



**МАТЕМАТИКО-
СТАТИСТИЧЕСКИЕ
МЕТОДЫ
В ЭКОНОМИЧЕСКОМ
АНАЛИЗЕ
И ПЛАНИРОВАНИИ**

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ
ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ И ОРГАНИЗАЦИИ
ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА

**МАТЕМАТИКО-
СТАТИСТИЧЕСКИЕ
МЕТОДЫ
В ЭКОНОМИЧЕСКОМ
АНАЛИЗЕ
И ПЛАНИРОВАНИИ**

Ответственный редактор
докт. экон. наук *Б. Б. Розин*



ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ
Новосибирск. 1983

Математико-статистические методы в экономическом анализе и планировании. — Новосибирск: Наука, 1983 (Серия: Статистические методы в экономических исследованиях).

В сборнике рассматриваются методические и методологические проблемы анализа и прогнозирования экономических показателей промышленного производства. Исследуются вопросы комбинированного применения различных методов прикладной математики для построения моделей с переменной структурой, статистической аппроксимации сложных многомерных моделей при помощи многофакторных регрессий, учета характеристик надежности при согласовании плановых решений и др.

Книга рассчитана на специалистов, интересующихся применением математико-статистических методов в экономических исследованиях.

ПРЕДИСЛОВИЕ

Настоящий сборник является шестым выпуском в серии «Статистические методы в экономических исследованиях».

Серия открылась коллективной монографией «Экономико-статистическое моделирование в промышленности» (1977 г.), в которой был обобщен и систематизирован опыт применения статистических методов и моделей в экономическом анализе и прогнозировании показателей промышленного производства.

В последующих выпусках серии развивались идеи и методы, изложенные в первой монографии. В частности, в сборнике «Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства» (1978 г.) основное внимание уделено использованию методов распознавания образов при анализе и учете неоднородности экономических совокупностей, решению оптимизационных задач и агрегировании экономической информации. В сборнике «Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства» (1979 г.) освещается главным образом проблема формирования и преобразования экономической информации в системе моделей территориально-производственного планирования. Выпуск «Комплексные подходы к построению и применению экономико-статистических моделей» (1981 г.) посвящен в основном вопросам комбинированного использования ряда методов прикладной математики для конструирования гибридных экономико-статистических моделей с заданными свойствами. В монографии В. М. Соколова «Статистическое моделирование технико-экономических показателей производственных процессов» (1982 г.) рассмотрены некоторые аспекты нахождения оптимальных характеристик деятельности предприятий,

прогнозирования показателей развития отраслевых систем на средне- и долгосрочную перспективу, построения имитационных моделей предприятий. Во всех книгах серии нашли отражение проблемы применения статистических методов для решения прикладных экономических задач.

Особенностью предлагаемого сборника является его ориентация на использование не только статистических, но и теоретико-вероятностных подходов и решение новых типов планово-экономических задач (в частности, оценка надежности плановых решений, формирование оптимальной структуры управления и др.).

Тематически статьи сборника подразделяются на две взаимосвязанные части. Первая посвящена проблемам совершенствования аппарата экономико-статистического моделирования (статьи Б. Б. Розина, М. А. Ягольнищера, В. С. Канева, А. К. Товарова и др.). Вторая часть содержит методику и практические результаты использования теоретико-вероятностных подходов и методов многомерно-го статистического анализа для выбора оптимальной траектории развития производственной системы, оценки надежности плановых решений, разработки долгосрочных экономических нормативов, выбора рациональной структуры управления и т. п.

Б. Б. РОЗИН, М. А. ЯГОЛЬНИЩЕР

МОДЕЛИ С ПЕРЕМЕННОЙ СТРУКТУРОЙ В ИССЛЕДОВАНИИ ДИНАМИКИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

1. СВОЙСТВА ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ И ТИПЫ СТАТИСТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

Проблема выявления и учета динамики экономических показателей и факторов производства, учета изменений во времени существующих сложных зависимостей между признаками — одна из наиболее сложных в статистическом моделировании, и до настоящего времени еще не получила радикального решения. Особенно актуальна проблема динамики при использовании статистических моделей в планировании, когда речь идет о прогнозировании значений показателей в будущий период. Это определяет необходимость поисков и опробования различных подходов к описанию динамики.

Возможность прямого экспериментирования в экономике затруднена. Вследствие этого экономическая наука в основном использует результаты косвенного эксперимента, т. е. наблюдения и измерения показателей функционирования реальных экономических объектов. Такие наблюдения и измерения, как правило, представляют собой временные ряды изучаемых экономических показателей. Построение моделей на основе этой информации и эксперимент на модели позволяют анализировать поведение экономической системы в прошлом и прогнозировать ее будущие состояния.

В основе построения экономико-статистической модели (ЭСМ) любого типа лежит определенная концепция о моделируемой экономической системе (объекте), основанная на учете ее характерных особенностей (свойств).

В настоящее время общепринятой является точка зрения на экономические объекты как на сложные большие системы. Понятие «сложная система» включает в себе как один из элементов неопределенность поведения, неполноту информации о будущих состояниях системы. Итак, первая характерная особенность (свойство), подлежащая учету при моделировании экономической динамики, — стохастический характер поведения экономических объектов. Под стохастичностью понимается невозможность однозначного определения будущих значений выходных показателей на основе информации об их предьстории и значениях входных показателей. Можно указать несколько причин, обуславливающих стохастичность экономических процессов. Во-первых, это неполнота наших знаний об изучаемом процессе; во-вторых, то, что поведение определенной части входных показателей является случайным, плохо поддается измерению и прогнозированию (природно-климатические факторы, развитие и влияние научно-технического прогресса, различного рода субъективные факторы и т. д.); в-третьих, принципиальная неполнота любой математической модели, ее приближенный характер; и, наконец, погрешность исходных статистических данных.

Следующее свойство сложных экономических систем, подлежащее учету при моделировании их поведения, — у п р а в л я е м о с т ь. Управление заключается в целенаправленном изменении регулируемых входных показателей системы. Экономические системы обладают тем свойством, что, по крайней мере, часть их входных показателей поддается регулированию, изменению в области допустимых значений. Конкретные значения регулируемых

входных показателей являются характеристиками принимаемых управляющих решений.

Третье принципиальное свойство экономических систем — инерционность. Под инерционностью понимается зависимость состояния экономической системы в каждый данный момент времени от ее предыдущих состояний. Инерционность обусловлена невозможностью в небольшие отрезки времени коренным образом изменить технологическую структуру экономических процессов. Это объясняется несколькими причинами. Одна из них связана с запаздыванием отдачи от капитальных вложений (лаги); вторая — с запаздыванием информации о необходимости принятия новых управляющих решений; третья — с запаздыванием реакции управления на изменение ситуации. Степень инерционности экономических процессов зависит от уровня иерархии исследуемой экономической системы: чем он выше, тем, как правило, сильнее инерционность.

В зависимости от того, на учете какого (или каких) свойств экономических систем делается акцент, модели экономической динамики можно подразделить на два крупных класса: экономико-статистические модели со стабильной и переменной структурой¹.

ЭСМ со стабильной структурой ориентированы в основном на учет свойства стохастичности, для них характерно описание будущих состояний экономического объекта при помощи экстраполяции закономерностей его поведения в прошлом. При построении ЭСМ такого типа принимается, что поведение экономической системы на всем анализируемом отрезке времени описывается одним и тем же случайным процессом, что равносильно предположению о постоянстве свойств экономической системы во времени.

В основе корректного применения ЭСМ со стабильной структурой лежит одна из характерных особенностей экономических систем — их инерционность, невозможность существенного изменения состояния экономической системы за малые промежутки времени. Управляющим воздействиям нужно определенное время для их срабатывания. В пределах времени срабатывания управляющих воздействий применение ЭСМ со стабильной структурой вполне оправдано.

Модели с переменной структурой ориентированы на получение информации о возможных состояниях экономи-

ческого объекта для различных управляющих решений, они учитывают возможные качественные изменения в поведении изучаемого объекта в результате воздействия новых управляющих решений. Эти модели одновременно отражают два основных свойства экономических систем — стохастичность и управляемость. С содержательной точки зрения использование ЭСМ с переменной структурой соответствует принятию гипотезы об изменяющейся во времени эффективности использования производственных ресурсов.

Учет свойства управляемости экономических систем при конструировании модели означает, что для описания поведения экономического процесса на разных отрезках времени (на различных этапах развития объекта) должны использоваться модели с различной структурой.

В основе построения ЭСМ с переменной структурой лежит гипотеза о том, что поведение экономической системы на временном интервале ее развития описывается разными случайными процессами. Они реализуют более сложную вероятностную конструкцию по сравнению с моделями со стабильной структурой.

Выбор того или иного типа модели для описания динамики конкретного экономического процесса зависит от степени его инерционности и управляемости. Естественно, что модели с переменной структурой представляют более общий класс моделей экономической динамики, включающий в себя и класс моделей со стабильной структурой. Однако, несмотря на большую универсальность моделей с переменной структурой, они не исключают использования первого типа моделей. Дело в том, что модели со стабильной структурой, реализующие гипотезу о стационарном или о приводимом к стационарному случайном процессе, отличаются сравнительной простотой конструкции. Если гипотеза о стационарности случайного процесса подтверждается, то применение моделей со стабильной структурой достаточно эффективно.

Построение моделей с переменной структурой — это один из основных путей повышения адекватности моделей реальным процессам. Однако при этом необходимо учесть резкое нарастание сложности конструкции модели в связи с введением требования изменчивости структуры. Поэтому в каждом конкретном случае выбранная форма модели является воплощением необходимого компромисса между содержательными, конструктивными и потребительскими свойствами.

¹ Под структурой ЭСМ понимается набор входных и выходных переменных, форма их взаимосвязи, параметры модели.

2. ОСНОВНЫЕ ПРИЧИНЫ ИЗМЕНЧИВОСТИ СТРУКТУРЫ МОДЕЛИ

Главными причинами изменчивости характера статистических зависимостей во времени являются реализация достижений научно-технического прогресса, этапность развития предприятий (освоение, стабильное функционирование, «старение»), изменение природных условий в добывающих отраслях промышленности.

В последние десятилетия главным фактором экономического развития становится научно-технический прогресс. Возможность роста экономики за счет экстенсивных факторов резко сужается. Определяющим является интенсивный путь развития, поэтому конкретные темпы научно-технического прогресса становятся необходимым условием развития экономики. Под техническим прогрессом понимается процесс совершенствования средств, предметов и продуктов труда, технологии, организации и управления производством, ведущий к повышению его эффективности. В качестве интегральной характеристики реализации достижений технического прогресса на конкретном объекте в определенный период времени выступает показатель технического уровня производства. Другими словами, технический уровень производства — это общий результат непосредственных проявлений технического прогресса на некоторый фиксированный момент времени для определенного объекта.

Статистическая модель производственного объекта (предприятия, объединения, отрасли), как правило, характеризует зависимость между входами (факторами производства) и выходами (результатами производства) исследуемой экономической системы, а также связь между входами системы. Описываемый моделью типа «затраты-выпуск» способ преобразования ресурсов в продукцию может быть назван абстрактной технологией производства. Реализация достижений научно-технического прогресса и проявляется в изменении абстрактной технологии (способа преобразования), ее основных характеристик. К числу последних можно отнести эффективность преобразования, т. е. соотношение между затратами и результатом; показатель, характеризующий влияние масштабов производства на его результаты; степень взаимозаменяемости ресурсов.

Характер влияния технического прогресса на абстрактную технологию (эффективность преобразования ресурсов в продукцию), а следовательно, и структура динамической

модели зависят от типа и формы технического прогресса, масштаба изучаемого объекта, его положения на траектории развития и др.

Технический прогресс протекает во времени — прогрессивные изменения элементов производственного процесса и в пространстве — распространение более совершенных элементов в некоторой производственной системе, например отрасли (по терминологии Э. Япча [1], соответственно «вертикальный» и «горизонтальный» технический прогресс)². На уровне предприятий преимущественно проявляется «вертикальная» форма, хотя для отрасли в целом это может быть проявлением «горизонтального» технического прогресса.

Технический прогресс можно также подразделить на капиталоемкий (овеществленный), требующий существенных инвестиций, и не требующий больших капитальных вложений (неовеществленный). Последний проявляется в совершенствовании методов организации и управления производством.

Рассмотрим влияние перечисленных выше форм технического прогресса на абстрактную технологию отдельно для промышленного предприятия и совокупности предприятий (подотрасль, отрасль).

Для отдельного предприятия реальные возможности изменения абстрактной технологии зависят от его положения на траектории развития. В период функционирования, когда производственные фонды освоены, возможности изменения масштабов и соотношений в затратах ресурсов ограничены. Здесь речь может идти в основном о неовеществленном техническом прогрессе. Структура модели на таких участках траектории развития либо стабильна, либо меняется достаточно плавно.

Другая картина наблюдается при исследовании долгосрочной перспективы развития предприятия, где возможности маневра значительно шире и могут реализоваться обе формы технического прогресса — овеществленный и неовеществленный. Например, в период проектирования возможности маневра очень широки, меньше они в период строительства предприятия, его реконструкции, коренного изменения технологии и т. д. Таким образом, долгосрочное развитие предприятия включает несколько абстрактных технологий и областей перехода от одной к другой. Такое развитие может быть корректно описано с по-

² «Горизонтальный» технический прогресс также протекает во времени.

мощью моделей с переменной структурой, под которой понимается совокупность ряда моделей, описывающих каждую разновидность абстрактной технологии (технический уровень), а также переходные периоды между ними. Переходный период во многом определяется характером реализуемого технического прогресса. Естественно, что для случая овеществленного технического прогресса он более длителен и ярче выражен, чем для неовеществленного.

Резюмируя, можно сказать, что с точки зрения технического прогресса различие между моделями со стабильной структурой (краткосрочными) и переменной структурой (долгосрочными) заключается в том, что первые предполагают введение жестких ограничений на наличие установленного оборудования и возможность его замены. Вторые предполагают лишь ограничения на накопленный фонд реализуемых технических альтернатив развития. Различия между типами моделей и лежащими в их основе гипотезами в некоторой степени относительно. Они зависят от скорости физического и морального износа оборудования, технологий и других элементов технического прогресса. Поэтому в различных отраслях, а также в одной отрасли в разные периоды времени темп изменения технологии будет разным.

Для совокупности объектов процесс изменения абстрактной технологии разновременен: отдельные объекты находятся на различных участках траектории развития, имеют различный технический уровень. Поэтому границы между технологическими периодами нечеткие. Степень размытости границ зависит от числа объектов в системе. Чем их больше, тем более растянуты переходные периоды и тем плавнее ведет себя траектория развития.

Кроме описания отраслевой системы в целом или на уровне отдельных объектов при изучении экономических последствий технического прогресса возникает дополнительная задача исследования процесса распространения технологических новшеств в совокупности — «горизонтального» технического прогресса.

Вторая важная причина изменения структуры связей показателей и факторов производства во времени — это предыстория развития и функционирования предприятия.

В общих чертах история развития предприятия включает стадии проектирования, строительства, эксплуатации. Последняя в свою очередь может быть подразделена на периоды освоения, стационарного (стабильного) функ-

ционирования и старения. Каждой крупной стадии соответствуют свои характерные задачи исследования, степени свободы изменения масштабов и соотношений факторов производства, а следовательно, и специфические формы моделей. В свою очередь, каждый период эксплуатации предприятий (освоение, стабильное функционирование, старение) характеризуется набором переменных, влияющих на моделируемый показатель, различной ролью отдельных переменных и разной скоростью изменения показателей во времени. Для каждого из перечисленных выше периодов развития промышленного объекта характерна своя динамика экономических показателей и свои специфические функции преобразования затрат ресурсов в готовую продукцию. Как правило, первый и третий периоды характеризуются быстрыми темпами изменения экономических показателей и сравнительно низкой эффективностью производственного процесса, второй — относительно медленными темпами изменения экономических показателей и наиболее быстрыми изменениями эффективности. Поэтому и структуры моделей для этих периодов должны быть разными.

