

Долгополова А.Ф., к.э.н., доцент  
Ставропольского  
государственного аграрного университета  
Морозова О.В., к.э.н., доцент  
Ставропольского  
государственного аграрного университета

## **Применение марковских процессов при решении социально-экономических задач**

*В представленной статье изложен материал, позволяющий проводить исследования актуальных социально-экономических проблем современности с использованием математического аппарата, в частности, марковских процессов. В работе рассмотрены основные теоретические аспекты марковских процессов, предложен пример на использование управляемых цепей Маркова, а также построена имитационная модель регулирования финансовых потоков региона.*

В настоящее время при решении социально-экономических задач все более актуальным становится применение специальных математических методов, позволяющих достаточно точно описать функционирование экономических систем. Наиболее достоверно социально-экономические задачи современности могут быть описаны при помощи случайных процессов, одним из которых является Марковский случайный процесс.

Благодаря сравнительной простоте и наглядности математического аппарата, высокой достоверности и точности получаемых решений, особое внимание Марковские процессы приобрели у специалистов, занимающихся исследованием операций и теорией принятия оптимальных решений.

Действительно, случайный процесс, протекающий в какой-либо системе  $S$ , называется Марковским, если для любого момента времени  $t_0$  вероятность любого состояния системы в будущем (при  $t > t_0$ ) зависит только от ее состояния в настоящем (при  $t = t_0$ ) и не зависит от того, когда и каким образом система  $S$  пришла в это состояние.

Марковские процессы можно классифицировать в зависимости от непрерывности или дискретности множества значений функции  $X(t)$  и параметра  $t$ .

В теории случайных процессов выделяют следующие основные виды Марковских случайных процессов: с дискретными состояниями и дискретным временем (цепь Маркова); с непрерывными состояниями и дискретным временем (Марковские последовательности); с дискретными состояниями и непрерывным временем (непрерывная цепь Маркова); с непрерывным состоянием и непрерывным временем.

Большое значение в практических задачах имеют Марковские случайные процессы с дискретными состояниями и непрерывным временем.

Марковские процессы (процессы без последствия) играют огромную роль в моделировании систем массового обслуживания (СМО), а также в моделировании и выборе стратегии управления социально-экономическими процессами, происходящими в обществе.

В качестве примера мы предлагаем рассмотреть управляемые цепи Маркова.

Предприятие, выпускающее определенный вид продукции, находясь в состоянии 1, может увеличить спрос путем организации рекламы. Это требует добавочных затрат и уменьшает доход. В состоянии 2 предприятие может увеличить вероятность перехода в состояние 1 путем увеличения затрат на исследования. Выделим две стратегии. Первая состоит в отказе от затрат на рекламу и исследования, а вторая - в согласии на них. Пусть матрицы переходных вероятностей и матрицы доходов для данных стратегий имеют вид:

$$P_1 = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,5 \\ 0,4 & 0,6 \end{bmatrix} \quad R_1 = \begin{bmatrix} 9 & 3 \\ 3 & -7 \end{bmatrix}$$

$$P_2 = \begin{bmatrix} 0,8 & 0,2 \\ 0,7 & 0,3 \end{bmatrix} \quad R_2 = \begin{bmatrix} 4 & 4 \\ 1 & -19 \end{bmatrix}$$

В рассмотренной ситуации имеет место управляемая цепь Маркова. Управление соответствует выбору стратегии.

Пусть каждому состоянию  $i \in S = \{1, \dots, N\}$  соответствует конечное множество  $K_i$  решений (или альтернатив), элементы которого обозначим номерами  $1, \dots, k_i$ . Пространством стратегий  $K$  называется прямое произведение множеств решений  $K = K_1 \times K_2 \times \dots \times K_N$ .

Пусть в  $i$ -м состоянии имеется не одно, а  $k_i$  множеств переходных вероятностей  $\{p_{ij}^l\}, l = \overline{1, k_i}$ . При  $|K_i| = 1$  имеем случай неуправляемой цепи Маркова. Если система находится в состоянии  $i \in S$  и принимается решение  $k \in K_i$  то

- она получает доход  $r_i^k$ ;
- ее состояние в следующий момент времени определяется вероятностью  $p_{ij}^k$ , где  $p_{ij}^k$  - вероятность того, что система из состояния  $i \in S$  при выборе решения  $k \in K_i$  перейдет в состояние  $j \in S$ .

Таким образом, смысл  $k$ -го решения в  $i$ -м состоянии заключается в выборе одного набора переходных вероятностей  $\{p_{ij}^k\}$  из  $K_i$  возможных. Предполагается, что доход  $r_i^k$  ограничен при всех  $i \in S$  и  $k \in K_i$ .

Кроме того,  $\sum_{j=1}^N p_{ij}^k = 1$ ,  $p_{ij}^k \geq 0$  при всех  $i, j \in S$  и  $k \in K_i$ .

*Управляемой цепью Маркова* называется конструкция, задаваемая параметрами  $\langle K, P, r \rangle$ , где  $K$ -решения,  $P$ -вероятности переходов,  $r$ -доходы.

