее время обслуживания;

$\alpha = 1/\sigma^2$, σ - СКО времени обслуживания.

Если при переполнении накопителя поступающая на систему заявка теряется и вновь не возобновляется, а так же $t_{cp} < \infty$ и $\sigma < \infty$, такая СМО в классификации Кендалла может быть описана как $M/G/1/m$.

В рамках задачи аналитического моделирования процессов в телекоммуникационных системах особого внимания заслуживает моделирование процессов, происходящих в очередях телекоммуникационного узла. Большое внимание при моделировании этих процессов уделяется ситуациям, когда длительности обслуживания имеют распределение с так называемыми «тяжелыми хвостами» [2]. Основное свойство

распределения такого типа заключается в том, что его дополнительная функция распределения (ФР) медленно убывает при $t \rightarrow \infty$. Распределения с «тяжелыми хвостами» также характеризуются тем, что имеют большие или неограниченные дисперсии. В рамках данного раздела будут проанализированы свойства процесса ограниченной очереди при пуассоновском или марковском входящем потоке заявок и гамма-распределении времени их обслуживания в условиях, когда среднеквадратическое отклонение (СКО) времени обслуживания неограниченно растет.

Несмотря на то, что гамма-распределение не является распределением с «тяжелым хвостом», однако при стремлении СКО (при фиксированном среднем значении) к бесконечности также неограниченно растет и дисперсия. Это позволяет предположить что результаты для процесса очереди, полученные в условиях неограниченного роста СКО, могут в той или иной мере отражать поведение характеристик очереди для случая ФР с «тяжелыми хвостами».

2. Аналитические выражения для сетевых характеристик

Если обозначить через p_k стационарную вероятность того, что в системе $M/G/1/m$ в произвольный момент времени находится k заявок, для вычисления стационарного распределения вероятностей $\{p_k, k=1, M\}$ ($M=m+1$), можно использовать следующие формулы:

$$p_1 = \frac{q_1}{\lambda} - p_0, p_k = \frac{q_k}{\lambda}, k = 2, m, \quad (2)$$

$$p_M = 1 - \frac{q_1}{\lambda}. \quad (3)$$

Интенсивность выхода обслуженных заявок λ_D :

$$\lambda_D = \mu(1-p_0). \quad (4)$$

Рассмотрим моменты распределения. Если плотность распределения времени обслуживания определяется формулой (1), то величины $\beta_k \equiv \beta_k(\lambda)$ вычисляются по следующим рекуррентным формулам:

$$\beta_0 = \left(\frac{v}{\lambda+v}\right)^{\alpha}, \beta_k = \frac{k+\alpha-1}{k} \frac{\lambda}{\lambda+v} \beta_{k-1}, k \geq 1. \quad (5)$$

Рассмотрим ситуацию, когда $\sigma \rightarrow \infty$. В этом случае, нельзя утверждать, что вероятности $\{p_k, k=0, M\}$ дают стационарное распределение вероятностей, так как формулы получены в предположении, что t_{cp} и σ конечны. Однако, исходя из них, можно получить выражения для некоторых показателей производительности СМО в условиях, когда $\sigma \rightarrow \infty$. Далее, предельные значения (при $\sigma \rightarrow \infty$) исследуемых величин обозначены «*».

Выражение для β_0 в (5) приводится к виду:

$$\beta_0 = \left(\frac{1}{1+\rho\sigma^2}\right)^{\frac{1}{\sigma^2}}, \quad (6)$$

где $\rho = \lambda / \mu = \lambda t_{cp}$.