Следующая важная причина нестабильности структуры влияния переменных во времени — изменение природных факторов. Особенно отчетливо это обстоятельство проявляется в добывающих отраслях промышленности. Понятие «природные факторы» весьма широко — оно охватывает все элементы окружающей природы, оказывающие влияние на эффективность производственной деятельности промышленных объектов. Эти факторы можно подразделить на две основные группы: непосредственно участвующие в материальном производстве (естественные ресурсы) и не участвующие в производстве, но оказывающие влияние на его результаты (природные условия). Наиболее динамичными являются качество естественных ресурсов, а также та часть природных условий, которая характеризует горно-геологические условия залегания естественных ресурсов. Как правило, с течением времени эта часть факторов претерпевает определенные изменения, в основном в сторону ухудшения параметров (увеличивается глубина залегания, уменьшаются запасы, снижается пластовое давление, увеличивается обводненность и т. д.).

Помимо трех названных факторов есть еще группа значительно менее четко выраженных причин изменения структуры связей в динамике. Часто их объединяют под названием «фактор времени». Это своеобразный общий фактор, аккумулирующий (опосредующий) в себе влияние

целого комплекса реальных причин развития процесса (частью измеримых, частью неизмеримых). В этом плане можно провести аналогию между «фактором времени» и географическим положением предприятия, за которым (особенно в добывающих отраслях) также стоит целый комплекс реальных факторов производства. Нагрузка на «фактор времени» в моделях во многом зависит от их структуры: она тем меньше, чем больше факторов развития удается ввести в модель в явном виде. Однако полностью влияние этого косвенного, аккумулирующего измерителя не может быть устранено из-за действия целого ряда неизмеримых факторов (например, повышение опыта, уровня знаний работников и т. п.). Время в моделях экономических показателей работы промышленных объектов может выступать в двух формах:

в форме календарного времени с общей начальной точкой отсчета для всех объектов совокупности;

в форме «возраста» предприятия, времени его функционирования.

В последнем случае начальные точки отсчета различны для объектов, введенных в эксплуатацию в разные периоды, т. е. объектов разных «поколений».

На первый взгляд может показаться, что эти две формы измерения времени дублируют друг друга. Между ними действительно существует тесная взаимосвязь, однако суть их различна. Показатели календарного времени, введенные в модель, включают в себя все, что связано с тенденцией развития моделируемого объекта и не нашло явного отражения в независимых переменных модели. «Возрастной» фактор дифференцирует предприятия с одинаковым значением календарного времени на разные «поколения», тем самым учитываются в неявной форме многие качественные стороны, отличающие предприятия, в разные периоды введенные в эксплуатацию.

Все указанные причины изменения структуры связей действуют не изолированно одна от другой, а, как правило, совместно. При этом существуют взаимосвязи между отдельными группами причин (например, те или иные природные условия определяют тип используемой технологии и техники). В конечном итоге получается довольно сложная картина изменения структуры влияний переменных, что определяет актуальность и важность разработки статистических методов выявления и учета этого факта.

3. КЛАССИФИКАЦИЯ ДИНАМИЧЕСКИХ ЭСМ

Методические подходы к построению моделей с переменной структурой во многом определяются исходной информационной базой и объектом моделирования. Поэтому их рассмотрение целесообразно начать с классификации динамических моделей.

В основу выделения рассматриваемых типов динамических моделей положено два классификационных признака: метод прогнозирования показателей и объект моделирования. По первому признаку следует различать прогнозирование путем экстраполяции

закономерностей изменения самого значения показателя;

модели прошлого периода и закономерностей изменения независимых переменных;

закономерностей изменения во времени параметров модели и независимых переменных.

По объекту моделирования различаются динамические модели отдельного объекта и динамические модели совокупности объектов.

Сочетание двух указанных классификационных признаков приводит к выделению таких типов динамических моделей, как одномерные и многомерные модели отдельного объекта и многомерные модели совокупности объектов. При этом следует подчеркнуть, что последний тип моделей также относится к уровню отдельного объекта. Отличие заключается лишь в форме представления исходной информации и в способах построения моделей. Обозначим: n — число изучаемых объектов; y_{it}^l — значение l -го моделируемого показателя i -го объекта в t -м периоде ($i = \overline{1, n}$; $l = \overline{1, k}$; $t = \overline{1, T}$); x_{it}^r — значение r -го фактора производства для i -го объекта в t -м периоде ($i = \overline{1, n}$; $r = \overline{1, p}$; $t = \overline{1, T}$). Тогда исходная информация для одномерной модели отдельного объекта характеризуется $n = 1, k = 1, p = 0, t \gg 1$. Для многомерной модели отдельного объекта $n = 1, k \geq 1, p \geq 1, t \gg 1$. Для моделей, построенных на основе данных о совокупности объектов, $n \gg 1, k \geq 1, p \geq 1, t > 1$.

Одномерные динамические модели отдельных объектов либо могут иметь самостоятельное значение как инструмент анализа динамики показателей их прогнозирования, либо являться вспомогательным элементом при построении общей динамической модели совокупности объектов.

Методы исследования динамических рядов отдельного показателя относятся к наиболее распространенным. Име-

ется довольно богатый формальный аппарат: выявление тенденций методами скользящих средних, наименьших квадратов, линейного и нелинейного программирования в случае наличия ограничений, прогнозирования случайной компоненты по авторегрессионной модели, выделения сезонных и циклических колебаний, методы экспоненциального сглаживания и гармонических весов, учитывающие нарастание веса более близких наблюдений и др.

Но область прямого использования этого подхода к моделированию и прогнозированию экономических показателей весьма ограничена. Это связано с идейным содержанием метода прогнозирования по отдельным динамическим рядам — прогноз осуществляется по собственной предыстории изменения показателя без вскрытия причин развития и представляет собой прямую экстраполяцию. Она возможна только при условии, что динамика показателя сохраняется в будущем.

Такое условие соблюдается, как правило, для агрегированных, интегральных показателей больших систем в целом, например для спроса на массовую традиционную продукцию, но не для экономических показателей отдельного предприятия. Кроме того, область применения этого приема также ограничена размерами рядов. Далее, однофакторные динамические модели не позволяют прогнозировать показатели новых предприятий, так как они жестко привязаны к конкретному объекту. Не играя самостоятельной роли в прогнозировании экономических показателей, методы анализа динамических рядов в то же время являются обязательным составным элементом всех других методов описания динамики.

Модели, построенные на основе анализа многомерных временных рядов. Необходимо отметить, что если методы анализа одномерных временных рядов довольно хорошо разработаны и широко освещены в литературе, то по методам построения моделей на основе анализа многомерных рядов материалов гораздо меньше. Отличие этого подхода от предыдущего заключается в переходе к многокомпонентной модели, описывающей развитие системы рядов. Динамический ряд показателя представляется как функция динамических рядов производственных факторов с учетом сдвига во времени (лагов). Достоинствами этого типа моделей являются учет причин изменения показателя и хорошая приложимость к конкретному объекту (временная информация по отдельному объекту более однородна, чем пространственная по группе объектов). Особо следует отметить возможность выявления при анализе

многомерных временных рядов величины запаздывания во времени действия отдельных производственных факторов, что играет большую роль при любых способах построения динамических моделей и при прогнозировании с их помощью. Поэтому построение таких моделей помимо самостоятельного применения может оказаться полезным и как вспомогательный элемент построения динамических моделей совокупности объектов. Недостатки моделей обусловлены характером информации — при коротких рядах не представляется возможным включать в модель достаточное число переменных, а, главное, малая вариация отдельных факторов и их соотношений во времени не дает возможности отразить в модели достаточную область свободы. Последнее делает динамические модели отдельного объекта непригодными для прогноза при существенных изменениях условий работы объекта (объема и структуры фондов, технологии и т. п.), а также невозможным использование их для других объектов. Хотя необходимо заметить, что область свободы здесь все-таки шире, чем у жестко привязанных динамических рядов отдельного показателя.

Динамические модели многомерных временных рядов наиболее часто являются комбинированными — они включают явную функцию времени для учета тренда, значения независимых переменных x в разные периоды времени и авторегрессионную часть (значения моделируемого показателя y в предшествующие периоды времени). В общем виде модель может быть записана следующим образом:

$$y(t) = f(t, y(t-1), \dots, y(t-\tau), x_1(t), x_1(t-1), \dots, x_1(t-\tau_1), x_2(t), x_2(t-1), \dots, x_2(t-\tau_2), \dots, x_n(t), x_n(t-1), \dots, x_n(t-\tau_n)) + \varepsilon_t,$$

где τ — время запаздывания (лаг) показателя (фактора); ε_t — случайное возмущение на момент t .

Выше нами был рассмотрен наиболее простой случай построения динамической модели на основе многомерного временного ряда — в качестве моделируемого показателя выступает один признак ($k = 1$), т. е. случай одномерного выхода. При этом предполагается, что результаты работы исследуемого объекта могут быть описаны одной или несколькими автономными (независимыми) моделями.

Понятно, что это предположение условно, поскольку в действительности любой экономический процесс характеризуется целой системой зависимостей между переменными, причем некоторые из них, отнесенные к числу не-

зависимых, на самом деле могут выступать и в роли функции.

Решение проблемы здесь заключается в построении системы структурных (совместных) уравнений [2], дающих более полное и всестороннее представление об объекте. Однако построение структурных моделей для каждого предприятия отраслевой системы является чрезвычайно громоздкой и трудоемкой процедурой, к тому же часто не обеспеченной достаточным объемом информации. Поэтому здесь допускают упрощения, строится обычно не общая структурная модель, а ее специальный вид — рекурсивная модель.

Многомерные динамические модели, построенные на основе информации о совокупности объектов. Эффективность той или иной гипотезы о структуре модели экономической системы существенно зависит от наличия соответствующей статистической информации. В частности, для реализации метода построения моделей с переменной структурой (или, что то же, описания экономической динамики моделью управляемого случайного процесса³) необходимо иметь семейство реализаций экономического процесса. Принципиальное отличие экономических процессов, например, от физических состоит прежде всего в практической невозможности многократного их воспроизведения с достаточной для исследования точностью. Таким образом, возникает важная методологическая проблема получения семейства реализаций значений изучаемого процесса на одном и том же фиксированном отрезке времени. Решение этой проблемы связано с использованием в теории и практике статистического моделирования аппарата многомерной классификации. Дело в том, что до появления методов многомерной классификации единственно доступной статистической информацией о поведении во времени экономического объекта была одна реализация (один одномерный или многомерный временной ряд). Применение этих методов позволяет рассматривать множество пространственных реализаций одноотипных экономических систем на фиксированном (сравнительно коротком) отрезке времени как различные варианты развития в динамике одной системы, т. е. рассматривать типы объектов, выделенные в одном или нескольких простран-

³ В самом общем виде управляемый случайный процесс определяется как семейство случайных процессов, с каждым элементом которого ассоциирован параметр, называемый параметром управления.

ственных сечениях процесса, как ступени развития объекта в динамике. Принадлежность к определенному типу представляет собой внутреннюю характеристику объекта. В формальном отношении это позволяет рассматривать случайные процессы, описывающие выходные показатели одноотипных систем, как семейство реализаций, представляющих один управляемый случайный процесс.

При использовании данных о совокупности объектов для построения динамических моделей с переменной структурой могут встретиться три ситуации:

сравнительно большое число объектов, представленных короткими временными реализациями (предельный случай — одна реализация), т. е. $n \gg 1$, $k \geq 1$, $p \geq 1$, $t \geq 1$;

большое число объектов, представленных сравнительно длинными реализациями ($n \gg 1$, $k \geq 1$, $p \geq 1$, $t \gg 1$);

небольшое число объектов со сравнительно длинными реализациями ($n > 1$, $k \geq 1$, $p \geq 1$, $t \gg 1$).

Если исходная информация охватывает большое количество объектов, но протяженность динамических рядов невелика, то общую динамическую ЭСМ нужно строить на базе частных статических моделей. Иными словами, частные статические (пространственные) модели должны быть отправным пунктом конструирования общей динамической модели.

Прием конструирования динамической ЭСМ на базе частных динамических моделей, построенных для каждого объекта совокупности, применим в том случае, когда протяженность многомерных динамических рядов достаточно велика. Частные динамические модели (временное сечение процесса) при этом могут быть довольно разнообразны. Это и модели одномерные, отражающие только изменение моделируемого показателя во времени и в связи со своей предысторией, но не учитывающие взаимозависимостей его с факторами производства, и многомерные, учитывающие наряду с вышесказанным зависимости моделируемых показателей от факторов производства в текущий и в некоторые предшествующие моменты времени.

Анализ частных динамических моделей позволит выявить определенные закономерности и различия развития объектов в динамике. Пространственный анализ полученных параметров частных динамических моделей с помощью различных методов математической статистики и теории распознавания образов даст возможность выделить группы предприятий, более однородных в смысле происходящих

в них изменений, и для каждой из них построить общую динамическую модель. Недостаток такого подхода в громоздкости вычислений.

Третья группа способов конструирования динамической ЭСМ характеризуется тем, что строится одна модель для общей совокупности, в которую каждое предприятие входит несколько раз, т. е. в качестве объекта наблюдения выступают «заводо-годы».

Методы, отнесенные нами к первым двум группам — построение динамической ЭСМ на базе частных моделей (динамических или статических), предполагают наличие информации о работе достаточно большого числа предприятий ($n > 30$) в определенный период времени. В экономической практике возникают ситуации, когда необходимо проанализировать и построить динамическую модель (с возможностью использования ее в качестве прогнозной) для небольшого числа промышленных объектов. В этом случае обычно и применяют так называемый прием «заводо-годы», при котором анализируется одна общая совокупность без дифференциации во времени. Каждый объект при этом выступает в качестве самостоятельного наблюдения несколько раз, тем самым увеличивается объем совокупности.

Нет необходимости доказывать, что такой прием не всегда правомерен, так как в этом случае исследуется фактически не одна совокупность, а сочетание нескольких совокупностей с характеристиками и взаимозависимостями, изменяющимися во времени. В каждом отдельном случае необходимо либо показать, что полученную совокупность «заводо-лет» можно считать однородной, либо выделить действительно однородную подсовкупность предприятий, устойчивую во времени, и для нее строить модель, либо, в крайнем случае, привести какие-либо рассуждения на эту тему и пользоваться моделью с определенными оговорками.

Во всех этих случаях, независимо от вида исходной информации, модель, построенная на базе анализа данных по совокупности предприятий, имеет ряд преимуществ перед моделями отдельного объекта. Как правило, на информации об отдельном объекте затруднительно реализовать идею построения полной модели с переменной структурой. Дело в том, что объект зачастую не реализует большинства возможных состояний структуры связей. Так, при проведении исследований по лесозаготовительной промышленности Красноярского края (64 предприятия) нам удалось выявить лишь единственный лес-

промхоз, реализовавший всю траекторию своего развития (освоение, стабильное функционирование, старение), составившую 45 лет. Даже для такого предельного случая, когда история развития предприятия завершена и фактически его модель не представляет большого интереса, и то не будут реализованы многие возможные состояния, представляющие интерес для прогнозирования, планирования и управления.

Кроме того, наличие большого числа реализаций позволяет повысить надежность и устойчивость оценок параметров моделей. Модели с переменной структурой, построенные на базе информации по совокупности объектов, обладают максимально возможной для статистических моделей областью приложения, ибо они описывают большинство реализованных состояний. Анализ этих моделей позволяет конструировать и новые, потенциально возможные состояния объектов.

