

УДК 350.420 : 351.82 (477.46)

Л.Н.ШУТЕНКО, В.И.ТОРКАТЮК, доктора техн. наук,
Н.П.ПАН, канд. техн. наук, М.С.ЗОЛОТОВ, профессор, А.И.КИРИЧЕНКО
Харьковская национальная академия городского хозяйства

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ЯВЛЕНИЙ В ЭКОНОМИКЕ

На основании выполненных исследований сформулированы и обоснованы научные положения, совокупность которых можно квалифицировать как теоретическое обобщение и решение проблемы моделирования случайных явлений в экономике, имеющей важное народнохозяйственное значение, что позволяет в практике экономических взаимоотношений решать задачи прогнозирования и создание рациональных режимов, обеспечивающих в конкретных социально-политических условиях надежность структурно-параметрических элементов экономики отрасли региона, страны в целом.

На підставі виконаних досліджень сформульовано й обґрунтовано наукові положення, сукупність яких можна кваліфікувати як теоретичне узагальнення і рішення проблеми моделювання випадкових явищ в економіці, яка має важливе народногосподарське значення, що дозволяє в практиці економічних взаємовідносин вирішувати завдання прогнозування й створення раціональних режимів, які забезпечують в конкретних соціально-політичних умовах надійність структурно-параметричних елементів економіки галузі регіону, країни в цілому.

On the basis of carried out investigation theoretic generalization and solving the problem of modeling casual phenomena in the economy have been formulated. They are expected to solve the problems of forecasting and creating rational conditions for the development of structural economic elements in the region and in the whole country.

Ключевые слова: экономические взаимоотношения, моделирование экономических процессов, ненаблюдаемые факторы, системообразование, кризисные явления.

Актуальность данной работы обусловлена тем, что на современном этапе развития экономики в силу различных особенностей происходят явления, которые зачастую не учитываются, по причине их непредсказуемости, в экономических прогнозах и расчетах, что приводит к негативным явлениям в различных инфраструктурах Украины. И, как следствие, приводят к кризисным явлениям.

Экономические взаимоотношения в различных странах и на различных этапах их развития весьма различны. Относительная самостоятельность экономических процессов является объективной основой существования ее особых законов [1-3].

Под экономическими законами понимаются всеобъемлющие объективные, существенные, необходимо устойчивые связи между явлениями, характеризующими процессы экономических взаимоотношений.

Исторический опыт [4, 5] свидетельствует, что развитие способов и форм экономических взаимоотношений и их осуществление проте-

кают не хаотично, а закономерно и подчинены определенному порядку. Эти закономерности отражают объективные процессы, происходящие в экономических системах в результате взаимодействия различных материальных и социально-политических условий и обстоятельств, определяющих ход функционирования экономических взаимоотношений в соответствующих процессах.

Экономическая наука формирует наиболее важные положения и обобщения, которые являются теоретическим выражением объективных законов экономических явлений. В законах выражаются раскрытые научным анализом внутренние устойчивые объективно существующие связи и отношения процессов экономических систем. Закон проявляется там, где имеет место всеобщность закономерных причинно-следственных связей, их повторение. Будучи закономерными, эти связи являются существенными, неотъемлемыми, т.е. главными, они приобретают форму всеобщности для всех видов экономической деятельности, т.е. они являются экономическим законом.

Познание, анализ и осмысление этих объективно существующих вне нашего сознания связей и есть процесс познания и раскрытия законов экономических взаимоотношений.

Не следует смешивать в экономике «закон» с понятием «закономерность». Закономерности представляют собой такие характерные экономические явления, процессы и тенденции экономических взаимоотношений, в которых явно ощущается их закономерность, подчиненность действию какого-либо закона или ряда законов.

Закон глубже закономерности, но вместе с тем он не вполне соответствует, так как закономерность включает не только общие действия закона или законов, но и конкретное, единичное их проявление.

Существуют еще и принципы экономических явлений как наиболее общие, основополагающие и руководящие идеи о способах действий экономических параметров для достижения успеха в социально-технологической структуре общества или отдельного производства. Теоретики и практики в области экономики, раскрывая и познавая закономерные связи, разрабатывают принципы экономического искусства, которые дают рекомендации для практической деятельности в различных сферах государства, отрасли или отдельного предприятия в достижении поставленных целей.

Отсюда следует, что обоснованные в научном плане принципы экономического искусства, являясь субъективным отражением объективных законов, выступают в виде общих обязательных норм и правил работы руководителей всех степеней и рангов. Однако, являясь обязательными, эти принципы не связывают свободу творчества и инициа-

тивы руководителей или исполнителей – они лишь дают общие генеральные направления действий по руководству страной, регионам или отдельным предприятием.

