

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

УДК 519.872

И.А. Ананина

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ПРОЦЕССА ИЗМЕНЕНИЯ ДОХОДА ТОРГОВОЙ КОМПАНИИ, РАСШИРЯЮЩЕЙ СВОЕ ПРИСУТСТВИЕ НА РЫНКЕ

Рассматривается задача определения средней величины дохода торговой компании и его изменение при проведении маркетинговой акции «Подарок за покупку». В качестве математической модели процессов изменения числа клиентов компании рассматриваются потоки двухфазной системы массового обслуживания с неограниченным числом линий и реализацией повторных обращений к фазам. Исследование суммарного потока системы проводится методом предельной декомпозиции.

Ключевые слова: СМО с неограниченным числом линий и повторными обращениями, метод предельной декомпозиции.

Теория массового обслуживания как аппарат математического моделирования хорошо зарекомендовала себя во многих сферах человеческой деятельности. Широко используется этот аппарат в сетях связи, при решении некоторых экономических задач, задач управления промышленного сектора. Благодаря непрерывному развитию этих и многих других отраслей нашей деятельности и постоянному усложнению возникающих задач, не снижается потребность в создании новых математических моделей и развитии методов их исследования.

Маркетинг – одна из областей экономической науки, в которой теория массового обслуживания до сих пор не применялась в качестве аппарата математического моделирования. Между тем средства ТМО позволяют моделировать потоки клиентов торговой компании с учетом их категорий и оптимизировать на этих моделях условия проведения различных маркетинговых акций, отслеживая их влияние на величину дохода компании.

В настоящей работе проводится исследование потоков клиентов некоторой торговой компании, расширяющей свое присутствие на рынке, то есть желающей привлечь как можно больше клиентов, проводя, в частности, маркетинговую акцию «Подарок за покупку». Определяется процесс изменения дохода этой компании, его среднее значение и дисперсия, рассматривается влияние на доход проводимой акции.

1. Математическая модель

Пусть поток клиентов, впервые совершивших покупку в некоторой торговой компании, моделируется простейшим с параметром λ . Совершив покупку, клиент некоторое время обдумывает, обратиться ли ему в эту компанию повторно или выбрать другую. Будем считать, что продолжительности интервалов времени

обдумывания клиентов являются независимыми одинаково распределенными случайными величинами с произвольной функцией распределения $B_1(x)$. После обдумывания с вероятностью $1 - r_1$ клиент больше не обратится в данную торговую компанию, предпочитая ей другую, а с вероятностью r_1 клиент вернется. На момент возвращения клиента в компанию, с вероятностью $1 - q$ уже совершенные клиентом покупки в сумме не превышают некоторую заданную величину. В этом случае клиент является клиентом первой категории и вероятность возвращения в компанию у него остается та же, r_1 . Если же сумма покупок клиента в данной компании превышает эту заданную пороговую величину, а произойдет это с вероятностью q , то такой клиент становится клиентом второй категории, причем вероятность возвращения в компанию и функция распределения времени обдумывания для него меняются на r_2 и $B_2(x)$ соответственно. Время обдумывания для клиентов каждой категории стохастически независимы и одинаково распределены. Таким образом, формируются потоки повторных обращений клиентов, описываемые случайными процессами $n_1(t)$, $n_2(t)$, где $n_k(t)$ – число обращений клиентов k -й категории, поступивших в торговую компанию за время наблюдения t . Обозначим $v(t)$ – число обращений новых клиентов в компанию. Таким образом, модель изменения числа клиентов некоторой торговой компании можно представить в виде двухфазной системы массового обслуживания (СМО) с неограниченным числом линий, произвольным временем обслуживания на фазах, с повторными обращениями (рис. 1).

