1.Благуш П. Факторный анализ с обобщениями. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 248 с.

2.Ванинский А.Я. Факторный анализ хозяйственной деятельности. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 328 с.

3.Вентцель А.Д. Курс теории случайных процессов. – М.: Наука. 1975. – 320 с.

4.Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Высшая школа, 1972. – 368 с.

5.Дружинин Н.К. Математическая статистика в экономике. – М.: Статистика, 1971. – 268 с.

6.Дубров А.М. Компонентный анализ и эффективность в экономике. – М.: Финансы и статистика, 2002. – 352 с.

7.Дубров А.М., Мхитарян В.С., Трошин Л.И. Многомерные статистические методы. – М.: Финансы и статистика, 2003. – 352 с.

8.Дюк В. Обработка данных на ПК в примерах. – СПб.: Питер, 1997. – 240 с.

9.Ефимова М.Р. Статистические методы в управлении производством. – М.: Финансы и статистика, 1988. – 152 с.

10.Єгоршин О.О., Зосімов А.М., Пономаренко В.С. Методи багатомірного статистичного аналізу. – К.: ІЗМН, 1998. – 208 с.

11.Зайченко Ю.П. Исследование операций. – К.: Высшая школа, 1988. – 340 с.

12.Иберла К. Факторный анализ. – М.: Статистика, 1980. – 398 с.

13.Ким Дж.-О., Мюллер Ч.У. и др. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 215 с.

14.Мухин В.И. Исследование систем управления. – М.: Экзамен, 2003. – 384 с.

15.Пономаренко В.С., Ястремская Е.Н., Луцковский В.М. и др. Механизм управления предприятием: стратегический аспект. – Харьков: ХГЭУ, 2002. – 252 с.

16.Сошникова Л.А., Тамашевич В.Н., Уебе Г., Шефер М. Многомерный статистический анализ в экономике / Под ред. проф. В.Н.Тамашевича. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

Получено 21.09.2005

УДК 711.01 : 332.126 : 658.012.014

Е.А.КАРЛОВА, канд. экон. наук
Харьковская национальная академия городского хозяйства

МЕТОДЫ СТАТИСТИКИ ИСПЫТАНИЙ ПРИ ВЫБОРЕ ОПТИМАЛЬНЫХ ВАРИАНТОВ РАЗВИТИЯ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО ПОТЕНЦИАЛА БОЛЬШОГО ГОРОДА

Современный большой город представляет собой сложную кибернетическую систему, которая подвержена постоянному воздействию различных внешних факторов, что предопределяет эффективность формирования и функционирования социально-экономического потенциала города. Эффективное управление такой сложной социально-экономической системой возможно только с использованием систем электронно-вычислительной техники для чего необходима разработка логико-математических моделей, отображающих процесс управления социально-экономическим потенциалом больших городов или его отдельных элементов, чему и посвящена настоящая работа.

Актуальность данной работы обусловлена ситуацией, которая сложилась в Украине за последние годы. Чтобы оценить суть этих превращений необходимо понять, что происходит в Украине а с социально-экономическим потенциалом, и определить особенности управления им.

Президент Украины оценивает перспективы продвижения к решению большинства украинских проблем следующим путем: «… шлях пізнання кожен повинен пройти сам. Лише самокритичний аналіз та глибоке самоусвідомлення того, що відбувалося, дозволить обрати механізми перетворень, які будуть адекватними історичному вибору народу України: незалежна держава з ринковою соціально орієнтованою економікою. Крім того, накопичений за останні роки значний емпіричний матеріал потребує істотного переосмислення» [1].

Важной составляющей системы административного территориального устройства государства являются города. Современный город представляет собой единый хозяйственный комплекс, который функционирует и развивается по своим специфическим правилам, которые требуют постоянного совершенствования.

Система управления социально-экономическим потенциалом современных больших городов является весьма актуальной, ибо от успешного развития этой отрасли в значительной степени зависит будущее украинского государства, его место в мировой культуре и цивилизации, качество жизни населения.

Исследование этого вопроса имеет свою историю, которая создавалась видными украинскими учеными, политическими и общественными деятелями, теми, кому не безразлична судьба Украины.

Среди трудов такого направления необходимо отметить работы В.Ющенко, А.Ткачука, В.Семенова, В.Бабаева, В.Торкатюка, Л.Шутенко, А.Рогожина, М.Гаман, В.Горник, М.Чечетова, О.Романовского, В.Шумилкина, Н.Пана, С.Бутник [2-10] и др. Однако общая тенденция большинства исследований допускает решение этих задач из сугубо юридических позиций и не затрагивает ряд важных экономических и организационно-технологических вопросов управления социально-экономическим потенциалом города, а также методов моделирования этого процесса.

Исходя из вышеизложенного целью настоящей работы является разработка научно-обоснованных рекомендаций по формированию параметрических систем управления социально-экономическим потенциалом или его элементов современного большого города на всех его пространственно-временных уровнях, что, по существу, является конкретным решение задач, сформулированных в работе [9]: «Чем быстрее мы изменим стереотипы управления городом, построенных на отраслевом планировании и финансировании, тем быстрее перейдем к системе управления на основе программно-функционального подхода, когда система управления создается не по отраслевым признакам, а с учетом приоритетных городских сфер и государственных заказов».

Приступая к решению поставленных задач, необходимо исходить из учета концептуальных положений того, что современный большой город представляет собой очень сложную систему, структура которой содержит множество различных элементов и подсистем экономической, социальной, технической, экологической, политической, демографической и взаимосвязей между ними. Поэтому система социально-экономического потенциала должна рассматриваться как многоаспектная совокупность сложных и противоречивых процессов, в центре которых находятся целостная динамическая социально-экономическая система, структуру которой составляет население, градообразующие отрасли, градообслуживающая среда, территориально планировочная организация и окружающая природная среда.

Одним из основных элементов социально-экономического потенциала любого города является его жилой фонд [11] и формирование жилищной политики, как элемента управления социально-экономическим потенциалом города.

