



КОМПЛЕКСНЫЕ  
ПОДХОДЫ  
К ПОСТРОЕНИЮ  
И ПРИМЕНЕНИЮ  
ЭКОНОМИКО-  
СТАТИСТИЧЕСКИХ  
МОДЕЛЕЙ

---

СТАТИСТИЧЕСКИЕ  
МЕТОДЫ  
В ЭКОНОМИЧЕСКИХ  
ИССЛЕДОВАНИЯХ

---

КОМПЛЕКСНЫЕ  
ПОДХОДЫ  
К ПОСТРОЕНИЮ  
И ПРИМЕНЕНИЮ  
ЭКОНОМИКО-  
СТАТИСТИЧЕСКИХ  
МОДЕЛЕЙ

Ответственные редакторы:

доктор экономических наук *Б. Б. Розин*,

кандидат экономических наук *М. Л. Лукацкая*



ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
Новосибирск · 1981



**Комплексные подходы к построению и применению экономико-статистических моделей** (серия: Статистические методы в экономических исследованиях). — Новосибирск: Наука, 1981.

Сборник посвящен проблемам комплексного использования методов распознавания образов, корреляционно-регрессионного анализа, теории управляемых случайных процессов, теории оптимизации и других в построении и решении экономико-статистических моделей. Рассматриваемый подход позволяет придать статистическим моделям свойства оптимизируемости, управляемости, а также повысить их адекватность изучаемым экономическим процессам. Приведены примеры использования моделей для получения стабильных экономических нормативов планирования, формирования вариантов развития добывающих отраслей промышленности и пр.

Книга будет полезна исследователям и практическим работникам, занимающимся экономическим анализом и планированием производства.

## ПРЕДИСЛОВИЕ

Настоящий сборник является третьим выпуском серии работ Института экономики и организации промышленного производства СО АН СССР «Статистические методы в экономических исследованиях». От предшествующих выпусков его отличает рассмотрение проблем совместного, комплексного использования нескольких математических методов для построения и решения экономико-статистических моделей. Необходимость в комбинированном подходе обусловлена стремлением преодолеть некоторую узость классических методов статистического моделирования, придать моделям в первую очередь такие свойства, как адекватность, оптимизируемость и управляемость.

По своему содержанию статьи сборника органически подразделяются на два взаимосвязанных цикла. Первый цикл составляют работы, посвященные проблемам синтеза различных методов прикладной математики для построения адекватных исследуемым экономическим процессам статистических моделей. Возможности применения методов математической статистики в комплексе с другими методами прикладной математики — теорией графов, распознавания образов, управляемых случайных процессов, линейным и нелинейным программированием и др. — на всех этапах построения и использования моделей для повышения их качества рассмотрены в статье Б. Б. Розина и М. А. Ягольнидера «Гибридные экономико-статистические модели (подходы к построению и области применения)». Она носит обзорный методологический характер.

К 10806 — 822  
042(02) — 81 285.81.0604020105. © Издательство «Наука», 1981.

Более подробно отдельные из затронутых в этой статье вопросов рассматриваются в статьях И. Г. Багирова, Л. Я. Шкрабина, В. С. Канева и В. С. Пыхалова, А. В. Беккера.

В частности, в статье И. Г. Багирова изложены принципы и методика построения адаптивных моделей с переменной структурой за счет комбинированного использования методов распознавания образов, корреляционно-регрессионного анализа и методов теории управляемых случайных процессов. Идеи и методы статистико-оптимизационного подхода применительно к задачам отраслевого планирования рассмотрены в статье Л. Я. Шкрабина, где они использованы для обоснования метода свертки векторного функционала и разработки алгоритмов решения многоэтапных производственно-транспортных задач. Статья А. В. Беккера посвящена методике построения интегрального статистического критерия для сравнительного экономического анализа в условиях многокритериальности. Вопросы экзогенной управляемости статистических моделей и допустимости их оптимизации в том или ином виде затрагиваются почти во всех статьях первого цикла.

Второй цикл образуют работы, посвященные проблемам применения статистических моделей в экономических исследованиях. В них рассмотрены методики решения таких типичных экономических задач, как формирование вариантов развития нефтяных месторождений (статья Л. А. Сергеевой и М. А. Ягольнищера), учет стохастичности природных факторов при обосновании уровня обеспеченности запасами нефти (Г. Л. Чудновского), количественная оценка факторов управления эффективностью производства на предприятиях отрасли (А. В. Беккера и Е. В. Виноградовой), оценка структуры и динамики производства стали в черной металлургии (В. Д. Павленко).

Оба цикла работ тесно связаны как общностью целей, так и используемым математическим аппаратом.

Б. Б. РОЗИН, М. А. ЯГОЛЬНИЩЕР

## ГИБРИДНЫЕ ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

*(подходы к построению и области применения)*

Под гибридными понимаются такие экономико-статистические модели (ЭСМ), при построении или решении которых кроме математико-статистических методов используются также и другие математические или эвристические методы. Необходимость комбинированных подходов к построению и решению подобных моделей обусловлена требованиями, предъявляемыми практикой использования ЭСМ в анализе, прогнозировании и планировании экономических процессов. К числу основных таких требований можно отнести возможность построения моделей в неоднородных совокупностях, учет качественных признаков и априорных ограничений, обеспечение адаптивности, управляемости и оптимизируемости.

Классический аппарат моделирования (корреляционно-регрессионный анализ) не обеспечивает выполнения перечисленных и некоторых других требований к моделям анализа, планирования и прогнозирования. Это и определяет поиск путей построения комбинированных (гибридных) моделей, которые бы обладали заранее заданными свойствами, но основывались на статистическом подходе с присущими ему достоинствами.

Теория вероятности и математическая статистика позволяют не только построить абстрактную конструкцию модели процесса, но и оценить численные значения ее параметров на основе проведенного эксперимента. Так, если при использовании методов математического программирования модель строится из логических соображений и ее параметры устанавливаются за пределами задачи, а аппарат программирования выступает лишь как



средство нахождения оптимального состояния, то при статистическом подходе получают не типичную структурную модель и способ ее решения, а типичную процедуру, алгоритм построения модели, обнаружения и измерения эмпирических связей и зависимостей в массовых данных. Эта особенность обуславливает место и значение ЭСМ в системе моделей. Они особенно важны при анализе существующих состояний, прогнозировании, оценке и формировании альтернатив развития экономических объектов, что связано с их характерными свойствами.

Однако, несмотря на достоинства экономико-статистических моделей, при широком использовании их классических (традиционных) форм в планово-экономической работе возникают серьезные затруднения. Они обусловлены двоякими причинами. Во-первых, при использовании классических подходов трудно обеспечить достаточную адекватность модели изучаемому процессу, во-вторых, применение ЭСМ в планировании и принятии решений предполагает наличие у них таких свойств и возможностей, которые не может обеспечить традиционный способ их построения.

Основное условие эффективного применения статистической модели — ее адекватность реальному явлению, процессу. При этом адекватность понимается не в смысле отражения в модели всех деталей описываемого явления, а как принципиальное соответствие результатов моделирования изменениям и соотношениям, имеющим место в действительности.

Вопросы адекватности экономико-статистических моделей, отображающих поведение и свойства реальных объектов, являются одними из основных в практике научных исследований. Сложность изучения экономических процессов или систем состоит в том, что они в большинстве случаев невозпроизводимы экспериментально. Поэтому проблемы математического моделирования, а следовательно, и степени адекватности моделей наиболее остро стоят в экономических исследованиях.

Очень трудно заранее, особенно для целей прогнозирования, построить формальные критерии адекватности модели. Наиболее часто при решении этого вопроса пользуются известным паллиативом — ретроспективной проверкой точности модели по известным статистическим критериям. Однако главным критерием адекватности,

отображения реально происходящего процесса созданной моделью выступает общественная практика. Только практика приложений экономико-статистической модели позволяет судить о степени ее адекватности.

Уровень адекватности модели определяется на всех основных этапах ее построения при постановке задачи, разработке содержательной концепции о структуре и ходе производственного процесса, при формировании исходной совокупности и признаков пространств и особенно в самом процессе конструирования модели.

#### АПРИОРНЫЙ ТЕОРЕТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ МОДЕЛИРУЕМОГО ПРОЦЕССА (РАЗРАБОТКА ТЕОРЕТИЧЕСКИХ ПРЕДПОСЫЛОК И РАБОЧИХ ГИПОТЕЗ МОДЕЛИРОВАНИЯ)

Адекватность будущей модели во многом определяется первой стадией экономико-статистического исследования — построением понятийной экономической модели, заключающимся в описании экономической сущности задачи, т. е. в установлении основных элементов модели и отношений между ними.

Ответственный этап такого исследования — выбор факторов производства (построение признаков пространства моделирования). Он не поддается формализации, а представляет собой процесс формирования последовательно уточняемой гипотезы. В этом процессе можно выделить следующие этапы-операции:

- 1) формирование первичной гипотезы о наборе факторов описания процесса;
- 2) оценку коллективного мнения специалистов о наборе признаков;
- 3) анализ структурных связей переменных и их формализацию;
- 4) сужение круга переменных, отбор существенных факторов для моделирования.

Для повышения обоснованности принимаемых решений на этапах 2) — 4) могут быть использованы различные эвристические и математические методы. В частности, на этапе 2) большое значение имеют методы экспертных оценок, на этапе 3) весьма перспективны методы теории графов, а при сужении круга переменных (этап 4)) эффективны экспертные оценки и методы распознавания образов.

## Формирование пространства признаков (экспертные оценки и методы теории распознавания образов)

Сбор информации связан с большими затратами времени и средств. Кроме того, для многих отраслей промышленности типична ситуация, когда общее число единиц совокупности ограничено. Поэтому в большинстве случаев на практике число учитываемых характеристик значительно меньше, чем хотелось бы исследователю по его первоначальной гипотезе. Возникает серьезная задача априорной оценки информативности признаков. Для ее решения может быть использован обобщенный опыт специалистов отрасли. Удобная форма привлечения такого источника априорной информации — анкетный опрос. С помощью широкого опроса ведущих специалистов отрасли выявляются оценки значимости факторов и на основе этих оценок устанавливается, следует ли по тому или иному признаку собирать информацию. Материалы анкетного опроса могут оказаться полезным и на других этапах экономико-статистического исследования, например при определении очередности введения переменных в регрессионную модель.

При выборе математического аппарата для анализа результатов анкетного опроса должны учитываться специфические особенности информации подобного типа. Во-первых, оценки по балльной шкале (ответы экспертов) не являются количественными признаками, они представляют собой лишь измерение по шкале порядка (ординальной). Эта шкала допускает соотношение равенство — неравенство и больше — меньше и не допускает арифметических операций над рангами. Возможность выполнения отдельных арифметических действий в каждом конкретном случае требует специального обоснования. Во-вторых, при заполнении анкеты эксперт решает не ряд одномерных задач о месте каждого признака в отдельности, а одну многомерную задачу об относительном расположении всех признаков набора. Результаты оценки места отдельных признаков взаимозависимы. Они изменяются с изменением предложенного для ранжирования набора признаков.

И наконец, в-третьих, обоснованно установить коллективное мнение о порядке признаков можно только при

условии достаточно хорошей согласованности ответов обрабатываемых специалистов. Поэтому обработка результатов анкетного опроса включает оценку степени согласованности мнений экспертов и выявление причин неоднородности.

В общем случае статистический анализ материалов анкетного опроса предполагает:

группировку, агрегирование признаков, указанных в анкете;

оценку степени согласованности ответов экспертов по каждому признаку в отдельности и в целом по всему набору;

выделение групп экспертов с «близким» мнением о порядке расположения признаков в случае существенных расхождений в ответах;

выявление причин разброса мнений, определение влияния характеристик экспертов на содержание ответов;

оценку компетентности экспертов и анализ качества экспертных оценок.

Коротко рассмотрим возможность применения методов распознавания образов на некоторых этапах обработки результатов анкетного опроса.

**Априорная группировка признаков по результатам экспертного опроса** проводится на основе матрицы их взаимосвязи<sup>1</sup>, формализующей понятие близости между признаками. В качестве мер взаимосвязи в зависимости от характера идеализации балльных оценок могут выступать коэффициенты корреляции (сильное предположение о метрической шкале), коэффициенты взаимной сопряженности Пирсона и Чупрова (упрощающее предположение о качественном характере оценки), коэффициенты ранговой корреляции (предположение о порядковой шкале), коэффициенты близости двух разбиений и др.

Исследование общей согласованности ответов базируется на анализе характера распределения экспертов в многомерном пространстве признаков. Каждый эксперт в этом пространстве может быть представлен точкой с координатами, соответствующими его оценкам информативности признаков. Выделение скоплений точек-экспер-

<sup>1</sup> С использованием какого-либо алгоритма многомерной классификации, рассчитанного на работу с матрицей связи, например описанного в [1].



тов в данном пространстве означает группировку экспертов по «поведению» (по близости в оценках информативности отдельных признаков) и основано на гипотезе «компактности»: похожие по «поведению» эксперты близки друг к другу в признаковом пространстве и достаточно далеки от других групп экспертов, непохожих по «поведению».

Результаты группировки с той или иной степенью точности можно свести к одной из следующих ситуаций.

1. Ответы большинства экспертов образуют компактную группу, причем состав группы остается стабильным при различных разбиениях. Отдельные эксперты с резко отличающимся мнением образуют единичные или малочисленные группы, которые выделяются на первых шагах многомерной группировки.

2. В процессе разбиений кроме единичных групп формируется несколько стабильных, четко выделяющихся.

3. Точки-ответы приблизительно равномерно рассеяны в пространстве признаков, на разных шагах разбиения образуются нестабильные группы.

Первая ситуация означает, что имеется хорошая согласованность ответов большинства экспертов. Выделенную однородную группу ответов можно принять за эталон и на ее основе проводить упорядочение признаков в соответствии с коллективным мнением. Появление второй ситуации позволяет выдвинуть гипотезу о неоднородности коллектива экспертов. В этом случае задача заключается в выявлении набора характеристик экспертов, обуславливающих их неоднородность, и в построении упорядоченной последовательности признаков для каждой выделенной группы экспертов. Причиной возникновения третьей ситуации — равномерного рассеяния точек-ответов по всему признаковому пространству — может быть либо неудачное построение анкеты с точки зрения набора признаков и числа градаций шкалы оценок, либо крайняя неоднородность и слабая компетентность коллектива экспертов, либо то и другое вместе.

Описанный подход основан на группировке экспертов в пространстве их ответов. Возможен и другой подход, который предполагает введение меры сходства пары экспертов. При строгом ранжировании признаков используется коэффициент корреляции рангов. В результате расчетов получаем квадратную матрицу мер близостей

экспертов по характеру ответов. Следующий этап заключается в исследовании этой матрицы и, при необходимости, в разбиении ее на однородные группы экспертов методом многомерной группировки.

При анализе матрицы близости между экспертами полезно выделить так называемого «центрального» эксперта, суждение которого наиболее согласовано со всеми остальными. Выбранный таким образом эксперт может служить отправной точкой для выделения «центральной» группы экспертов по «поведению». Следует отметить, что в ряде случаев представляет интерес расчет показателя степени согласованности ответов каждого эксперта со всеми остальными. Этот показатель характеризует степень близости ответов каждого эксперта к средним, «центральным» оценкам и может использоваться в последующем анализе. Он выступает как некоторая одномерная количественная характеристика «поведения» эксперта.

**Влияние характеристик экспертов на ранжирование признаков** устанавливается поэтапно. В общем случае целесообразно начинать с оценки связи двух разбиений экспертов.

Способы построения одного из них — по характеру ответов — были описаны ранее. Пусть в результате этого разбиения получены группы экспертов ( $A_1, A_2, \dots, A_k$ ). Каждая группа  $A_i$  характерна тем, что мнения входящих в нее экспертов о порядке ранжирования признаков (их информативности) близки. Кроме того, у каждого эксперта имеется ряд объективных характеристик (профессия, занимаемая должность, тип представляемого им предприятия, стаж работы, образование, возраст и т. д.). На основе этого набора признаков может быть выполнено другое разбиение экспертов на группы ( $B_1, B_2, \dots, B_m$ ). Каждая группа  $B_j$  включает экспертов, «похожих» по своим характеристикам. Если связь между этими разбиениями существенна, то можно сделать вывод, что характеристики экспертов оказывают определенное влияние на их ответы.

Следующий этап анализа — выявление характеристик экспертов, наиболее важных по влиянию на ответы. Для этой цели можно использовать различные способы. При небольшом числе характеристик общая совокупность анкет последовательно разбиается на группы по каждой из

характеристик. Затем для набора специфических групп, образованных разбиением совокупности анкет по определенной характеристике экспертов (тип предприятия, специальность и т. п.), рассчитываются коэффициенты общей согласованности ответов (типа коэффициентов конкордации или их аналогов). Сравнительный анализ величины коэффициентов конкордации по группам, полученным разбиением совокупности по разным характеристикам, позволяет определить относительную важность отдельных характеристик экспертов. Та характеристика, которая обеспечивает наибольшую внутригрупповую согласованность ответов, будет наиболее важной.

Возможен и другой способ, когда многомерная группировка экспертов по ответам считается заданной и определяются характеристики экспертов, имеющие наибольшую информативность для этой группировки. Значимость отдельных характеристик экспертов определяется по одному из алгоритмов минимизации описания, в частности по алгоритму СПА, описанному в [2].

В некоторых случаях, когда используется одномерная количественная характеристика «поведения» эксперта (типа суммарного или среднего расстояния его оценок до оценок всех остальных экспертов), влияние профессионально-демографических характеристик на величину этого показателя определяется методом регрессионного анализа. Такого рода анализ был выполнен в работе [3].

**Оценка коллективного мнения** проводится по однородным подсовокупностям ответов. Для выбора специалиста-представителя пользуются матрицей мер сходства. Представителем группы считается тот эксперт, у которого сумма оценок близости его ответов со всеми остальными будет наибольшей, т. е. согласие которого со всеми членами группы больше, чем у других экспертов.

Связи набора признаков, описывающих процесс функционирования реального объекта, имеют определенную структуру и ориентацию. По направлению влияния признаки могут быть разделены на отдельные слои — входные, промежуточные разных степеней, выходные. Возникновение таких слоев вызывается, с одной стороны, направленностью причинно-следственных связей, с другой — размещением факторов (их изменений) во времени. Связи можно рассматривать с точки зрения их типа, ориентации и силы (последней можно дать количественную

оценку). Если подходы к метрической оценке силы связи достаточно разработаны и описаны в статистической литературе, то вопросы анализа структуры связей получили гораздо меньшее освещение.

Между тем качественный анализ структуры связей может служить одним из полезных предварительных этапов экономико-статистического исследования.

### Анализ структуры причинно-следственных связей (экспертные оценки и методы теории графов)

Обычно в процессе экономико-статистического моделирования исследователь имеет дело с большим числом переменных. С методической точки зрения правильнее начинать постановку задачи с учета максимально возможного количества характеристик изучаемого объекта. Поэтому один лишь словесный анализ структуры связи недостаточен и возникает необходимость ее формального представления, для чего можно использовать аппарат теории графов (см. [4]). Такой подход позволяет каждой изучаемой системе переменных ставить в соответствие определенную логическую структуру, формализуемую некоторым графом (матрицей смежности). В результате исследователь получает в свое распоряжение язык строгой и компактной записи качественных знаний. Необходимость построения гипотетического графа связей сталкивает разные точки зрения о структуре связей переменных и тем самым обязывает проводить более глубокий анализ изучаемых явлений.

Построение графа непосредственных влияний (исходной матрицы смежности) почти всегда сопряжено со значительными трудностями и базируется на априорных, профессиональных знаниях о ходе процесса. Однако на основе такой исходной матрицы связей может быть решен ряд весьма важных вопросов постановки задачи экономико-статистического моделирования.

Во-первых, известно, что первоначальный набор переменных весьма избыточен. В него включаются все известные переменные вне зависимости от возможности их измерения. В каждом конкретном случае исследователь ограничивается конечным и, как правило, небольшим числом переменных. За пределами его внимания по различным причинам (вообще неизмеримы, неизмеримы на



данном уровне развития, сбор информации связан с большими затратами и т. д.) остается большое число переменных, связанных друг с другом отношениями влияния. Таким образом, в действительности исследователь всегда рассматривает часть (или несколько частей) некоторой схемы влияния. При помощи операций по преобразованию графов (матриц смежности) можно уменьшить размерность набора переменных, не искажая структуру причинно-следственных связей оставшихся переменных, т. е. выделить необходимую часть структуры так, чтобы связи, опосредованные исключаемыми характеристиками (переменными), в новой структуре сохранились.

Во-вторых, анализ матрицы смежности позволяет выделить слои переменных по характеру влияния (структура входа, структура выхода, промежуточные слои) и выявить различные типы связей (взаимосвязанность переменных, прямые структуры, автоматы). Это, в свою очередь, позволяет более обоснованно подходить к формированию совокупности и выбору метода моделирования и типа модели (классические регрессионные модели, рекурсивные и структурные уравнения и т. п.).

Таким образом, матрица смежности служит инструментом выбора признаков для построения пространственных границ совокупности. Зная, какова структура и направленность связей признаков, можно на стадии постановки задачи формировать однородные подсовокупности объектов по определенному набору признаков. При этом, естественно, используются признаки, занимающие начальное положение в иерархии причинно-следственных связей.

Например, в работе [5] построены структурные схемы связи групп факторов, обуславливающих вариации технико-экономических показателей угольных шахт. Входными в этих схемах являются горно-геологические условия, в значительной мере определяющие значения других варьирующих условий производственной деятельности шахт (способ вскрытия, метод подготовки шахтного поля, система разработки угольных месторождений, способы механизации и т. д.). На основе такого рода схем (графов связи) возможен отбор объектов для формирования совокупности с заранее заданной степенью однородности. Вполне понятно, что подбор объектов, у которых совпадает большое число последовательно влияющих признаков, обеспечивает высокую однородность совокупности,

но резко уменьшает ее объем. Поэтому удовлетворительная для стадии постановки задачи однородность совокупности обеспечивается отбором объектов, у которых совпадают признаки, находящиеся в вершине (начале) графа связи. В частности, для угольных шахт достаточная начальная однородность совокупности шахт обеспечивается их группировкой по горно-геологическим условиям производства. В некоторой степени эта группировка близка к группировке шахт по бассейнам.

Знать структуру влияния факторов полезно и при измерении силы связи с использованием коэффициентов влияния. Для большинства используемых мер связи представляющие их матрицы симметричны относительно главной диагонали. Однако в экономико-статистических исследованиях весьма интересно использовать и несимметричные матрицы, характеризующие структуру причинно-следственных связей признаков. Методические подходы к расчету показателей связи для такого случая предложены в работе [5].

Сущность этих подходов заключается в следующем. Априори, на основе профессионально-логического анализа либо формального анализа фактических данных строится граф (матрица смежности), описывающий причинные отношения признаков исходного набора. Определенному реальному процессу (набору описывающих его признаков) соответствует некоторый антисимметричный граф причинно-следственных связей. Каждой вершине заданного графа (каждому признаку матрицы смежности) соответствует вектор наблюдений  $\vec{x} = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iN})$ , где  $N$  — общее число объектов совокупности. Расчет коэффициентов влияния позволяет оценить силу влияния  $j$ -го признака на  $i$ -й при условии элиминирования влияния всех остальных признаков, связанных с  $j$ -м, исходя из заданной структуры причинно-следственных связей набора признаков.

Анализ взаимосвязи признаков и их группировка дают дополнительную содержательную информацию, позволяют снизить трудоемкость последующих расчетов, выявить определенные закономерности в описании объекта, более обоснованно подойти к формированию модели и оценке ее оптимального размера.

## Анализ и преобразование исходного признакового пространства (многомерная группировка и методы дискретного программирования)

Наиболее важная и часто используемая операция преобразования — сжатие информации. Эта операция может выполняться как самостоятельно, так и параллельно с другими операциями преобразования (например, с ортогонализацией и формированием линейных комбинаций признаков).

Принципиальная и практическая необходимость уменьшения размерности признакового пространства обусловлена рядом обстоятельств. Во-первых, это связано с необходимостью устранить явление мультиколлинеарности. Включение в регрессионную модель переменных, коллинеарно связанных друг с другом, влечет за собой возможность резкого искажения коэффициентов регрессии в модели. Во-вторых, необходимо учитывать максимально возможное для данных условий число переменных модели. Если число объектов в данной отрасли (подотрасли) ограничено (а это весьма типичная для экономико-статистических исследований ситуация), то «конечное» число переменных определяется объемом совокупности. Оно должно быть в несколько раз меньше числа единиц наблюдения. И наконец, в-третьих, сокращение признакового пространства обуславливается соображениями удобства построения и последующей интерпретации модели, требованиями и ограничениями, накладываемыми применяемой вычислительной техникой и используемыми алгоритмами обработки информации, соображениями снижения трудоемкости исследования.

Конечная цель решения задачи минимизации описания более глубока, нежели просто коротко представить большой массив исходных данных: коль скоро удалось коротко представить обширную информацию, то появляется уверенность, что вскрыта некоторая объективная закономерность, существующая в структуре признакового пространства и позволяющая провести это сокращение.

Можно выделить ряд типичных задач анализа и преобразования исходного пространства признаков.

1. Задача упорядочения признаков. Она состоит в приписывании каждому признаку веса в соответствии с

его относительной важностью и в дальнейшем упорядочении признаков по этим весам. Признаки, обладающие малой информативностью (весом), могут быть исключены из дальнейшего анализа.

2. Задача группировки признаков. Ее наиболее распространенная постановка состоит в выделении групп сильно связанных между собой признаков с последующим выбором представителей групп. Она может быть дополнена требованием формирования «групповых» факторов вместо выбора представителей групп. Возможна модификация этой задачи, заключающаяся в выделении относительно «независимых» групп признаков.

3. Задача снижения размерности признакового пространства. Она основана на переходе к новым координатам, замене исходных признаков их линейными комбинациями.

На стадии предварительного анализа решаются преимущественно вторая и третья задачи (хотя возможен подход и к решению первой).

Из трех перечисленных задач наибольшее распространение получила группировка признаков с выбором представителей полученных групп. Объясняется это тем, что в качестве представителей групп выступают сами исходные признаки и, таким образом, снимается проблема интерпретации. К недостаткам метода группировки признаков следует отнести определенные потери информации, особенно если сформированы группы с относительно небольшим уровнем тесноты внутригрупповых связей. Кроме того, отобранные этим способом признаки-представители не являются ортогональными, хотя взаимосвязь между ними, как правило, слаба.

В случае матриц связи решение задачи группировки признаков сводится, по существу, к перестройке матрицы таким образом, чтобы в преобразованной матрице вдоль главной диагонали выделялись квадратные блоки с большими элементами (значениями показателей силы связи), а элементы, расположенные вне блоков, были относительно малы. Такая перестановка строк и столбцов матрицы связи признаков получила в литературе название задачи «диагонализации» (см. [6]). В результате ее решения происходит объединение признаков так, что признаки, входящие в любую группу, обладают большей силой связи между собой, чем признаки, принадлежащие разным группам.



В литературе предложен ряд алгоритмов многомерной группировки как эвристического, так и вариационного характера. Эту же задачу можно решать и методами дискретного программирования (см. [7]). В работе предлагается эффективный алгоритм направленного перебора, идейно близкий к алгоритму Балаша [8]. Однако по характеру приближения к оптимальному решению он является «прямым», т. е. движение к оптимальному решению осуществляется по допустимым точкам. Условие формирования групп тесно связанных признаков заключается в том, что суммарная взаимосвязь признаков, включаемых в одну группу, должна превышать некоторый порог. Этот же алгоритм может быть использован для формального отбора независимых признаков и признаков, включаемых в регрессионную модель.

#### ПОСТРОЕНИЕ ЭСМ И ИХ АДАПТАЦИЯ

До недавнего времени методы корреляционно-регрессионного анализа были основным аппаратом построения экономико-статистических моделей. Для адекватного описания изучаемого явления с помощью этого аппарата необходимо, чтобы соблюдался ряд жестких требований. Однако теория вероятностей и математическая статистика разрабатывались применительно к задачам исследования природных явлений, и ряд их постулатов не выполняется в реальных экономических задачах. Особенно это относится к таким условиям, как однородность исследуемой совокупности, возможность описания моделируемой зависимости непрерывной функцией, использование только количественных признаков, ограничение на форму связи (линейность), представительность выборки и ее достаточный объем, независимость выборочных наблюдений и др.

Повышению адекватности экономико-статистических моделей и расширению области их применения способствует дополнение классического корреляционно-регрессионного анализа использованием других методов, позволяющих учесть специфические особенности экономической совокупности, например неоднородность и сравнительную малочисленность, наличие большого количества номинальных и ранговых признаков, нелинейность связей и т. д. К таким методам можно отнести распознавание образов и многомерную классификацию. Кроме того, на этапе

построения моделей необходимо учесть априорные ограничения на параметры модели и допустимые комбинации переменных. Оценивание параметров моделей с учетом этих требований позволит повысить их адекватность, отразить в моделях специфические особенности моделируемых процессов.

Для реальных экономических систем характерно явление внутреннего совершенствования, изменения режима функционирования, т. е. так называемое «активное» поведение. Поэтому при построении моделей необходимо предусмотреть возможность подстройки моделей, их совершенствования в результате анализа вновь поступающей информации о процессе. Последнее может быть осуществлено при помощи построения адаптивных моделей.

Остановимся подробнее на способах учета этих специфических особенностей экономических совокупностей на этапе построения ЭСМ.

#### Построение моделей в неоднородных совокупностях (распознавание образов, теория случайных процессов и регрессионный анализ)

Как и комбинационная группировка, методы распознавания образов могут служить инструментом решения одной из основных проблем экономико-статистического исследования — группировки явлений, объектов, процессов. При использовании методов комбинационной группировки выполняется последовательное логическое деление совокупности по отдельным признакам. Сначала вся совокупность делится по одному признаку, затем каждая из полученных групп — по другому и т. д. Сформированные в результате такого процесса логические деления группы характерны тем, что все их элементы обладают одинаковыми значениями комплекса признаков группировки. Другими словами, достаточным и необходимым условием принадлежности единицы совокупности данной группе является обладание соответствующими значениями комплекса группировочных признаков. В пределах набора признаков группировки элементы групп неразличимы.

В ходе развития научных исследований обнаружилось, что принципы чистой логики, лежащие в основе метода

комбинационной группировки, нелегко применять к эмпирическому материалу. Опыт многих эмпирических исследований свидетельствует о том, что существуют естественные типы явлений, каждый из которых объединяет индивидуальные явления, обладающие большим числом общих признаков, и что для такого типа явлений невозможно найти жесткого определения, выраженного через небольшой набор совпадающих признаков. В некоторых случаях те или иные объекты можно без всяких сомнений отнести к определенному типу, несмотря на то, что у них отсутствуют или не совпадают несколько признаков из числа использованных при формировании группы. Все это обусловило необходимость разработки новых принципов многомерной группировки, отличных от классических.

Сущность принципов группировки, лежащих в основе распознавания образов, сводится к тому, что деление совокупности объектов выполняется не последовательно по отдельным признакам, а одновременно по большому числу признаков.

Представляется, что подходы к формированию групп, используемые в теории распознавания образов, лучше, чем методы комбинационной группировки, согласуются с положением о существовании естественных типов объектов, близких по комплексу признаков. Действительно, при использовании методов комбинационной группировки объект, отклоняющийся от нормы, характерной для группы, по одному единственному признаку набора, будет автоматически исключен из группы. Более того, если этот признак используется на первом шаге группировки, то объект может легко попасть в группу, очень далекую от той, с которой он в действительности имеет наибольшее сходство.

Если использовать понятие пространства признаков, то группы, получаемые методами комбинационной группировки, представляют собой секторы такого пространства. При этом границы между секторами (группами) обычно параллельны осям пространства признаков. Осуществляя классификацию методом комбинационной группировки, исследователь зачастую искусственно «рубит» пространство признаков, подчас разрушая реально существующие в нем обособленно-однородные классы жестко заданными интервалами признаков. Этот основной недостаток делает комбинационную группировку неэф-

фективной для выделения типов объектов по комплексу признаков, так как с добавлением каждого нового признака опасность разрушения объективно существующих однородных групп возрастает. Следовательно, основное преимущество методов распознавания образов заключается в том, что они позволяют с той или иной степенью приближения «нащупать» и выделить реально существующие в признаковом пространстве скопления точек объектов, что связано с одновременной группировкой по большому числу признаков и использованием в качестве границ сложных поверхностей.

Основой для сравнения корреляционно-регрессионного анализа и распознавания образов служит применимость тех и других методов для изучения статистических связей, поиска эмпирических закономерностей.

Общезвестно, что статистические закономерности носят усредненный характер и многофакторные регрессионные модели, как правило, дают хорошую аппроксимацию только для объектов, близких к средним. Таким образом, регрессионная модель приложима (пригодна для анализа и предсказания) к индивидуальному объекту только в однородных совокупностях. При этом понятно, что речь идет не об абсолютной однородности, которая вообще недостижима, а об относительной, условной однородности, при которой полученные статистические закономерности формирования экономических показателей справедливы для каждой единицы исследуемой совокупности.

При использовании методов распознавания образов поиск эмпирических закономерностей возможен для более широкого класса связей. Эти методы предъявляют менее жесткие требования. Они рассчитаны на выявление структурных закономерностей и формирование однородных классов объектов. Распознавание может эффективно проводиться не только по количественным, но и по качественным признакам. Методы распознавания образов позволяют сжать набор признаков, получить «информативный» набор.

Ввиду дискретного характера описания связей снимаются ограничения, связанные с алгебраической формой связи. В то же время процедуры распознавания носят более эвристический характер, применение дискретных моделей в распознавании связано с усреднением и



определенными потерями информации, чего нет при построении непрерывных регрессионных моделей.

Приведенная краткая характеристика корреляционно-регрессионного анализа и теории распознавания образов свидетельствует, что эти два вида методов эмпирического изучения связей хорошо дополняют друг друга. Комплексное применение обоих методов позволяет существенно расширить сферу приложения регрессионного анализа. При этом основная роль методов распознавания образов заключается в обеспечении условий для адекватного приложения регрессионного анализа, хотя во многих случаях аппарат распознавания образов может выступать и как самостоятельный инструмент построения модели экономического процесса.

Гибридная модель строится следующим образом: вначале выборочная совокупность объектов методами распознавания образов разбивается на группы «близких». Для каждой из выделенных групп строится своя функция регрессии. В отличие от обычной регрессионной функции, параметры которой остаются стабильными для всех объектов совокупности, здесь параметры модели различны для разных областей признакового пространства. Задачи построения такой модели сводятся к одновременному поиску наилучшего разбиения выборочного пространства и наилучших параметров внутригрупповых регрессионных функций, при которых достигается экстремум принятого критерия качества модели.

В общем виде для случая пересекающихся групп (вероятности принадлежности каждого объекта к сформированным группам известны) модель может быть записана следующим образом:

$$y(x) = \sum_{e=1}^s (a^e x + b^e) p(k_e/x),$$

где  $y(x)$  — оценка показателя для объекта с вектором характеристик  $\vec{x} = (x_1, \dots, x_m)$ ;  $k_1, \dots, k_s$  — группы, на которые распадается совокупность;  $p(k_e/x)$  — вероятность принадлежности объекта с вектором характеристик  $\vec{x}$  к группе  $k_e$ ,  $0 \leq p(k_e/x) \leq 1$ ;  $a^e = (a_1^e, \dots, a_m^e)$ ,  $b^e$ ,  $l = \overline{1, S}$  — коэффициенты обобщенной регрессии при переменных.

Синтез методов распознавания образов и корреляционно-регрессионного анализа приводит к появлению двух новых форм экономико-статистических моделей — дискретных и дискретно-непрерывных (см. [9]). Разные типы моделей в различной степени обеспечивают выполнение ранее сформулированных требований к ним.

Регрессионная непрерывная модель для всей совокупности не вызывает потерь в информации, связанных с разбиением совокупности на части. При том же объеме наблюдений она дает более надежные оценки параметров, чем дискретная модель, и позволяет в явной форме оценить влияние отдельных производственных факторов. В то же время такая модель непригодна для неоднородных совокупностей, так как в этом случае она не обеспечивает соблюдения принципа структурного подобия. Часто возникают затруднения в использовании этого типа моделей при нелинейных зависимостях.

Дискретные модели позволяют учитывать общее влияние комплекса признаков. При их использовании не возникает затруднений с учетом качественных признаков, нет ограничений, связанных с формой связи и однородностью совокупности, и т. д. Однако здесь есть существенные потери информации за счет усреднения.

Анализ материалов по ряду отраслевых систем показывает, что наиболее универсальна дискретно-непрерывная модель. При условии рационального сочетания составных частей она позволяет получить лучшие результаты в смысле адекватности модели исследуемому процессу.

Опыт многочисленных исследований свидетельствует, что полученные гибридные модели по сравнению с классическими обладают большей адекватностью — точностью описания (см. [9]). При этом существенно повышается не только средняя точность аппроксимации, но и, что более важно, индивидуальная точность. Тем самым ликвидируется один из недостатков классических регрессионных моделей, которые имеют резко различающуюся аппроксимирующую способность в разных областях признакового пространства и, следовательно, часто непригодны для индивидуальных предсказаний.

Приведем пример сравнения эффективности классической регрессионной модели и дискретно-непрерывной для одной и той же совокупности объектов (65 мартовских цехов металлургических заводов СССР). В рас-

Таблица 4

Сравнение различных типов моделей по величине индивидуальных ошибок аппроксимации

Тип модели	Число объектов совокупности, для которой прогнозирование выполняется с индивидуальной ошибкой (в %) аппроксимации					
	до 2	2-4	4-6	6-8	8-10	свыше 10
Классическая регрессионная для всей совокупности . . . . .	7	19	7	7	7	27
Двухклассовая дискретно-непрерывная . . . . .	18	13	7	10	5	12

смагриваемом случае дискретно-непрерывная модель дает существенное улучшение средней точности аппроксимации моделируемого показателя по сравнению с классической регрессионной моделью для всей совокупности. Однако главный выигрыш заключается не в повышении средней точности, а в получении более адекватной модели, по которой можно осуществлять предсказания по отдельным объектам совокупности.

В табл. 1 приведено распределение совокупности мартовских цехов на подсовокупности, для которых прогнозирование моделируемого показателя осуществляется с соответствующей относительной ошибкой аппроксимации для разных типов моделей.

Из таблицы видно, что при использовании гибридной модели почти вдвое увеличивается число цехов, для которых индивидуальные предсказания осуществляются с небольшой ошибкой (не более 4%), и весьма значительно (с 27 до 12) уменьшается число крупных ошибок (свыше 10%).

Весьма существенная причина нарушения адекватности моделей реальным процессам — использование жестких фиксированных конструкций моделей для описания всей совокупности. Между тем для экономических явлений характерна изменчивость, нестабильность структуры влияний как в пространстве, так и во времени. Анализ показывает, что совокупности объектов большинства экономических систем в фиксированный момент времени неоднородны, они распадаются на ряд подсовокупностей (типов), имеющих свой, специфический характер зависи-

мости экономических показателей от факторов производства.

Существование пространственной и временной неоднородности в статистических совокупностях побуждает искать способ учета этого обстоятельства при построении моделей, что обуславливает актуальность и необходимость построения моделей с гибкой, изменяющейся структурой.

На этапе построения модели задача заключается в оценке известных причин, приводящих к изменению структуры влияний. Это может быть достигнуто построением динамических моделей на основе синтеза методов распознавания образов, исследования многомерных динамических рядов и регрессионного анализа.

Изменение типологической структуры совокупности складывается в основном из трех элементарных процессов: изменения распределения объектов по базисным группам, дрейфа их характеристик и появления новых групп. От того, насколько интенсивно идет тот или иной процесс, зависит возможность применения тех или иных статистических моделей.

Влияние первых двух процессов может быть учтено с помощью методов распознавания образов. Для описания динамики структуры используется дискретная модель с постоянным набором групп объектов, но с переменными характеристиками и численностью отдельных групп.

Третий процесс — появление новых групп — вызывает серьезные затруднения в построении ЭСМ. Выходом из создавшегося положения, как нам представляется, могло бы быть использование адаптивного подхода к построению моделей, сущность которого заключается в установлении зависимости внутригрупповых характеристик от структуры и состава групп.

Удельное значение и скорости процесса изменения структуры различны в разных отраслях промышленности и в разные календарные периоды для одной и той же отрасли. Выполненный анализ позволяет выдвинуть гипотезу, что преобладающим по времени является процесс перемещения объектов между группами базисного набора.

При использовании однородных групп за каждый год приходится устанавливать устойчивость распределения однородных групп объектов во времени и некоторое соответствие между разными группами. После получения устойчивых групп по каждой из них строят частные ЭСМ.



Таким образом, моделирование процесса развития экономической системы при использовании указанных подходов включает: выделение устойчивых групп, оценку динамики характеристик групп и выделение пространственно-временных типов; построение многофакторных экономико-статистических моделей для выделенных пространственно-временных типов.

Развитием идей динамического дискретно-непрерывного моделирования в плане повышения адекватности моделей реальным процессам является подход, основанный на синтезе методов теории случайных процессов и распознавания образов (см. [10]).

Выбор типа ЭСМ для описания поведения изучаемого экономического процесса определяется тем, на какое именно свойство реальных экономических систем делается акцент в предстоящем исследовании. Одно из таких свойств — управляемость экономических систем, т. е. возможность регулирования в определенной области по крайней мере некоторой части их основных параметров. В сочетании с объективной стохастичностью поведения экономических систем это свойство приводит к тому, что в результате реализации различных управляющих воздействий меняются вероятностные свойства объекта управления. Иначе говоря, меняется случайный процесс, описывающий поведение объекта. Следовательно, если на рассматриваемых отрезках времени некоторая экономическая система испытывает различные управляющие воздействия, то адекватной математической моделью ее поведения будет ЭСМ управляемого случайного процесса.

Принципиальной основой корректного применения экстраполяционных ЭСМ служит другое свойство экономических систем — их инерционность. Она означает невозможность существенного изменения состояний экономической системы за малые промежутки времени, т. е. управляющим воздействиям относительно некоторой экономической системы требуется определенное время для своего срабатывания. В пределах этого времени применение ЭСМ случайного процесса будет не только оправданным, но и, по-видимому, наиболее эффективным в настоящее время средством для описания поведения управляемых экономических процессов.

Количественная оценка параметров этих процессов может осуществляться с помощью методов теории распозна-

вания образов. Они используются на начальной и конечной фазах построения ЭСМ управляемого процесса и на каждом из этих этапов решают разные по характеру задачи. На первом этапе с применением алгоритмов многомерной группировки получают исходную информацию для построения ЭСМ, на заключительном этапе с помощью алгоритмов обучения распознаванию с учителем строится решающее правило, по которому набор признаков разбиения сопоставляется определенному набор параметров случайного процесса из некоторого их множества. Эффективность методов распознавания образов как инструмента оценки параметров модели управляемого процесса в первую очередь заключается в том, что они позволяют получать семейства реализаций на основе свойства эргодичности случайного процесса. Для этого множество состояний случайного процесса разбивается на непересекающиеся подмножества, реализации внутри которых можно отождествить с реализациями одного случайного процесса с фиксированным значением управляющего параметра. До использования этих методов в экономических исследованиях приходилось оперировать одной реализацией для оценки вероятностных характеристик динамических процессов (в силу невозпроизводимости экономических процессов).

Построенные таким образом ЭСМ управляемых случайных процессов отличаются от динамических дискретно-непрерывных моделей использованием аппарата теории управляемых случайных процессов вместо классического корреляционно-регрессионного анализа и являются логическим их развитием в сторону повышения адекватности ЭСМ двум особенностям экономических процессов — управляемости и стохастичности. При этом выполняются следующие этапы:

построение дискретной части методами многомерной группировки;

формирование непрерывной части, включая конструирование общего вида семейства плотностей распределения и определение их параметров методами математической статистики;

статистическая аппроксимация зависимости параметров распределения от характеристик классов с дальнейшей экстраполяцией, т. е. конструированием моделей для других значений управляющих воздействий.

Неадекватность может возникнуть также из-за того, что при оценке параметров модели классическими методами не предусматривается наличие априорных ограничений на вид модели (значение параметров и комбинации переменных). Поэтому для повышения адекватности модели необходимо сконструировать подходящий «гибридный» алгоритм оценивания параметров модели. Способ конструирования его зависит от типа решаемых экономико-статистических задач.

### **Оценка параметров моделей с учетом ограничений (методы математического программирования и модификация метода наименьших квадратов)**

Можно выделить два основных типа экономико-статистических моделей: описательные и объяснительно-прогнозные. Описательные модели характеризуют с формальной точки зрения исследуемый материал, не выходя за пределы этого описания (в отличие, например, от объяснительно-прогнозных моделей). При построении описательных моделей решается задача аппроксимации (оптимального оценивания), которая состоит в том, чтобы с помощью какого-либо критерия наилучшего приближения установить статистическое соотношение между переменными, описывающими вход, и переменными, описывающими выход. В задаче аппроксимации обычно необходимо подобрать такой вид функции, который бы содержал небольшое количество параметров, подлежащих определению (относительно количества наблюдений), и позволял отыскать эти параметры с помощью одного из известных методов. Обычно здесь применяется метод наименьших квадратов.

Целью исследования в этом случае является, как правило, получение уравнений регрессии, в определенном смысле наилучшим образом описывающих взаимосвязи переменных. При этом ни виду управления регрессии, ни его параметрам не приписывается определенного содержательного смысла. Использование для оценивания параметров моделей либо модифицированного метода наименьших квадратов, либо других методов обусловлено стремлением изменить характер приближения теоретической

линии регрессии к эмпирическим данным. Наиболее часто подобная ситуация возникает при выравнивании временных рядов.

В настоящее время почти все исследователи за меру приближения расчетных значений к фактическим принимают квадрат различий этих величин, а критерием выбора параметров модели — минимум суммы этих квадратов (метод наименьших квадратов — МНК). Этот метод имеет преимущество перед другими методами определения неизвестных параметров, так как при условии нормальности и независимости наблюдений он обеспечивает получение несмещенных эффективных и состоятельных оценок. Однако при изучении временных рядов, где наблюдения — не случайно распределенные нормальные величины, это свойство МНК не имеет такого значения, и начинают выявляться его недостатки.

Модели с параметрами, найденными с помощью МНК, всегда точнее аппроксимируют большие значения выравниваемого показателя (в смысле относительной ошибки). Во многих случаях, особенно при прогнозе показателя, имеющего тенденцию к росту, указанное свойство желательно, так как выравнивающая линия располагается ближе к последним членам ряда, от которых в основном зависит точность прогноза. Однако уравнение, построенное с использованием метода наименьших квадратов, более точно опишет ранние наблюдения, если абсолютная величина моделируемого показателя уменьшается со временем. Прогноз в данном случае связан со значительными погрешностями. Для преодоления этого недостатка в работе [11] предлагается модифицированный критерий МНК, суть которого заключается в том, что при подборе аппроксимирующего уравнения используется критерий минимизации суммы квадратов относительных отклонений.

В экономическом анализе динамики процессов могут быть высказаны определенные гипотезы о поведении приростов. Например, гипотеза о постоянной величине скорости изменения приростов соответствует предположению о параболической тенденции выравниваемого ряда. Для такого случая в работе [12] предлагается критерий выравнивания, основанный на принципе равенства функциональных средних средним арифметическим, вычисленным по временному ряду. В этой же работе предложен подход



к оцениванию параметров выравнивающего уравнения, основанный на минимизации максимального абсолютного отклонения расчетных значений от фактических. Данная задача приводится к решению системы линейных неравенств при соблюдении требования, гарантирующего отсутствие систематической ошибки. После соответствующих преобразований задача решается методами линейного программирования. Целесообразность применения такого подхода иллюстрируется примером выравнивания ряда национального дохода по параболе второго порядка. Тенденция, найденная по критерию минимума максимального отклонения, более предпочтительна, так как при увеличении среднего квадратического отклонения всего на 6,5% по сравнению с полученным по методу МНК максимальное отклонение уменьшилось примерно на 30%.

Роль, какую играют объяснительно-прогнозные модели, зафиксирована уже в их названии. Они устанавливают соответствие между совокупностью установленных фактов и гипотезами, которые включают эти факты или, по крайней мере, делают их очень вероятными. Такие гипотезы не проверяются непосредственно. Не будучи эквивалентны полностью экспериментальным данным, они выходят за их рамки и именно благодаря этому делают возможным прогноз ранее не установленных фактов.

Построение таких моделей наталкивается на серьезные трудности. В основе отбора факторов и вида модели должно лежать изучение причинного механизма формирования прогнозируемого показателя, т. е. стоит задача выявления движущих сил развития объекта. Решаемая при этом задача идентификации заключается в отыскании с помощью каких-либо подходящих методов неизвестных параметров в уравнениях, построенных на основе содержательных предположений. В данном случае, как и в задаче оптимального оценивания, физические соотношения входных и выходных переменных и статистические свойства их распределений считаются неизвестными. Кстати, заметим, что экономико-математической моделью в строгом смысле можно называть лишь подобные уравнения или системы таких уравнений. Уравнения, получаемые в результате решения задачи оптимального оценивания (аппроксимации), моделями в строгом смысле слова не являются.

При оценке параметров уравнений с помощью МНК должны быть учтены априорные соображения о структуре модели, ограничения на ее параметры и моделируемый показатель. Актуальность этих проблем возрастает при построении многофакторных моделей.

В случае одного аргумента различные неучтенные флуктуации в исходной информации, как правило, не могут вызвать изменения характера связи между переменными. При увеличении же числа факторов в модели возрастает вероятность того, что хотя бы при одном из них значение коэффициента примет знак, не соответствующий теоретическим предпосылкам. В этом случае модель носит формальный характер, не отражая истинной взаимосвязи экономических показателей. Она годится лишь для аппроксимации на исследуемый период, по данным которого и строилась. Получаемые с помощью таких моделей результаты не могут с доверием применяться для прогнозов и экстраполяции на будущее.

Для устранения этого недостатка область возможных значений структурных коэффициентов модели должна быть сужена за счет наложения на них ограничений. В частности, в работе [13] при нахождении оценок эконометрических уравнений решалась задача квадратического программирования

$$\min \sum_{i=1}^n \left( y_i - a_0 - \sum_{j=1}^m a_j x_{ij} \right)^2$$

при ограничениях

$$a_j \geq 0, \quad j = \overline{1, m},$$

где  $y_i - a_0 - \sum_{j=1}^m a_j x_{ij}$  — величина случайного отклонения фактического значения показателя  $y$  на  $i$ -м объекте от его расчетного значения;  $a_j$  — коэффициент регрессии;  $x_{ij}$  — значение  $j$ -го фактора на  $i$ -м объекте.

На коэффициенты могут накладываться и некоторые другие ограничения. В работе [13] кроме условия неотрицательности накладывались также дополнительные ограничения монотонности коэффициентов модели.

Укажем еще на одну известную возможность обобщения метода наименьших квадратов за счет введения «весов» отдельных наблюдений. Подобная задача возникает при обработке наблюдений, измеренных с разной

степенью точности. Введение «весов» наблюдений в метод наименьших квадратов приводит, вообще говоря, к квазиравдоподобным оценкам. Однако, как показано в работе [14], многократное повторение вычислительной схемы метода наименьших квадратов с изменяющимися «весами» позволяет получить правдоподобные оценки параметров моделей. Такое рекуррентное применение метода наименьших квадратов особенно важно для определения характеристик процессов, развивающихся во времени.

Отметим, что адекватность экономико-статистической модели во многом зависит от точности оценок ее коэффициентов, которые, в свою очередь, определяются способами назначения весовых характеристик.

Существуют следующие возможности назначения «весов» наблюдений [14]:

весовые характеристики назначаются произвольно и не связаны функционально с точностью измерений (реальная ситуация, когда отсутствуют статистические характеристики ошибок измерения);

весовые характеристики обратны дисперсиям отдельных наблюдений;

весовые характеристики назначены обратно пропорционально дисперсиям наблюдений.

Отметим, что в случае нормального распределения ошибок измерений назначение «весов» двумя последними способами приводит к наилучшим несмещенным оценкам. В случае отсутствия достоверной статистической информации об ошибках наблюдений затруднительно указать на преимущество какого-либо одного из способов.

Серьезная проблема повышения адекватности построенных моделей по результатам их функционирования, обнаружения новых свойств и сторон моделируемого процесса заключается в адаптации моделей к изменяющимся условиям функционирования экономических систем.