Принцип экономического обоснования не дает руководителю детальных указаний, какое социально-политическое, организационно-технологическое или техническое решение он должен принять в конкретной обстановке. Они содержат лишь общие положения о способах действий на различных пространственно-временных уровнях функционирования управляемой системы. Для каждой составной части экономического управления – стратегии, хозяйственно-политической деятельности и тактики – существуют свои принципы.

Итак, принципы экономического управления являются общими, основополагающими, руководящими идеями о способах экономических действий для достижения цели эффективного руководства соответствующей структурой. Конкретное воплощение этих принципов в жизнь в области практической индивидуальной творческой деятельности является одной из главных задач каждого лица принимающего решение (ЛПР). И от способности ЛПР правильно понимать экономические законы и применять их в своей практической деятельности, руководствуясь принципами экономических закономерностей, зависит успех деятельности ЛПР (президента, министра, руководителя предприятий и т.д.). Исход успешного решения ЛПР по повышению функционирования систем во многом зависит от умения и правильности понимания случайных явлений в экономике, которые появляются в результате изменений во внешней и внутренней среде, и использования их для достижения поставленных целей. Решению этой задачи в настоящее время не уделяли должного внимания, что стало причиной различного рода кризисных явлений в мировой и отечественной сфере функционирования социально-политических и народно-хозяйственных систем и требует дальнейших углубленных исследований в этой области.

В связи с этим целью настоящей работы является разработка теоретических основ моделирования случайных явлений в экономике и их учет при долгосрочном планировании решений по обеспечению эффективного функционирования народнохозяйственных структур на различных пространственно-временных уровнях.

Решая поставленную задачу, под термином «случайные явления» в дальнейшем будем понимать явления, определяемые случайными величинами или функциями в экономических процессах. Случайность экономических явлений и их величин может быть обусловлена как погрешностями их измерения, так и собственной случайностью плюс

погрешностью измерения. Предполагается, что последние не существенны по сравнению с собственной случайностью рассматриваемых экономических величин. Свойства экономических процессов, которые определяют их поведение, являются либо случайными величинами, либо случайными функциями [6]. Современная практика моделирования экономических процессов базируется в основном на теории подобия в статистическом смысле [7] и подобия, использующего некоторые гипотезы социального и статистического характера [8]. Отсутствие единой основы моделирования случайных явлений в экономических процессах приводит к тому, что само применение методов моделирования для решения тех или иных задач экономического характера нуждается в экспериментальном обосновании. В общем случае не ясна область применения моделирования в экономических явлениях на основе теории подобия неслучайных явлений и подобия в статистическом смысле на основе балансового метода, предложенного В.Леонтьевым [9].

По существу не определены принципы планирования экономических явлений на моделях с учетом случайности их свойств, хотя некоторые предложения по этому вопросу имеются [10,11]. Не претендуя на строгость доказательств, нами рассматривается попытка обосновать и развить основные положения моделирования случайных явлений в экономике для их использования в процессе разработки и принятия решений о выходе из кризисного состояния экономики Украины и Харьковского региона [12].

Принципы подобия в статистическом смысле, разработанные Лауреатом Нобелевской премии В.Леонтьевым [13], в качестве основных условий требуют: а) формирование константы подобия как отношения средних арифметических значений соответствующих экономических величин для моделей оригиналов, определенных в необходимых случаях на образцах, взятых в масштабе модели; б) тождественности плотностей распределений величин экономической модели и существующих экономических систем (оригинал), приведенных к безразмерному виду. Подчеркивая исключительную важность положений [14, 15], следует особо обратить внимание на чрезвычайную важность и жесткость второго требования. Для того чтобы раскрыть в полной мере суть и характер требований, выдвигаемых условиями подобия экономических явлений и их параметров в статистическом смысле, целесообразно получить их в виде определенных количественных соотношений. Для этих целей, по нашему мнению, наиболее целесообразно использовать Π -теорему [16] в формуле, приведенной ниже.