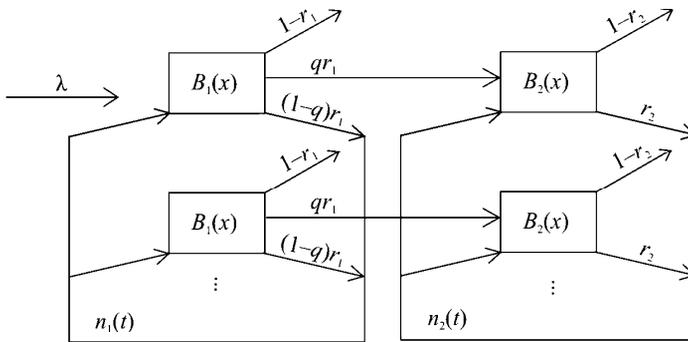


Рис. 1. Потоки клиентов торговой компании в виде двухфазной бесконечнолинейной СМО

Ставится задача исследования суммарного случайного процесса

$$n(t) = v(t) + n_1(t) + n_2(t)$$

в рассматриваемой системе, где $v(t)$ – число первичных обращений к системе, и нахождение его производящей функции.

2. Метод предельной декомпозиции

Для решения поставленной задачи предлагается метод предельной декомпозиции [1]. Суть этого метода заключается в следующем.

Входящий поток по равномерной полиномиальной схеме делится на N независимых простейших потоков с параметром λ/N , заявки каждого потока направля-

ются для обслуживания на соответствующий прибор. Таким образом, получаем совокупность N независимых однолинейных СМО. Будем полагать, что эти СМО с отказами. То есть новая заявка, поступившая в систему, занятую обслуживанием, теряется. При $N \rightarrow \infty$ вероятность потерь заявок можно пренебречь, и тогда суммарные характеристики совокупности N однолинейных СМО сходятся к характеристикам исходной модели. Таким образом, задача нахождения распределения вероятностей числа обращений в СМО с неограниченным числом линий сводится к решению задачи нахождения распределения вероятностей числа обращений в однолинейной СМО с отказами.

3. Нахождение производящей функции суммарного числа клиентов компании

Согласно алгоритму предложенного метода предельной декомпозиции, от рассмотренной математической модели перейдем к рассмотрению однолинейной двухфазной СМО, на вход которой поступает простейший с параметром λN поток заявок. Для этой системы рассмотрим соответствующий суммарный случайный процесс $n(t, N) = v(t, N) + n_1(t, N) + n_2(t, N)$. Введем следующие обозначения:

$k(t)$ – состояние прибора, то есть

$$k(t) = \begin{cases} 0, & \text{линия свободна,} \\ 1, & \text{занята первая фаза,} \\ 2, & \text{занята вторая фаза;} \end{cases}$$

$z(t)$ – длина интервала от момента времени t до момента окончания текущего обслуживания, если прибор занят. Полученный трехмерный случайный процесс $\{k(t), n(t, N), z(t)\}$ является марковским.

Тогда $P_0(n, t, N) = P\{k(t) = 0, n(t, N) = n\}$ – вероятность того, что в момент времени t линия свободна и за это время к системе обратилось n заявок.

$P_k(n, z, t, N) = P\{k(t) = k, n(t, N) = n, z(t) < z\}$ – вероятность того, что занят прибор k -й фазы обслуживанием заявки соответствующего типа, за время t поступило n заявок и до конца обслуживания остается времени меньше z , $k = 1, 2$.

