УДК 519.2

МЕТОД КОМПЛЕКСНОЙ ОЦЕНКИ СОСТОЯНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКИХ СТРУКТУР

д.т.н., проф. В.М. Вартанян, к.т.н. В.Г. Кучмиев, к.т.н. В.М. Момот

Рассматривается метод оценки состояния сложных экономических структур методами теории выбросов для случаев коррелированности между собой показателей хозяйственно-экономической деятельности.

В реальных условиях хозяйствования для сложных экономических структур, какими являются современные предприятия, задаются ограничения по величине к целому ряду параметров состояния системы. В условиях наличия неопределенностей и рисков, характеризующих деятельность экономических структур, значение всех параметров состояния и нормативных показателей деятельности структур можно рассматривать как случайные. В силу вышеизложенного для оценки их показателей деятельности необходимо использовать критерии, дающие меру количественного измерения риска принятия управленческого решения. В качестве такого критерия может быть использован вероятностный критерий соблюдения установленных ограничений нормативными экономическими показателями деятельности. При этом требования задаются в виде задания совокупных ограничений к параметрам состояния и показателям системы вида:

$$
\begin{gathered}
\mathbf{P}\left\{\mathbf{x_1} \le \mathbf{C_1}\right\} \ge \mathbf{P_1^T};\\
\dots \qquad \dots\\
\mathbf{P}\left\{\mathbf{x_j} \le \mathbf{C_j}\right\} \ge \mathbf{P_j^T};\\
\dots \qquad \dots\\
\mathbf{P}\left\{\mathbf{x_m} \le \mathbf{C_m}\right\} \ge \mathbf{P_m^T},
\end{gathered}
$$

где $\mathbf{x_1, x_2, \dots, x_j, \dots, x_m}$ – анализируемые параметры состояния системы;

$\mathbf{C_1, C_2, \dots, C_j, \dots, C_m}$ – заданные ограничения на параметры состояния;

$\mathbf{P_1^T, P_2^T, \dots, P_j^T, \dots, P_m^T}$ – требуемый уровень вероятности выполнения заданных ограничений.

Другие возможные виды ограничений типа $\mathbf{x_j \ge C_j}$ или $\mathbf{C_j^1 \ge x_j \ge C_j^2}$ на параметры состояния легко могут быть приведены к первоначально указанному виду ограничений и поэтому отдельно не рассматриваются.

Будем полагать, что в силу центральной предельной теоремы теории вероятностей законы распределения параметров состояния экономических систем, определяемые большим количеством различных неопределенностей, будут иметь нормальный закон распределения.

В случае отсутствия корреляции между анализируемыми параметрами, вероятность выполнения требований по отдельным параметрам может быть произведена с помощью методов теории выбросов [1, 2]. В соответствии с ними вероятность того, что на интервале времени $[t_0,\ t_0+T]$ не будет ни одного пересечения уровня C_j, может быть аппроксимирована законом Пуассона и получена следующим образом:

$$P^- = P\{x_j(t) \ge C_j\} = \lim P\{n^-(T)=0\} = \exp\left[-N_1^-(C_j,T)\right];$$

$$P^+ = P\{x_j(t) \le C_j\} = \lim P\{n^+(T)=0\} = \exp\left[-N_1^+(C_j,T)\right],$$

где $n^+(T)$ и $n^-(T)$ – число положительных и отрицательных пересечений уровня C_j на рассматриваемом интервале времени $[t_0,\ t_0+T]$;

$N_1^+(C_j,T)$; $N_1^-(C_j,T)$ – среднее число положительных и отрицательных выбросов за соответствующие ограничения параметра x_j на этом интервале в единицу времени.