4. СПОСОБЫ КОНСТРУИРОВАНИЯ МОДЕЛЕЙ С ПЕРЕМЕННОЙ СТРУКТУРОЙ ДЛЯ ОТДЕЛЬНОГО ОБЪЕКТА

Основное содержание задачи конструирования моделей с переменной структурой зависит от характера изменения связей между переменными. Здесь следует различать две ситуации: резкое, скачкообразное изменение и плавное изменение параметров в выделенных временных интервалах эволюционного развития. В первой ситуации основная цель исследования — поиск точек перелома зависимостей (определение участков со стабильной структурой) и подбор оптимальной структуры модели для выделенных интервалов «стабильности». Аппроксимация зависимости здесь, как правило, ступенчатая. Вторая ситуация представляет собой уточнение первой и заключается в определении необходимости и путей учета плавного изменения параметров в пределах отдельных «ступеней».

В последующем изложении основное внимание будет уделено проблеме выявления точек перелома, определения границ интервалов «стабильности».

По своему содержанию процедура выделения периодов со стабильной структурой связей во многом совпадает с проблемой анализа устойчивости параметров моделей, построенных на базе временных рядов. Она может быть реализована двумя путями. Первый заключается в после-

довательном увеличении информационной базы (или ее перемещении во времени), на которой строится модель одной и той же структуры, с последующим анализом идентичности полученных на каждом шаге оценок параметров. Если на каком-то шаге наблюдаются статистически значимые различия в оценках параметров модели, то это является сигналом о возможном резком изменении структуры влияния (скачке).

Второй путь состоит в прямом применении методов многомерной классификации к динамическим рядам с целью выделения однородных (в некотором смысле) временных периодов или областей признакового пространства.

Принципиальное различие между этими двумя подходами заключается в том, что первый предполагает выделение границ устойчивости структуры только по одной координате — времени. Во втором случае выделение можно выполнить не только по временной характеристике, но и по значению некоторых групп факторов.

В каждом из подходов могут использоваться различные приемы и методы статистического анализа и возникать разные проблемы методического и технического характера.

Сущность различия отмеченных подходов покажем на двух наглядных примерах.

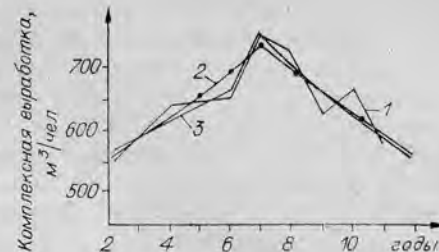
Пример 1. В некоторых ситуациях (например, при реконструкции предприятия или переходе от периода освоения к периоду стационарного функционирования) для одномерных рядов нет необходимости использовать пошаговую процедуру увеличения информационной базы, а можно использовать приемы кусочно-линейной аппроксимации с априорным заданием числа переломов зависимости. Они могут быть определены либо на основе графического анализа эмпирических данных, либо из содержательных соображений и т. п. Весьма эффективными и в то же время очень простыми здесь могут оказаться способы выявления временного тренда посредством использования метода фиктивных переменных [3]. Правда, следует оговориться, что способ фиктивных переменных применим, если число точек перелома зависимости сравнительно невелико (лучше всего одна). При использовании способа фиктивных переменных следует различать два случая:

точка перелома зависимости известна, неизвестны наклонные прямые;

неизвестны и точка пересечения и углы наклона прямых.

Рис. 1. Тенденция изменения показателя комплексной выработки по Ингузетскому леспромхозу.

1 — эмпирическая линия регрессии; 2 — расчетная кривая при задании точки пересечения; 3 — расчетная кривая без задания точки пересечения.



Способ введения фиктивных переменных нами апробирован на ряде конкретных примеров и оказался весьма удобным практическим приемом кусочно-линейной аппроксимации временных рядов. Рассмотрим способ описания тенденции технико-экономических показателей леспромхозов во времени. Кусочно-линейная аппроксимация динамики показателя производительности труда Ингузетского леспромхоза за период 11 лет показана на рис. 1. Полученные способом фиктивных переменных уравнения регрессии имели следующий вид:

при задании точки пересечения в седьмом году (две фиктивные переменные)

$$y = 608,75 + 37,3x_1 - 35,8x_2, R^2 = 0,81;$$

без задания точки пересечения (три фиктивных переменных)

$$y = 634,2 + 26,4x_1 - 43,1x_2 + 61,8x_3, R^2 = 0,82,$$

где y — расчетное значение комплексной выработки; x_1 , x_2 — соответственно значения t для периода до точки пересечения и после точки пересечения (x_1 принимает значения 1, 2, 3, 4, 5, 6 до точки пересечения и 0 после нее; $x_2 = 0$ до точки пересечения и 1, 2, 3, 4 после нее; x_3 — переменная для определения точки пересечения, принимает значения 0 до предполагаемой точки пересечения и 1 после нее).

Как видно из приведенных данных, получено хорошее качество аппроксимации ($R^2 = 0,81-0,82$). Причем аппроксимация без задания определенной точки пересечения оказывается более гибкой. Такой способ применим, когда тренд описан как явная функция времени.

Пример 2. В отличие от первого примера, в котором границы между интервалами «стабильности» структуры устанавливаются по временной координате, приведем пример, иллюстрирующий возможность установления границ по значению некоторых других признаков.

При анализе расходования плановых фондов заработ-

Таблица 4

Зависимость заработной платы от уровня выполнения плана

Наименование цехов	Результаты статистического анализа			
	a , коп.	b , коп./%	y_{100} , коп.	k_p , %

При невыполнении плана

Мартековский 1	-158	6,5	500	1,30
Мартековский 2	452	0,14	512	0,03
Прокатный 1	—	4,4	438	1,00
Прокатный 2	378	0,2	457	0,04
Молотовый	392	0,03	442	0,07
Термокалбровочный	241	1,64	401	0,4

При перевыполнении плана

Мартековский 1	-360	8,5	500	1,72
Мартековский 2	-248	7,6	512	1,49
Прокатный 1	-192	6,3	438	1,48
Прокатный 2	-343	8,0	457	1,75
Молотовый	12	4,3	442	0,96
Термокалбровочный	141	2,6	401	0,65

В табл. 4 приведены результаты статистического анализа по ряду цехов металлургического завода. По двум цехам (мартековский № 1 и прокатный № 1) эти зависимости показаны на рис. 2.

Данные табл. 1 и рис. 2 говорят о том, что по всем цехам имеется различие в характере зависимости при невыполнении и перевыполнении плана.

Принципиальным отличием этого примера от предыдущего является то, что выделенные области определяются уровнем выполнения плана и не составляют непрерывного временного интервала, хотя исходной информацией служили два коррелированных временных ряда.

Перейдем к изложению некоторых формальных методов пошагового определения точек перелома зависимости, основанных на идеях дисперсионного анализа [4]. Обозначим: n — число наблюдений, используемых для оценки параметров регрессии на первом шаге; p — число параметров; m — число дополнительных наблюдений, используемых на втором шаге; S_0 — сумма квадратов отклонений от регрессии, полученной по $n + m$ наблюдениям; S_1 — сумма квадратов отклонений от регрессии, полученной по n наблюдениям; S_2 — сумма квадратов отклонений от регрессии, полученной по m наблюдениям. Испол-

ной платы необходимо учитывать уровень выполнения производственной программы. Особенно важен этот вопрос при сдельно-премиальных и сдельно-прогрессивных системах оплаты труда. Обычно учет уровня выполнения производственной программы при анализе трудовых показателей осуществляется путем корректирования плановых фондов заработной платы. Правильность этой корректировки зависит от точности коэффициентов пропорциональности (k_p), характеризующих соотношение темпов роста фондов заработной платы и уровня выполнения плана. Величина k_p может быть получена на основе статистического анализа связи между уровнем выполнения плана и размером заработной платы. При выполнении такого анализа на металлургическом заводе были использованы ежемесячные отчетные данные о расходовании фондов заработной платы и уровне выполнения плана за ряд лет.

При определении формы уравнения связи мы воспользовались общепринятым экономическим делением затрат на условно-постоянные и переменные. Учитывали также наличие разрыва функции в точке, соответствующей 100%-ному выполнению производственного плана, который обуславливается построением систем премирования (действующей системой премирования предусматривается выплата премии за 100% выполнения плана и за каждый процент перевыполнения).

Наличие разрыва и разные темпы изменения фондов заработной платы слева и справа от точки 100%-го выполнения плана определили необходимость построения по каждому цеху уравнений регрессии.

Обозначим:

y_1 и y_2 — размер заработной платы соответственно при невыполнении и перевыполнении плана;

x — процент выполнения плана;

a_1 и a_2 — часть заработной платы, не зависящая от уровня выполнения плана;

b_1 и b_2 — пропорциональные затраты заработной платы на каждый процент выполнения плана.

Тогда зависимость заработной платы от уровня выполнения плана может быть выражена формулами $y_1 = a_1 + b_1x$ (при невыполнении плана) и $y_2 = a_2 + b_2x$ (при его перевыполнении).

Величина коэффициента пропорциональности k_p вычисляется как отношение абсолютного темпа роста заработной платы b_1 и b_2 к уровню заработной платы при 100%-ном выполнении плана y_{100} , при этом необходимо брать y_{100} справа, что соответствует плановому фонду.

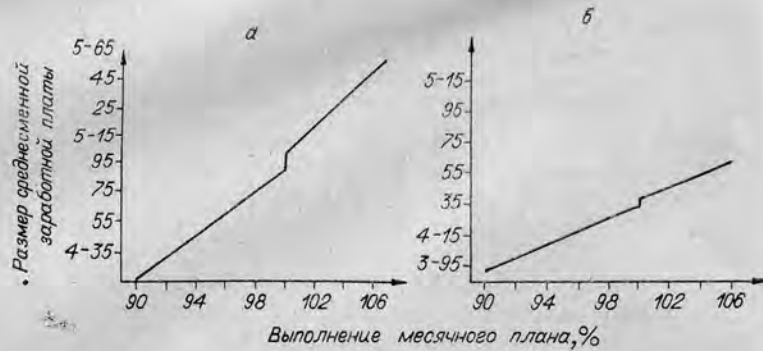


Рис. 2. Зависимость цехового фонда заработной платы от уровня выполнения плана.

а — мартеновский цех 1; б — прокатный цех 1.

зую полученные оценки сумм и квадратов отклонений (S_0, S_1, S_2), построим отношение

$$\frac{S_0 - S_1 - S_2}{S_1 + S_2} \times \frac{n + m - 2p}{p}.$$

Данное отношение имеет стандартное F -распределение с p и $n + m - 2p$ числом степеней свободы. Сравнение расчетного значения F с табличным при фиксированном уровне значимости α позволяет сделать следующий вывод: если $F_{\text{расч}} \leq F_{\text{табл}}$, то нулевая гипотеза, заключающаяся в том, что регрессии по n и m наблюдениям идентичны, не опровергается, и на отрезке m нет изменения структуры зависимости, в этом случае проводится следующий шаг поиска границ интервалов устойчивости; если $F_{\text{расч}} > F_{\text{табл}}$, то нулевая гипотеза отвергается, на отрезке m имеется точка перелома. Поскольку минимальная величина определяется числом параметров и равна $p + 1$, то точка перелома зависимости находится в пределах некоторого достаточно протяженного временного отрезка. Для ее локализации может быть использован прием, основанный на смещении точек начала отсчета интервалов с использованием вышеописанной процедуры проверки. Однако имеется дополнительная трудность, связанная с произвольностью выбора краевых точек отсчета для первоначального интервала. Кроме того, выбрав первоначальный интервал, мы предполагаем отсутствие на нем точек перелома зависимости.

Более тонкий прием поиска точки перелома предложен в [5]. Его суть для парной регрессии сводится к следующему. Внутри выделенного описанным выше способом

интервала, в котором предполагается наличие точки перелома, составляет все возможные тройки наблюдений, следующие друг за другом, и по каждой строится регрессия. Подсчитывается мера согласия для всей совокупности

$$S = \sum_{i=1}^{n+m} \varepsilon_i^2 / (n + m - 2)$$

и мера согласия для каждой из троек

$$S_{1,2,3} = \sum_{i=1}^3 \varepsilon_i^2 / (n + m - 2); \quad S_{2,3,4} = \sum_{i=2}^4 \varepsilon_i^2 / (n + m - 2); \dots;$$

$$S_{n+m-2, n+m-1, n+m} = \sum_{i=m+n-2}^{n+m} \varepsilon_i^2 / (n + m - 2),$$

где ε_i^2 — квадрат отклонения i -го расчетного значения от фактического.

После этого фиксируется совокупность с минимальным значением S , т. е. считается, что имеется совокупность, содержащая три фиксированные точки с минимальным S и $n + m - 3$ изолированные точки. Затем строятся совокупности путем прибавления к фиксированной совокупности по одной точке справа и слева. Возможность включения этих точек в совокупность проверяется по F -критерию:

$$F = \frac{(y_0 - \hat{y}_0)^2 + \sum_{i=h}^{h+2} (y_i - \hat{y}_i)^2}{S}$$

где \hat{y}_0 — дополнительная точка;

y_i — точки фиксированной совокупности ($i = \overline{k, k + 1, k + 2}$), k — номер первого наблюдения, вошедшего в тройку с минимальным значением S ;

\hat{y}_0 — значение, полученное на основе уравнения, построенного по четырем наблюдениям;

\hat{y}_i — значение, полученное на основе регрессии, построенной без дополнительной точки (по трем наблюдениям).

Если расчетное значение F меньше табличного, то дополнительную точку можно добавлять к фиксированной совокупности; если расчетное F больше табличного, то нельзя добавлять. Далее начинают образовывать новую совокупность. Изложенная процедура обобщается на случай множественной линейной регрессии с p параметрами. При этом минимальный размер фиксированной совокупности равен $p + 1$.

Описанные методы поиска границ интервалов устойчивости структуры связей пригодны только при достаточно длинных рядах и линейных регрессиях с небольшим числом переменных. И даже в этом случае остается проблема получения устойчивых оценок параметров моделей по малым выборкам.

Второй способ выделения интервалов устойчивости структуры связей для отдельного объекта заключается в использовании методов многомерной классификации (таксономии) [6—8]. На их основе можно предложить процедуру, включающую последовательное решение трех взаимосвязанных задач: 1) разбиение с помощью какого-либо алгоритма многомерной классификации временной последовательности наблюдений за функционированием экономического объекта; 2) проверка существенности различия полученных классов; 3) изучение взаимосвязи классификации в пространстве факторов с временной координатой (проекция классов на временной оси).

Первые две задачи представляют собой итеративный процесс последовательного разбиения временной реализации на некоторое число классов с проверкой существенности отличия их характеристик. В качестве критерия существенности различия можно, например, воспользоваться многомерным аналогом проверки гипотезы о различии средних [9] или какой-либо модификацией информационного критерия. В частности, удобным представляется подход, предложенный в работе [10]. Он основан на проверке статистической гипотезы об однородности средних значений и корреляционных матриц нескольких независимых нормальных многомерных выборок. В критерии используется статистика, являющаяся мерой направленного расхождения между выборкой и гипотетическим распределением при проверке простой гипотезы; в случае проверки сложной гипотезы — между выборкой и ближайшим членом из некоторого семейства распределений.

Для вычисления информационных статистик необходимо оценить по выборке вектор средних значений и ковариационную матрицу. Информационная статистика для проверки гипотезы об однородности средних значений и корреляционных матриц имеет вид

$$Q = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d (n_i - 1) \ln (|S_0| / |S_i|),$$

где d — число классов, полученных при разбиении;
 n_i — число наблюдений в i -м классе;

S_0 — ковариационная матрица совокупности;
 S_i — ковариационные матрицы в i -м классе.