Цель жилищной политики состоит в реализации права человека на достойное жилище по его собственному выбору посредством создания рынка жилья, восстановлении представления о жилье как о собственности, проведении разгосударствления строительства.

Политика жилищного строительства базируется на разнообразии форм собственности, свободном выборе гражданами способов обеспечения жильем, множественности путей удовлетворения спроса, дифференцированном подходе к социальному и частичному жилью, адаптации мирового опыта, постоянной корректировки направлений в соответствии с конъюнктурой, учетом местных условий.

Решать ряд аспектов жилищного строительства, как одного из основных элементов социально-экономического потенциала современного города можно только с использованием современных экономико-математических методов.

Как показали исследования [12-14], наиболее эффективным математическим аппаратом решения поставленных задач является метод статистических испытаний в классе задач линейного программирования.

Методы линейного программирования применяются при решении проблем управления социально-экономическим потенциалом больших городов, связанных с улучшением жилищных систем и территориального развития города с учетом всех особенностей его устойчивого развития.

В общем случае задача линейного программирования для решения задачи управления социально-экономическим потенциалом города для обеспечения его устойчивого развития формулируется как нахождение экстремума линейного функционала

$$Z = \sum_{i=1}^{n} a_i x_i \tag{1}$$

при следующих ограничениях, накладываемых на переменные

$$\left.\begin{aligned} & Z = \sum_{i=1}^{n} b_{i,j} x_{i,j} \le c_j, \\ & j = 1,2,\ldots,m, \end{aligned}\right\} \tag{1a}$$

где $a_i, b_{i,j}, c_j$ – постоянные коэффициенты, определяемые из исследуемого объекта.

При определении, например, оптимальной структуры жилой застройки, критериями оптимальности (1), в зависимости от поставленной цели, могут быть следующие показатели: минимальная стоимость 1 м^2 жилой площади, минимальные капитальные вложения или приведенные затраты на жилищное строительство и освоение территории, максимальный выход благоустроенной жилой площади и пр.

В виде ограничений (1а) могут использоваться такие показатели, как размер территории под жилую застройку, общее количество расселяемого населения, размер капитальных вложений в строительство, возможный выпуск строительной базой жилой площади, демографические условия, заданные соотношения между домами различной этажности, жилищно-коммунальные услуги и пр.

Под коэффициентами $a_i, b_{i,j}, c_j$ могут подразумеваться расселяемое население, плотность жилищного фонда, норма обеспечения жилой площадью, количество квартир определенного типа (1-, 2-, 3-комнатные и т.д.), стоимость строительства 1 м^2 жилой площади и освоения территории и др. Эти показатели изменяются во времени, что следует учитывать при решении системы. Поскольку при разработке генеральных планов городов сроком на 25-30 лет не могут быть учтены все факторы и точность информации, влияющие на правильность применяемых решений, то наиболее приемлемым является метод статистических испытаний. Применение этого метода равносильно исследованию поведения системы (1) при различных случайных изменениях коэффициентов $a_i, b_{i,j}$ или c_j, а каждое конкретное решение определяет лишь некоторое случайное состояние исследуемого объекта.

Метод статистических испытаний найдет широкое применение в математическом моделировании различных аспектов управления социально-экономическим потенциалом большого города с учетом его устойчивого развития [4] (прогнозирование расселения с учетом трудового тяготения, демографического состава населения и т.д.). Он позволяет исследовать поведение системы в целом, каким бы случайным деформациям она не подвергалась, с той точностью, с какой прогнозируется изменение отдельных параметров системы [6, 9].

Рассмотрим задачу линейного программирования (1) со случайными коэффициентами $a_i, b_{i,j}$ или c_j ($i = 1, 2, \ldots, n$; $j = 1, 2, \ldots, m$), значения которых распределены по нормальному закону. При таком характере представления коэффициентов в общем случае будет иметь место набор задач (1), в которых эти коэффициенты приобретут конкретные значения, а решение представит собой некоторую реализацию случайных экстремумов линейных функционалов

$$Z^{(k)} = \sum_{i=1}^{n} a_i^{(k)} x_i^{(k)}$$

при ограничениях вида

$$\left. \begin{array}{l} \sum\limits_{i=1}^{n} b_{i,j}^{(k)} x_{i,j}^{(k)} \le c_j^{(k)} \\ j = 1,2,\ldots,m;\ k = 1,2,\ldots,N \end{array} \right\}, \qquad (2)$$

где k нумерует конкретное значение случайной величины $a_i, b_{i,j}$ или c_j; N – определяет некоторый объем испытаний для обращения.

Задача устойчивости решения в данном случае сводится к поискам такой области определения всех $Z_{ext}^{(k)}$ $(k = 1,2,\ldots,N)$, являющихся решением (2), в которой с вероятностью, близкой к единице, укладываются значения $Z^{(k)}$.

Основная задача, которая ставится в данном случае, сводится к созданию модели, позволяющей выполнять многократное обращение к системе (2) в условиях неполной информации о поведении коэффициентов $a_i, b_{i,j}$ или c_j. Например, в большинстве случаев реализации значения случайных величин не заданы, а известны средние значения и среднеквадратические отклонения; или неизвестны средние характеристики случайных величин, а заданы лишь пороговые условия изменений случайных величин.

Частные постановки задачи статистического испытания зависят от того, какие из коэффициентов $a_i, b_{i,j}$ или c_j являются случайными величинами. При этом возможны следующие задачи:

1. Коэффициенты $b_{i,j}$ (i = 1, 2, …, n; j = 1, 2, …, m) в ограничительной части (1а) случайны, а коэффициенты a_i и c_j постоянны.

2. Коэффициенты c_j случайны, а коэффициенты a_i и $b_{i,j}$ постоянны. Из-за случайности коэффициентов c_j неравенства в ограничительной части носят вероятностный характер.