#### **Адаптация экономико-статистических моделей (распознавание образов и стохастическая аппроксимация)**

Ввиду вероятностной природы модели всегда следует ожидать расхождения между результатами расчетов по моделям и фактическими реализациями моделируемых процессов. Статистическое моделирование можно предста-

вить в виде разворачивающегося во времени процесса конструирования модели, ее апробации, корректировки и т. д. Анализ работы модели в реальных условиях дает возможность получить значительно больше информации о свойствах изучаемого явления, чем на первоначальном этапе конструирования модели. Итерационный процесс совершенствования модели, когда на каждом этапе анализируются ошибки, вскрываются порождающие их причины и в модель вносятся коррективы, продолжается до тех пор, пока либо свойство ошибок не приблизится к характеристикам «белого шума», либо точность моделирования не достигнет заданной. Этот процесс можно назвать процессом адаптации (приспособления) модели к условиям ее функционирования. В работе [15] адаптация определяется как процесс изменения параметров и структуры системы, а возможно, и управляющих воздействий на основе текущей информации с целью достижения определенного, обычно оптимального, состояния при начальной неопределенности и изменяющихся условиях работы.

Процедура адаптации может быть организована путем применения различных методов. Остановимся на двух подходах к адаптации, основанных на идеях распознавания образов и стохастической аппроксимации.

Согласно общей схеме, основанной на использовании идей распознавания образов, один цикл итерационного процесса включает в себя следующие пять этапов:

1 этап. Рассчитываются ошибки аппроксимации по каждой реализации моделируемого процесса (в пространстве и во времени).

2 этап. Анализируется распределение ошибок. Если в результате анализа выявляется наличие закономерности в распределении ошибок, то переходят к следующему этапу схемы.

3 этап. Проводится группировка реализаций по величине и знаку ошибки. Полученные группы объектов (реализаций) выступают в качестве обучающей выборки.

4 этап. Выполняется обучение распознаванию группы объектов в пространстве факторов производства, куда включаются не только независимые переменные модели, но и все известные характеристики объекта. Если получена значимая зависимость классификации объектов в пространстве факторов производства и в пространстве ошибок, то переходят к следующему этапу.



5 этап. Выявляются основные факторы производства и характеристики объектов, оказывающие влияние на характер и величину ошибок аппроксимации. Результаты этого этапа могут служить базой для совершенствования структуры исходной модели, в частности для принятия решения об изменении типа модели (например, перехода от непрерывной модели к дискретно-непрерывной модели), введении в модель дополнительных факторов (например, фактора времени), для учета нелинейности, взаимодействия факторов и т. д.

Основу описанного выше способа составляют исследование характера зависимости между фактическими значениями моделируемого показателя  $y_{\text{ф}}$  и рассчитанными по уравнению регрессии  $y_{\text{р}}$ . Последние, по существу, представляют собой линейную комбинацию вектора независимых переменных ( $x$ ). Если зависимость  $y_{\text{ф}}$  от  $y_{\text{р}}$  представить графически, построив график «прогноз-реализация», то объекты по оси абсцисс будут ранжироваться соответственно величине комбинации их входных характеристик, а по оси ординат — в соответствии со значением выходного показателя. В идеальном случае, при функциональной линейной зависимости  $y$  от  $x$ , точки должны располагаться на биссектрисе координатного угла. По характеру отклонений фактических точек от этой прямой можно судить о степени близости реальной зависимости к линейной.

Здесь можно выделить два момента: общий разброс точек, являющийся оценкой аппроксимирующей способности уравнения регрессии, и порядок расположения точек, позволяющий проверять гипотезу о близости реальной связи к линейной.

Действительно, когда реальная зависимость близка к линейной и, следовательно, совокупность линейно-однородна, то разброс точек вокруг биссектрисы вызывается только недоучетом каких-то независимых переменных и последовательность в их расположении должна носить случайный характер. Если же в последовательности расположения точек может быть выявлена система, т. е. в определенных частях графика они концентрируются преимущественно выше или ниже биссектрисы, то это означает непригодность единой линейной модели для описания моделируемого явления. В этом случае можно предположить наличие неоднородности совокупности по

одному или нескольким независимым переменным, нарушающим линейный характер зависимости.

Для корректировки модели большое значение имеет не только общий график «прогноз-реализация», но и исследование зависимости ошибки аппроксимации от других факторов, в частности от времени. В случае аппроксимации строится график расположения отклонений в той последовательности, в какой расположены сами наблюдения. В случае регулярных многократных прогнозов для фиксированного объекта последовательность отклонений соответствует хронологической последовательности прогнозов. В первом случае (аппроксимация) выявление закономерной связи величины отклонения со временем наблюдения свидетельствует о недоучете фактора времени в модели и требует ее соответствующей корректировки. В случае прогноза факт систематического изменения ошибок во времени также может быть использован для корректировки либо самого прогноза, либо модели. Для введения соответствующей поправки в прогноз строится функция ошибки прогноза от времени (в виде явной функции, авторегрессии либо их комбинации).

Отклонения можно располагать в последовательности в соответствии со значениями отдельных независимых переменных. Выявление факта закономерного изменения отклонений от величины независимых переменных также свидетельствует об ошибках в модели (например, о недоучете нелинейности зависимости) и о необходимости внесения соответствующих коррективов. Заметим, что такая же процедура анализа ошибок может быть применена и к факторам, непосредственно не входящим в модель, например качественным. Она относится к замкнутым процедурам построения «обучающихся» моделей с обратной связью по результатам их функционирования.

Общеизвестно, что достоверность и точность экстраполяционных прогнозов во многом определяется правильным выбором структуры модели. Однако процесс этого выбора, как правило, субъективен, неформализован. Построение «обучающихся» моделей и есть некоторая попытка формализовать процесс совершенствования структуры модели и уточнения оценок ее параметров.

Другой подход к адаптации модели основан на идеях стохастической аппроксимации (см. [16]). Он оказывается особенно полезным в том случае, когда нет априорной ин-

формации о статистических характеристиках изучаемого управляемого стохастического процесса.

В стохастических системах нельзя осуществлять оптимальное управление без достаточно хорошего знания характеристик процесса. Уточнение вероятностных характеристик процесса, его более полное изучение возможно только в процессе функционирования системы, в процессе управления. Следовательно, в стохастических системах управление носит дуальный, противоречивый характер. С одной стороны, оно служит средством изучения системы, с другой — средством осуществления целей оптимального управления.

Решение задачи дуального управления облегчается, если удастся отделить процедуры изучения и управления, последовательно чередуя их. Подобная отделимость правомерна для линейных стохастических систем с квадратичной целевой функцией. Именно с такой ситуацией мы сталкиваемся при оценивании параметров линейных регрессионных моделей методом наименьших квадратов.

Применение идей стохастической аппроксимации для построения адаптивных ЭСМ в этом случае сводится, по существу, к рекуррентному методу наименьших квадратов. Сущность метода заключается в том, что новая информация (под новой понимается либо вновь появившаяся информация, либо искусственно созданная в результате приложения модели к ретроспективным данным) используется для исправления имеющихся оценок параметров модели. Этот пересчет связан с систематическим преобразованием априорных ковариационных матриц в апостериорные. Последнее может осуществляться с использованием рекуррентных соотношений.

### **ГИБРИДНЫЕ ЭСМ В СИСТЕМАХ ОПТИМАЛЬНОГО ПЛАНИРОВАНИЯ И УПРАВЛЕНИЯ**

Применение ЭСМ в системах планирования и управления, по существу, сводится к решению задачи принятия решений. Эта проблема имеет универсальный характер и возникает в любой сфере человеческой деятельности. Ситуация, в которой происходит принятие решений, характеризуется наличием цели (целей), альтернативных линий поведения и ограничений.

Наиболее слабо изучены следующие проблемы принятия решений:

информационное обеспечение — формирование целей, количественных характеристик альтернатив поведения, допустимых ограничений;

учет вероятностных свойств и неопределенности экономических систем;

многокритериальность задач принятия решений.

Применение ЭСМ в задачах принятия решений налажено на модели комплекс специфических требований, которые могут быть удовлетворены переходом к гибридным формам моделей. Кроме ранее рассмотренных условий повышения адекватности ЭСМ (обеспечение однородности совокупности, учет изменчивости структуры влияния, априорных ограничений, качественных признаков, адаптивности и т. д.) необходимо учесть ряд дополнительных требований. Основное из них заключается в обеспечении возможности оптимизации ЭСМ, т. е. модель должна иметь все три элемента, присущие задаче принятия решений (цель, альтернативы, ограничения), и обеспечивать допустимость оптимизации, возможность переноса закономерностей на планируемый период. Последнее означает наличие черт адаптивности и управляемости.

Кроме того, применение ЭСМ в управлении обязательно предполагает придание им элемента нормативности, введение критериев, характеризующих цель управления.

### **Построение и решение оптимизационных ЭСМ (методы распознавания образов, регрессионного анализа, математического программирования)**

Под оптимизационной статистической моделью будем понимать систему регрессионных и функциональных зависимостей, сведенную к общей задаче линейного программирования. Принципы построения и решения оптимизационных статистических моделей впервые были сформулированы в работах [17—19].

Рассмотрим общую постановку оптимизационной статистической модели.

Введем обозначения:

$x = (x_1, x_2, \dots, x_m)$  — входные переменные;

$y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  — выходные переменные.

На возможные значения переменных наложены ограничения:

$$x_{j \min} \leq x_j \leq x_{j \max}, \quad j = \overline{1, m}; \quad (1)$$

$$y_{p \min} \leq y_p \leq y_{p \max}, \quad p = \overline{1, n}. \quad (2)$$

Математически рассматриваемый экономический объект можно представить системой линейных регрессионных уравнений

$$\hat{y}_i = \sum_{j=1}^m \beta_{ji} x_j, \quad (3)$$

где  $\beta_{ji}$  — выборочная оценка соответствующего коэффициента регрессионной модели.

Пусть  $L = \sum_{i=1}^m a_i x_i$  — некоторая линейная зависимость. Задача оптимизации сводится к нахождению такой точки  $x^*$  внутри (1), которая удовлетворяла бы ограничениям (3) и (2) и одновременно приводила к экстремуму  $L$ .

Специфика проблемы оптимизации статистической модели приводит к двум последовательно решаемым задачам. Одна из них — задача идентификации: на основании конечного числа наблюдений  $x$  и  $y$  и заданной структуры объекта определить его характеристики  $\beta_{ji}$ ,  $j = \overline{1, m}$ ;  $i = \overline{1, n}$ . Вторая задача — стохастического программирования — заключается в выборе такого допустимого  $x$ , оптимизирующего показатель качества, чтобы при этом случайная величина  $y$  попала в допустимое множество с заданной вероятностью  $p\{y_{\min} \leq y \leq y_{\max}\} \geq p_0$ . При решении первой задачи кроме вопросов, касающихся собственно идентификации, необходимо учесть также требования придания ЭСМ формы, соответствующей задачам принятия решений. Целевая функция может строиться исходя из содержательных предпосылок и представлять собой функциональную зависимость, одно уравнение регрессии или комбинацию уравнений регрессии. Ниже эти вопросы будут рассмотрены более подробно.

При построении системы ограничений на переменные и их комбинации должны учитываться как стохастические, так и балансовые связи. В тех случаях, когда при оптимизации процесса используется принцип Парето, важно учесть ряд ограничений. Ограничение на значения

вспомогательных критериальных показателей обычно представляют собой уравнения регрессии, описывающие связь показателя качества с показателями производства. Например, в доменном производстве следует установить ограничения на химический состав чугуна, во многом определяющий технико-экономические показатели сталеплавильного передела и собственные показатели доменного процесса. Балансовые ограничения описывают функциональные связи между переменными. При их построении могут использоваться матричные методы и др. Для учета структурных ограничений, характеризующих внутренние взаимосвязи факторов управления изучаемого процесса, можно использовать аппарат многомерной классификации и регрессионного анализа. Выявленные статистическими методами существенные взаимосвязи между факторами могут выступать в качестве структурных ограничений. Наконец, позиционные, двухсторонние ограничения на область допустимых значений факторов управления устанавливаются либо на основе нормативов, либо посредством статистического анализа соответствующих кривых распределения.

При сведении статистической модели к задаче линейного программирования возникает дилемма между методами оценки структурных параметров модели (метод наименьших квадратов) и методом решения линейно-программной задачи (симплекс-метод). Покажем, как может быть разрешено это противоречие.

Строится ЭСМ исходя из нормального закона распределения случайных величин, который полностью характеризуется заданием вектора средних значений и ковариационной матрицей (многомерный случай). Это положение дает некоторый ориентир в обоснованном выборе интервала изменения переменных оптимизационной статистической модели. Из неравенства Чебышева вытекает, что в интервале  $\pm \sigma$  ( $\sigma$  — среднеквадратическое отклонение) находится 67,7% значений случайной величины, в интервале  $\pm 2\sigma$  — 95,5 и в интервале  $\pm 3\sigma$  — 99,3%. Это позволяет утверждать, что случайные величины с большой вероятностью падают в допустимом интервале, покрывающем среднее значение распределения.

Таким образом, имеем определенный механизм выставления ограничений в оптимизационной статистической модели. Для этого требуется по каждому неизвестному фак-



тору оценить среднее значение, исходя из его распределения, и выставить ограничения в пределах  $\pm k\sigma$  от этой средней. Тем самым формально будет снято противоречие между способом постановки ограничений и методом оценки параметров модели. Такой подход приемлем, если строится модель одного объекта и оптимизация его функционирования не приводит к резкому изменению режима работы.

Однако на практике чаще имеет место другая ситуация: ЭСМ строится для совокупности объектов и оптимизация приводит к резкому изменению состояния объектов. В случае, когда по каждому объекту модель не может быть построена, такая процедура выставления ограничений не годится, так как она не позволяет оценить индивидуальные свойства объекта. Действительно, для всей совокупности объектов имеем единственную среднюю и единственные среднеквадратические отклонения. Следовательно, границы на переменные одинаковы, т. е. индивидуальные особенности объекта не будут учтены. В исследованиях по отраслевому планированию мы сталкиваемся именно с такой ситуацией.

Метод наименьших квадратов дает структуру модели, ориентированную на среднее значение совокупности. Это означает, что будут существовать объекты, значения характеристик которых находятся как «близко», так и «далеко» от средних. Отсюда следует и разная точность расчетов для каждого объекта. Для объектов с характеристиками, «близкими» к средним, она будет больше, чем для объектов, характеристики которых «удалены» от средних. Методы линейного программирования обладают таким свойством, что решение находится в крайних точках области ограничений. Для тех объектов, значения характеристик которых «удалены» от средних, могут выбраться оптимальные значения случайной величины, имеющие малую вероятность принадлежности исходной выборке. В результате такого дрейфа точек оптимум выйдет за допустимый статистический интервал варьирования для данной совокупности. Другими словами, полученный оптимальный план не будет соответствовать структуре модели. Реализация такого оптимального плана маловероятна. В связи с этим формальная оптимизация статистической модели нуждается в процедуре проверки на принадлежность оптимального плана исходной выборке.

Такая процедура может быть сконструирована на основе методов многомерной группировки. Для проверки принадлежности оптимального значения  $x^*$  исходной совокупности необходимо: провести классификацию  $N$  объектов; включить  $x^*$  в выборку  $x_1, x_2, \dots, x_N$  и провести классификацию  $(N+1)$ -го объекта. Под  $x^*$  понимаются все полученные оптимальные состояния для объектов, описываемых данной ЭСМ. Если  $x^*$  попадает в одну из групп, полученных ранее, то это означает, что статистическая природа совокупности не изменилась и оптимизация допустима. Данный подход позволяет исследовать структуру распределения с точки зрения наличия оптимальных состояний в исходной выборке.

Очевидно, что при проверке полученного оптимального плана на принадлежность исходной выборке возможны следующие три ситуации: оптимальный план принадлежит исходной совокупности той группы, на основании которой строилась исходная статистическая структура; в результате оптимизации объект из одной группы переходит в другие известные группы; оптимальный план не принадлежит ни одной из известных групп.

Рассмотрим более подробно каждую из этих ситуаций. Первая ситуация самая тривиальная. Она предполагает окончание процесса оптимизации статистической модели. Вторая ситуация показывает недопустимость оптимизации модели по той группе, на основании которой была построена исходная структура модели. Оптимизацию следует проводить по статистической модели той группы, в которую попадает оптимальное состояние. Здесь возможны два случая. Если условия задания ограничений удовлетворяют особенностям новой матрицы коэффициентов регрессии, то процесс оптимизации проводится на новой структуре в старых ограничениях. Когда же подстановка старых ограничений к новой структуре приводит к недопустимому плану (это зависит от качества классификации исходной выборки), требуется «синтезирование» новой структуры.

Наибольшую сложность представляет третья ситуация, когда оптимальное состояние не принадлежит ни одной из известных групп выборочной совокупности. И вообще неизвестна группа, которой в действительности принадлежит оптимальное состояние. Этот случай не исключение, так как вполне возможно, что оптимальное состояние бу-

дет представлять собой нетипичное сочетание факторов.

Один из приемлемых подходов, не претендующий, однако, на исчерпывающее решение проблемы «синтезирования» новой структуры, основан на геометрической интерпретации удаленности оптимального состояния от центров, выделенных в статистической совокупности групп. На наш взгляд, такой подход оправдан, поскольку подавляющее большинство методов классификации основано на гипотезе компактности, опирающейся на свойство расстояния в признаковом пространстве. Синтезирование новой структуры по этому подходу выполняется в два этапа: непосредственной проверки оптимального состояния на принадлежность одной из известных групп и собственно изменения структуры.

В основе процедуры проверки, используемой в любой из вышеуказанных ситуаций, лежит метод вычисления апостериорной вероятности (по известной формуле Байеса) принадлежности объекта той или иной группе. Для каждой группы рассчитывается апостериорная вероятность принадлежности оптимального плана  $x^*$  исходной совокупности данной группы. Выбирается максимальная апостериорная вероятность, и фиксируется порог ( $0 \leq p \leq 1$ ). Если для этого класса апостериорная вероятность превышает принятый порог, то объект считается принадлежащим данной группе. Если же превышения не происходит ни для одной из групп, то переходят ко второму этапу — поиску допустимой структуры. Находят расстояния от оптимального объекта до центров выделенных групп. Сравнивая эти расстояния, определяют группу, для которой достигается минимум расстояния. Она и будет «претендентом» на изменение структуры, которое проводится с учетом «близости» объектов из группы-претендента к оптимальному состоянию. На основании подсчитанных расстояний можно указать (приблизительно) вес каждого объекта группы-претендента в формирующейся новой выборке. Это позволяет ориентировать исходную совокупность на желаемое состояние и построить на ней новую статистическую структуру, после чего по полученной скорректированной выборке формируется ЭСМ и осуществляется следующий шаг оптимизации. По указанной методике происходит дальнейшая проверка принадлежности нового оптимального плана исходной совокупности.

Характерная особенность оптимизации режима функ-

ционирования экономических объектов — необходимость учета множества целей. Набор целей формируется под воздействием внешних и внутренних требований к объекту, а степень их достижения характеризуется величиной соответствующих технико-экономических показателей. Более подробно данная проблема будет рассмотрена применительно к двум уровням планирования — нижнему (технологические переделы и предприятия) и среднему (отраслевые системы).

### **Многокритериальная оптимизация (распознавание образов, регрессионный анализ, линейное программирование, экспертные оценки)**

Для экономических систем нижнего уровня, как правило, допустимо и необходимо существование множества целей функционирования, носящих тактический характер в отличие от стратегических, глобальных целей народного хозяйства в целом.

Эти цели формируются требованиями последующих переделов или производств (например, минимум себестоимости при регламентировании уровня качества и объема производства), потребителей (например, максимизация выпуска продукции и ее качества) и собственно экономическими интересами данного технологического передела (например, максимум прибыли). Естественно, что достижение таких целей характеризуется не одним показателем, а набором показателей, куда включаются себестоимость продукции, характеристики ее качества, производительность труда, сумма прибыли, удельные расходы сырья, топлива, электроэнергии и др. Многочисленные исследования показывают, что для большинства производственных процессов характерно известное противоречие между перечисленными технико-экономическими показателями: их оптимальные значения достигаются при разных режимах функционирования. Как правило, оптимизация показателей эффективности производства (удельные затраты сырья, топлива, энергии, себестоимость) обеспечивается при менее форсированных режимах, чем максимизация объема производства. Отсюда следует возникновение множественности равноправных, не сводимых друг к другу целей.

Так, в [20] показано, что в электросталеплавильном производстве минимальный удельный расход электроэнергии достигается при меньших мощностях, нежели максимум производительности оборудования. Такое же положение имеет место и в мартеновском производстве: наименьший удельный расход топлива соответствует более низким тепловым нагрузкам, чем минимальная продолжительность плавки.

Еще одной причиной использования множества критериальных показателей служит характер действующего производственного учета синтетических (стоимостных) показателей, заставляющий прибегать к системе промежуточных подцелей. Последнее вызвано тем, что зачастую выбранный основной экономический показатель (приведенные затраты, прибыль, себестоимость и т. п.) непосредственно по исследуемому процессу и за выбранную временную единицу наблюдения не учитывается. Множественность целей функционирования имеет место и при принятии решений на среднем уровне планирования.

Процесс многокритериальной оптимизации выполняется в несколько этапов. Сначала формируется первичный набор целей, причем он должен учитывать как можно более широкий круг выдвигаемых целей. Сформированный набор уточняется, устанавливается иерархия целей. Далее выбираются технико-экономические показатели, характеризующие степень выполнения поставленных целей, и выбирается режим функционирования, эффективный в отношении множества сформулированных целей. При формировании набора целей и установлении их иерархии весьма перспективны методы экспертного оценивания с дальнейшей статистической обработкой результатов.

Заметим, что рассмотрению подлежат не только реализуемые цели, но и уже достигнутые, которые надо сохранить. Например, увеличивая объем производства, надо обеспечить стабильный уровень качества продукции.

Сложность решения задачи оптимизации обычно зависит от числа подлежащих учету целей. Поэтому по возможности желательно их укрупнить и упростить. Весьма полезный прием в этом отношении — установление иерархии целей (построение графа связи) и измеряющих их показателей. При этом может оказаться, что некоторая цель является подцелью, средством достижения более общей цели. Например, в первоначальном перечне целей преду-

сматривается как снижение себестоимости продукции, так и снижение удельных расходов сырья и топлива. Понятно, что последнее есть лишь подцель, средство снижения себестоимости и не имеет самостоятельного значения. Однако в случае дефицитности какого-либо ресурса снижение его удельного расхода может быть самостоятельной целью независимо от влияния на уровень себестоимости продукции.

Далее, при уточнении целей необходимо определить не только возможности, но и степень их достижения в исследуемой ситуации. В этой связи встает вопрос об измерении степени выполнения сформулированных целей, для чего могут использоваться различные технико-экономические показатели.

При выборе из возможного набора критериальных показателей, наиболее ценных для конкретной производственной ситуации, целесообразно предварительно сопоставить цель с фактически достигнутыми значениями показателя, определить меру несоответствия между целью и сложившимся положением дел. Здесь можно прибегнуть к расчету показателя оптимизируемости процесса по каждому из показателей-кандидатов, а также к экспертным оценкам.

Весьма сложный вопрос — подбор измерителей степени достижения качественных целей. Наиболее целесообразно попытаться подобрать количественный эквивалент (например, для характеристики качества продукции использовать показатели химического состава и механических свойств; сохранность оборудования охарактеризовать сроком его безремонтного функционирования и т. д.). В крайнем случае используются балльные оценки степени достижения качественной цели либо оценка вероятности успешного достижения сформулированной качественной цели. Например, наличие дефектов в изделиях означает невыполнение цели «выпустить партию изделий без дефектов».

На последнем этапе оптимизации режима функционирования фактор многокритериальности может учитываться двумя способами. Первый из них основан на свертке набора частных критериев в один интегральный, в результате чего появляется возможность использования традиционных методов анализа и оптимизации. Второй связан с анализом отношений предпочтительности, задаваемых на частных критериях.



**Построение интегрального (обобщенного) критерия на базе априорных весов.** Можно дать следующую геометрическую интерпретацию этому подходу. Каждый из системы  $m$  частных показателей эффективности работы объекта рассматривается как ось евклидова пространства. Определенный режим эксплуатации, характеризующийся  $m$  показателями эффективности, представляется точкой  $m$ -мерного пространства. Обобщенный показатель эффективности определяется соотношением частных показателей  $k_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ) на основе априорных весовых коэффициентов  $a_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ):

$$F_0 = \sum_{i=1}^m a_i k_i.$$

Таким образом, обобщенный показатель представляется семейством параллельных гиперплоскостей. Множество значений  $F_0$ , принадлежащих одной гиперплоскости, характеризует один и тот же уровень общей эффективности достижения поставленных целей. Отсюда характерная особенность использования обобщающего показателя — возможность получения одного и того же его значения при разной комбинации частных показателей. Весовые коэффициенты имеют смысл взаимозаменяемости уровней частных показателей — с точки зрения сохранения одного и того же уровня общей эффективности режима. Характер процедур, используемых для установления весовых коэффициентов, зависит от ряда обстоятельств: наличия или отсутствия показателя более высокого ранга, с позиций которого осуществляется взвешивание, характера взвешиваемых показателей (количественные и качественные), возможности стоимостной оценки степени достижения целей и др.

Весьма просто решается задача соизмерения в случае, когда имеется один основной показатель, не поддающийся непосредственному охвату экономико-статистическим исследованием, и несколько вспомогательных, промежуточных показателей более низкого ранга, представляющих его в исходной информации. Тогда соизмерение может быть проведено на основе функциональных зависимостей, если таковые имеются, в противном случае — на основе регрессионных моделей. При отсутствии основного критериального показателя наиболее целесообразно стоимостное взвешивание (если оно возможно).

В рассматриваемом в [20] случае процесс моделирования включает: построение для каждого частного критерия уравнения регрессии, описывающего его зависимость от параметров управления процессом; построение соизмеряющей функции, связывающей частные и обобщенный критерии; конструирование общей целевой функции; формирование общей системы ограничений. Подобная задача решена для условий электросталеплавильного производства. В исследовании ставилась задача найти оптимальный режим ведения плавки, обеспечивающий получение минимума эксплуатационных расходов. Для характеристики режима плавки использовались показатели средней подводимой мощности по периодам плавки ( $P$ ).

Выбор в качестве критериального показателя расходов по переделу обуславливает необходимость введения промежуточных критериев. Дело в том, что расходы по переделу не калькулируются по каждой плавке и печи, а учитываются по цеху в целом с месячной периодичностью. Поэтому следует подразделить расходы на части по характеру влияния на них режима работы печи. По связи с режимом работы печи эксплуатационные затраты могут быть подразделены на три основные части: затраты, которые в общей сумме изменяются пропорционально изменению объема производства ( $H$ ); относительно постоянные расходы ( $Y$ ), удельная величина которых изменяется обратно пропорционально изменению объема производства; наконец, затраты на электроэнергию для выплавки стали ( $\mathcal{E}$ ). Удельная величина этих затрат на 1 т стали непосредственно определяется режимом работы печи.

Указанное расчленение эксплуатационных расходов позволяет ограничиться установлением влияния параметров процесса на производительность печи ( $q$ ) и удельный расход электроэнергии ( $w$ ). Величина этих промежуточных показателей известна по каждой плавке, следовательно, могут быть построены такие уравнения регрессии:

$$q = f_1(P);$$

$$w = f_2(P).$$

Выражая значения элементов соизмеряющей функции  $Y = f_2(q)$  и  $\mathcal{E} = f_3(w)$  и подставляя их в общую стоимостную соизмеряющую функцию

$$\Pi = H + Y + \mathcal{E} = H + f_2(q) + f_3(w),$$

получаем взвешенный стоимостный интегральный критерий.

В работе [21] предлагается способ построения интегрального критерия на основе использования непараметрического оценивания многомерной плотности распределения частных критериев. Сущность способа сводится к следующему. По каждому частному критерию вводится эталонное значение, по которому нормируются значения частных критериев (преобразование частных критериев); рассчитываются весовые коэффициенты по каждому из выбранных критериев (пропорционально плотности распределения), и на их основе конструируется интегральный критерий. Тем самым задача сводится к однокритериальной постановке и решается известными методами. Преимущество данного подхода, на наш взгляд, заключается в том, что при назначении весов используется информация, содержащаяся в исходной выборке.

В тех случаях, когда построение количественных показателей затруднительно (например, оценка условий труда, качества продукции с длительным сроком службы и т. д.), весовые коэффициенты приходится устанавливать на основе экспертных оценок. Один из методов экспертной оценки относительной значимости множества рассматриваемых целей (весовых коэффициентов  $k_{ij}$ ), отличающийся достаточной универсальностью, описан в работе [22].

Однако в ряде производственных ситуаций ни один из разработанных методов формирования обобщенного критерия оптимального режима не позволяет получить необходимого решения. Дело в том, что использование любого априорного метода соизмерения целей приводит к определенной потере информации, не учитывается своеобразие и специфика отдельных показателей, в определенной мере нивелируются их значения. В этих случаях требования самого производства и среды настолько широки, что их нельзя удовлетворить одним показателем, хотя бы и обобщающим. Выход из положения здесь заключается в непосредственном использовании многоцелевой оптимизации, где операция соизмерения выполняется апостериори.

**Построение интегрального критерия на базе апостериорных весов.** Первый, наиболее простой способ основан на использовании так называемого оптимума Парето. Оптимизация в этом случае основывается на допущении, что

степень достижения общей цели возрастает, если увеличивается либо степень достижения всех частных целей, либо только некоторых целей, а степень достижения остальных целей не уменьшается.

Выделив из всех целей одну, наиболее важную для данных производственных условий, решаем задачу на оптимум характеризующего ее показателя при условии, что значения всех остальных частных критериальных показателей не ниже достигнутого (или заданного) уровня. То есть остальные критериальные показатели играют роль ограничений. Результат, в котором уже нельзя дальше увеличивать степень достижения основной цели, не уменьшая степени достижения остальных целей, определяет решение задачи.

Сложнее случай, когда затруднительно выделить основную цель. Здесь необходимо последовательно решать оптимизационные задачи для всех частных критериев, принимая каждый раз один из них за основной и остальные — за вспомогательные. Затем получаемую систему частных оптимальных режимов необходимо каким-либо образом соизмерить с тем, чтобы выбрать оптимальный компромиссный режим. Чтобы найти компромиссное сочетание режимов, оптимальных для различных критериев, можно воспользоваться методикой, предложенной в работе [23]. Она основана на использовании элементов теории статистических решений и линейного программирования. Рассмотрим ее содержание для случая, когда оптимизация проводится по четырем частным критериям.

Необходимо найти наилучшую комбинацию  $x_0$  четырех наборов технологических параметров (режимов эксплуатации), которая наилучшим образом учитывала бы все принятые критерии

$$x_0 = \lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \lambda_3 x_3 + \lambda_4 x_4$$

при  $\sum_{i=1}^4 \lambda_i = 1$  и  $\lambda_i \geq 0$  ( $i = 1, 2, 3, 4$ ).

Для этого строится квадратная матрица потерь  $Q^* = (-q_{kl})$ , где

$$q_{kl} = \frac{|F_l(x_l) - F_l(x_k)|}{F_l(x_l)}, \quad k, l = 1, 2, 3, 4.$$

Величина  $q_{kl}$  выражает количественно несоответствие

технологического режима  $x_k$  относительно критерия  $F_i(x) \rightarrow \text{ext}$ , т. е. показывает, какая доля  $F_i(x)$  теряется, если осуществляется режим  $x_k$  вместо  $x_l$ . Матрица  $Q^*$  имеет вид

$$Q^* = \begin{pmatrix} -q_{11} & -q_{12} & -q_{13} & -q_{14} \\ -q_{21} & -q_{22} & -q_{23} & -q_{24} \\ -q_{31} & -q_{32} & -q_{33} & -q_{34} \\ -q_{41} & -q_{42} & -q_{43} & -q_{44} \end{pmatrix}.$$

Каждой строке матрицы соответствует один из четырех оптимальных векторов технологических параметров  $x$ , а каждому столбцу — одна из четырех целевых функций ( $F$ ). Диагональные элементы матрицы равны нулю, остальные — меньше нуля или равны нулю в случае совпадения режимов для различных целевых функций.

Далее  $Q^*$  рассматривается как матрица платежей в игре двух лиц. Множество стратегий первого игрока  $x = \{x_1, x_2, x_3, x_4\}$ , а второго —  $F = \{F_1, F_2, F_3, F_4\}$ .

Задача сводится к определению такой оптимальной стратегии  $x_0$  первого игрока, при которой была бы минимальной потеря, ожидаемая по отношению ко всем остальным критериям. Она может быть решена методами линейного программирования.

Таким образом, когда имеется несколько не сводимых друг к другу критериев одного ранга и ставится задача найти оптимальный компромиссный режим, обеспечивающий улучшение всех критериальных показателей, решение задачи проводится по следующей схеме. Статистическими методами строятся целевые функции для каждого из выделенных критериев; конструируется общая система ограничений на независимые переменные; находятся оптимальные режимы для каждой целевой функции; ищется рациональный компромисс из режимов, оптимальных для различных критериев.

Другой подход к многоцелевой оптимизации основан на использовании методов многомерной классификации (см. [24]). Решение задачи векторной оптимизации включает следующие этапы: формирование эталонного выражения вектора-цели путем решения оптимизационных задач отдельно по каждой цели; формирование скалярного обращения целевого вектора; выбор оптимального плана в заданной структуре ограничений; анализ и обобщение ре-

зультатов расчетов. Методы распознавания образов предлагается использовать при построении множества эквивалентных в смысле некоторой статистической меры многомерно-оптимальных планов.

Дополнительным источником информации, позволяющим уточнить введенные меры близости, являются данные о «поведении» целевых показателей в допустимой области или в окрестностях субоптимальных состояний. В зависимости от характера «поведения» целевые показатели разделяют по степени пологости (если уровень целевого показателя относительно мало убывает или возрастает в окрестности оптимума, то он «полог»). Величины, обратные пологостям, предлагается вводить весами в обращенный скалярный показатель задачи векторной оптимизации. В качестве меры пологости в [24] используется среднеквадратическое отклонение уровней целевого показателя от субоптимального уровня (хотя теоретически точнее измерять пологость в точке многомерного оптимума и его окрестности).

Предлагаемое построение скалярного критерия для задачи многоцелевой оптимизации приближает к достижению равных относительных отклонений оптимальных уровней целевых показателей от субоптимальных и может служить альтернативой их параметрическому уравниванию.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Миркин Б. Г. Анализ качественных признаков. М., Статистика, 1976.
2. Лбов Г. С. Выбор эффективной системы зависимых признаков. — В кн.: Вычислительные системы, вып. 19. Новосибирск, 1965, с. 21—30.
3. Владыкина Л. Г., Галанова А. В. Анкетный опрос как метод отбора информативных признаков для экономико-статистических моделей прогноза. — В кн.: Вопросы построения и применения статистических моделей экономических показателей предприятий, ч. I. Новосибирск, 1971, с. 88—103.
4. Берг К. Теория графов и ее применение. М., 1962.
5. Бородкин Ф. М., Лукацкая М. Л. К вопросу о статистической оценке причинных связей. — В кн.: Статистические методы в экономическом анализе производства. Новосибирск, Наука, 1968, с. 3—9.
6. Лумельский В. Я. Грушировка параметров на основе квадратной матрицы. — Автоматика и телемеханика, 1970, № 1, с. 133—143.
7. Беккер А. В., Колоколов А. А. Анализ признаков по их корреляционной матрице и выбор существенных признаков для эко-



- помимо-статистического моделирования.— В кн.: Распознавание образов и регрессионный анализ в экономических исследованиях. Новосибирск, 1972, с. 158—170.
8. Balas E. An additive algorithm for solving linear programming with zero-one variables.— *Oper Res.*, 1965, 13, N 4, p. 517—546.
  9. Розин Б. Б. Статистическое моделирование экономических показателей. Новосибирск, Наука, 1976.
  10. Багиров И. Г. Статистическое моделирование управляемых экономических процессов с помощью стохастических уравнений диффузионного типа.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 56—80.
  11. Нарышев Г. Н., Шкрабин Л. Я. Некоторые вопросы улучшения аппроксимирующих способностей выравнивающих моделей.— В кн.: Вопросы построения и применения статистических моделей экономических показателей предприятий. Новосибирск, 1971, с. 152—171.
  12. Экономико-статистические исследования промышленного производства. М., Статистика, 1969.
  13. Эконометрическая модель развития народного хозяйства Украинской ССР. Киев, 1972.
  14. Мудров В. И., Кушко В. Л. Методы обработки измерений. М., Советское радио, 1976.
  15. Цыпкин Я. З. Адаптация и обучение в автоматических системах. М., Наука, 1968.
  16. Левинский Е. М. Адаптация в моделировании экономических систем. Новосибирск, Наука, 1977.
  17. Базилевич А. А. Постановка задачи линейного программирования с применением данных корреляционного анализа.— Экономика и математические методы, 1967, № 1, с. 83—87.
  18. Бородюк В. П., Голяс Ю. Е. Линейное программирование для оптимизации статистической модели.— Доклады научно-технич. конференции по итогам работ за 1968—1969 гг. Секция автомат. вычислит. и измерит. техники. Подсекция автомат. управления. М., 1970, с. 73—83.
  19. Wagner H. J. Linear Programming Techniques for Regression Analyses.— *Journ. of the American Statistical Association*, 1959, 54, N 285, p. 206—212.
  20. Розин Б. Б., Гейфман Р. С. Экономико-математические исследования на металлургическом заводе. М., Металлургия, 1966.
  21. Беккер А. В. Построение интегрального критерия для оценки и сравнения хозяйственной деятельности предприятий отрасли (статья в настоящем сборнике).
  22. Ютлер Х. Линейная модель с несколькими целевыми функциями.— Экономика и математические методы, 1967, т. 3, № 3, с. 397—406.
  23. Черчмен У., Акоф Р., Арноф Л. Введение в исследование операций. М., Наука, 1968.
  24. Шкрабин Л. Я. Об интерпретации векторной оптимизации в терминах многомерной классификации наблюдений.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 89—99.

И. Г. БАГИРОВ

## ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛЕЙ УПРАВЛЯЕМЫХ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ

Вероятностно-неопределенный характер реальных экономических процессов предъявляет определенные требования как к оптимизационным, так и к взаимодействующим с ними прогнозным моделям. Для оптимизационных моделей эти требования сводятся к поиску таких форм, которые позволяют анализировать поведение объекта управления с учетом возмущающего влияния случайных показателей. Статистическое описание последних входит в задачу прогнозной модели, взаимодействующей с оптимизационной моделью.

Описание управляемых случайных показателей намного сложнее аналогичной задачи для неуправляемых случайных показателей. Оно требует построения моделей активного прогнозирования, описывающих основные статистические характеристики (математическое ожидание, дисперсия) случайного показателя в виде функций принимаемых относительно этого показателя плановых решений.

Цель настоящей статьи — построение класса моделей активного прогнозирования, отвечающих этому требованию.

Для простоты записи примем, что управляемая экономическая система имеет один входной показатель и один выходной. Состояние системы в каждый момент времени  $t$ ,  $t = \overline{1, T}$  описывается случайным вектором  $(\theta_t, x_t)$ ,  $t \in [0, T]$ , компонентами которого и являются названные показатели. Процесс  $\theta_t$ ,  $t \in [0, T]$  будем называть управлением. Каждому управлению из множества доступных нашему выбору  $\Theta_T$ ,  $\theta_t \in \Theta_T$  соответствует определенный случайный процесс  $x_t$ ,  $t \in [0, T]$  со значениями  $\vec{x} = (x_0, x_1, \dots, x_T)$ ,  $x_T \in R^T$ .

Дать адекватное описание рассматриваемой системы значит построить модель, устанавливающую отображение

$$\Theta_T \rightarrow \Psi_T, \quad (1)$$

где  $\psi^\theta(x_T) \in \Psi_T$  — семейство плотностей распределения случайных процессов  $\{x_t\}$ ,  $t \in [0, T]$ , соответствующих различным управлениям. Подобные модели могут использоваться для решения как оптимизационных экономических задач в стохастической постановке, так и задач активного прогнозирования экономических показателей.

Для решения задач оптимального управления стохастическими системами с дискретным временем модель (1) используется в такой форме:

$$x_{t+1} = a(t, \vec{x}_t, \theta_t) + b(t, \vec{x}_t, \theta_t)\varepsilon_{t+1}, \quad (2)$$

где  $\vec{x}_t = (x_0, x_1, \dots, x_t)$  — предыстория процесса  $x_t$  до момента времени  $t$ ;  $\varepsilon_t$ ,  $t \geq 0$  — нормально распределенные случайные величины с математическим ожиданием  $M\varepsilon_t = 0$  и такие, что для любых двух моментов времени  $t, t'$  имеем  $M\varepsilon_t \varepsilon_{t'} = \delta(t - t')$ , где  $\delta$  — символ Кронекера.

В этом уравнении управления  $\theta_t$  в общем случае имеют вид  $\theta_t = \theta(t, \vec{x}_t)$ . Слагаемые  $a(t, \vec{x}_t, \theta_t)$ ,  $b(t, \vec{x}_t, \theta_t)$  будем называть коэффициентами переноса и диффузии. Обычно вид модели (2) вытекает из существа конкретной оптимизационной задачи и некоторых априорных предположений.

Каждой задаче прогнозирования в отличие от оптимизационных отвечает, как правило, широкий класс моделей с равными возможностями. Выбор конкретной модели с заданными свойствами основывается на целом ряде априорных предположений. Это делает необходимой последующую проверку модели на адекватность описываемому объекту — диагностику модели. Очевидно, что чем больше статистической информации используется для диагностики модели, тем с большим основанием можно делать заключение о ее адекватности рассматриваемому объекту. В предлагаемых в настоящей статье моделях прогнозирования это требование учитывается с помощью методов теории распознавания образов.

Обозначим через  $A_T, B_T$  множества коэффициентов переноса и диффузии вида  $a_t = a'(t, \vec{x}_t)$ ,  $b_t = b'(t, \vec{x}_t)$ ,  $t \in [0, T]$ , получающихся при подстановке в коэффициенты переноса и диффузии уравнения (2) различных управлений  $\theta_t \in \Theta_T$ . В качестве  $A_T, B_T$  возьмем множества фиксированного вида функций  $a_t = a'(t, \vec{x}_t, \vec{l}_1)$ ,  $b_t = b'(t, \vec{x}_t, \vec{l}_3)$ ,

$t \in [0, T]$  с различными значениями параметров  $\vec{l}_1$  и  $\vec{l}_3$ , так чтобы каждому вектору  $\vec{l}_1 \in L_1$  и  $\vec{l}_3 \in L_3$  соответствовали определенные функции  $a_t \in A_T$ ,  $b_t \in B_T$ . Это значит, что рассматривается следующий частный случай управляемых случайных процессов, задаваемых уравнением (2):

$$\begin{cases} \Theta_T \rightarrow L \\ x_{t+1} = a_t + b_t \varepsilon_{t+1}, \end{cases} \quad (3)$$

где  $L = L_1 \times L_3$ ,  $a_t \in A_T$ ,  $b_t \in B_T$ .

Конкретизируя множества  $A_T, B_T$  и задаваясь видом отображения  $\Theta_T \rightarrow L$ , можно получать различные формы модели (3).

В качестве  $B_T$  возьмем полиномы фиксированных степеней  $t, x_t$ , а  $A_T$  зададим следующей системой уравнений оптимальной фильтрации (см. [1]):

$$\begin{cases} a_{t+1} = m_t a_t + n_t + \frac{b_t + m_t \gamma_t}{b_t^2 + \gamma_t} [x_{t+1} - a_t] \\ \gamma_{t+1} = m_t^2 \gamma_t + 1 - \frac{(b_t + m_t \gamma_t)^2}{b_t^2 + \gamma_t}, \end{cases} \quad (4)$$

где  $m_t \in M_T$ ,  $n_t \in N_T$ ,  $b_t \in B_T$  — множества фиксированного вида функций  $m_t = m(t, \vec{x}_t, \vec{l}_1)$ ,  $n_t = n(t, \vec{x}_t, \vec{l}_2)$ ,  $b_t = b(t, \vec{x}_t, \vec{l}_3)$ ,  $\vec{l}_1 \in L_1$ ,  $\vec{l}_2 \in L_2$ ,  $\vec{l}_3 \in L_3$ . Система (4) определена при заданных  $a_0, \gamma_0$ .

В результате получаем следующую форму модели (3):

$$\begin{cases} \Theta_T \rightarrow L \\ L_1 \rightarrow M_T \\ L_2 \rightarrow N_T \\ L_3 \rightarrow B_T \\ (M_T, N_T, B_T) \rightarrow A_T \\ x_{t+1} = a_t + \sqrt{b_t^2 + \gamma_t} \varepsilon_{t+1}, \end{cases} \quad (5)$$

где  $L = L_1 \times L_2 \times L_3$ . Использование системы (4) для задания отображения  $(M_T, N_T, B_T) \rightarrow A_T$  удобно тем, что она позволяет анализировать поведение процесса  $x_t$ ,  $t \in [0, T]$  непосредственно по виду  $m_t, n_t, b_t$ . Третье слагае-

мое в верхнем уравнении системы (4), математическое ожидание которого  $Mx_t = 0$ , играет корректирующую роль по отношению к процессам  $x_t, a_t$ . Его значения в каждый момент времени выбираются таким образом, чтобы они «гасили» возникшее в предыдущий момент времени отклонение между этими процессами.

Отображение  $\Theta_T \rightarrow L$  определяет собственно управляемую часть модели (5). Его вид задается следующим предположением: произвольному управлению  $\theta_t \in \Theta_T$  соответствуют значения параметров  $\vec{l} \in L$ , представляющие собой взвешенную сумму параметров  $\vec{l}^g, g = \overline{1, G}$  нескольких основных типов случайных процессов  $x_t^g, g = \overline{1, G}, t \in [0, T]$ , т. е.

$$\vec{l} = \sum_g \lambda^g \vec{l}^g, \quad (6)$$

где  $G$  — число основных типов процессов. В векторном равенстве (6)  $\lambda^g, g = \overline{1, G}$  являются рандомизированными расстояниями  $\sum_g \lambda^g = 1$  произвольного случайного процесса  $x_t, t \in [0, T]$  с начальным состоянием  $x_0$  и управлением  $\vec{\theta}_T = (\theta_0, \dots, \theta_T)$  до каждого случайного процесса  $x_t^g, g = \overline{1, G}, t \in [0, T]$  с начальными состояниями  $x_0^g$  и управлениями  $\vec{\theta}_T^g, g = \overline{1, G}$ .

Покажем теперь процедуру использования моделей (5) для прогнозирования экономических показателей.

Пусть имеется некоторое множество однопоточных экономических систем, каждая из которых представлена реализациями входного и выходного показателя —  $\vec{\theta}_T^i, \vec{x}_T^i, i = \overline{1, I}$ , где  $I$  — число всех систем. Нашей задачей является описание на основе этой информации поведения выходного показателя  $x_t, t \in [0, T]$  как функций возможных управлений  $\theta_t \in \Theta_T$ .

Как известно, процесс построения статистических моделей экономических систем состоит из трех этапов (см. [2]). Первый этап заключается в выборе общего вида моделей для описания рассматриваемой системы. На втором этапе определяются численные значения параметров моделей и уточняется их вид. Этот этап получил название идентификации моделей. На третьем этапе конкретизированные модели проходят проверку на адекватность описываемому объекту и выбирается наилучшая модель.

Для реализации первого этапа возьмем две модели вида (5). Пусть для одной из них  $n_t = 0; m_t = l_1, B_T$  — множество функций вида  $b_t = l_3 + l_4 x_t + l_5 x_t^2$ . Начальные условия системы (4) зададим уравнениями  $a_0 = l_2 x_0, \gamma_0 = 0$ . Для другой модели —  $n_t = 0; m_t = \alpha_1, B_T$  — множество функций вида  $b_t = \alpha_3 + \alpha_4 t + \alpha_5 t^2$ . Начальные условия системы (4) следующие:  $a_0 = \alpha_2 x_0, \gamma_0 = \alpha_2^2 \sigma_0^2$ , где  $\sigma_0^2$  — дисперсия начального состояния процесса  $x_t, t \in [0, T]$ .

Чтобы сформировать основные типы процессов  $x_t^g, g = \overline{1, G}$ , разобьем множество реализаций  $\{\vec{x}_T^i, i = \overline{1, I}$  с помощью какого-либо алгоритма таксономии на классы в пространстве признаков  $[x_0^i; \vec{\theta}_T^i]$ . Полученные в результате разбиения классы реализаций  $\{\vec{x}_T\}^g, g = \overline{1, G}$  будем рассматривать в качестве реализаций основных типов процессов  $x_t^g, g = \overline{1, G}, t \in [0, T]$ . Каждому классу реализаций  $\{x_t\}^g, g = \overline{1, G}$  сопоставим средние значения начальных состояний  $x_0^g$  и управлений  $\vec{\theta}_T^g$ , попавших в один класс случайных процессов.

На этапе идентификации моделей, чтобы определить численные значения их параметров  $\vec{l}^g, \vec{\alpha}^g, g = \overline{1, G}$  для каждого класса  $\{x_t\}^g, g = \overline{1, G}$ , можно использовать метод максимума правдоподобия. Обе отобранные модели, как и все модели вида (5), задают для различных значений своих параметров семейство плотностей распределения вида

$$\psi(\vec{x}_T) = \prod_{t=0}^{T-1} [2\pi (b_t^2 + \gamma_t)]^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \frac{(x_{t+1} - a_t)^2}{b_t^2 + \gamma_t} \right\}. \quad (7)$$

В этом выражении  $a_t, b_t, \gamma_t$  связаны системой уравнений (4). Подставляя в (7) вместо переменных  $x_T$  численные значения реализаций каждого класса  $\{\vec{x}_T\}^g$  и максимизируя по  $\vec{l} = (l_1, l_2, \dots, l_5), \vec{\alpha} = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_5)$  произведение  $\psi(\vec{x}_T^1) \psi(\vec{x}_T^2) \dots \psi(\vec{x}_T^{r_g})$ , где  $r_g$  — число реализаций, попавших в один  $g$ -й класс, найдем численные значения параметров  $\vec{l}^g, \vec{\alpha}^g, g = \overline{1, G}$ .



Для реализации третьего этапа — диагностики обеих моделей — каждый класс разбиения  $\{\vec{x}_t\}^g$  охарактеризуем статистиками выборочного среднего и дисперсии  $\vec{x}_T^g, \vec{\sigma}_T^g$ .

По известным значениям параметров  $\vec{l}^g, \vec{\alpha}^g$  из системы (4) найдем теоретические оценки математического ожидания и дисперсии  $\vec{x}_T^g, \vec{\sigma}_T^g$ , взяв соответствующие операции от обеих частей ее верхнего уравнения. Найденные эмпирические и теоретические оценки позволяют сформулировать задачу выбора оптимальной по точности описания модели следующим образом: из двух отобранных моделей в качестве описывающей необходимо взять ту, у которой теоретические оценки близки в некотором смысле к эмпирическим.

В качестве меры расхождения между теоретическими и эмпирическими оценками можно использовать критерий минимума различающей информации (см. [3]). Он имеет вид

$$H^g = \sum_{i,l'}^T r_{i,l'}^g (\hat{x}_i^g - \tilde{x}_i^g) (\hat{x}_{l'}^g - \tilde{x}_{l'}^g) + \sum_{i,l'}^T r_{i,l'}^g (\hat{\sigma}_i^g - \tilde{\sigma}_i^g) (\hat{\sigma}_{l'}^g - \tilde{\sigma}_{l'}^g),$$

где  $\{r_{i,l'}^g\} = R^g$  — матрица, обратная матрице ковариаций, найденной из системы (4). С увеличением  $T$  распределение  $H^g$  стремится к распределению  $\chi^2$ .