В соответствии с методами теории выбросов число положительных и отрицательных выбросов нормального нестационарного процесса за время T определяется как:

$$N_1^+(C,T) = \int_{t_0}^{t_0+T} J^+(C,t)\,dt\ ; \qquad N_1^-(C,T) = \int_{t_0}^{t_0+T} J^-(C,t)\,dt\ ,$$

где

$$J^-(C,t) = \frac{\sigma_1\sqrt{1-R_1^2}}{2\pi\sigma}\cdot\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{C-m}{\sigma}\right)^2\right]\left\{\exp\left(-\frac{1}{2}M^2\right)-\sqrt{2\pi}\,M\Phi(M)\right\};$$

$$J^+(C,t) = \frac{\sigma_1\sqrt{1-R_1^2}}{2\pi\sigma}\cdot\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{C-m}{\sigma}\right)^2\right]\left\{\exp\left(-\frac{1}{2}M^2\right)+\sqrt{2\pi}\,M\Phi(M)\right\};$$

$$M = M(t) = \frac{1}{\sqrt{1-R_1^2}}\left(\frac{m_1}{\sigma_1}+R_1\frac{C-m}{\sigma}\right); \qquad m_1 = m_1(t) = \frac{dm(t)}{dt};$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_1^2(t) = \left.\frac{\partial^2 K(t_1,t_2)}{\partial t_2}\right|_{t_1=t_2=t};$$

$$R_1 = R_1(t) = \left.\frac{1}{\sigma\sigma_1}\,\frac{\partial K(t_1,t_2)}{\partial t_2}\right|_{t_1=t_2=t};$$

$\mathbf{\Phi(z)}$ – табулированный интеграл вероятности [3]; $\boldsymbol{\sigma^2(t)}$ – дисперсия процесса; $\mathbf{K(t_1, t_2)}$ – функция корреляции процесса.

Из рассмотрения формул видно, что для получения оценки вероятности невыхода нормального процесса за уровень **C** на некотором интервале времени $\left[\mathbf{t_0,\ t_0+T}\right]$ достаточно знать значение вероятностных характеристик процесса и его производной на интересующем интервале времени.

Однако в реальных системах параметры состояния и показатели деятельности экономических структур коррелированы между собой и для использования вышеприведённых формул должны быть применены вероятностные характеристики, учитывающие взаимосвязь между отдельными параметрами, так называемые условные вероятностные характеристики [4] или же необходимо выполнить, если это возможно, декорреляцию параметров одним из известных методов [4].

Получим решение задачи оценки вероятности невыхода нормативных показателей хозяйственно-экономической деятельности экономических структур за ограничения в случае коррелированности между собой отдельных параметров состояния системы. Рассмотрим для этого два случайных нормальных процесса **X** и **Y**, определенных на одном и том же пространстве элементарных событий. Представим их реализации в виде **n**-мерных векторов, составленных из значений параметров в моменты времени $\mathbf{t_1, t_2, \ldots, t_n}$, соответствующие интервалу $\left[\mathbf{t_0,\ t_0+T}\right]$:

$$\mathbf{X} = \left|\, \mathbf{x(t_1)\, x(t_2) \ldots x(t_n)} \,\right|^{\mathbf{T}} \text{ и } \mathbf{Y} = \left|\, \mathbf{y(t_1)\, y(t_2) \ldots y(t_n)} \,\right|^{\mathbf{T}}.$$

Для двух совместно нормальных **n**-мерных векторов **X** и **Y** условные плотности $\mathbf{f(X|\,Y)}$ и $\mathbf{f(Y|\,X)}$ имеют также нормальное распределение [4], которое может быть получено подстановкой в формулу Байеса нормальных плотностей распределения $\mathbf{f(X,Y)}$ и $\mathbf{f(Y)}$ [5]:

$$\mathbf{f(X,Y)=f(Z)=\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n\,|K_z|}}\cdot exp\left[-0{,}5\cdot(Z-M_z)^T\cdot K_z^{-1}(Z-M_z)\right]};$$

$$\mathbf{f(Y)=\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n\,|K_Y|}}\cdot exp\left[-0{,}5\cdot(Y-M_Y)^T\cdot K_Y^{-1}(Y-M_Y)\right]},$$