Все остальные виды задач строятся аналогично указанным видам.

Моделирование при известных статистических характеристиках случайных величин. Ограничимся примером, когда случайными величинами являются все коэффициенты $b_{i,j}$ (i = 1, 2, …, n; j = 1, 2, …, m). При известных статистических характеристиках (математическое ожидание $\mu_{i,j}$ и среднеквадратическое отклонение $\sigma_{i,j}$) и нормальном распределении имеем плотность распределения

$$\varphi(b_{i,j}) = (\sigma_{i,j}\sqrt{2\pi})^{-1}\exp\left\{-\left(\frac{b_{i,j}-\mu_{i,j}}{\sqrt{2}\sigma_{i,j}}\right)^2\right\}. \qquad (3)$$

Тогда конкретные реализации случайных величин определяются

$$P = (b_{i,j} > b^o_{i,j}) = (\sigma_{i,j}\sqrt{2\pi})^{-1}\int\limits_{b^o_{i,j}}^{\infty} e^{\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{b_{i,j}-\mu_{i,j}}{\sigma_{i,j}}\right)\right)} \times$$

$$\times\, db_{i,j} = \frac{1}{2}\left\{1-\Phi\left(\frac{b^o_{i,j}-\mu_{i,j}}{\sigma_{i,j}}\right)\right\}, \qquad (4)$$

где Φ – интеграл вероятности Лапласа. Для P, равномерно распределенного на интервале (0,1), определяем случайную реализацию значений $b^{(k)}_{i,j}$ при известных $\mu_{i,j}$ и $\sigma_{i,j}$ из формулы (4). В данном случае отыскивается область устойчивости экстремумов линейного функционала

$$Z^{(k)} = \sum_{i-1}^{n} a_i \, x_i^{(k)} \tag{5}$$

при ограничениях вида:

$$\left.\begin{array}{l} P^{(k)} = \dfrac{1}{2}\left\{1 - \Phi\left(\dfrac{b_{i,j}^{(k)} - \mu_{i,j}}{\sigma_{i,j}}\right)\right\}; \\ P^{(k)} \in (0,1)\;(i = 1, 2, ..., n); \\ \sum\limits_{i-1}^{n} b_{i,j}^{(k)} x_i^{(k)} \le c_j \\ (j = 1, 2, ..., m;\; k = 1, 2, ..., N), \end{array}\right\} \tag{5a}$$

где индекс $k = 1, 2, ..., N$ нумерует выборку конкретных значений $b_{i,j}^{(k)}$ по формуле (4), N – объем испытаний.

Испытание системы можно завершить, если при двух объемах испытаний N и N' имеется соотношение:

$$\begin{array}{l} \left(\sigma_{z(N)}^2 - \sigma_{z(N')}^2\right) \le \varepsilon; \\ \left(\mu_{z(N)} - \mu_{z(N')}\right) \le \varepsilon; \end{array} \tag{6}$$

где ε – некоторое малое число; $\sigma_{z(N)}^2$ и $\mu_{z(N)}$ (соответственно дисперсия и математическое ожидание реализации экстремума при объеме испытаний N) равны:

$$\left.\begin{array}{l} \mu_{z(N)} = \dfrac{1}{N}\sum\limits_{k=1}^{N} Z_{ext}^{(k)}; \\ \sigma_{z(N)}^2 = \dfrac{1}{N-1}\sum\limits_{k=1}^{N} (Z_{ext}^{(k)} - \mu_{z(N)})^2. \end{array}\right\} \tag{7}$$

Алгоритм статистического испытания (5)-(5а) представлен на рис.1.

Для определения значений $P^{(k)}$ используется датчик случайных чисел, равномерно распределенных на интервале (0,1). Входными данными являются a_i, c_j, $\mu_{i,j}\sigma_{i,j}$, выходными – математическое ожидание, среднеквадратическое отклонение и гистограмма распределения реализации экстремумов $Z_{ext}^{(k)}$ $(k = 1, 2, ..., N)$.

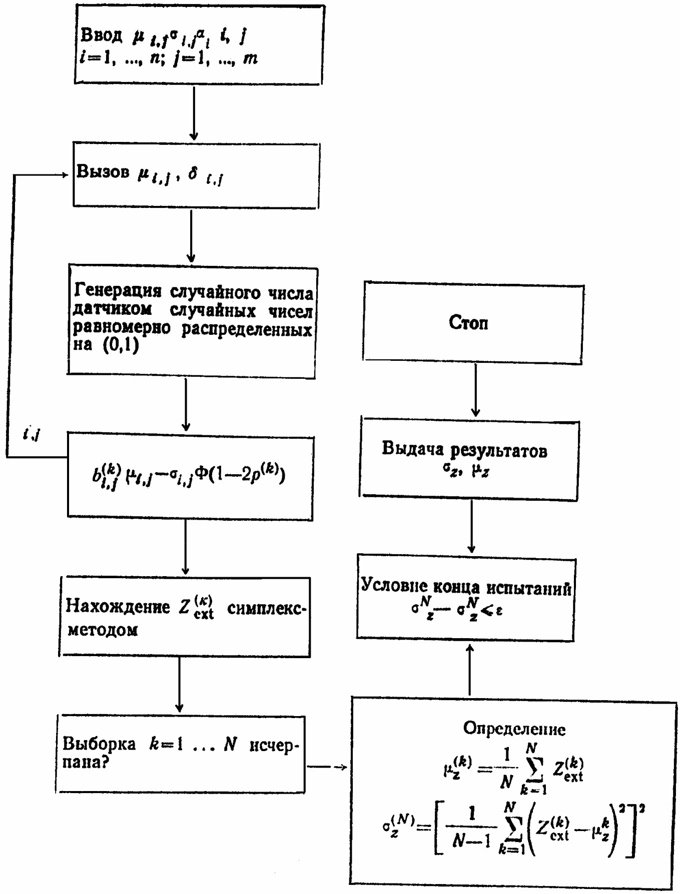


Рис. 1 – Алгоритм статистического испытания в процессе отыскания области устойчивости экстремумов линейного потенциала

Моделирование в отсутствии статистических характеристик. Рассмотрим особенность поведения интегральной функции распределения при нормальной плотности распределения.