Для прогнозирования показателей выберем ту модель, для которой величина  $\sum_g H^g$  наименьшая. Предположим, что этому условию удовлетворяет первая модель. Чтобы завершить ее построение, необходимо задать отображение  $\Theta_T \rightarrow L$ . С этой целью в пространстве признаков разбиения введем махаланобисово расстояние и для произвольного случайного процесса  $x_t, t \in [0, T]$  с признаками  $\vec{z} = (x_0, \vec{\theta}_T)$  до каждого из классов разбиения с признаками  $\vec{z}^g = (x_0^g, \vec{\theta}^g)$  найдем это расстояние:

$$r_g(\vec{z}, \vec{z}^g) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^{T+1} \sqrt{|\Sigma^g|}} \times \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i,j}^{T+1} r_{ij}^g (z_i - z_i^g)(z_j - z_j^g)\right\}, \quad (8)$$

где  $\Sigma^g$  — матрица ковариаций признаков в  $g$ -м классе;  $|\Sigma^g|$  — ее определитель;  $\{r_{ij}^g\} = R^g$  — матрица, обратная матрице ковариаций.

Весы  $\lambda^g, g = \overline{1, G}$  определяются путем нормировки

$$\lambda^g = \frac{r_g}{\sum r_g}. \quad (9)$$

При известных  $\lambda^g, \vec{l}^g$  отображение  $\Theta_T \rightarrow L$  можно найти из уравнения (6).

Переход к общей ситуации с  $n$  входными показателями увеличивает размерность признакового пространства, не затрагивая при этом основных этапов построения модели. В этом случае размерность пространства признаков  $[x_0, \vec{\theta}_{T,1}, \dots, \vec{\theta}_{T,n}]$  будет равна  $T \times n + 1$ . Большое число признаков разбиения вызывает определенные трудности при использовании алгоритмов таксономии. Малоинформативные или дублирующие друг друга признаки способны затемнить истинную картину разбиения. Наличие таких признаков объясняется тем, что реализации входных показателей  $\vec{\theta}_{T,k}^i, k = \overline{1, n}; i = \overline{1, I}$ , как правило, просты по форме и могут быть охарактеризованы (в смысле их отличия друг от друга) наибольшим числом характеристик.

Существенного сокращения признакового пространства можно добиться, если заменить векторы  $\vec{\theta}_{T,k}^i, i = \overline{1, I}; k = \overline{1, n}$  значениями функционала  $\rho(\vec{\theta}_{T,k}^i)$ , выбранного таким образом, чтобы его значения максимально полно характеризовали реализации входных показателей. Такими функционалами могут быть:  $\rho(\vec{\theta}_{T,k}^i) = \max\{\theta_{1,k}^i, \theta_{2,k}^i, \dots, \theta_{T,k}^i\}$  — максимальное значение входного показателя на рассматриваемом отрезке времени,  $\rho(\vec{\theta}_{T,k}^i) = \sum_{t=0}^T \theta_{t,k}^i$  — сумма значений входного показателя на рассматриваемом отрезке времени,  $\rho(\vec{\theta}_{T,k}^i) = \theta_{T,k}^i$  — значение входного показателя на конце рассматриваемого отрезка времени.

Задачей уравнения (6) завершается построение модели активного прогнозирования. По численным значениям параметров  $\vec{l}$  прогнозируемого процесса можно определить его математическое ожидание и дисперсию из системы (4), выполнив эти операции для ее верхнего уравнения.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Лищер Р. Ш., Ширяев А. П. Статистика случайных процессов. М., Наука, 1974.
2. Боке Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. Вып. 1. М., Мир, 1974.
3. Кульбак С. Теория информации и статистика. М., Наука, 1967.

А. В. БЕККЕР

### ПОСТРОЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКОГО КРИТЕРИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ И СРАВНЕНИЯ ХОЗЯЙСТВЕННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ПРЕДПРИЯТИЙ ОТРАСЛИ

Решение задач проектирования, сравнительного анализа, выбора и оптимизации сложных систем требует разработки обоснованных и объективных методов их критериальной оценки. При этом современные системы требуют выполнения таких оценок с учетом нескольких критериев.

В настоящее время методы учета фактора многокритериальности развиваются в двух основных направлениях. Первое направление связано с анализом отношений предпочтительности, задаваемых на векторах частных критериев, второе основано на свертке набора частных критериев в один интегральный критерий, в результате чего появляется возможность использования традиционных методов анализа и оптимизации.

Тем не менее необходимо отметить, что существующие способы учета фактора многокритериальности до сих пор не всегда удовлетворяют исследователя. В настоящей работе нами предлагается подход к решению этой проблемы, который относится ко второму направлению. Построение интегрального критерия при этом подходе основано на исследовании многомерного распределения, которому подчиняются частные критерии. Другими словами, предлагаемый метод построения интегрального критерия основан на статистической обработке информации.

В работе [1] показано, что при выполнении представленных ниже ограничений 1°—3° интегральный критерий  $E$  выражается аддитивным функционалом.

$$E = \sum_{i=0}^m f_i(x_i) r_i,$$

где  $f_i(x_i)$  — функции от частных критериев;  $r_i$  — весовые коэффициенты.

Ограничения следующие:

1°. Частные критерии  $x_i$  количественно измеримы по непрерывной шкале, а их значения для всех объектов известны и удовлетворяют принципу «чем больше, тем при равных условиях лучше».

2°. Важности частных критериев (т.е. степени их влияния на эффективность системы в целом) постоянны по всей рассматриваемой области их изменения.

3°. Интегральный критерий существует и является достаточно гладкой функцией своих аргументов, в силу чего он непрерывно дифференцируемое требуемое число раз.

Способ построения интегрального критерия, предлагаемый в настоящей работе, предполагает выполнение еще одного дополнительного условия.

4°. Все частные критерии выражаются в одних и тех же единицах измерения либо безразмерны. Другими словами, все частные критерии соизмеримы между собой.

Предположим, что по каждому из частных критериев имеется эталон, который обозначим через  $x_{0j}$ ,  $j = 1, m$ , где  $m$  — число частных критериев. Будем называть критерий «положительным», если он удовлетворяет принципу «чем больше, тем при равных условиях лучше», и «отрицательным», если он удовлетворяет принципу «чем меньше, тем при прочих равных условиях лучше».

Теперь для того, чтобы статистическая информация удовлетворяла ограничениям 1°—4°, преобразуем ее по следующему правилу:

$$x'_{ij} = \begin{cases} x_{ij}/x_{0j}, & \text{если } x_j \text{ — «положительный» критерий} \\ \frac{x_{\max j} - x_{ij}}{x_{\max j} - x_{0j}}, & \text{если } x_j \text{ — «отрицательный» критерий.} \end{cases}$$

Здесь  $x_{ij}$  — значение  $j$ -го критерия для  $i$ -го объекта,  $i = 1, N$ ;

$N$  — число рассматриваемых объектов;

$x_{\max j}$  — максимальное значение по частному критерию  $x_j$  в наблюдаемой выборке.

Преобразование (1) производится для всех частных критериев  $x_j$ . Если эталон не задан по какому-то из частных критериев  $x_{j_0}$ , то он рассчитывается на основании заданного числа  $s_{j_0}$  «лучших» по этому критерию точек выборки. В качестве эталона принимается средневзвешенное значение «лучших» точек. Для расчета весов, с которыми взвешиваются «лучшие» точки при расчете эталона, воспользуемся оценкой плотности распределения критериев  $x_j$ .

Рассмотрим множество наблюдений по некоторому критерию как случайную величину. Обозначим случайный исход  $i$ -го наблюдения через  $\xi(i)$ ,  $i = 1, N$ . С каждым наблюдением  $\xi$  свяжем дельта-меру  $\delta_\xi(\cdot) = \delta(\cdot/\xi)$ , сосредоточенную в точке  $\xi$  пространства  $(X, S)$ . Здесь  $X$  — пространство элементарных исходов,  $S$  — сигма-алгебра в этом пространстве.

С последовательностью независимых наблюдений  $\xi_i$ ,  $i = 1, N$  связывается среднее арифметическое  $\mathbb{U}_N(\cdot) = 1/N \sum_{i=1}^N \delta(\cdot/\xi_i)$ . По закону больших чисел, когда наблюдения  $\xi$  распределены по теоретическому закону  $P$ ,  $\mathbb{U}_N(H) \rightarrow P(H)$  по вероятности при  $N \rightarrow \infty$  для любого фиксированного множества  $H \in S$ .

Если заранее известно, что у искомого закона существует гладкая плотность, естественно «размазать» каждую наблюдаемую  $\delta$ -меру, заменить ее мерой с некоторой плотностью  $K_N(x/\xi)$ . В качестве оценки неизвестной плотности  $P_N(x)$  по  $N$  наблюдениям  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_N$  следует принять

$$P(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N K_N(x/\xi_i).$$

Такая оценка строится и в многомерном случае, когда рассматривается несколько критериев. Однако для целей нашего исследования необходима оценка для одномерного критерия  $x_j$ . В качестве ядра  $K_N(x/\xi_i)$  рассматриваем

$$K_N(x/\xi_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_j h_N} e^{-\frac{1}{2\sigma_j^2 h_N^2} (x - \xi_i)^2},$$

где  $h_N > 0$ ;  $\sigma_j$  — среднее квадратическое отклонение для показателя  $x_j$ , вычисленное по выборке. На параметр  $h_N$  накладываются некоторые ограничения, описанные в работе [2]. Этот параметр убывает к нулю с ростом числа наблюдений.

Следовательно, вес для точки  $x_{vj}$  ( $v$  — индекс лучшей точки) рассчитывается по формуле

$$P(x_{vj}) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \exp \left\{ -\frac{1}{2h^2} \left( \frac{x_{vj} - x_{kj}}{\sigma_j} \right)^2 \right\}. \quad (2)$$

Эта величина пропорциональна оценке плотности, построенной по выборке  $\{x_{ij}, i = 1, N\}$  в точке  $x_{vj}$ .

Тогда эталонное значение рассчитывается по формуле

$$x_{vj} = \sum_{v=1}^{s_j} x_{vj} \frac{P(x_{vj})}{\sum_{v=1}^{s_j} P(x_{vj})}. \quad (3)$$

Для каждого частного критерия  $x_j$  введем вес значимости  $v(x_j)$

$$v(x_j) = \frac{P(x_{vj})}{P_j} \bigg/ \sum_{j=1}^m \frac{P(x_{vj})}{P_j}, \quad (4)$$

где  $P_j = \sum_{k=1}^N P(x_{kj})$ .

Таким образом, если развитие некоторого критерия таково, что основная масса объектов группируется вокруг точки-эталона, то вес этого критерия большой.

Интегральный критерий выглядит следующим образом:

$$E = \sum_{j=1}^m x_j v(x_j). \quad (5)$$

Объекты упорядочиваются по значениям

$$E_k = \sum_{j=1}^m x_{kj} v(x_j), \quad k = \overline{1, N}. \quad (6)$$

Сделаем одно замечание. Из самой процедуры построения весов  $v(x_j)$ ,  $j = \overline{1, m}$  следует, что если некоторый показатель  $x_j$  очень мало варьирует, то его вес будет боль-



шим. Поэтому вес  $v(x_j)$  не следует отождествлять со значимостью критерия  $x_j$ . Однако если критерий  $x_j$  имеет большой вес  $v(x_j)$  из-за того, что он не варьирует, то практически он не влияет на ранжирование объектов. Последнее следует из формулы (6).

Процедура сравнения неоднородных объектов несколько сложнее. Вначале для каждого из однородных классов объектов  $A_k$  описанным выше методом строится интегральный критерий  $E_{A_k}$ ,  $k = \overline{1, M}$ ,  $M$  — число однородных классов в выборке. Далее каждый из критериев  $E_{A_k}$  рассматривается как частный критерий для всей выборки со значениями  $E_{A_k}(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$ ,  $i = \overline{1, N}$ , и снова применяется описанный выше метод. Таким образом, метод упорядочения применяется дважды: для каждого однородного класса (при этом получается критерий  $E_{A_k}$ ) и для упорядочения объектов по всей выборке на основании критериев  $E_{A_k}$ ,  $k = \overline{1, M}$ . Основные характеристики полученного критерия следующие:

критерий применим для сравнения любых объектов (систем) независимо от однородности рассматриваемой совокупности, т. е. он универсален;

базируется на существующих частных критериях, используемых для сравнения объектов;

обеспечивает возможность сравнивать объекты по многим частным критериям;

является безразмерной величиной;

позволяет учитывать в процессе сравнения связанные между собой частные критерии.

В качестве примера применения описанного метода приведем результаты, полученные в процессе сравнения деятельности строительных организаций Новосибирска по итогам социалистического соревнования<sup>1</sup>.

Рассматривалась деятельность 45 строительного-монтажных управлений Новосибирска за 5 лет по следующим показателям (частным критериям): годовому объему реализованной продукции —  $x_1$ , годовому объему валовой продукции —  $x_2$ , годовым компенсациям сверхсметной стоимости —  $x_3$ , выручке от реализации продукции подсобных хозяйств —  $x_4$ , себестоимости строительного-монтажных работ —  $x_5$ , прибыли от сдачи строительного-монтажных работ —  $x_6$ .

<sup>1</sup> В работе принимала участие Е. Ф. Гусева.

Все критерии, кроме  $x_5$  — себестоимости строительного-монтажных работ, являются «положительными». Весовые коэффициенты по каждому из частных критериев получились следующие:

$$v(x_1) = 0,087; \quad v(x_2) = 0,091; \quad v(x_3) = 0,120;$$

$$v(x_4) = 0,114; \quad v(x_5) = 0,384; \quad v(x_6) = 0,173.$$

Значения этих коэффициентов позволяют судить о том, какое внимание уделяется руководством организации тому или иному критерию. Видимо, положение дел сложилось таким образом, что многие строительного-монтажные управления большое внимание уделяют значению себестоимости работ ( $x_5$ ). В то же время знание этих коэффициентов позволяет усилить внимание руководства СМУ на показатель  $x_1$  — годовой объем реализованной продукции, по которому вес получился наименьший.

Ранжирование СМУ проводилось следующим образом. Вначале ранжировались 225 наблюдений. Затем веса объектов, соответствующие одной строительной организации в разные годы, суммировались.

Ниже приведены результаты ранжирования строительного-монтажных управлений:

№ СМУ	Значение критерия	Присвоенный ранг	№ СМУ	Значение критерия	Присвоенный ранг
45	4,6190	1	28	1,7195	24
41	4,2231	2	22	1,7146	25
43	3,2874	3	24	1,6798	26
3	3,2828	4	20	1,6761	27
44	3,1925	5	5	1,6640	28
17	2,8125	6	25	1,6474	29
7	2,7960	7	8	1,5583	30
37	2,2858	8	9	1,5081	31
36	2,2503	9	30	1,5052	32
10	2,2498	10	15	1,4576	33
38	2,1707	11	27	1,4511	34
35	2,1346	12	31	1,4135	35
11	2,0412	13	6	1,3744	36
26	2,0287	14	34	1,3457	37
19	2,0029	15	23	1,3334	38
29	1,9552	16	1	1,3243	39
14	1,9476	17	2	1,2428	40
21	1,9207	18	40	1,2291	41
12	1,9092	19	4	1,2019	42
42	1,8971	20	18	1,1459	43
39	1,8428	21	33	1,1412	44
16	1,7503	22	32	1,0593	45
13	1,7408	23			

Полученные результаты соответствуют реальному распределению СМУ по итогам социалистического соревнования.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Брук В. М. Построение интегрального критерия эффективности сложной системы.— В кн.: Автоматизированные системы управления. Л., 1973.
2. Parsen E. On the estimation of a probability function and mode.— Ann. Math. Stat., 1962, v. 33, N 3, p. 1066—1076.

В. С. КАНЕВ, В. С. ПЫХАЛОВ

### ОПТИМАЛЬНОЕ ПЛАНИРОВАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА ПО ОЦЕНКЕ ПАРАМЕТРОВ ОДНОЙ НЕЛИНЕЙНО ПАРАМЕТРИЗОВАННОЙ ГИПОТЕЗЫ

При разработке алгоритмов имитационных моделей возникает необходимость оценки параметров некоторых гипотетически заданных функций отклика. Это могут быть, например, функции, отображающие временную координату для параметров работ в пространстве состояний инвестиционной программы.

Функции такого рода часто задаются как уравнения регрессии, параметры которых имеют определенный содержательный смысл. Используемая нами схема регрессии в отличие от традиционной предполагает построение такого плана эксперимента, чтобы определенные меры, например базирующиеся на дисперсионной матрице оценок параметров, достигали желаемой точности. Планы, обладающие такими свойствами, принято называть оптимальными.

С одной стороны, функции отклика достаточно просты, алгоритмизуемы. С другой стороны, к ним предъявляются требования монотонного роста, наличия точки перегиба и асимптотического «насыщения» при больших значениях аргумента. Как обладающая в достаточной ме-

ре указанными свойствами нами принята следующая гипотетическая функция:

$$1 - \frac{y}{\varphi_1} = \exp \left[ -\varphi_2 \exp \left( \frac{\varphi_3}{x} \right) \right], \quad x \in [X_1, X_2], \quad (1)$$

где  $y$  — показатель состояния комплекса или вида работ в пространстве состояний программы;

$x$  — время или некоторая функция от времени;

$\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$  — параметры, зависящие от состава и структуры моделируемого комплекса работ.

Следуя [1], назовем  $E_N$  нормированным планом, если

$$E_N = \left\{ \begin{array}{l} x_1, x_2, x_3, \dots, x_m \\ p_1, p_2, p_3, \dots, p_m \end{array} \right\},$$

где  $p_i = \frac{n_i}{N}$ ,  $\sum_{i=1}^m p_i = 1$ ;

$n_i$  — число испытаний в точке  $x_i$ ,  $\sum_{i=1}^m n_i = N$ . Совокупность точек  $\{x_1, x_2, x_3, \dots, x_m\}$  назовем спектром плана  $E_N$ .

Тогда задача определения оптимального плана  $E^*$  размещения испытаний состоит в том, чтобы найти на множестве допустимых планов  $\Omega$

$$\inf_{E \in \Omega} R [D(E)], \quad (2)$$

где  $D(E)$  — дисперсионная матрица оценок параметров эксперимента  $E$ .

Будем считать эксперимент  $E'$  предпочтительнее эксперимента  $E''$ , если

$$|D(E'_N)| < |D(E''_N)|$$

или

$$\text{при } |D(E'_{N_1})| = |D(E''_{N_2})| \quad N_1 < N_2.$$

Данный критерий минимизирует совместную доверительную область оценок  $\bar{\varphi}$  ( $D$ -оптимальный план).

В случае линейно параметризованных гипотез построение  $D$ -оптимального плана не составляет труда и может быть проведено априори [2].

Для функции отклика (1), как видно, нелинейной относительно параметров  $\varphi$ , оптимальный план  $E^*$  является функцией искомых параметров, т. е. он локально-оптимальный. Локально- $D$ -оптимальный план в этом случае целесообразно строить методом последовательного планирования.

Установим некоторые свойства локально- $D$ -оптимального плана  $E^*$  для функции (1). Предположим, что дисперсия  $\sigma^2 [y(x)] = \text{const}$  для  $x \in [X_1, X_2]$ . Как известно (см. [3]), определитель информационной матрицы  $M$  равен

$$|M| = |D^{-1}| = \sum_i |\Delta_i|^2.$$

Здесь сумма распространяется на все возможные миноры 3-го порядка определителя  $(\Delta_i)$  матрицы

$$\Psi_N^T = \left\| \frac{\partial y_j}{\partial \varphi_k} \right\|, \quad j = \overline{1, N}; \quad k = \overline{1, 3}, \quad (3)$$

где  $j$  — номер точки испытания,  $N$  — число испытаний. Дифференцируя по  $\varphi$  и учитывая свойства определителя (см. [3]),  $\Delta_i$  можно записать в виде

$$\Delta = \frac{\varphi_1^2}{\varphi_3} \begin{vmatrix} \alpha_1 & \beta_1 & \beta_1 \times \tau_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 & \beta_2 \times \tau_2 \\ \alpha & \beta & \beta \times \tau \end{vmatrix}, \quad (4)$$

где  $\alpha = \frac{\partial y}{\partial \varphi_1} = 1 - \exp[-\exp(\tau)]$ ,

$$\beta = \frac{\partial y}{\partial \varphi_2} = \exp[\tau - \exp(\tau)], \quad \tau = \varphi_2 = \frac{\varphi_3}{x}.$$

Таким образом, элементы определителя  $\Delta$  не зависят от  $\varphi_1$ , т. е.  $D$ -оптимальный план есть функция переменной  $\tau$  и, следовательно, зависит от параметров  $\varphi_2$  и  $\varphi_3$ .

Зафиксируем  $\tau_1$  и  $\tau_2$ . Пусть  $\tau_1 < \tau_2 < \tau$ . Разложим  $\Delta$  по третьей строке (4):

$$f(\tau) = m\alpha + n\beta + \beta\tau.$$

Очевидно, что  $m > 0$ ,  $f(-\infty) = 0$ ,  $f(\infty) = m > 0$ ,  $f(\tau_1) = f(\tau_2) = 0$ . Функция  $f(\tau)$  обращается в нуль только в этих двух точках. Она имеет столько же нулей, сколько

$f(\tau)/\beta$ ,  $\beta > 0$ . Легко показать, что  $[f(\tau)/\beta]'' > 0$ , откуда, по теореме Ролля, и следует требуемое. Таким же образом устанавливается, что  $f'(\tau)$  имеет два корня. Отсюда следует, что  $f(\tau)$  возрастает для  $\tau > \tau_2$ .

Определитель информационной матрицы, записанной в форме (4), означает, по сути дела, переход к новой переменной  $\tau$ . Для  $D$ -оптимальных планов в точках их спектра  $\max_{\tau} d(\tau) = 3$ , где  $d(\tau) = p\alpha^2 + \alpha\beta(r + k\tau) + \beta^2(\xi + m\tau + n\tau^2)$ ,  $p, r, k, \xi, m, n$  — элементы дисперсионной матрицы с точностью до множителя.

Покажем, что функция  $d(\tau)$  имеет точно три максимума. Для этого вычислим последовательно три производных следующих выражений:

$$d_3 = \left[ \frac{d(\tau) - 3}{\beta^2} \right]''' = p\lambda + \gamma(z + k\tau) + 3wk - \eta,$$

где  $\lambda = \left[ \left( \frac{\alpha}{\beta} \right)^2 \right]'''$ ,  $\gamma = \left( \frac{\alpha}{\beta} \right)'''$ ,  $w = \left( \frac{\alpha}{\beta} \right)'$ ,  $\eta = \left( \frac{1}{\beta^2} \right)'$ ;

$$d_4 = \left( \frac{d_3}{\gamma} \right)' = p\lambda_1 - \eta_1 + k(1 + 3w_1),$$

где  $\lambda_1 = \left( \frac{\lambda}{\gamma} \right)'$ ,  $\eta_1 = \left( \frac{\eta}{\gamma} \right)'$ ,  $\omega_1 = \left( \frac{\omega}{\gamma} \right)'$ ;

$$d_5 = \left( \frac{d_4}{\lambda_1} \right)' = 3k \left( \frac{w}{\lambda_1} \right)' + \left( \frac{k}{\lambda_1} \right) - \left( \frac{\eta_1}{\lambda_1} \right)'.$$

Используя рассуждения, аналогичные приведенным выше для функции  $f(\tau)$ , получим требуемое.

Итак, доказана следующая теорема: локально- $D$ -оптимальный план на отрезке  $x = [X_1, X_2]$  для функции (1) при функции эффективности эксперимента  $\lambda(x) = \sigma^{-2}[y] = \text{const}$  обладает следующими свойствами:

1°. Состоит из трех точек  $x_1 < x_2 < x_3$ , т. е.

$$E^* = \left\{ \begin{matrix} x_1 & x_2 & x_3 \\ p = \frac{1}{3} \end{matrix} \right\}.$$

2°. Его правая граница принадлежит спектру оптимального плана:  $x_3 = X_2$ .

3°. Спектр оптимального плана не зависит от  $\varphi_1$ .

Заметим, что, например, для неубывающей на  $x$  функции  $\lambda(x)$  теорема справедлива, за исключением лишь того, что  $p$  — вероятность вхождения точки  $x$  в спектр



оптимального плана — не является постоянной, а зависит от конкретных свойств функции  $\lambda(x)$ .

Для изучения свойств конкретного планирования моделированием значений  $\hat{y}$  на ЭВМ получен ряд локально- $D$ -оптимальных планов по стратегии последовательного планирования.

Начальный план выбирается из условия невырожденности матрицы  $M(\varphi, E_{N_0})$ . Полученные, например, по методу наименьших квадратов оценки  $\hat{\varphi}$  используются при нахождении точки  $x_{N_0+1}$  из условия  $\max_{x \in X} \psi_N^T(x) D(N_0) \times \psi_N(x)$ , где  $\psi_N^T(x)$  — элементы матрицы (3). В точке  $x_{N_0+1}$  моделируется новое значение  $\hat{y}(x_{N_0+1})$  и т. д.

Функция эффективности эксперимента считается постоянной, т. е.  $\lambda(x) = \text{const}$ , и принято предположение о нормальности распределения  $y(x)$ .

Сравнительный анализ статистических свойств  $D$ -оптимальных планов и планов с обычным равномерным размещением испытаний показал, что первые в среднем в 3,5 раза более эффективны в смысле точности оценивания вектора  $\varphi$ .

Результаты моделирования планов выявили характер влияния формы «истинной» зависимости на структуру оптимального плана, что может стать достаточной основой для его априорной оценки. Так, изменение  $\varphi_2$  на единицу от основного уровня влечет сдвиг влево по оси  $x$  средней точки спектра плана  $E^*$  почти на 20% длины интервала планирования. Более чувствительны точки  $x_1$  и  $x_2$  к изменению параметра  $\varphi_3$ . Увеличение его сдвигает обе точки в равной мере в сторону более высоких значений  $x$ .

Таким образом, показана возможность постановки экономичных, более информативных экспериментов по оценке параметров нелинейно параметризованной гипотезы в виде уравнения (1). Установлено также, что оптимальный в смысле минимума обобщенной дисперсии план состоит из трех точек. При этом правая граница интервала планирования всегда принадлежит спектру оптимального плана. Координаты двух других точек — функции «истинных» значений оцениваемых параметров, и одна из них является внутренней точкой интервала, другая — либо внутренней, либо левой граничной точкой интервала планирования.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Box G., Hunter W. Sequential design of experiments for nonlinear models.— In.: Proceedings of IBM scientific Computing Symposium on Statistics. Oct., 1965, p. 113.
2. Новые идеи в планировании эксперимента/Под ред. В. В. Налимова. М., Наука, 1969. (Сб. статей).
3. Гантмахер Ф. В. Теория матриц. М., Гостехиздат, 1953.

Л. Я. ШКРАБИН

## СТАТИСТИКО-ОПТИМИЗАЦИОННЫЙ ПОДХОД В ОТРАСЛЕВОМ ПЛАНИРОВАНИИ

Отрасли и их подсистемы являются сложными системами, что обуславливает постановку для них большемерных многоаспектных задач с различными сочетаниями дискретности и непрерывности, с одной стороны, а также детерминированности, случайности и неопределенности — с другой. Возможности численной реализации таких задач ограничены. Попытки преодолеть эти противоречия имеют два направления, к которым могут быть сведены и другие. Одно состоит в разработке специальных методов и алгоритмов решения большемерных многоаспектных задач. Они основываются на учете конкретных особенностей объекта и постановке задачи, позволяющей расчленивть ее или, иначе, упростить решение (см., например, [1]). Другое направление ориентируется на овладение общими для всей науки на данном этапе ее развития идеями и методами, которые можно применять к классам задач. В этом случае успех зависит от полноты освоения общенаучного опыта, исследования способов перенесения его на исследуемую узкую область и ассимиляции в ней.

В данной работе предпринимается попытка более полно и строго обосновать статистико-оптимизационный подход, относящийся ко второму направлению.

В планировании отраслевых систем все чаще совместно используются статистические и экономико-математические (в узком смысле) методы и модели. При этом статистические модели и методы используются на этапах либо подготовки исходных данных для собственно оптимизационных задач, либо для анализа и обобщения серий

оптимизационных расчетов, проводимых при варьировании значений параметров задач. Оптимизационная идеология, в свою очередь, проникла в статистическое моделирование на этапах минимизации описания процессов и решения задач оценивания параметров статистических моделей при наличии ограничений на факторы и значения оценок. Целесообразно, однако, более глубокое взаимопроникновение этих двух классов методов, а именно насыщение экономико-математических методов элементами многомерного статистического анализа и статистических — элементами нормативности.

Из литературы уже известны примеры взаимопроникновения экономико-математических и статистических методов. Так, статистические элементы (взвешивание и запись транспортного блока исходной производственно-транспортной задачи в форме задачи в поправках) введены в метод отклонений от средних Л. И. Евенко (см. [2]). Статистическую природу имеет критерий выделения доминирующих блоков и этапов производственно-транспортных задач (соотношение размахов удельных затрат в сравниваемых однородных фрагментах), разработанный Л. А. Козловым (см. [3]). Наконец, работы В. Г. Ионина и В. Н. Щукина [4, 5, 6], а также Б. Б. Розина и М. А. Ягольницера [7], посвященные статистической имитации для анализа и понижения неопределенности оптимальных планов, хотя и более далеки от непосредственного взаимопроникновения указанных классов методов, но ближе подводят к включению в вычислительные схемы статистических и классификационных процедур выделения доминирующих, мультиколлинеарных и несущественно влияющих на выбор варианта плана объектов и показателей. Прямое заимствование здесь возможно ввиду того, что имитируемые варианты, во-первых, случайны, а во-вторых, представляют собой выборки из генеральной совокупности, не поддающейся полному воспроизведению по какой-либо причине (узость вычислительной базы, невозможность записи и хранения слишком больших массивов данных, трудности обращения к ним, трудности комбинаторного анализа и др.).

При некотором конкретно достигнутом уровне развитости вычислительных средств и методов решения задач единственным путем преодоления сложности и больше-размерности их (для приведения в соответствие с ограни-

ченными по мощности и эффективности средствами и методами вычислений) являются упрощения, минимально ухудшающие качество решений. Основные типы упрощений — это уменьшение числа переменных, подсистем, этапов, периодов, продуктов, целевых установок, а также ограничений. Эти упрощения могут быть осуществлены за счет как игнорирования частей задачи, признаваемых менее важными и не доминирующими в выборе решения, так и агрегирования показателей и агрегирования частей задачи.

Особый интерес представляет использование косвенного ограничения множеств значений показателей (по аналогии со статистическим взвешиванием) для целей скаляризации векторов, агрегирования показателей и т. п. Для этих же целей применимы операции по нормализации и стандартизации уровней показателей.

Приложение модернизированной схемы анализа корреляционных связей позволяет выявлять мультиколлинеарно связанные фрагменты задачи и упрощать последнюю, оставляя в ней один из этого множества фрагментов, наиболее влияющий на выбор оптимального плана. Применение процедур статистической проверки гипотез, в частности значимости отклонений выборочной оценки параметра генеральной совокупности от нуля, также способствует упрощению задачи.

Вообще статистическая природа и неопределенность информации, содержащейся в оптимизационных задачах, служит одним из оснований для использования статистических методов в их решении. Для пояснения этого тезиса остановимся на ошибках, возникающих при экономических измерениях и их обработке. Получение оптимального плана будем считать разновидностью косвенного измерения уровней целевых показателей.

Любому измерению, как бы тщательно оно ни проводилось, всегда присущи ошибки. Они отрицательно сказываются на точности результирующей информации, получаемой в ходе решения задач планирования. По месту формирования принято различать субъективные (аналогичные «личной» ошибке в астрономических измерениях), инструментальные, внешние, методические ошибки, ошибки моделирования и классификации.

Особую важность имеют методические ошибки и ошибки моделирования и классификации. Первые порож-

даются аппроксимациями, округлениями, неучетом различных факторов на нижних уровнях иерархической системы обработки информации, влияющими на результаты, которые затем выступают элементами массивов данных на верхних уровнях системы. Ошибки моделирования связаны с тем, что исследуемый объект, его состав и структура (комплекс внутренних и внешних связей) отображаются в форме более или менее абстрактных понятий, фиксирующих главные черты объекта и его связей, но никогда полностью с ними не совпадающих. Ошибки моделирования на нижнем уровне системы обработки информации становятся основным источником методических ошибок измерений, полученных на более высоком уровне.

Ошибки классификации возникают тогда, когда измерения параметров постороннего объекта могут быть восприняты как измерения параметров изучаемого объекта. Для исключения их обычно проводятся предварительные проверки качества и состава информации. Проверки такого рода входят составной частью в теорию статистических решений.

Известно, что каждый из указанных видов ошибок содержит в себе систематическую и случайную части, границы между которыми достаточно условны ввиду трудностей самого процесса выделения каждой из частей даже при известных независимых комплексах вызывающих их причин. На практике редко представляется возможность для достаточно точной классификации ошибок и выделения относительно независимых комплексов вызывающих их причин. Для экономических исследований, кроме того, характерны невозпроизводимость независимых наблюдений в сравнительно неизменных условиях, разнотипность объектов наблюдения и недоступность исследования свойств и источников ошибок в информирующей системе (в рамках частных оптимизационных и прочих исследований по информации, поступающей «со стороны»).

В каждой конкретной задаче измерения складывается свой механизм формирования совокупной ошибки, поэтому закон ее распределения должен быть весьма индивидуальным и неопределенным, особенно когда приходится иметь дело с малым числом наблюдений (такая ситуация наиболее распространена в экономических измерениях). Поэтому в этих случаях ценность как априорных правдо-

подобных предположений о законе распределения, так и всякого апостериорного их подтверждения или опровержения возрастает. В работах [9—11] показано, что иногда возможна сравнительная оценка параметров распределений ошибок измерения без указания на форму законов распределения: отношение размахов, отношение положостей функций распределения и т. д. Абсолютные уровни этих параметров, как правило, неизмеримы в экономических исследованиях, но в знании этих уровней очень часто нет и необходимости.

В большинстве случаев, однако, какие-либо данные для определения параметров распределения ошибок измерений отсутствуют. Тогда все исходные данные приходится условно признавать достоверными и точными, а при их обработке заботиться лишь о непривнесении в результаты решения дополнительных модельных и методических ошибок, что в условиях сложных и большеразмерных задач само по себе составляет существенную проблему ввиду необходимости всевозможных упрощений в ходе решения.

Обработать результаты измерений — это значит извлечь из них все полезные сведения об интересующей нас отраслевой системе. Прежде всего важно разделить полученную информацию на ту, которая имеет отношение к наилучшему варианту плана, и на ту, которая к нему отношения не имеет. Эта задача аналогична проверке статистических гипотез о принадлежности имеющихся наблюдений тем или иным относительно однородным их группам.

Не менее важной целью обработки данных является определение уровней показателей, характеризующих с количественной стороны исследуемую систему. При этом нередко ставится задача определения и качества исходных данных: допустимой погрешности информации при заданной точности решения, наличия систематических ошибок и т. д. (см. [5, 6]). В некоторых случаях она может быть разрешена и без использования конкретных свойств информирующей системы.

Для получения информации о виде зависимости между фактором-функцией и факторами-аргументами подбираются неизвестные параметры так, чтобы совокупность остаточных отклонений (невязок) обладала бы какими-то экстремальными свойствами. «Для этой цели обычно со-



ставляется некоторая функция  $\Phi(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$  от невязок и минимизируется (иногда максимизируется) в пространстве неизвестных параметров» (см. [8, с. 18]). Аналогична ситуация и при решении задач линейного программирования, а для задач векторной оптимизации она почти совпадает с вышеуказанной статистической. Полученные в результате обработки измерений уровни искомых параметров, поскольку измерения представляют собой случайные величины (величины, содержащие неконкретизированные систематические и случайные ошибки), являются случайными величинами как некоторые функции от этих измерений. Они могут быть конкретизированы путем исследования плотности вероятности, математического ожидания, дисперсии и т. д. Показанная, как нам представляется, неизбежность такого положения дел во всякого рода обработке ошибочных и случайно варьирующих измерений предполагает включение статистических приемов обработки на всех этапах ее, в том числе на этапе оптимизации.

Приложимость статистико-оптимизационного подхода к векторной оптимизации и решению многоэтапных производственно-транспортных задач показана нами в работах [9—12]. Предварительные замечания о возможности приложения такого подхода к межуровневому согласованию обсуждаются в работе [9]. Приведем некоторые дополнительные соображения, которые свидетельствуют в пользу приложимости статистико-оптимизационного подхода к многоуровневому согласованию.

Очевидно, что подсистемы, в которых целевые показатели несущественно варьируют в широкой окрестности локальных оптимумов, могут быть исключены из процедур межуровневого согласования. Множество подсистем, в которых реакция на однотипные изменения условий примерно одинакова, может быть заменено одним представителем этого множества. Подсистемы, в которых изменения условий вызывают резкие изменения выходных параметров (включая значения целевой функции), претендуют на первоочередное рассмотрение. Показатели сравнительной крутизны изменения целевых показателей подсистем в связи с каким-то однородным воздействием на них со стороны объекта верхнего уровня могут служить весами при распределении величины этого воздействия по подсистемам. Фактически эта же логика содер-

жится при распределении лимитированного глобального ресурса по подсистемам пропорционально уровням объективно обусловленных оценок. Знание уровней целевых показателей (например, полученных по методике В. Г. Иошина, изложенной в [5]) позволяет отсеять все те подсистемы, где вариация целевого показателя сравнима с некоторыми порогами неразличимости или менее их.

На наш взгляд, статистико-оптимизационный подход позволяет рассматривать коэффициенты приведения единовременных затрат к текущим и дисконтирующие коэффициенты как показатели сравнительной крутизны функций распределения равноэкономичных вариантов осуществления указанных затрат в окрестностях их локально-оптимальных уровней. Основанием для этого служит то, что задачи оптимизации с критерием минимума приведенных или интегральных затрат могут рассматриваться как задачи векторной оптимизации. В работе [1] минимизация по показателю приведенных затрат показана как минимизация вектора  $\{C(\alpha); K(\alpha)\}$ . Если справедлив используемый нами подход к векторной оптимизации, то теоретически правомерно поставить вопрос: не является ли нормативный коэффициент эффективности функцией от пологостей изменения текущих и капитальных затрат в окрестности глобального народнохозяйственного оптимума?

В векторной оптимизации скалярное представление вектора  $\{C(\alpha); K(\alpha)\}$  выразится как сумма текущих и капитальных затрат, взвешенная по показателю крутизны изменения целевых показателей в окрестности оптимума<sup>1</sup>:

$$L(\alpha) = k_{кр}(C) \frac{C(\alpha)}{C(\alpha^*)} + k_{кр}(K) \frac{K(\alpha)}{K(\alpha^*)},$$

где  $\alpha$  — индекс текущей альтернативы. Значит, формально  $E = \frac{k_{кр}(K) C(\alpha^*)}{k_{кр}(C) K(\alpha^*)}$ . При  $E = 0,12$  отсюда следует, что распределение показателя текущих затрат примерно в 8 раз круче, чем показателя капитальных вложений, если  $C(\alpha^*) \approx K(\alpha^*)$ .

При качественном рассмотрении можно утверждать, что число равноэкономичных вариантов распределения

<sup>1</sup> Так как слагаемое  $k_{кр}(C) \frac{C(\alpha^*)}{C(\alpha^*)} + k_{кр}(K) \frac{K(\alpha^*)}{K(\alpha^*)} = \text{const}$ .

капиталовложений, безусловно, больше числа равноэкономичных распределений текущих затрат, существенно более детерминированных наличием производственным аппаратом. Аналогично можно утверждать, что более удаленным моментам времени соответствуют большие возможности равноэкономичных распределений как вложений, так и текущих затрат. Однако отсюда следует отрицание равенства коэффициентов дисконтирования для текущих и капитальных затрат: варианты распределения текущих затрат существенно зависят от инерции прошлых вложений и, следовательно, менее переменны, чем «возможные» варианты капиталовложений, которые в меньшей степени зависят от прошлых состояний и вложений. Отсюда  $^2 \beta_C(t) \geq \beta_K(t)$ .

Разумеется,  $E$  в формуле приведенных затрат и  $E$  в коэффициентах дисконтирования могут быть уподоблены только в специфических ситуациях, а в общем случае они являются разными коэффициентами. Более того, коэффициенты дисконтирования вообще в этом случае не зависят от  $E$ .  $E$ ,  $\beta_C(t)$ ,  $\beta_K(t)$  зависят от крутизны функций плотности вероятности в окрестностях оптимума.

Экспоненциальная форма коэффициентов дисконтирования хорошо коррелирует с фактом роста во времени объема научно-технической информации по показательному закону, а число равноэкономичных из близких к оптимальному вариантов развития систем, вероятно, сильно коррелирует с объемами научно-технической информации. Представляется, что отмеченная аналогия обуславливает целесообразность конкретных измерений функций плотностей распределения вариантов текущих затрат и вариантов капиталовложений при различных темпах научно-технического прогресса. Выбор варианта развития отраслевой системы управляется двумя качественно различными основаниями, а именно: близостью варианта к моде значений целевых показателей (распределение вероятностей, ожидаемые варианты) и близостью к предпочтительным уровням их (функция предпочтения, желаемые варианты). Знание о степени рассогласования между функцией плотности вероятностей и функцией

предпочтений на множестве допустимых вариантов необходимо для принятия комплекса мер по изменению общих условий развития отраслей системы, которое позволяет в перспективе приблизить наиболее вероятные варианты к наиболее предпочтительным. В оценке степени рассогласования и учете этих двух сторон в выборе вариантов развития систем роль статистико-оптимизационного подхода представляется весьма важной.

Таким образом, свойства большеразмерных задач отраслевого планирования и расширение возможностей измерения параметров реального функционирования и развития отраслевых систем в пространстве и во времени позволяют утверждать, что стохастичности объекта более адекватна статистико-оптимизационная аппроксимация этих параметров. Ориентирами в построении алгоритмов аппроксимации могут служить основные моменты, использовавшиеся в анализе векторной оптимизации и в аппроксимации коротких временных рядов: учет полноты показателей и близости к эталонной точке, выделение доминирующих мультиколлинеарных и несущественных аспектов и фрагментов, учет порогов неразличимости уровней показателей.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Казакевич Д. М. Производственно-транспортные модели в перспективном отраслевом планировании. М., Экономика, 1972.
2. Евенко Л. И. Приближенный метод решения усложненных вариантов транспортной задачи. — В кн.: Научная конференция (21—25 февраля). Тезисы докладов. Секция общественных и экономических наук. М., 1966, с. 68—72.
3. Козлов Л. А. Оптимальное планирование развития и размещения отраслей промышленности. Новосибирск, Наука, 1970.
4. Ионин В. Г. Подбор пунктов размещения производства на перспективу на основе статистического моделирования. — В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 400—407.
5. Ионин В. Г. Точность расчета экономических показателей вариантов развития предприятий в задаче перспективного отраслевого планирования. — Там же, с. 108—118.
6. Щукин В. И., Ионин В. Г. Некоторые подходы к решению задачи выбора плана развития и размещения комплекса взаимосвязанных подотраслей. — В кн.: Оптимизационные и экономико-статистические методы в перспективном отраслевом планировании. Новосибирск, Наука, 1975, с. 14—29.
7. Розин Б. Б., Ягольницер М. А. Статистические имитационные модели как инструмент анализа неопределенности оптималь-

<sup>2</sup> Вероятно,  $\beta_C(t) = \beta_K(t)$  в пределе при  $t \rightarrow \infty$  или с учетом порогов неразличимости, после конечного большого интервала времени, исчисляемого от базового момента.

- ных планов.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 119—126.
8. Мудров В. И., Кушко В. Л. Методы обработки измерений. М., Советское радио, 1976.
  9. Шкрабин Л. Я. Об учете специальных видов неопределенности в задачах отраслевого планирования.— В кн.: Проблемы экономико-статистического моделирования отдельных объектов отраслевого звена в целом. Новосибирск, 1976, с. 116—117.
  10. Шкрабин Л. Я. О локальных свойствах критериев выравнивания и учете их в построении выравнивающих уравнений для прогнозирования.— В кн.: Оптимизация планов развития и размещения обрабатывающих отраслей промышленности. Новосибирск, 1977, с. 406—420.
  11. Шкрабин Л. Я. Об одном статистическом способе приближенного решения производственно-транспортной задачи.— В кн.: Проблемы экономико-статистического моделирования отдельных объектов и отраслевого звена в целом. Новосибирск, 1976, с. 128—136.
  12. Шкрабин Л. Я. Об интерпретации векторной оптимизации в терминах многомерной классификации наблюдений.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 89—99.
  13. Мельников О. А. О роли измерений в процессе познания. Новосибирск, Наука, 1968.
  14. Мельников Ю. И. Достоверность информации в сложных системах. М., Советское радио, 1973.
  15. Моргенштерн Оскар. О точности экономико-статистических наблюдений. М., Статистика, 1968.
  16. Планирование отраслевых систем (модели и методы оптимизации). М., Экономика, 1974.
  17. Сена Л. А. Системы физических единиц и их размерности. М., Наука, 1969.

В. А. БАЖАНОВ, В. М. СОКОЛОВ, Л. Я. ШКРАБИН

### ПУТИ ФОРМИРОВАНИЯ И АНАЛИЗА ВАРИАНТОВ ПЛАНА ОТРАСЛЕВОЙ СИСТЕМЫ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

В настоящее время в исследованиях по оптимизации отраслевых систем все больше внимания уделяется отражению в моделях неоднозначности результатов решения задач и реализации принятых плановых решений, обусловленной неоднозначностью исходных данных. При этом

анализ адекватности моделей, отражение в них устойчивости, адаптивности, маневренности, надежности и других параметров управляемости системы сразу ставится как задача теоретико-множественная, в частности вероятностно-статистическая.

В таких задачах каждый параметр и каждая интенсивность представляются множествами возможных значений и функциями принадлежности рассматриваемых реализаций (фиксированных уровней параметров и интенсивностей) указанным множествам. Иногда такой множественно-множественный детерминизм в экономической литературе называют индетерминизмом. По нашему мнению, в данном случае вернее говорить о стохастическом детерминизме. По-видимому, детерминизм в экономике в большинстве случаев близок по своей сути к неопределенному детерминизму квантовомеханического типа. Основным его содержанием является отказ от континуальной точности измерений, как инструментально невозможной, и переход к интервальной точности, т. е. переход от потока событий к потоку вероятностей событий.

Сложность экономических процессов, трудности организации и проведения экономических измерений таковы, что уровни неопределенности параметров в оптимизационных задачах не всегда могут быть оценены. Это обуславливает необходимость соединения экономико-математических методов со статистическими и классификационными (см. [3, 12]). В указанных работах намечены и направления более тесного сближения и взаимопроникновения этих методов в единый статистико-оптимизационный подход к постановке, методическому, информационному и вычислительному обеспечению задач оптимального отраслевого планирования. Остановимся на методологических предпосылках такого соединения разнородных методов. Эти предпосылки обусловлены как тождественностью части идей и процедур рассматриваемых методов, так и появлением общей предметной области, в которой они не могут применяться раздельно.

Статистико-классификационные и экономико-математические методы анализа функционирования и развития отраслевых систем во многом сходны. Оптимальные регрессионные модели представляют собой как бы переходную форму между ними. Взаимобратимость задачи линейного программирования и игры двух лиц с нулевой



суммой платежей в смешанных стратегиях является образом единства этих внешне различных методов анализа вариантов решений.

Принципы наложения штрафов за отклонения от лимитов и стимулирования целевых показателей в зависимости от ценностных ориентаций координирующего центра, по существу, родственны процедурам ориентирующего (взвешенного) усреднения. В работе [8] показано, что в методе моментов содержатся идеи лимитирования и ориентирования выбора параметров, которые близки к применяемым в экономико-математическом программировании.

В анализе сложных и больших систем поиск наилучших альтернатив осуществляется по схеме, близкой к получению выборочной оценки параметров генеральной совокупности. Особенно наглядно это проявляется в схемах случайного поиска близких к оптимуму вариантов и в схемах случайного генерирования вариантов плана развития и специализации объектов нижнего уровня.

Существуют «идеальные», чаще всего недостижимые, состояния системы (то же относится к траекториям), в которых частные (по отдельным критериям, этапам, уровням) решения оптимальны без учета системообразующих связей между аспектами. Эти состояния формируют эталонную точку в пространстве целевых показателей. Выбор наилучших допустимых состояний определяется мерой близости их к эталонной точке, т. е. по схеме распознавания образов с эталонной точкой. Придание вектору субоптимумов качества эталона в терминах нормализации уровней целевых показателей используется в большинстве методов векторной оптимизации. Эта же идея лежит в основе метода ветвей и границ. Правда, в последнем случае эталонная точка претерпевает изменения по мере нахождения улучшающих частных решений, но ее классификационный смысл сохраняется.

Возможно как прямое, так и косвенное ограничение отклонений частного оптимума показателей от общего оптимума. В условиях неопределенности уровней частных и общих оптимумов косвенные ограничения больше соответствуют вероятностной природе ограничиваемых величин.

За исходный в сравнительном многомерном анализе необходимо брать случай равновесности всех показателей, по которым ведется сравнение. Учет равнозначности

показателей следует осуществлять, как и в естественных науках, при переходе от равнонаправленности к неравнонаправленности в пространстве. Например, в общей теории относительности осуществляется учет искривления пространства при наличии полей и тяготеющих масс по отношению к «пустому» евклидову пространству. Математически это выражается в умножении по координатных расстояний (в нашем случае — относительных отклонений показателей) на коэффициенты их сжатия или растяжения. «Истиной» этих коэффициентов является единица — их уровень в пустом неискривленном пространстве.

Учет различной важности показателей для целей регулирования и управления отраслевыми системами конечно проявляется в различной разработанности теории и средств их измерения, а также в неодинаковой точности измерения отдельных показателей. В первом приближении можно считать, что уровни показателя важности для двух признаков объекта прямо пропорциональны уровням точности их измерения, если измеряемые признаки метрологические проблемы и имеют одинаковый неустрашимый объективный уровень неопределенности измерений. Например, если при прочих равных объективных метрологических условиях один признак ( $x_1$ ) измеряется людьми с точностью 15%, а другой ( $x_2$ ) — 5%, то можно с некоторой условностью заключить, что в данных исследованиях познающий субъект неявно приписывает  $x_2$  приоритет 1,5 ед. и  $x_1$  — 0,5 ед.

Много путаницы в данную проблематику вносят необоснованные утверждения следующего типа: люди более точно измеряют то, что умеют измерять. Практика показывает другое: ни у одной вещи (явления или процесса) нет ни одного действительно важного для реализации цели свойства, которое бы люди не научились измерять с необходимой им точностью, не противоречащей естественным ограничениям (например, габариты твердых тел бессмысленно измерять с точностью  $10^{-9}$  см, так как размеры атомов и межатомарных расстояний не превышают  $10^{-8}$  и, следовательно, при такой точности граница тела отсутствует).

Более широкое по сравнению с понятием точности понятие порога неразличимости состояний и траекторий содержит субъективную и объективную стороны: нет смыс-

ла для данных целей различать и невозможно ни при каких условиях различать. Пороги неразличимости значений координат при точно фиксированных уровнях импульсов квантовомеханических объектов дают пример объективных порогов неразличимости. Если пороги неразличимости установлены, то учет их в оптимизации можно осуществлять взвешиванием показателей на величины, обратные к уровням порогов неразличимости. Например, по показателю  $x_1$  порог неразличимости составляет 15% и по показателю  $x_2$  — 5%. В векторной оптимизации с учетом вышесказанного правильнее измерять отклонения не в форме  $f(|x_1^* - x_1|/x_1^*; |x_2^* - x_2|/x_2^*)$ , а в форме  $f(|x_1^* - x_1|/15x_1^*; |x_2^* - x_2|/5x_2^*)$ , где содержится переложение на язык меры практики отображения познающим субъектом действительности. Мы неявно приписываем неопределенно большие пороги неразличимости свойствам и соответствующим показателям моделируемого объекта, которые, как нам кажется, несущественны для сохранения адекватности отображения в модели интересующих нас свойств объекта.

Представляется целесообразным интенсивности и характер связей в системе исследовать в окрестностях «истинных» состояний и траекторий. Аналогично с предыдущим (изотропность — анизотропность пространства сравнений) это означает переход от однородного к неоднородному пространству сравнений. В обычной практике оптимального планирования этот момент используется неявно в следующей форме: всем вариантам плана, не входящим в множество допустимых планов, приписывается коэффициент важности их для целей анализа, равный нулю, а всем допустимым вариантам — равный единице. Затем оптимальному плану присваивается единичный уровень важности и всем прочим допустимым — нулевой.