где $\mathbf{Z}=\begin{vmatrix}\mathbf{X}\\ \mathbf{Y}\end{vmatrix}=\left|\,\mathbf{x(t_1)\ldots x(t_n)y(t_1)\ldots y(t_n)}\right|^{\mathbf{T}}$ – объединенный вектор наблюдаемых нормативных параметров системы **X** и **Y**;

$\mathbf{M_Z}=\begin{vmatrix}\mathbf{M_X}\\ \mathbf{M_Y}\end{vmatrix}=\left|\,\mathbf{M_{x_1}\ldots M_{x_n}\ M_{y_1}\ldots M_{y_n}}\,\right|^{\mathbf{T}}$ – математическое ожидание вектора **Z** ;

$\mathbf{M_X}$, $\mathbf{M_Y}$ – математическое ожидание векторов **X** и **Y** соответственно;

$$\mathbf{K_Z} = \begin{vmatrix} \mathbf{K_X} & \mathbf{K_{XY}} \\ \mathbf{K_{YX}} & \mathbf{K_Y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} k_{x_1x_1} & \dots & k_{x_1x_n} & k_{x_1y_1} & \dots & k_{x_1y_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ k_{x_nx_1} & \dots & k_{x_nx_n} & k_{x_ny_1} & \dots & k_{x_ny_n} \\ k_{y_1x_1} & \dots & k_{y_1x_n} & k_{y_1y_1} & \dots & k_{y_1y_1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ k_{y_nx_1} & \dots & k_{y_nx_n} & k_{y_ny_1} & \dots & k_{y_ny_1} \end{vmatrix}$$ – корреляционная матрица объединенного вектора **Z**;

$\mathbf{K_X}$, $\mathbf{K_Y}$ – корреляционные матрицы векторов **X** и **Y**;

$\mathbf{K_{XY}}$, $\mathbf{K_{YX}}$ – взаимные корреляционные матрицы векторов **X** и **Y** и векторов **Y** и **X** соответственно;

$|\mathbf{K_Y}|$ – определитель корреляционной матрицы $\mathbf{K_Y}$;

$\mathbf{K_Y}^{-1}$ – обратная матрица.

Выполнив ряд преобразований, получим:

$$\mathbf{f(X|Y)= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n |K_{XY}|}} \cdot exp\left[-0{,}5 \cdot (X-M_{XY})^T \cdot K_{XY}^{-1}(X-M_{XY})\right]},$$

где $\mathbf{M_{XY} = M_X - K_{XY} K_Y^{-1}(Y - M_Y)}$ – условное математическое ожидание вектора **X** при условии, что имел место процесс, описанный вектором **Y**;

$\mathbf{K_{XY} = K_X - K_{XY} K_Y^{-1} K_{YX}}$ – условная корреляционная матрица вектора **X**.

Условная плотность сечения $\mathbf{x_i}$ случайного процесса **X** в момент времени $\mathbf{t_i}$, при условии, что имел место **n**-мерный процесс **Y**, также является нормальной и определяется выражением:

$$\mathbf{f(x_i|Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D_{x_i|Y}}} \exp\left[-\frac{\left(x_i - M_{x_i|Y}\right)^2}{2D_{x_i|Y}}\right]},$$

где $\mathbf{M_{x_i|Y} = M_{x_i} - \sum_{p-1}^{n} \frac{K_{x_iy_p}}{K_{x_ix_i}}\left(y_p - M_{y_p}\right)}$ – условное математическое ожидание сечения $\mathbf{x_i}$ случайного процесса **X** ;