Пусть некоторое случайное экономическое явление A задано не-

которым множеством реализации $\{A_i, i \in I\}$. В этом случае в перечень величин, определяющих явление А, необходимо включить все числовые характеристики плотностей распределений величин, относящихся к данному явлению. Пусть в качестве числовых характеристик выбраны математические ожидания $M(Y_j)$ и центральные моменты $\mu_s(Y_j), s = 2, 3, \dots, s_j$ плотностей распределений случайных величин $Y_j, j = 1, 2, \dots, k$. В необходимых случаях следует учесть и смешанные моменты, в простейших случаях можно ограничиться введением в число существенных параметров нормированной корреляционной матрицы $\{r\}$ [9], имеющей порядок, равный числу величин в упоминавшемся перечне. Число этих величин будет $n = \sum_{j=1}^k s_j$, где s_j – наибольший порядок центрального момента j -й случайной величины, внесенного в перечень. Любую из n упомянутых величин можно выразить через m основных величин $M(X_i), i = 1, 2, \dots, m$. Действительно, если

$$M(Y_j) = c_j \prod [M(X_i)]^{\beta_{ji}}, \quad (1)$$

то

$$\mu_s(Y_j) = c_j' \prod [M(X_i)]^{\beta_{ijs}}. \quad (2)$$

Составив произведение из всех n величин, возведенных в степень Z_{js} , где j – порядковый номер величины Y_j , а s – порядковый номер начального (при $s=1$) и центральных моментов ($s=2, 3, \dots$) случайной величины Y_j , можно, в конечном счете, найти условия безразмерности составленного комплекса из решения матричного уравнения В.Леонтьева [9].

$$\{\alpha_{ijs}\} \{Z_{js}\} = \{0\}, \quad (3)$$

где $\{\alpha_{ijs}\}$ – матрица размером mn , элементами которой являются слагаемые суммы $\sum_{j=1}^k \sum_{s=1}^{s_j} \beta_{ijs}$, $\{Z_{js}\}$ – вектор-столбец размером $n1$, со-

ставленный из величин $Z_{1s}, Z_{2s}, \dots, Z_{ks}$ ($s = 1, 2, 3, \dots, s_j$).

Как известно, число независимых решений уравнения (3) $n-R$, где R – ранг матрицы $\{\alpha_{ijs}\}$. В данном случае эти решения образуют систему критериев, выражающих условия подобия в статистическом смысле. Следовательно, получение условий подобия в статистическом смысле возможно при использовании известной П-теоремы (см. пример в [17]), трактуемой в несколько расширенном виде, а именно: всякое полное уравнение случайного экономического процесса, записанное в определенной системе единиц, может быть представлено в виде зависимости между критериями подобия, т.е. безразмерных отношений, составленных из числовых характеристик плотностей распределения случайных величин, входящих в эти уравнения.

Конкретные соотношения, характеризующие условия подобия в статистическом смысле, целесообразно установить на примере анализа некоторого случайного экономического явления, определяемого следующими величинами: а) математическими ожиданиями $M(P)$, $M(E)$, $M(L)$ и $M(U)$, где P , E , L и U обозначают соответственно; б) центральными моментами случайных величин P , E , L и U до порядка $s=4$ включительно для каждой из величин; в) зависимостью между случайными величинами P , E , L и U в форме нормированной матрицы $\{r\}$ 16-го порядка.

При решении задачи следует принять во внимание, что коэффициент U и его центральные моменты, а также матрица $\{r\}$ уже являются безразмерными величинами, поэтому в качестве первых условий подобия в статистическом смысле можно записать следующие требования:

$$v = idem; \quad \mu_s(v) = idem \quad (s=2,3,4); \quad \{r\} = idem. \quad (4)$$

Для определения остальных условий подобия необходимо составить матрицу $\{\alpha_{ijs}\}$ и найти независимые решения уравнения (3). Элементы этой матрицы можно записать в соответствии с ранее данными указаниями, но более наглядно представить их в виде таблицы. Все столбцы с порядковыми номерами js составлены в соответствии с формулами (1), (2) при значениях постоянных $c_j = c_j = 1$.

Случайные величины Y_j		Прибыль $P (j=1)$				Трудоемкость $E (j=2)$				Стоимость $L (j=3)$			
Числовые характеристики		M	μ_2	μ_3	μ_4	M	μ_2	μ_3	μ_4	M	μ_2	μ_3	μ_4
Основные величины X_i	js	11	12	13	14	21	22	23	24	31	32	33	34
M – величина потенциала	1	1	2	3	4	1	2	3	4	0	0	0	0
L – денежный потенциал	2	1	2	3	4	-1	-2	-3	-4	1	2	3	4
T – время протекания экономического процесса рассматриваемой экономической системы	3	-2	-4	-6	-8	-2	-4	-6	-8	0	0	0	0