В анализе устойчивости оптимального плана и особенно в построении зон неопределенности принятия плановых решений с учетом подстроечных мероприятий эта категоричность расшатывается: принятому для реализации варианту присваивается важность, равная единице, остальным вариантам в зоне неопределенности — менее единицы, вариантам за пределами зоны неопределенности — нулевая. Кроме того, при формировании зоны неопределенности путем анализа подстроечных мероприятий признаются не равными нулю важности вариантов, из-

вне примыкающих к области допустимых. Эта неоднородность пространства выбора в форме придания весов, обратно пропорциональных относительным отклонениям от частных оптимумов, использована нами в алгоритме решения многоэтапных производственно-транспортных задач (см. [9]), а также в векторной оптимизации и выравнивании статистических рядов (см. [7, 8]).

Как показано в работе [7], анализ согласованности или противоречивости целевых аспектов, в частности показателей в случае векторной оптимизации, целесообразно осуществлять по схеме анализа парных корреляций. При этом в общем случае выделяется три основных класса признаков: мультиколлинеарные однонаправленные, мультиколлинеарные разнонаправленные, в среднем существенные относительно независимые. Анализ коэффициентов вариации позволяет установить, какими показателями можно пренебречь: в первую очередь исключению подлежат те показатели, коэффициенты вариации которых составляют менее половины их оцененных порогов неразличимости (или погрешности). Отличие предлагаемой от классической схемы анализа парных корреляций заключается в том, что за центры распределений берутся идеальные состояния, характеризующие субоптимумами.

Достаточно полное и точное отражение истинной неопределенности экономических объектов в их информационных аналогах — задачах оптимального планирования — позволяет углубить решение и достигнуть более гибкого и приемлемого согласования объективно противоречивых аспектов решения без разрубания «гордиевого узла» противоречий вмешательством эксперта на ранних стадиях. Тем самым обеспечиваются возможности более детального исследования отраслевых систем и учета изменений внешних условий их развития, что, в свою очередь, предъявляет повышенные требования к оперативности подготовки информации о сочетании внешних условий и вариантов состава и структуры подсистем. Для этих целей более полно могут использоваться методы планирования экспериментов, с одной стороны, и генераторы вариантов развития производственных объектов — с другой.

Формированию множества сочетаний исходных данных — условий развития системы в рамках исследования зоны неопределенности — традиционно уделяется много внимания, разработан ряд подходов к решению этой

проблемы (см., например, [2, 3]). Между ними есть различия, но объединяет их одно — стремление к равномерному распределению точек внутри  $n$ -мерного куба, где  $n$  — число различных факторов на входе системы. Каждый из применяемых подходов в принципе реализуем, но обладает рядом недостатков и, по-видимому, далеко не всегда приводит к желаемым результатам. Во всяком случае, Л. А. Мелентьев отмечает, что все чисто формализованные методы «строго говоря, неприемлемы к решению поставленной задачи» (см. [13, с. 24]). Следует добавить, что наиболее распространенные методы анализа зоны неопределенности очень трудоемки.

По нашему мнению, возможности использования формальных методов в данной области еще далеко не исчерпаны. Расположение точек в пространстве должно быть таким, чтобы число их было минимальным, но имела бы возможность построить математические модели, характеризующие силу и направление влияния всех рассматриваемых факторов как на величину целевой функции, так и на все остальные характеристики оптимизируемого плана. Тогда существенность информации (по степени влияния на решение) определяется не произвольно до решения задачи, а в процессе решения — как один из его результатов. Добиться всего этого можно использованием для формирования представительного множества условий развития системы методов планирования эксперимента.

Естественно, что при моделировании для каждого фактора должны быть предварительно оценены границы области определения и точность измерения. Обязательно и выполнение таких требований, как отсутствие корреляции между двумя факторами и их совместности. Первое требование в данном случае означает возможность установления какого-либо фактора на любом допустимом уровне вне зависимости от уровней других факторов. Несовместимость же факторов возникает в том случае, если значительное число комбинаций их значений, лежащих в областях определения, не может быть осуществлено. По нашему мнению, при решении конкретных экономических задач вышеуказанные требования могут быть удовлетворены. В противном случае возможно проведение экспериментов при других схемах сочетаний факторов.

Пусть каждой точке в  $n$ -мерном объеме допустимых уровней факторов соответствует решение задачи разви-

тия и размещения отрасли при ограниченных внешних условиях. Проведение полного факторного эксперимента на двух уровнях с шагами варьирования, близкими к половинам допустимых размахов факторов, позволит получить аппроксимированное математическое описание влияния факторов на функцию и провести первоначальное исследование надежности системы путем определения области, в которой план при заданных условиях не реализуем. Но реализация полного факторного эксперимента потребует огромного числа расчетов на ЭВМ, что едва ли выполнимо. Поэтому предпочтительнее использовать дробный факторный эксперимент с числом реализаций, имеющих один порядок с числом факторов. Как правило, в ряду варьируемых факторов не все в равной степени влияют на функцию, что приводит к естественной в любом исследовании проблеме отсева несущественных факторов и выделения факторов, вариация которых влияет на изменение функции. Для такой классификации необходимо прежде всего рассчитать ошибки коэффициентов регрессии (эта ошибка равняется корню квадратному из частного от деления квадрата ошибки эксперимента на число опытов). Ошибка эксперимента возникает также от неучета элиминированных в эксперименте факторов. При дублировании опытов значения контролируемых параметров меняются от опыта к опыту случайным образом. Неучтенные факторы создают рассеяние — своеобразный «шум» в системе. Здесь можно провести аналогию между задачей оценки значимости отличия коэффициентов регрессии от нуля и решаемой в теории информации задачей выделения сигнала на фоне шума. В самом деле, в статистике, и в частности в планировании эксперимента, тот факт, что ошибка коэффициента регрессии данного фактора сравнима по величине с абсолютным значением этого коэффициента, можно трактовать следующим образом: влияние соответствующего фактора, изменяемого по специально разработанной схеме, не превышает по силе влияние неконтролируемых факторов. Это означает, что обнаруживается влияние «шума», которое и приводит к невозможности два раза подряд получить одинаковый результат, как бы чисто ни проводился эксперимент.

Но эксперимент в рассматриваемом случае — это решение оптимизационной задачи на ЭВМ, и, решив дважды или более раз подряд одну и ту же задачу, мы, естествен-



но, получим одинаковые результаты. «Шум» в такой эксперимент можно ввести только искусственно. Надо ли это делать? И если надо, то как?

Положительный ответ на первый вопрос может быть обоснован и формально, и содержательно. Имитация «шума» позволяет оценивать ошибки коэффициентов регрессии, получать не только их точечные, но и интервальные оценки. Она дает возможность проверить гипотезу о значимости отличия оценок от нуля и тем самым отсеивать несущественно влияющие факторы. Иначе пришлось бы или все факторы, коэффициенты при которых получили ненулевые точечные оценки, считать влияющими на ту или иную функцию, или отбрасывать часть факторов, руководствуясь некоторыми субъективными соображениями.

При решении конкретной задачи развития и размещения отрасли на перспективу нет ни необходимости, ни практической возможности измерять все факторы, информацию о которых можно считать вероятностно-определенной или неопределенной. Обычно априорных знаний о системе достаточно, чтобы выбрать те факторы, влияние которых на изменчивость оптимальных планов необходимо изучить. В то же время нет оснований предполагать, что все остальные факторы через некоторый период времени примут с заданной точностью значения, полученные в оптимальном плане. Ясно, что какие-то случайные, а возможно, и систематические (но необнаруженные) изменения возможны и здесь и что можно провести аналогию между этими нерегулярными изменениями и «шумом» в физических системах.

Сложнее обстоит дело с ответом на второй вопрос, т. е. определить достаточный и избыточный уровень «шума» и закон распределения, по которому следует его задавать. Ясно, что уровень «шума» не может быть очень высоким, так как тогда ни один полезный сигнал не может быть выделен, т. е. все коэффициенты регрессии окажутся незначимыми. Он может быть и очень низким — в этом случае задаваемый «шум» не изменит спектра сигналов. Законы распределения случайных величин могут быть известны, и тогда моделирование «шума» на ЭВМ сложности не представляет. Если же эти законы неизвестны, то при задании нормального, равномерного или какого-то другого распределения вводится дополни-

тельная ошибка, характер и сила влияния которой определяются лишь дополнительным исследованием. Здесь многое зависит от искусства исследователя, уровня его знаний о системе, опыта и интуиции. Формальные методы пока еще нередко имеют вспомогательный характер.

В работах, посвященных исследованию проблемы неопределенности в экономике, принята следующая классификация информации об объекте: информация об однозначно определенных, вероятностно определенных и неопределенных свойствах объекта. При совершенствовании систем экономической информации последний класс ее сужается за счет перехода части информации в другие классы описаний свойств объекта. Если при этом часть информации все же остается неопределенной или данное совершенствование требует чрезмерно больших затрат времени и средств, то возможны такие ситуации, при которых задачи планирования информационно неразрешимы.

Источниками неразрешимости задач могут быть: неразработанность теории исследуемых систем, а также средств сбора данных, временные пределы актуальности решения задачи и уровни экономических затрат на улучшение системы экономической информации, обслуживающей данную задачу. Причем явно или косвенно решается одна из сопряженных проблем: обеспечить минимум неполноты информации, позволяющей решить задачу в целом при заданных научных, экономических и технических средствах; определить виды и объемы дополнительных затрат на повышение полноты информации до уровня, обеспечивающего адекватность отражения неопределенности объекта во множестве допустимых планов в семантическом, синтаксическом и прагматическом аспектах информации о них.

Ниже рассматривается один из подходов в информационном обеспечении задач оптимизации развития и размещения машиностроительных производств, позволяющих достичь значительной экономии трудовых и временных затрат.

Выявление множества допустимых вариантов специализации и развития производственных мощностей предприятий машиностроения по районам их наличного или предполагаемого размещения составляет сложную задачу информационного обеспечения отраслевых оптимизационных расчетов. Малая мощность множества вариантов —

основная форма неполноты исходной информации, приводящей к искажению представлений о действительных возможностях повышения эффективности отраслевой системы за счет совершенствования специализации и размещения объектов нижнего уровня.

В машиностроении сложность производственного объекта характеризуется наличием значительной вариации в уровнях и формах дискретности производственной мощности в зависимости от широты или узости специализации предприятий, выбора технологии, выбора форм расширения производства (реконструкция, модернизация, новое строительство). Информационное обеспечение задач планирования в этих условиях требует повышенных затрат труда специалистов экономических, проектно-технологических и научно-исследовательских учреждений. Для сокращения указанных затрат на формирование исходных данных оптимизационных задач весьма широко используются типоразмерные ряды мощностей: типовые, оптимальные единичные, минимально допустимые и т. д. мощности производственных объектов. Расчленение задачи формирования вариантов на последовательные относительно более простые и более стандартизируемые классы расчетов (расчет типоразмерных рядов мощностей производства монопродуктов, а на этой основе — рядов мощностей производства различных сочетаний монопродуктов, расчет допустимых вариантов производства в подотраслях, отраслях, комплексах отраслей) позволяет повысить оперативность получения информации и понизить неопределенность решения оптимизационной задачи в целом.

Для примера рассмотрим следующую постановку оптимизационной задачи: из всего множества допустимых вариантов развития производства продукции в заданной номенклатуре, наиболее эффективной с точки зрения требований перспективного развития, найти такой вариант, при котором потребность народного хозяйства в данной продукции удовлетворяется с минимальными затратами на ее производство.

В такой постановке каждый вариант развития производственного объекта представляет собой набор индексов производимых продуктов с объемами их производства и суммарными (по всему варианту) затратами. В качестве объемов производства в нашем примере рассматриваются

минимально допустимые мощности (м. д. м.) производства каждого продукта.

Суть метода состоит в следующем. Для каждого предприятия, включенного в задачу оптимизации развития отрасли, задаются границы его целесообразного расширения или строительства, возможная номенклатура выпускаемой продукции, минимально допустимые мощности по каждому виду изделий и интенсивности использования этих мощностей (целые числа, показывающие, сколько раз данная мощность может использоваться для удовлетворения потребности по максимальному уровню). Границы расширения или размеры строительства предприятия и интенсивности использования минимально допустимых мощностей определяют область допустимых способов функционирования и развития предприятий.

После приведения минимально допустимых мощностей каждого вида изделий к одной единице измерения (в нашем случае — производственная площадь) с учетом совместного воздействия различных типов изделий в разных сочетаниях на изменение затрат и временного дрейфа показателей затрат организуется процедура целочисленного перебора в допустимой области так, что соблюдаются следующие ограничения:

$$x_j \leq M_j;$$

$$\underline{S} \leq \sum_{j=1}^n f(S_j^r) x_j^r \leq \bar{S}, r \in \{1, \dots, R\},$$

где  $j$  — индекс вида изделий и минимально допустимой мощности по нему;

$x_j^r$  — интенсивность минимально допустимой мощности в варианте  $r$ ;

$M_j$  — максимальная интенсивность использования минимально допустимой мощности вида  $j$ ;

$S_j^r$  — производственная площадь для минимально допустимой мощности вида  $j$  по  $r$ -му варианту;

$f(S_j^r)$  — функция, по которой рассчитывается площадь для каждой минимально допустимой мощности при данном сочетании интенсивностей всех таких мощностей, вошедших в вариант;

$\underline{S}, \bar{S}$  — соответственно верхняя и нижняя границы производственных площадей предприятия.

Варианты формируются по каждому предприятию и году перспективного периода. Динамический (сквозной) аспект учитывается следующим образом. Все исходные данные о затратах и результатах подразделяются на условно-переменные и условно-постоянные (обычный прием в формировании исходных данных). В переменной части данных учитывается специфика варианта специализации в выделенном году перспективы, в постоянной — условия, практически не изменяющиеся во всем плановом периоде.

Сформированные допустимые варианты для первого года планового периода принимаются за базовые для последующих лет. Для каждого из последующих лет формируется столько допустимых вариантов, сколько имеется базовых, за исключением недопустимых (из числа базовых) по условиям конкретного последующего года. Таким образом формируется «библиотека» вариантов по каждому предприятию и способу его развития.

«Библиотека» вариантов отраслевого плана формировалась с учетом допустимых планов, расположенных в фиксированной по уровню отклонения целевой функции от оптимума области в окрестности оптимального плана, и тех целочисленных планов, которые получаются из непрерывных при различных системах доведения до целочисленности (см. [6]).

Излагаемый метод получения исходной информации и планов (со всеми необходимыми для технико-экономических обоснований показателями) не только экономит время на подготовку разовых информационных решений о развитии предприятий и отрасли в целом, но и способствует их корректировке в ходе реализации планов. Практика использования дополнительной информации в форме «библиотек» вариантов развития отраслевых объектов показала, что их наличие позволяет ускорить обоснование решений по освоению производства новых изделий, различных перераспределительных решений, предложений по расширению или ограничению объемов выпуска традиционных изделий (выдача рекомендаций и справок как предприятиям, так и вышестоящим органам и т. п.). Располагая такой «библиотекой», специалисты отрасли (технологи и экономисты) могут больше времени и внимания уделять качественным перспективным вопросам за счет экономии времени на поиск и расчеты информации, соответствующей вариантам в зоне неопределенности и «би-

блиотеке» вариантов. Кроме того, эта информация позволяет осуществлять экономико-математические, в частности классификационные, исследования связей между показателями и вариантами.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Немчинов В. С. Экономико-математические модели и методы. М., 1962.
2. Макаров А. А., Макарова А. С., Зейлигер А. Н. Исследование зоны неопределенности оптимального плана развития сложных экономических систем.— Экономика и математические методы, 1970, т. VI, вып. 6, с. 849—863.
3. Планирование отраслевых систем. М., Экономика, 1974.
4. Алексеев А. М., Волконский В. А., Шапиро А. Д. Методы оптимизации планов путем автоматизированного формирования плановых вариантов и их применение.— Экономика и математические методы, 1973, т. IX, вып. 4, с. 3—18.
5. Геронимус Ю. В. Всесоюзный симпозиум по имитационному моделированию.— Экономика и математические методы, 1974, т. X, вып. 2, с. 385—388.
6. Бажанов В. А. Об одном способе формирования исходной информации для задач оптимизации отраслевых планов.— В кн.: Оптимизационные и экономико-статистические методы в перспективном отраслевом планировании. Новосибирск, Наука, 1975, с. 60—66.
7. Шкрабин Л. Я. Об учете специальных видов неопределенности в задачах отраслевого планирования.— В кн.: Проблемы экономико-статистического моделирования отдельных объектов и отраслевого звена в целом. Новосибирск, 1976, с. 116—127.
8. Шкрабин Л. Я. О локальных свойствах критериев выравнивания и учете их в построении выравнивающих уравнений для прогнозирования.— В кн.: Оптимизация планов развития и размещения обрабатывающих отраслей промышленности. Новосибирск, 1977, с. 106—120.
9. Шкрабин Л. Я. Об одном статистическом способе приближенного решения производственно-транспортной задачи.— В кн.: Проблемы экономико-статистического моделирования отдельных объектов и отраслевого звена в целом. Новосибирск, 1976, с. 128—136.
10. Налимов В. В., Чернова Н. А. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов. М., Наука, 1965.
11. Горский В. Г., Адлер Ю. П. Планирование промышленных экспериментов. М., Металлургия, 1974.
12. Розин Б. Б. Теория распознавания образов в экономических исследованиях. М., Статистика, 1973.
13. Мелентьев Л. А. Исходные положения проблемы неопределенности оптимальных решений в больших системах энергетики.— В кн.: Фактор неопределенности при принятии оптимальных решений в больших системах энергетики, т. 1. Иркутск, 1974, с. 12—31.



Н. М. ЖУРАВЕЛЬ, В. В. РАДЧЕНКО

## ПОСТАНОВКА НЕКОТОРЫХ ЗАДАЧ ОБРАБОТКИ ЭКСПЕРТИЗ В ОТРАСЛЕВОМ ПРОГНОЗИРОВАНИИ С ПОМОЩЬЮ ТЕОРЕТИКО-ИГРОВОГО ПОДХОДА

Экспертные оценки служат эффективным, а иногда и единственным средством решения большого числа неформальных задач в самых различных областях человеческой деятельности. Целесообразность использования экспертных оценок в задачах описания, регулирования, оптимизации, прогнозирования неоднократно отмечалась в работах Ю. П. Адлера, Г. Г. Азгальдова, В. М. Глушкова, Ф. Г. Гурвича, С. Д. Бешелева, Г. М. Доброва, С. В. Емельянова, В. А. Лисичкина, В. В. Налимова и др. Большое внимание вопросам экспертного оценивания уделяется в работах зарубежных авторов.

В настоящее время главное направление совершенствования планирования связывается с комплексным и программно-целевым подходом, который требует анализа проблемы во всех ее взаимосвязях и во главу угла ставит определение целей развития экономической системы. Реализация этого направления в первую очередь предполагает разработку долгосрочных прогнозов, выполненных на макроуровне иерархической системы планирования и управления народным хозяйством. Составление таких прогнозов базируется главным образом на использовании экспертных оценок.

Данная статья посвящена использованию экспертных оценок для долгосрочного прогнозирования развития лесного комплекса страны.

### ОПЫТ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ЭКСПЕРТНЫХ ОЦЕНОК В ПРОГНОЗИРОВАНИИ РАЗВИТИЯ ЛЕСНОГО КОМПЛЕКСА

Лесной комплекс, бесспорно, относится к числу экономических систем большой сложности. Он имеет в своем составе предприятия как добывающей промышленности

(лесоэксплуатация), так и обрабатывающей (деревообрабатывающее, целлюлозно-бумажное, лесохимическое и гидролизное производства). Основное производство лесозаготовительной промышленности направлено на получение деловой древесины в круглом виде, изделий переработки древесного сырья и отходов, включая производство колотых балансов и технологической щепы. Преобладающая часть продукции лесозаготовительной промышленности подвергается дальнейшей обработке на специализированных предприятиях лесопильной, фанерной, мебельной и спичечной промышленности. Колотые и короткомерные балансы, балансовые долготы, часть технологической щепы из дров и отходов лесозаготовок, отходов лесопилении и деревообработки направляются на производство целлюлозы и древесной массы, идущих для изготовления различных видов бумаги и картона. Комплексному использованию леса, лесоматериалов, отходов перечисленных выше производств служат предприятия лесохимической и гидролизной отраслей.

В лесной и лесоперерабатывающей промышленности СССР функционирует более 50 тыс. отдельных предприятий и производств, из них крупных не более 6,5 тыс., на долю которых приходится 90% продукции, производимой в отрасли. Велика доля мелких хозяйственных подразделений, действующих в составе колхозов, совхозов, строительных и иных организаций нелесного профиля.

Таким образом, лесной комплекс отличают технологическая и организационная сложность внутреннего производства, специфические природные и трудовые ресурсы, средства производства и особая продукция. Являясь одной из начальных подсистем народного хозяйства в общей системе переработки природных ресурсов в продукцию конечного потребления, лесной комплекс обладает разветвленной сетью связей с другими комплексами страны. Через эти связи в конечном итоге реализуются потребности, предъявляемые народным хозяйством лесному комплексу. Для определения уровней этих потребностей и технико-организационных форм их реализации на перспективу могут быть использованы три вида расчетов:

традиционные расчеты на базе предполагаемых изменений динамики производства потребляющих отраслей и изменений нормативов расхода продукции лесного комплекса в этих отраслях;

расчеты на базе системы оптимизационных моделей разных уровней, позволяющие с большей, чем в первом случае, точностью учесть все взаимосвязи между отраслями народного хозяйства и их пропорции;

расчеты на базе экспертных оценок специалистов. Используя интуицию и опыт специалистов, можно получить достаточно достоверные сведения о необходимых изменениях в масштабах, номенклатуре, технологии и организации изучаемого производства.

На наш взгляд, при создании хорошо организованной и четко налаженной системы сбора и обработки экспертной информации наиболее качественные прогнозы обеспечиваются последней группой расчетов. Это объясняется тем, что с привлечением крупных специалистов, обладающих богатым опытом, глубокой эрудицией, высоким уровнем эвристического предсказания, ликвидируется узость первого вида расчетов и сложность, громоздкость второго. Однако сразу оговоримся, что целесообразнее использовать все три вида расчетов, ибо дублирование результатов позволяет выявить причины несовпадения, что важно для последующего аналитического обобщения и получения окончательных выводов.

В области долгосрочного прогнозирования в СССР накоплен определенный опыт использования экспертных оценок как главного средства решения проблемы, а не вспомогательного, привлекаемого на промежуточных стадиях. К числу наиболее завершенных, т. е. давших прямые выходы в практику планирования, относятся: прогноз перспектив развития вычислительной техники, выполненный под научным руководством В. М. Глушкова (см. [1]), прогноз развития подотраслей промышленности строительных материалов (см. [2]), прогноз перспектив стандартизации технологического оборудования химико-фотографической промышленности (см. [3]) и др.

Серьезные экспертные исследования проводились и по лесному комплексу. В ЦНИИМЭ ведутся работы по долгосрочному прогнозированию развития лесозаготовительного производства. Результаты этих исследований освещены в [4]. Они позволили определить в главных чертах основные направления технического прогресса отрасли, наметить прогрессивные технологические процессы и системы машин на период до 2000 г.

Экспертная оценка этих прогнозов проводилась путем

анкетного опроса ведущих работников лесной промышленности по ряду актуальных проблем развития отрасли в перспективном периоде. Разработанная для осуществления опроса анкета содержала 2 вводных и 25 основных вопросов, которые отражали: пути решения тех или иных проблем; количественное распространение в отрасли различных средств механизации труда, методов производства работ и т. д.

В качестве основных в анкете были приняты однозначные ответы типа «Да» или «Нет», для некоторых вопросов ответ предусматривался в виде количественной оценки.

Массовый анкетный опрос проведен в 1972 г. среди работников основных производственных объединений и комбинатов лесозаготовительной отрасли, передовых лесопромхозов и ведущих научно-исследовательских, проектно-конструкторских и учебных учреждений, а также советских и партийных органов, курирующих лесную промышленность. Были обработаны анкеты 421 специалиста из 78 организаций. Из опрошенных специалистов 99,1% имеют законченное высшее образование, 95 — стаж работы в лесной промышленности свыше 10 лет, 73% занимают руководящие должности. Эти данные характеризуют высокий уровень компетентности опрошенных, поэтому их коллективное мнение по поставленным вопросам представляется ценным и важным.

По каждому вопросу анкеты в процессе обработки определялись коэффициент согласия  $K_c = P_n/P_o \times 100\%$ , где  $P_n$  — число положительных ответов и  $P_o$  — число определенных ответов (положительных и отрицательных) и коэффициент активности  $K_a = P/P \times 100\%$ , где  $P$  — число анкет.

В числе факторов, которые оказывают наиболее отрицательное воздействие на рост производительности труда и технический прогресс в отрасли, с высокой степенью активности ( $K_a = 94\%$ ) опрошенные специалисты назвали (в скобках приводится значение коэффициента согласия —  $K_c$ ):

недостаточные капиталовложения в отрасль и главным образом в строительство развитой дорожной сети (72—87%);

отсутствие машин и механизмов с нужными характеристиками (60—75%);

низкий уровень механизации труда (55—67%); необеспеченность постоянными квалифицированными кадрами (46—61%).

По мнению участников опроса, одним из основных путей ускорения технического прогресса в лесозаготовительном производстве является его техническое перевооружение. Характерной особенностью рассматриваемого перспективного периода будет практически полное обновление парка трелевочных машин. Основным типом предприятия будущего должно стать комплексное производство, включающее лесозаготовки, лесохозяйственные работы и переработку древесины и отходов.

Работниками СОПСа под руководством П. В. Васильева в 1967 г. проведен специальный опрос ученых и специалистов в области выращивания лесов и использования древесины (см. [5]). Опрос предполагал выявить круг тех научных проблем и вопросов, от успешного решения которых зависит в лесном деле будущее совершенствование производства.

Обращение, адресованное к ученым и деятелям лесного хозяйства, содержало следующие три просьбы:

I. «Назовите (с очень кратким обоснованием) три конкретных вопроса (задачи), решенных за послевоенные годы лесоводственной наукой СССР, какие Вы считаете наиболее важными в развитии теории лесоведения и лесоводства».

II. «Назовите еще три конкретных достижения отечественной лесоводственной науки, вполне подготовленных для внедрения в производство или уже внедренных, которые Вы считаете наиболее важными и многообещающими для текущего улучшения лесохозяйственного производства».

III. «Какие три исследовательские темы Вы считаете самыми важными для решения коренных задач развития и улучшения лесного хозяйства, стоящих в период до 2000 года?»

Приведем общие количественные итоги опроса:

	Вопросы		
	I	II	III
Выдвинуто тем (всего) . . . . .	28	28	47
Поступило ответов . . . . .	133	111	163
Приходится ответов на первые три темы, % . . . . .	46	33	25
Число тем, названных только одним или двумя участниками . . . . .	17	15	27

Наибольшее признание в качестве самых важных задач, решаемых лесоводственной наукой СССР, получили лесная биогеоценология, лесная типология и изучение многогранного общественного значения лесов. Важнейшими из внедренных и готовых к внедрению разработок названы: разработка научных основ механизации лесохозяйственного производства и создание новых машин и механизмов; новые способы и технологии рубок, особенно несплошных; методы закладки и выращивания защитных лесонасаждений. Наконец, важнейшими научными проблемами лесного хозяйства будущего эксперты считают следующие: исследование проблем оптимизации географического распределения лесов в связи с общими требованиями установления порайонных оптимальных соотношений между угодьями земельного фонда страны; дальнейшее развитие теории и методов биогеоценологии; разработку проблем экономики и организации лесного хозяйства.

Для освещения дальнейшего совершенствования технологии древесины к деятелям в области лесоведения и технологии древесины обратились с просьбой ответить на следующие два вопроса:

I. «Какие 2—3 конкретных достижения в области изучения древесины и усовершенствования ее технологии, полученные за послевоенные годы в СССР, Вы считаете самыми главными и перспективными, в какой части эти достижения реализуются и с каким эффектом, в какой — нет?»

II. «Какие недостаточно изученные, но технически ценные физические, химические, механические и прочие свойства, на Ваш взгляд, еще таит в себе древесина отечественных пород (назвать 2—3 наиболее характерных момента с кратким показом возможного производственного значения) и какие 2—3 научные проблемы в связи с этим Вы считаете на период до 2000 года самыми важными в области изучения и промышленного применения древесины?»

Однако полученные ответы, весьма ценные и интересные по существу, в формальном отношении оказались столь различными, что какое-либо обобщение их было невозможно.

Анализ результатов этого анкетного опроса выявляет два «узких места» в его проведении:



неполную реализацию первоначального замысла, состоящего в том, чтобы после проведения опроса о достижениях и выводах науки по развитию отрасли и вероятных и необходимых успехах в области технического прогресса осуществить следующий этап прогнозных разработок по определению вероятных и необходимых объемов и структуры производства;

неподготовленность организаторов опроса к обработке разноречивых мнений — неизбежного явления при открытой форме анкеты.

Известно, что такая форма имеет, однако, то преимущество, что позволяет выявить весь диапазон мнений экспертов, который при закрытой форме укладывается в ограниченные рамки ответов, заранее сформулированных эксперту. Именно закрытой формой анкеты, по-видимому, объясняется высокий уровень коэффициентов согласия, полученных при обработке мнений в опросе ЦНИИМЭ.

Опыт описанных и других исследований был по мере возможности учтен при подготовке анкетного опроса по проблемам перспектив развития лесного комплекса страны с выделением Сибири, организованного Институтом экономики и организации промышленного производства СО АН СССР совместно с Ленинградской лесотехнической академией им. С. М. Кирова. В состав разработанной анкеты включена группа вопросов об объемах и структуре промышленного производства лесного комплекса. Эта часть анкеты в наибольшей мере ориентирована на конечный результат: прогноз состояния лесного комплекса в 2000 г. Вместе с тем продублированы вопросы, по которым проводил опрос СОПС в 1967 г. Это позволит проанализировать сдвиги, происшедшие за 10-летний период во внедрении научных достижений в экономику лесного комплекса, и выявить вновь возникшие проблемы.

#### ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ АНКЕТИРОВАНИЯ С ПОМОЩЬЮ ИГРОВЫХ МОДЕЛЕЙ

Согласование мнений экспертов — одна из трудных проблем теории экспертиз. Определенным шагом к ее разрешению представляется разработка методик многотуровых опросов типа методики «Дельфа», когда экспер-

тов знакомят с ответами всех участников опроса на предыдущем туре.

Расхождение мнений экспертов — часто возникающая ситуация, которая давно стала предметом дискуссий. Предлагается ряд способов ее математической обработки. Ю. Б. Гермейер обратил внимание на то, что «в основе идеи согласования мнений экспертов лежит утверждение, по меньшей мере спорное, о том, что согласованное мнение многих людей достовернее, чем мнение одного человека. В простых вопросах, наверное, подобная гипотеза близка к истине, но в сложных ситуациях применять ее уже опасно. Это особенно касается научно-технических прогнозов. Надо просто считаться с тем, что у экспертов мнения расходятся, надо фиксировать существование неопределенности суждений и оценок. Экспертизы и прогнозы нужны не сами по себе, а для принятия определенных решений. Таким образом, используя экспертные оценки, мы приходим к типичным задачам решения в условиях неопределенности» [6, с. 24].

Ю. Б. Гермейер впервые предложил применять теоретико-игровой подход к обработке экспертиз. Его идеи развиваются учениками и последователями.

Ниже излагается ряд постановок задач по обработке экспертиз с использованием элементов теоретико-игрового подхода. Постановки разработаны применительно к анкетному опросу, проводимому совместно Институтом экономики и организации промышленного производства СО АН СССР и лесотехнической академией им. С. М. Кирова.

1. Традиционные способы обработки количественных экспертных оценок используют статистические методы и основываются на расчете показателей среднего значения и разброса вариационного ряда оценок. Показатели разброса служат базой для расчета степени согласованности мнений экспертов. При наличии регулярности в привлечении эксперта или возможности сравнения оценок с фактическими значениями исследуемых параметров показатели разбросов могут быть использованы и для определения точности и надежности оценок. В условиях существования разовой информации по экспертному опросу для получения усредненной оценки, максимально надежной в рамках всей имеющейся информации, на наш взгляд, может быть использован теоретико-игровой

подход. Сущность его применительно к количественным экспертным оценкам прогнозного характера заключается в следующем.

Ищется выпуклая линейная комбинация экспертных оценок  $y_0$ , которая наилучшим образом учитывает всю информацию, содержащуюся в ответах экспертов:

$$y_0 = \lambda_1 y_1 + \lambda_2 y_2 + \dots + \lambda_m y_m$$

при  $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$  и  $\lambda_i \geq 0$  ( $i = \overline{1, m}$ ).

С этой целью строится матрица  $G^* = -(q_{kl})$ . Ее элементы составляются по формуле

$$q_{kl} = \frac{|y_k - y_l|}{y_l},$$

где  $n_i$  — численность группы экспертов, давших оценку  $y_i$ ;  $q_{kl}$  — относительная величина ошибки прогноза, которую мы сделаем по данной группе экспертов, если примем оценку группы  $k$ , тогда как реализуется оценка группы  $l$ .

Матрица  $G^*$  имеет вид

	$n_1$	$n_2 \dots$	$n_m$
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$y_1$	$-q_{11}$	$-q_{12} \dots$	$q_{1m}$
$y_2$	$-q_{21}$	$-q_{22} \dots$	$-q_{2m}$
$y_m$	$-q_{m1}$	$-q_{m2} \dots$	$-q_{mm}$

Ее диагональные элементы равны нулю, остальные меньше нуля. Будем рассматривать  $G^*$  как матрицу платежей в игре двух лиц, где  $y = \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$  — множество стратегий первого игрока, а  $n = \{n_1, n_2, \dots, n_m\}$  — множество стратегий второго игрока.

Партия этой игры интерпретируется следующим образом: первый игрок решает на вариант  $y_k$ , тогда как второй останавливается на варианте  $n_l$ . При этом первый игрок должен выплачивать второму его выигрыш, который составляет величину  $q_{kl}$ . Задача первого игрока сводится к отысканию такого сочетания прогнозов отдельных групп экспертов, при котором ошибка прогноза

по отношению ко всем группам минимальна. Такая задача решается методами линейного программирования (см. [7]) и формулируется следующим образом: найти

$$v \rightarrow \max!$$

при условиях:

$$\begin{aligned} \lambda_1 q_{11} - \lambda_2 q_{21} - \dots - \lambda_m q_{m1} &\geq v, \\ -\lambda_1 q_{1m} - \lambda_2 q_{2m} - \dots - \lambda_m q_{mm} &\geq v, \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_m &= 1, \\ \lambda_i &\leq 0, \quad i = \overline{1, m}. \end{aligned}$$

Здесь переменными величинами являются  $\lambda_i$  — компоненты исходной оптимальной стратегии и  $v$  — цена игры, которая характеризует минимально возможную ошибку прогноза. В нашем случае  $\lambda_i$  — это вес, который получает мнение  $i$ -й группы экспертов при нахождении согласованного мнения всех экспертов о возможном объеме производства лесной продукции в 2000 г.;  $v$  — та минимально возможная суммарная уступка, которую должны сделать все группы экспертов, чтобы прийти к согласованному мнению.

Покажем на примере различие в усредненных оценках, получаемых традиционным и предлагаемым способом. В качестве ответов об объеме лесозаготовок использовались статистические данные за 1971, 1972, 1973, 1974 и 1975 гг. (5 групп). Число ответов в каждой группе произвольное.

Итак, имеем:

№ группы	Численность группы ( $n_i$ ),	Объем лесозаготовок ( $y_i$ ),
	чел.	млн. м <sup>3</sup>
1	5	292,3
2	15	297,6
3	50	304,3
4	28	303,7
5	15	395,0

Задача линейного программирования решалась по стандартной программе. Получены следующие результаты:

$$v = 0,13; \lambda_1 = 0; \lambda_2 = 0; \lambda_3 = 0,6445; \lambda_4 = 0; \lambda_5 = 0,3555; \\ y_0 = 336,5.$$

Эта же задача решена с весами значимости  $k_i$ , через которые учитывается авторитетность той или иной группы экспертов:  $k_1 = 0$ ;  $k_2 = 0$ ;  $k_3 = 0,2$ ;  $k_4 = 0,3$ ;  $k_5 = 0,5$ . Элементы матрицы  $G^*$  рассчитываются в этом случае по формуле

$$g_{hl} = \frac{|y_h - y_l| \cdot k_l}{y_l}$$

Получены следующие результаты:  $v = -0,047$ ;  $\lambda_1 = 0$ ;  $\lambda_2 = 0$ ;  $\lambda_3 = 0,472$ ;  $\lambda_4 = 0$ ;  $\lambda_5 = 0,528$ ;  $y_0 = 352,19$ .

Для сравнения с традиционным способом обработки рассчитаны средневзвешенные объемы лесозаготовок: для первого случая — 315 млн. м<sup>3</sup>, для второго (с весами для групп) — 330,76 млн. м<sup>3</sup>.

В обоих случаях объемы лесозаготовок, рассчитанные с помощью игрового подхода, превышают объемы, найденные традиционным методом. Следовательно, при использовании последних в качестве прогнозных величин мы имели бы увеличенную ошибку в сторону занижения объема из-за недостаточно полного извлечения информации из экспертных данных.

2. Для обработки ответов о новых видах продукции, которые могут появиться к 2000 г., их возможных объемах и нормах расхода древесного сырья могут быть использованы игровые конструкции, предложенные В. С. Метевым в работе [8]. Для реализации этих конструкций необходимы следующие элементы: набор стратегий для лица, принимающего решение (л.п.р.); набор состояний природы; матрица выигрышей л.п.р. при выборе каждой стратегии в любом состоянии природы; матрица выигрышей эксперта (э.), соответствующая матрице выигрышей л.п.р.

На наш взгляд, в качестве указанных элементов могут выступать отдельные фрагменты ответов экспертов (подробнее об этом см. [9]).

3. Предлагаемый Я. И. Рабиновичем в работе [10] метод обработки экспертных оценок важности критериев эффективности может быть использован в процедуре многоэтапного экспертного опроса для получения согласованного мнения экспертов.

У автора задача ставится следующим образом: пусть имеется  $n$  частных критериев  $W_i(X)$ , каждый из которых желательно увеличивать по управляемому параметру

$X \in G$ , т. е. наличие векторный критерий эффективности  $W = \{W_i(X)\}$ . Из-за отсутствия удовлетворительного понятия решения, рационального в смысле векторного критерия, практическая ценность  $W$  невелика. Такое решение может быть получено, если векторный критерий преобразовать в скалярный, например в виде взвешенной суммы частных критериев  $\Phi(X) = \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i(X)$ .

Весовые коэффициенты  $\lambda_i$  можно трактовать как «важности» соответствующих частных критериев. Назначение коэффициентов важности, в сущности, всегда — экспертная процедура.

Пусть эксперты дали такие индивидуальные оценки, которые не только не совпадают численно, но и задают различный порядок важности частных критериев. Возможны оценки, задающие противоположные порядки важности. Один из экспертов может утверждать, что общая цель состоит в увеличении единственного частного критерия  $W_\alpha$ , т. е.

$$\lambda_i = \begin{cases} 1, & \alpha = i \\ 0, & \alpha \neq i. \end{cases}$$

Другой эксперт может утверждать то же относительно критерия  $W_\beta$ , где  $\alpha \neq \beta$ . Подобное несоответствие мнений не является следствием некомпетентности экспертов, оно указывает на различное понимание цели операции.

В этой ситуации нет смысла говорить об усредненных оценках  $\{\alpha_i^0\}$  и о критерии с фиксированными коэффициентами

$$\Phi(x) = \sum_{i=1}^n \alpha_i^0 W_i(X).$$

Приходится обратиться к неопределенному критерию эффективности

$$\Phi_0(x\lambda) = \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i(X), \lambda \in \Omega,$$

где  $\lambda$  — неопределенный фактор, а

$$\Omega = \Omega_0 = \left\{ \lambda \mid \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1, 0 \leq \lambda_i \leq 1, i = 1, 2, \dots, n \right\}.$$



Это множество может быть сужено. Пусть все эксперты приняли единый порядок важности частных критериев  $\{W_i\}$ , и если последние занумерованы в соответствии с этим порядком, то

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1, \lambda_i \geq \lambda_{i+1}; \quad i = \overline{1, n-1}.$$

Рассмотрим неопределенный критерий эффективности

$$\Phi_1(X, \lambda) = \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i(X), \quad \lambda \in \Omega,$$

где  $\Omega = \Omega_1 = \left\{ \lambda / \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1, \lambda_i \geq \lambda_{i+1}; \quad i = \overline{1, n-1} \right\}$ . Положив при этом  $\lambda_{n+1} = 0$  и применяя преобразование Абеля, получим:

$$\begin{aligned} \Phi_1 &= \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i = \sum_{i=1}^n (\lambda_i - \lambda_{i+1}) \sum_{j=1}^i W_j = \sum_{i=1}^n \delta_i^1 \sum_{j=1}^i W_j = \\ &= \sum_{i=1}^n i \delta_i^1 i^{-1} \sum_{j=1}^i W_j - \sum_{j=1}^n \lambda_j^1 W_j^1, \end{aligned}$$

где  $W_i^1 = i^{-1} \sum_{j=1}^i W_j$ ;  $\lambda_i^1 = i \delta_i^1 = i(\lambda_i - \lambda_{i+1}) \geq 0$ ;  
 $\sum_{i=1}^n \lambda_i^1 = 1$ ;  $\lambda_i^1 \geq 0$ ;  $i = \overline{1, n}$ .

Так как упорядоченность  $\{W_i\}$  не влияет на порядок важности новых частных критериев, то теперь экспертам предлагается упорядочить  $\{W_i^1\}$ . Если единый порядок важности этих частных критериев не установлен экспертами, то усредненные оценки не годятся и приходится обратиться к неопределенному критерию  $\Phi_1(X, \lambda)$ .

Итак, достигнут 1-й уровень согласованности мнений экспертов. Достижение  $P$ -го уровня согласованности означает, что установлены соотношения:

$$\lambda_g^{P-1} \geq \lambda_{g+1}^{P-1} \geq 0; \quad \sum_{g=1}^n \lambda_g^{P-1} = 1;$$

$$1 \geq \lambda_g^P \geq 0; \quad \sum_{g=1}^n \lambda_g^P = 1$$

и введен неопределенный критерий эффективности

$$\Phi_P(\lambda, X) = \lambda_i W_i = \dots = \sum_{g=1}^n \lambda_g^P W_g^P,$$

где  $\lambda \in \Omega_P$  или, что то же самое,

$$\lambda^P \in \Omega_0 = \left\{ \lambda^P / \sum_{g=1}^n \lambda_g^P = 1, 0 < \lambda_g^P \leq 1; \quad g = \overline{1, n} \right\}.$$

Для получения гарантированных оценок эффективности стратегий естественно перейти к новому критерию эффективности

$$F(X) = \min_{\lambda \in \Omega} \Phi(X, \lambda) = \min_{\lambda \in \Omega} \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i(X). \quad (1)$$

Критерий  $F(X)$  позволяет искать оптимальную гарантирующую стратегию  $X^0$  и максимальный гарантированный результат

$$Z = F(X^0) = \max_{X \in G} F(X) = \max_{X \in G} \min_{\lambda \in \Omega} \sum_{i=1}^n \lambda_i W_i(X). \quad (2)$$

Несколько слов о физическом смысле единого критерия эффективности  $F(X)$ . Процедура определения экспертных оценок, положенная в основу этого критерия, предполагает высокую способность экспертов сравнивать объекты по степени их важности и позволяет определять реальный уровень согласованности индивидуальных мнений экспертов. Отсутствие полной согласованности естественно, потому что у оперирующей стороны вначале отсутствовала единая цель операции. Поэтому сформулированный единый критерий имеет компромиссный характер на любом уровне согласованности участников оперирующей стороны (коль скоро мнение каждого содержится в множестве экспертных оценок  $\Omega$  и  $F(X)$  обеспечивает результат не менее  $Z$ ). Достижение же каждого нового уровня согласованности сужает множество  $\Omega$ , что позволяет оперирующей стороне надеяться на более высокий гарантированный результат.

Процедура последовательного сжатия области предпочтения одного критерия по сравнению с другим от тура к туру вполне приложима к обработке конкретной информации по вопросу анкеты о вероятных уровнях

производства некоторых видов продукции в 2000 г., ответы на который даются в количественной форме, и по вопросам, ответы на которые даются в качественной форме, например:

«Какие факторы политического, социального, экономического характера помимо капитальных и эксплуатационных затрат следует принимать во внимание при обосновании эффективности развития лесного комплекса Сибири?»

«Каковы главные достижения науки и практики, которые окажут влияние на развитие лесного комплекса Сибири в областях лесоводства, техники и технологии переработки древесины, форм организации производства и экономики отраслей лесного комплекса?»

«Каковы главнейшие нерешенные проблемы, требующие концентрации научных усилий для их разработки в областях лесоводства, лесозаготовок, лесопереработки, экономики и организации отраслей лесного комплекса?»

В первом случае с помощью процедуры можно получить согласованное прогнозное значение объемов производства как взвешенное с помощью  $\lambda_i$  значение из отдельных конкурирующих вариантов ответов.

При обработке ответов на три последних вопроса процедура согласования позволит проранжировать с помощью  $\lambda_i$  конкурирующие варианты:

по факторам, влияющим на эффективность лесного комплекса;

по достижениям науки и практики, влияющим на развитие лесного комплекса Сибири;

по нерешенным проблемам.

Приведем пример для двух конкурирующих вариантов.

1-й тур. Большая часть экспертов поставила на первое место критерий (под которым понимается фактор, достижение, нерешенная проблема)  $W_1$ , на второе —  $W_2$ . Тогда  $\lambda_1 > \lambda_2$ . Пусть мы дали веса  $\lambda_1 = 0,6$  и  $\lambda_2 = 0,4$ .

2-й тур. Рассчитываем новые критерии по формулам:

$$W_1^1 = \frac{1}{1} W_1 = W_1; \quad W_2^1 = \frac{1}{2} (W_1 + W_2);$$

$$\lambda_2^1 = 1; \quad \delta_1^1 = \lambda_1 - \lambda_2;$$

$$\lambda_2^1 = 2\delta_2^1 = 2(\lambda_2 - \lambda_3) = 2\lambda_2 (\lambda_3 = 0).$$

Пусть эксперты опять отдали предпочтение первому критерию. Тогда

$$\lambda_1^1 \geq \lambda_2^1; \quad \lambda_1 - \lambda_2 \geq 2\lambda_2; \quad \lambda_1 \geq 3\lambda_2.$$

Следовательно, веса уточнились:  $\lambda_1 = 0,75$  и  $\lambda_2 = 0,25$ .

3-й тур. Рассчитываем новые критерии, отталкиваясь от критериев 2-го тура:

$$W_1^2 = \frac{1}{1} W_1^1 = W_1;$$

$$\begin{aligned} W_2^2 &= \frac{1}{2} (W_1^1 + W_2^1) = \frac{1}{2} \left( W_1 + \frac{1}{2} (W_1 + W_2) \right) = \\ &= \frac{3}{4} W_1 + \frac{1}{4} W_2; \end{aligned}$$

$$\lambda_1^2 = 1\delta_1^2 = \lambda_1^1 - \lambda_2^1 = (\lambda_1 - \lambda_2) - 2(\lambda_2 - \lambda_3) = \lambda_1 - 3\lambda_2;$$

$$\lambda_2^2 = 2\delta_2^2 = 2(\lambda_2^1 - \lambda_3^1) = 2(2\lambda_2 - \lambda_3) = 4\lambda_2.$$

$$(\lambda_3 = 0).$$

Пусть эксперты отдали предпочтение первому критерию. Тогда  $\lambda_1^2 \geq \lambda_2^2$ ;  $\lambda_1 - 3\lambda_2 \geq 4\lambda_2$ ;  $\lambda_1 \geq 7\lambda_2$ . Область предпочтения сужена до  $\lambda_1 = 0,875$  и  $\lambda_2 = 0,125$ .

## ЛИТЕРАТУРА

1. Экспертные оценки в научно-техническом прогнозировании. Киев. Наукова думка, 1974.
2. Стороженко Н. П. Долгосрочное прогнозирование развития промышленности строительных материалов. М., Стройиздат, 1974.
3. Барабан С. М., Ершов Ю. В., Зубрицкий В. Н., Левин В. П. Экспертная оценка перспектив стандартизации оборудования. — Стандарты и качество, 1973, № 7, с. 14—16.
4. Воронницын К. Н., Брейтер В. С. Опыт экспертной оценки прогнозов развития лесозаготовок до 2000 года. — Лесная промышленность, 1973, № 1, с. 3—6.
5. Васильев П. В. Научные проблемы развития лесного хозяйства и использования древесины. М., 1969.
6. Мовсеев Н. Н. Исследование операций в СССР. Эволюция и перспективы. — В кн.: Материалы I Всесоюзной конференции по исследованию операций. Минск, 1975, с. 5—30.
7. Ютлер Х. Линейная модель с несколькими целевыми функциями. — Экономика и математические методы, 1967, т. III, вып. 3, с. 397—406.
8. Матев Б. С. Игровые модели экспертизы. — Вычислительная математика и математическая наука, 1977, т. XVII, вып. 4, с. 932—947.

9. Журавель Н. М. Использование методов экспертных оценок в перспективных отраслевых расчетах.— В кн.: Программно-целевой подход в планировании развития отраслевых комплексов. Новосибирск, Наука, 1979, с. 191—207.
10. Рабинович Я. И. Осторожный синтез критерия эффективности на базе экспертных оценок.— Журнал вычислительной математики и математической физики, 1973, т. XIII, вып. 5.

Н. М. ЖУРАВЕЛЬ

### ПРОБЛЕМЫ СВЯЗИ ЦЕНТРАЛИЗАЦИИ И АГРЕГИРОВАНИЯ В УПРАВЛЕНИИ ПРОМЫШЛЕННЫМ ПРОИЗВОДСТВОМ

Теоретически возможно существование двух «чистых» методов управления социалистической экономикой: полной централизации и полной децентрализации. Задачи верхнего и нижнего уровней управления при этом различны:

	Полная централизация	Полная децентрализация
Верхний уровень управления	Устанавливает выпуск продукции в детализированной номенклатуре, адресную привязку к конкретным потребителям, лимиты использования всех видов ресурсов	Устанавливает цены продукции в детализированной номенклатуре, финансовые и кредитные условия
Нижний уровень управления	Реализует директивы верхнего уровня и обеспечивает его подробной информацией о всех действиях, ресурсах и т. д.	Реализует свою локальную цель, принимая самостоятельно решения о выпуске продукции, выборе поставщиков и т. п.

По трудности реализации оба метода равноценны, ибо для оптимального управления в обоих случаях требуется решение оптимизационной задачи сверхбольшой размерности, равной размерности детализированной номенклатуры продукции. При этом решение прямой задачи дало бы объемы производства, необходимые для централизованного управления, а решение двойственной ей — систему оптимальных оценок продуктов и ресурсов, необходимых для децентрализованного управления. Однако на данном этапе развития математической науки и при ны-

нешнем состоянии информационной базы реализация подобных задач неосуществима.

На практике управление народным хозяйством осуществляется путем сочетания элементов указанных «чистых» методов управления в форме демократического централизма. В отчетном докладе ЦК КПСС XXV съезду партии Л. И. Брежнев отметил: «Нам предстоит одновременно укрепить оба начала демократического централизма. С одной стороны, следует развивать централизм, ставя тем самым преграду ведомственным и местническим тенденциям, с другой же — надо развивать демократические начала, инициативу мест, разгружать верхние эшелоны руководства от мелких дел, обеспечивать оперативность и гибкость в принятии решений» [1, с. 60].

По нашему мнению, следует различать два вида возможностей для укрепления этих начал: социально-экономические и информационные. Признавая всю важность и очевидную приоритетность первых, в данной работе мы ставили задачу рассмотреть информационные возможности с целью определения путей наилучшей информационной стыковки верхнего и нижнего уровней управления.

Коренное различие двух начал демократического централизма по характеру используемой информации (по укрупненной номенклатуре — для верхнего и детализированной — для нижнего уровня) принципиально неустранимо. Следовательно, некоторая рассогласованность, неопределенность во взаимодействии верхнего и нижнего уровней управления неизбежны и задача состоит в том, чтобы свести их к минимуму. Решить такую задачу можно только путем оптимального агрегирования информации при передаче ее с нижнего уровня на верхний и соответственно оптимального разагрегирования в обратном направлении. Именно в этом и заключается связь проблем централизации и агрегирования в управлении промышленностью. В несколько иной постановке эти вопросы уже рассматривались нами в более ранних работах [2—4], где оптимизация агрегирования связывается с минимизацией потерь информации при сжатии ее для передачи с нижнего уровня управления на верхний.