Если можно предположить, что в каждом классе ковариационные матрицы различаются несущественно (что, конечно, характерно для многомерных временных рядов отдельного объекта на большей части его траектории развития), то информационная статистика принимает вид

$$Q = \frac{n-d}{2} \ln (|S_0| / |S|),$$

где n — общее число наблюдений;

$$S = \frac{1}{n-d} \sum_{i=1}^d (n_i - 1) S_i.$$

Аппроксимация распределения информационных статистик осуществляется нецентральным χ^2 -распределением с числом степеней свободы $t = (d-1)m(m+3)/2$ (m — размерность вектора наблюдений) и параметром нецентральности:

$$\beta = \sum_{i=1}^d \left(\frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{n - d} \right) \frac{m(2m^2 + 3m - 1)}{12} + \frac{m(d-1)(m-d+2)}{2(n-d)}.$$

Эта аппроксимация позволяет при сравнении вычисленной статистики с нецентральным χ^2 -распределением при любом уровне значимости принять или отклонить гипотезу об однородности средних значений и корреляционных матриц полученного разбиения. Если значение информационной статистики превышает табличное при заданном уровне значимости, то следует принять гипотезу о существенности различий структуры связей в выделенных классах.

Необходимость решения третьей задачи возникает в связи с тем, что классы разбиения в признаковом пространстве (y, x) , как правило, не представляют собой последовательные серии измерений. В один класс могут попасть измерения, относящиеся к различным периодам времени. Между тем в некоторых задачах важно установить, к какому этапу развития относится та или иная структура связей. В этом случае необходимо идентифицировать каждое измерение, попавшее в однородный класс, с его положением на оси времени. Поскольку последовательные временные измерения, как правило, автокоррелированы, то следует ожидать, что по крайней мере в одном классе соберутся временные измерения, составляющие несколько упорядоченных последовательностей.

5. ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ НА ОСНОВЕ ИНФОРМАЦИИ О СОВОКУПНОСТИ ОБЪЕКТОВ⁴

Рассматриваемый случай наиболее типичен для большинства экономических задач, поскольку, как правило, затруднительно получение сопоставимой информации о функционировании большого числа экономических объектов за длительный период. Отраслевая система включает «разновозрастные» предприятия, общее число которых ограничено (несколько десятков, в крайнем случае сотен).

Построение моделей с переменной структурой связано с исследованием изменения типологии совокупности во времени. При данном подходе она включает набор пространственных сечений (состояние совокупности объектов в фиксированные последовательные моменты времени $t_0, t_1, \dots, t_k, \dots$). Каждое пространственное сечение в неявном виде включает элементы динамики: объекты, входящие в него, находятся на разных точках траектории своего развития, имеют различную предысторию, разный технический уровень. Процесс формирования пространственных сечений и изменения их типологической структуры во времени схематически дан на рис. 3.

На рис. 3 представлены условные траектории развития пяти предприятий, находящихся на разных этапах развития. Уровень развития предприятия характеризуется некоторым показателем p (например, объемом производства). Предприятия различаются по уровню производственной мощности и времени ввода в эксплуатацию. Наиболее старым является предприятие № 1, которое в исследуемом периоде завершает свое функционирование, а самым молодым — предприятие № 5, которое в конце исследуемого периода вводится в эксплуатацию. Построено четыре пространственных сечения в моменты времени t_0, t_1, t_2, t_3 . В каждом сечении выделено три класса по показателю p . Классы ранжированы по величине этого показателя. Кружками отмечены объекты, которые переходят из класса в класс в рассматриваемые периоды времени.

Типологическую структуру каждого пространственного сечения можно характеризовать тремя элементами: составом классов, количественными характеристиками объектов, входящих в выделенный класс, числом классов. В случае, приведенном на рис. 3, число классов для уп-

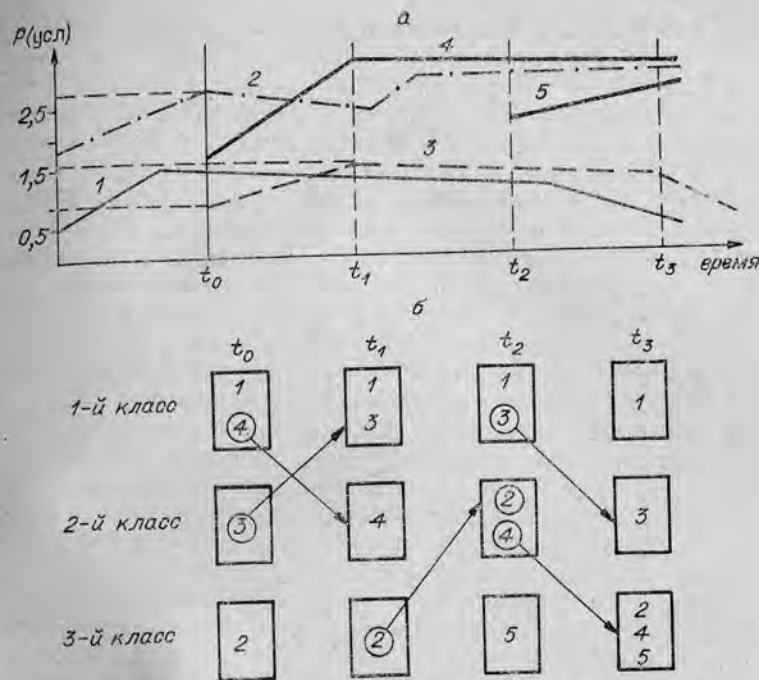


Рис. 3. Динамика типологической структуры совокупности.
а — траектории развития отдельных объектов; б — состав классов объектов по сечениям.

рощения принято постоянным. В общем случае все три элемента типологической структуры меняются во времени.

Первые два элементарных процесса систематические, плавные, но скорость их протекания переменная. В отдельные периоды эти процессы протекают более, в другие — менее интенсивно. Третий процесс — изменение набора классов — имеет дискретный периодический характер.

Изменение базисной типологической структуры совокупности (t_0) происходит за счет двух источников — развития действующих на период t_0 и ввода в эксплуатацию новых предприятий. Значение этих двух источников изменения структуры совокупности различно для разных отраслей промышленности. Например, в металлургии пуск нового предприятия происходит сравнительно редко, более распространен путь увеличения мощности и реконструкции действующих предприятий; в лесозаготовительной, угольной и нефтяной промышленности доля вновь пускаемых предприятий сравнительно велика.

⁴ Рассматривается большое число объектов со сравнительно короткими временными рядами ($n > 30, T \geq 1$).

Указанные два источника изменения типологической структуры совокупности по-разному влияют на выделенные элементы типологии. Развитие действовавших в базисный период предприятий не изменяет объема совокупности. Влияние этого процесса на типологическую структуру совокупности зависит от того, на каком участке своей траектории развития находятся предприятия. Развитие отдельного предприятия на большей части траектории происходит сравнительно медленно, плавно; принадлежность его к определенному классу не меняется (предприятие № 1 на рис. 3). Однако в истории развития предприятия есть ряд периодов, когда состояние его функционирования резко изменяется. Это прежде всего реконструкция, после которой предприятие может перейти в другой из существовавших классов и даже образовать новый класс (предприятие № 2 на рис. 3; реконструкция в период $t_1 - t_2$). Высокой скоростью изменения характеристик отличается также период освоения производственной мощности (предприятие № 4 на рис. 3). В ряде случаев изменение принадлежности действовавшего предприятия к какому-либо классу может быть вызвано радикальной сменой технологии, характера сырья и выпускаемой готовой продукции.

В связи с тем, что предприятия, образующие базисную совокупность, как правило, находятся на разных этапах своей траектории и радикальные изменения их функционирования происходят в разные периоды времени, траектории развития отдельных объектов оказываются не параллельными, а пересекающимися. Это приводит к изменению распределения объектов между классами: состав одних классов уменьшается, других — возрастает. При этом набор классов, как правило, остается стабильным в течение сравнительно большого промежутка времени, так как радикальные изменения в функционировании предприятия сравнительно редки. Исключение составляет период интенсивного внедрения в отрасли новых технологических способов производства, последовательно охватывающего большинство предприятий (например, применение кислорода и природного газа в металлургии в 60-х гг.) Развитие объектов сказывается и на характеристиках классов — с течением времени они изменяются.

Ввод в эксплуатацию новых предприятий изменяет объем совокупности и элементы ее структуры (предприятие № 5 на рис. 3). За счет новых объектов увеличивается удельный вес прогрессивных классов и могут появляться

новые классы; последнее, как уже указывалось, происходит сравнительно редко.

Изменение базисной структуры совокупности вызывается не просто развитием входящих в нее объектов, а неравномерностью их развития. Если представить себе гипотетический случай, когда начальная точка (год пуска в эксплуатацию) у всех объектов одна и та же, развитие идет с одинаковой скоростью и по одинаковой траектории, то структура такой совокупности оставалась бы стабильной во времени. Изменение характера взаимосвязей показателей и факторов производства происходило бы у всех объектов в один и тот же момент и было бы обусловлено: а) переходом предприятий с одного этапа развития на другой (например, с периода освоения на стационарный режим); б) внедрением технико-технологических и организационных новшеств; в) плавной тенденцией, вызванной действием фактора времени.

Из сказанного следует, что при изучении динамики типологической структуры совокупности общая задача выделения однородных блоков имеет два аспекта: выделение предприятий одного поколения с одинаковым характером развития в рассматриваемом интервале времени; выделение для этих однородных (в смысле истории развития) предприятий участков траектории со стабильными взаимосвязями показателей и факторов производства.

Чтобы более наглядно показать суть задачи построения и использования динамических типологий при конструировании моделей с переменной структурой, изложение целесообразно начать с примера ситуации, когда изменение структуры связей можно отнести в основном за счет различий в предысториях развития объектов. Такая ситуация бывает в отраслях с устоявшейся технологией при изучении сравнительно небольших календарных периодов (5—10 лет), как, в частности, это было при изучении работы лесозаготовительных предприятий Красноярского края [11] и нефтяных месторождений Западной Сибири [12]. В последнем случае совокупность включала небольшое число действующих месторождений (15), находящихся либо на стадии освоения, либо на стадии стабилизации добычи нефти.

Исследовалось влияние различных факторов на объем добычи нефти: геолого-промысловых (проницаемость коллекторов, вязкость нефти, внутрислоевого давления и др.) и технико-технологических (плотность сетки скважин, объем закачиваемой в пласт воды, фонд нагнетательных скважин и др.). Для учета положений предприятий

на траектории развития была проведена их классификация по «возрасту», и для каждого «возрастного» слоя строились модели. В качестве примера приведем следующие варианты моделей для месторождений первого и пятого годов эксплуатации:

$$y^1 = 29,26 + 91,98x_2^1 - 1,29x_5^1 - 6,36x_8^1;$$

$$y^5 = -7284,5 + 81,65x_6^5 + 93,37x_{12}^5,$$

где y^1, y^5 — объемы добычи нефти для 1-го и 5-го годов эксплуатации, тыс. т;

- x_2^1 — проницаемость коллектора, дарси;
- x_5^1 — относительная вязкость, безразмерная величина;
- x_8^1 — коэффициент расчлененности;
- x_6^5 — давление насыщения, кгс/см²;
- x_{12}^5 — фонд нагнетательных скважин, шт.

Таким образом, модели, полученные для разных точек траектории развития месторождений, подтверждают гипотезу о различной структуре связей переменных на разных этапах развития предприятий. На этапе освоения месторождений основная роль в определении добычи нефти принадлежит геолого-промысловым факторам. По мере перехода к этапу стабилизации добычи резко возрастает значение технико-технологических факторов, а также той части геолого-промысловых, которые связаны с технологией добычи нефти.

Общий случай выделения пространственно-временных блоков требует учета всех причин изменения типологии совокупности (предыстория, технический уровень производства, природные условия и др.). Для этого могут быть использованы различные методические подходы. Их основой являются два направления формирования динамических типологий. Первое заключается в построении независимых пространственных типологий для каждого фиксированного периода времени (год, квартал, месяц и т. д.) с последующим изучением взаимосвязей между ними. Второе состоит в построении пространственно-временных типологий с фиксированными во времени границами путем объединения информации разных периодов. Рассмотрим подробнее указанные направления.

При использовании однородных групп за каждый год приходится устанавливать устойчивость распределения однородных групп объектов во времени и некоторое соответствие между группами объектов, полученных в разные годы. После разбиения статистической совокупности на

однородные группы по годам нужно определить некоторый критерий, указывающий степень устойчивости распределения классов по годам рассматриваемого периода. В качестве одного из приемов анализа устойчивости можно использовать построение последовательности таблиц взаимной сопряженности классификации двух периодов и расчет на их основе некоторых статистик взаимосвязи (χ^2 , коэффициенты взаимной сопряженности Пирсона и Чупрова и др.). На основе этих коэффициентов может быть построена квадратная матрица Λ , характеризующая взаимосвязи классификаций разных периодов, с размерностью $T - 1$. Исследование этой матрицы позволяет сделать некоторые выводы о взаимосвязях классификации. Например, если заполненность матрицы небольшая и ее элементы концентрируются вокруг главной диагонали, то можно утверждать, что наблюдаются лишь существенные взаимосвязи по последовательным периодам. Используя матрицу Λ в качестве характеристики взаимосвязи классификаций, можно организовать итеративный процесс поиска набора разбиений, наиболее удовлетворительного с позиции построения динамических моделей. Таким следует считать набор пространственных разбиений, при котором число классов по пространственным сечениям или стабильно, или изменяется незначительно; в одноименных классах разных сечений должно присутствовать устойчивое «ядро», включающее достаточную долю объектов класса.

Для выбора представителей «ядра» классов и оценки общей устойчивости «ядер» можно прибегнуть к расчету информационной меры устойчивости объектов в классе.

Если число сечений обозначить через T , а номер класса через $l (l = \overline{1, r})$, то каждому объекту i можно поставить в соответствие T -мерный вектор $k^i = (k_{l1}^i, k_{l2}^i, \dots, k_{lT}^i)$, $i = \overline{1, n}$;

$$k_{lj}^i = \begin{cases} 0, & \text{если } i\text{-й объект не попадает в класс } l \text{ в период } j. \\ 1, & \text{если } i\text{-й объект попадает в класс } l \text{ в период } j; \end{cases}$$

Понятно, что

$$\sum_{j=1}^T \sum_{l=1}^r k_{lj}^i = T.$$

Мера неопределенности, возникающей при отнесении объекта к типу устойчивых, может быть рассчитана для

Таблица 2

Значения показателей неопределенности и устойчивости для группы леспромхозов

Возможные ситуации по устойчивости	Мера неопределенности	Мера устойчивости μ^i	Число предприятий
Все годовые реализации попали в один таксон	0,0	1,0	66
Три годовые реализации попали в один таксон, а одна — в другой	0,4	0,6	62
Две годовые реализации в одном таксоне и две — в другом	0,5	0,5	33
Две годовые реализации в одном таксоне, а две остальные распределены между двумя другими таксонами	0,75	0,25	15
Все годовые реализации попали в разные таксоны	1,0	0,0	0
Всего			176

каждого объекта следующим образом:

$$H^i = - \sum_{j=1}^T \sum_{l=1}^r \frac{k_{lj}^i}{T} \log \frac{k_{lj}^i}{T}.$$

В этом случае показателем устойчивости может служить величина μ^i , определяемая как

$$\mu^i = 1 - H^i.$$

Для формирования устойчивого «ядра» определенного класса отбираются объекты, у которых μ^i превышает некоторый заданный порог (например, 0,7—0,8). Эта же мера может быть использована для построения общей характеристики устойчивости типологии. Для этого необходимо сгруппировать объекты по величине μ^i и проанализировать это распределение. Приведем пример проведения такого анализа устойчивости для 176 леспромхозов и 4 пространственных сечений совокупности (табл. 2).

Понятно, что первая ситуация характеризует полностью устойчивые предприятия, то же можно сказать и о второй ($\mu = 0,6$). Эти ситуации реализуются для 128 объектов, что составляет 61,4% общего числа наблюдений.