Нетрудно установить, что для данного случая ранг матрицы $\{\alpha_{ijs}\}$ $R = 2$, поэтому число независимых решений равно $12-2=10$. Эти решения могут быть следующими:

$$Z^{(1)} = (1000 - 1000 - 2000); Z^{(2)} = (-210000000000); Z^{(3)} = (-301000000000);$$

$$Z^{(4)} = (-400100000000); Z^{(5)} = \left(00001 - \frac{1}{2}000000\right); Z^{(6)} = \left(000001 - \frac{2}{3}000000\right);$$

$$Z^{(7)} = \left(0000001 - \frac{3}{4}00000\right); Z^{(8)} = \left(000000001 - \frac{1}{2}00\right); Z^{(9)} = \left(0000000001 - \frac{2}{3}0\right);$$

$$Z^{(10)} = \left(000000000001 - \frac{3}{4}\right).$$

С учетом этих решений из (3) определяются следующие условия подобия в статистическом смысле:

$$M(P)[M(E)]^{-1}[M(L)]^{-2} = idem; [M(P)]^{-2} \mu_2(P) = idem;$$

$$[M(P)]^{-3} \mu_3(P) = idem; [M(P)]^{-4} \mu_4(P) = idem;$$

$$M(E)[\mu_2(E)]^{\frac{1}{2}} = idem; \mu_2(E)[\mu_3(E)]^{\frac{2}{3}} = idem;$$

$$\mu_3(E)[\mu_4(E)]^{\frac{3}{4}} = idem; M(L)[\mu_2(L)]^{\frac{1}{2}} = idem;$$

$$\mu_3(L)[\mu_4(L)]^{\frac{3}{4}} = idem.$$

Переходя от этих соотношений к индикаторам подобия и учиты-

вая условия (4), можно найти окончательную систему экономических условий подобия рассматриваемых явлений в статистическом смысле:

$$M(Pr)[M(Er)]^{-1}[M(Lr)]^{-2} = 1; M(vr) = 1; \{r\} r=1. \quad (5)$$

При условии, что $M(Pr)$, $M(Lr)$, $M(Er)$ и $M(vr)$ определяются соотношениями типа:

$$M(Pr) = M(P_M)/M(P_N) = [\mu_s(P_M)/\mu_s(P_N)]^{\frac{1}{s}} \quad (s=2,3,4). \quad (6)$$

Здесь индексы «м» и «н» означают принадлежность величин к модели и оригиналу; r – масштаб величины, при которой поставлен этот индекс. Для $M(Er)$, $M(Lr)$ и $M(vr)$ соотношения аналогичной структуры.

Система условий (5), (6) получена в простейших предположениях относительно смешанных моментов случайных величин, определяющих экономическое явление, однако даже в этом случае существует весьма жесткий уровень требований к условиям подобия. Выражения (6) требуют подобия плотностей распределения каждой из однородных величин, при этом условии приведение плотностей распределения к безразмерному виду путем деления, например на математическое ожидание соответствующей величины, обеспечивает их полную тождественность. Нетрудно видеть по характеру вывода, что условия типа (6) справедливы при любом порядке s .

Если условия (6) удовлетворяются при моделировании до некоторого фиксированного значения s , то по найденным числовым характеристикам определяемых на экономических моделях величин можно найти любые числовые характеристики оригиналов до порядка s включительно. Действительно, из соотношений (6) следует, что для величины U должно быть

$$\mu_s(U_N) = \mu_s(U_M)/[M(Ur)]^s. \quad (7)$$

Это весьма важное условие нужно понимать лишь в статистическом смысле, т.е. интересующую величину U_m следует определять на серии моделей, достаточно представительной для того, чтобы гарантировать определение $\mu_s(U_m)$ с достаточной достоверностью и точностью. Очевидно, что чем меньше порядок величины s , тем проще осуществить частичное подобие в статистическом смысле, при этом минимально необходимое требование – принять во внимание лишь математические ожидания соответствующих величин ($s=1$). Естественно, что в этом случае даже при испытании очень большой серии моделей уже нельзя использовать условие (7), поскольку при построении моде-

лей условия (6) были сохранены неполностью. Учитывая, что на практике количество моделей обычно весьма невелико (а в сложных случаях зачастую используются 1-2 модели), можно полагать, что возможности, открываемые использованием выражения (7), вряд ли реализуемы. Практически возможное планирование эксперимента на экономических моделях заключается в том, что константы подобия должны определяться на основе выборочных, среднеарифметических значений \bar{Y}_j случайных величин Y_j , т.е. использовать зависимость

$$\bar{Y}_{jr} = \bar{Y}_{jm} / \bar{Y}_{jn}. \quad (8)$$

Или в лучшем случае

$$\bar{Y}_{jr} = s(Y_{jm}) / s(Y_{jn}), \quad (9)$$

где $s(Y_j)$ – выборочное среднеквадратическое отклонение величины Y_j . Для рассмотренного ранее случая условия подобия (5) с учетом (8) имеют вид:

$$\bar{P}_r \bar{E}_r^{-1} L_r^{-2} = 1; \quad \bar{v}_r = 1.$$

Следует отчетливо представлять приближенный характер моделирования на основе условий (8) или даже (9): выборочное значение \bar{Y}_j и $s(Y_j)$ являются случайными величинами, значение которых можно предсказать на основе серии испытаний, но с достоверностью и точностью, тесно связанной с числом испытаний. На основе изложенного выше можно сделать следующие выводы. Реальной возможностью при моделировании экономических явлений и его элементов может быть неполное подобие в статистическом смысле, при этом вопрос о количестве моделей, необходимом для испытаний, не снимается. Вопрос о точности и достоверности результатов, полученных на моделях, построенных в соответствии с принципами подобия в статистическом смысле, решается на основе методов математической статистики. Следует подчеркнуть еще одно существенное обстоятельство. При моделировании экономических явлений на основе подобия в статистическом смысле информация, полученная в отношении плотностей распределений свойств модели и оригинала, не может быть использована, если она не удовлетворяет условиям, типа (6). В то же время желательно использовать эту исходную информацию с тем, чтобы установить подобие в вероятностном смысле.

Условие буквенной одинаковости и инвариантности уравнений по отношению к пропорциональным преобразованиям величин, входящих

в уравнения, является необходимым требованием для подобных неслучайных явлений. Рассмотрим условия инвариантности уравнений, описывающих случайное явление.

Пусть задано уравнение

$$F(X_1, X_2 \dots X_n)' = 0 \text{ или } F[X_i] = 0, \quad (10)$$

описывающее некоторые экономические явления, определяемое случайными величинами X_i ($i = 1, 2, \dots, n$). Для второго, случайного явления, определяемого величинами $X'_i = k_i X_i$ – некоторый коэффициент, по аналогии с уравнением (10) можно записать

$$F[k_i X_i] = 0. \quad (11)$$

Известно, что совместимость уравнений (10), (11) обеспечивается лишь в случае, когда

$$F[k_i X_i] = \varphi[k_i] F[X_i] \quad (i = 1, 2, \dots, n),$$

что возможно лишь при подчинении вида функций F и φ условиям:

$$F[X_i] = A \prod_{i=1}^n X_i^a; \quad (12)$$

$$\varphi[k_i] = \prod_{i=1}^n k_i^a. \quad (13)$$

Отметим, что в данном случае выражения (12), (13) представляют собой функции случайных величин X_i и X'_i .

Если некоторые экономические явления описываются уравнениями вида: $\sum_{j=1}^m F_j[X_i] = 0$, где все $F_j[X_i]$ удовлетворяют условию (12), то при изменении каждого X_i в k_i раз для преобразованного явления получаем уравнение

$$\sum_{j=1}^m \varphi_j[k_i] F_j[X_i] = 0. \quad (14)$$

Оно будет инвариантным по отношению к указанным преобразованиям, если для всех $j=1, 2, \dots, m$ имеет место условие

$$\varphi_j[k_i] = idem \quad (15)$$

или в форме индикаторов

$$I_j = \varphi_j[k_i] / \varphi_m[k_i] = 1 \quad (j = 1, 2, \dots, m-1). \quad (16)$$

Если все X_i и X'_i есть непрерывные случайные величины, то ве-

роятность осуществления условий (15) или (16) равна нулю. Существует лишь одна возможность получить не нулевую вероятность осуществления инвариантности уравнений (16) при случайном пропорциональном преобразовании величин, входящих в это уравнение – признать неизбежность приближенного удовлетворения условия (16) с ограниченной погрешностью Δ , т.е. потребовать, чтобы обеспечивалось лишь условие

$$|I_j - 1| < \Delta \quad (j = 1, 2, \dots, m-1) \quad (17)$$

при строгом удовлетворении условия (16),

$$M(I_j) = M(\varphi_j [k_i]) / M(\varphi_m [k_i]) = 1 \quad (j = 1, 2, \dots, m-1). \quad (18)$$

Условие (18) является достаточно абстрактным, поскольку в реальных условиях места математических ожиданий займут соответствующие выборочные средние $\overline{\varphi_j [k_i]}$ и $\overline{\varphi_m [k_i]}$, в первом приближении равные $\varphi_j [\bar{k}_i]$ и $\varphi_m [\bar{k}_i]$. Однако допустим, что удовлетворение условия (18) может быть достигнуто путем надлежащего выбора объема выборки для оценки свойств X_i и X'_i ($i=1,2, \dots, n$). В этом случае вероятность совместного осуществления всех условий (17) для двух наугад выбранных реализаций модели и оригинала будет

$$P \left(\begin{matrix} |I_j - 1| < \Delta \\ j=1,2,\dots,m-1 \end{matrix} \right) = \int_{(1-\Delta)}^{(1+\Delta)} f(I_1, I_2, \dots, I_{m-1}) dI_1 dI_2 \dots dI_{m-1}, \quad (19)$$