Составим прямую систему дифференциальных уравнений Колмогорова [2, с. 317] для распределения вероятностей $\{P_0(n, t, N), P_k(n, z, t, N)\}$ трехмерного случайного процесса $\{k(t), n(t, N), z(t)\}$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_0(n, t, N)}{\partial t} &= \sum_{k=1}^2 (1 - r_k) \frac{\partial P_k(n, 0, t, N)}{\partial z} - \frac{\lambda}{N} P_0(n, t, N), \\ \frac{\partial P_1(n, z, t, N)}{\partial t} &= \frac{\partial P_1(n, z, t, N)}{\partial z} - \frac{\partial P_1(n, 0, t, N)}{\partial z} + (1 - q) r_1 B_1(z) \frac{\partial P_1(n - 1, 0, t, N)}{\partial z} + \\ &\quad + \frac{\lambda}{N} P_0(n - 1, t, N) B_1(z), \\ \frac{\partial P_2(n, z, t, N)}{\partial t} &= \frac{\partial P_2(n, z, t, N)}{\partial z} - \frac{\partial P_2(n, 0, t, N)}{\partial z} + q r_1 B_2(z) \frac{\partial P_1(n - 1, 0, t, N)}{\partial z} + \\ &\quad + r_2 B_2(z) \frac{\partial P_2(n - 1, 0, t, N)}{\partial z}. \end{aligned}$$

Рассмотрим производящие функции

$$\begin{aligned}\sum_{n=0}^{\infty} x^n P_0(n, t, N) &= H_0(x, t, N), \\ \sum_{n=0}^{\infty} x^n P_1(n, z, t, N) &= H_1(x, z, t, N), \\ \sum_{n=0}^{\infty} x^n P_2(n, z, t, N) &= H_2(x, z, t, N).\end{aligned}\quad (1)$$

Функции $H_0(x, t, N)$, $H_1(x, z, t, N)$ и $H_2(x, z, t, N)$ удовлетворяют системе дифференциальных уравнений в частных производных [3]:

$$\begin{aligned}\frac{\partial H_0(x, t, N)}{\partial t} &= -\frac{\lambda}{N} H_0(x, t, N) + \sum_{k=1}^2 (1-r_k) \frac{\partial H_k(x, 0, t, N)}{\partial z}, \\ \frac{\partial H_1(x, z, t, N)}{\partial t} &= \frac{\partial H_1(x, z, t, N)}{\partial z} + \frac{\lambda}{N} B_1(z) x H_0(x, t, N) + \\ &+ (r_1(1-q) x B_1(z) - 1) \frac{\partial H_1(x, 0, t, N)}{\partial z}, \\ \frac{\partial H_2(x, z, t, N)}{\partial t} &= \frac{\partial H_2(x, z, t, N)}{\partial z} + r_1 q x B_2(z) \frac{\partial H_1(x, 0, t, N)}{\partial z} + \\ &+ (r_2 x B_2(z) - 1) \frac{\partial H_2(x, 0, t, N)}{\partial z},\end{aligned}\quad (2)$$

решение которой будем искать в виде

$$\begin{aligned}H_0(x, t, N) &= 1 - \frac{1}{N} F_0(x, t) + o\left(\frac{1}{N}\right), \\ H_1(x, z, t, N) &= \frac{1}{N} F_1(x, z, t) + o\left(\frac{1}{N}\right), \\ H_2(x, z, t, N) &= \frac{1}{N} F_2(x, z, t) + o\left(\frac{1}{N}\right).\end{aligned}\quad (3)$$

Тогда уравнения для функций $F_0(x, t)$, $F_1(x, z, t)$ и $F_2(x, z, t)$ имеют вид

$$\frac{\partial F_0(x, t)}{\partial t} = \lambda - \sum_{k=1}^2 (1-r_k) f_k(x, t); \quad (4)$$

$$\frac{\partial F_1(x, z, t)}{\partial t} = \frac{\partial F_1(x, z, t)}{\partial z} + \lambda x B_1(z) + (r_1(1-q) x B_1(z) - 1) f_1(x, t); \quad (5)$$

$$\frac{\partial F_2(x, z, t)}{\partial t} = \frac{\partial F_2(x, z, t)}{\partial z} + r_1 q x B_2(z) f_1(x, t) + (r_2 x B_2(z) - 1) f_2(x, t), \quad (6)$$

где $f_k(x, t) = \frac{\partial F_k(x, 0, t)}{\partial z}$, $k=1, 2$.