Разумеется, выделение или невыделение всегда связывается с некоторым порогом, задание которого производится по-разному в каждой из решаемых задач.

Разбиение всего периода на несколько подпериодов позволяет рассматривать каждый из последних самостоятельно как устойчивую по годам выборку. В общем случае разбиение может быть и вероятностным. Другими словами, будем считать, что имеется несколько классов с заданным набором вероятностей принадлежности объектов к ним. После получения классов по каждому из них необходимо построить частные модели. В самом благоприятном случае их параметры стабильны, в противном случае для оценки их дрейфа могут быть использованы методы динамизации многофакторных статических моделей. Возможная процедура динамизации набора пространственных моделей для каждого класса состоит из двух этапов: построение уравнений регрессии, учитывающих лаги во влиянии основных факторов и тенденцию; выявление и учет динамики коэффициентов уравнений регрессии. Таким образом, получаются модели с различной степенью учета динамических закономерностей.

Результаты первого этапа представляют собой построение регрессии, но по преобразованной информации. После получения промежуточных моделей, т. е. статических моделей, в которых учтены лаги и характер тенденции, переходят к исследованию поведения параметров этих моделей в динамике и их учету.

Применяемая схема динамизации пространственных (статических) многофакторных моделей совокупности объектов сводится к следующему: строится набор пространственных регрессий за каждый год исследуемого периода; на основе динамических моделей отдельных типичных объектов с длительной предисторией выявляются лаги и тенденции; с учетом этих характеристик производится преобразование исходной информации (сдвиг факторов во времени, введение новых переменных, разных форм факторов времени); осуществляется построение нового набора пространственных моделей по преобразованной информации и исследуется динамика параметров полученного набора пространственных уравнений регрессии.

Таким образом, моделирование процесса развития отраслевой системы при использовании указанных подходов включает следующие действия: выделение устойчивых «ядер» классов, оценка динамики характеристик классов и выделение пространственно-временных типов; построение динамических многофакторных моделей в выделенных классах.

Модель для случая линейной аппроксимации при использовании описанного выше подхода может быть пред-

ставлена в следующем виде:

$$y^l(t) = \sum_{j=1}^p \sum_{\tau=1}^{t_j} a_{j\tau}^l(t) x_j^l(t-\tau) + \sum_{\tau=1}^{t_0} b_{\tau}^l(t) y(t-\tau) + c^l(t),$$

$$y(t), x(t) \in A_{l,r}$$

где $y^l(t)$ — значение моделируемого показателя в момент t для объектов, принадлежащих классу $A_l(l = \overline{1, r})$;

$x(t)$ — вектор независимых переменных в момент t ;

$a_{j\tau}^l(t)$, $b_{\tau}^l(t)$, $c^l(t)$ — параметры динамизированных внутрикласовых регрессий;

p — общее число факторов;

t_j — число временных сдвигов каждого фактора;

t_0 — число временных сдвигов моделируемого показателя.

Эта модель учитывает поведение моделируемой зависимости во времени: скачкообразное — путем изменения структуры модели в разных классах; эволюционное — путем представления изменения параметров модели в виде некоторой функции времени и введения авторегрессионной части; запаздывание — путем введения лаговых переменных. Однако построение такого развернутого вида модели не всегда целесообразно и необходимо. В ряде случаев могут быть реализованы ситуации, когда возможно упрощенное представление зависимости.

Например, если выявленная структура связей для фиксированных классов устойчива во времени, то отпадает необходимость в динамизации параметров модели. Или противоположный случай — типологическая структура совокупности однородна (нет скачкообразных изменений зависимости), но существенны плавные трендовые изменения. В этом случае нет необходимости в разбиении выборки на классы, но имеется необходимость в динамизации параметров модели.

Приведенный подход — использование независимых пространственных типологий для конструирования динамической модели — позволяет получить достаточно полную информацию о поведении типологической структуры совокупности во времени, но в то же время имеет и ряд моментов, усложняющих процесс моделирования. К ним прежде всего относятся трудность идентификации классов разных лет; подвижность границ классов и изменение их характеристик во времени; трудность разложения общего изменения характеристик объекта во времени на изменение характеристик за счет движения класса объектов как целого и собственного движения объекта внутри класса (или между классами).

Эти обстоятельства диктуют необходимость использования в ряде случаев иного подхода к построению динамических дискретно-непрерывных моделей. Его принципиальная особенность заключается в том, что объектом классификации выступает не пространственное сечение, а объединенный информационный массив разных временных периодов. Здесь каждая годовая реализация выступает как отдельное наблюдение. Границы классов при данном подходе стабильны во времени. Поэтому отпадает необходимость в идентификации классов объектов разных лет, проверки устойчивости классификации. Кроме того, к достоинствам подхода следует отнести возможность анализа движения объектов без искажающего влияния смещения характеристик классов. Параметры внутрикласовых моделей могут строиться по методам «объекто-годы» с учетом лагов, тенденций и т. п.

Однако условием применения этого подхода является инвариантность признакового пространства во времени — возможность использования стабильного во времени набора признаков. В связи с этим требуется предварительный этап проверки гипотезы о стабильности признакового пространства.

Для исследования движения отдельных объектов могут быть построены матрицы переходов и рассчитаны меры устойчивости объектов. На этой основе выделяются типы траектории объектов по классам, учитывается влияние базисного состояния на его последующее движение, а также прогнозируются будущие переходы объекта.

6. ПОСТРОЕНИЕ ДИНАМИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ НА ОСНОВЕ ИНФОРМАЦИИ ПО СОВОКУПНОСТИ ОБЪЕКТОВ⁵

Содержание этого способа построения динамических моделей с переменной структурой заключается в выделении классов объектов (частей временных реализаций), однородных по типу динамики процесса, и построении общей внутрикласовой модели. Теоретически этот подход ясен и перспективен, поскольку нацелен на прямое выявление различных типов динамики. Однако практическая его реализация наталкивается на серьезную трудность — необходимость иметь значительное число длинных вре-

⁵ Рассматривается большое число объектов с длительной предисторией ($n > 30$, $T \gg 1$).

менных реализаций по сопоставимым этапам развития экономических объектов. Последнее требует разработки способов преодоления этого затруднения. Они сводятся, во-первых, к преобразованию исходной информации с целью достижения ее сопоставимости и, во-вторых, к использованию смешанных подходов, когда динамическая типология строится по временным рядам одного показателя (выходного), а различие классов устанавливается на базе использования сечений (одного или нескольких) в пространстве факторов производства. Поскольку опыт исследований свидетельствует о том, что на траектории развития объекта большое влияние оказывает его базисное состояние, в качестве одного из сечений используется классификация по характеристикам базисного состояния.

Рассмотрим подробнее методику конструирования динамической модели для последнего случая.

Схема решения задачи строится на последовательном использовании методов многомерной классификации и регрессионного анализа и включает следующие этапы.

1. Построение индивидуальных кривых динамики показателя каждого объекта за сравнимый период и в сравнимых величинах и формирование совокупности реализаций выходного показателя. Во многих случаях на этом этапе нет необходимости рассматривать непрерывные функции, можно ограничиться заданием индивидуальных кривых в виде набора дискретных точек в пространстве y, T (показатель — время). Для обеспечения сопоставимости необходимо на кривых динамики показателей выделить характерные точки и участки. Под **х а р а к т е р н ы м и т о ч к а м и** понимаются моменты существенного изменения структурных свойств обрабатываемой реализации; **х а р а к т е р н ы е у ч а с т к и** представляют собой отрезки кривых, заключенные между соседними характерными точками. Для выделения характерных точек могут быть использованы содержательный анализ и формальные приемы, например введение функционала отличия и анализ его поведения во времени. Функционал отличия может конструироваться как разница количественных характеристик кривой на соседних участках. Появление локальных экстремумов и превышение заранее заданного порога фиксируют наличие характерных точек. В качестве частного случая такого функционала можно рассматривать ошибки фильтрации (следящий сигнал) при выравнивании ряда методами скользящего среднего или экспоненциального сглаживания. В истории развития предприятия характерными точками обычно являются мо-

мент пуска в эксплуатацию, моменты полного освоения проектной мощности и проектных значений экономических показателей, моменты проведения реконструкции или внедрения новых технологических способов производства и т. д. Для обеспечения сопоставимости формирование ансамбля должно проводиться только из временных реализаций, относящихся к определенному характерному участку кривой. Кроме того, может потребоваться приведение отрезков к единой длине путем перехода на условные измерители. Итак, при формировании ансамбля временных реализаций экономических показателей необходимо решить две задачи: расчленив индивидуальные последовательности (временные ряды) показателей на отдельные характерные участки, отрезки с определенными структурными свойствами; обеспечить сопоставимость этих отрезков путем приведения к единой длине (например, можно принять длину каждого индивидуального отрезка за 100% или за единицу).

2. Формирование обучающей выборки в пространстве выходных показателей (y, T), для чего осуществляется многомерная классификация объектов по характеру кривых (вернее, анализируемых отрезков кривых). При классификации индивидуальных отрезков кривых могут использоваться различные алгоритмы таксономии, при этом отдельные временные реализации могут задаваться как всеми точками, так и наиболее информативными. Результат этого этапа — построение алфавита классов типичных кривых для определенного характерного участка траектории развития предприятия (например, для периода освоения) и выбор предприятий-представителей каждого класса.

3. Математическое описание полученной на этапе 1 системы классов-эталонов в новом признаковом пространстве, т. е. переход из пространства показателя — время (y, T) в пространство факторы производства — время (x, T) и обучение распознаванию принадлежности объектов в нем к определенному классу.

4. Преобразование по результатам обучения пространства (x, T) в пространство (x', T) заключается в минимизации описания классов и при необходимости в придании весов отдельным признакам.

5. Формирование классов в преобразованном пространстве (x', T) методами таксономии. Классификация, полученная на этом этапе, может быть названа «конечной», она выступает как дискретная часть динамической дискретно-непрерывной модели показателя.

6. Построение типичных кривых динамики показателя

для всех реализаций, попавших в данный класс. Содержание этого этапа заключается в поиске наиболее подходящего способа описания внутрикласовой динамики показателя, заданного конечным числом реализаций. Наиболее часто для решения этой задачи используются методы регрессионного анализа, при помощи которых ищется тенденция показателя как явная функция времени. Иногда дополнительно используются авторегрессионные преобразования.

В общем виде дискретно-непрерывная модель указанного типа может быть записана следующим образом:

$$y(t) = \begin{cases} f_1[t, y(t-1), y(t-2), \dots, y(t-k)] & \text{при } x \in A_1, \\ \dots & \dots \\ f_j[t, y(t-1), y(t-2), \dots, y(t-k)] & \text{при } x \in A_j, \\ \dots & \dots \\ f_m[t, y(t-1), y(t-2), \dots, y(t-k)] & \text{при } x \in A_m. \end{cases}$$

Для обеспечения возможности прогнозирования набор факторов производства x обычно формируется так, чтобы их значения были известны до начала периода прогнозирования, т. е. x формируется из признаков со значительными лагами и последствием.

Приведем пример использования предлагаемой методики для моделирования динамики показателей предприятий в период освоения [13].

В перспективных планах развития отраслей промышленности обычно предусматривается пуск в эксплуатацию значительного числа новых предприятий. Длительность и характер их освоения оказывает большое влияние на общие экономические результаты функционирования отрасли. Следовательно, точность отраслевого планирования во многом зависит от точности оценки динамики показателей вновь построенных объектов в переходный период. Исследование и моделирование процесса освоения помимо плановых целей имеет большое значение и для экономического анализа. Сокращение сроков освоения — один из важных резервов повышения экономичности и рентабельности работы отраслей промышленности. Реализация этих резервов требует знания закономерностей процесса освоения и факторов, его определяющих.

В самом общем виде содержание рассматриваемой задачи сводится к следующему: на основе некоторых априорно известных характеристик вновь построенных промышленных объектов необходимо оценить наиболее вероятное значение параметров процесса освоения этих

объектов или, что то же, динамику экономических показателей в период освоения.

Задача прогнозирования решалась для условий угольной промышленности.

Выбор угольных шахт в качестве объекта для обработки методики решения задачи обусловлен тремя обстоятельствами: совокупность вновь построенных угольных шахт — весьма удобный объект для статистического анализа (их число достаточно велико, все они заняты производством сравнительно однородной продукции); процесс освоения угольных шахт носит вероятностный характер, вследствие разнообразия горно-геологических условий шахт и трудности оценки их точных значений до пуска предприятия в эксплуатацию; исследование динамики освоения проектных показателей в угольной промышленности весьма важно с экономической точки зрения в силу больших масштабов производства и неудовлетворительного состояния освоения проектных показателей.

В качестве исходной информации использовались данные официальной статистической отчетности о работе 92 угольных шахт, функционирующих не менее 6 лет. По каждому объекту исследовались два типа характеристик: параметры собственно процесса освоения; комплекс априорно известных характеристик шахт, служащих основой для прогнозирования процесса освоения вновь построенных объектов.

В качестве параметра процесса освоения выступал процент освоения мощности в каждом из первых шести лет с момента пуска шахты (относительная кривая освоения). Априорно известные характеристики применительно к угледобывающим предприятиям можно подразделить на три группы: природно-географические, технико-технологические и организационно-экономические. Первая группа признаков характеризует местоположение предприятия (широта, долгота и т. д.) и горно-геологические условия его функционирования (угол падения пласта, характер падения, средняя вынимаемая мощность, марка угля, категория по газу, максимальная глубина разработки и др.). Признаки второй и третьей классификационных групп отражают уровень технологии и организации производства. В частности, ко второй группе можно отнести количество разрабатываемых пластов, число лав, их длину, уровень механизации навалки, протяженность горных выработок и т. д. Третью группу составляют следующие характеристики: проектная мощность шахты, число дней работы в году, год сдачи в эксплуатацию, среднемесячная

Таблица 3

Статистические характеристики освоения производственной мощности (%)

Число лет после сдачи в эксплуатацию	Средний уровень освоения	Минимальное и максимальное значение уровня освоения	Среднеквадратическое отклонение	Коэффициент вариации
1	46,5	7—118	22,1	47,4
2	70,5	23—133	25,5	36,2
3	80,6	22—135	27,5	34,1
4	84,9	22—164	31,0	36,5
5	89,4	22—180	33,0	36,9
6	95,1	26—184	35,7	37,5

производительность, среднесписочное число рабочих по добыче и т. д. Всего для анализа было принято 32 признака.

Общее представление о характере освоения проектной мощности по годам для исследуемой совокупности шахт дает табл. 3. Приведенные данные дают лишь усредненную характеристику процесса освоения. Индивидуальные характеристики по отдельным шахтам очень резко отклоняются от обобщенной кривой.

Сложность решения задачи прогнозирования кривых освоения для вновь пускаемого объекта обуславливается необходимостью прогнозирования многомерной величины и большим разнообразием индивидуальных кривых освоения. Последнее требует предварительной классификации этих и формирования набора типичных кривых. В этом случае задача прогнозирования сводится к выбору из семейства типичных кривых такой, которая с наибольшей точностью описывает вероятностный процесс освоения нового объекта. Наиболее эффективным методом решения задачи в указанной постановке является рассмотренный выше метод построения дискретно-непрерывных моделей.

Перейдем к рассмотрению отдельных этапов.

1. Формирование сравнимой выборки для динамических рядов показателей мощности отдельных шахт. Этап включал выбор длины сопоставляемого отрезка (6 лет) и переход от абсолютных значений объема добычи к относительным величинам. В качестве последних выступало отношение фактического объема добычи в каждом году к проектной мощности шахты (%).