Существует и иной взгляд на характер этой связи. В частности, А. И. Радзиевский (см. [5, с. 65]) считает, что «связь проблем централизации и децентрализации



управления и дезагрегирования Экономических показателей состоит в том, что *ошибки* при дезагрегировании экономических показателей *могут* привести к несбалансированности централизованных заданий и выделяемых для их выполнения ресурсов (курсив наш. — Н. Ж.).»

Нам представляется, что не «ошибки» дезагрегирования, а сам процесс агрегирования информации, в силу его логических закономерностей, обязательно приведет к несбалансированности. Дело в том, что укрупненные показатели зависят не только от соответствующих детализированных, которые непосредственно формируют их величины, но и от всего множества детализированных показателей, формирующих остальные укрупненные показатели. Это справедливо даже для простейшего случая, когда переход с одного уровня агрегирования на другой осуществляется в форме суммирования, а все взаимосвязи — линейные (см. [6, с. 121]).

Отсюда укрепление демократического централизма в нашей экономике в части информационных возможностей связано с разработкой способов минимизации потерь информации при агрегировании и с обоснованием необходимых плановых резервов всех видов ресурсов для возмещения обязательного рассогласования между централизованными заданиями в укрупненной номенклатуре и их реальным воплощением в детализированной номенклатуре. Вопрос о плановых резервах ставился в трудах В. С. Немчинова (см., например, [7]), обсуждается он и в наши дни (см. [8]) и, очевидно, заслуживает самого пристального внимания. Но его решение, на наш взгляд, неразрывно связано с проблемой агрегирования, ибо только определив минимум разбалансировки между верхним и нижним уровнями управления, можно получить количественную оценку необходимых плановых резервов.

Перейдем к обсуждению некоторых новых результатов, полученных в ходе исследований, проводимых в Институте Экономики и организации промышленного производства СО АН СССР по имитационному агрегированию. Сравнивались лингвистический и имитационный подходы к агрегированию для выявления узких мест и преимуществ последнего с целью его дальнейшего совершенствования. Эксперименты осуществлялись на материалах агрегирования номенклатуры продукции моторостроения по инициативе одного из предприятий этой отрасли.

Идея лингвистического (структурного) метода обработки информации выдвинута сотрудниками Института проблем управления (см. [9]) и заключается в следующем. Матрица исходных данных, строки которой соответствуют объектам или ситуациям, а столбцы — параметрам, показателям или признакам этих объектов, подвергается обработке алгоритмами автоматической классификации и формирования языка и представляется в обозримой форме. Язык включает словари двух типов: названия групп параметров, «близких» в том или ином смысле между собой, и названия классов объектов, «близких» между собой в пространстве, определенном одной из выделенных групп параметров. При помощи пары слов, определяющих группу параметров и группу объектов выделенной подматрицы, можно описывать всю информацию, содержащуюся в последней, с помощью обобщенных характеристик значений элементов этой подматрицы. В качестве таких характеристик выступает либо набор средних значений всех параметров подматрицы, либо даже общее среднее всех ее элементов.

Алгоритмы, предлагаемые для использования в лингвистическом подходе, разделяются на две группы. Алгоритмы первой группы, называемые последовательными, построены как двухэтапные процедуры: на первом этапе выделяются группы «близких» параметров, на втором — группы близких объектов. Алгоритмы второй группы, называемые параллельными, непосредственно исходят из задачи аппроксимации матрицы данных небольшим числом подматриц. В этих алгоритмах имеется некоторый функционал, оценивающий точность, с которой возможно восстановление всех элементов матриц данных, если известны те или иные обобщенные характеристики всех выделенных аппроксимирующих подматриц. Сами параллельные алгоритмы представляют собой процедуры экстремизации такого функционала. В процессе экстремизации одновременно формируются группы параметров и группы объектов, что и дало название алгоритмам.

Имитационное агрегирование мы определяем как комплексную процедуру, включающую три элемента: имитационную модель, машинный эксперимент, критерий минимума потерь информации (МПИ). Имитационная модель дает возможность многократной имитации функционирования системы. Это позволяет изучать и оценивать каче-

ство управления системы с помощью статистической обработки результатов множества реализаций. Для продуктов, например, имитационная модель — это иерархия номенклатур, заложенных в нормативные материалы (классификаторы, ГОСТы, ценники), дополненная по каждому продукту максимальным набором классификационных факторов, который формируется исходя из суперцели задачи агрегирования.

Назначение машинного эксперимента заключается в том, чтобы с помощью оптимальных классификационных процедур генерировать серии группировок, которые впоследствии сравниваются и оцениваются по специально вводимому критерию — минимуму потерь информации.

Алгоритм классификации, используемый в имитационном агрегировании, основан на сочетании методик дисперсионного анализа и динамического программирования (ДАДП) и описан в [10], а сущность критерия МПИ — в [11].

Имитационный и лингвистический подходы к агрегированию основаны на различных идеях: первый — на идее представления каждого объекта при помощи специально выработанного языка, второй — на идее имитации существующей практики агрегирования. Но оба они базируются на сочетании эвристических элементов (использование теории, накопленного опыта, интуиции) с формальным аппаратом статистической обработки информации. Объем и характер сочетания этих элементов в сравниваемых подходах различны:

	Подходы	
	Имитационный	Лингвистический
Эвристические элементы	1. Получение имитационной модели а) Определение внешней цели агрегирования б) Задание априорной группировки на базе нормативных материалов в) Формирование описания в виде набора группировочных признаков	1. Создание языка а) Содержательное описание группировки объектов б) Интерпретация факторного анализа 2. Формирование описания в виде набора группировочных признаков

Формальные элементы

- |   |  |
|---|--|
| 1. Машинный эксперимент<br>а) Классификация методом ДАДП<br>б) Сжатие признакового пространства с помощью венгерского алгоритма<br>в) Расчет критерия МПИ | 1. Классификация методом потенциальных функций<br>2. Сжатие признакового пространства с помощью алгоритма «Модуль»<br>3. Расчет функционалов, характеризующих качество аппроксимации исходной матрицы системой подматриц<br>4. Выбор типопредставителя группы по критериям минимума ошибки расчета по всем видам ресурса |
|---|--|

Таким образом, различия в области использования эвристических элементов состоят в следующем. В имитационном подходе шире ставится сама задача агрегирования. Обязательно формулирование внешней цели агрегирования, которая выявляет характер будущего использования получаемых в ходе имитационного агрегирования группировок и предопределяет объем и содержание набора группировочных признаков. Кроме того, здесь осуществляется априорное (до проведения группировки формальными методами) использование имеющейся базы (ГОСТы, ценники, классификаторы). Формальные методы применимы лишь внутри крупных групп объектов, выделенных на базе имеющегося опыта, т. е. блок формальной группировки встроено во внешнюю эвристическую рамку. В лингвистическом подходе содержательная интерпретация группировки, осуществленной формальными методами, является элементом создания языка и всегда следует за формальным аппаратом.

Что касается формальных элементов, то в рассматриваемых подходах общие схемы их использования и применяемые методы различны. В имитационном подходе используется тендэм взаимосвязанных алгоритмов: сжатие набора факторов венгерским алгоритмом базируется на результатах группировки алгоритмом ДАДП. В лингвистическом подходе сжатие факторного пространства не зависит от группировки. Это различие можно оценить как определенное преимущество имитационного подхода, при котором осуществляется более полная реализация конечной

цели — получение иерархии последовательно укрупняющихся групп, — поскольку укрупнение логически связано со сжатием факторного пространства. Кроме того, алгоритм сжатия факторного пространства в имитационном подходе более гибок в отражении внутренних связей между группировочными признаками, так как количество взаимосвязанных групп признаков в них базируется только на этих связях. В программе «Модуль» число групп задается заранее, т. е. в определенной мере присутствует элемент насильственного разбиения.

Сравнение функционалов качества аппроксимации (лингвистический подход) и критерия МПИ (имитационный подход) показывает, что оба они по природе своей служат измерителями вариации группировочных признаков внутри групп объектов, формируемых в ходе агрегирования. Главное отличие критерия МПИ заключается в том, что расчеты по нему основываются на посылках, дающих некоторые преимущества при использовании этого критерия.

Первая посылка заключается в принципиальной возможности представления потерь информации через вариационные показатели типа «дисперсия».

Она переводит критерий МПИ из разряда внутренних, оценивающих работу программ классификации, в разряд критериев, позволяющих оценивать выполнение внешней цели агрегирования. При агрегировании номенклатур, например, эта цель состоит в формировании групп продуктов, близких по назначению, затратам основных ресурсов и условиям производства. По критерию МПИ сжатие информации оценивается в относительных величинах по сравнению со всей информацией, содержащейся в исходной матрице данных, т. е. расчет величины функционала в данном случае дает долю теряемой при агрегировании информации.

Вторая посылка — это необходимость учета взаимосвязей в многомерном векторе классификационных признаков. В результате более точно учитывается вариация группировочных признаков при оценке качества агрегирования, поскольку группировочные признаки всегда взаимосвязаны. Но при этом следует иметь в виду, что практически поведение взаимосвязей признаков в ходе укрупнения группировок непредсказуемо и могут получаться неожиданные результаты.

В области использования формальных элементов очевиден приоритет лингвистического подхода при решении задачи автоматизированного выбора изделий-типопредставителей. Этот выбор осуществляется по одному из трех критериев оптимальности:

минимуму относительной ошибки расчета потребности по всем видам ресурса, определяемой по данному варианту выбора типопредставителей;

минимуму максимальной относительной ошибки расчета потребности по каждому виду ресурсов и по данному варианту выбора типопредставителей;

минимуму стоимости ошибки расчета потребности по всем видам ресурса и по данному варианту выбора типопредставителей.

Бесспорно, автоматизированный выбор типопредставителей по перечисленным критериям осуществляется на самом высоком профессиональном уровне и может быть рекомендован для широкого применения, в том числе и для получения усредненных характеристик групп при имитационном подходе. Однако последний не исключает формирования условного объекта со средними значениями группировочных признаков и других показателей, который может служить в качестве типопредставителя объектов, попавших в одну группу. Это вызвано тем, что имитационный подход к агрегированию разрабатывается специально для системы моделей оптимального территориально-производственного планирования, созданной в Институте экономики и организации промышленного производства СО АН СССР, в которой возможны и варианты использования обобщенных условных характеристик объектов.

Таким образом, сопоставление лингвистического и имитационного подходов показывает возможности их взаимного обогащения путем использования отдельных наиболее отработанных элементов.

Дальнейшие исследования по имитационному агрегированию связаны с изучением влияния потерь информации при агрегировании на степень реализации целей планирования и управления. Поскольку на данном этапе рассматривается приложение имитационного подхода к системе моделей, то цели планирования и управления могут быть отождествлены с целевыми функциями оптимизационных моделей, входящих в систему. Очевидно, что по мере повышения степени агрегирования информации,



на базе которой принимается оптимальное решение в той или иной модели, возрастает и неопределенность целевой функции.

Неопределенность отражает отсутствие однозначности. В математическом отношении — это невозможность указания какого-либо единственного значения некоторой характеристики объекта из множества допустимых ее значений. При моделировании сложных систем для целей перспективного планирования выделяют два вида неоднозначности исходной информации: внешнюю, зависящую от смежных систем и подлежащую уточнению при последующей взаимоувязке, и неопределенность информации, используемой при оптимизации моделируемой системы. Одним из источников неопределенности информации является ее агрегирование.

Будем понимать под неопределенностью целевой функции отклонение ее значений, получаемых по модели, от некоторого истинного значения. В литературе описывается несколько подходов к измерению степени неопределенности.

Подход Сибирского энергетического института (см. [12]) заключается в имитации реальных условий варьирования вектора ограничений оптимизационной задачи и в расчете на этой основе интервала погрешности функционала.

Разрабатываемый в Институте экономики и организации промышленного производства СО АН СССР (см. [13]) подход предполагает учитывать неопределенность в моделирующих системах и значениях целевых функций через комплекс характеристик, предельные значения которых фиксируются в виде необходимых норм. Это характеристики маневренности, эластичности, надежности получаемых решений.

В [14] описан подход, предложенный ВЦ АН СССР. Он состоит в том, чтобы измерять неопределенность целевой функции размахом ее значений, который получается при решении оптимизационной задачи на  $\max$  и  $\min$ . Действительно, в нем заключена вся вариация целевой функции, возможная при данных ограничениях и данном уровне агрегирования.

Этот последний подход, который к тому же прост в реализации, и был использован нами при изучении влияния потерь информации на неопределенность целевой

функции. Суть проведенного эксперимента заключается в следующем.

Пусть  $M$  — модель какого-либо уровня экономики с детализацией номенклатуры, максимально допустимой при данной исходной информации;  $Y$  — размах значений функционала целевой функции ( $Y^{\max} - Y^{\min}$ ), соответствующий  $M$ ;  $M'$  — модель экономики в более агрегированной номенклатуре;  $Y'$  — размах значений функционала целевой функции, соответствующий  $M'$ ;  $\Delta Y = Y - Y'$  — изменение неопределенности целевой функции, обусловленной потерей информации при агрегировании;  $\Delta\Pi$  — потери информации в  $M'$  по сравнению с  $M$ , оцениваемые с помощью критерия МПИ.

Тогда, задавшись несколькими уровнями агрегирования, можно получить ряд точек на кривых следующих зависимостей в форме эмпирической регрессии: а)  $Y$  от уровня агрегирования; б)  $\Delta Y = f(\Delta\Pi)$ ; в)  $\Delta\Pi$  от уровня агрегирования; г)  $\Delta Y^{\max} = f(\Delta\Pi)$ . Затем эти зависимости можно аппроксимировать существующими статистическими методами. Дальнейшее изучение полученной зависимости подскажет возможность постановки задачи условной или безусловной оптимизации неопределенности целевой функции.

В ходе эксперимента<sup>1</sup> предполагалось:

выявить закономерность поведения неопределенности целевой функции в зависимости от уровня агрегирования, чтобы, задаваясь тем или иным уровнем неопределенности, можно было найти рациональный уровень агрегирования (по кривой а));

проверить возможность измерения неопределенности по критерию МПИ, т. е. проверить гипотезу о новой мере неопределенности, выражаемой не в единицах функционала целевой функции, а в дисперсионных показателях технологических коэффициентов (по кривым б) — г));

решить вопрос о возможности использования имитационного агрегирования в системах согласования многоуровневых моделей оптимизации по такой схеме: на уровне отраслевых моделей с помощью имитационного агрегирования оптимальным образом формируется иерархия номенклатурных групп продуктов (на базе технологических коэффициентов и других факторов по информации

<sup>1</sup> Проведен совместно с О. В. Савиных.

вариант развития и специализации производственных объектов;

функционал оптимизационной задачи — минимум приведенных затрат.

Специфической особенностью кабельной промышленности как объекта экономико-математического моделирования и оптимизации является многопоменклатурность продукции. В настоящее время даже укрупненная номенклатура выпускаемой продукции превышает 100 тыс. наименований и продолжает расти (см. [16]). Планирование развития производства в разрезе многотысячной номенклатуры изделий невозможно и не имеет смысла. Это вызывает необходимость получения агрегированных групп.

Опробованы два подхода к агрегированию групп. При экспертном подходе на базе профессиональных знаний в агрегированную группу объединяются виды продукции, наиболее похожие по эксплуатационному назначению и специализации производства. Однородность достигается, в частности, сосредоточением на предприятии производства однородной по назначению законченной продукции, т. е. путем предметной специализации. Объединение такого рода получило название содержательного агрегирования. Была использована классификация кабельных изделий, предлагаемая в работе [16], которая предусматривает две ступени дифференциации (разряды): разделение готовой продукции на чисто кабельные изделия и прочие и разделение кабельных изделий по признаку эксплуатационного назначения на 7 видов (1 — провода неизолированные, 2 — кабели силовые; 3 — провода и шнуры силовые; 4 — кабели для управления, контроля и сигнализации; 5 — кабели связи; 6 — провода и шнуры слабого тока; 7 — провода обмоточные).

При содержательном агрегировании получены 4 варианта объединения. Так как в исходном варианте отсутствует вид изделий «провода и шнуры слабого тока», то 1-й вариант объединения представлен шестью группами. Вариант объединения 2 составлен на основе информации, полученной от специалистов ВНИИ КП (эксперты), и представлен семью группами, причем в отдельную 7-ю группу выделяются кабели специального назначения (кабель судовой, провод авиационный). Варианты объединения 3 и 4 представлены соответственно восемью и один-

надцатью группами. Это некоторая модификация первых двух вариантов.

Второй подход к агрегированию групп состоит в их механическом объединении, когда на каждой итерации количество групп уменьшается на 1. Здесь предполагается ранжирование всех изделий по величине потребности в них, причем объединение начинается с групп минимальной потребности. Этот способ объединения позволяет выявить, как от изменения только величины потребности меняется неопределенность целевой функции. При механическом агрегировании последовательным укрупнением номенклатуры, представленной исходным вариантом (16 позиций), получены 11 групп, включающих соответственно 15, 14, 13, 12, 11, 10, 9, 8, 7, 6 и 5 позиций.

Объединение в группы осуществлялось методом простого сложения объемов производства кабельной продукции каждой группы. Такая операция правомерна в силу следующего обстоятельства. В рамках отрасли существует определенная взаимозаменяемость организационно-технических способов производства продукции. Одни и те же изделия могут изготавливаться на разных предприятиях, а объем производства и номенклатура выпуска на каждом из них меняться и т. п. Поэтому возникает необходимость выбора такой программы для каждого предприятия, которая бы учитывала его специфику. Одна из особенностей кабельной промышленности состоит в том, что внутриотраслевая специализация производства в ней развивается медленно: для большинства типов оборудования характерно изготовление большого диапазона видов кабельных изделий.

Возможен и третий, наиболее обоснованный подход с позиций формирования однородных групп изделий — по потребительским свойствам, затратам и условиям производства. Он предполагает использование формализованных методов группировки на базе ГОСТов и прочей необходимой при этом информации. Ввиду отсутствия последней при проведении расчетов этот подход не был реализован.

Для механического и содержательного подходов к агрегированию продукции кабельной промышленности осуществлен описанный выше эксперимент. При его проведении, начиная с исходного варианта, представленного шестнадцатью позициями, с последующим укрупнением

номенклатуры до пяти позиций в конечном варианте решались оптимизационные производственные задачи на максимум и минимум приведенных затрат и рассчитывались потери информации при укрупнении по критерию МПИ.

В результате эксперимента выявлены следующие тенденции:

функционал отраслевой задачи изменяется в зависимости от уровня агрегирования продукции;

неопределенность функционала, измеряемая при разных уровнях агрегирования с помощью минимаксного подхода, различна;

поведение критерия МПИ меняется в зависимости от уровня агрегирования.

Первая тенденция представлена на рис. 1 кривой I, показывающей уменьшение функционала по сравнению с исходным уровнем. При механическом объединении с ростом агрегирования продукции наблюдается некоторое улучшение функционала — сокращение приведенных затрат. Если в исходном детализированном варианте он равен 10800 ед., то в конечном варианте, укрупненном до пяти позиций, — 8934,7 ед. (разница 1865,3). Анализ результатов расчетов показал, что подобная тенденция объясняется действием двух факторов: изменением интенсивностей и сменой базиса.

Разложение изменений в функционале по факторам двух различных уровней агрегирования осуществлялось следующим образом. По каждому решению сопоставлялись способы, вошедшие в план, и выявлялись совпадающие объекты, для которых анализировалось изменение интенсивностей. Оставшаяся величина отклонения приходится на изменение базиса. Из табл. 1 видно, что существуют уровни, в которых тот или иной фактор преобладает.

На кривой I явно различается несколько характерных участков. На уровнях агрегирования 15—11 происходит постепенное нарастание темпов падения приведенных затрат. Подобная динамика объясняется, по-видимому, постепенным нарастанием вводимых объемов продукции, объединяемых в одну группу. Это приводит к изменению интенсивностей выбираемых способов (см. табл. 1). На уровнях 10—7 наблюдается резкий подъем кривой, что означает быстрое увеличение темпов падения. Такое пове-

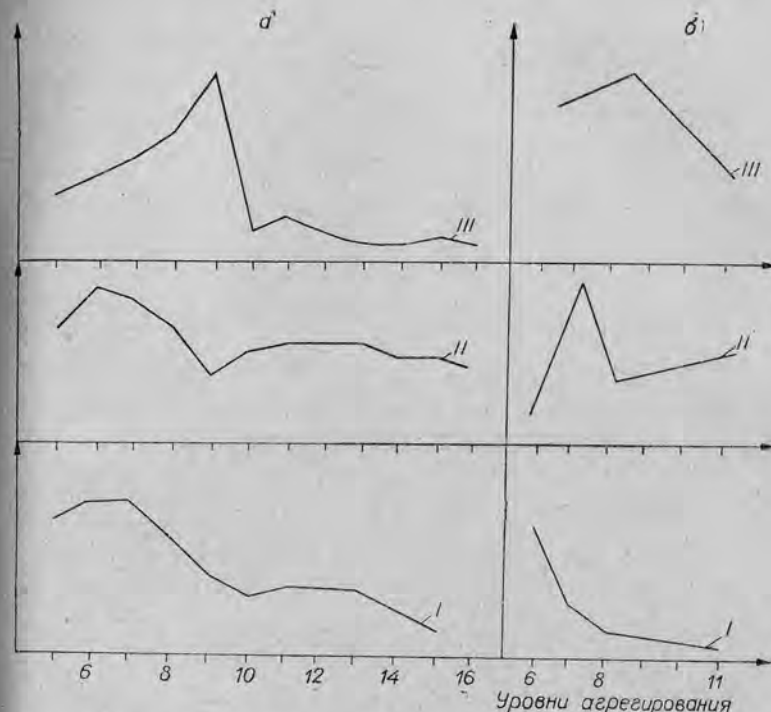


Рис. 1. Зависимость функционала отраслевой задачи и измерителей его неопределенности от уровня агрегирования.

*a* — механическое агрегирование; *b* — содержательное агрегирование. Кривые зависимости от уровня агрегирования: I — для минимума приведенных затрат; II — для размаха приведенных затрат (max — min); III — для критерия МПИ.

дение объясняется тем фактом, что объединяемая группа резко увеличивается за счет ввода объемов, крупных по величине. С этого уровня, очевидно, начинает ощутимо сказываться эффект концентрации.

При содержательном агрегировании тенденция изменения функционала в зависимости от уровня агрегирования сохраняется. Интерес представляет 6-й уровень агрегирования. В соответствующей ему точке имеем резкое падение затрат по сравнению с предыдущим уровнем (7 позиций). Любопытно, что эти варианты объединения совсем незначительно отличаются друг от друга по содержанию. Из 6-й группы в 7-ю выделяются кабели специального назначения отдельной группой, что приводит



Факторное разложение изменений функционала в зависимости от

Изменение функционала	Уровни						
	механического						
	15	14	13	12	11	10	9
Общее . . . . .	262,2	356,5	319,8	1,0	4,4	-41,5	166,5
В том числе за счет:							
базиса . . . . .	100,2	147,6	590,44	-20	0	0	66
интенсивностей . . . . .	162	304,2	-270,6	21	4,5	-41	100

к резкому изменению базиса решения (см. табл. 1), и функционал реагирует на это изменение.

Сравнение двух подходов к агрегированию показало, что на величине функционалов довольно ощутимо сказывается структура агрегированных групп. Например, на 11-м уровне для содержательного и механического агрегирования различие в функционале составляет около 30% в пользу содержательного.

Таким образом, общая тенденция состоит в уменьшении приведенных затрат с ростом степени агрегирования. Темпы изменения функционала определяются двумя факторами: однородностью групп и удельным весом группы в общем объеме производства. Причем влияние первого фактора значительно сильнее, чем второго.

При постановке эксперимента важно было выявить количественный характер поведения неопределенности (интенсивность ее увеличения или уменьшения, плавность, разрывность и др.). Тенденция изменения неопределенности функционала при разных уровнях агрегирования отражена на рис. 1 кривой II. И при механическом, и при содержательном агрегировании наблюдается рост неопределенности.

В случае механического агрегирования формальная причина изменения неопределенности функционала в сторону увеличения, по-видимому, заключается в следующем. Минимаксный подход предполагал проведение расчетов на max и min приведенных затрат. При решении задачи на max величина целевой функции оставалась на одном уровне. Менялась только та ее составляющая, которая

Таблица 1  
уровня агрегирования (со знаком «-» уменьшение функционала)  
агрегирования

				содержательного			
8	7	6	5	11	8	7	6
604	225	34	-66,7	3637	115,6	530,8	898,2
1149,8	261	-181,8	-130,6	4147,7	526,6	588,8	895
-546,7	-37	215,9	64,0	-510,6	-411	-58,07	3,2

характеризует min затрат. Она имеет тенденцию к снижению, за счет чего и наблюдается рост неопределенности. Наименьшая величина неопределенности соответствует 9-му уровню агрегирования (0,83), что объясняется незначительным уменьшением min функционала при этой группировке. В случае содержательного агрегирования на отдельных участках величина неопределенности меньше соответствующей величины при механическом объединении. Этот факт еще раз подтверждает положение о том, что формирование агрегированных групп в принципе должно основываться на максимальной, по возможности, близости параметров (в данном случае имеются в виду условия производства, назначение и свойства продукции). Резкий рост неопределенности после 8-го уровня агрегирования вызван большим увеличением максимальной составляющей. Это увеличение произошло за счет изменения базиса решения: ввода капиталоемких способов производства. Минимальная их составляющая значительно уменьшилась.

Эксперимент позволил не только изучить характер изменения неопределенности, но и найти удовлетворительную причину изменения, которая заключается в укрупнении информации в матрице технологических способов и связанных с этим потерях индивидуальных различий по объему производства в детализированной номенклатуре. Об этом свидетельствует тенденция, выявленная в поведении критерия МПИ в зависимости от уровня агрегирования (кривая III на рис. 1). Кривая III показывает рост потерь информации в матрице технологических способов

при увеличении степени агрегирования. Но данная зависимость имеет точки перелома (случай механического агрегирования в точках, соответствующих 9-му и 10-му уровням агрегирования). Это дает возможность говорить о наличии уровней агрегирования, с которых происходит «скачок» в потерях информации.

Можно выделить уровни агрегирования, оптимальные с точки зрения неопределенности. Во-первых, это 9—11-й уровни агрегирования. В данном интервале происходит скачок в потерях информации технологической матрицы, на который реагирует функционал. Во-вторых, 7—5-й уровни, где, очевидно, происходит такая перестройка связей внутри ковариационной матрицы, которая, несмотря на укрупнение информации, приводит к снижению ее потерь. Интересно, что откликом на это является снижение в уровне неопределенности целевой функции (случай содержательного агрегирования).

На отдельных участках отмечается определенное дублирование второй тенденции, что дает возможность говорить о том, что критерий МПИ в известной мере может служить измерителем неопределенности целевой функции. Отсюда, задаваясь тем или иным уровнем неопределенности, можно попытаться найти рациональный уровень агрегирования путем аппроксимации найденных зависимостей статистическими методами и их последующей оптимизации. Такая аппроксимация была проведена; получены кривые кубической зависимости с хорошей остаточной дисперсией (см. схему 1). Это дает основание говорить о возможности последующей оптимизации для выявления рационального уровня агрегирования.

Предполагается продолжить работу по совершенствованию программного обеспечения имитационного агрегирования. Необходимо объединить работу алгоритмов классификации ДАДП, венгерского алгоритма по отбору классификационных признаков и алгоритма расчета критерия МПИ в едином комплексе с тем, чтобы на выходе иметь набор классификаций разного уровня агрегирования, проранжированных по величине потерь информации.

После создания комплекса программ встает вопрос об использовании имитационного агрегирования в системах согласования многоуровневых моделей оптимизации. Для этого сначала на уровне отраслевых моделей с помощью имитационного агрегирования оптимальным образом бу-

дет формироваться иерархия номенклатурных групп продуктов (на базе технологических коэффициентов и других факторов по информации из нормативных материалов и ГОСТов), затем с помощью моделей верхнего уровня внутри этой иерархии определяться та ступень агрегирования, которая обеспечивает требуемый уровень неопределенности целевой функции моделей верхнего уровня.

Использование аппарата имитационного агрегирования в системе моделей для целей перспективного планирования очень остро поставит вопрос об учете структурных сдвигов, связанных с научно-техническим прогрессом (появлением новых видов сырья, технологии, продукции). Для выявления этих сдвигов в долгосрочной перспективе наиболее эффективны методы экспертных оценок. Обработка оценок с помощью новых методов теории игр (см. [16]) позволит получить наряду с проектной информацией отраслевых НИИ достаточно надежную информацию для учета структурных сдвигов в имитационном агрегировании.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Материалы XXV съезда КПСС. М., Политгиздат, 1976, с. 60.
2. Журавель Н. М. О некоторых подходах к агрегированию при системном моделировании производства.— В кн.: Проблемы экономико-статистического моделирования отдельных объектов и отраслевого звена в целом. Новосибирск, 1976, с. 104—115.
3. Журавель Н. М., Ионина Н. П. О критерии минимума потерь информации в имитационном агрегировании.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 127—146.
4. Воевода И. Н., Журавель Н. М. Анализ информационных возможностей нормативных материалов для имитационного агрегирования продукции.— В кн.: Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1979, с. 63—78.
5. Радзиевский А. И. Проблемы управления экономикой: методы, стимулы, централизация и децентрализация. Киев, 1977.
6. Фельс Э., Тинтнер Г. Методы экономических исследований. М., Прогресс, 1971.
7. Немчинов В. С. Экономико-математические методы и модели. М., 1962.
8. Абалкин Л. П. Хозяйственный механизм: назревшие вопросы совершенствования.— ЭКО, 1979, № 1, с. 9—24.
9. Браверман Э. М., Киселев Н. Е., Мучник И. Б., Новиков С. Г. Лингвистический подход к задаче обработки больших масси-

вов информации.— Автоматика и телемеханика, 1974, № 44, с. 73—79.

10. Журавель Н. М., Ионина Н. П., Ионин В. Г. Использование процедур оптимизации при классификации объектов и факторов.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1978, с. 147—161.
11. Журавель Н. М., Козлова О. М. Использование статистических критериев для оценки качества классификаций.— В кн.: Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства. Новосибирск, 1979, с. 203—218.
12. Макаров А. А., Мелентьев Л. А. Методы исследования и оптимизации энергетического хозяйства. М., 1973.
13. Смирнов В. А., Соколов В. Г. Некоторые адаптивные характеристики плана.— Изв. СО АН СССР. Сер. обществ. наук, 1975, № 6, с. 15—26.
14. Моисеев Н. П. Информационная теория иерархических систем.— В кн.: Материалы I Всесоюзной конференции по исследованию операций. Минск, 1975, с. 410—467.
15. Методика разработки оптимальных и перспективных планов развития, специализации и размещения производства в электротехнической промышленности /Под ред. Д. М. Казакевича. М., Информэлектро, 1974.
16. Журавель Н. М., Радченко В. В. Постановка некоторых задач обработки экспертиз в отраслевом прогнозировании с помощью теоретико-игрового подхода (статья в настоящем сборнике).

А. В. БЕККЕР, Е. В. ВИНОГРАДОВА

## ОПРЕДЕЛЕНИЕ УРОВНЕЙ ПОВЫШЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ ХОЗЯЙСТВЕННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ПРЕДПРИЯТИЙ ОТРАСЛИ НА ПЛАНИРУЕМЫЙ ПЕРИОД

Высокие темпы роста экономической эффективности производства опираются на высокие темпы роста производительности труда, прибыли, рентабельности, на повышение фондоотдачи, эффективности капитальных вложений, на улучшение использования сырьевых и материальных ресурсов и т. д. В настоящей работе в качестве показателя эффективности будем рассматривать производительность труда.

В планах предприятий должно предусматриваться неуклонное возрастание темпов роста производительности

труда, обеспечение за счет этого максимального роста выпуска продукции. Однако по уже достигнутому значению рассматриваемого показателя предприятия отрасли неоднородны, и важно определить, чем объясняются высокие показатели работы передовых заводов, в какой мере и при каких условиях доступны они остальным предприятиям отрасли, т. е. каковы их потенциальные резервы. Суть поставленной задачи сводится к нахождению для каждого предприятия отрасли уровня прироста показателя производительности труда по годам планируемого периода.

Для решения этой задачи используем метод обучения. Другими словами, каждое предприятие должно равняться на предприятия, у которых по сравнению с ним показатель производительности труда выше.

Показатель производительности труда конкретного предприятия определяется его входом, на котором имеем факторы производства. При изменении некоторого достигнутого уровня факторов производства рассматриваемое предприятие должно равняться только на уровни входа тех предприятий, у которых показатель производительности труда выше. Однако чем более далеко в пространстве объективных факторов производства передовое предприятие относительно рассматриваемого, тем меньше должно быть «равнение» на его факторы производства. Действительно, находясь на некотором уровне, трудно или даже невозможно достичь очень высокого уровня.

Таким образом, мы приходим к выводу, что необходимо ввести вес значения показателя производительности труда предприятий, у которых эти значения выше, чем у рассматриваемого. Полученное средневзвешенное значение и будет тем уровнем, который необходимо достичь рассматриваемому предприятию. При этом вес должны учитывать «отдаленность» предприятий в пространстве объективных факторов производства от рассматриваемого предприятия.

Переходим к непосредственному описанию метода, позволяющего решить поставленную задачу.

Пусть каждое  $j$ -е ( $j = 1, N$ ) предприятие характеризуют следующие параметры:

$y_j$  — значение выходного показателя деятельности предприятия (вообще говоря, это может быть и многомерный вектор);  $x_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{mj})$  — факторы производства



предприятия  $j$ , определяющие вариацию выходного показателя  $y$ .

Для каждого рассматриваемого предприятия (обозначим его через  $B_j$ ) можно ввести множество предприятий  $B_j^*$ , которые являются передовыми по отношению к нему. Другими словами, значения выходного показателя у предприятий множества  $B_j^*$  выше, чем у рассматриваемого предприятия  $B_j$ . Если мы рассматриваем один выходной показатель работы предприятий, то определение множеств  $B_j^*$ ,  $j = 1, N$  не составляет труда.

В случае нескольких выходных показателей процедура упорядочения предприятий усложняется, так как невозможно ввести целевую функцию, по значениям которой возможно упорядочение объектов. Например, можно считать, что предприятие  $B_1$  «лучше» предприятия  $B_2$ , если для него значения всех выходных показателей выше, чем у предприятия  $B_2$ . Или если некоторая линейная комбинация выходных показателей у предприятия  $B_1$  выше, чем у предприятия  $B_2$ , то можно считать, что предприятие  $B_1$  попадает в множество  $B_2^*$ . Конкретная линейная комбинация, на наш взгляд, должна определяться исследователем<sup>1</sup>. Здесь будем считать, что для каждого предприятия  $B$  всегда определено  $B^*$ .

Пусть множество номеров предприятий, попавших в множество  $B_k^*$ , есть  $J_k^*$ , а его дополнение до множества  $\{1, 2, \dots, N\}$  обозначим через  $\bar{J}_k^*$ . Тогда значение выходного показателя, на которое должно выйти предприятие с номером  $k$ , будет следующее:

$$y(x_k) = \frac{\sum_{j \in J_k^*} y_j \lambda_j(x_k)}{\sum_{j \in J_k^*} \lambda_j(x_k)}. \quad (1)$$

Здесь

$$\lambda_j(x_k) = \frac{\exp \left\{ -\frac{1}{2h^2} (x_j - x_k) \Sigma^{-1} (x_j - x_k)' \right\}}{\sum_{j=1}^N \exp \left\{ -\frac{1}{2h^2} (x_j - x_k) \Sigma^{-1} (x_j - x_k)' \right\}}; \quad (2)$$

$\Sigma$  — выборочная ковариационная матрица;  $h$  — параметр управления.

<sup>1</sup> Упорядочение предприятий в случае нескольких критериев (показателей) в настоящем сборнике уже рассматривалось (см. ст. А. В. Беккера «Построение статистического критерия для оценки и сравнения хозяйственной деятельности предприятий отрасли»).

Появление этой формулы связано с построением эмпирической функции регрессии. Значение функции регрессии в точке  $x_k$  равно<sup>2</sup>

$$y(x_k) = \sum_{j \in J_k^*} y_j \lambda_j(x_k) + \sum_{j \in \bar{J}_k^*} y_j \lambda_j(x_k) = \sum_{j=1}^N y_j \lambda_j(x_k). \quad (3)$$

Отсюда следует, что различие между формулами (1) и (3) состоит лишь в первом члене. В формуле (3) на формирование выходного показателя  $y$  влияют даже те точки, у которых значение выходного показателя ниже  $J_k$ . Это нецелесообразно, поскольку предприятие не может опуститься ниже своих объективных возможностей.

Формула (1) дает неподвижное значение для самого «лучшего» предприятия. Этому предприятию можно планировать увеличение лишь на определенную величину. Для остальных предприятий такой уровень рассчитывается по формуле (1). Вообще количество «лучших» можно задать не равным единице. Следует заметить, что вся работа проводится для однородного класса предприятий.

Из формулы (1) следует, что когда параметр  $h$  очень велик, то расчетное значение выходного показателя в  $k$ -й точке равно среднему значению этого показателя по множеству  $J_k^*$ . При малых значениях  $h$  на формирование показателя  $y$  в  $k$ -й точке влияют только близкие к ней точки.

Если выходным показателем рассматривать производительность труда, то, имея заданный уровень его прироста для отрасли в целом, можно подобрать параметр  $h$  таким образом, чтобы этот прирост распределить по всем предприятиям. При этом для каждого предприятия с входными параметрами  $x_k$  получаются значения показателя производительности труда  $y(x_k)$  по формуле (1). Здесь же решается задача определения значений входных факторов, определяющих полученное изменение выходного показателя.

Входные факторы рассчитываются по формуле

$$x_k^1 = \frac{\sum_{j \in J_k^*} x_j \lambda_j(x_k)}{\sum_{j \in J_k^*} \lambda_j(x_k)}. \quad (4)$$

<sup>2</sup> См.: Распознавание образов при построении экономико-статистических моделей. Новосибирск, Наука, 1975.

При определении уровней производительности труда и расчете факторов, определяющих этот уровень по годам планируемого периода, поступаем следующим образом. По алгоритму при некотором  $h$  находят новые значения входа и выхода. Они принимаются за исходные, и решение задачи повторяется на следующий год. При этом для информации, полученной на каждый год, параметр  $h$  подбирается по заданному уровню производительности труда для отрасли. Объекты с максимальной производительностью труда «малоподвижны» по данному алгоритму, и поэтому для них прирост по годам рассчитывается на основании их динамики.

Цель исследования предопределяет включение в первичный набор определенного круга факторов, влияющих на производительность труда и характеризующих разные стороны производственного процесса предприятий. Отбор факторов проводится специалистами отрасли с учетом ее специфики.

Анализ взаимосвязей показателя производительности труда и факторов производства и исключение сильно связанных факторов проводились на информации по однородному классу предприятий отрасли приборостроения за 1970—1975 гг.

В первоначальный набор факторов вошли следующие показатели:

удельный вес активной части основных промышленно-производственных фондов (%);

электровооруженность труда одного рабочего — фактическая (кВт/чел.);

машиновооруженность труда одного рабочего (тыс. руб./чел.);

машиновооруженность труда одного рабочего по численности в наибольшую смену (тыс. руб./чел.);

фондовооруженность труда одного рабочего (тыс. руб./чел.);

фондовооруженность труда одного рабочего по численности в наибольшую смену (тыс. руб./чел.);

отношение фактической электровооруженности труда одного рабочего к потенциальной (%);

удельный вес основных рабочих в общей численности промышленно-производственного персонала (%);

удельный вес рабочих в общей численности промышленно-производственного персонала (%);

использование планового фонда рабочего времени за год (доли);

отношение прибыли к себестоимости (%);

удельный вес собственных материальных затрат в полной себестоимости (%);

отношение основных рабочих к рабочим (%);

численность рабочих в наибольшую смену (чел.);

электровооруженность труда одного рабочего — потенциальная (кВт/чел.);

среднегодовая стоимость активной части основных промышленно-производственных фондов (тыс. руб.);

среднегодовая стоимость основных промышленно-производственных фондов (тыс. руб.).

Принималась гипотеза, что отобранные факторы полностью определяют вариацию моделируемого показателя (производительность труда). Неучтенные факторы несущественны. Другая гипотеза базируется на предположении о закономерном характере изменения различных по-

Таблица 1

№ предприятия	Год	Производительность труда	Факторы			
			электровооруженность одного рабочего (фактическая)	машиновооруженность одного рабочего	удельный вес рабочих в общей численности ППП	электровооруженность одного рабочего (потенциальная)
1	Базовый	4370	1,10	1,53	0,75	2,64
	1	5380	1,19	1,58	0,74	2,53
	2	6710	1,29	1,63	0,73	2,40
	3	8166	1,37	1,67	0,72	2,34
	4	9236	1,41	1,69	0,72	2,32
2	1	9726	1,44	1,71	0,71	2,31
	Базовый	4843	1,31	1,57	0,71	4,94
	1	5881	1,34	1,61	0,71	4,49
	2	7124	1,36	1,65	0,70	3,97
	3	7940	1,37	1,69	0,70	3,58
3	4	8421	1,38	1,30	0,70	3,43
	5	8945	1,41	1,70	0,70	3,38
	Базовый	5369	1,28	1,28	0,77	2,80
	1	5968	1,29	0,33	0,76	2,80
	2	6790	2,31	1,39	0,76	2,79
	3	7758	1,35	1,46	0,75	2,76
	4	8619	1,39	1,66	0,73	2,70
	5	9186	1,42	1,70	0,72	2,66

казателей во времени и на определенной инерционности, эргодичности экономических процессов.

Для определения набора существенных признаков строилась экономико-статистическая модель линейного типа<sup>3</sup>. Выбраны следующие существенные признаки: электровооруженность труда одного рабочего (фактическая); машиновооруженность труда одного рабочего; удельный вес рабочих в общей численности промышленно-производственного персонала (ППП); электровооруженность труда одного рабочего (потенциальная).

По этим определяющим факторам прогнозировалась производительность труда на планируемый период по описанному алгоритму.

В табл. 1 приведен пример расчета производительности труда и определяющих ее факторов для трех предприятий (цифры условные). Задаваемый рост производительности труда для подотрасли по всем годам периода составил 8%.

Л. А. СЕРГЕЕВА, М. А. ЯГОЛЬНИЦЕР

### МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ ВАРИАНТОВ РАЗВИТИЯ ЭКСПЛУАТИРУЕМЫХ НЕФТЯНЫХ МЕСТОРОЖДЕНИЙ

Методы прогнозирования и анализа процессов разработки нефтяных и нефтегазовых месторождений совершенствовались с развитием методов математического моделирования реальных объектов и сложных процессов, происходящих в залежах. Первоначально в подземной гидравлике использовались достаточно грубые схемы, когда пласт считался однородным. Затем на смену им пришли модели, учитывающие факторы неоднородности пласта по мощности и проницаемости, непоршневой характер вытеснения жидкостей и газов на базе теории фильтрации неоднородных жидкостей (см. [4]). Дальнейший прогресс связан с созданием более общих схем расчета, основан-

<sup>3</sup> По алгоритму, описанному в кн.: Распознавание образов при построении экономико-статистических моделей.

ных на решении систем дифференциальных уравнений в частных производных при соответствующих начальных и краевых условиях. Созданы и интенсивно развиваются как в нашей стране, так и за рубежом методы решения полной системы уравнений, базирующиеся на методе конечных разностей и использовании ЭВМ. Они позволяют наиболее полно учесть особенности объектов разработки при выборе оптимальной технологии эксплуатации месторождений.

Если для небольших, сравнительно однородных залежей с более или менее правильными контурами нефтеносности расчеты можно проводить на основании формул классической гидродинамики, то для крупных объектов со сложным литологическим строением возникли трудности, связанные с численной реализацией математических моделей. Численные методы для решения задач фильтрации многофазной несжимаемой жидкости начали разрабатываться сравнительно недавно (см. [2]). Созданные математические модели процессов достаточно сложны. Для большинства месторождений необходим расчет многофазных фильтрационных течений в многопластовой трехмерной системе. Этого требует решение таких задач, как детальное изучение и прогнозирование изменения насыщенности пласта нефтью или газом, контроль, анализ и регулирование процесса разработки нефтяного месторождения и увеличения извлекаемых запасов нефти. Численное решение подобных уравнений на имеющихся вычислительных машинах для больших полей сильно затруднено, так как приходится решать весьма большие системы алгебраических уравнений.

При переходе к двумерным задачам затраты машинного времени сильно увеличиваются. В сотни раз возрастают они в том случае, когда ведется не просто расчет сравнительно спокойного фильтрационного течения, а отыскивается оптимальный вариант разработки месторождений. Здесь неизбежны непрерывные изменения направлений потоков, связанные с включением и исключением эксплуатационных скважин, введением внутриконтурного и очагового заводнения пласта и т. п.

Мы перечислили основные трудности, с которыми приходится сталкиваться исследователям при комплексном проектировании разработки нефтяных месторождений с



использованием математико-аналитического моделирования, в основу которого заложены геологическое изучение месторождения, законы подземной гидравлики и экономики.

Статистическое моделирование использует то положение, что течение процесса подчиняется определенным, хотя иногда и сложным, законам, которые находят отражение в показателях разработки. Отсюда можно попытаться в результате статистической обработки накопленных данных установить взаимосвязь между отдельными параметрами процесса. Правда, на показатели разработки влияют разнообразные факторы, которые случайным образом меняются во времени. Нельзя сбрасывать со счетов и неполноту информации о строении пласта, насыщении его жидкостями и газами и т. д.

Однако опыт статистического моделирования имеется (см., например, [3]) и дает хорошие результаты. Так, И. Г. Пермяков предложил интересный метод расчета технологических показателей разработки нефтяных месторождений, известный как экспресс-метод [4]. Он позволяет быстро устанавливать изменение добычи нефти и жидкости, фонда скважин на весь период разработки месторождения. При построении этих зависимостей не вникают в физическую суть явлений, как это делается при математико-аналитическом моделировании, а пользуются теорией вероятностей, в частности законом одинаковых предположений, согласно которому у двух скважин, имеющих в течение нескольких лет одинаковую добычу, и в дальнейшем изменение их дебита будет одинаковым.

Заметим, что в работах [3] и [4] с помощью статистических методов в основном изучалась зависимость нефтеотдачи от различных геолого-промысловых или технико-технологических факторов. Комплексного изучения воздействия этих групп факторов на динамику нефтедобычи не проводилось. Данная работа посвящена построению и анализу экономико-статистических моделей действующих месторождений, учитывающих влияние комплекса природных, управляющих и временных факторов на динамику нефтедобычи.

Сначала рассмотрим некоторые возможные способы статистического моделирования динамики нефтедобычи на действующих месторождениях.

Один из них — построение дискретно-непрерывных многофакторных моделей, в которых отражается зависимость изменения нефтедобычи от ее прошлых значений, «возраста» объектов, геолого-промысловых факторов, характеристик управления и т. д. для каждого года исследуемого периода в пределах диапазонов варьирования значенных характеристик месторождений.

По второму способу модели прогнозирования динамики нефтедобычи строятся методами распознавания образов. На первом этапе с помощью многомерной группировки элементов для каждого управления по геолого-промысловым параметрам формируется обучающая выборка и для каждой полученной группы выделяется наиболее типичный центральный представитель (элемент). На втором этапе для каждого нового объекта (он может формироваться методом Монте-Карло) в диапазоне вариации независимых переменных определяется вероятность его принадлежности к сформированным группам и строится наиболее адекватная динамическая модель добычи.

Отметим, что этот подход позволяет не только осуществлять прогноз динамики добычи нефти по разрабатываемым и открытым (вовлекаемым в разработку) месторождениям, но и прогнозировать основные геолого-промысловые характеристики и состав неоткрытых месторождений, а значит, использовать их добычные возможности наравне с открытыми объектами при решении задач перспективного планирования.

Основная проблема, которая при этом возникает, состоит в формировании представительной выборки для условий исследуемого района по геолого-промысловым факторам.

Наконец, третий способ заключается в исследовании одномерных динамических рядов коэффициентов нефтедобычи (авторегрессия, тренды и т. д.).

Для формирования вариантов развития действующих месторождений в многоуровневой отраслевой системе наиболее перспективны дискретно-непрерывные многофакторные экономико-статистические модели (ДНМ). Они обеспечивают отражение изменений динамики добычи не только от временного фактора, но и от набора характеристик геологии, технологии, организации производства; введение в модель факторов управления производством и тем самым переход от пассивного анализа поведения процес-

са к активному управлению последним; учет этапности процесса разработки нефтяного месторождения.

Моделирование динамики нефтедобычи с помощью ДНМ можно проводить несколькими способами.

В случае малой размерности исходной информации строится общая динамическая модель (прием «заводо-годы») и анализируется одна общая совокупность без дифференциации во времени. Такой прием не всегда правилен и удобен, поскольку при его использовании происходит сглаживание индивидуальных особенностей месторождений. Полученная модель значительно теряет свою адекватность при существенной разнородности исходной совокупности месторождений. Устранение указанных недостатков требует дополнительных затрат на анализ однородности устойчивых во времени предприятий.

Следующий способ сводится к построению динамической модели совокупности объектов на базе частных статических ДНМ. В каждый год исследуемого периода строится ДНМ добычи нефти, исследуется тенденция коэффициентов модели. Для линейной аппроксимации модель записывается следующим образом:

$$y^l(t) = \sum_{j=1}^p \sum_{\tau=0}^{t_j} a'_{ji}(t) x_j(t-\tau) + \sum_{\tau=1}^{t_0} b'_\tau(t) y(t-\tau) + c^l(t),$$

$$\vec{x}_i \in A_i; l = 1, 2, \dots, s,$$

где  $s$  — число классов;  $p$  — число независимых переменных;  $t_j, t_0$  — число переменных сдвигов для  $x_j; y$  ( $j = 1, p$ ).

Построение таких моделей для длительных временных периодов требует больших затрат ресурсов ЭВМ. Это затрудняет использование подобных моделей при оперативных расчетах в многоуровневых системах оптимизации.

Наконец, динамическая модель эксплуатируемого месторождения может строиться на базе анализа этапности его разработки. В работе [5] предлагается весь период эксплуатации залежей подразделять на четыре этапа. Первый этап характеризуется ростом добычи нефти, второй — ее более или менее стабильным высоким уровнем (поддержание достигнутого на первом этапе наибольшего уровня добычи), третий — значительным снижением добычи нефти, а четвертый, завершающий, этап — низкими, медленно снижающимися уровнями добычи.

При построении динамической ДНМ действующего

месторождения исследователь неизменно сталкивается с разнохарактерностью кривых динамики добычи нефти по разным объектам. Их сравнительный анализ представляет большую трудность, которая может быть устранена путем классификации изучаемых месторождений по этапам эксплуатации с последующим построением соответствующих статических моделей для выделенных этапов.

Данный подход позволяет не только имитировать динамику добычи на действующем месторождении, но и выделять факторы, определяющие добычу на каждом из этапов эксплуатации.

Динамическая модель месторождения при таком подходе представляется в виде системы четырех статических моделей добычи (соответственно четырем этапам разработки месторождения). Однако полную систему моделей можно построить лишь для месторождений, длительное время находящихся в эксплуатации. Для месторождений, например, Западной Сибири, в связи с относительно небольшим периодом их функционирования, система может быть составлена из двух-трех моделей.

Общая логика и схема построения дискретно-непрерывных статистических моделей рассмотрена в работе [6].

Использованию математико-статистического аппарата в любом исследовании предшествует этап содержательного логического анализа, на котором принимаются некоторые рабочие гипотезы об объекте моделирования и типе связей. Вопрос выбора моделируемых показателей (одного или нескольких) решается относительно просто. Они задаются самой постановкой задачи, формулировкой ее цели. Например, в нашем случае это — объемы добытой жидкости и нефти. Необходимый набор показателей во многих случаях определяется и назначением модели. Так, в многоуровневых системах планирования объектом моделирования может выступать обменная информация между уровнями.