Переходя в (6) к пределу при $\sigma \rightarrow \infty$, с учетом (5) получим:

$$\beta_k^* = \lim_{\sigma \rightarrow \infty} \beta_k = 0, k \geq 1. \quad (7)$$

Исходя из (3) при $\sigma \rightarrow \infty$:

$$\tilde{q}_i^* = \lambda, \tilde{q}_i^* = 0, i = \overline{2, m}. \quad (8)$$

Таким образом предельные значение для вероятностей:

$$p_0^* = \frac{1}{1+\rho}, \quad (9)$$

$$p_k^0 = 0, k = \overline{1, m}, \quad (10)$$

$$p_M^* = \frac{\rho}{1+\rho}. \quad (11)$$

Проанализировав (9) – (11) можно сделать вывод, что при $\sigma \rightarrow \infty$ СМО $M/G/1/m$ функционирует как система с двумя состояниями: состоянием (0), отвечающим ситуации, когда система $M/M/1/0$ полностью свободна, и состоянием (M), соответствующим случаю, когда система занята обслуживанием и в ней находится M заявок.

Используя полученные формулы, можно получить предельные выражения для ряда других показателей производительности СМО.

Из (9) – (11) для среднего числа заявок в системе N^* :

$$N^* = M p_M^* = \frac{M\rho}{1+\rho}. \quad (12)$$

Для средней длины очереди Q^* :

$$Q^* = m p_M^* = \frac{m\rho}{1+\rho}. \quad (13)$$

Для интенсивности обслуженного потока – интенсивности выхода λ_D^* из (4) и (9):

$$\lambda_D^* = \frac{\lambda}{1+\rho}. \quad (14)$$

Вероятности потерь π^* определяется как:

$$\pi^* = p_M^* = \frac{\rho}{1+\rho}. \quad (15)$$

Приняв во внимание формулы Литтла ($\lambda(1-\pi)w = Q$, $\lambda(1-\pi)v = N$), которые описывают связь средней длины очереди Q со средним временем ожидания w и среднее число заявок в системе N со средним временем пребывания заявки в системе v , для предельных значений w^* и v^* можно получить:

$$w^* = \frac{m}{\mu}, \quad (16)$$

$$v^* = \frac{M}{\mu}. \quad (17)$$

Основываясь на формулах (9) – (13), получим выражения для значений среднеквадратичных отклонений длины очереди σ_Q^* и числа заявок в системе σ_N^* :

$$\sigma_Q^* = \frac{m\sqrt{\rho}}{1+\rho}, \quad (18)$$

$$\sigma_N^* = \frac{M\sqrt{\rho}}{1+\rho}. \quad (19)$$

Для получения выражения предельных значений показателей производительности, примем $\rho = 1$:

$$p_0^* = p_M^* = \pi^* = \frac{1}{2},$$

$$Q^* = \frac{m}{2}, \quad N^* = \frac{M}{2}, \quad \lambda_D^* = \frac{\lambda}{2}, \quad (20)$$

$$\sigma_Q^* = \frac{m}{2}, \quad \sigma_N^* = \frac{M}{2}.$$

Если на вход рассмотренной системы поступает Марковский поток, который характеризуется матрицами Λ и N порядка l . Элемент Λ_{ij} матрицы Λ есть интенсивность перехода процесса генерации заявки с фазы i на фазу j без поступления новой заявки, а элемент N_{ij} матрицы N есть также интенсивность перехода процесса генерации заявки с фазы i на фазу j , но с поступлением новой заявки. Предполагается, что матрица N отлична от нулевой матрицы, а матрица $\tilde{\Lambda} = \Lambda + N$ неразложима.

Можно обозначить стационарную вероятность того, что в произвольный момент времени в системе нет заявок, а процесс генерации заявок находится на фазе i как p_{i0} , в таком случае p_{ik} будет представлять стационарную вероятность того, что в произвольный момент времени в системе находится k заявок, а генерируемая заявка проходит фазу i . Введем векторы $P_l = (p_{1k}, p_{2k}, \dots, p_{lk})^T, k=0, M$. Для вычисления стационарного распределения вероятностей $\{P_k, k=0, M\}$ состояний системы $MAP/G/1/m$ можно использовать алгоритм, изложенный [4].