где $f(\dots)$ – плотность совместного распределения величин I_j . Можно предвидеть, что во многих случаях вероятность, определяемая по (19), будет неудовлетворительной при заданной величине Δ , 0,01-0,03. Поэтому либо меняя свойства моделей в сторону уменьшения изменчивости их свойств, либо увеличивая количество сопоставляемых реализаций – моделей (а в некоторых случаях и реализаций оригиналов), можно обеспечить удовлетворительное значение вероятности P , вычисляемой по (19). Иными словами, на основе предлагаемого подхода становится возможным планирование эксперимента на моделях с заданной точностью и достоверностью. Быстрое достижение удовлетворительного уровня вероятности P может быть достигнуто при проведении независимых модельных испытаний. Действительно, предполагая, что в каждом независимом испытании статистические характеристики всех свойств X_i и X'_i ($i=1,2, \dots, n$) одинаковы, можно найти, что при p модельных и q натуральных испытаниях имеют место соотношения:

$$M(\overline{X}_i) = \overline{X}_i; D(\overline{X}_i) = D(X_i)/p \text{ или } D(\overline{X}_i)^* = D(X_i)/(p-1);$$

$$M(\overline{X}_i)' = \overline{X}_i'; D(\overline{X}_i)' = D(X_i')/p \text{ или } D(\overline{X}_i)'^* = D(X_i')/(p-1).$$

Звездочка означает несмещенную оценку.

Следовательно, оперируя с индикаторами $\overline{I}_j = \varphi_j[\overline{k}_i] / \varphi_m[\overline{k}_i]$,

в которых коэффициенты \overline{k}_i будут по-прежнему определяться как отношения $\overline{k}_i = \overline{X}_i' / \overline{X}_i$, но с коэффициентами изменчивости

$$W(\overline{X}_i) = W(X_i) / \sqrt{p} \text{ и } W(\overline{X}_i)' = W(X_i') / \sqrt{q}$$

либо

$$W(\overline{X}_i)^* = W(X_i) / \sqrt{p-1} \text{ или } W(\overline{X}_i)'^* = W(X_i') / \sqrt{q-1},$$

можно получить с увеличением значений p и q большее значение вероятности

$$P\left(\left| \overline{I}_j - 1 \right| < \Delta\right) = \int_{(1-\Delta)}^{(1+\Delta)} \int f(\overline{I}_1, \overline{I}_2, \dots, \overline{I}_{m-1}) d\overline{I}_1 d\overline{I}_2 \dots d\overline{I}_{m-1}. \quad (20)$$

Варьируя p и q , можно получить $P \rightarrow 1$ при сколь угодно малом значении Δ и решать весьма большой набор задач. Действительно, при $p=q=1$ результаты сопоставляются по одной реализации случайного явления – модели и случайного явления – оригинала. При $p=p_1$, где p_1 – достаточно большая выборка моделей, и $q=1$, осредненные результаты по p_1 моделям ставятся в соответствии одиночному, наугад взятому экономическому явлению (оригиналу). При $p=p_1$, $q=q_1$ осредненные по p_1 моделям результаты ставятся в соответствие осредненным по q_1 оригиналам результатам. При $p=1$ и $q=q_1$ результаты испытания одной модели ставятся в соответствие некоторому осредненному поведению оригинала.

Естественно, что оценки, даваемые выражениям (19) и (20), следует понимать в смысле теории вероятностей, однако в отношении этой оценки полностью применимы соображения, высказанные в [17].

Итак, предложенная схема решения экономической задачи на основе вероятностных оценок типа (19) или (20) при минимуме требований, выражаемом условием (18), удовлетворяет весьма широким требованиям, не накладывает каких-либо ограничений на плотности распределения величин I_j и \overline{I}_j и в первом приближении величин X_i и \overline{X}_i . В то же время при введении небольших уточнений смысл выво-

дов этого пункта не противоречит разработкам В.Леонтьева [9, 13] о необходимых условиях подобия. Подчеркнув важность оценок (19) и (20), на основе всего изложенного формулируется теорема о необходимых условиях подобия случайных явлений в следующем виде.