Решение линейного дифференциального уравнения первого порядка в частных производных (5) определяется решением системы обыкновенных дифференциальных уравнений для характеристических кривых

$$\frac{dt}{1} = \frac{dz}{-1} = \frac{dF_1(x, z, t)}{\lambda x B_1(z) + (r_1(1-q)x B_1(z) - 1)f_1(x, t)}.$$

Тогда общее решение $F_1(x, z, t)$ уравнения (5) запишем следующим образом:

$$F_1(x, z, t) = \Phi(z+t) + \int_0^t [\lambda x B_1(z+t-s) + (r_1(1-q)x B_1(z+t-s) - 1)f_1(x, s)] ds, \quad (7)$$

где $\Phi(z)$ – произвольная дифференцируемая функция.

Для определения частного решения необходимо воспользоваться начальными условиями

$$\begin{aligned} P_0(n, 0, N) &= \begin{cases} 0, & n > 0, \\ R_0(N), & n = 0; \end{cases} \\ P_1(n, z, 0, N) &= \begin{cases} 0, & n > 0, \\ R_1(z, N), & n = 0; \end{cases} \\ P_2(n, z, 0, N) &= \begin{cases} 0, & n > 0, \\ R_2(z, N), & n = 0; \end{cases} \\ R_0(N) + R_1(\infty, N) + R_2(\infty, N) &= 1. \end{aligned} \quad (8)$$

Рассмотрим стационарное распределение вероятностей состояния линии обслуживания. Из (1) следует, что выполняются равенства

$$\begin{aligned} H_0(1, t, N) &= R_0(N), \\ H_k(1, z, t, N) &= R_k(z, N), \quad k = 1, 2. \end{aligned} \quad (9)$$

Стационарные вероятности $R_0(N)$, $R_1(z, N)$ и $R_2(z, N)$ можно представить в виде

$$\begin{aligned} R_0(N) &= 1 - \frac{1}{N} R_0 + o\left(\frac{1}{N}\right), \\ R_k(z, N) &= \frac{1}{N} R_k(z) + o\left(\frac{1}{N}\right), \quad k = 1, 2. \end{aligned} \quad (10)$$

Тогда, согласно (3), (7) и (8),

$$F_1(x, z, 0) = \Phi(z) = R_1(z).$$

Вероятности R_0 , $R_1(z)$ и $R_2(z)$ с учетом (9) определяются решением системы (4) – (6) при $x=1$:

$$\begin{aligned} 0 &= \lambda - \sum_{k=1}^2 (1-r_k) R_k'(0), \\ 0 &= R_1'(z) + \lambda B_1(z) + (r_1(1-q)B_1(z) - 1)R_1'(0), \\ 0 &= R_2'(z) + r_1 q B_2(z) R_1'(0) + (r_2 B_2(z) - 1)R_2'(0). \end{aligned}$$

А именно:

$$R_1(z) = \frac{\lambda}{1-r_1(1-q)} \int_0^z (1-B_1(s)) ds; \quad (8)$$

$$R_2(z) = \frac{\lambda r_1 q}{(1-r_2)(1-r_1(1-q))} \int_0^z (1-B_2(s)) ds; \quad (9)$$

$$R_0 = \frac{\lambda[(1-r_2)b_1 + r_1 q b_2]}{(1-r_1(1-q))(1-r_2)}, \quad (10)$$

где b_1 и b_2 это математические ожидания случайных величин, имеющих функции распределения $B_1(x)$ и $B_2(x)$ соответственно.