Для СМО $MAP/G/1/m$ плотность распределения времени обслуживания определяется формулой (1). Прежде всего можно отметить, что выражения для предельных значений экспоненциальных моментов β_l^*

не зависят от параметра λ . Поэтому для вычисления предельных (при $\sigma \rightarrow \infty$) значений вероятностей состояний системы MAP/ $\Gamma/1/m$ можно использовать (6) и (7) для вычисления предельных значений $\beta_0^*(a)$ и $\beta_0^*(\tilde{a})$:

$$\begin{aligned}\beta_0^*(a) &= \beta_0^* = 1, \quad \beta_0^*(a) = \beta_k^* = 0, \quad k \geq 1; \\ \beta_0^*(\tilde{a}) &= \beta_0^* = 1, \quad \beta_0^*(\tilde{a}) = \beta_k^* = 0, \quad k \geq 1.\end{aligned}\quad (21)$$

Используя полученные ранее результаты, можно показать, что:

$$C = \frac{1}{1+\rho},$$

и, следовательно,

$$P_0^* = \pi \frac{1}{1+\rho}, \quad (22)$$

$$P_K^* \pi \frac{\rho}{1+\rho}. \quad (23)$$

Вероятности $P_0^* = P_0^{*T} \mathbf{1}$ и $P_M^* = P_M^{*T} \mathbf{1}$ определяются формулами:

$$P_0^* = \frac{1}{1+\rho}, \quad (24)$$

$$P_M^* = \frac{\rho}{1+\rho}, \quad (25)$$

т.е. P_0^* и P_M^* совпадают с аналогичными вероятностями для СМО MAP/ $\Gamma/1/m$.

Вероятность потери π для СМО MAP/ $\Gamma/1/m$ определяется формулой [4]:

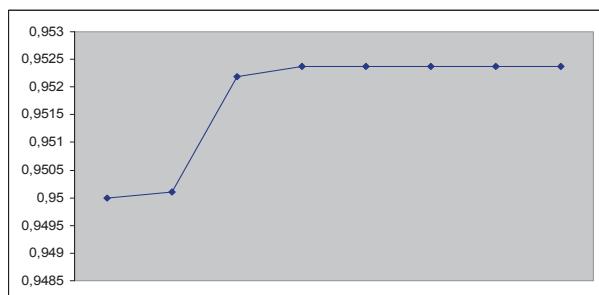
$$\pi = \frac{1}{\lambda} P_K^T \bar{\lambda}. \quad (26)$$

Предельное значение вероятности потерь π^* для СМО MAP/ $\Gamma/1/g$ вычисляется по той же формуле, что и для M/ $\Gamma/1/m$:

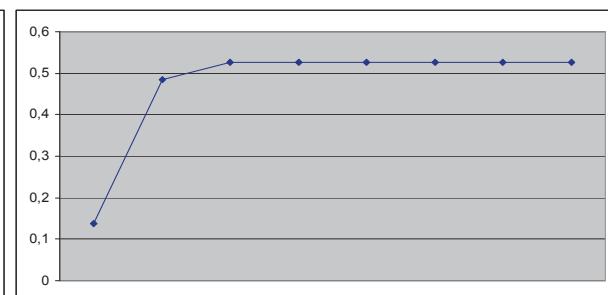
$$\pi^* = P_M^* = \frac{\rho}{1+\rho}. \quad (27)$$

3. Численный анализ результатов

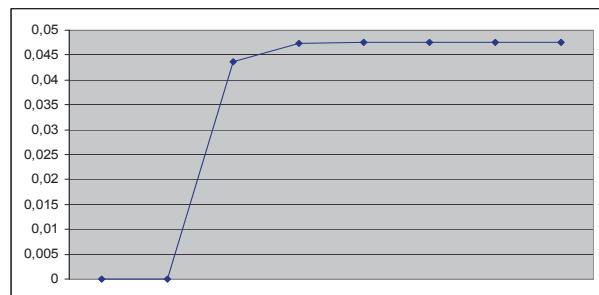
Далее приводятся результаты, полученные для СМО M/ $\Gamma/1/m$, иллюстрирующие сходимость по-