Выбор факторов производства представляет собой процесс последовательного уточнения выдвинутой гипотезы, лежащей в основе моделирования. На перечень переменных, включаемых в первичный набор, накладывает определенный отпечаток назначение модели, тип исследования. Для модели прогнозирования, например, желательно в набор включать переменные, известные к началу

периода прогнозирования или легко поддающиеся оценке. При построении оптимизационных моделей важно учитывать управляемость факторов.

Рассмотрим пример построения динамической модели формирования вариантов развития эксплуатируемого месторождения на базе анализа этапности его разработки.

Изучалась совокупность из 18 месторождений Западно-Сибирской нефтегазоносной провинции за период с 1964 по 1975 г. В набор исследуемых признаков вошли геолого-промысловые и технико-технологические характеристики. Моделировалась зависимость показателя годовой добычи нефти от перечисленного набора факторов за 1, 2, 5, 7 и 10-й годы работы месторождения с момента его пуска в эксплуатацию.

Использованный для моделирования динамики нефтедобычи подход предполагал прежде всего исследование этапов разработки изучаемых месторождений. Оно показало, что для месторождений Западной Сибири, ввиду сравнительно небольшой истории развития региона, характерно наличие первых двух этапов разработки.

По продолжительности этапов месторождения распределались так:

	Продолжительность этапов разработки		
	I	II	III
Трехозерное . . . . .	5	4	3
Толумское . . . . .	2	—	—
Мартымя-Тетеревское . . . . .	7	3	—
Ватинское Б <sub>8</sub> . . . . .	11	—	—
Аганское БВ <sub>8</sub> . . . . .	3	—	—
Мегионское БВ <sub>8</sub> . . . . .	9	3	—
Советское Б <sub>8</sub> . . . . .	7	3	—
Правдинское БС <sub>6</sub> . . . . .	7	—	—
Ватинское АВ . . . . .	9	—	—
Самотлорское А <sub>4-5</sub> . . . . .	7	—	—
» А <sub>2-3</sub> . . . . .	7	—	—
» А <sub>1</sub> . . . . .	5	—	—
» Б <sub>10</sub> . . . . .	7	—	—
Усть-Балыкское Б <sub>1-5</sub> . . . . .	8	2	—
Западно-Сургутское БС <sub>1</sub> . . . . .	8	2	—
» Б <sub>2-3</sub> . . . . .	10	—	—
» Б <sub>10</sub> . . . . .	8	2	—
Солжикская площадь . . . . .	10	1	—

Согласно общей схеме построения дискретно-непрерывной модели, изучаемая совокупность исследуется на однородность по определенным признакам, в данном слу-

Таблица 1

Результаты группировки исследуемых месторождений по различным сочетаниям геологических характеристик

Набор группировочных признаков*	h=0,2		h=0,1	
	Число групп	Численность основной группы	Число групп	Численность основной группы
1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 . . . . .	5	9	—	—
2, 3, 4 . . . . .	6	9	—	—
2, 3, 8 . . . . .	3	13	—	—
3, 8 . . . . .	1	17	2	13
3 . . . . .	—	—	1	17

\* 1 — нефтенасыщенность; 2 — пористость; 3 — проницаемость; 4 — вязкость; 5 — удельный вес; 6 — газовый фактор; 7 — пластовое давление; 8 — относительная вязкость.

чае — по показателю добычи нефти и геолого-промысловым характеристикам нефтяных месторождений. Исследование показало, что выбранная совокупность имеет высокую степень неоднородности по показателю добычи нефти при достаточно высокой однородности по геолого-промысловым характеристикам месторождений. В табл. 1 для двух значений параметра аппроксимации функции плотности вероятности выборки (h) приведены результаты группировки<sup>1</sup> исследуемой совокупности месторождений по различным сочетаниям геологических характеристик.

Результаты исследования совокупности изучаемых объектов на однородность позволяют сделать ряд выводов:

набор геолого-промысловых характеристик, привлеченных к анализу, полностью не определяет динамику добычи нефти;

<sup>1</sup> Группировка проводилась с помощью программы «Рельеф» (см. [7]). В основе алгоритма программы лежит идея непараметрической оценки функции плотности вероятности при имеющейся выборке. Результаты группировки существенно зависят от параметра аппроксимации функции плотности вероятности выборочных значений (h).



модель, построенная по всей изучаемой совокупности действующих месторождений, не будет адекватно отражать динамику добычи нефти каждого отдельно взятого месторождения;

при формировании набора факторов для моделирования динамики нефтедобычи следует учитывать индивидуальные особенности добычи нефти на каждом месторождении.

Традиционные статистические модели налагают на объект моделирования определенные требования, в частности достаточной представительности выборки, высокой степени ее однородности и существенного превышения объема моделируемой совокупности над размерностью пространства факторов. Только при выполнении этих требований можно построить достаточно адекватную модель, приложимую к любому объекту изучаемой совокупности. Как видно, в нашем случае эти требования нарушаются (неоднородность, ограниченность выборки, высокая размерность пространства факторов). Однако известный прием «взвешивания» объектов выборки (назначения весов) дает возможность перейти от модели совокупности однородных объектов к индивидуальной модели отдельного объекта (месторождения) разнородной совокупности. Использование этого приема приводит к резкому увеличению объема вычислительных работ, но зато позволяет отразить индивидуальность объекта, сохранить достаточный объем исходной информации для моделирования и учесть взаимосвязи объектов в выборочной совокупности. Следует отметить, что назначение весов для объектов выборки может происходить неоднозначно и определяется целью исследования, характером исходной информации, профессиональными качествами исследователя и т. д.

В нашем исследовании веса назначались исходя из геометрического представления о близости объектов по показателю добычи нефти на месторождении. Моделируемому объекту приписывался максимальный вес (единица), находились расстояния от этого объекта до всех остальных, веса которых вычислялись как некоторые функции, обратные расстоянию до моделируемого объекта. Таким образом, объекты, близкие по показателю добычи к моделируемому, получают больший вес, чем далекие.

Для проведения экспериментальных расчетов по фор-

мированию вариантов нефтедобычи в рассматриваемом регионе выделено 7 представителей из первичного набора действующих месторождений. Выбор проводился с учетом сложившегося административно-территориального деления района на 7 наиболее крупных нефтегазодобывающих управлений (НГДУ): Шаимнефть, Сургутнефть, Юганскнефть, Мегйоннефть, Томскнефть, Нижневартовскнефть, Белозернефть. Из каждого НГДУ выбиралось месторождение, имеющее наибольший удельный вес в добыче нефти по управлению и самый длительный срок эксплуатации.

Удельные веса фонда скважин по выбранным месторождениям были следующие (% от общего объема по соответствующему НГДУ):

	Эксплуатационные скважины	Нагнетательные скважины
Мартымя-Тетеревское (Шаимнефть)	63,25	63,9
Западно-Сургутское Б <sub>2-3</sub> (Сургутнефть)	33,6	49,2
Усть-Балыкское Б <sub>1-5</sub> (Юганскнефть)	41,7	46,7
Мегйонское БВ <sub>8</sub> (Мегйоннефть) . . .	25,6	42,3
Советское Б <sub>3</sub> (Томскнефть) . . . . .	99,5	100
Правдинское БС <sub>6</sub> (Нижневартовскнефть) . . . . .	34,3	31,7
Самотлорское А <sub>1-5</sub> (Белозернефть)	100	100

Непосредственному построению моделей предшествовали изучение взаимосвязей выделенных характеристик и выбор из них наиболее существенных. В результате предварительного просмотра исследуемого набора факторов из него были исключены дублирующие. Так, вязкость нефти исключена из дальнейшего рассмотрения по причине ее функциональной связи с относительной вязкостью. Оставшийся набор факторов и моделируемый показатель были исследованы с помощью методов корреляционно-регрессионного анализа для каждого месторождения. Расчеты проводились по программе Б. А. Загацкого (см. [8]).

Анализ построенных корреляционных матриц позволил выделить наиболее взаимосвязанные факторы и по их влиянию на моделируемый показатель выбрать наиболее значимые факторы для включения в модель.

В качестве примера рассмотрим этапы выбора факторов для моделирования и построения имитационной экономико-статистической модели нефтедобычи для одного

из исследуемых месторождений, а именно Западно-Сургутского месторождения (пласт Б<sub>2-3</sub>) НГДУ Сургутнефть.

В результате просмотра полной матрицы взаимосвязей моделируемого показателя  $x_1$  (объем добычи нефти) и факторов из всего набора рассматриваемых факторов были выделены две группы наиболее тесно связанных с моделируемым показателем. Первую группу составили геолого-промысловые характеристики месторождения:  $x_{13}$  — нефтенасыщенность,  $x_{14}$  — пористость;  $x_{15}$  — проницаемость,  $x_{16}$  — относительная вязкость,  $x_{17}$  — начальное давление,  $x_{18}$  — давление насыщения; вторую — характеристики разработки месторождения:  $x_3$  — закачка воды,  $x_5$  — действующий эксплуатационный фонд скважин,  $x_{10}$  — фонд нагнетательных скважин под закачкой,  $x_{12}$  — плотность сетки скважин. Для рассматриваемых лет эксплуатации месторождения эти группы факторов представлены в табл. 2—6.

Факторы-представители из данных наборов для включения непосредственно в модель выбирались по следующим соображениям: отобранный фактор должен быть по возможности сильно связан с моделируемым показателем и независим по отношению к другим выбранным факторам.

В связи с тем, что объем рассматриваемой выборочной совокупности месторождений по годам исследуемого периода составлял соответственно 17, 18, 16, 15 и 9 объектов, а размерность пространства факторов и показателей достаточно велика, для повышения точности и устойчивости оценок коэффициентов модели необходимо было либо существенно сократить исходный набор факторов (при этом происходит значительная потеря информации), либо использовать при построении модели рекурсивную систему регрессионных уравнений.

Чтобы сохранить значительную часть информации, при сокращении набора факторов моделирования отбирались наиболее значимые факторы. Такой выбор проводился с использованием подматриц для каждого года исследуемого периода (см. табл. 2—6). Так, анализ подматрицы взаимосвязей факторов для 1-го года эксплуатации Западно-Сургутского месторождения (пласт Б<sub>2-3</sub>) позволил выделить два сильно взаимосвязанных фактора —  $x_3$  и  $x_{10}$  ( $r_{x_3, x_{10}} = 0,99$ ). Связь каждого из них с моделируемым показателем одинакова ( $r_{x_1, x_3} = 0,28$ ;  $r_{x_1, x_{10}} = 0,28$ ), поэтому

Таблица 2  
Группы связанных факторов для Западно-Сургутского месторождения (1-й год эксплуатации)

Показатель	Абсолютные значения коэффициентов корреляции																	
	$x_1$	$x_3$	$x_{10}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{18}$								
$x_1$	1	0,28	0,63	0,28	0,10	0,21	0,08	0,22	0,16	0,08	0,15							
$x_3$		1	0,18	0,99	0,01	0,001	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01							
$x_5$			1	0,18	0,18	0,31	0,02	0,33	0,12	0,05	0,36							
$x_{10}$				1	0,01	0,001	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01							
$x_{12}$					1	0,63	0,20	0,21	0,24	0,57	0,30							
$x_{13}$						1	0,22	0,16	0,22	0,36	0,18							
$x_{14}$							1	0,35	0,51	0,03	0,41							
$x_{15}$								1	0,33	0,25	0,27							
$x_{16}$									1	0,62	0,01							
$x_{17}$										1	0,16							
$x_{18}$											1							

Группы связанных факторов для Западно-Сургутского месторождения (2-й год эксплуатации)

Показатель	Абсолютные значения коэффициентов корреляции										
	$x_1$	$x_3$	$x_5$	$x_{10}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{18}$
$x_1$	1	0,59	0,51	0,61	0,05	0,27	0,08	0,34	0,18	0,20	0,02
$x_3$		1	0,38	0,80	0,13	0,09	0,06	0,01	0,05	0,06	0,03
$x_5$			1	0,63	0,46	0,40	0,12	0,04	0,03	0,21	0,03
$x_{10}$				1	0,31	0,20	0,07	0,02	0,08	0,13	0,12
$x_{12}$					1	0,38	0,20	0,38	0,13	0,18	0,31
$x_{13}$						1	0,001	0,51	0,17	0,20	0,23
$x_{14}$							1	0,49	0,62	0,001	0,04
$x_{15}$								1	0,39	0,03	0,07
$x_{16}$									1	0,58	0,02
$x_{17}$										1	0,58
$x_{18}$											1

Группы связанных факторов для Западно-Сургутского месторождения (5-й год эксплуатации)

Показатель	Абсолютные значения коэффициентов корреляции										
	$x_1$	$x_3$	$x_5$	$x_{10}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{18}$
$x_1$	1	0,35	0,11	0,20	0,02	0,09	0,13	0,21	0,06	0,05	0,13
$x_3$		1	0,19	0,84	0,76	0,37	0,96	0,27	0,91	0,04	0,34
$x_5$			1	0,35	0,39	0,50	0,14	0,95	0,03	0,32	0,57
$x_{10}$				1	0,92	0,58	0,85	0,25	0,91	0,14	0,59
$x_{12}$					1	0,71	0,82	0,28	0,86	0,34	0,74
$x_{13}$						1	0,50	0,58	0,43	0,81	0,95
$x_{14}$							1	0,18	0,95	0,14	0,47
$x_{15}$								1	0,07	0,45	0,61
$x_{16}$									1	0,05	0,42
$x_{17}$										1	0,82
$x_{18}$											1



Группы связанных факторов для Западно-Сургутского месторождения (7-й год эксплуатации)

Показатель	Абсолютные значения коэффициентов корреляции										
	$x_1$	$x_3$	$x_5$	$x_{10}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{18}$
$x_1$	1	0,59	0,04	0,18	0,27	0,37	0,01	0,18	0,12	0,28	0,32
$x_3$		1	0,56	0,02	0,31	0,78	0,65	0,64	0,74	0,75	0,75
$x_5$			1	0,78	0,11	0,80	0,94	0,98	0,90	0,83	0,88
$x_{10}$				1	0,29	0,43	0,59	0,71	0,44	0,36	0,46
$x_{12}$					1	0,06	0,07	0,01	0,08	0,07	0,03
$x_{13}$						1	0,72	0,86	0,79	0,87	0,93
$x_{14}$							1	0,92	0,96	0,83	0,84
$x_{15}$								1	0,92	0,88	0,92
$x_{16}$									1	0,93	0,91
$x_{17}$										1	0,97
$x_{18}$											1

Группы связанных факторов для Западно-Сургутского месторождения (10-й год эксплуатации)

Показатель	Абсолютные значения коэффициентов корреляции										
	$x_1$	$x_3$	$x_5$	$x_{10}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$	$x_{18}$
$x_1$	1	0,58	0,19	0,24	0,25	0,24	0,15	0,41	0,09	0,01	0,19
$x_3$		1	0,30	0,22	0,59	0,56	0,44	0,14	0,71	0,54	0,59
$x_5$			1	0,99	0,31	0,49	0,95	0,96	0,57	0,17	0,11
$x_{10}$				1	0,26	0,48	0,94	0,96	0,50	0,26	0,22
$x_{12}$					1	0,91	0,48	0,37	0,89	0,80	0,54
$x_{13}$						1	0,69	0,55	0,87	0,54	0,23
$x_{14}$							1	0,91	0,70	0,05	0,11
$x_{15}$								1	0,59	0,12	0,16
$x_{16}$									1	0,66	0,48
$x_{17}$										1	0,83
$x_{18}$											1

для включения в модель следовало выбрать один из них: либо  $x_3$ , либо  $x_{10}$ . Анализируя факторы по степени их связи с показателем добычи нефти, мы выделили следующий максимальный набор факторов:  $x_5$ ,  $x_{10}$ ,  $x_{13}$ ,  $x_{15}$ ,  $x_{18}$  или  $x_5$ ,  $x_{10}$ ,  $x_{13}$ ,  $x_{15}$ ,  $x_{16}$ . По полному набору факторов была построена следующая модель добычи нефти для первого года эксплуатации<sup>2</sup>:

$$x_1 = -10,64 + 8,37x_5 + 137,55x_{10} + 5,50x_{13} - 0,85x_{15} + \\ + 0,08x_{18}, \\ R^2 = 0,43.$$

Анализ моделей показал, что из технологических факторов наиболее сильное влияние на добычу нефти оказывает  $x_5$  — действующий фонд скважин ( $\beta_{x_5} = 0,617$ ), а из геологических —  $x_{18}$  (давление насыщения). Влияние плотности сетки скважин на добычу нефти незначительно  $\beta_{x_{12}} = 0,008$ .

Таким же способом была получена модель нефтедобычи для 2-го года эксплуатации месторождения

$$x_1 = 49,37 + 1,31x_3 + 3,94x_5 - 84,94x_{13} + 140,62x_{15}, \\ R^2 = 0,56.$$

В связи со снижением объема информации для последующих лет эксплуатации месторождений (5, 7, 10-го годов соответственно 16, 15 и 9 объектов), значительной размерностью пространства факторов, а также увеличением  $(x_{12})$  целесообразно было построить модель, в которой бы влияние геологических факторов учитывалось через фактор  $x_{12}$ . Возможность такой замены основана на результатах обобщения опыта разработки залежей нефти различных районов страны (см., например, [5]), которые подтверждают зависимость выбора плотности сетки скважин от геологических характеристик месторождения.

В настоящем исследовании это было осуществлено при помощи построения рекурсивной системы моделей, состоящей из двух уравнений. Первое уравнение описывало зависимость плотности сетки скважин ( $x_{12}$ ) от на-

<sup>2</sup> Построение моделей для данного года и всех последующих лет проводилось по программе Л. В. Говорской «Регрессия» (см. [9]).

бора геологических характеристик месторождения, второе — зависимость добычи от технологических факторов ( $x_5$  и  $x_3$ ) и плотности сетки скважин.

Окончательные варианты моделей добычи нефти для 5, 7, 10-го годов эксплуатации Западно-Сургутского месторождения имеют соответственно следующий вид:

$$x_{12} = 76,17 - 1,43x_{13} - 119,07x_{14} + 19,35x_{15}, \\ x_1 = -1780,7 + 0,24x_3 + 4,57x_5 + 38,62x_{12}, \\ R^2 = 0,51;$$

$$x_{12} = 50,42 - 0,28x_{13} - 4,65x_{14}, \\ x_1 = 98,26 + 0,29x_3 + 1,29x_5 + 5,52x_{12}, \\ R^2 = 0,48;$$

$$x_{12} = 44,76 - 85,05x_{13} - 25,2x_{14} + 0,19x_{18}, \\ x_1 = -2013,97 + 0,43x_3 - 1,22x_5 + 48,97x_{12}, \\ R^2 = 0,94.$$

Сравнительный анализ полученного набора моделей для исследуемого периода показал, что в первые годы эксплуатации месторождения на добычу нефти, кроме технологических факторов, существенное влияние оказывают геолого-промысловые характеристики. Однако в дальнейшем их роль уменьшается, основным становится влияние факторов управления. Отсюда можно сделать вывод, что для последующих лет эксплуатации месторождений модели по своей структуре должны быть активными, чтобы с их помощью можно было не только исследовать и анализировать динамику добычи нефти на месторождении (как, например, в моделях 1-го и 2-го годов), но и управлять этим процессом, выбирая оптимальную стратегию разработки залежи.

С использованием рассмотренного подхода были построены и проанализированы модели динамики добычи нефти и жидкости для всех выбранных представителей нефтегазодобывающих управлений Западно-Сибирской нефтегазодобывающей провинции. Проведенные с помощью этих моделей экспериментальные расчеты по формированию вариантов нефтедобычи действующих месторождений показали, что полученные модели достаточно адекватно отражают функционирование реального объекта и могут

быть использованы в задаче оптимизации как модели нижнего уровня сложной отраслевой системы, по которым формируются варианты развития и размещения нефтеперерабатывающих предприятий.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Амикс Дж., Басс Д., Уайтинг Р. Физика нефтяного пласта. М., Гостоптехиздат, 1962.
2. Борисов Ю. П., Войнов В. В., Рябинина З. К. Особенности проектирования разработки нефтяных месторождений с учетом их неоднородности. М., Недра, 1976.
3. Вороновский В. Р., Максимов М. М. Система обработки информации при разработке нефтяных месторождений. М., Недра, 1975.
4. Пермяков И. Г. Экспресс-метод расчета технологических показателей разработки нефтяных месторождений. М., Недра, 1975.
5. Иванова М. М. Динамика добычи нефти из залежей. М., Недра, 1976.
6. Экономико-статистическое моделирование в промышленности (методологические и методические вопросы). Новосибирск, Наука, 1977.
7. Ягольницер М. А. Программа таксономии «Рельеф». — В кн.: Алгоритмы статистической обработки информации. Новосибирск, 1974, с. 80—87.
8. Загацкий Б. А. Вычисление парных коэффициентов корреляции с любым числом наблюдений. — В кн.: Статистические алгоритмы и программы. Новосибирск, 1970, с. 127—139.
9. Экономико-статистическое моделирование в промышленности (методологические методические вопросы). Новосибирск, Наука, 1977, приложение 3, с. 216—218.

Г. Л. ЧУДНОВСКИЙ

#### УЧЕТ СТОХАСТИЧНОСТИ И НАДЕЖНОСТИ ПРИ ОБОСНОВАНИИ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ ЗАПАСАМИ НЕФТИ

Различные объекты народного хозяйства находятся под воздействием разнообразных как внутренних, так и внешних факторов, имеющих случайный характер. К ним относятся возможность непредвиденного выхода из строя оборудования (внутренний фактор), изменение объемов и ассортимента выпускаемой продукции, а также поставляемых ресурсов.

Влияние природного фактора, характерное для добывающих отраслей, ставит их развитие в особые условия. На развитие нефтяной промышленности доминирующее влияние оказывают величина потенциальных запасов нефти и уровень организации геологоразведочных работ. Согласно имеющимся данным [1, 2], отклонение величины запасов от первоначальной их оценки составляет по отдельным нефтедобывающим районам 50—70%. Таким образом, для района с запасами в 20 млрд. т имеем разброс от 10 до 30 млрд. т, что характеризует качественно различные ситуации: в первом случае открытие крупных месторождений маловероятно, во втором — наиболее ожидается.

Необходимость оценки долгосрочного характера развития нефтяной промышленности обуславливает расширение горизонта планирования до 15—25 лет. Оценочные расчеты показывают, что в конце рассматриваемого периода основная роль в реализации напряженных заданий по добыче нефти принадлежит месторождениям, которые в настоящее время еще не открыты. С учетом возможной значительной ошибки в определении абсолютной величины запасов по неоткрытым месторождениям надежность плана, ориентирующего на неоткрытые запасы, низка.

Наряду с этим вероятность срыва плана подготовки запасов из-за слабой изученности территории требует для надежного развития отрасли создания резервов в виде превышения запасов нефти над добычей (кратность, или обеспеченность, запасов). Обоснование уровня кратности — принципиальный вопрос, так как превышение этого уровня над оптимальным омертвляет капитальные вложения, а занижение — приводит к угрозе срыва установленной нефтяной программы и, следовательно, к низкой надежности плана нефтедобычи. Согласно методическим рекомендациям Госплана СССР [3], превышение запасов над добычей нефти должно составлять 35—40 лет (с плохо поясненными правилами поправки этой величины для конкретных нефтедобывающих районов). В указанном уровне на основе опыта косвенно учтены возможность неудач в геологоразведочных работах, выражаемая в максимальном числе лет, в течение которых открытия запасов не происходит ( $\lambda_1$ ), лаг между моментом завершения подготовки запасов и началом их отработки ( $\lambda_2$ ) и срок амор-



тивизации наиболее дорогостоящих основных фондов ( $\lambda_3$ ). Если обозначить через  $\rho$  кратность запасов, то можно записать следующее условие<sup>1</sup>:  $\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 < \rho$ . По-видимому, кратность в 35—40 лет обеспечивает высокую надежность функционирования отрасли. Однако в пределах длительного периода она не является нижней границей уровня обеспеченности, минимальных по затратам и максимальных по надежности выполнения плана нефтедобычи.

Экономико-математические модели служат более обоснованным инструментом установления оптимального значения данной величины. Вместе с тем в наиболее полном представленном сборнике работ по оптимизации добычи нефти [4] такие модели, по существу, отсутствуют, а предлагаемый аппарат дает лишь минимально необходимую кратность, т. е. объемы подготавливаемых запасов обеспечивают компенсацию падения добычи нефти и ее рост по указанному плановому заданию района. Это ненадежная кратность, так как при ее обосновании не учитывались случайные факторы<sup>2</sup>.

Из приведенного анализа вытекает, что оптимальная кратность запасов при условии влияния возмущающих факторов должна обладать свойством минимальности дифференциальных затрат, которые состоят из прямых капитальных вложений, направляемых на создание кратности, и косвенных, связанных с народнохозяйственными потерями, понесенными в случае недобора нефти из-за непрогнозируемых случайных флуктуаций, и с заменой соответствующих объемов нефти менее эффективными компонентами (газ, уголь).

Обозначим:

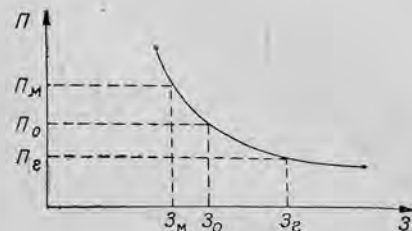
$Z_M, P_M$  — соответственно прямые затраты на кратность и потери, отвечающие уровню кратности, вычисляемому по детерминированным моделям;

$Z_T, P_T$  — прямые затраты на кратность и потери, отвечающие уровню кратности, вычисляемому по методике Госплана СССР;

<sup>1</sup> На самом деле это неравенство несколько слабее, так как срок эксплуатации оборудования может быть по определенным соображениям меньше срока амортизации.

<sup>2</sup> Частичного учета неудач в геологоразведочных работах можно добиться с помощью кривой эффективности геологоразведочных работ, однако при этом не отражается возможность изменения величины запасов нефти.

Рис. 1. Возможные сочетания затрат и потерь, связанных с заданием различных уровней кратности.



$Z_0, P_0$  — прямые затраты на кратность и потери, отвечающие уровню кратности, вычисляемому по моделям с учетом изменения природных факторов.

На рис. 1 графически изображены прямые затраты на создание кратности ( $Z$ ) и народнохозяйственные потери ( $P$ ) для рассмотренных выше случаев<sup>3</sup>.

По сформулированному выше условию имеем

$$Z_0 + P_0 < Z_M + P_M, Z_0 + P_0 < Z_T + P_T.$$

Таким образом, с одной стороны, установление оптимальной кратности не является локальной задачей нефтедобывающих районов, так как при ее определении необходимо соизмерить прямые и косвенные затраты; с другой — данный показатель кратности гарантирует высокую надежность выполнения предложенного району задания по добыче нефти.

Рассмотрим модель перспективного развития крупного нефтедобывающего района в предположении, что воздействие случайных факторов проявляется в возможностях изменения размеров потенциальных запасов нефти, причем мыслимые варианты значений запасов не изменяются в плановом периоде. Крупный район обладает свойством пространственного размещения запасов, поэтому его модель целесообразно представить в виде двухуровневой системы. На верхнем уровне системы осуществляется распределение установленного району планового задания нефтедобычи по отдельным подрайонам, а также ограниченных ресурсов (разведочных и эксплуатационных мощностей) в условиях фиксации определен-

<sup>3</sup> В действительности вид кривой  $P=f(Z)$  несколько иной, так как с ростом затрат на подготовку, вообще говоря, растут и потери.



Рис. 2. Структура модели района, отражающая варьированность предполагаемых запасов нефти.

ного значения надежности выполнения задания<sup>4</sup>. В модели этого уровня минимизируются интегральные производственно-транспортные затраты. На нижнем уровне, исходя из предложенного задания по добыче нефти и соответствующих ресурсов, максимизируется степень надежности выполнения задания (надежность понимается так, как это определено в работе [5], и, следовательно, ее максимизация эквивалентна минимизации математического ожидания «недовыпуска» нефти).

Обозначим:  $G$  — исходные потенциальные запасы нефти;  $\Delta q_i (i = 1, 2, \dots, n)$  — предполагаемые отклонения от исходных запасов.

Модель нижнего уровня состоит из однотипных блоков (рис. 2), число которых равно числу возможных изменений величины потенциальных запасов. Так как все блоки однотипны, выпишем условия первого блока:

$$Q_C^t + Q_H^{t+\lambda_2} + \Delta Q^t \geq Q^t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

— требование удовлетворения планового задания;

$$V_C^t + V_H^{t+\lambda_2} \leq V^t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

— ограничение мощностей эксплуатационного бурения;

$$\frac{\Delta G^t}{e_{G-\Delta g_1} \left( G_0 + \sum_{\tau=1}^t \Delta G^\tau \right)} \leq v^t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

<sup>4</sup> Уровень надежности выполнения плана по добыче нефти в районе устанавливается в модели топливно-энергетического комплекса, где для каждого значения надежности (а следовательно, и объемов недовыпуска нефти) устанавливаются размеры взаимозаменяемых энергоносителей и соответствующих им затрат.

— ограничения мощностей разведочного бурения;

$$G_0 + \sum_{\tau=1}^t \Delta G^\tau - \sum_{\tau=\lambda_2}^t Q^\tau \geq 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

— связь между подготовкой запасов и вовлечением их в разработку;

$$\sum_{t=1}^T \Delta G^t \leq G - \Delta g_1 \quad (5)$$

— ограниченность запасов нефти в районе;

$$\sum_{t=1}^T P \left\{ \frac{\Delta Q^t / \Delta g_1}{Q^t / G} \right\} \frac{\Delta Q^t}{Q^t} \quad (6)$$

— минимизируемый отрезок критерия.

Принятые в модели обозначения имеют следующий смысл:

$Q_C^t, Q_H^{t+\lambda_2}$  — объемы добычи нефти на старых и новых запасах в году  $t$  и  $t + \lambda_2$  соответственно ( $\lambda_2$  — лаг между завершением разведки и вовлечением новых запасов в разработку);

$\Delta Q^t$  — недовыпуск добычи в году  $t$ ;

$V_C^t, V_H^{t+\lambda_2}$  — объемы эксплуатационного бурения, реализованные на старых и новых запасах в годах  $t$  и  $t + \lambda_2$  соответственно;

$\Delta G^t$  — прирост запасов в году  $t$ ;

$e_{G-\Delta g_1} \left( G_0 + \sum_{\tau=1}^t \Delta G^\tau \right)$  — кривая эффективности геологоразведочных работ (см. работу [4]);

$G_0$  — переходящие из предпланового периода запасы нефти;

$Q^t$  — плановый уровень добычи нефти в году  $t$ ;

$V^t$  — лимитированный объем эксплуатационного бурения в году  $t$ ;

$v^t$  — лимитированный объем разведочного бурения в году  $t$ ;

$P \left\{ \frac{\Delta Q^t / \Delta g_1}{Q^t / G} \right\}$  — вероятность относительного недовыпуска

ка нефти  $\left(\frac{\Delta Q^t}{Q^t}\right)$  при условии относительного отклонения запасов на величину  $\frac{\Delta g_1}{G}$ .

Необходимо сделать замечание относительно величины  $P\left\{\frac{\Delta Q^t}{Q^t}\left|\frac{\Delta g_1}{G}\right.\right\}$ . Эта вероятность является обобщением функции эластичности, введенной в [5], и соответствует случаю, когда не удается однозначно по каждой недопоставке указать величину недовыпуска. Значение данной вероятности можно вычислить по схеме, приведенной в [6] для расчета субъективных вероятностей.

Можно указать два обстоятельства, усложняющие модификации модели (1)–(6). Первое состоит в том, что необходимо учитывать текущее поступление информации и корректировку величины запасов в плановом периоде. Тогда вводится для описания новый параметр — вероятность получения информации в каждый момент времени.

Второе обстоятельство заключается в расширении пространства случайных факторов путем добавления к нему стохастичности геологоразведочных работ. В этом случае намечается отказ от использования детерминированной кривой эффективности и замена ее характеристической, устанавливающей вероятность подготовки определенных объемов запасов при некотором объеме разведочного бурения. Эти направления достаточно полно отражают объективные закономерности подготовки запасов в районе.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Мелик-Пашаев В. С., Бреев В. А. и др. Анализ подтверждаемости запасов нефти категорий  $C_1$ ,  $C_2$  при переводе их в высшие категории. — Геология нефти и газа, 1975, № 6, с. 25–29.
2. Ованесов С. П., Фейгин М. В. К вопросу о подтверждаемости запасов нефти категорий  $C_1$ ,  $C_2$ . — Геология нефти и газа, 1975, № 8, с. 36–41.
3. Методические указания к составлению Государственного плана развития народного хозяйства СССР. М., Экономика, 1969.
4. Методы оптимального планирования добычи нефти. М., Наука, 1978.
5. Смирнов В. А., Герчиков С. В., Соколов В. Г. Оценка надежности и маневренных качеств плана. Новосибирск, Наука, 1978.
6. Райфа Г. Анализ решений. М., Наука, 1977.

В. Д. ПАВЛЕНКО

#### МОДЕЛЬ РАЗВИТИЯ ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ

[сталеплавильное производство]

Большинство работ по оценке развития черной металлургии посвящено исследованию сталеплавильного передела — одного из ключевых производств отрасли. Именно абсолютный объем производства стали в конечном итоге определяет технический потенциал отрасли, ее возможности в удовлетворении нужд народного хозяйства в черных металлах — основных конструкционных материалах двадцатого века.

Широко известны также публикации по сверхдолгосрочному прогнозированию развития производства и потребления стали. Наибольшую известность получили работы Европейского объединения угля и стали (ЕОУС) [1], Международного института черных металлов (МИЧМ) [2, 3], а также прогноз потребления стали, опубликованный Организацией экономического сотрудничества и развития (ОЭСР) [4]. Кроме того, представляет интерес исследование японских специалистов и отчет комиссии ЮНИДО при ООН [5–7].

Характерная особенность этих работ — применение макроэкономических показателей (валовой национальный продукт, численность населения и т. п.) для исследования и прогнозирования динамики возможного производства и потребления стали. В большинстве работ за основу берутся простые, не связанные между собой экстраполяционные модели, что исключает оценку возможной структуры сталеплавильного производства. Под структурой сталеплавильного передела обычно понимается соотношение мартеновского, кислородно-конверторного и электросталеплавильного способов производства стали. Актуальность исследования этого соотношения очевидна, поскольку именно структура сталеплавильного производства в конечном счете определяет показатели технического прогресса в отрасли.

Ниже представлена эконометрическая модель динамики и структуры сталеплавильного производства СССР, принципы построения которой отличны от моделей, разработанных в МИЧМ, ЕОУС, и др., а именно: структура и динамика производства стали описываются не с по-



мощью макроэкономических показателей типа валового национального продукта, а с использованием в качестве экзогенных переменных непосредственно потребностей народного хозяйства в прокате, стальном литье, а также в зависимости от наличия ресурсов амортизационного лома — основного сырья электросталеплавильного способа производства стали. Такой подход к моделированию позволяет не только точнее описать динамику процесса, но и выразить зависимость объема производства стали через непосредственные факторы, определяющие структуру сталеплавильного передела.

Исходной информацией при построении модели служила официальная статистика показателей за 1960—1976 гг. В качестве экзогенных переменных в модель включены:

$X_1$  — потребность народного хозяйства в прокате — всего, млн. т;

$X_2$  — потребность народного хозяйства в стальном литье, млн. т;

$X_3$  — ресурсы амортизационного лома в году  $t$ , млн. т ( $t = 1$  соответствует 1960 г.).

Эндогенными переменными выступают:

$Y_1$  — необходимое производство стали (всего) для удовлетворения потребности народного хозяйства в прокате и стальном литье, млн. т;

$Y_2^1$  — доля мартеновской стали в общем объеме необходимого производства стали, %;

$Y_2$  — производство мартеновской стали, млн. т;

$Y_3$  — производство кислородно-конверторной стали, млн. т.

$Y_4$  — производство электростали, млн. т.

Ниже приведена блок-схема модели. Дадим ее математическое описание. Модель представлена регрессионными уравнениями (получены с использованием [8]):

$$Y_1 = 3,8791 (X_1 + X_2)^{\left(0,7829 - \frac{0,8426}{t+10}\right)}, \quad (1)$$

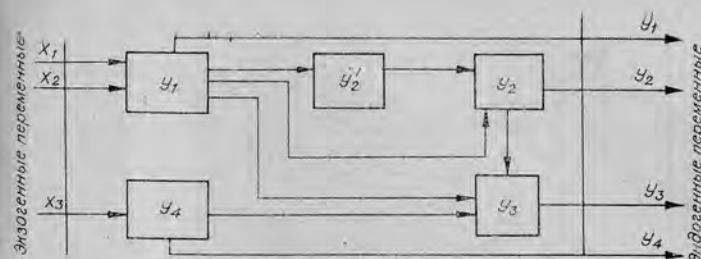
$$R^2 = 0,999; V = 0,83\%; D_W = 1,85;$$

$$Y_2^1 = \begin{cases} 84,79 & \text{при } t \in \{1 \div 4\} \\ 118,0513 - 0,3818Y_1 & \text{при } t \in \{5 \div 17\}, \end{cases} \quad (2)$$

$$R^2 = 0,979; V = 1,51\%; D_W = 1,74;$$

$$Y_4 = -2,8378 + 0,6191X_3, \quad (3)$$

$$R^2 = 0,983; V = 3,66\%; D_w = 1,02$$



Модель динамики и структуры сталеплавильного производства СССР.

и уравнениями-тождествами:

$$Y_2 = 0,01Y_2^1Y_1, \quad (4)$$

$$Y_3 = Y_1 - Y_2 - Y_4. \quad (5)$$

Уравнение (1) отражает взаимосвязь объема производства стали в зависимости от потребности в ней, порождаемой потребностями народного хозяйства в году  $t$  в  $X_1$  млн. т проката и  $X_2$  млн. т стального литья. Выражение (2) — уравнение динамики технического прогресса в сталеплавильном переделе, учитывающее интенсивность вытеснения мартеновского способа производства стали более прогрессивными: кислородно-конверторным и электросталеплавильным. Выражение (3) связывает объем производства электростали с ресурсами амортизационного лома в народном хозяйстве. Из (4) и (5) легко определяются объемы производства мартеновской и кислородно-конверторной стали соответственно.

С использованием двухшагового метода наименьших квадратов получены следующие значения параметров уравнения (2):

$$Y_2^1 = \begin{cases} 84,699 & \text{при } t \in \{1 \div 4\} \\ 118,5929 - 0,3869Y_1 & \text{при } t \in \{5 \div 17\}, \end{cases} \quad (6)$$

$$R^2 = 0,984; V = 1,31\%; D_W = 1,94.$$

Таким образом, построенная модель, с одной стороны, позволяет рассчитывать объем производства стали, необходимый для удовлетворения потребности в прокате и стальном литье, а с другой — учитывает ресурсы амортизационного лома и темп технического прогресса в отрасли.

Расчет по модели динамики и структуры производства стали (без учета бессемеровой стали), млн. т

Год	Исходная информация					Расчетные значения*			
	t	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	Y <sub>1</sub>	Y <sub>2</sub>	Y <sub>3</sub>	Y <sub>4</sub>	
	1970	11	92,5	4,636	21,949	$\frac{115,889}{116,121}$	$\frac{84,052}{85,541}$	$\frac{19,344}{19,830}$	$\frac{10,712}{10,750}$
1973	14	104,25	5,358	25,236	$\frac{131,480}{130,032}$	$\frac{89,083}{88,790}$	$\frac{28,167}{28,457}$	$\frac{13,086}{12,785}$	
1974	15	108,89	5,588	26,288	$\frac{136,229}{135,244}$	$\frac{90,715}{89,622}$	$\frac{30,868}{32,184}$	$\frac{13,574}{13,457}$	
1975	16	115,04	5,6 **	27,1 **	$\frac{141,343}{141,538}$	$\frac{91,469}{90,346}$	$\frac{37,796}{37,253}$	$\frac{14,008}{13,939}$	
1976	17	118,2	6,04 **	28,3 **	$\frac{144,824}{145,536}$	$\frac{91,724}{90,647}$	$\frac{38,788}{40,207}$	$\frac{14,319}{14,682}$	
1980 ***	21	132,1	6,87	32,03	$\frac{160-170}{161,502}$	$\frac{90,615}{90,615}$	$\frac{53,895}{53,895}$	$\frac{16,999}{16,999}$	

\* В числителе — фактически, в знаменателе — расчет.

\*\* Оценка.

\*\*\* Числовой пример расчета на 1980 г. носит условный характер.

Результаты расчетов, выполненных на ЭВМ ЕС-1020, представлены в табл. 1.

Как видно из таблицы, построенная модель хорошо описывает структуру и динамику сталеплавильного производства черной металлургии. В заключение отметим, что описанная выше модель является составной частью более полной модели развития черной металлургии, включающей наряду со сталеплавильным переделом следующие подотрасли черной металлургии: производство проката, труб, металлоизделий, доменное и коксохимическое производство, производство огнеупоров и электроферросплавов. Модель развития черной металлургии СССР может быть включена в модель развития народного хозяйства, разработка которой ведется в ЦЭМИ АН СССР.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Journ. Offic. September, 1971.
2. **Projection 85.** Suterational Iron and Steel Sustitute. Bruxelles, 1972.
3. **Steel Intensity and GDP Structure.** Bruxelles, 1974.
4. **Forecasting Steel Consuption,** OECD. Paris, 1974.
5. **Projection 80.** Summarization of World Steel Supply and Demand: 1975 and 1980. Tokyo, 1973.
6. **Draft world-wide study of the Iron and Steel.**—In: Industry: 1975—2000. VNO/ICIS. December, 1976.
7. **Гаврилина Л. М.** Прогнозирование развития черной металлургии за рубежом.— Бюл. научно-технической информации «Черная металлургия», 1977, № 14, с. 16—26.
8. **Толмачева Н. А.** Программа весовой статистической обработки информации с помощью многомерного регрессионного анализа.— В кн.: Программное обеспечение статистической обработки рядов экономической информации. М., 1975, с. 50—65. (НИЭИ при Госплане СССР).

В. М. КУЧМИН

#### СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ ИСХОДНОЙ ИНФОРМАЦИИ В ЗАДАЧАХ ПЛАНИРОВАНИЯ И УПРАВЛЕНИЯ ПРОИЗВОДСТВОМ

Используемые в задачах планирования и управления производством исходные данные подвержены различного рода искажениям. Ошибки могут появляться на разных стадиях движения информации: регистрации,

сбора, перенесения на машинные носители, передачи, хранения, преобразования. Естественно, если мы хотим получить достоверные результаты, необходимые для успешного решения задач управления производством, ошибки в исходных данных должны быть обнаружены и устранены.

Для контроля показателей<sup>1</sup> в настоящее время в основном используются способы повторения работ (см. [2]). Проверка может осуществляться с помощью контрольных сумм (счетные способы контроля) или верификацией (дублирование операций с последующей автоматической сверкой результатов).

Однако способы повторения работ, которые реализуются на этапе сбора информации и подготовки машинных носителей, хотя и обладают высокой надежностью контроля, все же не обеспечивают полного выявления ошибок, не позволяют определить неточности в формировании исходного сообщения и требуют значительных затрат (см. [3]). Большая трудоемкость контроля повторением работ нередко приводит к тому, что контроль либо вообще не делают, либо выполняют его другими, менее надежными, однако и менее трудоемкими методами, например визуальным или логическим.

Применение приближенных методов контроля, не обладающих абсолютной надежностью, таких, например, как логический, само по себе не лишено определенного смысла. Ошибки, имеющиеся в исходной информации, могут иметь различные экономические последствия. Как правило, данные по учету дорогостоящего сырья, оборудования, данные, на основании которых осуществляется выплата заработной платы или принимаются важные решения, должны содержать минимум ошибок, и здесь вряд ли может быть оправдано применение каких-либо приближенных методов контроля. Но при решении некоторых управленческих задач не требуется знать абсолютно точные значения показателей. Имеется два вида погрешностей, которые всегда сопутствуют экономической информации. Это погрешности, возникающие вследствие действия различных случайных факторов в самом производстве, и операционные погрешности, появляющиеся в

результате проведения операций обработки данных (приближенные вычисления, группировки и обобщения, прогнозирование и т. д.). Наличие небольшого числа несущественных ошибок, сопоставимых по величине с вариацией данных из-за действия случайных факторов и операционных погрешностей, не может сильно повлиять на качество принимаемых управленческих решений.

В практике обработки экономической информации логический метод контроля получил широкое распространение. Он основан на использовании опытной информации о том, какие значения принимал тот или иной контролируемый показатель в прошлом. Для значений показателя устанавливаются контрольные (допустимые) границы, выход за которые свидетельствует об ошибке. Граничные значения обычно устанавливаются по минимальному и максимальному значениям показателя.

Однако логический метод контроля обладает существенными недостатками. Он не обеспечивает высокой достоверности контроля, так как установление контрольных границ по экстремальным значениям необоснованно расширяет допустимую область значений. Контрольные границы определяются один раз (чаще при написании программы ввода данных в ЭВМ) и в дальнейшем не подвергаются корректировке. Между тем может оказаться так, что вновь поступившие данные должны проверяться совершенно по другим границам, чем принятые.

Предлагаемый нами статистический метод контроля экономических показателей — более совершенный вариант логического метода контроля. В нем полнее учитываются особенности обрабатываемой экономической информации, широко используются приемы статистического анализа выборочных совокупностей, что способствует преодолению многих из отмеченных выше недостатков.

В основе статистического метода контроля лежит идея о возможности интерпретации любого экономического показателя как некоторой случайной величины, а его значений — как определенных реализаций из соответствующей этому показателю генеральной совокупности. В связи с этим для проверки вновь поступающих данных предлагается устанавливать контрольные границы, исходя из характера и параметров распределения значений контролируемого показателя. Характер и статистические параметры распределения значений показателя определя-

<sup>1</sup> Показатель — количественный реквизит, качественно определенный соответствующим набором признаков (см. [4]).



ются по его значениям, наблюдавшимся в прошлом<sup>2</sup>.

Очередное контролируемое значение может либо принадлежать интервалу между установленными контрольными границами, либо выходить за его пределы. В первом случае с определенной статистической вероятностью делается вывод «ошибки нет», во втором — «возможно, что значение показателя ошибочно». Значения, которые попали за пределы контрольных границ, должны подвергаться детальному анализу и уточнению.

В такой постановке задача статистического контроля экономических показателей существенно отличается от известной задачи статистического контроля качества продукции. Укажем эти отличия, так как они весьма важны при выборе того или иного приема проверки статистических гипотез о качестве экономических данных.

Назначение статистического контроля качества продукции состоит в том, чтобы на основе исследования статистическими методами качества некоторой части (выборочной совокупности) продукции сделать вывод о качестве всей продукции. При этом ставится цель максимального сокращения расходов на проверку качества продукции при высоком уровне статистической надежности изучаемого результата. В такой задаче исследователь часто имеет возможность каким-либо образом выбирать объекты (экземпляры продукции) из уже имеющейся генеральной совокупности. Обычно существует и некоторый «эталон» качества продукции, с которым сравнивается качество объектов выборочной совокупности. Здесь также предполагается, что каждое из имеющихся в выборке значений в точности характеризует соответствующий ему реальный объект.

При контроле же экономических данных никакого заключения о качестве всех данных, как правило, делать не нужно. Каждое из значений показателя считается потенциально ошибочным, что и нужно проверить, используя характеристики распределения всех уже имеющих значений контролируемого показателя.

Таким образом, если при статистическом контроле качества продукции по части делается вывод о целом, то при статистическом контроле информации, наоборот,

<sup>2</sup> Совокупности таких значений в дальнейшем будем называть контролирующими выборочными совокупностями или просто контролирующими выборками.

по целому судят о части. Отсюда при контроле качества данных осуществляется сплошной контроль, а не выборочный. Проведение такого контроля, в отличие от выборочного при проверке качества продукции, характеризуется и тем, что информация (предмет проверки) не уничтожается при ее обработке, не портится, ее можно быстро и в большом количестве обрабатывать с помощью ЭВМ.

Постановка задачи статистического контроля информации скорее соответствует известной статистической задаче устранения выбросов (экстремальных значений). Однако если в задаче устранения выбросов решается, можно ли устранить из последующих расчетов некоторое значение в предположении, что в имеющихся данных оно появилось чисто случайно, то при статистическом контроле информации решается, нужно ли перепроверить значение показателя или принять гипотезу, что оно истинно.

Устранение выбросов из выборки требует большой осторожности и строгих критериев. При статистическом контроле информации критерии проверки ослабляются, нужно лишь решить: может ли проверяемое значение оказаться ошибочным и есть ли смысл проводить его перепроверку.

Углубленная технологическая схема статистического контроля показателей представлена на рис. 1. При первом вхождении в схему термин «контролирующая выборка» следует понимать как накопленную за прошлые периоды, до начала проверки данных статистическим методом, информацию по некоторому контролируемому показателю. В последующем в контролируемую выборку включаются и вновь поступившие данные, прошедшие контроль (дополнительная выборка).

Для осуществления корректных статистических расчетов и выводов контролируемые выборки должны удовлетворять определенным требованиям: однородности распределения, случайности и взаимонезависимости значений контролируемого показателя. Однородность распределения контролирующей выборки понимается как определенная близость значений показателя (см. [4]). При этом однородность понимается с позиции не только качества (однородность, однотипность), но и количества. Однородность анализируемых значений — необходимое условие обеспечения (проверки) количественной однородности.

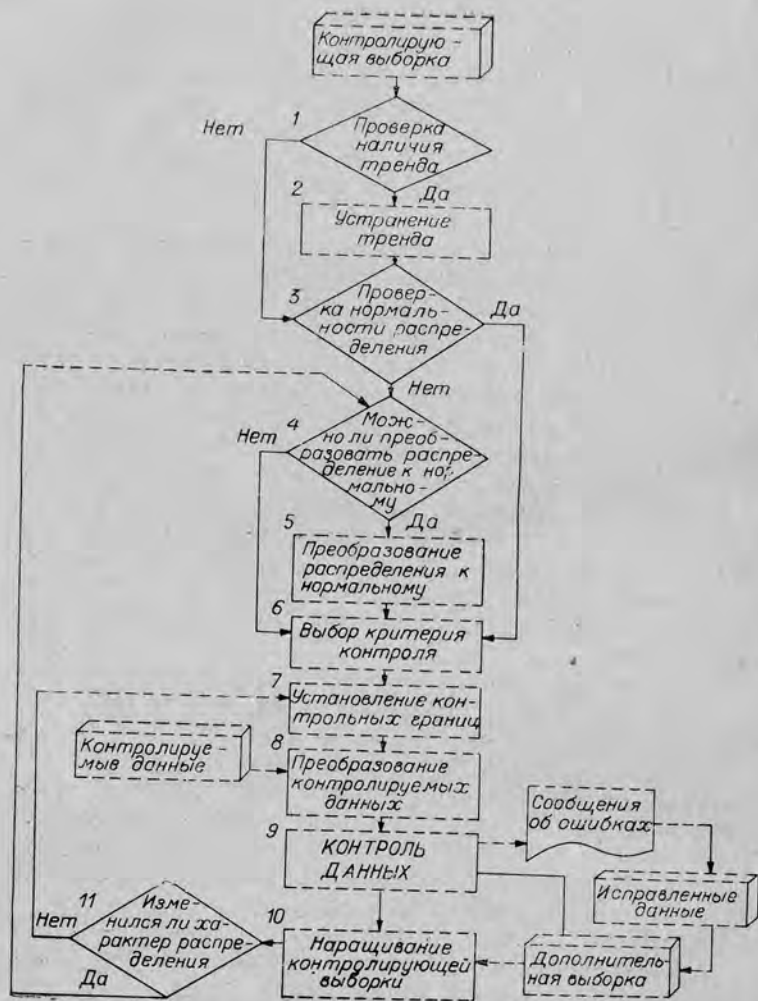


Рис. 1. Схема проведения статистического контроля показателей.

Основное требование к количественным значениям в однородной совокупности — нормальность распределения. Существует достаточно много случаев, когда распределение значений некоторого, отдельно взятого показателя носит приближенно нормальный характер. Это распределение значений показателей по учету массовых (во вре-

мени и пространстве) экономических явлений (дневная выработка рабочих, вес перевезенного груза, расход материала на изготовление детали и т. д.), величины которых нормируются.