Таким образом, частное решение дифференциального уравнения (5) принимает вид

$$F_1(x, z, t) = \frac{\lambda}{1-r_1(1-q)} \int_0^{z+t} (1-B_1(y)) dy + \int_0^t [\lambda x B_1(z+t-s) + (r_1(1-q)x B_1(z+t-s) - 1) f_1(x, s)] ds. \quad (11)$$

Аналогичным образом находим частное решение уравнения (6):

$$F_2(x, z, t) = \frac{r_1 q \lambda}{(1-r_2)(1-r_1(1-q))} \int_0^{z+t} (1-B_2(y)) dy + \int_0^t [r_1 q x B_2(z+t-s) f_1(x, s) + (r_2 x B_2(z+t-s) - 1) f_2(x, s)] ds. \quad (12)$$

И, следовательно, подставляя решения (11,12) в уравнение (4), получаем его решение:

$$F_0(x, t) = \frac{\lambda(r_1 q b_2 + (1-r_2)b_1)}{(1-r_2)(1-r_1(1-q))} + \lambda t + (r_1 - 1) \int_0^t f_1(x, s) ds + (r_2 - 1) \int_0^t f_2(x, s) ds. \quad (13)$$

При этом неизвестные функции $f_1(x, t)$ и $f_2(x, t)$ являются решениями интегральных уравнений

$$f_1(x, t) = \frac{\lambda}{1-r_1(1-q)} + \lambda \left(x - \frac{1}{1-r_1(1-q)} \right) B_1(t) + x r_1 (1-q) \int_0^t b_1(t-s) f_1(x, s) ds; \quad (14)$$

$$f_2(x, t) = \frac{\lambda r_1 q}{(1-r_1(1-q))(1-r_2)} (1-B_2(t)) + x r_1 q \int_0^t b_2(t-s) f_1(x, s) ds + x r_2 \int_0^t b_2(t-s) f_2(x, s) ds \quad (15)$$

соответственно.

При $z \rightarrow \infty$ имеем

$$F(x, t) = -F_0(x, t) + F_1(x, \infty, t) + F_2(x, \infty, t) = \\ = \lambda t(x-1) + r_1(x-1) \int_0^t f_1(x, s) ds + r_2(x-1) \int_0^t f_2(x, u) du .$$

Учитывая, что

$$G(x, t) = \lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{N} F_0(x, t) + \frac{1}{N} F_1(x, \infty, t) + \frac{1}{N} F_2(x, \infty, t) + o\left(\frac{1}{N}\right) \right)^N ,$$

можно найти производящую функцию $G(x, t)$ исследуемого случайного процесса $n(t)$:

$$G(x, t) = \exp \left\{ (x-1) \left[\lambda t + r_1 \int_0^t f_1(x, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(x, s) ds \right] \right\} . \quad (16)$$

Знание найденной производящей функции суммарного числа клиентов необходимо для определения основных числовых характеристик дохода торговой компании.

4. Процесс изменения дохода торговой компании

Обозначим $S(t)$ – доход компании, полученный за время работы t . Как мы уже договорились, $n(t)$ – суммарное количество клиентов, обратившихся в данную торговую компанию за время t . Пусть стоимость отдельной совершаемой покупки есть случайная величина ξ с математическим ожиданием a .

Тогда очевидно, что

$$S(t) = \sum_{i=0}^{n(t)} \xi_i . \quad (17)$$

Рассмотрим характеристическую функцию величины дохода компании, полученного за время t :

$$H(\alpha, t) = M e^{-\alpha S(t)} = M e^{-\alpha \sum_{i=0}^{n(t)} \xi_i} = \sum_{n=0}^{\infty} M \left\{ e^{-\alpha \sum_{i=1}^{n(t)} \xi_i} \mid n(t) = n \right\} P(n, t) = \\ = \sum_{n=0}^{\infty} M \left\{ \prod_{i=1}^n e^{-\alpha \xi_i} \mid n(t) = n \right\} P(n, t) = \sum_{n=0}^{\infty} \varphi^n(\alpha) P(n, t) . \quad (18)$$

Здесь $\varphi(\alpha) = M e^{-\alpha \xi}$ – характеристическая функция случайной величины ξ .