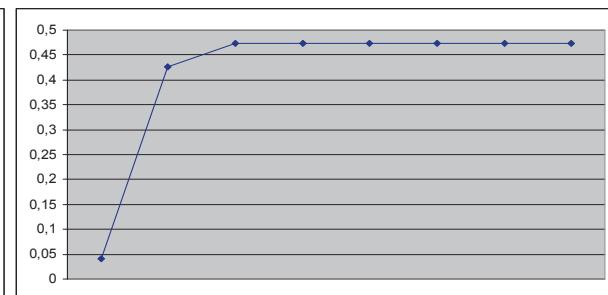
a)



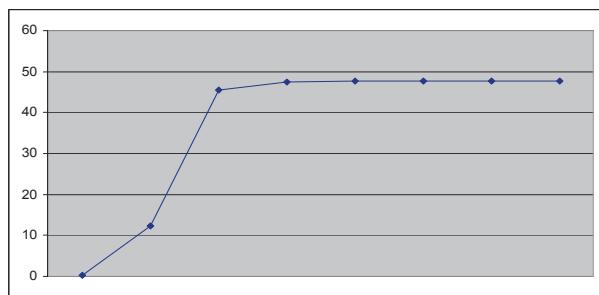
б)

Рис. 1. Вероятность простого системы P_0 

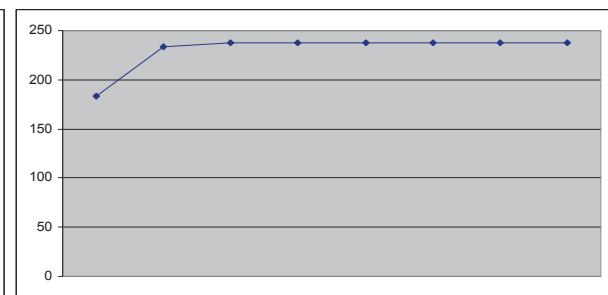
а)



б)

Рис. 2. Вероятность потери заявки π 

а)



б)

Рис. 3. Среднее число заявок в системе N

казателей производительности системы при $\sigma \rightarrow \infty$ к их предельным значениям. На рис. 1 – 5 (в логарифмическом масштабе) приведены зависимости различных сетевых параметров от среднеквадратического отклонения времени обслуживания. Рис. 1 – 5 а) – иллюстрируют значения сетевых параметров при $\lambda = 0,1$, $\mu = 2$ и $m = 1000$ для малых ($\rho = 0,05$), а рис. 1 – 5 б) – при $\lambda = 1,8$, $\mu = 2$ и $m = 500$ для больших ($\rho = 0,9$) нагрузок.

ными ($\sigma \rightarrow \infty$) значениями. Это также подтверждается расчетами, выполненными по формулам для (теоретических) предельных значений данных показателей. Следует заметить, что приведенные показатели производительности отражают поведение СМО в условиях малой загрузки ($\rho = 0,05$). Однако, как следует из графиков, при больших значениях СКО ($\sigma \geq 1000$) вероятность потери заявки достаточно велика ($\pi > 0,04$), что при значении емкости

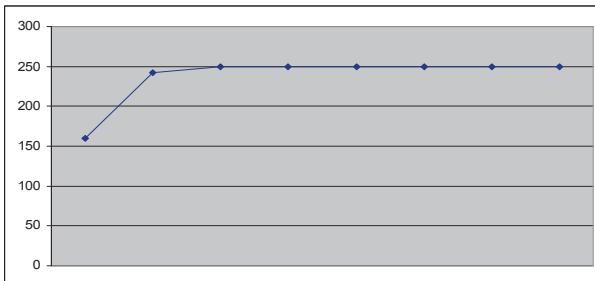
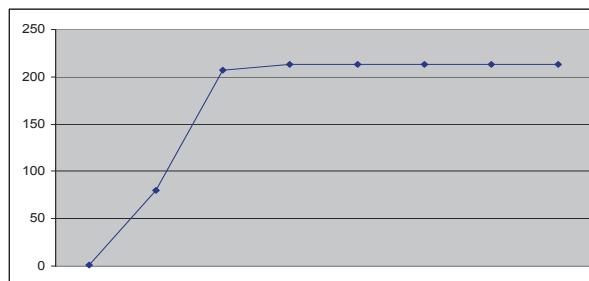