$\mathbf{D_{x_i|y} = |K| / K_{x_ix_i}}$ – условная дисперсия сечения $\mathbf{x_i}$ случайного процесса **X** при условии, что имел место процесс **Y**;

$$\mathbf{K}=\begin{vmatrix}\mathbf{K_Y} & \mathbf{K_{Yx_i}}\\ \mathbf{K_{x_iY}} & \mathbf{K_{x_i}}\end{vmatrix}=\begin{vmatrix}\mathbf{k_{y_1y_1}} & \dots & \mathbf{k_{y_1y_n}} & \mathbf{k_{y_1x_i}}\\ \dots & \dots & \dots & \dots\\ \mathbf{k_{y_ny_1}} & \dots & \mathbf{k_{y_ny_n}} & \mathbf{k_{y_nx_i}}\\ \mathbf{k_{x_iy_1}} & \dots & \mathbf{k_{x_iy_n}} & \mathbf{k_{x_ix_i}}\end{vmatrix}$$ – корреляционная

матрица объединенного вектора $\begin{vmatrix}\mathbf{y_1 y_2 \dots y_n\, x_i}\end{vmatrix}^{\mathbf{T}}$;

$\mathbf{K_{Yx_i}}$; $\mathbf{K_{x_iY}}$ – взаимные корреляционные матрицы векторов $\mathbf{Y}$ и $\mathbf{x_i}$, а также векторов $\mathbf{x_i}$ и $\mathbf{Y}$ соответственно;

$\mathbf{K_{x_i}}$ – корреляционный момент сечения случайного процесса $\mathbf{X}$ в момент времени $\mathbf{t_i}$;

$\mathbf{K_{x_iy_p}}$; $\mathbf{K_{x_ix_i}}$ – алгебраические дополнения элементов $\mathbf{k_{x_iy_p}}$ и $\mathbf{k_{x_ix_i}}$ корреляционной матрицы $\mathbf{K}$.

Выражения для условных математических ожиданий $\mathbf{M_{x_i|Y}}$ и дисперсии $\mathbf{D_{x_i|Y}}$ получены из выражений для $\mathbf{M_{X|Y}}$ и $\mathbf{K_{X|Y}}$ как развернутые в формулы $\mathbf{i}$-ая составляющая вектора $\mathbf{M_{X|Y}}$, равного

$$\mathbf{M_{X|Y}=M\left[X|Y\right]=\begin{vmatrix}M\left[x_1|Y\right]M\left[x_2|Y\right]\dots M\left[x_n|Y\right]\end{vmatrix}^T}$$

и $\mathbf{(i, i)}$ - й элемент матрицы $\mathbf{K_{X|Y}}$, равной

$$\mathbf{K_{X|Y}}=\begin{vmatrix}\mathbf{K\left[x_1x_1|Y\right]} & \dots & \mathbf{K\left[x_1x_n|Y\right]}\\ \dots & \dots & \dots\\ \mathbf{K\left[x_nx_n|Y\right]} & \dots & \mathbf{K\left[x_nx_n|Y\right]}\end{vmatrix}.$$

Вероятностные характеристики $\mathbf{M_{x_i|Y}}$ и $\mathbf{D_{x_i|Y}}$ являются условными характеристиками сечений случайного процесса $\mathbf{X}$ при условии, что имеет место случайный процесс $\mathbf{Y}$. Они могут быть использованы для определения вероятности невыхода случайного процесса $\mathbf{X}$ за установленные границы, при условии его коррелированности с процессом $\mathbf{Y}$ и предъявлении к последнему аналогичных требований.

В соответствии с приведёнными формулами теории выбросов для определения вероятности невыхода случайного процесса за допустимые границы необходимо также знание вероятностных характеристик производной исходного процесса, а также взаимной корреляционной функции процесса и его производной. Условные вероятностные характеристики сечения производной процесса $\mathbf{X}$ в момент $\mathbf{t_i}$ при условии, что имел место процесс $\mathbf{Y}$, могут быть получены следующим образом.