Доход, полученный за несколько шагов, является случайной величиной, зависящей от начального состояния и принимаемых в каждый момент времени решений.

Назовем решение, принимаемое в конкретный момент, частным управлением. Тогда управление есть последовательность решений в моменты  $n = 1, 2, \dots$ . Качество управления можно оценить средним суммарным доходом (при конечном времени) или средним доходом в единицу времени (при бесконечном времени).

$$\text{Пусть } f = \langle k_1, \dots, k_N \rangle \in K \quad (1)$$

Стратегией  $p$  называется последовательность решений

$$p = (f_1, \dots, f_n, \dots)$$

где  $f_n$  - вектор вида (1),  $i$ -я компонента которого, обозначаемая через  $f_n(i)$ , является решением, принимаемым в состоянии  $i \in S$  в момент  $n$ . Другими словами, задание стратегии означает полное описание в каждый момент времени  $t = 1, 2, \dots, n, \dots$  конкретных решений, которые должны были бы приниматься в  $i$ -м состоянии, если бы система находилась в нем в рассматриваемый момент.

Стратегия  $(f, \dots, f, \dots)$  обозначается через  $f^\infty$  называется *стационарной*. Стратегия  $p = (f_1, \dots, f_n, \dots)$  называется *Марковской*, если решение  $f_n$ , принимаемое в каждом конкретном состоянии, не зависит от предшествующих состояний и принимавшихся в них решений. В случае Марковской стратегии решения  $f_n$  могут зависеть только от момента времени  $n$ .

Обозначим произвольную конечную часть стратегии через  ${}^n \pi = (f_1, \dots, f_n)$ . Пусть зафиксированы произвольная стратегия  $p = (f_1, \dots, f_n, \dots)$  некоторый момент времени  $n$ . Если в этот момент система находилась в состоянии  $i \in S$ , то в следующий  $(n+1)$ -й момент времени она будет находиться в состоянии  $j \in S$  с вероятностью  $p_{ij}^k$ , где  $k = f_n(i)$ . Тогда матрица переходных вероятностей в момент  $n$  имеет вид

$$P = P(f_n) = \begin{bmatrix} p_{11}^{f_n(1)} & \dots & p_{1N}^{f_n(1)} \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{N1}^{f_n(N)} & \dots & p_{NN}^{f_n(N)} \end{bmatrix}$$

Таким образом, при фиксированной стратегии  $p$  получаем цепь Маркова с матрицами перехода  $P(n) = P(f_n), n = 1, 2, 3, \dots$

Обозначим  ${}^n \Gamma({}^n p)$  - вектор суммарных средних доходов, полученных до любого момента  $n$  включительно, для некоторой стратегии  ${}^n p = (f_1, \dots, f_n)$ . Стратегия  ${}^n p^* = (f_1^*, \dots, f_n^*)$  максимизирующая  ${}^n \Gamma({}^n p)$ , то есть удовлетворяющая неравенству  ${}^n \Gamma({}^n p^*) \geq {}^n \Gamma({}^n p)$  при любых  ${}^n p = (f_1, \dots, f_n)$  называется оптимальной.

Верны следующее утверждения:

Утверждение 1. Для бесконечного времени существует оптимальная стационарная стратегия.

Утверждение 2. Для конечного времени существует оптимальная Марковская стратегия.

Таким образом, решение (при бесконечном времени) зависит только от состояния, в котором находится система, и не зависит ни от момента времени, ни от всей предыдущей траектории последовательности состояний и принятых решений. В случае конечного времени оптимальная стратегия является Марковской, т. е. может зависеть еще и от момента времени принятия решения.

На основе Марковских процессов нами была разработана стационарная модель функционирования некоторого региона с бюджетом развития  $K$  единиц ( $K$  – целое число).

Предположим, что в течение некоторого промежутка  $(t, t+1)$  времени (финансовый год, квартал и т.д.) регион получает финансовое пополнение из федерального бюджета  $X(t)$  ( $x$  принимает так же как и  $t$  только целые значения). Мы допускаем, что величины  $X(t)$ , отвечающие различным значениям  $t$ , независимы и одинаково распределены:

$$P[X(t) = r] = p_r \quad (r=0,1,2,\dots), \quad \sum_{r=0}^{\infty} p_r = 1 \quad (2)$$

Если к начальному моменту промежутка времени  $(t, t+1)$  регион обладал бюджетом  $Z(t) < K$ , причем если  $X(t) + Z(t) > K$ , то регион «отказывается» от привлечения денежных средств в размере  $X(t) + Z(t) - K$ , и к концу промежутка  $(t, t+1)$  регион полностью покрывает свои расходы.

Если же  $X(t) + Z(t) \leq K$ , то количество привлекаемых средств сохраняется. В конце интервала  $(t, t+1)$  происходит полный расход денежных средств региона.

Расход денежных средств к этому моменту  $Y(t)$  подчинен следующему правилу: если  $X(t) + Z(t) \leq M$ , где  $M$  ( $M < K$ ) – заданное целое число – текущий бюджет региона, то забирается  $M$  единиц и остается  $Z(t+1) = X(t) + Z(t) - M$ , при  $X(t) + Z(t) < K$  или  $Z(t+1) = K - M$ , если  $X(t) + Z(t) = K$ .