Интегральная функция распределения случайной величины x имеет смысл вероятности непревышения случайной величиной некоторого числа x_o и в случае нормальной плотности представляется выражением

$$F = \left(\frac{x_o - \mu}{\sigma} \right) = (\sigma\sqrt{2\pi})^{-1} \int\limits_{-\infty}^{x_n} l^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)} dx, \qquad (8)$$

где μ и σ – соответственно математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение.

Если теперь $\mu < x_o$, то значение (8) располагается на интервале (0,5; 1); для $\mu = x_o F = 0{,}5$ и для $\mu > x_o F$ на интервале (0; 0,5). Все эти неравенства имеют смысл независимо от величины среднеквадратического отклонения. График зависимости $F = \left(\frac{x_o - \mu}{\sigma} \right)$ от среднеквадратического отклонения представлен на рис. 2. Как видно из представленной зависимости, трем соотношениям между x_o и μ, т.е. $x_o > \mu;\ x_o = \mu;\ x_o < \mu$, соответствуют три независимые кривые, сливающиеся при $o \to \infty$. Таким образом, трем областям определения интегральной функции F: $0 \le F < 0{,}5;\ \ F = 0{,}5;\ \ 0{,}5 < F \le 1$ соответствуют определенные соотношения между некоторым выбранным значением x_o и математическим ожиданием μ случайной величины. Верно и обратное: заданные соотношения между μ и x_o однозначно определяют область поведения интегральной функции $F = \left(\frac{x_o - \mu}{\sigma} \right)$ случайной величины.

Это можно использовать для оценки среднего значения случайной величины x, если в распоряжении имеется только зависимость $\mu > x_o$, где x_o – некоторое априорное значение. Пусть, например, среднеквадратическое отклонение величины x известно и равно σ. При условии $\mu > x$ функция F задана на участке (0; 0,5). Если конкретное значение F на заданном интервале не зафиксировано, оценим величину μ как некоторое выборочное среднее $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \mu^{(k)} = \overline{\mu}$ при некотором объеме испытаний n по формуле

$$\left.\begin{aligned} & P^{(k)} = F = \left(\frac{x_o - \mu^{(k)}}{\sigma}\right); \\ & P^{(k)} E(0,\ 0{,}5), \end{aligned}\right\} \qquad (9)$$

где $P^{(k)}$ равномерно распределено на интервале (0; 0,5).

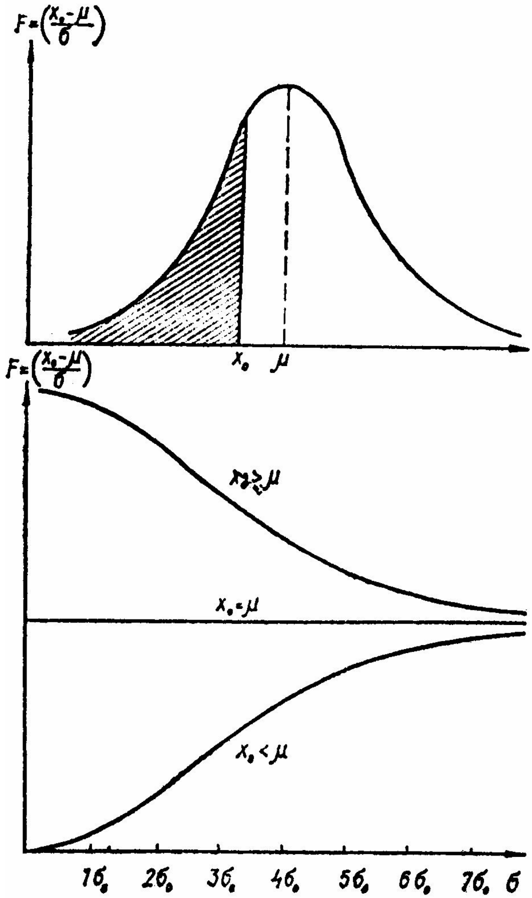


Рис. 2 – График зависимости $F = \left(\frac{x_o - \mu}{\sigma}\right)$ от среднего квадратичного отклонения

Допустим, что среднеквадратическое отклонение неизвестно. В этом случае можно получить максимальную оценку величины среднеквадратического отклонения, заранее накладывая некоторые ограничения на поведение случайной величины. Если известно, что $\mu \geq G(G < x_o)$, то, каково бы ни было максимальное значение среднеквадратического отклонения $\sigma_{\max}$, вероятность того, что случайная величина при $\mu = G$ превысит предполагаемое значение x_o, должна быть минимальной, т.е.

$$P = (\sigma_{\max}\sqrt{2\pi})^{-1} \int_{-x^0}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-G}{\sigma_{\max}}\right)^2} dx \to \min. \qquad (10)$$

Обозначая минимальное значение вероятности через $P_{\min}$, из (10) получаем

$$P_{\min} = \frac{1}{2}\left\{1 - \varPhi\left(\frac{x_o - G}{\sigma_{\max}}\right)\right\} \qquad (11)$$