2. Классификация шахт по параметрам процесса освоения. В качестве характеристик процесса освоения принят относительный уровень (в %) освоения проектной

Таблица 4

Характеристики классов

Номера классов	Число предприятий	Координаты центров по годам					
		1	2	3	4	5	6
1	17	32,2	49,7	53,6	50,4	51,2	58,7
2	14	45,0	66,9	80,5	84,3	83,5	86,9
3	9	32,7	68,4	81,8	95,9	104,8	111,3
4	14	60,4	92,8	108,7	115,5	120,6	124,5

мощности шахты за первые шесть лет ее эксплуатации.

Следовательно, в нашем случае исходные данные представляют собой многомерную совокупность с общим числом объектов 92, каждый из которых характеризуется шестью признаками. Для выяснения общего характера распределения предприятий в признаковом пространстве и разбиения совокупности на группы в данном исследовании использовались алгоритм и программа таксономии «Форель-1» [14]. Характеристики сформированных первичных классов приведены в табл. 4.

Выделенные группы предприятий и представляют собой обучающую выборку.

3. Переход в новое признаковое пространство. Заключается в обучении распознаванию класса объекта (его кривой освоения) на основе характеристик условий его функционирования. Решение этой задачи в данной работе было осуществлено с помощью алгоритма и программы, изложенных в [15]. Результатом этого этапа является описание выделенных по динамике освоения четырех классов с помощью априорно известных характеристик угольных шахт. Для каждого класса это описание состоит из двух 32-мерных векторов средних значений и дисперсий.

4. Выбор минимального набора информативных признаков и оценка их весов. Число признаков, из которых должен состоять информативный набор, было принято равным 8 (из 32 первичных). Ответ на вопрос, какие именно признаки должны быть включены в набор данного объема, был получен с помощью того же алгоритма [15], основанного на случайном поиске с адаптацией (СПА). В информативный набор вошли следующие признаки: x_1 — широта, x_6 — угол падения пласта, x_{11} — среднемесячная производительность труда, x_{14} — категория по газу, x_{16} — максимальная глубина разработки, x_{18} — протяженность выработок с металлокреплением, x_{22} —

среднее действующее за год число очистных забоев, x_{21} — годовая проектная мощность.

Их веса (относительная значимость каждого признака) соответственно составляют: 0,154; 0,123; 0,110; 0,175; 0,153; 0,043; 0,074; 0,168.

Сравнение классификаций по полному набору признаков и информативному поднабору показывает, что при стабильности общей численности групп только около 1/5 объектов изменяет групповую принадлежность. Такой уровень совпадения классификаций при уменьшении общего набора признаков в три раза следует считать удовлетворительным.

5. Свободная классификация шахт в преобразованном признаковом пространстве была проведена с помощью двух алгоритмов таксономии [14, 16].

При построении дискретной модели главным требованием к ней является четкость разбиения совокупности объектов в новом, преобразованном признаковом пространстве, т. е. обеспечение возможности точного определения принадлежности отдельных объектов к конкретному классу. Это достигается путем опробования нескольких вариантов разбиений, оценки их качества и выбора наиболее оптимального варианта исходя из цели исследования и характера информации.

В нашем случае выбрано разбиение на четыре класса. Первый — 46 шахт небольшой мощности с наиболее благоприятными горно-геологическими условиями работы. Годовая мощность этих шахт не превышает 300 тыс. т, среднее действующее число очистных забоев равно 3. Второй класс — 23 шахты мощностью до 500 тыс. т в год. Третий класс — 12 шахт мощностью до 1000 тыс. т в год с более сложными геологическими условиями — большей загазованностью, максимальной глубиной разработки пластов и т. д. Четвертый класс включает 11 шахт. Это группа самых крупных шахт (годовая мощность свыше 1000 тыс. т, число очистных забоев 8—9) со сложными горно-геологическими условиями. Шахты сверхкатегорийные, с пластами наклонного и крутого падения, максимальной глубиной разработки 300 м.

6. Подбор наиболее подходящей теоретической кривой освоения проектной мощности для каждого из четырех классов объектов в дискретно-непрерывной модели. Расчеты показали, что во всех классах процесс освоения достаточно точно описывается параболическими функциями, т. е. по мере увеличения периода с момента пуска шахты в эксплуатацию темп прироста производственной мощ-

ности интенсивно затухает. Так, по самому многочисленному классу (46 шахт) средний уровень освоения проектной мощности за первые шесть лет с момента сдачи шахт в эксплуатацию соответственно равен 48,2%; 73,1; 82,1; 84,2; 88,5; 97,2%. Таким образом, зная значения 8 выбранных характеристик новой шахты, можно до пуска в эксплуатацию определить ее принадлежность к одному из классов, а следовательно, и наиболее вероятный вид кривой освоения.

В рассматриваемом подходе, как и во всех случаях использования регрессионных моделей различного типа, прогнозируется одна характеристика процесса — условное математическое ожидание некоторого показателя. В более общем случае при взаимодействии статистических моделей прогнозирования с оптимизационными моделями планирования требуется более полное описание случайного процесса, оценка двух его основных характеристик — средней траектории показателя и диапазона наиболее вероятных отклонений от нее. Использование моделей, дающих только оценку средней траектории развития, может привести к ситуации, когда оптимальное решение, полученное для фиксированных, хотя и наиболее вероятных значений случайных показателей, окажется далеким от оптимума для других, реализованных в действительности значений. С целью построения модели, дающей описание зависимости двух статистических характеристик случайного процесса (математического ожидания и среднеквадратического отклонения) от значений входных переменных, в работе [17] предложено развитие описанной выше динамической дискретно-непрерывной модели. Идея заключается в замене применяемого в модели способа описания динамики процесса аппаратом теории управляемых случайных процессов. Полученный тип моделей может быть назван экономико-статистической моделью (ЭСМ) управляемого случайного процесса.

ЭСМ управляемого процесса позволяет прогнозировать не только поведение управляемого экономического показателя в среднем, но и давать количественные оценки других статистик, описывающих поведение случайного процесса, в частности его дисперсию как функцию управляющих воздействий. Кратко рассмотрим конструктивные особенности моделирования управляемого случайного процесса.

Модель представляет собой комбинацию моделей двух типов — классификационной (дискретной) и непрерывной. Дискретная модель строится методами распознавания об-

разов. Непрерывная модель представляет собой в общем случае использование однотипных статистических и вероятностных процедур, применяемых к каждому классу дискретной модели в отдельности.

Если признаковое пространство X разбито на непесекающиеся области A_1, A_2, \dots, A_k , то формальная запись управляемого случайного процесса имеет вид

$$\begin{aligned} & \Psi_1(y, a_1) \text{ при } x \in A_1; \\ & \Psi_2(y, a_2) \text{ при } x \in A_2; \\ & \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ & \Psi_k(y, a_k) \text{ при } x \in A_k, \end{aligned}$$

где $\Psi_i(y, a_i)$, $i = \overline{1, k}$, — плотности распределения случайных процессов, описывающих поведение выходного экономического показателя в каждом i -м классе на некотором отрезке времени. Построение модели включает следующие основные этапы:

построение дискретной части модели (выбор способа классификации и набора признаков, по которым должно производиться разбиение совокупности на однородные классы), формирование математического описания классов и правила отнесения объекта к тому или иному классу, оценка вероятности принадлежности объектов к сформированным классам;

построение непрерывной части модели для случая управляемых случайных процессов, состоящее в получении общего вида семейства плотностей распределения $\Psi(y_t, a_i)$ и в определении численных значений параметров a_i для каждого i -го класса с помощью методов математической статистики;

статистическая аппроксимация полученного соответствия между значениями параметров a_i и средними значениями признаков разбиения каждого класса A_i , т. е. распространение отображения $A_i \rightarrow a_i$ на произвольные точки внутрипризнакового пространства.

Целевое назначение дискретной части модели при моделировании управляемых случайных процессов состоит в получении исходной статистической информации. В процессе ее построения множество реализаций значений однотипных показателей разбивается на классы, элементы которых можно считать реализациями одного случайного процесса. Таким образом, дискретная модель является семейством случайных процессов, представленных только своими реализациями. Основную содержательную нагрузку в смысле использования собственно методов теории управляемых случайных процессов несет на себе не-

прерывная часть модели. Процесс ее построения включает три этапа: определение видов семейства плотностей $\Psi(y_t, a_i)$, $i = \overline{1, k}$, на основе результатов и теоретических положений теории управляемых случайных процессов; определение численного значения параметров a_i , $i = \overline{1, k}$, с помощью методов максимума правдоподобия; сравнение точности описания по разным видам плотностей распределения управляемого случайного процесса и выбора той из них, для которой критерий качества описания наилучший.

В основе выбора формы непрерывной части модели управляемого случайного процесса лежат обобщенные уравнения диффузионного типа [18]. В этих уравнениях зависимость текущего состояния процесса y_t от его предыстории y_0^t выступает как компонента двумерного процесса $z_t = (\Theta_t, y_t)$, причем случайный процесс Θ_t , определяемый в каждый момент времени t предысторией y_0^t , играет роль коэффициента переноса, т. е. определяет динамику среднего значения процесса y_t . Двумерный процесс (Θ_t, y_t) удобно задавать в виде системы двух стохастических уравнений, связывающей эти процессы. Задание такой системы определяет множество возможных реализаций процессов Θ_t и y_t . При некоторых условиях, когда известен вид плотности условного распределения $\Psi(\Theta_t/y_0^t)$, систему стохастических уравнений, связывающую процессы Θ_t и y_t , удастся свести к одному стохастическому уравнению диффузионного типа. В этом уравнении вместо процесса Θ_t выступает его условное математическое ожидание $M[\Theta_t/y_0^t] = a(t, y)$.

Двумерному процессу (Θ_t, y_t) можно придать содержательный смысл, если под y_t понимать выходной (моделируемый) показатель экономической системы, а под Θ_t — случайный процесс, зависящий от траектории входных показателей этой системы $x_{t,i}$, $i = \overline{1, p}$, где $x_{t,i} = (x_{1,i}, x_{2,i}, \dots, x_{t,i})$ — предыстория i -го входного показателя до момента времени t , p — число входных показателей системы. Представление моделируемого показателя y_t в виде компоненты двумерного процесса $z_t = (\Theta_t, y_t)$, задаваемого с помощью системы стохастических уравнений, составляет основу предлагаемого подхода к построению ЭСМ управляемого случайного процесса.

Для подавляющего большинства ситуаций, встречающихся на практике, на основе имеющейся информации об экономическом процессе нельзя установить вид соот-

ветствующей ему системы стохастических уравнений с параметром управления. В этом случае, по-видимому, единственно возможным выходом является поиск среди некоторых выбранных заранее управляемых случайных процессов.

При этом необходимо решить, среди каких именно управляемых процессов следует искать оптимальный процесс в смысле точности описания реализаций процесса y_t и как должен выглядеть количественный критерий этого отбора. Решение данной проблемы сводится к построению статистической модели управляемого случайного процесса.

В работе [17] предполагается, что для каждого управления $(x_{T,1}, x_{T,2}, \dots, x_{T,n}) \in X$ соответствующий случайный процесс z_t из семейства процессов (Θ_t, y_t) подчиняется системе стохастических уравнений следующего вида:

$$\begin{cases} y_{t+1} = \Theta_t + b_t \cdot \varepsilon_{t+1}; \\ \Theta_{t+1} = \Theta_t + \varepsilon_{t+1}. \end{cases} \quad (*)$$

С изменением параметра управления одновременно меняются процессы Θ_t и b_t , определяющие локальное среднее и дисперсию процесса y_t . Соответствие, которое устанавливает общий параметр x между процессами Θ_t и b_t , позволяет использовать для задания управляемого случайного процесса вместо системы (*) описание процесса Θ_t в зависимости от различных видов процесса b_t (коэффициента диффузии). Предполагая, что коэффициент диффузии меняется как некоторая детерминированная функция времени или как функция лишь текущего состояния процесса y_t , а также предположив нормальность условного распределения $\Psi(\Theta_t/y_0^t)$, для нахождения оценки $\hat{\Theta}_t$ можно применить к случайным процессам Θ_t и y_t , удовлетворяющим системе (*), уравнения оптимальной фильтрации [19]. Используя задание коэффициента диффузии в виде детерминированной функции времени (или функции лишь текущего состояния процесса), а также нормальность условного распределения $\Psi(\Theta_t/y_0^t)$, можно выразить связь между процессами Θ_t и y_t одним стохастическим уравнением (семейством плотностей совместных распределений компонент вектора y_t). Причем в первом случае это семейство будет описывать гауссовские случайные процессы, а во втором — существенно негауссовские.

Методом максимального правдоподобия отыскиваются численные оценки параметров случайных процессов.

Необходимо отметить, что между обеими частями модели имеются не только прямые, но и обратные связи. Вызвано это тем, что характеристика признаков разбиения для дискретной части модели определяется принятой вероятностной концепцией непрерывной части модели. Так, для модели управляемого случайного процесса такими признаками являются начальное значение моделируемого показателя и значения признаков-факторов на всем рассматриваемом отрезке времени.

ЛИТЕРАТУРА

1. Янч Э. Прогнозирование научно-технического прогресса. М.: Прогресс, 1974.
2. Маленко Э. Статистические методы эконометрии. М.: Статистика, 1975, вып. 1.
3. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М.: Статистика, 1973.
4. Браун М. Теория и измерение технического прогресса. М.: Статистика, 1971.
5. Mac Gee V. E., Cartetion W. T. Piecewise Regression. — J. Amer. Statist. Assoc., 1970, vol. 65, N 331, p. 78—94.
6. Айвазян С. А., Бежаева З. И., Староверов О. В. Классификация многомерных наблюдений. М.: Статистика, 1974.
7. Загоруйко Н. Г. Методы распознавания и их применение. М.: Советское радио, 1972.
8. Розин Б. Б. Теория распознавания образов в экономических исследованиях. М.: Статистика, 1973.
9. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. М.: Наука, 1963.
10. Верховская Л. А. Однородность средних значений и корреляционных матриц многомерных выборок. — Изв. АН СССР. Техническая кибернетика, 1971, № 5, с. 171—176.
11. Кулешов В. В., Лукацкая М. Л., Ягольницер М. А. Проблемы статистического моделирования и оптимизация отраслевых планов. Новосибирск: Наука, 1977.
12. Сергеева Л. А., Ягольницер М. А. Построение и анализ активных моделей добычи нефти. — В кн.: Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства. Новосибирск: Наука, 1979, с. 78—93.
13. Экономико-статистическое моделирование в промышленности (методологические и методические вопросы). Новосибирск: Наука, 1977.
14. Елкина В. И., Загоруйко Н. Г. Об алфавите объектов распознавания. — В кн.: Вычислительные системы. Вып. 22. Новосибирск: Наука, 1966, с. 59—77.
15. Лбов Г. С. Выбор эффективной системы зависимых признаков. — В кн.: Вычислительные системы. Вып. 19. Новосибирск: Наука, 1965, с. 21—30.
16. Браверман Э. М. Метод потенциальных функций в задаче обучения машины распознаванию образов без учителя. — Автоматика и телемеханика, 1966, № 10, с. 100—121.
17. Багиров И. Г. Статистическое моделирование управляемых экономических процессов с помощью стохастических уравне-

пий диффузионного типа.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск: Наука, 1978, с. 56—80.

18. Гихман И. П., Скороход А. В. Теория случайных процессов. Т. 3. М.: Наука, 1975.
19. Липцер Р. М., Ширяев Л. П. Статистика случайных процессов. М.: Наука, 1974.