Рис. 4. Среднеквадратическое отклонение числа заявок в системе σ_n

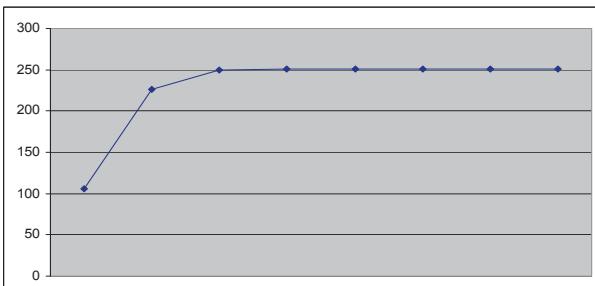
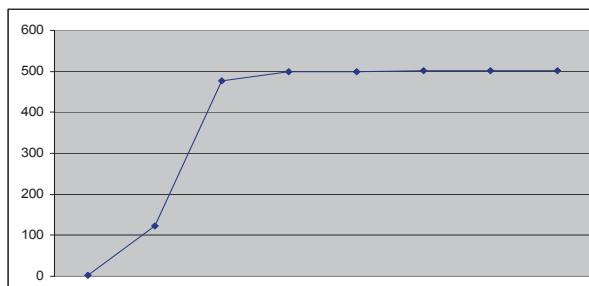


Рис. 5. Среднее время пребывания заявки в системе ν

4. Выводы

В статье проведен анализ подходов к аналитическому описанию процессов очередей телекоммуникационного узла. Основное внимание при этом уделялось случаю, когда длительности обслуживания имеют распределение с так называемыми «тяжелыми хвостами». Был затронут ряд фундаментальных свойств и характеристик таких распределений, а так же показано, что, несмотря на то, что гамма-распределение не является классическим примером распределения с «тяжелым хвостом», в случаях когда СКО времени обслуживания заявки в узле $\sigma \rightarrow \infty$, гамма-распределение приобретает свойства таких распределений. Используя известный математический аппарат для гамма-распределения, были получены формулы для нахождения значений важнейших показателей производительности сети для различных СМО. Кроме прочего, отдельно были затронуты ситуации с варьированием параметров загрузки и времени обслуживания заявки. В заключительном параграфе статьи был проведен численный анализ полученных результатов. На рис. 1 – 5 а) показано, что значения показателей производительности при $\sigma = 10^5$ и $\sigma = 10^6$ (два последних отсчета) для заданной точности вычислений совпадают, т.е. эти значения фактически можно считать предель-

накопителя $m = 1000$ порождает вопросы к достоверности. Также значительны среднее число заявок в системе, равное примерно 47 (с учетом среднеквадратичного отклонения число заявок в системе может быть более 260), и среднее время пребывания заявки в системе, которое при столь малой загрузке системы превышает 500 единиц времени.

Тем не менее, эти факты не кажутся неправдоподобными, если принять во внимание, что СМО рассматривается в условиях большого СКО времени обслуживания, что при фиксированном среднем времени обслуживания эквивалентно большой его дисперсии.

По результатам второго моделирования, СМО исследуется в условиях большой загрузки ($\rho = 0,9$). Так же как и для малой загрузки, при $\sigma \geq 10^5$ значения показателей производительности, приведенные в двух предпоследних отсчетах, можно считать (при заданной точности вычислений) совпадающими с их предельными значениями, что также подтверждается расчетами для (теоретических) предельных значений этих показателей, которые представлены последним отсчетом на графиках. Для большой загрузки также наблюдается эффект значительного увеличения вероятности потерь с ростом СКО σ , что опять же объясняется большой дисперсией времени обслуживания.