и, далее, оценку для максимального среднеквадратического отклонения

$$\sigma_{\max} = \frac{x_0 - G}{\varPhi^{-1}(1 - 2P_{\min})}. \qquad (12)$$

В частности, для $G = 0$ и $P_{\min} = 10^{-6}$ имеем

$$\sigma_{\max} = \frac{x_0}{4}. \qquad (12a)$$

Восстановление статистических характеристик (математического ожидания, среднеквадратического отклонения) с использованием максимальной оценки для среднеквадратического отклонения может быть осуществлено на основе системы:

$$P^{(k)} = \frac{1}{2}\left\{1 + \varPhi\left(\frac{x_o - \mu^{(k)}}{\sigma}\right)\right\}; \qquad (13)$$

$$0 < \sigma < \sigma_{\max},$$

где область задания $P^{(k)}$ определяется априорным условием соотношения между μ и x_o. Для сведения (13) к системе двух уравнений вместо неравенства $0 < \sigma < \sigma_{\max}$ воспользуемся равенством вида

$$\sigma^{(k)} = \eta^{(k)} \sigma_{\max}, \tag{14}$$

где $\eta^{(k)}$ равномерно распределено на участке (0; 1). На основании (13) и (14) имеем систему:

$$\left. \begin{aligned} P^{(k)} &= \frac{1}{2} \left\{ 1 + \Phi \left(\frac{x_0 - \mu^{(k)}}{\sigma^{(k)}} \right) \right\}; \\ \sigma^{(k)} &= \eta^{(k)} \sigma_{\max} \, (i = 1, 2, \ldots, N), \end{aligned} \right\} \tag{15}$$

где $P^{(k)}$ и $\eta^{(k)}$ задаются независимо; N – полный объем испытаний. Величина $\sigma_{\max}$ определяется соотношением (12).

Коэффициенты прогноза. Пусть $x(t)$ – параметр, изменяющий свою величину в функции времени t и характеризующий поведение какого-либо объекта. Если $x_o = x(t = 0)$ – некоторое начальное значение этого параметра, то в момент $t = T$ наблюдатель имеет четыре возможные ситуации:

1) $x(t = T) > x_o$ – произойдет увеличение этого параметра относительно искомого;

2) $x(t = T) < x_o$ – значение параметра в конечный момент будет ниже сравнения с начальным;

3) $x(t = T) = x_o$ – никаких изменений в величине параметра не произойдет;

4) неопределенность, когда о значении параметра в момент $t = T$ ничего нельзя сказать.

При наличии функциональной связи $x = x(t)$ от времени предсказания величины параметра в любой, наперед заданной момент t просто сводится к решению уравнения $x = x(t)$.

Часто при исследовании сложных систем зависимость $x = x(t)$ является случайной. Введем среднюю характеристику следующего вида:

$$\mu = \lim \frac{s}{T} \int_0^T x(t) dt = const.$$

Тогда для достаточно большого T поведение случайной величины $x(t)$ (при $t \geq T$ относительно выбранного x_o) можно исследовать по величине математического ожидания. Как и прежде, имеем четыре ситуации: 1) начальное значение $x_o < \mu$; 2) $x_o = \mu$; 3) $x_o > \mu$; 4) неопределенность. Если имеет место нормальное распределение, то указанным соотношениям соответствуют четыре области задания интегральной функции F. Так, для $F = 0{,}5$ имеем $\mu = x_0$; для $0 \leq F < 0{,}5$ – $\mu > x_0$; для $0{,}5 < F \leq 1$ – $\mu < x_0$ и неопределенность – при $0 \leq F \leq 1$. Задание одного из этих интервалов эквивалентно указанной ситуации в поведении параметра $x(t)$. Разновидность коэффициентов прогноза и связь с интегральной функцией приведены в табл.1.

Таблица 1

Возможные ситуации	**Область определения интегральной функции** $P = F\left(\dfrac{x_o - \mu}{\sigma}\right)$	**Поведение выборочного** $\mu - \dfrac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mu^{(i)}$ **относительно** x_o	**Разновидности коэффициентов прогноза род (** β **)**	**Смысл коэффициентов прогноза**
$x_o < \mu$	$0 \leq P < 0{,}5$	$x_o < \mu^-$	1	Возможно завышение
$x > \mu$	$0{,}5 < P \leq 1$	$x_o > \mu$ Выборки нет	2	Возможно занижение
$x_o = \mu$	$P = 0{,}5$	$x_o = \mu^-$	3	Без изменений
$x_o \sim \mu$	$0 \leq P \leq 1$	$x_o = \mu^-$	4	Неопределенность

Коэффициенты прогноза являются продолжением известных в алгебре разновидностей неравенств на случайные величины. Обычные классические числа можно считать случайными величинами со среднеквадратическим отклонением, равным нулю. Так что, если для двух чисел a и b имеет место неравенство $a > b$, то с вероятностной точки зрения это означает: число a с вероятностью, равной единице, превышает число b; с вероятностью, равной нулю, – меньше числа b. Коэффициент прогноза 4-го рода, характерный только для случайных величин, в классической алгебре отсутствует.

На ЭВМ были проведены исследования поведения статистических характеристик на основе решения системы (50) с учетом различных прогнозирующих факторов. Величина $\sigma_{\max}$ была принята равной

$x_0 / 2$. На рис.3 приведены графики поведения математического ожидания и среднеквадратического отклонения различных объектов испытаний $N = 100 \div 1000$, полученные на основе решения системы (15) для областей определения P_β, характеризуемых индексом $\beta = 1,\ 2,\ 3,\ 4$ согласно табл.1.

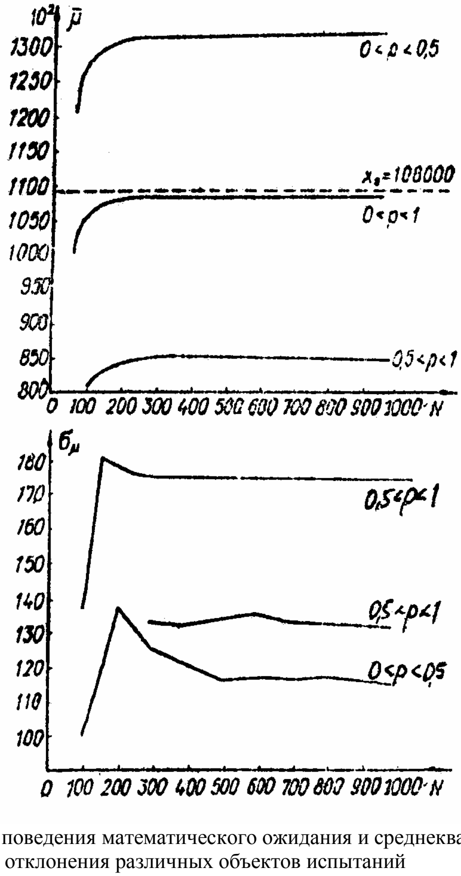


Рис. 3 – Графики поведения математического ожидания и среднеквадратичного отклонения различных объектов испытаний

Модели статистического испытания. Общая блок-схема моделирования задачи линейного программирования с учетом прогнозирующего фактора имеет следующий вид (рис. 4).