Проверку гипотезы о нормальности распределения значений контролируемого показателя (блок 3) удобно осуществлять, используя критические границы отношения (см. [5, с. 298])

$$\frac{\text{размах}}{\text{стандартное отклонение}} = \frac{R}{s}$$

Если отношение размаха к стандартному отклонению для имеющегося объема контролирующей выборки меньше нижней границы или больше верхней границы табличного значения  $R/s$ -отношения, то нормального распределения нет.

Поскольку в экономике, как правило, мы имеем дело с развивающимися процессами, то часто в поступающих данных обнаруживается определенная тенденция — неслучайная составляющая. Это осложняет проведение контроля, так как наличие неслучайной составляющей изменяет характер распределения, значения показателей перестают удовлетворять требованию взаимнезависимости. Назначение блоков 1 и 2 в технологической схеме статистического контроля как раз и состоит в том, чтобы осуществить проверку значений показателя на наличие тренда и устранить последний, если он обнаружен. Сделать это можно, например, методами, описанными в [6].

Может быть и так, что после устранения тренда контролирующая выборка все же не удовлетворяет требованиям нормального распределения. Тогда делается попытка привести ее к приближенно нормально распределенной с помощью различных преобразований, например логарифмированием  $\lg(x \pm a)$  для положительно асимметричных распределений с одной вершиной, преобразованием в обратные значения  $1/(x \pm a)$  для распределений с положительным эксцессом и др. (блоки 4, 5).

Отметим, однако, что нормальность распределения значений контролируемого показателя не представляет собой жесткого условия проведения статистического контроля. Он может осуществляться и в предположении произвольного распределения, но надежность контроля в этом случае снижается.

В зависимости от того, удалось или нет привести контролирующую выборку к нормально распределенной, осуществляется выбор критерия контроля значений показателя (блок 6) и устанавливаются контрольные границы (блок 7). Здесь следует учитывать, что при проверке нуль-гипотезы, в качестве которой принимается, что контролируемое значение не является ошибочным, возможны два ошибочных исхода:

неправильное отклонение нуль-гипотезы (ошибка первого рода) — в этом случае контролируемое значение, лежащее вне контрольных границ, на самом деле не является ошибочным;

неправильное принятие нуль-гипотезы (ошибка второго рода) — тогда контролируемое значение ошибочно, хотя оно и лежит внутри контрольных границ.

Вероятности, соответствующие обоим исходам, будем называть риском I и риском II. Риск I — вероятность принять верное значение за неверное — обозначается  $\alpha$ , риск II — вероятность принять неверное значение за верное —  $\beta$ . Значения вероятностей  $\alpha$  и  $\beta$  взаимосвязаны, хотя точного выражения их связи не существует. Ясно только, что при заданном объеме выборки (контролирующей выборки) значение  $\beta$  будет тем больше, чем меньше принятое  $\alpha$ . Статистические методы проверки гипотез, как правило, рассчитаны на то, что только  $\alpha$  служит исходным параметром и устанавливается заранее.

Определяя значение  $\alpha$  и соответственно значение  $\beta$ , следует учитывать потери, которые возникают вследствие пропущенных ошибок, а также затраты на перепроверку как ошибочных, так и не ошибочных значений. В зависимости от важности проверяемых данных можно в каждом конкретном случае расширять или сужать контрольные границы, варьируя значением  $\alpha$ . С увеличением  $\alpha$  одновременно растет и доля выявленных ошибок, однако увеличивается и число проверяемых значений, а значит, и расходы на перепроверку. Отсюда, если при контроле нужна почти абсолютная точность, статистический контроль лучше сразу не использовать, заменив его одним из способов повторения работ. В других случаях  $\alpha$  следует выбирать маленьким, чтобы контрольные границы включали как можно больше значений из гипотетической генеральной совокупности и в то же время были не слишком

удалены друг от друга, так как это ведет к увеличению числа ошибок второго рода.

При выборе контрольных границ в случае нормально распределенной генеральной совокупности и при известных математическом ожидании  $\mu$  и генеральном стандартном отклонении  $\sigma$  можно использовать известные соотношения между  $\mu$  и  $\sigma$ . При этом предполагается, что из  $n$  значений, подвергнутых проверке, следует ожидать в среднем  $\alpha n$  значений, которые выйдут за контрольные границы, но на самом деле не будут ошибочными.

Если же, как обычно, параметры  $\mu$  и  $\sigma$  нормально распределенной генеральной совокупности неизвестны, то приходится прибегать к использованию их оценок  $\bar{x}$  и  $s$ , которые определяются по имеющейся контролирующей выборке. Для определения контрольных границ в этом случае целесообразно воспользоваться таблицей коэффициентов для двустороннего допустимого интервала около среднего выборочного значения нормально распределенной генеральной совокупности (см. [5, с. 259]). С помощью этой таблицы при заданном объеме  $n$  контролирующей выборки, вероятности  $\alpha$  и принятой доле  $\gamma$  генеральной совокупности значений показателя, которая с надежностью  $(1 - \alpha)$  должна лежать между контрольными границами, определяется соответствующая постоянная  $k$ . Ее величина служит для установления контрольных границ, которые определяются выражением  $\bar{x} \pm ks$ . При выборе значений  $\alpha$  и  $\gamma$  следует иметь в виду, что из  $n$  значений, подвергнутых проверке, с вероятностью  $(1 - \alpha)$  следует ожидать  $(1 - \gamma)n$  значений, которые выйдут за установленные контрольные границы, но на самом деле не будут ошибочными.

Анализируя табличные значения, делаем вывод, что при фиксированных  $\alpha$  и  $\gamma$  вероятность обнаружения ошибок изменяется и становится тем больше, чем больше объем контролирующей выборки  $n$ . При малом  $n$  контрольные границы сильно расширяются и имеющиеся погрешности практически не обнаруживаются. А так как проверяемые значения в дальнейшем сами включаются в контролирующую выборку, то значительные ошибки, пропущенные на ранних стадиях и при малом  $n$ , могут вызвать значительные искажения в будущем. Поэтому, в зависимости от требующейся точности и интенсивности поступления данных, следует, по возможности, предвари-



тельно накапливать значения в контролирующей выборке, проверяя их каким-либо другим способом.

При известной желаемой точности контроля значений  $d$  (средняя абсолютная величина отклонения ошибочного значения от истинного) и хотя бы приближенно известной величине  $s$  можно определить минимальный объем контролирующей выборки  $n$ , который необходим при контроле. Сделать это можно по эмпирической величине  $k = d/s$ , сравнив ее с соответствующим табличным значением.

Если установлено, что распределение значений контролируемого показателя не подчиняется нормальному закону, то контрольные границы можно установить, используя неравенство Бьенэма и Чебышева для произвольно распределенных совокупностей (вероятность того, что разность между случайной переменной и ее математическим ожиданием  $\mu$  превысит по абсолютной величине  $k\sigma$ , меньше, чем  $1/k^2$ ):

$$P(|x - \mu| > k\sigma) < 1/k^2 \text{ при } k \geq 1, \quad (1)$$

т. е. чтобы контролировать значения при  $\alpha = 0,05$  (для  $n$ , большего по крайней мере 30), необходимо принять  $k = 4,47$ , тогда  $1/k^2$  примерно равно 0,05.

Можно заметить, что если гипотеза о нормальности распределения отклоняется, то для обеспечения того же уровня  $\alpha$  контрольные границы должны быть существенно расширены. А это приводит к увеличению числа и серьезности ошибок второго рода, тем самым достоверность проведения контроля снижается. Так, если для нормально распределенной совокупности общая ширина интервала между контрольными границами (при  $\alpha = 0,05$ ) равна  $3,92 \sigma$ , то в случае произвольного распределения интервал увеличивается более чем в два раза и становится равным  $8,54 \sigma$ .

Если данные контролирующей выборки преобразовывались с целью приведения выборки к нормально распределенной (блок 5), то точно такому же преобразованию подвергаются и контролируемые данные (блок 8). После этого выполняется собственно статистический контроль данных по одному из описанных выше критериев. Сообщения об ошибках выдаются на печатающее устройство, и соответствующие величины перепроверяются по первичной документации и на основе технико-экономического анализа.

Данные, прошедшие контроль, образуют дополнительную выборку и используются для наращивания контролирующей выборки (блок 10). Новые данные, во-первых, увеличивают объем контролирующей выборки, за счет чего повышается достоверность контроля при известных  $\mu$  и  $\sigma$ ; во-вторых, они несут в себе информацию о происшедших изменениях в экономических явлениях и соответствующих им значениях показателей.

Очень важное практическое значение имеет то, что такое наращивание контролирующей выборки может осуществляться как в явном, так и в неявном виде. Если проанализировать статистические критерии, которые здесь предложены для использования при контроле, то можно заметить, что все величины, зависящие от контролируемых показателей, ограничиваются по каждому из них арифметическим средним  $\bar{x}$ , стандартным отклонением  $s$  и объемом выборки  $n$ . Остальные величины выбираются или задаются статистическими таблицами. Используя описанные в литературе (см., например, [7]) приемы, можно поправлять необходимые величины, а не вычислять их каждый раз заново.

Покажем, как рассчитываются характеристики  $\bar{x}$  и  $s$  контролирующей выборки при поступлении дополнительной информации.

Значение  $\bar{x}$  находится как арифметическое среднее выборочных средних, взвешенных по объемам выборок:

$$\bar{x}_k^* = \frac{n_k \bar{x}_k + n_g \bar{x}_g}{n_k + n_g}, \quad (2)$$

где  $\bar{x}_k^*$  — общая арифметическая средняя;  $\bar{x}_k$  — арифметическая средняя контролирующей выборки;  $\bar{x}_g$  — арифметическая средняя дополнительной выборки;  $n_k$  — объем контролирующей выборки;  $n_g$  — объем дополнительной выборки.

Согласно правилу сложения дисперсий, общая дисперсия контролирующей и дополнительной выборок равна сумме внутрigrупповой и междigrупповой дисперсий

$$\sigma_{\text{общ}}^2 = \sigma_{\text{внгр}}^2 + \sigma_{\text{межгр}}^2. \quad (3)$$

Внутрigrупповая дисперсия вычисляется как арифметическая средняя дисперсий контролирующей и дополни-

тельной выборки, взвешенных по объемам этих выборок:

$$\sigma_{\text{внгр}}^2 = \frac{n_k \sigma_k^2 + n_g \sigma_g^2}{n_k + n_g}, \quad (4)$$

где  $\sigma_k^2$  — дисперсия контролирующей выборки;  $\sigma_g^2$  — дисперсия дополнительной выборки.

Межгрупповая дисперсия  $\sigma_{\text{межгр}}^2$  определяется как дисперсия арифметических средних относительно общей средней:

$$\sigma_{\text{межгр}}^2 = \frac{n_k (\bar{x}_k - \bar{x}_k^*)^2 + n_g (\bar{x}_g - \bar{x}_k^*)^2}{n_k + n_g}. \quad (5)$$

Для того чтобы найти несмещенную оценку дисперсии генеральной совокупности, достаточно рассчитанное значение  $\sigma_{\text{общ}}^2$  умножить на дробь  $(n_k + n_g)/(n_k + n_g - 1)$ . Сделав это, можно получить оценку стандартного отклонения генеральной совокупности, вычисленную по контролирующей выборке объемом  $n_k + n_g$ :

$$s = \sqrt{\frac{\sigma_{\text{общ}}^2 (n_k + n_g)}{n_k + n_g - 1}}. \quad (6)$$

Описанные приемы вычисления статистик  $\bar{x}$  и  $s$  примечательны тем, что позволяют избежать организации хранения распределений показателей в явном виде, когда это не нужно делать для каких-либо других целей.

Некоторые трудности в связи с такой формой хранения контролирующей информации появляются на этапе обнаружения и устранения тренда (блоки 1 и 2), так как для регулярной проверки его наличия нет необходимых данных. Однако такую проверку можно сделать и в виде разового исследования по данным прошлых периодов, а также логических заключений об экономической сущности показателя. Тренд, как известно, можно устранить, полностью или по крайней мере частично, взятием первых (вторых) разностей. Для определения, например, первых разностей контролируемого показателя достаточно каждый раз от очередного вновь пришедшего значения вычитать значение, поступившее в прошлом периоде, что не составляет особых трудностей (такие значения хранятся в любой системе обработки данных).

Значения, включенные в контролируемую выборку, не всегда способны длительное время выполнять возложенные на них при статистическом контроле функции — отражать уровень ( $\bar{x}$ ) и «естественный» разброс ( $s$ ) поступающих данных. Происходит это вследствие определенных смещений в распределении значений контролируемого показателя, имеющих место с течением времени. Не исключена возможность, что характер развития экономического явления может круто измениться и привести к наличию в ряду значений показателя так называемого перелома. Если вовремя не учесть его появление, то это может привести к снижению качества контроля в связи с тем, что характер и параметры распределения поступающих значений могут уже не соответствовать распределению значений того же показателя в прошлом.

При статистическом контроле поступающей информации на основании лишь формального анализа данных вовремя обнаружить момент перелома практически невозможно. Данные качественно нового участка некоторое время могут восприниматься как ошибочные и приводить к излишним перепроверкам. Но принципиально важно то, что после перепроверки значений и установления их истинности они включаются в контролируемую выборку и приносят тем самым информацию о происшедших качественных изменениях. А это значит, что при статистическом контроле информация об имеющих место в реальной экономической жизни переломах учитывается автоматически (при корректировках статистик  $\bar{x}$  и  $s$ ) и, следовательно, с поступлением новых данных контрольные границы становятся все более точными.

Однако подчас это может происходить слишком медленно, так как вес прошлых значений контролирующей выборки в новых значениях статистик  $\bar{x}$  и  $s$  может быть чрезмерно большим. Можно заметить, что влияние новых данных в формулах (2)–(6) становится тем меньше, чем больше данных включено в контролируемую выборку. Отсюда соотношение весов  $n_k$  и  $n_g$  с течением времени непрерывно меняется в пользу  $n_k$ :  $\bar{n}_k^i = n_k^{i-1} + n_g^i$ , где  $i$  — индекс периода корректировки статистик. Следовательно, появляется необходимость каким-либо образом уменьшать влияние устаревших данных, если экономический показатель неустойчив во времени и предполагается наличие переломов.

Это можно было бы сделать простым выбрасыванием устаревших значений из контролирующей выборки. Но в случаях, когда значения контролирующей выборки не хранятся в явном виде, устранить влияние устаревших данных можно лишь косвенно, если при корректировке статистик  $\bar{x}$  и  $s$  по формулам (2)—(6) придать относительно больший вес новым данным. Увеличить влияние новых данных можно, например, установив в формулах (2)—(6) некоторый предел изменения значения  $n_k$  (обозначим его  $\hat{n}_k$ ). Если реальный объем контролирующей выборки больше значения  $n_k$ , то в формулах (2)—(6) везде вместо  $n_k$  подставляется  $\hat{n}_k$ . Такая замена может быть не совсем корректна с точки зрения математической статистики, но зато она полностью удовлетворяет практическим требованиям контроля экономической информации.

Строгие рекомендации о величине  $\hat{n}_k$  для того или иного случая дать очень трудно, однако ясно, что значение  $\hat{n}_k$  должно быть тем меньше, чем более неустойчив соответствующий экономический процесс. В то же время следует учитывать, что при уменьшении  $\hat{n}_k$  и, значит, увеличении веса новых данных в корректируемых статистиках  $\bar{x}$  и  $s$  в определенной мере снижается качество проводимого контроля, так как при определении контрольных границ большую роль начинают играть чисто случайные колебания новых данных.

На периодичность корректировки статистик  $\bar{x}$  и  $s$  и, следовательно, пересчета контрольных границ практически не устанавливается каких-либо ограничений. Пересчет может осуществляться и с периодичностью поступления новых данных, что позволяет быстро учитывать происходящие изменения и в то же время не приводит к большим издержкам машинного времени. При несовпадении же периодичности поступления информации и периодичности ее использования для корректировки контролирующих выборок (или их статистик  $\bar{x}$  и  $s$ ) нужно организовывать хранение поступающей информации до очередного момента корректировки, а это не всегда может быть оправдано экономически.

Мы рассмотрели вопросы организации статистического контроля массовой экономической информации на примере рядов значений показателей, которые с течением времени регулярно пополняются. Возможны, однако, и

другие варианты организации статистического контроля. Реальные экономические явления нередко имеют массовый характер не только во времени, но и в пространстве. Следовательно, одновременно для машинной обработки может поступать большое количество экономических данных, хотя и имеющих определенную случайную вариацию значений, однако однотипных по своему качеству. Статистический контроль с небольшими изменениями можно организовать и для таких данных, пришедших одновременно от разных, но однотипных источников.

Рассмотрим на условном примере один из возможных вариантов статистического контроля показателей.

Пусть контролирующая выборка показателя состоит из следующих шести значений: 1, 4, 2, 2, 2, 1. Нужно проверить вновь пришедшие значения того же показателя: 1, 2, 5, 8, 10.

Проверка гипотезы о нормальности распределения значений контролируемого показателя по  $R/s$ -критерию при  $\alpha = 0,10$  дает положительный результат. Отношение размаха ( $R = 3$ ) к стандартному отклонению ( $s = 1,096$ ) равно 2,74. Табличные значения нижней и верхней границ  $R/s$ -отношения при  $n = 6$  и  $\alpha = 0,10$  равны соответственно 2,370 и 2,949. Поскольку эмпирическое значение  $R/s$ -отношения лежит в пределах между нижней и верхней границами табличных значений, то делаем вывод: значения контролируемого показателя распределены приближенно по нормальному закону.

Для того чтобы проверить вновь пришедшие значения, определим контрольные границы с помощью таблицы (см. [5, с. 259]). Табличное значение коэффициента  $k$  при условии, что в интервале между контрольными границами в среднем в 95% всех случаев ( $\alpha = 0,05$ ) заключено по меньшей мере  $\gamma = 0,95$  генеральной совокупности, для объема выборки  $n = 6$  равно 4,41. Контрольные границы устанавливаются из соотношения  $\bar{x} \pm 4,41s$ . С учетом того, что  $\bar{x} = 2,00$  и  $s = 1,096$ , получаем нижнюю и верхнюю контрольные границы равными соответственно  $-2,83$  и  $+6,83$ . Таким образом, сообщения об ошибках будут выданы при контроле четвертого и пятого значений, для которых превышает верхняя контрольная граница. Значения, о которых нельзя сказать, что они ошибочны, образуют дополнительную выборку (2, 1, 5) и используются для наращивания контролирующей выборки.



Корректировку статистик  $\bar{x}$  и  $s$  выполним, используя соотношения (2)–(6). Опуская расчеты, которые можно легко повторить, получаем общее арифметическое среднее  $\bar{x}_k^* = 2,22$ , оценку общей дисперсии  $\sigma_{\text{общ}}^2 = \sigma_{\text{внгр}}^2 + \sigma_{\text{межгр}}^2 = 1,626 + 0,100 = 1,726$ , стандартное отклонение новой контролирующей выборки  $s = \sqrt{1,726 \frac{9}{8}} = 1,39$ .

Гипотеза о нормальности распределения значений вновь образованной контролирующей выборки (1, 4, 2, 2, 2, 1, 2, 1, 5) подтверждается, так как эмпирическое значение  $R/s$ -отношения (2,88) больше нижней границы (2,68) и меньше верхней границы табличных значений при  $\alpha = 0,10$  и  $n = 9$ . Таким образом, контроль следующей порции значений показателя следует осуществлять в предположении о нормальном распределении со значениями статистик  $\bar{x} = 2,22$ ,  $s = 1,39$  и  $n = 9$ .

Преимущество статистического контроля состоит в том, что с его помощью устраняются ошибки, появляющиеся на всех стадиях движения информации. Этот способ контроля позволяет обнаруживать и некоторые ошибки, возникающие вследствие недостоверности призначной информации. Причем часть из них (например, неверная шифровка) традиционными методами контроля, как правило, не обнаруживается. Как и логический контроль, он не требует больших затрат на обнаружение ошибок. Однако по сравнению с логическим методом повышается надежность контроля, так как контрольные границы устанавливаются с учетом статистических параметров распределений показателей и регулярно корректируются при поступлении новых данных. Статистический метод контроля способен заменить визуальный контроль показателей при использовании технических средств механизации и автоматизации сбора первичных данных. Визуальный метод контроля в этих условиях пока наиболее распространен, так как контроль повторением работ, в связи с его большой трудоемкостью, оказывается чрезвычайно неэффективным.

В то же время статистический контроль является приближенным методом, поэтому сфера его применения ограничена требованиями к точности информации. Статистический контроль, с одной стороны, абсолютно надежен (в смысле вероятности обнаружения ошибок) для значений, «далеко» отстоящих от обычного (среднего) уровня значений контролируемого показателя (можно быть пол-

ностью уверенным, что сообщения о таких ошибках будут обязательно выданы), с другой — нечувствителен к небольшим ошибкам (в этом смысле он и является приближенным). Для статистического контроля справедливо, что если ошибка пропущена, то максимальная разность истинного и ошибочного значений не превысит ширины интервала между контрольными границами, равного  $2ks$ . Это утверждение, естественно, не распространяется на те случаи, когда ошибкой является отсутствие (наличие лишнего) значения показателя в контролируемых данных.

В заключение отметим, что статистический метод контроля апробирован с помощью экспериментальной программы, а также использован в системе подготовки данных одной оптимизационной задачи, внедренной в практику управления на Мозырской трикотажной фабрике (Гомельская область), и показал при этом высокие эксплуатационные качества.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Королев М. А. Обработка экономической информации на электронных машинах. М., Экономика, 1966.
2. Ванас Э. Я. Стандартизация технологических процессов машинной обработки данных. М., Статистика, 1974.
3. Шураков В. В. Машинная обработка статистической отчетности. М., Статистика, 1977.
4. Кильдишев Г. С., Аболенцев Ю. И. Многомерные группировки. М., Статистика, 1978.
5. Закс Л. Статистическое оценивание. М., Статистика, 1976.
6. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. М., Статистика, 1977.
7. Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М., Высшая школа, 1972.

Д. И. ГУЗУН, В. И. СУСЛОВ

#### СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ РЕГИОНАЛЬНЫХ КОЭФФИЦИЕНТОВ МАТЕРИАЛЬНЫХ ЗАТРАТ

Совершенствование планирования территориальных пропорций производства и потребления продукции в настоящее время зависит главным образом от развития нормативного обеспечения. Уровень подготовки норма-

тивных коэффициентов, в частности коэффициентов затрат на производство в отраслевом и территориальном разрезе, как правило, весьма невысок, что обусловлено узостью статистической базы прогнозирования этих нормативов. Так, например, разработанные к настоящему времени региональные межотраслевые балансы, являющиеся единственным источником региональных коэффициентов материальных затрат, не позволяют построить достаточно длинных динамических рядов этих коэффициентов.

В практике прогнозирования региональных нормативов материалоемкости наиболее распространено в настоящее время перенесение среднесоюзных индексов изменения материалоемкости, полученных, как правило, не статистическими методами, на регионы страны. На базе информации ряда республиканских межотраслевых балансов за 1966 и 1972 гг. нами предпринята попытка проверить возможности этого и некоторых других методов прогнозирования региональных коэффициентов материальных затрат. Методика подхода такова: конкретный метод используется для прогнозирования коэффициентов 1966 г. на 1972 г. с последующим сравнением прогнозных и фактических значений. По уровню ошибки прогноза делается заключение о пригодности данного метода для прогнозирования.

Исследование проведено в два этапа. На первом этапе оценивались возможности использования ряда простейших методов прогнозирования, на втором проверялись прогнозирующие свойства регрессионных моделей коэффициентов затрат. В данной работе излагаются в основном результаты построения этих регрессионных моделей и проверки их прогнозирующих свойств. Сначала сделаем несколько замечаний по одному из моментов методики подхода.

Результаты статистического анализа коэффициентов затрат межотраслевых балансов в значительной степени зависят от факторов методики измерения этих коэффициентов, в конечном счете — от факторов методики построения исходных межотраслевых балансов. Наиболее подходящим объектом статистического анализа являются, по-видимому, коэффициенты затрат малоагрегированных балансов, построенных по валовому обороту с использованием сравнимых по регионам и во времени измерите-

лей. Региональные межотраслевые балансы в таком виде не разрабатываются. Более того, отсутствует какая-либо информация для «очистки» коэффициентов затрат от факторов методики измерения. Все эти вопросы подробно обсуждаются в [2]. Остановимся лишь на влиянии фактора цен на коэффициенты затрат и на результаты их анализа.

Используемые коэффициенты затрат измерены в текущих ценах. Ввиду резкого изменения цен в 1967 г., когда была проведена крупная реформа оптовых цен, ценностная компонента в общем изменении исследуемых коэффициентов затрат в период 1966—1972 гг. оказалась весьма значительной. Причем ослабить влияние цен было невозможно: информацией о республиканских индексах изменения цен мы не располагали (тем более по отдельным показателям межотраслевых балансов), а использование среднесоюзных индексов в данном исследовании практически бесполезно. В то же время заметим, что «ошибки», связанные с этим фактом, вполне сопоставимы по своей величине с «ошибками» весьма распространенных межрегиональных сравнений многих экономических показателей, обусловленными территориальной дифференциацией факторов методики измерения.

В данных условиях нагрузка на методы прогнозирования коэффициентов затрат значительно возрастает. Эти методы должны улавливать последствия не только технологических изменений, но и изменений цен, организационных и внутриотраслевых структур производства. При таком понимании проблемы задача статистического анализа изменений во времени коэффициентов затрат, зависящих от факторов методики измерения, в частности взятых в текущих, а не в сопоставимых ценах, вполне корректна. Следует, конечно, отметить, что при использовании коэффициентов затрат, «очищенных» от влияния факторов методики измерения, эта задача будет проще.

В рамках проведенного исследования проверялось четыре метода прогнозирования республиканских коэффициентов материальных затрат: пересчет коэффициентов затрат 1966 г. во внутриотраслевую структуру производства 1972 г., расчет республиканских коэффициентов затрат 1972 г. с использованием среднесоюзных индексов изменения коэффициентов, метод RAS и аппроксимация коэффициентов 1972 г. с помощью регрессионных моделей.

После определения каждым из четырех методов коэффициентов затрат на 1972 г. рассчитывались ошибки прогноза.

Метод прогнозирования естественно считать приемлемым в случае, если ошибки прогноза существенно ниже фактических изменений коэффициентов во времени и по регионам. В противном случае данный метод может приводить к ошибкам даже на уровне качественной оценки изменений коэффициентов: может оказаться, что фактически коэффициент растет, а по прогнозу — падает или фактически коэффициент в регионе  $r$  больше, чем в регионе  $s$ , а по прогнозу он больше в регионе  $s$ .

Результаты анализа первых трех методов отражены в [1]. Дадим лишь их краткую характеристику. Использование первых двух методов приводит к ошибкам прогноза, сопоставимым с фактическими изменениями коэффициентов. Наиболее удачный объект применения этих методов — коэффициенты затрат на единицу совокупного продукта. Оба метода дают ошибку прогноза менее 50% фактического изменения лишь для 40% общего количества таких коэффициентов в регионах. Метод RAS приводит к более удачным результатам, особенно по некоторым отраслям. Но и ошибки PAS-прогнозов не намного меньше фактических изменений коэффициентов материальных затрат.

Перейдем к рассмотрению четвертого метода прогнозирования. При его реализации наиболее трудоемкий этап — построение статистических моделей коэффициентов материалоемкости. Такие регрессионные модели разрабатывались нами и ранее, но только по информации 1966 г., что затрудняло использование построенных моделей в качестве прогнозирующих. Ряд методических приемов ранее проведенных исследований (наиболее полно методическая схема построения и анализа регрессионных моделей региональных коэффициентов материальных затрат изложена в [2]) использован и в данном исследовании в процессе статистического описания материалоемкости 1966 и 1972 гг. Отметим основные из них:

рассматриваются не все коэффициенты материальных затрат, а только достаточно большие по своей величине, называемые главными;

при ограничении множеств включаемых в анализ факторов выбор факторов, существенных для отдельных

коэффициентов затрат, проводится автоматически с помощью реализованного на ЭВМ алгоритма шаговой регрессии;

для каждого конкретного коэффициента исходное множество факторов включает технологические факторы (оставшиеся в отрасли главные коэффициенты, отраслевая материалоемкость и доля одного из продуктов в валовой продукции отрасли), отраслевые факторы, характеризующие особенности отраслевого производства в отдельных регионах, и общерегиональные факторы, такие как факторы размера региона (площадь, население, совокупный продукт), уровня его развития (доля промышленности в совокупном продукте, доля городского населения, душевое производство совокупного продукта), уровня развития транспортной сети (приведенная длина транспортных магистралей на единицу площади и на одного жителя) и географического положения (широта, долгота условного центра региона, удаленность его от условного центра всей совокупности регионов);

для анализа степени влияния отдельных факторов и групп факторов на коэффициенты материальных затрат используется разложение дисперсии фактор-функции по факторам-аргументам (корректность этого способа обсуждается в [2]);

анализ характера влияния факторов проводится по знаку параметров регрессии.

Однако проведенное исследование имеет и свои особенности. Во-первых, добавлена информация о динамике коэффициентов затрат: фактор времени имеет два уровня — «0» для коэффициентов затрат 1966 г. и «1» для коэффициентов 1972 г. Во-вторых, анализ проведен в 16-отраслевой классификации межотраслевого баланса, а не в 100-отраслевой, как в [2]. В связи с этим относительно выросло количество факторов внутриотраслевой структуры (доли одного из продуктов в валовой продукции рассчитаны для всех отраслей, тогда как в [2] лишь для 1/3 отраслей) и должно, по-видимому, увеличиться их влияние на коэффициенты затрат. В-третьих, кроме основных промышленных отраслей в анализ включены строительство и сельское хозяйство, но зато использована информация лишь ряда республиканских межотраслевых балансов (мы не располагали межотраслевыми балансами экономических районов РСФСР за 1972 г.) В-четвертых,



несколько изменен состав факторов. Не учитываются ни отраслевые, ни общерегиональные факторы внешних связей. Вместо них включены показатели материальных затрат на единицу совокупного продукта: в множество отраслевых факторов — по продукции, формирующей главные в отрасли коэффициенты (эти факторы характеризуют общий уровень потребления в регионе соответствующей продукции), в множество общерегиональных факторов — общая материалоемкость совокупного продукта. Из состава отраслевых факторов выведены показатели мощности производства (соответствующая информация по 1972 г. отсутствовала) и введены показатели трудоемкости и фондоемкости отраслевого производства. Оставлен лишь один отраслевой фактор уровня развития региона — доля отрасли в совокупном продукте.

Таким образом, обрабатываемый информационный массив существенно сокращен, и вследствие этого анализ собственно коэффициентов материалоемкости проведен менее тщательно, чем в [2], на более агрегированном уровне, в отраслевом и территориальном разрезах. Заметим, что и цели у данного исследования были иные: не столько построить и проанализировать регрессионные модели коэффициентов, сколько проверить их прогнозирующие свойства в сопоставлении с ранее апробированными методами. Тем не менее результаты анализа построенных регрессионных моделей интересны и в данном случае. Рассмотрим их в сравнении с [2].

**Множество главных коэффициентов затрат.** В отдельных отраслях материального производства выделено от 3 до 6 главных коэффициентов. Общее их количество — 48. Среди них находятся все коэффициенты внутриотраслевого потребления (они не являются главными лишь в электроэнергетике и в строительстве, где внутриотраслевое потребление отсутствует). Множество межотраслевых главных коэффициентов на 2/3 состоит из коэффициентов затрат продукции топливной, химической промышленности, электроэнергетики и машиностроения, формирующей в регионах значительную долю промежуточного продукта.

**Общая характеристика регрессионных уравнений.** Для каждого из 48 главных коэффициентов было отобрано от 1 до 5 наиболее существенных факторов и построено регрессионное уравнение. Исключены из анализа два уравнения: для коэффициентов затрат электроэнергии

в топливной промышленности (по критерию Стьюдента) и продукции машиностроения — в электроэнергетике (по критерию Фишера)<sup>1</sup>. Анализ степени и характера влияния факторов проводился на основе оставшихся 46 уравнений (в [2] анализировались 434 уравнения).

Средний по уравнениям коэффициент детерминации составил 0,74. Другими словами, учтенные факторы объясняют в среднем 74% дисперсии коэффициентов затрат. Интересно, что на дезагрегированном уровне (в [2]) средний коэффициент детерминации также равнялся 0,74 (здесь и ниже сравнения проводятся только по промышленным отраслям). Однако распределение отраслей по уровню коэффициента детерминации изменилось. Высокими остались доли объясненной дисперсии в пищевой и особенно в топливной промышленности, низкими — в промышленности строительных материалов и в лесной и деревообрабатывающей промышленности. Положение в черной металлургии и легкой промышленности изменилось радикальным образом. По величине коэффициента детерминации уравнения регрессии в черной металлургии переместились с первого места на предпоследнее, в легкой промышленности, наоборот, — с предпоследнего на третье место (после топливной промышленности и электроэнергетики).

**Степень и характер влияния факторов.** Основные результаты здесь отражают доли дисперсии главных коэффициентов материальных затрат (табл. 1<sup>2</sup>). Изменилось распределение факторов по степени их влияния на коэффициенты затрат. На первом месте по значению остались технологические факторы. Их доля даже возросла с 36 до 43%. Отраслевые факторы переместились с третьего на второе место, их доля возросла с 15 до 19%. Почти вдвое сократилась доля общерегиональных факторов — с 23 до 12%. По своему значению они оказались на третьем месте. Показательно, что по количеству факторов соотношение между этими тремя группами противоположно: общерегиональных факторов больше, чем отраслевых и технологических, — соответственно в 2 и 3 раза.

Влияние общерегиональных факторов прослеживается, таким образом, на дезагрегированном уровне; оно «раст-

<sup>1</sup> В обоих случаях уровень ошибки — 5%.

<sup>2</sup> Аналогичная таблица по результатам анализа на дезагрегированном уровне приведена в [2].

Доли дисперсии главных коэффициентов

	Черная металлургия	Топливная промышленность	Электроэнергетика	Машиностроение	Химическая промышленность
Доля дисперсии (коэффициент детерминации) . . . . .	0,638	0,884	0,815	0,708	0,660
В том числе за счет факторов:					
технологических	0,347	0,565	0,564	0,286	0,327
главных коэффициентов	0,197	0,357	0,120	0,079	0,148
отраслевой материалоемкости	0,103	0,184	0,444	0,207	0,179
отраслевых факторов	0,250	0,231	0,122	0,273	0,251
из них:					
трудоемкости	—	0,216	0,122	0,075	0,028
фондоемкости	0,076	—	—	—	0,184
средних коэффициентов затрат	0,041	0,015	—	0,186	0,039
общерегиональных факторов	0,041	0,088	0,129	0,149	0,079
из них:					
уровня развития региона	—	—	—	0,090	—
уровня развития транспортной сети	—	0,059	0,060	—	—

воряется» во взаимозависимостях, возникающих вследствие агрегирования коэффициентов затрат. Более того, эффект агрегирования привел к возникновению взаимосвязей такого рода: чем выше в отрасли объясненные доли дисперсии коэффициентов, тем выше доли технологических и ниже доли общерегиональных факторов (коэффициент ранговой корреляции Спирмена средних в отраслях коэффициентов детерминации со средними долями технологических факторов составил + 0,77, а со средними долями общерегиональных факторов — 0,73).

Так, например, в три уравнения, являющиеся практически функциональными: по коэффициентам внутриотраслевого потребления в топливной (коэффициент детерминации равен 0,997, отношение статистики Фишера к табличному значению — 540) и легкой промышленности (0,988; 144) и коэффициенту затрат сельскохозяйственной продукции в легкой промышленности (0,988; 302), — вошли только технологические факторы, а в двух исключенных из анализа уравнениях технологические факторы отсут-

Таблица 1

## материальных затрат

Лесная и деревообрабатывающая промышленность	Промышленность строительства	Легкая промышленность	Пищевая промышленность	Промышленность в целом	Строительство	Сельское хозяйство	Материальное производство в целом
0,705	0,636	0,813	0,768	0,737	0,687	0,780	0,736
0,348	0,311	0,658	0,421	0,425	0,124	0,261	0,383
0,207	0,072	0,573	0,227	0,221	0,018	0,047	0,187
0,141	0,239	0,085	0,194	0,198	0,106	0,192	0,189
0,177	0,113	0,119	0,211	0,194	0,447	0,316	0,231
0,039	—	—	—	0,053	—	0,040	0,047
—	—	—	—	0,029	—	0,048	0,028
0,081	0,107	0,119	0,211	0,088	0,263	0,228	0,117
0,180	0,212	0,036	0,136	0,091	0,028	0,203	0,116
—	0,024	—	—	0,013	0,028	—	0,013
0,031	—	0,020	0,136	0,034	—	0,100	0,037

ствовали. Отметим, что на дезагрегированном уровне обе эти взаимосвязи коэффициента детерминации с долей технологических и долей общерегиональных факторов были положительными и выраженными в существенно меньшей степени (особенно для технологических факторов).

Отмеченное выше резкое изменение положения в черной металлургии и легкой промышленности вполне соответствует общим изменениям. На дезагрегированном уровне высокие коэффициенты детерминации в черной металлургии «поддерживались» весьма большим влиянием общерегиональных факторов (по уровню их влияния — 31% дисперсии — черная металлургия занимала первое место). Поэтому общее сокращение влияния этих факторов, проявившееся с переходом к анализу агрегированных коэффициентов, оказалось наиболее «чувствительным» именно в данной отрасли. В легкой же промышленности резкое увеличение коэффициентов детерминации вызвано исключительным ростом доли только технологических факторов, который произошел на фоне общего увеличения

влияния данных факторов. По доле технологических факторов (66%) легкая промышленность вышла на первое место «с большим отрывом».

Для большинства промышленных отраслей характерен такой порядок факторов по их значению: технологические, отраслевые, общерегиональные. Исключение составляет промышленность строительных материалов, где наблюдается существенное превышение доли общерегиональных факторов по сравнению с отраслевыми. Незначительное преимущество общерегиональных над отраслевыми факторами имеет место также в электроэнергетике и лесной и деревообрабатывающей промышленности. Специфика непромышленных отраслей — строительства и сельского хозяйства — проявилась в том, что для коэффициентов затрат в этих отраслях наиболее существенны отраслевые факторы (соответственно 45 и 32% дисперсии против 19% в среднем по промышленности), а технологические факторы занимают лишь второе место (12 и 26% против 43% дисперсии по промышленности).

Опишем теперь особенности влияния факторов на коэффициенты материальных затрат отдельно по основным группам.

Общее увеличение влияния технологических факторов произошло за счет отраслевой материалоемкости. Средняя доля ее в дисперсии коэффициентов затрат выросла в 2 раза — с 10 до 20%. Это одно из наиболее сильных последствий агрегирования и добавления информации о динамике коэффициентов. Вместе с тем характер влияния данного фактора остался прежним: с увеличением отраслевой материалоемкости все коэффициенты, зависящие от нее, также растут. Влияние отраслевой материалоемкости на отдельные коэффициенты исключительно велико. Например, она является единственным фактором коэффициента затрат топливной продукции в электроэнергетике (0,889; 49), объясняет более 70% дисперсии внутриотраслевых коэффициентов затрат в топливной, лесной и деревообрабатывающей промышленности и в сельском хозяйстве и т. д. Положительное влияние отраслевой материалоемкости объясняется в [2] с помощью ценностного фактора: оно свидетельствует, по-видимому, о большей территориальной дифференциации цен производителей по сравнению с ценами конечного потребления. Теперь можно, вероятно, утверждать, что и во времени цены произво-

дителей изменились значительно сильнее цен конечного потребления. Иначе нельзя было бы объяснить резкое усиление значения отраслевой материалоемкости при сохранении характера ее влияния.

Наблюдается незначительное сокращение доли самих главных коэффициентов затрат в суммарной дисперсии коэффициентов — с 25 до 23%. Вероятно, оно произошло вследствие относительного сокращения количества этих коэффициентов. В [2] рассматривалось по 6 коэффициентов затрат в каждой отрасли, теперь же в большинстве отраслей выделено по 4—5 главных коэффициентов. Роль данного фактора в непромышленных отраслях — в строительстве и сельском хозяйстве — весьма незначительна — соответственно 2 и 5%.

Характер взаимозависимостей коэффициентов затрат в целом сохраняется. Материальные затраты преимущественно взаимозаменяются. Более того, имеет место определенное усиление преобладания взаимозаменяемости затрат. Если на дезагрегированном уровне отрицательные взаимосвязи коэффициентов (взаимозаменяемость) наблюдались чаще положительных (взаимодополняемость) в 2 раза, то теперь — в 3 раза. Можно отметить весьма существенные отрицательные связи коэффициентов внутриотраслевого потребления с некоторыми другими коэффициентами в отрасли. Например, в машиностроении — с коэффициентами затрат продукции черной и цветной металлургии, в промышленности строительных материалов — продукции черной металлургии, в легкой и пищевой промышленности — сельского хозяйства, в самом сельском хозяйстве — химической промышленности. Почти треть парных взаимосвязей на взаимодополняемость включает продукцию электроэнергетики (аналогичный результат был получен и на дезагрегированном уровне). Так, увеличение потребления электроэнергии оказывается тесно связанным с ростом затрат машиностроительной продукции в черной металлургии и топливной продукции — в химической и лесной и деревообрабатывающей промышленности. Эффект агрегирования не удалось уловить с помощью факторов внутриотраслевой структуры. Они входят лишь в три уравнения регрессии: объясняют 17% дисперсии коэффициента затрат продукции машиностроения в черной металлургии (этот коэффициент растет с увеличением доли добычи в валовой продукции черной металлургии),



10 — коэффициента затрат лесопродукции в топливной промышленности (растет с увеличением доли угля) и 9% — коэффициента затрат машиностроительной продукции в сельском хозяйстве (падает с увеличением доли животноводства). Содержательная интерпретация этих результатов достаточно очевидна.

Половина дисперсии коэффициентов затрат, объясняемой отраслевыми факторами (12%), приходится на факторы средних по материальному производству коэффициентов затрат, выступающих главными в конкретных отраслях (ими являются коэффициенты затрат соответствующих продуктов на единицу совокупного продукта). Особенно велико значение средних коэффициентов в непромышленных отраслях: в строительстве — 26% дисперсии, в сельском хозяйстве — 23% против 9% в среднем по промышленности.

Формально эти факторы играют ту же роль для коэффициентов строк матрицы материалоемкости, что и факторы отраслевой материалоемкости для коэффициентов столбцов этой матрицы. Понятно, что если бы влияние этих факторов было существенным и положительным, как, например, факторов отраслевой материалоемкости, то использование метода RAS давало бы хорошие результаты прогнозирования коэффициентов затрат. Однако этого, как отмечалось выше, не происходит. Тем не менее связи «коэффициент затрат — средний коэффициент затрат той же продукции» имеют место, и все они положительны. Связи такого рода наблюдаются в сельском хозяйстве по коэффициентам затрат машиностроительной и топливной продукции, в строительстве — по строительным материалам и лесопродукции, в легкой промышленности — по электроэнергии, в машиностроении — по черным металлам и т. д. Косвенных зависимостей «коэффициент затрат — средний коэффициент затрат другого вида» по количеству больше, но они существенно менее тесны и возникают относительно реже (относительно возможной частоты возникновения), чем связи первого типа (прямые).

Важными факторами, особенно в отраслях промышленности, оказываются фондоемкость (3% дисперсии) и трудоемкость (5%) отраслевого производства. Например, с ростом фондоемкости в черной металлургии сокращается коэффициент внутриотраслевого потребления, в хими-

ческой промышленности — растут удельные затраты топливной продукции; с увеличением трудоемкости производства растут затраты черных металлов в машиностроении, сокращается потребление топливной продукции в сельском хозяйстве. Многие из таких зависимостей косвенным образом выражают влияние факторов методики измерения — внутриотраслевой и организационной структуры производства.

Влияние общерегиональных факторов на коэффициенты затрат в целом невелико. Они важны лишь для небольшого числа коэффициентов. Приведем несколько примеров. С повышением уровня развития региона (в данном случае — доли городского населения) сокращаются нормативы затрат черных и цветных металлов в машиностроении, лесопродукции в строительстве; развитие транспортной инфраструктуры приводит к сокращению потребления топлива в лесной и деревообрабатывающей промышленности и в сельском хозяйстве. Это одни из немногих достаточно тесных взаимосвязей. В отличие от них содержательная интерпретация «слабых» зависимостей, как правило, весьма затруднительна.

Фактор времени играет весьма незначительную роль в изменении коэффициентов затрат. Он влияет лишь на два коэффициента: удельные затраты лесопродукции имеют тенденцию к сокращению в химической промышленности (1% дисперсии коэффициента) и в строительстве (29%). Динамика коэффициентов материалоемкости удовлетворительно описывается «неформальными» факторами, и места для трендовой составляющей не остается. Факт значительного влияния фактора времени означал бы, что за рамками анализа остался ряд важных факторов изменения материалоемкости во времени.

Полученные результаты не вполне удовлетворительны с точки зрения прогнозирования коэффициентов затрат. Последние достаточно хорошо описываются статистическими соотношениями, но слишком велика доля взаимосвязей коэффициентов<sup>1</sup> — прямых или косвенных — через отраслевую материалоемкость. Для того чтобы определить коэффициент затрат в последующий момент

<sup>1</sup> Этот факт создает дополнительные трудности в оценке параметров регрессии. В данной работе мы не обсуждаем их и используем простой аппарат линейной регрессии.

времени, необходимо уже знать прогнозные значения ряда других коэффициентов. При этом нередко возникает логический круг. Более того, чем выше доли объясняемой дисперсии и, соответственно, лучше аппроксимирующие свойства систем уравнений, тем значительнее роль взаимозависимостей коэффициентов. Понятно, что «в предельном случае», когда в уравнения входят лишь сами коэффициенты затрат и отраслевая материалоемкость, прогнозирующие возможности их весьма незначительны: они пригодны лишь для проверки уже сделанных прогнозов.

Таким образом, построенные статистические модели нельзя непосредственно использовать в качестве прогнозирующих. Однако если они хорошо аппроксимируют коэффициенты затрат 1972 г., то можно надеяться на построение на их основе «работающих» моделей прогнозирования, в данном случае — коэффициентов 1966 г. на 1972 г. Поэтому мы условно принимали ошибки аппроксимации коэффициентов затрат 1972 г. по имеющимся уравнениям в качестве ошибок прогноза и исследовали их величину.

Ошибки прогноза в целом значительно меньше, чем полученные с использованием простейших методов прогнозирования. В частности, в отличие от этих простейших методов, в данном случае средняя ошибка оказалась ниже среднего показателя изменений коэффициентов затрат и во времени, и по республикам. Тем не менее уровень ошибок прогноза слишком велик. Почти для половины коэффициентов затрат ошибка прогноза практически равняется и даже превышает фактическое изменение их во времени или по республикам. Только в химической промышленности расчетные значения всех коэффициентов затрат отличаются от фактических меньше (хотя и не намного), чем эти последние варьируют по республикам и во времени.

Итак, можно заключить, что попытка «уловить» динамические свойства коэффициентов затрат, опираясь главным образом на территориальную информацию, не оправдывает себя. В условиях недостаточной информации о динамике коэффициентов затрат следует, по-видимому, отдать предпочтение экспертным оценкам будущих региональных коэффициентов, а полученные

таким образом прогнозы использовать в вариантных расчетах темпов роста и территориальных пропорций производства и потребления, имитирующих различные направления научно-технического прогресса и технической политики директивных органов.

Вместе с тем было бы неверно видеть только негативную сторону полученных результатов. В процессе проведенных исследований отработана методика статистического анализа параметров региональной технологии и получены важные выводы о свойствах системы региональных коэффициентов материальных затрат. Отметим лишь некоторые из них. Коэффициенты затрат межотраслевых балансов чрезвычайно сильно зависят от факторов методики измерения: цен, внутриотраслевой и организационной структуры. Эта зависимость в ряде случаев подавляет собственно «технологические» свойства коэффициентов затрат, что может оказаться весьма нежелательным во многих исследованиях, основанных на системах этих коэффициентов (см., например, [2]). Региональные коэффициенты материалоемкости можно описать статистическими соотношениями, связав их с рядом факторов, в том числе и «внешних» по отношению к технологическим способам производства. Однако решающее значение принадлежит взаимосвязям коэффициентов материалоемкости, обусловленным в большинстве случаев факторами методики измерения. Это обстоятельство приводит к возникновению взаимозависимых статистических моделей, не применимых непосредственно для прогнозирования коэффициентов затрат. Распределение отраслей по уровню территориальной дифференциации коэффициентов материальных затрат относительно стабильно во времени (см. [1]). В большей степени меняются во времени коэффициенты, более дифференцированные по территории. Степень изменения региональных коэффициентов за 5—6-летний период приблизительно соответствует уровню их территориальной дифференциации (25—30% для республиканских коэффициентов).

Наиболее перспективные направления анализа и использования региональных коэффициентов материальных затрат лежат, на наш взгляд, в русле явной спецификации факторов методики измерения.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Гузун Д. И., Суслов В. И. Анализ изменений региональных коэффициентов материальных затрат.— В кн.: Конференция молодых экономистов и социологов Сибири. Тезисы докладов. Вып. II. Новосибирск, 1979, с. 59—64.
2. Суслов В. И. Статистический анализ региональных коэффициентов материальных затрат.— В кн.: Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства. Новосибирск, Наука, 1979, с. 30—49.

Б. Б. РОЗИН, В. Т. ЕВРЕЦКИЙ, Л. А. СЕРГЕЕВА

### СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ФОРМИРОВАНИЯ ПЛАНОВЫХ НОРМАТИВОВ РАСХОДА ТОПЛИВА

Вопросы экономного расходования материально-технических ресурсов в народном хозяйстве имеют сейчас исключительно важное значение. Их актуальность обусловлена тем, что в составе общественного продукта значительно возросли затраты общественного труда. По оценке за 1976 г., удельный вес материальной составляющей в себестоимости промышленной продукции примерно в 2,5 раза выше уровня трудовых затрат и достигает 77%, а в отраслях легкой и пищевой промышленности — более 85%. В этой связи особенно актуальной становится проблема формирования технико-экономических нормативов использования минерально-сырьевых и топливно-энергетических ресурсов (см. [1]).

В решениях XXV съезда КПСС и в Постановлении ЦК КПСС от 12 июля 1979 г. о дальнейшем совершенствовании хозяйственного механизма поставлены конкретные задачи по повышению научного уровня планирования народного хозяйства, эффективности использования материальных ресурсов, по совершенствованию системы «нормирования и учета расхода сырья, материалов, топлива...»<sup>1</sup>, внедрению «системы научно обоснованных технико-экономических норм и нормативов»<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Материалы XXV съезда КПСС. М., Политиздат, 1976, с. 169.

<sup>2</sup> О дальнейшем совершенствовании хозяйственного механизма и задачах партийных и государственных органов (Постановление ЦК КПСС от 12 июля 1979 г.). М., Политиздат, 1979, с. 9.

В настоящей статье из всего разнообразия плановых материальных норм и нормативов мы выделяем агрегированные показатели материалоемкости, служащие основой для построения различного рода плановых балансов (см. [2]). В ряду всех балансов особое место на народно-хозяйственном уровне занимают межотраслевые и межрайонные балансы производства и потребления и соответствующие им оптимизационные модели (ОМММ). Одним из основных условий их квалифицированной разработки и применения является наличие дифференцированных по отраслям (группам отраслей) и районам норм материальных затрат, учитывающих предполагаемые в плановом периоде изменения в технике, технологии и условиях производства.

Нами предпринята попытка разработать методические подходы к построению агрегированных норм такого типа, выступающих элементами процесса итеративных оптимизационных расчетов при решении задач народнохозяйственного и территориального планирования.

Прогрессивные материальные нормы и нормативы, являясь исходной базой научного планирования, в то же время сами выступают объектом планирования и фактором, стимулирующим технический прогресс, внедрение современной техники, технологии и новых форм организации производства.

### НЕДОСТАТКИ ДЕЙСТВУЮЩЕЙ СИСТЕМЫ ФОРМИРОВАНИЯ ПЛАНОВЫХ НОРМ НА ПЕРСПЕКТИВУ

Существующая технология разработки материальных норм и нормативов ориентирована в основном на обеспечение задач текущего планирования. Ряд ее особенностей ограничивает область применения традиционной методики нормирования для разработки перспективных норм. Так, расчет уровня норм и нормативов расхода материалов базируется на существующей технологии и организации производства и на определенной структуре продукции.