Известно, что если существуют производные нормального случайного процесса, то они также являются случайными процессами, имеющими нормальный характер распределения. Следовательно, если имеются соответствующие безусловные вероятностные характеристики $\mathbf{M}_{\mathbf{x}_1}, \mathbf{D}_{\mathbf{x}_1}$ производной процесса **X**, то использовав выше приведенные соотношения для $\mathbf{M}_{\mathbf{x}_i}\big|_{\mathbf{Y}}$ и $\mathbf{D}_{\mathbf{x}_i}\big|_{\mathbf{Y}}$, получим следующие выражения для определения условных характеристик процесса:

$$\mathbf{M}_{\mathbf{x}_{1_i}}\big|_{\mathbf{Y}} = \mathbf{M}_{\mathbf{x}_{1_i}} - \sum_{p=1}^{n} \frac{\mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{y}_p}}{\mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{x}_{1_i}}}\left(\mathbf{y}_p - \mathbf{M}_{\mathbf{y}_p}\right); \quad \mathbf{D}_{\mathbf{x}_{1_i}}\big|_{\mathbf{Y}} = \left|\mathbf{K}\right| / \mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{x}_{1_i}};$$

$$\mathbf{K} = \begin{vmatrix} \mathbf{K}_{\mathbf{Y}} & \mathbf{K}_{\mathbf{Y}\mathbf{x}_i} \\ \mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{Y}} & \mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \mathbf{k}_{\mathbf{y}_1\mathbf{y}_1} & \dots & \mathbf{k}_{\mathbf{y}_1\mathbf{y}_n} & \mathbf{k}_{\mathbf{y}_1\mathbf{x}_{1_i}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{k}_{\mathbf{y}_n\mathbf{y}_1} & \dots & \mathbf{k}_{\mathbf{y}_n\mathbf{y}_n} & \mathbf{k}_{\mathbf{y}_n\mathbf{x}_{1_i}} \\ \mathbf{k}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{y}_1} & \dots & \mathbf{k}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{y}_n} & \mathbf{k}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{x}_{1_i}} \end{vmatrix}$$ – корреляционная матрица объединенного вектора $\left|\mathbf{y}_1\mathbf{y}_2 \dots \mathbf{y}_n\,\mathbf{x}_{1_i}\right|^{\mathbf{T}}$; $\mathbf{K}_{\mathbf{Y}_1\mathbf{x}_i}$; $\mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{Y}}$ – взаимные корреляционные матрицы векторов **Y** и $\mathbf{x}_{1_i}$, а также векторов $\mathbf{x}_{1_i}$ и **Y** соответственно; $\mathbf{K}_{\mathbf{x}_i}$ – корреляционный момент сечения производной случайного процесса **X** в момент времени $\mathbf{t}_i$; $\mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{y}_p}$; $\mathbf{K}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{x}_{1_i}}$ – алгебраические дополнения элементов $\mathbf{k}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{y}_p}$ и $\mathbf{k}_{\mathbf{x}_{1_i}\mathbf{x}_{1_i}}$ корреляционной матрицы **K**.

Условный корреляционный момент сечения случайного процесса **X** и его производной может быть получен аналогичным образом, используя выражение для совместного условного распределения двух величин [5]. Условная плотность распределения двух величин $\mathbf{x}_i$ и производной $\mathbf{x}_{1_i}$ при условии, что имеет место **n**-мерный нормальный вектор **Y**, также является нормальной и в случае, если $\mathbf{M}_{\mathbf{x}_i} = \mathbf{0}$ и $\mathbf{M}_{\mathbf{x}_{1_i}} = \mathbf{0}$ определяется как:

$$\mathbf{f}\left(\mathbf{x}_i\,\mathbf{x}_{1_i}\big|\mathbf{Y}\right) = \frac{1}{2\pi \mathbf{S}_1\mathbf{S}_2\sqrt{1-\mathbf{r}^2}} \ \mathbf{exp}\left\{-\frac{1}{2\left(1-\mathbf{r}^2\right)}\left[\frac{\mathbf{x}_i^2}{\mathbf{S}_1^2} - 2\mathbf{r}\frac{\mathbf{x}_i\mathbf{x}_{1_i}}{\mathbf{S}_1\mathbf{S}_2} + \frac{\mathbf{x}_{1_i}^2}{\mathbf{S}_2^2}\right]\right\},$$