При этом исходные данные задачи определяются как начальные условия. После задания соответствующих прогнозов поведения отдельных параметров задачи формируются собственно исходные данные, которые участвуют в решении задачи линейного программирования. Цикл подготовки исходных данных и определения экстремума линейного функционала проводится при заданном объеме испытаний.

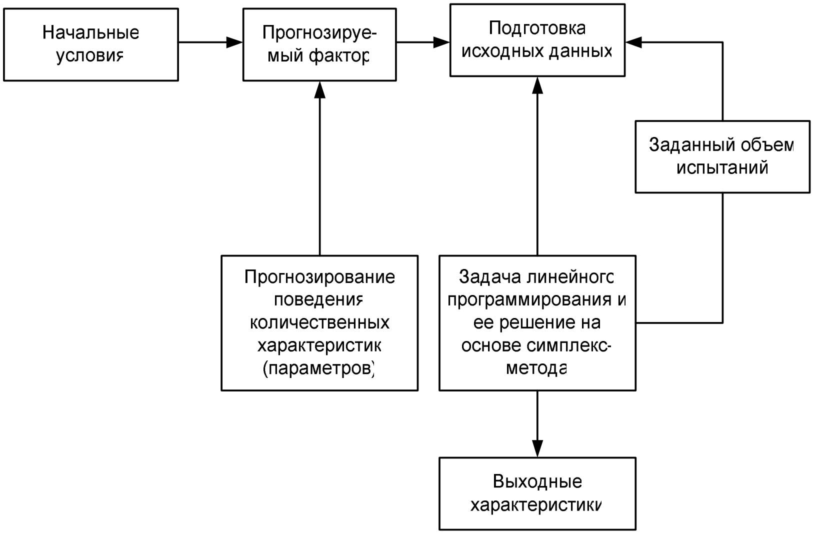


Рис. 4 – Общая блок-схема моделирования задачи линейного программирования с учетом прогнозирующего фактора

Рассмотрим задачу линейного программирования (1), когда случайными величинами являются все коэффициенты $b_{i,j}$, а коэффициенты a_i, c_j (i = 1, 2, …, n; j = 1, 2, …, m) постоянны.

Если известны некоторые предполагаемые значения $b_{i,j}$ и соответствующие им коэффициенты прогноза поведения $\beta_{i,j}$, то на основании системы (15) имеем следующую задачу линейного программирования.

Область устойчивости экстремумов линейного функционала определяется по формуле

$$Z^{(k)} = \sum_{i=1}^{n} a_i\, x_i^{(k)} \qquad (16)$$

при ограничениях вида:

$$P_{\beta i,j}^{(k)} = \frac{1}{2}\left\{1 + \Phi\left(\frac{b_{i,j}^{0} - \mu_{i,j}^{(k)}}{\sigma_{i,j}^{(k)}}\right)\right\};$$

$$\sigma_{i,j}^{(k)} = \eta^{(k)}\sigma_{\max i,j};\eta \in (0,1); \tag{17}$$

$$\sum_{i=1}^{n}\mu_{i,j}^{(k)}x_{i}^{(k)} \le c_{j}$$

$$(k = 1, 2, ..., N),$$

где $P_{\beta i,j}^{(k)}$ принадлежит одной из четырех областей согласно значению коэффициента прогноза $\beta_{i,j}$ =1, 2, 3, 4 соответствующей случайной величины $b_{i,j}$; N – объем испытаний. Величина $\sigma_{\max i,j}$ определяется из известных ограничений на поведение случайных величин $b_{i,j}$. В частности, из условия, что среднее значение $\mu_{i,j}$ не может быть меньше нуля, на основании (12) получим значение $\sigma_{\max i,j} = \frac{b_{i,j}^{0}}{\eta}$ для $G = 0$ и $P_{\min} = 10^{-6}$.

При каждом k-м обращении к системе (16) определяются все $\mu_{i,j}^{(k)}$ и при известных c_j и a_i на основе симплекс-метода находится экстремальное значение $Z_{ext}^{(k)}$. Через N испытаний получаем случайную реализацию линейного функционала:

$$Z_{ext}^{1}, Z_{ext}^{2}, ..., Z_{ext}^{(k)}, ..., Z_{ext}^{(N)}, \tag{17a}$$

из которой определяем статистические характеристики по формуле (7) и гистограмму распределения (17). Число испытаний определяется на основе заданного малого отклонения для двух статистических характеристик μ_z и σ_z^2 при двух объемах испытаний.

Отличие алгоритма моделирования системы (16) от алгоритма, приведенного для известных статистических характеристик (рис.2), состоит в том, что включен дополнительный четырехканальный логический блок, подключающих одну из четырех областей определения

$P^{(k)}$, равномерно распределенных на участках (0; 0,5); (0,5; 1); (0, 1), а также дополнительный канал для $P^{(k)}$=0,5. В зависимости от того, каким коэффициентом прогноза наделяются коэффициенты $b_{i,j}$, он подключает соответствующую область определения $P^{(k)}$. Коэффициент прогноза может быть закодирован в виде определенного двоичного числа по типу табл.2.