Подобные случайные явления описываются буквенно одинаковыми уравнениями, которые условно или безусловно инвариантны по отношению к подобным преобразованиям математических ожиданий случайных величин, входящих в эти уравнения. Вероятность подобия реализаций подобных случайных явлений в экономике равна вероятности совместного осуществления условий инвариантности при заданной погрешности этого осуществления.

Из первой части этой теоремы следует, что связь модельных характеристик с характеристиками существующих экономических систем возможна лишь в отношении математических ожиданий соответствующих величин, т.е. в форме

$$M(X'_i) = M(k_i)M(X_i) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (21)$$

или приближенно

$$\overline{X'_i} = \overline{k_i} \overline{X_i}. \quad (22)$$

Условие (21) является вполне детерминированным, а условие (22) содержит случайные величины. Еще большая случайность содержится в ранее введенном условии $X'_i = k_i X_i$. Учитывая это, вопрос о выборе значений $\overline{k_i}$ и k_i при заданном риске ошибки необходимо рассмотреть отдельно.

Учитывая это, вопрос о выборе значений $\overline{k_i}$ и k_i при заданном риске ошибки необходимо рассмотреть отдельно. В заключение можно отметить, что условие (15) допускает постановку вопроса о подобии и в статистическом смысле. Для этой цели необходимо потребовать, чтобы плотности распределений функций случайных величин $k_i - \varphi_j[k_i]$ – для всех $j=1, 2, \dots, m$ были тождественны. По-видимому, это условие является наиболее общей формулировкой условия подобия в статистическом смысле, причем конкретизация этого требования, видимо, возможна при определенных ограничивающих предпосылках.

В отношении подобия случайных явлений вопрос об условиях однозначности представляется весьма серьезным. Очевидно, что в этом случае можно говорить об условиях однозначности лишь в отношении математических ожиданий соответствующих величин. При этом в силу соображений, изложенных ранее, необходимо оценивать вероятность получения однозначных условий. Следовательно, для рас-

сматриваемой постановки задачи известная теорема М.В.Кирпичева и А.А.Гухмана должна быть сформулирована в несколько ином виде. Одна из возможных формулировок приводится ниже.

Необходимыми и достаточными условиями для создания подобия случайных явлений являются пропорциональность математических ожиданий сходственных параметров, входящих в условия однозначности и равенство математических ожиданий критериев подобия изучаемого явления. Вероятность создания подобия при погрешности не более Δ равна вероятности равенства с погрешностью не более Δ критериев подобия, составленных из всех существенных для данного явления величин.

В число существенных величин, безусловно, включаются величины, входящие в условие однозначности.

На основе этой теоремы в число $m-1$ индикаторов в выражениях (18)-(20) должны быть включены и индикаторы, выражающие подобие условия однозначности.

В реальных условиях приемлемой формой пересчета исследуемых модельных характеристик в характеристики оригиналов может быть условие (22), поэтому весьма важно оценить возможную флуктуацию коэффициента $\overline{k_i}$. К сожалению, этого нельзя сделать непосредственно из соотношения (22), поэтому о флуктуации величины $\overline{k_i}$ можно судить лишь косвенно на основе вероятностных характеристик других случайных величин, определяющих поведение моделируемой и моделирующей систем. Такая постановка вопроса аналогична той, которая дана в [16].

Пусть дано p моделей ($p = 1, 2, 3, \dots$) и q оригиналов ($q = 1, 2, 3, \dots$). Предполагается, что система критериев подобия или индикаторов известна. Все величины, входящие в критерии, определены либо плотностями распределений, либо соответствующими числовыми характеристиками. Эти величины считаются независимыми. Введенные допущения позволяют использовать для всей совокупности моделей p и оригиналов q числовые характеристики плотностей распределений выборочных средних величин $\overline{X_i}$ и $\overline{X'_i}$. При такой постановке задачи на основе (20) можно определить при заданном Δ величину P или, наоборот, при заданном P определить величину Δ . На основе рассуждений можно с той или иной вероятностью риска поставить в соответствие осредненные результаты испытания p моделей и возможные результаты испытания q оригиналов.

Высказанные здесь соображения позволяют обеспечить оценку

возможных значений \bar{k}_i при определении \bar{X}'_i путем пересчета измененных параметров \bar{X}_i при любом количестве моделей и оригиналов. На основе расчетов, исходя из заданных числовых характеристик величин \bar{X}_i и \bar{X}'_i , входящих в условия подобия, можно определить требуемое количество моделей, обеспечивающее нужную точность и достоверность результатов для формирования экономического прогноза ЛППР.