Если же  $X(t) + Z(t) \leq M$ , то расходуются все денежные средства и  $Z(t+1) = 0$ . Мы видим, что величина  $Z(t+1)$  полностью определена с вероятностной точки зрения, если известны значения  $Z(t)$ , независимо от того, что происходило в предшествующее время (величины  $X(t)$  независимы по предположению). Поэтому, для  $Z(t)$  мы будем иметь процесс Маркова с возможными состояниями  $0, 1, 2, \dots, K - M$ .

Рассмотрим таблицу переходных вероятностей.

		$Z(t+1)$				
$Z(t)$		0	1	2	...	$K - 2M$
0		$q_M$	$p_{M+1}$	$p_{M+2}$	...	$p_{K-M}$

	1	$q_{M-1}$	$p_M$	$p_{M+1}$	...	$p_{K-M-1}$	
	...	...	...	...	...	...	
	M	$q_0 = p_0$	$p_1$	$p_2$	...	$p_{K-2M}$	
	M+1	0	$p_0$	$p_1$	...	$p_{K-2M-1}$	
	...	...	...	...	...	...	
M	K -	0	0	0	...	$p_0$	

Здесь  $q_r = \sum_{i=1}^r p_i$ ; кроме того, мы допустили, что  $K > 2M$ . Сумма вероятностей в каждой строке равна 1.

Чтобы от  $Z(t) = r \leq M$  перейти к  $Z(t+1) = 0$ , нужно, чтобы расход денежных средств был не больше  $(M-r)$ , вероятность чего равна  $p_0 + p_1 + \dots + p_{M-r} = q_{M-r}$ . Если же  $Z(t) = M + r$ , где  $r > 0$ , то не все денежные средства будут израсходованы и соответствующие переходы невозможны.

Точно также определяются и все остальные переходные вероятности, составляющие таблицу. Пользуясь ею, можно легко написать уравнение для определения вероятности  $p_s(t)$  равенства  $Z(t) = s$ . В самом деле (на основании формулы полной вероятности) будем иметь, например, при  $s \leq K - 2M$

$$p_s(t+1) = p_0(t)p_{M+s} + p_1(t)p_{M+s-1} + p_2(t)p_{M+s-2} + \dots + p_{M+s}(t)p_0 \quad (3)$$

Практически наиболее интересным является отыскание стационарного режима, который устанавливается в функционировании региона по истечении достаточно большого срока. Эта задача до конца решается лишь при довольно частных предположениях относительно распределения притоков денежных средств, т.е. относительно вероятности  $p_s$ .

Например, в предположении так называемого геометрического распределения, которое отвечает показательному распределению в случае дискретных процессов, когда для всех значений  $S$

$$p_s = (1-B) \cdot B^s, \quad 0 < B < 1 \quad (4)$$

(вероятности  $p_s$  убывают в геометрической прогрессии). Можно показать, что стационарное распределение процесса  $X(t) + Z(t) = U(t)$  в случае неограниченного финансирования принадлежит также классу геометрических распределений с параметром  $\beta$ , определяемым из уравнения

$$1-B = \frac{1-\beta}{1-\beta^{M+1}} \quad (5)$$

Точно также может быть исследована и схема непрерывного процесса Маркова с непрерывным расходом и приходом финансовых средств.

В этом случае для нахождения функций стационарного распределения вероятностей получаем интегральное уравнение, которое в конечной форме

решается лишь при частных предположениях. Но при каждом данном конкретном распределении вероятностей  $p_s$  мы можем последовательно вычислять с помощью уравнений (3) вероятности  $p_s(t)$  для  $t = 1, 2, 3, \dots$ , задаваясь некоторым произвольным начальным распределением  $p_s(0)$ . Проведя достаточно большое число итераций от вероятностей  $p_s(t)$  к вероятностям  $p_s(t+1)$ , мы получим распределение достаточно близкое к предельному стационарному. В настоящее время эта задача достаточно легко разрешима при использовании современного программного обеспечения.

### Список литературы

1. Боровков А.А., Эргодичность и устойчивость случайных процессов, Эдиториал УРСС, М., 1999, Изд-во Ин-та математики СО РАН, Новосибирск, 1999.
2. Данфорд Н., Шварц Дж., Линейные операторы. Общая теория, Изд-во иностр. лит., М., 1962.
3. Дуб Дж.Л., Вероятностные процессы, Изд-во иностр. лит., М., 1956.
4. Жданюк А.И., Итерационные процессы, как цепи Маркова, Латв. мат. Ежегодник, 26, Зинатне, Рига, 1982, 153-164.
5. Ревюз Д., Цепи Маркова, Изд-во УРСС, Екатеринбург, 2007, 432с.
6. Соколов Г.А., Чистякова Е.А., Теория вероятностей. Управляемые цепи Маркова в экономике, М., 2005, 248 с.
7. Шур М.Г., «Инвариантные меры для цепей Маркова и феллеровские расширения цепей Маркова», Теория вероятностей и ее применения, 1981, 496-509.