В. Р. ЕЛОХИН, Л. Д. КРИВОРУЦКИЙ,
Б. Г. САМЕЕВ, В. В. ФЕДОРОВ

СТАТИСТИЧЕСКАЯ АППРОКСИМАЦИЯ СЛОЖНЫХ МОДЕЛЕЙ ТОПЛИВНО-ЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО КОМПЛЕКСА

1. ОСОБЕННОСТИ ОПТИМИЗАЦИИ ДОЛГОСРОЧНОГО РАЗВИТИЯ ТОПЛИВНО-ЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО КОМПЛЕКСА

Топливо-энергетический комплекс (ТЭК) представляет собой совокупность предприятий, установок и сооружений, обеспечивающих добычу и переработку первичных энергетических ресурсов, их преобразование и доставку потребителям в удобном для использования виде [1, 2].

Высокая техническая вооруженность ТЭК, достигнутая на базе сильной концентрации производства и централизации распределения энергии, обуславливает большие сроки строительства энергетических объектов и сильную зависимость развития ТЭК от возможностей смежных отраслей народного хозяйства. Результатом является значительная инерционность в развитии комплекса, в силу чего необходимо планировать и прогнозировать его на достаточно длительные периоды — от 15 до 30 лет и, возможно, более [2].

Характерным для прогнозирования развития топливно-энергетического комплекса является значительная неопределенность будущих условий его развития. Она вызвана продолжительностью рассматриваемого периода, обеспечивающей широкую свободу проявления названных факторов и тенденций. В этой связи при исследовании перспектив оптимального развития ТЭК существенно меняется содержание понятия «оптимизация». Речь идет

не столько о поиске наилучшего решения при фиксированных условиях, сколько о выборе стратегий развития ТЭК, наиболее эффективных во всем диапазоне возможных условий. Обычная же оптимизация выступает при этом лишь как вспомогательное средство поиска «хороших» решений для множества рассматриваемых условий (гипотез) развития ТЭК.

Другая особенность долгосрочного прогнозирования по сравнению с перспективным планированием состоит в усложнении методов организации вариантов развития ТЭК.

С учетом сказанного в [2] выделены следующие основные этапы реализации схемы исследования ТЭК.

Э т а п 1. Постановка задачи оптимизации систем в условиях неопределенности. Под оптимизацией в данном случае понимается поиск такой по возможности узкой области траекторий развития системы, которая обеспечивает минимум народнохозяйственных (приведенных) затрат с учетом необходимости приспособления к различным внешним условиям.

Э т а п 2. Оценка на основе отчетной информации вероятностных характеристик будущих значений основных компонент исходных данных (в крайнем случае границы интервала их значений). По этим данным с помощью метода Монте-Карло получают необходимое количество случайных сочетаний исходных данных, которые затем группируются с помощью методов распознавания образов в заданное число однородных групп. Тем самым формируется набор наиболее характерных возможных сочетаний будущих условий развития той или иной рассматриваемой системы.

Э т а п 3. На основе полученного набора сочетаний исходных данных определяется состав вариантов, образующих зону неопределенности оптимального развития системы. Сначала с помощью обычной математической модели системы для каждого найденного сочетания исходных данных получают соответствующее оптимальное решение.

Э т а п 4. На этом этапе выполняется содержательный анализ полученных решений с выработкой конкретных предложений по дальнейшему исследованию оптимальных направлений развития систем энергетики.

Нетрудно видеть, что каждый из выделенных этапов оставляет много места для эвристики, отчего теряется строгость математической алгоритмизации всей задачи исследования ТЭК в целом.

Развитие такого подхода в направлении четкого обоснования всех его этапов, использования современных и разработки новых математических методов позволяет с единых методологических позиций изучать большинство сложных производственных систем, в том числе и ТЭК. При этом представляется возможным организовать диалоговое решение всей проблемы количественной и качественной обработки информации. Последнее обстоятельство в работе является главным в следующем смысле.

В настоящее время практически все задачи исследования реальных систем ТЭК являются большемерными, т. е. число уравнений может достигать 1000 и более, а число переменных — нескольких тысяч. В этих условиях, во-первых, невозможно эффективно выполнить проверку адекватности сформулированной исходной математической модели и, во-вторых, серьезной проблемой становится неоднозначность интерпретации полученных решений из-за большого числа анализируемых экономических показателей модели, т. е. модель уже становится как бы «вещью в себе».

Именно поэтому в работе ставится задача аппроксимации сложных многомерных моделей при помощи достаточно простых, удобных в обращении регрессионных моделей. Предлагаемый подход можно использовать не только для аппроксимации собственно моделей ТЭК, но и для построения соответствующих регрессионных моделей, минуя этап формирования некой исходной математической модели.

2. СОДЕРЖАНИЕ СТАТИСТИЧЕСКОЙ АППРОКСИМАЦИИ

Любую систему ТЭК можно представить как некую совокупность переменных, объединенных определенными взаимодействиями и рассматриваемых как единое целое. При этом под входными переменными $X^T = (x_1, \dots, x_n)$ понимаются все те, что являются по отношению к системе внешней средой, а под выходными переменными — откликами $Y^T = (y_1, \dots, y_l)$ — реакция системы на воздействия со стороны внешней среды. Предположим, что некоторая система может быть представлена в виде общей задачи линейного программирования¹, т. е.

$$S = \{ \min c^T z / A^T z = b, z \geq 0 \}, \quad (1)$$

¹ Система S в принципе может быть представлена в виде любой другой экстремальной задачи.

где в качестве входных переменных могут выступать значения матрицы технологических коэффициентов (A), вектора целевых функций (c), вектора ограничений (b), т. е. $(A, b, c \in XT)$.

В качестве выходных переменных могут выступать численные значения функционала $c^T z^*$, где z — решение задачи (1), а также некоторые составляющие прямого и двойственного решений.

Целью нашего исследования является аппроксимация некоторой регрессионной моделью (аппроксимирующей моделью) исходной модели вида (1) на основе имитационного эксперимента. При этом оказываются возможными несколько подходов (на практике, конечно, столь жесткого разделения не осуществляется).

Детерминистическая аппроксимация. Пусть $X_i \in \mathbb{R}^k, Y_i \in \mathbb{R}^l$ связаны соотношением

$$Y_i = \eta(X_i, \Theta) + \Delta(X_i, \Theta), \quad i = \overline{1, n}, \quad (2)$$

где функция $\eta(X, \Theta)$ предполагается заданной, $\Theta \in \mathbb{R}^m$ — неизвестные параметры. Оценки $\hat{\Theta}$ для Θ выбираются из условия минимизации той или иной невязки,

например: $\sum_{i=1}^n |\Delta(X_i, \Theta)|$ или $\max_i |\Delta(X_i, \Theta)|$. Иногда рассматривают последовательно усложняющиеся функции $\eta_1(X, \Theta_1), \eta_2(X, \Theta_2), \dots, \eta_k(X, \Theta_k)$. С математической точки зрения рассматриваемая задача — классическая задача аппроксимации на заданном массиве опорных точек $\{X_i\}_{i=1}^n$.

При достаточно сложных исходных моделях возникает необходимость оптимального выбора этого массива (см., например, [3]).

Обычно задача считается выполненной, когда отыскивается сравнительно простая зависимость, дающая малую невязку по массиву опорных точек $\{X_i\}_{i=1}^n$ (или массиву контрольных точек $\{X_i^*\}_{i=1}^{n'}$). Хотя модель (2) детерминистическая, тем не менее иногда оказывается целесообразным обратиться к статистическим методам, а именно использовать массивы опорных точек в соответствии с некоторым рандомизированным правилом.

Будем называть множество опорных точек $\{X_i\}_{i=1}^n$ по аналогии с [4] планом эксперимента. Планы, строящиеся рандомизированным способом, называются рандомизированными. Использование таких планов позволяет

говорить о некоторых вероятностных характеристиках оценок Θ , например о их несмещенности, дисперсиях, ковариациях и т. д., имея в виду, что все эти выводы делаются на вероятностном пространстве, порожденном множеством рандомизированных планов и соответствующими вероятностями появления каждого из них.

Так, например, в [5, 6] описывается возможность использования статистических методов для задач типа (2). При этом определяется оценка числа экспериментов, необходимых для надлежащего (с заданной вероятностью) выделения значимых переменных. Чтобы пояснить возможность использования статистики, обратимся к работе Л. Д. Мешалкина [5]. В ней для задачи (2) рассматривается простейшая ситуация:

$$y_i = \Theta^T X_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad y_i \in R',$$

где предполагается, что из m параметров отличны от нуля лишь $s (< m)$ параметров. Вычисляется вероятность p обнаружения этих параметров по $n (< m)$ испытаниям

$$p = 1 - 2^{-q}, \quad \text{где} \\ q = n - s - \log_2(m - s + 1). \quad (3)$$

Все результаты получены в предположении, что каждый из факторов x_α варьируется на двух уровнях. В [6] эти результаты обобщаются на многоуровневые планы, при этом

$$p = 1 - v^{-q}, \quad \text{где} \quad q = n - s - \log_v(m - s + 1). \quad (4)$$

Приведенные формулы для практических исследований наиболее приемлемы, так как предполагают возможность перебора всех сочетаний из m по s параметров (таких сочетаний всего $m!/s!(m-s)!$). Для большинства реальных задач расчет такого количества регрессионных поверхностей становится практически невозможным, что заставляет обратиться к упрощенным процедурам перебора, для которых эти вероятности (3) и (4) оказываются, естественно, меньшими. К тому же описанные выше предположения обычно не выполняются, что придает этим величинам еще более ориентировочный характер и вынуждает прибегать к эвристическим оценкам (иногда удается получить асимптотические результаты, см. [7]). В реальных задачах ситуация усложняется за счет многомерности отклика.

Модель (2) удобно использовать в тех случаях, когда исходная модель содержит переменные, значения которых

не определены точно (например, $a_j \leq x_j \leq b_j$), и при этом интересно знать поведение системы при их изменении.

Классическая регрессия. Рассматривается аппроксимирующая модель вида

$$y_i = \eta(X_i, \Theta) + \varepsilon_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad (5)$$

где ε_i — случайная добавка с нулевым средним ($E[\varepsilon] = 0$) и дисперсией σ_i^2 (или дисперсионной матрицей $d(X_i, \Theta) = E[\varepsilon_i \varepsilon_i^T]$ при многомерном отклике), которая может быть неизвестна.

К использованию моделей вида (5) целесообразно обращаться, например, в следующей ситуации. Пусть функция $\Psi(X, Z)$ описывает исходную систему. Относительно переменных X известна та же информация, что и в предыдущем пункте. Переменные Z либо известны неточно, либо случайны по своему характеру. И в этом и в другом случае Z может описываться некоторой функцией распределения $F(Z)$.

Пусть Z — заведомо незначимые переменные (по крайней мере, при варьировании их в соответствии с $F(Z)$). На общее поведение отклика каждая из них не оказывает существенного влияния, но в совокупности они приводят к «размазыванию» откликов. Поэтому естественно описать усредненное поведение:

$$\eta(X, \Theta) = \int \Psi(X, Z) dF(Z) = E[\Psi(X, Z)]$$

и соответствующий разброс:

$$d(X, \Theta) = E[(\Psi(X, Z) - \eta(X, \Theta))(\Psi(X, Z) - \eta(X, \Theta))^T].$$

Если под наблюдением понимать величину $y_i = \Psi(X_i, Z_i)$, где Z_i генерируется с помощью датчика случайных чисел, то приходим к (5).

Решение регрессионной задачи (5) при известных матрицах $d(X_i)$ теоретических трудностей не представляет, но конкретная числовая реализация поиска оценок для Θ оказывается серьезной вычислительной проблемой. При неизвестных матрицах $d(X_i)$ появляются и теоретические затруднения. В одномерном случае при $d(X) = \text{const}$ по-прежнему удается получить наилучшие линейные оценки, в многомерном — это оказывается невозможным. В настоящее время получены асимптотические результаты (см., например, [8, 9, 10]), которые могут служить ориентиром для соответствующих эвристических подходов.

В [11, 12] обсуждается многооткликный вариант оценивания параметров, где некоторые функции $\eta(X, \Theta)$ имеют различные структуры.

В реальных задачах выделение групп переменных X и Z из общей совокупности «кандидатов» \tilde{X} не формализуется. Часто одной из задач анализа является именно разбиение вектора \tilde{X} на два вектора: $\tilde{X}^T = (X^T, Z^T)$. При этом вектор X трактуется как набор значимых переменных, Z — как набор незначимых переменных, шумовой фон. Существует довольно много критериев значимости переменных [13—16], но применительно к задаче аппроксимации все они опираются на простую идею: переменная (или группа переменных) считается значимой, если «вариация» отклика $\Psi(X, \Theta)$, объясненная этой переменной (или группой переменных), существенно больше (в статистическом смысле), чем заданный (допустимый для данной, конкретной задачи) шум.

Регрессионные модели второго рода. Предположим, что

$$y_{ji} = \eta(X_i, \Theta, \gamma_j) + \varepsilon_{ji}, \quad j = \overline{1, l}, \quad i = \overline{1, n}. \quad (6)$$

Модель (6) в значительной степени является обобщением предыдущей модели, и переменные γ по своему смыслу часто близки к переменным Z . Однако модель (6) выделяется специально, так как в имитационных исследованиях нередко возникают ситуации, когда переменные γ оказываются выходами из каких-либо систем и их распределение $F(\gamma)$ неизвестно (и, стало быть, γ_j не может быть получена непосредственно с помощью датчика случайных чисел). При этом часто оказывается необходимым оценить не только параметры Θ , но и некоторые характеристики распределения $F(\gamma)$, например средние параметры γ и их дисперсионные матрицы.

Столь подробное изложение подходов к аппроксимации обусловлено прежде всего естественной сложностью имитируемых систем [1, 2]. С другой стороны, приступая к поиску соответствующих аппроксимирующих моделей (функции $\eta(X, \Theta)$), экспериментатор, как правило, недостаточно информирован о их виде [17, 18]. Поэтому, реализуя имитационный подход к статистической аппроксимации, удается найти некоторую функцию $\eta_j(X, \Theta_j)$, наилучшим образом описывающую систему S (1).

Ниже дается описание основных этапов имитационного подхода к аппроксимации сложных систем энергетики, суть которого заключается в следующем (схема 1).

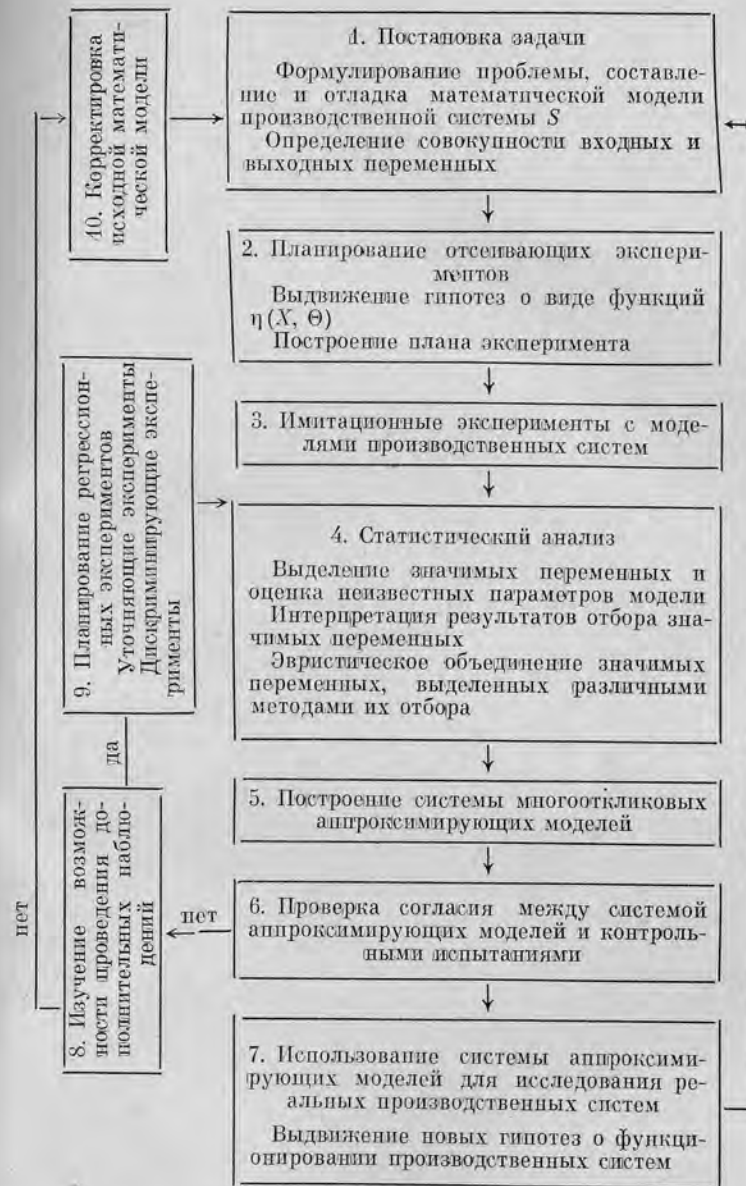


Схема 1. Блок-схема метода статистической аппроксимации.