где $\mathbf{S}_1^2 = \dfrac{\mathbf{K}_{22}}{\mathbf{K}_{11\cdot 22}}$; $\mathbf{S}_2^2 = \dfrac{\mathbf{K}_{11}}{\mathbf{K}_{11\cdot 22}}$ – условные дисперсии величин $\mathbf{x}_i$ и $\mathbf{x}_{1_i}$;

$\mathbf{r} = -\dfrac{\mathbf{K}_{12}}{\sqrt{\mathbf{K}_{11}\mathbf{K}_{22}}}$ – условный коэффициент корреляции величин $\mathbf{x}_i$ и $\mathbf{x}_{1_i}$;

$\mathbf{K}_{\mathbf{ij}}$ – алгебраическое дополнение элемента $\mathbf{k}_{\mathbf{ij}}$ корреляционной матрицы **K**;

$\mathbf{K}_{11\cdot ij}$ – алгебраическое дополнение элемента $\mathbf{k}_{ij}$ в дополнении $\mathbf{K}_{11}$ корреляционной матрицы $\mathbf{K}$;

$$\mathbf{K} = \begin{vmatrix} K_{x_i x_i} & K_{x_i x_{1_i}} & K_{x_i y} \\ K_{x_{1_i} x_i} & K_{x_{1_i} x_{1_i}} & K_{x_{1_i} y} \\ K_{y x_i} & K_{y x_{1_i}} & K_{yy} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} k_{x_i x_i} & k_{x_i x_{1_i}} & k_{x_i y_1} & \dots & k_{x_i y_n} \\ k_{x_{1_i} x_i} & k_{x_{1_i} x_{1_i}} & k_{x_{1i} y_1} & \dots & k_{x_{1_i} y_n} \\ k_{y_1 x_i} & k_{y_1 x_{1_i}} & k_{y_1 y_1} & \dots & k_{y_1 y_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ k_{y_n x_i} & k_{y_n x_{1_i}} & k_{y_n y_1} & \dots & k_{y_n y_n} \end{vmatrix}$$ – корреляционная матрица объединённого вектора $\left| x_i x_{1_i} y_1 y_2 \dots y_n \right|^T$.

Подставив значения условных вероятностных характеристик, определённых выше, вместо соответствующих им безусловных, в выражения для получения оценки вероятности невыхода процесса за ограничения, получим вероятность невыхода сечения процесса $\mathbf{X}$ в момент времени $\mathbf{t_i}$ при условии, что имел место процесс $\mathbf{Y}$.

В случае если число параметров состояния экономической структуры, к которым предъявлены требования типа невыхода за установленные ограничения более двух $(\mathbf{n > 2})$, то анализ исходных условий к нормативным переменным заменяется анализом условий вида:

$$\mathbf{P}\left\{x_1 \le C_1\right\} \ge P_1^T;$$
$$\mathbf{P}\left\{x_2 \ge C_2 \middle| x_1 \ge C_1\right\} \ge P_2^T;$$
$$\dots \qquad \dots$$
$$\mathbf{P}\left\{x_j \ge C_j \middle| x_{j-1} \ge C_{j-1}, \dots, x_1 \ge C_1\right\} \ge P_j^T;$$
$$\dots \qquad \dots$$
$$\mathbf{P}\left\{x_n \ge C_n \middle| x_{n-1} \ge C_{n-1}, \dots, x_j \ge C_j, \dots, x_1 \ge C_1\right\} \ge P_n^T.$$

Расчёт условных вероятностных характеристик при $\mathbf{n>2}$ аналогичен вышеприведённому случаю. Для определения необходимых условных характеристик процесса и его производной используются полученные выше формулы. Вектор $\mathbf{Y}$ при этом представляется в виде

$$\mathbf{Y} = \left| Y_1 Y_2 \dots Y_{n-1} \right|^T = \left| y_1(t_1) y_1(t_2) \dots y_1(t_n) \dots y_{n-1}(t_1) y_{n-1}(t_2) \dots y_{n-1}(t_n) \right|^T,$$

где подстрочный индекс переменных $\mathbf{I = 1, \dots, n - 1}$ указывает на принадлежность $\mathbf{i}$-му сечения вектору параметров состояния.