С точки зрения нормативной обеспеченности комплексов перспективных плановых задач можно разделить на три класса. Первый класс составляют задачи, имеющие полное нормативное обеспечение на всех уровнях планирования, второй — с неполным нормативным обеспечением и тре-



тий — задачи, совсем не имеющие нормативного обеспечения. Большая часть решаемых в настоящее время задач народнохозяйственного и территориального планирования относится ко второму и частично к третьему классу. В этом также сказываются недостатки действующей системы формирования плановых нормативов. В частности, материальные нормы ориентированы для использования их только в расчетах и планах материально-технического снабжения в отраслевом разрезе для основного производства; прогрессивные нормы и показатели экономии материальных ресурсов, оцениваемые на базе укрупненных (групповых) отраслевых норм, не в полной мере учитывают технологические и организационные потери материалов и общую народнохозяйственную материалоемкость продукции; отсутствуют методологические основы для формирования нормативов расхода материальных ресурсов в разрезе регионов.

Отсутствие нормативной информации на определенном уровне планирования может быть вызвано тем, что ее нет на более низких уровнях планирования. Чаше, однако, бывает так, что при наличии такой информации на низком уровне она не может быть использована на более высоких уровнях из-за жесткой системы агрегирования и невозможности учесть изменения индивидуальных норм под влиянием различных факторов, действующих в плановом периоде. Главная же трудность состоит в том, что определенную часть нормативов (для территориального планирования — довольно значительную) нельзя получить на базе существующей нормативной информации, даже с помощью сложных и трудоемких расчетов. Дело в том, что действующая система формирования плановых норм на перспективу предусматривает агрегирование уже на низшем уровне по заранее регламентированным формам большей части индивидуальных нормативов. В связи с этим исключается возможность агрегирования их в других аспектах при решении плановых задач на более высоких уровнях. Кроме того, в процессе агрегирования на низшем уровне исчезают сведения о различных индивидуальных норм. В то же время необходимость использования этих дифференцированных сведений часто возникает в ходе решения плановых задач на всех уровнях.

Действительно, величина любого агрегированного норматива формируется под воздействием двух групп факто-

ров: величины первичных, индивидуальных нормативов нижнего уровня и структуры производства (его распределения по территории, предприятиям, способам производства, видам продукции и т. д.). Так как в настоящее время для установления макронормативов используются преимущественно методы экономической динамики (анализ сложившихся уровней и тенденций), влияние каждой из этих двух групп факторов на величину макронормативов нельзя разделить. Следовательно, нельзя скорректировать нормативы с учетом результатов решения соответствующих оптимизационных задач.

Между тем такая корректировка, как правило, необходима, ибо структура производства оптимального плана существенно отлична от базисной структуры. Особенно подвижны, изменчивы структуры в моделях пространственной экономики, поэтому зачастую различия в региональных нормативах отражают не столько реальную дифференциацию региональной эффективности, сколько различия сложившихся структур производства, их связей и пр. Чтобы преодолеть несоответствие между исходным и оптимальным значениями макронормативов, необходимо создать такую систему формирования нормативов, которая могла бы работать с индивидуальными нормативами, а процедуру взвешивания их по плановой структуре производства реализовать в явном виде.

Следующая трудность связана с необходимостью учета влияния научно-технического прогресса на величину макронормативов. На макроэкономическом уровне обычно используются агрегированные нормативы, в то время как научно-технические идеи, приводящие к изменению норм, возникают и реализуются на уровне предприятий, отдельных процессов, агрегатов, машин. Отмеченная проблема не может быть радикально разрешена без специальной системы, связывающей с макроэкономическими моделями этот нижний уровень, на котором протекает вся реальная деятельность по совершенствованию и созданию новых технологий и их внедрению.

Вообще, чтобы можно было учитывать влияние изменяющихся на уровне производственных объектов факторов (природных, технических, организационных и др.) на величину нормативов, последние должны выступать в виде зависимостей от факторов производства, т. е. должны строиться модели формирования нормативов ниже-

го уровня (первичных нормативов). Между тем традиционная технология разработки материальных норм практически полностью ориентирована на методы прямого счета, которые не удовлетворяют современным требованиям.

Действительно, множественность факторов, воздействующих на материалоемкость производства, наличие значительной неконтролируемой их вариации, невозможность получения полной информации предопределяет значительный элемент статистической неопределенности в плановых показателях материальных затрат, особенно для перспективных расчетов. Для такого рода расчетов пока нет достаточно точных и пригодных для повседневной плановой и аналитической практики методов определения материальных нормативов. В известные формулы их расчета, как правило, входят величины, которые не поддаются точному определению.

По существу, приводимые в литературе формулы представляют собой лишь описание порядка действий при расчете сводного показателя на основе частных показателей. Но основное содержание задачи как раз и заключается в установлении зависимости значений этих частных показателей от факторов производства. На практике такие величины обычно определяются опытным путем и, в лучшем случае, отражают уже достигнутый средний уровень, что исключает возможность их использования для расчета материальных нормативов на будущие периоды. Встает задача разработки методики широкого использования методов математической статистики и многомерной классификации при обосновании перспективных норм материальных затрат. Это, в свою очередь, создаст необходимые методологические предпосылки для использования ЭВМ в расчете перспективных норм и создания автоматизированной системы формирования агрегированных плановых норм (см. [3—5]).

#### **ПРИНЦИПАЛЬНАЯ СХЕМА ФОРМИРОВАНИЯ АГРЕГИРОВАННЫХ ПЛАНОВЫХ НОРМАТИВОВ НА БАЗЕ ИНДИВИДУАЛЬНЫХ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ МНОГОМЕРНОЙ СТАТИСТИКИ**

Основное в построении плановых, агрегированных норм — оценка их изменения в пространстве и во времени, которое происходит главным образом под влиянием

изменения индивидуальных норм и структуры производства (системы весов). Чтобы оценить плановую норму, необходимо знать будущие индивидуальные нормы и будущую структуру производства, т. е. решить задачи балансирования. Но к моменту планирования такая информация отсутствует, поэтому возникает необходимость в итеративном процессе, когда оцениваются возможные значения индивидуальных норм и задается предварительная оценка величины агрегированной нормы. В этом случае на основе приближенных значений агрегированных нормативов строят межотраслевые балансы, получают структуру производства по территории и отраслям, а взвешиванием значений индивидуальных норм по этой структуре — новые, уточненные агрегированные нормы, которые затем используются для уточнения балансовых расчетов.

Для реализации указанного итеративного процесса формирования агрегированных норм (макронормативов) разработаны принципы конструирования специальной системы формирования и преобразования экономической информации о материальных затратах. Основные из них следующие:

нормативы обоих уровней формируются и корректируются исходя из первичных нормативов;

однократный ввод первичной информации должен обеспечивать многократное ее использование для получения нормативов различного назначения и разных уровней агрегирования;

нормативы нижнего уровня задаются не системой величин, а системой моделей их формирования;

агрегирование первичных нормативов происходит в явном виде соответственно логике планирования, в качестве весов агрегирования выступает структура производства, полученная при решении оптимизационных отраслевых задач;

предусматривается возможность человеко-машинной реализации в диалоговом режиме.

Итеративный процесс конструирования агрегированных норм по предложенной схеме может быть представлен следующим образом. Первая итерация включает этапы: формирование приближенных макронормативов методами экономической динамики;

решение народнохозяйственных моделей;

формирование задания для моделей среднего уровня (отраслевых и районных);

итеративный процесс оптимизации в двухуровневой системе «отрасль — предприятие», в результате которого получают вектор показателей предприятия и отраслевую структуру производства;

получение субоптимальных макронормативов путем взвешивания показателей предприятий по отраслевой структуре.

Вторая и следующая итерации включают те же этапы, но в качестве исходных макронормативов берутся нормативы, полученные на последнем этапе предыдущей итерации.

В этой схеме объектом агрегирования выступают индивидуальные нормативы материальных затрат на производство определенного вида продукции на определенном предприятии. Признаками агрегирования, в зависимости от требований плановой задачи более высокого уровня, могут быть номенклатурные группы продукции, технологические способы, территориальное размещение производства и т. д. В качестве весов агрегирования выступает структура производства, полученная в результате решения оптимизационных отраслевых задач. Сама процедура агрегирования представляет собой ту или иную форму взвешивания первичных нормативов предприятий, входящих в данный класс, по объемам производства.

Наиболее сложной для реализации по предложенной схеме является цепочка «нормативы предприятий — отраслевые нормативы — территориальные нормативы народнохозяйственного уровня для разработки межотраслевых межрайонных плановых балансов». Выделенная часть схемы может быть детализирована следующим образом:

строится система моделей индивидуальных нормативов предприятий отрасли с включением в эти модели факторов технического уровня, организации и экономики производства, а также региональных факторов;

вся территория Союза разбивается на территориальные блоки, внутри которых вариация региональных факторов незначительна, и для каждого такого блока определяется величина норматива при фиксированных прочих условиях. Величина этого первичного территориального норматива в фиксированных условиях производства может быть рассчитана и для блоков, где в период исследования

реально отсутствуют предприятия (территориальный прогноз);

взвешиванием по запланированной внутриотраслевой структуре производства определяются макронормативы для отрасли в регионе;

определяются региональные макронормативы для группы отраслей (межотраслевое взвешивание).

**Статистические модели предприятий как генератор индивидуальных экономических нормативов материальных затрат.** Принципиальную роль в формировании макронормативов по предложенной схеме играют модели предприятий<sup>3</sup>, что обусловлено рядом обстоятельств. Предприятие является первичной самостоятельной ячейкой, непосредственно осуществляющей производство и реализацию продукции. Оно может выступать как источник (генератор) первичной экономической информации о величине и факторах затрат материальных ресурсов. Все остальные уровни выполняют в основном организационно-управленческие функции.

Предприятие — основная отчетная единица в статистике и база формирования показателей всех уровней планирования. На предприятии осуществляется непосредственная реализация научно-технического прогресса, и возможность оценки его «чистого» влияния на показатели эффективности имеется только на этом уровне. На уровне отрасли оно в значительной степени «затуманено» другими факторами и структурными сдвигами. «Чистое» влияние природных, климатических и других региональных факторов также может быть оценено лишь на уровне предприятия.

Наконец, модели предприятия служат эффективным инструментом выявления внутрипроизводственных резервов. Таким образом, они могут выступать не только в качестве источника информации, но и нести содержательную нагрузку в поиске резервов экономии материальных ресурсов.

В рассматриваемой схеме модель предприятия строится специальным образом. Ее особенность состоит прежде всего в том, что вектор выходных показателей включает главные показатели материальной емкости в данной отрасли (6—8 показателей). Расширение выходного вектора и

<sup>3</sup> Это могут быть модели как функционирования предприятий, так и их строительства и проектирования.



ужесточение требований к модели вызывают необходимость и расширения набора входных переменных: кроме факторов, характеризующих собственно производственную деятельность (технология, техника, организация), в него включаются также региональные факторы (качество и условия добычи природных ресурсов, климатические, географические условия, инфраструктурные характеристики размещения предприятий и т. д.).

Модели предприятия могут быть различного типа: линейно-программные, имитационные, сетевые, статистические и т. д. Одним из наиболее целесообразных типов представляется нам экономико-статистическая модель (ЭСМ). Это обусловлено тем, что ЭСМ — не только способ описания определенных объективных закономерностей (что является функцией любой модели), но в то же время — метод анализа, агрегирования, свертки исходной, уже существующей информации. Прочие модели требуют, как правило, поступления информации вторичной, обработанной, специально приспособленной к задаче и во многих случаях носящей прогнозный, плановый, проектный характер, т. е. не существующей в начальный период планирования.

Необходимо отметить, что элементы статистического подхода (в явной или неявной форме) используются во всех других типах моделей. В частности, применяемые в матричном планировании нормативы во многом имеют статистическую природу. При имитации экономических процессов не только информация, но и сама процедура решения задачи носит статистический характер.

**Реализуемость предложенной схемы.** Анализ плановой практики и имеющийся опыт исследований по моделированию работы предприятий свидетельствует, что на пути реализации предложенной схемы формирования и преобразования нормативов нет непреодолимых трудностей.

Во-первых, число макронормативов, при разработке которых целесообразно использовать в полном объеме указанную схему, во много раз меньше числа позиций межотраслевого баланса того или иного уровня. Изучение отчетных межотраслевых балансов, включающих порядка 100 отраслей (число позиций  $100 \times 100$ ), показывает, что для описания основной части отраслевой материалоемкости достаточно 6—8 показателей, которые определяют 80—90% всей материалоемкости. Сказанное означает,

что хорошее приближение для баланса из 10 тыс. позиций может быть достигнуто системой из 600—800 агрегированных норм для главных показателей материалоемкости, остальные плановые материальные нормативы могут быть оценены с использованием упрощенных методов.

Во-вторых, для выбранных главных показателей материалоемкости в определенной отрасли объем статистических расчетов может быть также резко снижен за счет проведения многомерной группировки предприятий по характеру связей показателей и факторов производства. Обычно число таких групп в отрасли невелико (5—10). Поскольку для каждой группы строится одна модель, то число моделей для полного описания всех предприятий отрасли не будет превышать 10. Кроме того, объем расчетов нормативов может быть дополнительно снижен и за счет неравномерного распределения объемов выпуска продукции по предприятиям отрасли. Небольшое число ведущих предприятий обеспечивает подавляющую долю производства. Следовательно, расчет нормативов только по крупным предприятиям будет давать довольно хорошее приближение к средневзвешенным по отрасли. Далее, агрегированию могут подвергаться не первичные, а групповые нормативы, для чего результаты расчетов по моделям предприятий должны подвергаться вторичной многомерной группировке. Это позволит свести число подлежащих преобразованию нормативов в отрасли по каждой позиции материалоемкости до 10—20.

Реализуемость предлагаемого подхода повышается при внедрении автоматизированных систем управления (АСУ) различных уровней и типов. Фактически в этих АСУ предусматривается циркуляция, обработка и накопление массивов информации, объем которой на несколько порядков выше, чем при построении моделей предприятий. В то же время информация в АСУ носит преимущественно пассивный характер, система ее представления и обработки не обеспечивает получения перспективных и укрупненных оценок влияния изменения условий производства на показатели материалоемкости.

С целью преодоления этих затруднений в условиях функционирования АСПР в режиме среднесрочного планирования предлагается создание библиотеки нормативных моделей. Основное назначение такой справочной информационной библиотеки — проведение оценочных и

прогнозных расчетов по определению величины различного рода нормативов (расходы и потребности в сырье, энергии, материалах, труде и др.), а также экономических показателей (производительность, фондоотдача, себестоимость и др.). Эти модели обеспечивают возможность учета влияния технического прогресса, природных факторов, изменения номенклатуры продукции и прочих организационно-экономических факторов на величину индивидуальных и средних нормативов.

Необходимо специально остановиться на вопросе о соотношении автоматизированных банков данных (АБД) и библиотеки моделей для планово-нормативных расчетов. Построение АБД решает ряд проблем информационного обеспечения. В частности, появляется возможность агрегирования фактической первичной информации в разных аспектах, учета индивидуальных особенностей объектов, резко снижается трудоемкость хранения, накопления и поиска данных и пр.

Однако АБД не решают всех проблем нормативного обеспечения перспективных плановых расчетов. Это связано с тем, что АБД оперируют с отчетной информацией, а для различного рода перспективных балансовых и оптимизационных расчетов необходимы плановые нормативы. Между плановыми и отчетными показателями имеются принципиальные различия, которые предопределяют и различия в технике их построения. Планирование — это нормативное определение действия лишь основных, определяющих факторов, отсюда плановые (расчетные) нормативы по своей природе являются величинами приближенными, включают элемент неопределенности.

Для проведения перспективных плановых расчетов надо знать оценки будущих значений нормативов. Поэтому между АБД фактических данных и плановыми задачами необходим преобразователь отчетных данных в плановые нормативы. Роль такого преобразователя может сыграть библиотека нормативных моделей предприятий. В задачи этой библиотеки входит выполнение следующих функций: свертки информации, установления ее взаимосвязей, оценки изменений нормативных материальных затрат с изменением условий производства, разработки системы индивидуальных норм и переводных коэффициентов, конструирования агрегированных норм.

## МОДЕЛИ ВАРИАЦИИ ИНДИВИДУАЛЬНЫХ НОРМ (НА УРОВНЕ ПРЕДПРИЯТИЙ). ФАКТОРЫ ВАРИАЦИИ УДЕЛЬНЫХ ЗАТРАТ В ПРОСТРАНСТВЕ И ВО ВРЕМЕНИ

Сущность задачи статистического моделирования индивидуальных норм заключается в построении зависимости показателей материальных затрат от факторов производства. Основой статистического моделирования показателей материальных затрат является изучение их вариации в пространстве и во времени. Для каждого отдельного предприятия классификация источников вариации этих показателей во времени зависит от типа решаемой задачи (нормирование, прогнозирование и т. п.) и типа исследуемого объекта. Однако здесь могут быть выделены укрупненные факторы вариации показателей, общие для всех задач и объектов.

Прежде всего вариацию показателей материальных затрат во времени на определенном предприятии можно подразделить на две части. Одна из них — следствие совокупного влияния определяемых, поддающихся учету условий и факторов производства, другая — остаточная вариация, возникающая под воздействием неконтролируемых, случайных и частично даже неизвестных факторов.

Подразделение вариации на обусловленную определенными причинами и случайную в известной мере относительно. Оно характеризует состояние наших знаний, техники измерения и учета параметров на определенный момент времени. С изменением этих условий может измениться характер деления факторов.

Определимые условия и факторы вариации показателей, в свою очередь, можно подразделить на ряд групп, а именно на изменения: 1) характера производимой продукции (различный сортамент продукции в разные календарные периоды); 2) внешних условий производства (качества сырья, обеспеченности оборудованием и т. п.); 3) состояния самого предприятия (освоение производственных мощностей, реконструкция и т. д.); 4) режима функционирования предприятия (изменения технологии, организации производства и т. д.). Если первые три группы факторов в значительной мере носят объективный характер, практически не зависят от коллектива предприятия, то последняя их группа является характеристикой

качества работы коллектива, уровня использования мощностей и т. д. Вариация показателей материальных затрат в пространственном аспекте для совокупности предприятий отрасли значительно больше, чем для отдельного предприятия во времени.

Для целей анализа пространственную вариацию, исходя из вызывающих ее причин, можно подразделить на различия: масштабов производства; технического и технологического уровней производства; уровня использования материальных ресурсов; предыстории предприятий, их «возраста»; внешней среды (природной и экономической) функционирования предприятий.

Наиболее часто объектом исследования выступает пространственная совокупность объектов. В этом случае статистическая модель формирования материальной нормы ( $N$ ) отражает зависимость изучаемого показателя от перечисленных групп факторов ( $x_i$ ):

$$N = f(x_i) + \varepsilon.$$

Конкретный вид этой зависимости определяется видом нормируемого показателя, характером исследуемого объекта, имеющейся отчетностью и т. д. Например, в лесозаготовительной промышленности устанавливалась зависимость удельного расхода электроэнергии от состава насаждений, расположения предприятия, структуры основных фондов и пр.; в цементной — зависимость удельного расхода газа от технических параметров печей, вида технологического процесса, состава сырья и т. д. Весьма интересной задачей представляется установление зависимости материалоемкости машин от их технических параметров. Подобная модель позволяет прогнозировать величину материальной нормы для новых типов машин. Такая задача решалась на примере электротехнической промышленности (см. [6]).

**Построение системы индивидуальных норм.** Обычно показатели удельных материальных затрат характеризуются не одной нормой, а системой нормативов. В такой системе нами выделяются два элемента: абсолютный уровень норм и их соотношение. Соотношение норм — это так называемые переводные коэффициенты. Выделение в системе нормативов двух элементов основано на экономическом различии производственных факторов, опреде-

ляющих величину и вариацию показателей материальных затрат.

Переводные коэффициенты представляют собой систему относительных величин, характеризующих влияние на норму факторов, положенных в основу их дифференциации. Они исчисляются как отношение материальной нормы в условиях, принятых за базисные, к остальным нормам. Таким образом, вместо системы норм мы можем использовать систему, состоящую из одной основной нормы и системы переводных коэффициентов.

Последний способ представления системы норм гораздо удобнее для различного рода планово-аналитических расчетов. Кроме того, сами переводные коэффициенты представляют собой большой самостоятельный интерес. Во многих расчетах, например влияния изменения структуры производства, достаточно знать значения переводных коэффициентов и нет необходимости использовать абсолютные значения норм. Далее, опыт исследовательских работ и данные литературных источников показывают, что относительные величины (переводные коэффициенты) значительно более устойчивы во времени, чем абсолютные значения показателей материальных затрат. Сказанное определяет статистическую оценку переводных коэффициентов как важную самостоятельную задачу исследования вопросов разработки агрегированных норм материальных затрат.

Разработка переводных коэффициентов опирается на классификацию факторов вариации удельных материальных затрат. По степени управляемости эти факторы можно подразделить на три группы.

К первой группе факторов, влияние которых учитывается дифференциацией норм, относятся те, которые для данных условий производства и уровня управления строго заданы, не подлежат изменению. Факторы этой группы отличаются также сравнительно медленным темпом изменения во времени. Они либо регламентированы на более высоких ступенях управления (вид и характер продукции), либо регулируются по своей природе в пределах рассматриваемого периода времени (технические параметры используемого оборудования, природно-климатические условия, характер сырья, местоположение предприятия и т. д.). Сюда же относятся факторы, обладающие большой инерцией (объемы и структура основных произ-



водственных фондов, структура коллектива предприятия по возрасту, стажу, образованию и т. п.).

Неуправляемые на уровне отдельного объекта (уровне «индивидуальных» норм) факторы, например природно-климатические, сравнительно стабильны во времени, за исключением происходящих с течением времени в результате деятельности людей ухудшений природной базы (более бедное сырье, отработка участка, более глубоких горизонтов и т. д.). Что же касается агрегированных норм, то даже при стабильности природных условий для индивидуальных объектов их влияние может меняться в плановом периоде за счет изменения структуры производства, т. е. удельного веса отдельных объектов, районов. Таким образом, на уровне агрегированных норм нет факторов, которые бы не влияли на их величину. Даже при условии стабильности природных условий на индивидуальном уровне агрегированные нормы будут меняться за счет изменения степени использования отдельных типов неуправляемых условий производства.

Обозначим факторы этой группы  $x_1, x_2, \dots, x_k$ .

Ко второй группе относятся факторы, влияние которых учитывается абсолютным уровнем норм. Это степень использования ресурсов, уровень организации производства и труда, качество управления, уровень технологии и т. п. В условиях данного исследуемого подразделения они могут изменяться коллективом предприятия в тех или иных пределах, и их можно назвать факторами автономного управления.

Факторы этой группы обозначим  $x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_n$ .

И наконец, третья группа факторов вариации показателей — случайные, не поддающиеся учету. Их совокупное влияние вызывает случайную вариацию показателя  $\varepsilon$ , которая определяет величину неустраиваемых, неизбежных отклонений от установленных норм. К таким факторам можно отнести, например, субъективные качества руководителей, изменения метеорологических условий, непредсказуемые проявления технического прогресса и т. д.

Теперь с использованием введенных обозначений и терминологии представим общую схему разработки системы норм.

1. Каким-либо способом (на основе знания теории процесса, экспериментальными или статистическими методами) строится целевая функция (зависимость норми-

руемого показателя от факторов производства) и накладываются ограничения на переменные.

2. Определяются возможные сочетания неуправляемых факторов  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , т. е. необходимые дифференциации норм.

3. Для каждого заданного сочетания неуправляемых условий производства задача решается на оптимум для набора управляемых факторов.

4. Для удобства работы с системой норм определяют переводные коэффициенты как отношения расчетных норм к базисной норме.

Использование изложенного способа разработки системы норм на практике связано с известными трудностями. Во-первых, во многих случаях число необходимых градаций норм велико, и, следовательно, для разработки системы норм потребуется большое число расчетов индивидуальных норм. Во-вторых, имеются трудности методического характера. Дело в том, что в отдельных случаях не представляется возможным построение полной целевой функции, дающей зависимость нормы от всех определяемых факторов на данном уровне знания природы процесса. Это часто приводит к тому, что величина переводных коэффициентов (соотношение норм) на практике оказывается недостаточно обоснованной, неточной. Последнее служит причиной разной «жесткости» норм, возникновения «выгодных» и «невыгодных» работ, значительных скачков в уровне выполнения планов, расходования ресурсов, (необоснованный перерасход или экономия).

С целью преодоления этих методических трудностей и снижения трудоемкости нормирования может использоваться другой, упрощенный метод построения системы норм. Процесс нормирования при этом складывается из двух основных этапов. Сначала на основе анализа фактической информации методами математической статистики устанавливаются переводные коэффициенты. На втором этапе методами технического нормирования с применением математических приемов определяется абсолютная величина нормы в условиях, принятых за базисные.

Этот метод нормирования предусматривает выполнение следующих операций:

1. В целевой функции  $Q = f_1(x_1, x_2, \dots, x_n, x_{k+1}, \dots, x_n) + \varepsilon$  полагают влияние групп неуправляемых и управля-

емых факторов независимым друг от друга. Переменные управляемые факторы считают постоянными и принимают их значения на уровне фактически сложившихся в данной производственной обстановке. Статистическими методами по данным текущего производственного учета устанавливается величина  $\bar{Q}_i$ , соответствующая практически возможным и необходимым сочетаниям управляемых факторов. Затем одно из сочетаний и соответствующую ему величину  $\bar{Q}_0$  принимают за условную единицу и рассчитывают систему переводных коэффициентов.

2. Для сочетания условий  $(x_1^0, x_2^0, \dots, x_k^0)$ , принятых за базисные, решают соответствующую задачу на оптимум и определяют базисную норму  $N_0$ .

3. На основе системы переводных коэффициентов и  $N_0$  восстанавливают всю систему норм.

Следует отметить, что для выполнения некоторых плано-экономических расчетов можно ограничиться только первым этапом работы — установлением системы переводных коэффициентов.

Специально остановимся на допущении о независимости влияния управляемых и управляемых факторов на показатели материальных затрат. Оно сводится к тому, что отношение индивидуальных норм ( $N_i$ ) к фактическим удельным затратам ( $\bar{Q}_i$ ) для всей системы норм одинаково, т. е.  $N_i/\bar{Q}_i = \text{const}$ .

Практика плано-нормативной работы показывает, что это допущение достаточно близко к действительности и упрощенный метод обеспечивает получение достаточно точной системы норм. Более подробно содержание задачи формирования переводных коэффициентов для норм материальных затрат можно сформулировать следующим образом: необходимо получить статистическую оценку математического ожидания соотношения значения показателей удельных затрат для разных комплексов управляемых условий производства. При этом, поскольку фактическая величина показателя  $y$  подвержена воздействию не только управляемых факторов производства, но и двух других групп факторов (управляемых и случайных), очевидно, что для определения математического ожидания соотношений (коэффициентов) необходимо располагать массовыми данными с тем, чтобы благодаря действию закона больших чисел были «погашены» ин-

дивидуальные отклонения, вызываемые влиянием второй и третьей групп факторов. Иначе говоря, число наблюдений должно значительно превышать число практически реализуемых сочетаний управляемых факторов.

Определение величины переводных коэффициентов обычно включает несколько этапов. На первом этапе выявляются факторы, оказывающие влияние на удельные затраты, и выполняется их группировка на управляемые и управляемые. Затем осуществляется предварительное качественное агрегирование, определяются нужные градации регулируемых факторов.

Способы последующей обработки информации зависят от вида ее задания в учетной документации. Если выходная информация задана в явном виде, т. е. из материалов учета каждому определенному сочетанию управляемых факторов может быть поставлено в соответствие определенное фактическое значение показателя удельных затрат, то используется следующая схема расчетов.

Определенные условия принимаются за базисные. На основе первичной информации рассчитывается последовательность индивидуальных значений переводных коэффициентов для каждого сочетания управляемых условий производства. Затем исследуется поведение этой последовательности чисел во времени. При устойчивости во времени в качестве оценки нормативных значений коэффициентов может быть принято среднее значение ряда фактических значений. Если выявляется систематическая тенденция, то следует попытаться построить функцию математического ожидания от времени. Последний этап — статистическая проверка возможности дальнейшего агрегирования управляемых условий производства для уменьшения числа коэффициентов.

При неявной форме задания информации фактические значения показателя удельных затрат обычно учитываются не по сочетаниям управляемых условий производства, а по учетным периодам. В течение каждого такого периода могут иметь место разные комбинации управляемых условий производства, и учетная величина показателя представляет собой какую-то среднюю или накопленную величину. В этом случае возникает дополнительная статистическая задача по выявлению величины показателя, соответствующей определенным значениям управляемых условий производства.

## ПРИМЕР ФОРМИРОВАНИЯ АГРЕГИРОВАННЫХ НОРМ МАТЕРИАЛЬНЫХ ЗАТРАТ

Дифференциацию факторов и порядок их учета в изложенных выше схемах поясним на конкретном примере.

Задача нормирования расхода топлива в настоящее время занимает одно из важных мест в системе нормирования расхода материальных ресурсов. Автотранспорт — один из главных потребителей жидкого топлива. Так, в Российской Федерации на перевозки грузов автомобильным транспортом в промышленности и сельском хозяйстве расходуется около 70% автомобильного бензина.

На удельный расход горючего при автотранспортных перевозках оказывает влияние ряд факторов, таких как структура автомобильного парка, состояние дорог, вид горючего, природно-климатические условия, коэффициенты использования пробега и грузоподъемности и т. д. Их можно подразделить на неуправляемые для автотранспортных хозяйств факторы (природно-климатические условия, вид используемого топлива, состояние дорог) и управляемые или частично управляемые (структура автомобильного парка, коэффициент использования грузоподъемности и пробега и т. п.). В ходе исследования нужно установить количественное влияние на удельный расход топлива первой и второй группы факторов.

Цель и способы учета этих групп факторов при построении системы норм различны. Влияние изменения природных условий, вида топлива и т. д. устанавливается для того, чтобы учесть их при дифференциации индивидуальных норм. Для одного сочетания этих условий нормы будут одни, для другого — другие. Влияние, например, коэффициентов использования пробега и грузоподъемности выявляется с другой целью: на основе зависимости между этими показателями и удельным расходом горючего определить уровень нормы. В системе норм этот фактор явно не выступает, его влияние, как и других подпадающих управлению факторов, учитывается принятой величиной нормы.

Рассмотрим конкретную методику оценки удельного расхода горючего на автотранспортные перевозки.

**Характеристика объекта исследования.** Исследование охватывало грузовые автомобильные перевозки, осуществляемые Министерством автомобильного транспорта РСФСР, на долю которого приходится основная часть транспортных средств и перевозимых грузов для предприятий союзного и союзно-республиканского подчинения. В системе министерства имеются 4 республиканских объединения, в состав которых входит 72 транспортных и территориально-транспортных управления.

В 1978 г. объем грузооборота по министерству составил более 53 млрд. ткм, или 65% всех автогрузовых перевозок РСФСР.

**Постановка задачи.** Ставилась задача оценки агрегированных плановых норм расхода горючего на уровне Министерства автомобильного транспорта РСФСР, Госплана РСФСР и Госплана СССР. Объектами оценки индивидуальных норм расхода горючего выбраны 71 транспортное управление Министерства автомобильного транспорта РСФСР (кроме ГТУ Москвы), а в качестве «весов» (структуры перевозок) выступали объемы грузооборота по этим же управлениям (в тонна-километрах) для автомобилей, работающих на бензине и дизельном топливе. В соответствии с методикой НИИПиНа, утвержденной в 1976 г., групповая норма расхода жидкого топлива на транспортные работы ( $H_w$ ) рассчитывается по формуле

$$H_w = H_w^* (1 + D), \quad (1)$$

где  $H_w^*$  — групповая норма расхода топлива с учетом транспортной работы без надбавок;  $D$  — надбавки.

Групповая норма расхода топлива без надбавок определяется по формуле

$$H_w^* = 10\rho \frac{H_{sz}}{qz}, \quad (2)$$

где  $\rho$  — удельный вес топлива;  $q$  — средневзвешенная грузоподъемность;  $z$  — коэффициент полезной работы, т. е. отношение выполненной (планируемой) работы к произведению средней грузоподъемности ( $q$ ) на общий пробег ( $s$ ),  $z = w/qs$ ;  $H_{sz}$  — средневзвешенная норма расхода топлива на пробег автомобилей при фактическом (планируемом) коэффициенте полезной работы.



Величина  $H_{sz}$  находится из равенства

$$H_{sz} = H_s + bq(2z - 1), \quad (3)$$

где  $H_s$  — средневзвешенная норма расхода топлива на пробег автомобилей при  $z = 0,5$ ;  $b$  — нормативный расход топлива на каждые 100 км (для автомобилей, работающих на бензине, он составляет 2 л, для дизельных — 1,3 л).

Общая надбавка, которая включает в себя все виды надбавок, определяется по формуле

$$D = \frac{Q_\Phi 10^6}{H_w^* w} - 1, \quad (4)$$

где  $Q_\Phi$  — общий расход топлива за отчетный период;  $w$  — объем транспортных работ за отчетный период.

Приведенные формулы представляют собой, по существу, запись алгоритма, определяющего последовательность арифметических действий при использовании отдельных структурных элементов нормы. Сами структурные элементы также являются сложными функциями от набора первичных факторов. Особенно это относится к надбавкам, которые определяются климатическими, дорожными условиями, квалификацией водителей, техническим состоянием парка и другими первичными факторами. Поэтому при статистическом моделировании индивидуальных норм расхода горючего по автотранспортным управлениям в общем случае необходимо использовать двухуровневые системы моделей.

Модель первого уровня отражает зависимость групповой нормы расхода горючего с надбавкой ( $H_w$ ) от основных элементов нормы, к числу которых следует отнести характеристики структуры автомобильного парка и его использования, а также уровень надбавок. В качестве измерителей структуры автомобильного парка, с точки зрения ее влияния на расход горючего, могут выступать два показателя: при приближенных расчетах — средневзвешенная грузоподъемность автомобиля ( $q$ ), а при более точных — средневзвешенная линейная норма расхода ( $H_s$ ). Действительно, последний показатель учитывает структуру парка не только по грузоподъемности, но и по маркам машин, их весовым характеристикам и т. д. Он характеризует суммарную норму расхода горючего без учета условий эксплуатации и рассчитывается на основе базовых норм и структуры автомобильного парка.

Измерителями уровня использования парка могут выступать коэффициент использования грузоподъемности ( $\gamma$ ) и коэффициент использования пробега ( $\beta$ ). Условия эксплуатации транспорта характеризуются величиной надбавки ( $D$ ). Следовательно, модель первого уровня может быть записана в виде

$$H_w = f_1(q, \gamma, \beta, D)$$

или

$$H_w = f_2(H_s, \gamma, \beta, D).$$

Модели второго уровня представляют зависимость каждого из элементов нормы от первичных факторов производства  $x_1, x_2, \dots, x_n$ :

$$\begin{cases} \gamma = f_2(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ \beta = f_3(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ D = f_4(x_1, x_2, \dots, x_n). \end{cases}$$

Первичные факторы можно условно подразделить на четыре группы. Первую группу составляют факторы, характеризующие структуру автомобильного парка, объем перевозок, выполняемых карбюраторными и дизельными машинами, в том числе большегрузными автомобилями и автопоездами, а также объем контейнерных перевозок. Факторы второй группы определяют эффективность использования транспортных средств. К ним относятся: протяженность маршрутов и среднее расстояние перевозок, техническая готовность и состояние транспорта, профессиональный уровень водителей и др.

В третью группу входят факторы, которые трудно поддаются измерению и оценке и в то же время оказывают существенное влияние на результаты работы. К ним относятся: состояние шин и дорожного покрытия, продолжительность работы в районах Крайнего Севера, Сибири, Дальнего Востока, Северного Кавказа, а также в зимний период, распутицу и в других тяжелых условиях. В четвертую группу объединяются факторы организационного и социального характера, такие как упорядочение учета транспортных работ и расхода горючего, организация соровнования, применение экономических санкций за перерасход топлива и методов материального стимулирования за его экономное расходование, сокращение потерь при отпуске и транспортировке горючего.

Таблица 1

Статистические характеристики показателей, включенных в модель первого уровня

Показатель	Среднее значение		Среднеквадратич. отклонение		Коэффициент вариации	
	бензин	дизельное топливо	бензин	дизельное топливо	бензин	дизельное топливо
$H_w$	90,75	54,34	9,65	11,47	10,6	21,1
$q$	4,18	10,87	0,36	1,56	8,6	14,4
$\gamma$	1,25	1,41	0,16	0,14	12,8	12,6
$\beta$	0,63	0,64	0,04	0,08	6,3	12,5
$D$	3,85	4,53	10,36	16,17	269,0	357,0

Мы ограничились построением статистической модели первого уровня и сделали попытку построить одну модель второго уровня — для надбавок ( $D$ ) как наиболее варьирующего элемента нормы. При моделировании этого элемента устанавливалась зависимость надбавок от характеристик обслуживаемых данными автотранспортными управлениями областей: географического положения, природно-климатических условий, уровня развития.

**Построение моделей.** Модель первого уровня строилась по данным за 1977 г. как по всему массиву в целом (71 автотранспортное управление), так и по отдельным географическим зонам. В табл. 1 приведены статистические характеристики изучаемых показателей при различных видах топлива (бензин и дизельное топливо) в целом по республике.

Из таблицы видна значительная дифференциация групповых норм расхода топлива по грузовым машинам, работающим на бензине (90,75) и дизельном топливе (54,34). В основном она объясняется различием грузоподъемности данных типов машин (для работающих на бензине  $q = 4,18$ , а для дизельных  $q = 10,87$ ) и удельных затрат горючего на тонну перевезенного груза.

Из приведенных в табл. 1 значений коэффициента вариации видно также, что среди рассматриваемых факторов наибольшей колеблемостью отличается надбавка к базовой норме ( $D$ ). Это показывает, что в изучаемых автотранспортных управлениях наблюдается большое раз-

личие в величине этого показателя: от максимального значения +35,6% до минимального -21%. Такая широкая вариация надбавок характеризует условия работы автотранспортных управлений как сильно дифференцированные. Так, удельная норма расхода горючего с надбавками для Сочинского управления составляет 113,7 г/ткм, а для Тамбовского, Липецкого и других управлений Центрально-Черноземной зоны — 78 — 82 г/ткм.

В связи с этим возникла необходимость разбиения всей совокупности изучаемых объектов на отдельные подсовокупности — зоны. Зоны формировались на основе как содержательного анализа, так и многомерной группировки автотранспортных управлений в пятимерном признаковом пространстве<sup>4</sup>. Всего было выделено 4 зоны и построено 10 вариантов уравнений<sup>5</sup>: отдельно для машин, работающих на бензине и дизельном топливе, в целом по РСФСР и по четырем зонам. Сравнительный анализ полученных моделей позволил сделать следующие выводы.

Все модели дают достаточно высокую точность аппроксимации ( $R^2 = 0,65 - 0,95$ ), величина  $F$ -критерия значительно превышает табличное значение для данного числа степеней свободы.

Точность моделей повышается при переходе от общих к региональным:  $R^2$  в региональных моделях выше, а  $\sigma_{\text{ост}}^2$  в большинстве случаев уменьшается в 2—3 раза. Это подтверждает гипотезу о целесообразности построения региональных моделей.

Точность модели первого уровня повышается также при использовании в качестве характеристики структуры автомобильного парка вместо средневзвешенной грузоподъемности ( $q$ ) средневзвешенной линейной нормы ( $H_w$ ). Так, например, для машин, работающих на дизельном топливе, модель по всей республике имеет следующий вид: в первом варианте

$$H_w = -0,046 q - 0,204 \gamma - 0,434 \beta + 0,619D,$$

$$R^2 = 0,65; \sigma_{\text{ост}}^2 = 48,03; F = 31,43;$$

<sup>4</sup> Для многомерной группировки использовались алгоритм и программа «Рельеф» (см. [7, с. 198]).

<sup>5</sup> Для построения уравнений использовалась программа «Регрессия», написанная Л. В. Говорской в кодах М-220 (см. [7, с. 216]).

во втором варианте

$$H_w = 0,228H_s - 0,149\gamma - 0,438\beta + 0,567D,$$

$$R^2 = 0,70; \sigma_{\text{ост}}^2 = 41,45; F = 39,03.$$

В целом точность моделей для машин, работающих на бензине, выше, чем для дизельных. Основной причиной вариации норм расхода горючего для грузовых автомобилей выступают различия в величине надбавок, а главным фактором снижения расхода — повышение коэффициентов использования пробега и грузоподъемности.

Модель второго уровня строилась как зависимость величины надбавок от характеристик областей. Для машин, работающих на бензине, она имеет следующий вид:

$$D = 119,37 + 0,92x_1 - 0,105x_2 - 1,002x_3 - 0,053x_4 + 0,001x_5,$$

где  $x_1$  — географическое положение (долгота условного центра области);  $x_2$  — средняя температура в январе;  $x_3$  — средняя температура в июле;  $x_4$  — размер области (процент городского населения);  $x_5$  — характеристика рельефа местности (высота над уровнем моря).

**Расчет переводных коэффициентов.** Переводные коэффициенты для групповой нормы расхода горючего (бензин и дизельное топливо) рассчитывались как отношение норм расхода для каждого из исследуемых автотранспортных управлений к базовой норме. В качестве базовой принята норма расхода горючего для условий Московской области за 1975, 1976, 1977 гг. Выявлена сравнительно хорошая устойчивость коэффициентов во времени, что позволило подойти к использованию среднегодовых значений этих коэффициентов.

Широкий диапазон колеблемости коэффициентов (для нормы расхода бензина — от 0,72 до 1,31, дизельного топлива — от 0,55 до 1,70) показал целесообразность уменьшения их числа. Для этого с помощью программы и алгоритма «Рельеф» выполнена вторичная группировка автотранспортных управлений по величине коэффициентов, что позволило уменьшить их число с 213 (по каждому виду топлива) до 4—5. Признаками группировки выступали значения коэффициентов в каждом году исследуемого периода.

Результаты расчета норм расхода топлива и переводных коэффициентов по выборке из 10 объектов

Наименование объектов	Значения факторов				Расчетная величина	
	$\alpha$	$\gamma$	$\beta$	$D$	норм расхода	переводных коэффициентов

Для машин, работающих на бензине

Западно-Сибирское . . .	5,23	1,20	0,573	23,2	104,88	1,23
Сахалинское . . . . .	4,33	1,26	0,577	25,2	110,13	1,29
Южно-Уральское . . . .	3,85	1,21	0,663	5,9	92,4	1,08
Башкирское . . . . .	4,60	1,21	0,633	13,7	91,081	1,67
Архангельское . . . . .	4,01	1,20	0,550	13,9	116,58	1,03
Калининградское . . . .	4,18	1,41	0,640	-3,6	83,49	0,98
Московское . . . . .	3,79	1,21	0,685	0,5	85,493	1,00
Сочинское . . . . .	2,92	1,07	0,644	8,5	112,523	1,32
Северо-Кавказское . . . .	3,91	1,09	0,660	-11,6	86,774	1,01
Краснодарское . . . . .	4,17	1,12	0,649	-5,5	86,949	1,02

Для машин, работающих на дизельном топливе

Западно-Сибирское . . .	8,91	1,20	0,573	0,9	55,01	1,03
Сахалинское . . . . .	13,7	1,05	0,577	31,8	70,43	1,32
Южно-Уральское . . . . .	13,29	1,09	0,562	28,6	73,70	1,38
Башкирское . . . . .	9,74	1,27	0,633	16,0	56,26	1,05
Архангельское . . . . .	10,52	1,45	0,490	21,8	76,138	1,42
Калининградское . . . . .	8,47	1,10	0,700	4,4	51,528	0,96
Московское . . . . .	13,26	0,96	0,691	2,5	53,444	1,0
Сочинское . . . . .	10,64	1,00	0,602	-10,4	49,309	0,92
Северо-Кавказское . . . .	10,4	1,11	0,752	-32,7	31,263	0,58
Краснодарское . . . . .	10,37	1,2	0,870	10,7	47,863	0,90

**Построение системы индивидуальных норм.** Для иллюстрации методики построения этой системы по общей схеме использована выборка из общей совокупности (за 1977 г.). В нее вошли 10 объектов: Западно-Сибирское, Сахалинское, Южно-Уральское, Башкирское, Архангельское, Калининградское, Московское, Сочинское, Северо-Кавказское и Краснодарское автотранспортные управления. В основе отбора лежал принцип наиболее достоверного отражения всего диапазона вариации удельных расходов топлива. Результаты расчета норм расхода и переводных коэффициентов по данной выборке приведены в табл. 2.



Таблица 3  
Изменение агрегированной нормы расхода бензина за счет изменения индивидуальных норм

Наименование объекта (транспортного управления)	Планируемое изменение элементов нормы*			Расчетное изменение нормы $\Delta H_w$	Базисная структура перевозок, % от общего объема
	$\Delta q$	$\Delta y$	$\Delta \beta$		
Западно-Сибирское . . . . .	0,370	0,050	0,010	-5,91	9
Сахалинское . . . . .	0,070	0,000	0,000	-0,55	7
Южно-Уральское . . . . .	0,050	0,000	0,010	-1,56	14
Башкирское . . . . .	0,010	0,010	0,002	-0,88	13
Архангельское . . . . .	0,060	0,000	0,010	-1,49	6
Калининградское . . . . .	0,003	0,020	0,001	-0,47	5
Московское . . . . .	0,010	0,040	0,001	-2,47	16
Сочинское . . . . .	0,040	0,010	0,004	-1,32	8
Северо-Кавказское . . . . .	0,090	0,010	0,010	-2,50	11
Краснодарское . . . . .	0,030	0,110	0,001	-5,85	11
Величина изменения агрегированной нормы				-2,4	

\*  $\Delta D$  по всем объектам — нулевое.

Таблица 4  
Изменение агрегированной нормы расхода бензина за счет изменения структуры перевозок

Наименование объекта (транспортного управления)	Расчетная базисная норма (1977 г.)	Структура перевозок, %	
		базисная	плановая
Западно-Сибирское . . . . .	404,88	9	10
Сахалинское . . . . .	110,13	7	8
Южно-Уральское . . . . .	92,4	14	13
Башкирское . . . . .	91,08	13	14
Архангельское . . . . .	116,58	6	5
Калининградское . . . . .	83,49	5	4
Московское . . . . .	85,493	16	17
Сочинское . . . . .	112,523	8	9
Северо-Кавказское . . . . .	86,774	11	10
Краснодарское . . . . .	86,949	11	10
Средневзвешенная по структуре норма . . . . .		94,88	95,26
Величина изменения агрегированной нормы . . . . .			+0,389

Использование системы норм для оценки изменения агрегированной нормы. С использованием рассмотренного модельного аппарата достаточно легко и просто подсчитать изменения агрегированной нормы за счет как изменения индивидуальных норм, так и структуры перевозок.

Результаты подобного рода расчетов приведены в табл. 3 и 4. Для базисного и планового периодов задавались значения четырех исследуемых факторов и структуры перевозок. Весь объем перевозок по автотранспортным управлениям принят за 100%. Структура перевозок (система весов) определялась в соответствии с их объемом по каждому управлению от общего объема. В качестве базисного периода для выборки из 10 объектов принят 1977 г., планового — 1978 г. Расчеты проводились для машин, работающих на бензине.

При наличии группировки анализируемых объектов (по регионам, отраслям и т. д.) можно также оценить изменения соответственно региональных, отраслевых агрегированных норм и т. д.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Научно обоснованные нормативы — база планирования. — Плановое хозяйство, 1977, № 9, с. 3—7.
2. Методы разработки материальных балансов. М., Экономика, 1977.
3. Гарецкий С. Опыт применения статистических методов в анализе хозяйственной деятельности предприятий. — Вестник статистики, 1970, № 5, с. 23—30.
4. Горшунов М. Д., Соколов В. В. Нормирование расхода материальных ресурсов с применением ЭВМ. М., Экономика, 1974.
5. Совершенствование нормирования материальных ресурсов для планирования промышленности и капитального строительства. М., 1977. (Сб. научных трудов НИИПиНа при Госплане СССР).
6. Розин Б. Б., Мкртчян М. Ц., Беккер А. В. Нормирование расхода материалов на основе экономико-статистической модели (на примере электромашиностроения). — В кн.: Распознавание образов и регрессионный анализ в экономических исследованиях. Новосибирск, 1972, с. 216—231.
7. Экономико-статистическое моделирование в промышленности (Методологические и методические вопросы). Новосибирск, Наука, 1977.

## СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие . . . . .	5
<i>Б. Б. Розин, М. А. Ягольницер.</i> Гибридные экономико-статистические модели (подходы к построению и области применения) . . . . .	7
<i>И. Г. Багиров.</i> Прогнозирование экономических показателей с помощью моделей управляемых случайных процессов . . . . .	55
<i>А. В. Беккер.</i> Построение статистического критерия для оценки и сравнения хозяйственной деятельности предприятий отрасли . . . . .	62
<i>В. С. Канев, В. С. Пыхалов.</i> Оптимальное планирование эксперимента по оценке параметров одной нелинейно параметризованной гипотезы . . . . .	68
<i>Л. Я. Шкрабин.</i> Статистико-оптимизационный подход в отраслевом планировании . . . . .	73
<i>В. А. Бажанов, В. М. Соколов, Л. Я. Шкрабин.</i> Пути формирования и анализа вариантов плана отраслевой системы в условиях неопределенности . . . . .	82
<i>Н. М. Журавель, В. В. Радченко.</i> Постановка некоторых задач обработки экспертиз в отраслевом прогнозировании с помощью теоретико-игрового подхода . . . . .	96
<i>Н. М. Журавель.</i> Проблемы связи централизации и агрегирования в управлении промышленным производством . . . . .	112
<i>А. В. Беккер, Е. В. Виноградова.</i> Определение уровней повышения эффективности хозяйственной деятельности предприятий отрасли на планируемый период . . . . .	132
<i>Л. А. Сергеева, М. А. Ягольницер.</i> Модели формирования вариантов развития эксплуатируемых нефтяных месторождений . . . . .	138
<i>Г. Л. Чудновский.</i> Учет стохастичности и надежности при обосновании обеспеченности запасами нефти . . . . .	156
<i>В. Д. Павленко.</i> Модель развития черной металлургии (стабильное производство) . . . . .	163
<i>В. М. Кучмин.</i> Статистический контроль исходной информации в задачах планирования и управления производством . . . . .	167
<i>Д. И. Гузун, В. И. Сулов.</i> Статистический анализ динамики региональных коэффициентов материальных затрат . . . . .	183
<i>Б. В. Розин, В. Т. Еврецкий, Л. А. Сергеева.</i> Статистические методы формирования плановых нормативов расхода топлива . . . . .	198

## ЗАМЕЧЕННЫЕ ОПЕЧАТКИ

На с. 154 14—16-ю строки снизу следует читать «размерностью пространства факторов, а также увеличением степени влияния на добычу плотности сетки скважин ( $X_{12}$ ) целесообразно было построить модель...» и далее по тексту.

На с. 224 вторую строчку заголовка к табл. 4 следует читать: «счет изменения структуры перевозок».

К кн. «Комплексные подходы к построению и применению экономико-статистических моделей».

## КОМПЛЕКСНЫЕ ПОДХОДЫ К ПОСТРОЕНИЮ И ПРИМЕНЕНИЮ ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

(Серия: Статистические методы  
в экономических исследованиях)

Ответственные редакторы *Бенциан Борисович Розин,*

*Мэри Львовна Луцакел*

Утверждено к печати Институтом экономики  
и организации промышленного производства  
СО АН СССР

Редактор издательства *И. Г. Зыкова*  
Художественный редактор *В. И. Желнин*  
Художник *В. В. Растегаев*  
Технический редактор *Ф. Ф. Орлова*  
Корректоры *Г. Д. Смоляк, В. К. Тришина*

ИБ № 10290

Сдано в набор 16.04.80. Подписано к печати 13.03.81. МН-05534.  
Формат 84×108<sup>1/2</sup>. Бумага машинописанная. Обыкновенная гар-  
нитура. Высокая печать. Усл. печ. л. 11,8. Усл. кр.-отт. 12,01.  
Уч.-изд. л. 12,6. Тираж 1600 экз. Заказ 133. Цена 2 р. 20 к.

Издательство «Наука», Сибирское отделение. 630099, Новоси-  
бирск, 90, Советская, 18.  
4-я типография издательства «Наука». 630077, Новосибирск, 77,  
Станиславского, 25.