Литература

1. Башарин Г.П. Анализ очередей в вычислительных сетях. Теория и методы расчета / Г.П. Башарин, П.П. Бочаров, Я.А. Коган – М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1989. - 336 с.
2. Шелухин О.И. Фрактальные процессы в телекоммуникациях : учеб, пособие / О.И. Шелухин, А.М. Тенякшев, А.В. Осин ; Под ред. Шелухина О.И. М.: Радиотехника, 2003. – 479с.
3. Абрамовиц, М. Справочник по специальным функциям с формулами, графиками и математическими таблицами : пер. с англ. – М.: Наука, 1979. – 835с.
4. Бочаров П.П Теория массового обслуживания : учеб, пособие / П.П Бочаров, А.В. Печинкин М.: Изд-во РУДН, 1995. – 529с.

У статті розглянуто проблему спаму в соціальних мережах, класифікація легітимних і нелегітимних користувачів

Ключові слова: соціальні мережі, класифікація, спам, алгоритм

В статье рассмотрена проблема спама в социальных сетях, классификация легитимных и нелегитимных пользователей

Ключевые слова: социальные сети, классификация, спам, алгоритм

The problem of spam in social networks, legitimate and non-legitimate users' classification is considered in this article

Key words: social networks, classification, spam, algorithm

УДК 001.891:65.011.56

ПОДХОД К КЛАССИФИКАЦИИ ПОЛЬЗОВАТЕЛЕЙ В СОЦИАЛЬНЫХ СЕТЯХ

А. А. Куликова

Кафедра искусственного интеллекта
Харьковский национальный университет
радиоэлектроники
пр. Ленина, 14, г. Харьков, Украина, 61166
Контактный тел.: (057) 337-27-53, 093-776-41-20
E-mail: ganna.kulikova@gmail.com

1. Введение

Социальные сети, привлекающие сегодня к себе всеобщее внимание пользователей Интернета, сформировались за очень короткий промежуток времени. Они объединяют в себе блоги (сетевые дневники), сети медиа-ресурсов, сети персональной информации (My-Space, LinkedIn, Facebook, Вконтакте), системы закладок (del.icio.us), wiki-энциклопедии и другие. Данные Web-сайты представляют собой автоматизированную социальную среду для обеспечения коммуникации как отдельных, так и групп пользователей, объединенных общими интересами. Количество пользователей в этих сетях увеличивается с беспрецедентной скоростью, вызывая интерес у представителей науки, бизнеса и IT-индустрии [1]. Такие Web-сайты фактически представляют собой большое хранилище общедоступной информации, в первую очередь, персонального характера.

Однако в то же время развитие Internet, технологий проектирования социальных сетей привело к тому, что одной из основных проблем пользователей стал избыток информации, в том числе и незапрошенной, – спама.

Спам представляет собой масштабную рассылку коммерческой, политической и иной рекламы (информации) или иного вида сообщений лицам, не выражавшим желания их получать. Значительная часть атак основана на методах социальной инженерии (привлечение пользователей недобросовестной рекламой и т.д.), другая – на использовании уязвимостей в механизмах работы социальных сетей. Существует достаточно много видов спама, распространяемого в социальных сетях, но, прежде всего, стоит отметить рекламу, некоторые виды мошенничества, фишинг, распространение вредоносного программного обеспечения.

Технологии рассылки спама в социальных сетях совершаются: спаммеры отмечают пользователей социальной сети на фотографиях, видеозаписях, добавляются в друзья, приглашают в группы и так далее, в целом используют все возможности социальной сети в корыстных целях.

Борьба со спаммерами в социальных сетях важна для улучшения сервисов, предоставляемых социальной сетью для участников, уменьшения количества нежелательного и опасного контента, а так же для развития самих социальных сетей.