Возможно также предъявление требований к нормативным параметрам состояния вида $\mathbf{P}\left\{ x_1 \le C_1, \dots, x_j \le C_j, \dots, x_n \le C_n \right\} \ge P^T$ при $\mathbf{n \ge 2}$. В этом случае при наличии взаимной коррелированности параметров необходимо исходные комплексные требования к нормативным показателям заменить на требования вида:

$$P\left\{ x_1 \le C_1 \right\} \cdot P\left\{ x_2 \le C_2 \middle| x_1 \le C_1 \right\} \times \ldots \times$$
$$\times P\left\{ x_j \le C_j \middle| x_{j-1} \le C_{j-1};\ \ldots;\ x_2 \le C_2;\ x_1 \le C_1 \right\} \times$$
$$\times P\left\{ x_n \le C_n \middle| x_{n-1} \le C_{n-1};\ \ldots;\ x_j \le C_j;\ \ldots;\ x_2 \le C_2;\ x_1 \le C_1 \right\} \ge P^T.$$

Условные вероятностные характеристики экономических структур при этом рассчитываются аналогично вышеприведённым случаям.

Приведённый подход комплексной оценки состояния экономических структур с учётом рисков и неопределённостей отличается наглядностью. Отсутствуют ограничения на порядок и вид рассматриваемых моделей экономических структур. Предлагаемый показатель оценки рассчитывается на основе выборки реализации случайной величины, характеризующей изменение данного параметра состояния и, следовательно, адекватно отражает реальную ситуацию. Его использование легко позволяет проследить изменение реакции в характеристиках экономических структур для различных альтернатив управления и выбирать из альтернатив ту, при которой значение критерия оптимальности возрастает или которая дает максимальное его приращение, возникшее в результате осуществления управляющих воздействий.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Тихонов В.И. Выбросы случайных процессов. – М.: Наука, 1970. – 392 с.*
2. *Метод оценки показателей функционирования экономических структур / В.Г. Кучмиев, В.М. Момот // Открытые информационные и компьютерные интегрированные технологии. – Х.: Нац. Аэрокосмический ун-т «ХАИ». – 2002. – Вып. 11. – С. 105 - 109.*
3. *Двайт Г.Б. Таблицы интегралов и другие математические формулы. – М.: Наука, 1978. – 368 с.*
4. *Крамер Г. Математические методы статистики. – М.: Мир, 1975. – 648 с.*
5. *Тихонов В.И. Статистическая радиотехника. – М.: Сов. радио, 1966. – 678 с.*
6. *Евсиков Ю.А., Чапурский В.В. Преобразование случайных процессов в радиотехнических устройствах. – М.: Высш. шк., 1977. – 264 с.*

Поступила 10.07.2002

ВАРТАНЯН Василий Михайлович*, доктор техн. наук, профессор, профессор кафедры Национального аэрокосмического университета «ХАИ». В 1977 году окончил ХАИ. Область научных интересов – автоматизированные системы обработки информации и управления.*

КУЧМИЕВ Владимир Гавриилович*, канд. техн. наук, доцент кафедры Национального аэрокосмического университета «ХАИ». В 1976 году окончил ХАИ. Область научных интересов – автоматизированные системы обработки информации и управления.*

МОМОТ Валерий Михайлович*, канд. техн. наук, доцент кафедры Национального аэрокосмического университета «ХАИ». В 1981 году окончил ХАИ. Область научных интересов – автоматизированные системы обработки информации и управления.*