Таблица 2

Коэффициент прогноза, род (β)	**Двоичная классификация**
I	100
II	101
III	110
IV	111

Представленный алгоритм включает два предельных случая. В частности, наделяя все $b_{i,j}$ коэффициентом прогноза III рода, имеем обычное определение единственного экстремума функционала задачи (1), а при наделении всех коэффициентов $b_{i,j}$ коэффициентом прогноза IV рода, т.е. $\beta_{i,j}$=4, получаем алгоритм, представленный на рис.1 и определение экстремумов происходит в условиях максимальной неопределенности.

Рассмотрим, наконец, задачу линейного программирования (1), в которой коэффициенты c_j являются случайными величинами, а коэффициенты a_i и $b_{i,j}$ постоянны.

Если c_j случайные величины (j = 1, 2, …, m), то это эквивалентно тому, что все $f_j = \sum_{i=1}^{n} b_{i,j} x_i \, (j = 1,2,...,m)$ могут рассматриваться как случайные величины. В этом случае вероятность того, что случайная величина f_j не превысит некоторого значения c_j^0, запишется следующим образом:

$$P(f_j \le c_j^0) = (\sigma_j \sqrt{2\pi})^{-1} \int^{c_j^0} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{f_j - \mu_j}{\sigma_j}\right)} \times$$

$$\times df_j = \frac{1}{2}\left\{1+\Phi\left(\frac{e_j^0-\mu_j}{\sigma_j}\right)\right\}^{-\infty}, \qquad (18)$$

где μ_j и σ_j – соответственно математическое ожидание и средне-квадратическое отклонение случайной величины $f_j = c_j$.

Случайная величина f_j, вероятнее всего, не превосходит c_j^0, если $\mu_j < c_j^0$. Это приводит к условию задания $P(f \le c_j)$ на интервале (0,5; 1) или заданию коэффициента прогноза II рода. Если ограничение имеет вид $\sum_{i=1}^{n} b_{i,j} x_i > c_j$, необходимо использовать условие $P \in (0;0{,}5)$. Исходя из этого, строим вычислительную схему для определения области устойчивости экстремума линейного функционала

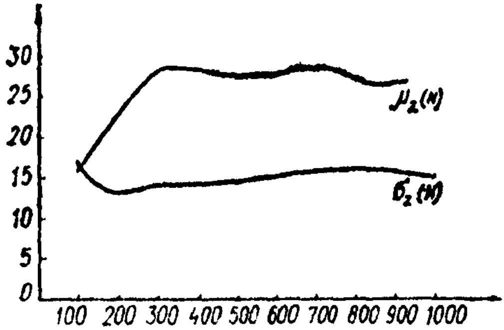
$$Z^{(k)} = \sum_{i=1}^{n} a_i\, x_i^{(k)} \qquad (19)$$

при ограничениях вида:

$$\begin{aligned} &P^{(k)} = \frac{1}{2}\left\{1+\Phi\left(\frac{c_j^0-\mu_j^{(k)}}{\sigma_j^{(k)}}\right)\right\} \\ &\sigma_j^{(k)} = \eta^{(k)}\sigma_{\max j}; \eta \in (0{,}1); \\ &\sum_{i=1}^{n} b_{i,j} x_i^{(k)} \le \mu_j^{(k)} \\ &(k = 1, 2, \ldots, N), \end{aligned} \qquad (19a)$$

где $P^{(k)}$ задано только на участке (0,5; 1). Величины $\sigma_{\max j}$ могут быть найдены по формуле (12).

Алгоритм, реализующий вычислительную схему (19), аналогичен (16), но в отличие от алгоритма для случайных $b_{i,j}$ (рис.5) состоит в том, что здесь коэффициент прогноза для всех входных начальных значений c_j^0 принят одинаковым и необходимость в остальных каналах отпадает. Работает только один канал, соответствующий коэффициенту прогноза II рода.



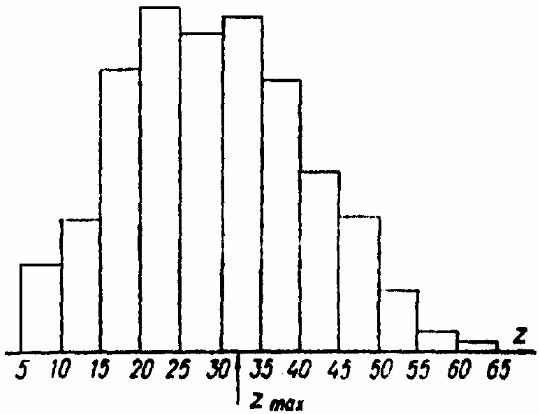


Рис. 5 – Алгоритм реализующий вычислительную схему:
N – объем испытаний = 500; $\mu_{z\ ext}$ =28,6; $\sigma_{z\ ext}$ =15,4

В качестве эксперимента была обследована следующая задача линейного программирования:

$$Z = -3x_1 + 6x_2$$

при ограничениях вида:

$$\sum_{i=1}^{2} b_{i,j} x_i \le c_j ,$$

где $b_{i,j}$ были объявлены случайными величинами с начальными значениями $b_{i,j}^0$, представленными в табл.3.

Таблица 3

$j \backslash i$	$b_{i,j}$	x_i	c_j
1	–1	–2	1
2	–2	–1	–4
3	–1	1	1
4	–1	4	13
5	4	–1	23

Коэффициенты прогноза $b_{i,j}$, записанные в двоичной системе согласно табл.2, представлены в табл.4. Коэффициенты a_i и c_j были постоянны.

Таблица 4

$j \backslash i$	$b_{i,j}$	$b_{i,j}^0$
1	100	101
2	110	110
3	111	100
4	100	111
5	101	110

При неизменных значениях $b_{i,j} = b_{i,j}^0$ или при коэффициенте прогноза III рода представленная задача имеет экстремум Z_{ext} =33.