В результате выполненных исследований можно сделать следующие обобщающие выводы:

1. Установлено, что процесс формирования надежности экономических систем должен базироваться на комплексном подходе их описания в целом и по подсистемам в отдельности. На основе аналитического подхода показана возможность учета целостности функции прогнозирования, организации, планирования управления экономикой, выражающаяся в единстве принятия решений и, как следствие этого в общности этапа этого процесса, методов решения задач и информационной базы; анализом установлено и выражено единство целей и критериев эффективности инвестиционных и инновационных экономических подсистем, а также критериев и целей экономики отрасли, региона и Украины в целом.

2. Такой подход позволяет создать единую экономико-математическую модель, адекватно отражающую реально действующее системобразование экономики отрасли, региона, Украины в целом в виде финансовых, правовых, ресурсных, энергетических подсистем и позволяющую управлять этим процессом, с целью достижения и обеспечения его рациональных режимов при достижении заданной эффективности.

1. Макконел К.Р., Брю С.Л. Экономикс: принципы, проблемы и политика: Пер. с 14-го англ. изд. – М. ИНФРА-М, 2005. – 972 с.

2. Добрынин А.И., Журавлева Г.П. Общая экономическая теория. – СПб: Питер, 2001. – 288 с.

3. Дорнбуш Р., Фишер С. Макроэкономика: Пер. с англ. – М.: 1997. – 457 с.

4. Гесць В.М., Квасюк Б.С. Інституційні засади економічних перетворень // Економіка України: стратегія і політика довгострокового розвитку / За ред. акад. НАН України В.М.Гейця. – К.: Фенікс, 2003. – 65 с.

5. Шумпетер И. Теория экономического развития (Исследование предпринимательской прибыли, капитала, кредита, процента и цикла конъюнктуры). – М.: Прогресс, 1982. – 179 с.

6. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. – М.: Наука, 1976. – 720 с.

7. Цокуренко А.А., Цокуренко М.А. К вопросу о статистических закономерностях в сложных социально-экономических системах // Вісник ХДТУ. – 1999. – №3(6). –

С.175-178.

8. Григорук П.М. Багатомірне економіко-статистичне моделювання: – Львів: Новий Світ – 2000, 2006. – 148 с.

9. Леонтьев В.В. Межотраслевая экономика: Пер. с. англ. – М.: Экономика, 1997. – 479 с.

10. Антановичус К.А. Моделирование и оптимизация в управлении строительством. – М.: Стройиздат, 1979. – 197 с.

11. Рагульский Ф.Б., Цокурено А.А. Математические методы анализа экономических систем. – К.: Наукова думка, 2001. – 424 с.

12. Торкатюк В.И. Основные аспекты выхода экономики Украины из финансового кризиса на современном этапе // Матеріали міжнар. наук.-практ. конф. «Сучасні проблеми ефективності інноваційно-інвестиційного розвитку підприємств». Ч.3. – Харків: ХДТУБА, 2009. – С.15-19.

13. Леонтьев В. Теоретические допущения и ненаблюдаемые факты // США: экономика, политика, идеология. – 1972. – №9. – С.101-104.

14. Гранберг А.Г. Динамические модели народного хозяйства. – М.: Экономика, 1985. – С.122-140.

15. Решетило В.П. Экономическая синергетика институциональных изменений. – Харьков: ООО «Прометей - Пресс», 2006. – 288 с.

16. Дьяконов В. Maple 6: учебный курс. – СПб.: Питер, 2001. – 608 с.

17. Александров С.С., Козлов С.П., Кузнецов Б.И. Автоматичне керування рухомими об'єктами і технологічними процесами: В 3-х т. Т.1 Теорія автоматичного керування / За заг. ред. Александрова С.С. – Харків: НТУ «ХПІ», 2002. – 490 с.

Получено 01.09.2009

УДК 332.012.003.13

Г.Л.САДОВЕЦЬ

Одесский национальный политехнический университет

МЕТОДИ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ ДІЯЛЬНОСТІ КОРПОРАЦІЙ

Розглядаються питання оцінки ефективності діяльності корпорацій. Будується структурно-логічна схема методів оцінювання ефективності корпоративного управління.

Рассматриваются вопросы оценки эффективности деятельности корпораций. Строится структурно-логическая схема методов оценивания эффективности корпоративного управления.

The problems of estimating the efficiency of corporations activities are considered. The structural and logic scheme of estimation methods is being constructed.

Ключові слова: корпоративне управління, оцінка ефективності діяльності.

Активний розвиток підприємницької діяльності та різних форм організації виробництва в Україні в постприватизаційний період викликав зростання інтересу до корпоративної організації власності. Високі потенційні можливості корпоративної організації, з одного боку, і той факт, що приватизація та корпоратизація не стали поштовхом до сталого економічного росту корпоративних підприємств, з іншого –