Производящая функция суммарного числа клиентов, совершивших покупку за время t , согласно (16), имеет вид

$$M x^{n(t)} = \sum_{n=0}^{\infty} x^n P(n, t) = G(x, t) = \exp \left\{ (x-1) \left(\lambda t + r_1 \int_0^t f_1(x, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(x, s) ds \right) \right\} .$$

Из (18) следует, что

$$H(\alpha, t) = M e^{-\alpha S(t)} = G(\varphi(\alpha), t) = \\ = \exp \left\{ (\varphi(\alpha) - 1) \left(\lambda t + r_1 \int_0^t f_1(\varphi(\alpha), s) ds + r_2 \int_0^t f_2(\varphi(\alpha), s) ds \right) \right\} .$$

Так как среднее значение суммарного дохода компании, полученного за время t , есть

$$MS(t) = - \frac{\partial H(\alpha, t)}{\partial \alpha} \Big|_{\alpha=0},$$

при этом

$$\varphi(0) = 1, \quad \varphi'(0) = -a,$$

то

$$MS(t) = a \left\{ \lambda t + r_1 \int_0^t f_1(1, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(1, s) ds \right\}. \quad (19)$$

Величина дисперсии дохода компании

$$DS(t) = M \xi^2 \left\{ \lambda t + r_1 \int_0^t f_1(1, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(1, s) ds \right\} - 2a \left(r_1 \int_0^t \frac{df_1(1, s)}{d\alpha} ds + r_2 \int_0^t \frac{df_2(1, s)}{d\alpha} ds \right). \quad (20)$$

5. Исследование изменения дохода торговой компании при проведении маркетинговой акции «Подарок за покупку»

Пусть с целью привлечения клиентов компания проводит акцию «Подарок за покупку». При этом вероятность возвращения клиента k -й категории в данную компанию возрастает. При стоимости подарка m рублей предположим следующую зависимость:

$$r_k(M) = r_{k,1} - (r_{k,1} - r_{k,0}) \left(1 - \frac{m}{a} \right)^2, \quad (21)$$

где $m \leq a$, $r_{k,0}$ – вероятность повторного обращения клиента k -й категории в данную компанию, работающую в обычном режиме, $r_{k,1}$ – максимально возможная вероятность повторного обращения клиента k -й категории за время проведения акции.

Суммарный доход торговой компании $\hat{S}(t)$, полученный за время t проведения акции, определяется выражением

$$\hat{S}(t) = \sum_{i=0}^{n(t)} (\xi_i - m). \quad (22)$$

Ставится задача нахождения оптимального отношения цены подарка к средней стоимости покупки $\gamma = M/a$, обеспечивающего максимальный доход компании за время t проведения акции.

Рассмотрим характеристическую функцию величины суммарного дохода компании, полученного за время t проведения акции «подарок за покупку». Аналогично (18) получим

$$\begin{aligned} \hat{H}(\alpha, t) &= Me^{-\alpha \hat{S}(t)} = Me^{-\alpha \sum_{i=0}^{n(t)} (\xi_i - m)} = \\ &= \exp \left\{ (\psi(\alpha) - 1) \left(\lambda t + r_1 \int_0^t f_1(\psi(\alpha), s) ds + r_2 \int_0^t f_2(\psi(\alpha), s) ds \right) \right\}. \end{aligned}$$

Здесь $\psi(\alpha) = Me^{-\alpha(\xi_i - m)}$ – характеристическая функция разности цены покупки и величины m – бонуса выдаваемого покупателю при совершении им покупки величиной ξ .

Аналогично рассуждениям пункта 4, находим математическое ожидание и дисперсию величины дохода компании, полученного за время t проведения акции:

$$M\hat{S}(t) = (a - m) \left\{ \lambda t + r_1 \int_0^t f_1(1, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(1, s) ds \right\}; \quad (23)$$

$$D\hat{S}(t) = (M\xi^2 + m^2 - 2am) \left\{ \lambda t + r_1 \int_0^t f_1(1, s) ds + r_2 \int_0^t f_2(1, s) ds \right\} - 2(a - m) \left(r_1 \int_0^t \frac{df_1(1, s)}{d\alpha} ds + r_2 \int_0^t \frac{df_2(1, s)}{d\alpha} ds \right). \quad (24)$$

6. Оптимальное отношение цены подарка к средней стоимости покупки

Теперь определим оптимальное значение величины γ отношения цены подарка m к среднему значению стоимости покупки a , обеспечивающее максимальную прибыль компании.