После моделирования с коэффициентами прогноза, представленными в табл.4, и значением среднеквадратического отклонения, равным $\sigma_{i,j} = \dfrac{b_{i,j}^0}{8}$, была получена гистограмма распределения $Z_{ext}^{(k)}$ $(k = 1, 2, ..., N)$ со средними значениями $\mu_{Z\ ext}$ =28,6; $\sigma_{Z\ ext}$ =15,4 при числе испытаний N =500. Графики зависимости μ_Z и σ_Z от объема испытаний при N =100÷1000 представлены на рис.5. Для задач с небольшим числом входных данных общее время, затрачиваемое на получение одной выборки, зависит в основном от времени просчета симплекс-метода. Для ЭВМ со средней скоростью 20 тыс.

операций в секунду статистическое моделирование задачи линейного программирования с большим числом входных данных потребует значительного времени. При большем числе исходных данных основная задержка во времени обусловлена подготовкой исходных данных.

Как вывод по результатам выполненных исследований можно констатировать, что реализация вышеизложенного заключается в пополнении общего запаса профессиональных знаний по управлению социально-экономическим потенциалом больших городов прикладным математическим аппаратом, позволяющим решать практические задачи управления с минимальными затратами времени, с высокой степенью корректности и достаточной точностью числовых значений. Все это выполняется с использованием технологий, базирующихся на использовании средств вычислительной техники и соответствующего программного обеспечения. Современное состояние поддержек информационно-вычислительных технологий в управлении социально-экономическим потенциалом современных больших городов позволяет в большинстве случаев не разрабатывать программное обеспечение, а применять уже имеющиеся для решения задач по разработанной модели для конкретной задачи модели управления социально-экономическим потенциалом больших городов.

Применение математического моделирования системы управления социально-экономическим потенциалом больших городов позволяет расширить информационное поле баз данных, из которых формируется технология управления, кроме того, обработка дополнительной информации предоставляет возможность аналитического анализа и составления прогнозов функционирования и развития социально-экономического потенциала городов на пути их устойчивого развития.

Перспективные дальнейшие исследования этой проблемы заключаются в повышении эффективного формирования факторного пространства, использования кумулятивных подходов для достижения синергетического эффекта формирования систем управления социально-экономическим потенциалом больших городов на основе аппроксимации статистических данных в целевую логико-математическую функцию и использования для ее оптимизации современной вычислительной техники и геоинформационных технологий.

1. Ющенко В., Лисицький В. Гроші: розвиток попиту та пропозиції в Україні. – К.: Скарби, 1998. – 288 с.

2.Ющенко В. У реформи не граються. Тим паче з політичними шулерами // Економіст. – 2003. – №8. – С.10-12.

3.Ткачук А. Місцеве самоврядування: світовий і український досвід. – К., 1997. – 42 с.

4.Бабаєв В., Шутенко Л., Семенов В., Торкатюк В., Пан М., Бутнік С. Проблеми удосконалення інформаційного забезпечення і управління сталим розвитком міст. – К.: Національна академія державного управління при Президентові України. №3/7-9 (15). – С.36-49.

5.Історія держави та права України. / За ред. А.Й.Рогожина. – К.: Наука, 1997. – Т. 1-2. – 416 С.

6.Горник В. Взаємодія та розподіл функцій держави і регіонів як суб'єктів реалізації промислової політики // Управління сучасним містом. – К.: Національна академія державного управління при Президентові України. №3/7-9 (15). – С. 154-160.

7.Чечетов М. Приватизація як основний інструмент впровадження державної політики в українському суспільстві // Управління сучасним містом. – К.: Національна академія державного управління при Президентові України. №3/7-9 (15). – С. 199-205.

8.Романовський О. Ефективність управління і проблеми підготовки сучасних керівників-лідерів // Управління сучасним містом. – К.: Національна академія державного управління при Президентові України. №3/7-9 (15). – С. 266-273.

9.Шумілкін В.А. Інтелектуальна еліта та проблеми муніципального самоврядування // Проблеми та перспективи формування національної гуманітарно-технічної еліти: Зб. наук. праць. Вип.1(5). – Харків: НТУ «ХПІ», 2003. – С.15-25.

10.Гаман М. Особливості поєднання ринкових і державних методів стимулювання науково-технічної діяльності // Управління сучасним містом. – К.: Національна академія державного управління при Президентові України. – №3/7-9 (15). – С. 140-148.

11.Шутенко Л.Н. Технологические основы формирования и оптимизации жизненного цикла городского жилого фонда (теория, практика, перспективы). – Харьков: Майдан, 2002. – 1054 с.

12.Букреев Ю.А., Мирзоев Т.А., Мирзоева Э.М. Метод статистических испытаний в классе задач линейного программирования, применяемых в градостроительстве // Применение математических методов в градостроительстве: Науч.-техн. тематич. сб. «В помощь проектировщику градостроительства». – К.: Госкомитет по гражданскому строительству и архитектуре при Госстрое СССР. Госстрой УССР. – 1972, №8. – С. 69-77.

13.Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Пер. с франц. – М.: Наука, 1970. – 720 с.

14.Оптимизация управления процессом деятельности строительного предприятия: / Торкатюк В.И., Дмитрук И.А., Стадник Г.В. и др.; Под общ. ред. д.т.н., проф. В.И. Торкатюка. – Харьков: ХНАГХ, 2004. – 552 с.

Получено 30.08.2005

УДК 69.059.7

Л.Н.ШУТЕНКО, д-р техн. наук, В.Н.БАБАЕВ, д-р наук гос. управления, В.И.ТОРКАТЮК, д-р техн. наук, А.Е.АЧКАСОВ, д-р экон. наук, Н.П.ПАН, канд. техн. наук, Т.Г.КУЦЕНКО, Л.Г.БОЙКО, Н.М.ЗОЛОТОВА, А.Л.ДАНИЛЕНКО
Харьковская национальная академия городского хозяйства

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ ПРОЕКТАМИ В СТРОИТЕЛЬНОЙ ОТРАСЛИ

Постоянное развитие строительной отрасли в рыночных условиях является одной из основных предпосылок стабильности в экономике Украины и непременным условием