Будем рассматривать среднюю величину дохода компании, полученного за время проведения акции t , как функцию от величины γ :

$$M\hat{S}(t) = f(\gamma) = a(1 - \gamma) \left\{ \lambda t + r_1(\gamma) \int_0^t f_1(1, s) ds + r_2(\gamma) \int_0^t f_2(1, s) ds \right\}, \quad (25)$$

$$\text{где} \quad r_k(\gamma) = r_{k,1} - (r_{k,1} - r_{k,0})(1 - \gamma)^2 \quad (26)$$

для k -й категории покупателей, $k = 1, 2$.

Согласно виду интегральных уравнений (14-15), функции $f_k(1, s)$ будут зависеть от вероятностей возвращения клиентов, а следовательно, в условиях акции, и от величины γ .

Тогда

$$f'(\gamma) = a \left((1 - \gamma) \left(\sum_{k=1}^2 r_k'(\gamma) \int_0^t f_k(1, s) ds + \sum_{k=1}^2 r_k(\gamma) \int_0^t \frac{df_k(1, s)}{d\gamma} ds \right) - \lambda t - \sum_{k=1}^2 r_k(\gamma) \int_0^t f_k(1, s) ds \right). \quad (27)$$

Из необходимого условия $f'(\gamma) = 0$ можно найти оптимальное значение γ .

Приведем численный пример. В случае экспоненциального распределения времени обдумывания клиентов, при вероятности смены категории клиента $q = 0,3$, с начальными вероятностями возвращения $r_{1,0} = 0,225$, $r_{2,0} = 0,4$ и максимальными $r_{1,1} = 0,8$ и $r_{2,1} = 0,7$ в случае проведения акции, при средней стоимости покупки 3000 рублей и около 10 обращений новых клиентов в день, за месяц работы компания, не проводя акции, получит доход 1,2 млн рублей. Количество продаж при этом составит около 400. При проведении акции «Подарок за по-

купку» число продаж может превысить 680 в месяц, и при этом компания получит чистую прибыль в 146 тысяч рублей. Стоимость подарка при этом должна составлять 1000 рублей. Если же компания не желает получать никакой прибыли, а только увеличить число своих клиентов, то при стоимости подарков равной 1700 рублей, число продаж компании возрастет более чем в два раза, превысив 880 обращений в месяц. Дальнейшее же увеличение стоимости подарка будет уменьшать доход компании.

Заключение

Проведено исследование суммарного потока обращений в двухфазной СМО с неограниченным числом линий и повторными обращениями к фазам как математической модели суммарного потока клиентов торговой компании. Найдена производящая функция суммарного числа клиентов компании, математическое ожидание и дисперсия дохода компании в условиях обычного функционирования и в условиях проведения маркетинговой акции «Подарок за покупку». Приведен пример использования полученных аналитических выражений для расчета желательной стоимости подарка, с целью привлечения максимального числа клиентов или для сопутного получения некоторой денежной прибыли от проведения акции.

ЛИТЕРАТУРА

1. Морозова А.С., Моисеева С.П., Назаров А.А. Исследование СМО с повторным обращением и неограниченным числом обслуживающих приборов методом предельной декомпозиции // Вычислительные технологии. 2005. Т. 13. Вып. 5. С. 88–92.
2. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей. М.: Наука, 1969. 448 с.
3. Эльцгольц Л.Э. Дифференциальные уравнения и вариационное исчисление. М.: Наука, 1969. 424 с.

Ананина Ирина Алексеевна
Томский государственный университет
E-mail: ananinaia@sibmail.com

Поступила в редакцию 10 ноября 2010 г.