1. Постановка задачи. Этот этап включает формулирование требований к аппроксимируемой системе; составление и отладку оптимизационной математической модели (например, вида (1)); определение совокупности входных и выходных переменных, используемых для детального анализа.

2. Планирование отсеивающих экспериментов. Данный этап предусматривает реализацию следующих эвристических процедур: выдвижение гипотез о виде функций $\eta(X, \Theta)$; ориентировочное определение числа возможно значимых переменных; разумный выбор числа уровней для каждой переменной (фактора). Конечный результат этого этапа — выявление необходимого числа наблюдений за производственной системой и построение плана отсеивающих экспериментов. Для этих целей в работе предлагаются планы случайного баланса [19] и планы последовательного отсеивания [20, 21].

3. Имитационные эксперименты с моделями производственных систем. Задачей данного этапа является многовариантная оптимизация системы (1) и получение тем самым множества условно-оптимальных решений — зоны неопределенности ее развития в соответствии с планом имитационного эксперимента.

4. Статистический анализ. Для решения задачи по отбору значимых переменных существует большое число методов, которые, однако, не всегда бывают эффективными с той или иной точки зрения [13—16, 24]. Особый интерес в нашем случае представляют методы: пошагового отбора [13—16, 23], случайного баланса [19, 23], последовательного отсеивания [20, 21], главных компонент и факторного анализа [22], а также метод пошагового окаймления (предложенный авторами работы) и его модификации. Последний метод изучен для однооткликowego и многооткликowego (многооткликовость — случай одновременного измерения нескольких выходных величин) вариантов (в данной работе он не рассматривается).

5. Построение системы многооткликowych аппроксимирующих моделей. Предлагаются методы поиска оценок для многооткликowych моделей. Изучены частные варианты оценивания параметров рассмотренных в [9] многооткликowych моделей, учитывающие различные структуры поверхностей откликов (см., например, [11, 12]).

Для целей исследования моделей ТЭК предлагается также система многооткликowych взаимозависимых и вза-

имобратных аппроксимирующих моделей [12]. На этом же этапе в некоторых случаях могут быть полезны квази-градиентные методы построения нелинейных оценок.

6. Проверка согласия между системой аппроксимирующих моделей и контрольными испытаниями. После того как найдена оценка параметров аппроксимирующих моделей, необходимо проверить условие согласия конкретной функции $\eta(X) = \eta(X, \Theta_{ист})$, где $\Theta_{ист}$ — истинные значения оценок с экспериментальными данными. В зависимости от обстоятельств процесс имитации либо прекращается, либо планируется дополнительный эксперимент по уточнению всей совокупности переменных (или параметров Θ) или некоторой наиболее интересующей экспериментатора группы переменных.

7. Использование системы аппроксимирующих моделей для исследования реальных производственных систем и выдвижение новых гипотез о функционировании производственных систем.

Выдвижение новых гипотез является эвристической процедурой, и эффективность ее реализации целиком зависит от требований и квалификации конкретного исполнителя работы. Этот вопрос вызван тем, что на заключительных стадиях исследования может возникнуть ситуация, когда построенные аппроксимирующие модели неадекватны в статистическом и содержательном смысле, либо условия, для которых строилась модель $\eta(X, \Theta)$, изменились, и поэтому возникает необходимость описания изучаемых явлений системы некоторой другой системой аппроксимирующих моделей. Это, очевидно, приводит к повторению определенных этапов схемы.

8. Изучение возможности проведения дополнительных наблюдений. На этом этапе оценивается ситуация процесса аппроксимации с целью ответа на вопрос: сопряжены ли дополнительные эксперименты со значительным их удорожанием? Если дальнейшее проведение экспериментов (наблюдений) не представляется возможным, то следующим этапом реализации схемы аппроксимации должна быть корректировка исходной модели. В противном случае выполняется следующий этап.

9. Планирование регрессионных экспериментов. Настоящий этап можно рассмат-

ривать либо в последовательности двух его составляющих подэтапов (планирование дискриминирующих экспериментов и планирование уточняющих экспериментов), либо выполняя лишь один из них.

Планирование уточняющих экспериментов. При построении экспериментальных планов чаще используются критерии оптимальности, связанные с величинами дисперсии оценок неизвестных коэффициентов, и уравнения регрессии. В частности, нас интересует задача построения D -оптимальных планов, удовлетворяющих требованиям минимальности обобщенной дисперсии оценок коэффициентов и при этом оптимальных в смысле предсказаний значений функций отклика [3, 4].

Другим подходом к эффективному решению задачи уточнения значимых переменных является построение факторных планов, в которых количественные и качественные переменные варьируются на разном числе уровней. Для решения их в работе используются несимметричные факторные планы [25].

Планирование дискриминирующих экспериментов. Целесообразность такого планирования возникает в том случае, когда существующим данным соответствуют две или более математические модели [3,4]. В этом случае и проводится дискриминирующий эксперимент, при котором сравниваемые модели ставятся в критические условия и отыскиваются такие точки, где результаты измерений не были бы инвариантны относительно замены одной проверяемой математической модели другой.

В практике при имитационной аппроксимации возможна такая ситуация, когда для ряда переменных (факторов) с вероятностью, близкой к единице, необходимо задавать однозначное сочетание их уровней. В этой связи предлагаются так называемые композиционные планы, которые должны быть, с одной стороны, оптимальны по тому или иному критерию, а с другой — учитывать коррелированность ряда переменных.

10. **Корректировка математической модели.** Этот этап целиком основывается на опыте и знаниях исследователя и реализуется он в диалоговом режиме.

Необходимость в реализации данного этапа возникает в двух случаях: когда не удастся построить адекватную аппроксимирующую модель; когда с проведением дополнительных наблюдений резко увеличиваются затраты на весь процесс статистической аппроксимации. Поэтому исследователю нужно уточнить цели своей основной задачи

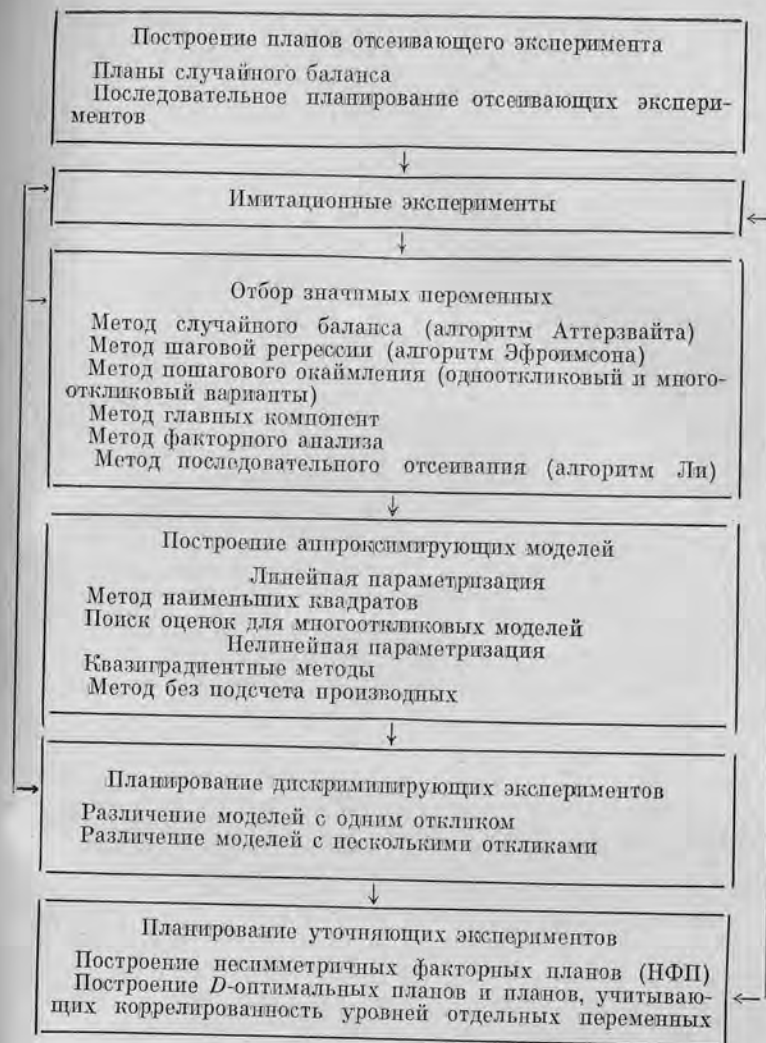


Схема 2. Пакет алгоритмов и программ для анализа и планирования имитационных экспериментов.

и проанализировать исходную информацию, с тем чтобы следующий цикл реализации схемы аппроксимации прошел более успешно.

Нетрудно видеть, что без активного применения ЭВМ и соответствующих программ реализация статистической

аппроксимации невозможна. В связи с этим в работе предлагается пакет алгоритмов и программ для анализа и планирования имитационных экспериментов (схема 2). Такой пакет не универсален, а в значительной степени ориентирован на решение тех проблем, которые возникают при исследовании сложных производственных систем (применительно к задачам исследования топливно-энергетического комплекса). Однако это не исключает возможности его использования и для решения других задач, где процедура обработки количественной информации трудоёмка.

На базе имитационного подхода к статистической аппроксимации получены конкретные результаты при построении характеристик энергопотребления [12] и согласовании одноуровневых систем межотраслевого комплекса в условиях неопределенности [26]. Для иллюстрации возможностей статистической аппроксимации ниже будет дан фрагмент работы, связанной с исследованием внешних связей ТЭК (более подробное описание результатов см. в [27]). Следует заметить, что используемые здесь методы и модели далеко не исчерпывают соответствующий набор методов, показанных на схемах 1 и 2, поскольку ставились задачи, во-первых, отработки лишь основных этапов аппроксимации моделей ТЭК, во-вторых, получения ряда новых содержательных результатов.

3. СТАТИСТИЧЕСКАЯ АППРОКСИМАЦИЯ ВНЕШНИХ СВЯЗЕЙ ТЭК

Задача данного исследования состоит в том, чтобы при помощи оптимизационной модели межотраслевых связей ТЭК [1] получить множество вариантов решений и выявить наиболее важные тенденции воздействия внешних производственных и торговых связей на развитие ТЭК, количественно оценить влияние различных факторов на развитие топливных отраслей, научиться пользоваться этими оценками при прогнозировании развития ТЭК.

Согласно предложенному выше статистическому подходу к аппроксимации была выполнена следующая работа².

1. Определялся перечень входных и выходных переменных. Как показали многовариантные расчеты на меж-

² Работа выполнялась на базе модели, разработанной Г. Е. Ткаченко.

Таблица 1

Совокупность входных и выходных переменных для исследования ТЭК с учетом внешних связей *

№ переменной	Переменные	№ переменной	Переменные
	<i>Входные</i>		
16	Производство продукции черной металлургии	25	технической продукции
17	Импорт труб		Производство строительных механизмов и подъемно-транспортного оборудования
18	Производство энергомашиностроения	26	Импорт строительных механизмов и подъемно-транспортного оборудования
19	Производство тяжелого и транспортного машиностроения	27	Объем грузооборота железнодорожного транспорта
20	Импорт металлургического оборудования		<i>Выходные</i>
21	Производство строительных материалов	1	Добыча газа
22	Производство станков и инструментов	2	Добыча угля
23	Импорт станков		
24	Производство электро-		

* Первые 15 входных переменных относятся к этапу 1983—1985 гг., переменные 16—27 — к этапу 1985—1990 гг.

отраслевой оптимизационной модели, имитация различных ситуаций в народном хозяйстве может достигаться в основном за счет варьирования компонент вектора заданной обязательной потребности B_1 ; компонент вектора условий производства и потребления топлива и энергии B_2 ; ограничений на лимитированные народнохозяйственные ресурсы B_3 .

Именно B_1 , B_2 и B_3 выступают в качестве входных переменных при построении планов и дальнейшей аппроксимации оптимизационной модели статистическими моделями. Число входных переменных было равно числу уравнений модели, т. е. $k = 352$.

В качестве откликов в данном эксперименте выступали объемы добычи газа и угля в 1990 г.

2. Строился план случайного баланса. При подсчете числа необходимых наблюдений использовалась формула (2), где принимались: число априорно значимых переменных ($s = 27$), количество переменных в регрессионной модели ($m = k = 352$), число уровней ($\nu = 2$), вероят-

Таблица 2
Фрагмент плана случайного ба-
ланса

№ наблю- дения	Входные переменные		
	X_1	X_2	$X_{3..2}$
1	0	1	0
2	1	1	1
...
42	1	0	0

ность p обнаружения значи-
мых переменных ($p = 0,95$).
Искомое число наблюдений
 $n = 42$.

Число априори значимых
переменных выбиралось по
результатам многочисленных
экспериментальных расчетов
на межотраслевой оптимиза-
ционной модели [27] (табл. 1).
Фрагмент плана случайного
баланса см. в табл. 2.

3. Выполнялась многова-
риантная оптимизация модели топливно-энергетическо-
го комплекса (352 уравнения и 685 переменных) на ЭВМ
БЭСМ-6.

4. При помощи метода случайного баланса и метода
шаговой регрессии проводился отбор тех значимых пере-
менных, которые оказывают сильное сдерживающее воз-
действие на развитие топливных отраслей в исследуемой
зоне возможного развития ТЭК. Таких переменных ока-
залось 11. Перечни значимых переменных, выявленных
указанными методами, в основном совпадают. При этом
значимыми для добычи газа в 1990 г. оказались следую-
щие переменные:

производство в 1983—1985 гг. продукции энергетиче-
ского, тяжелого и транспортного машиностроения, стро-
ительных материалов, продукции электротехнической про-
мышленности, строительных механизмов и подъемно-
транспортного оборудования;

импорт в 1983—1985 гг. металлургического оборудова-
ния, станков и инструментов, строительных механизмов;

производство в 1985—1990 гг. продукции черной метал-
лургии, тяжелого и транспортного машиностроения, про-
дукции электротехнической промышленности, строитель-
ных механизмов и подъемно-транспортного оборудования;

импорт в 1985—1990 гг. металлургического оборудова-
ния и строительных механизмов.

Анализ статистических моделей, кроме того, показал
(применительно к добыче газа), что, например, для повы-
шения уровня добычи газа в 1986—1990 гг. необходимы
в предыдущем пятилетии повышенные темпы роста про-
изводства общего машиностроения, что обеспечит позднее
ускоренный рост производства черных металлов (труб),
специализированного оборудования для газа и нефтедо-
бычи. Увеличение, скажем, производства продукции энер-

гетической промышленности в 1985 г. на 100 млн. руб
может привести к увеличению добычи газа в 1990 г. на
16 млрд. м³, хотя от такого возрастания продукции стан-
костроения в этом же году можно ожидать лишь допол-
нительно 3 млрд. м³ газа в 1990 г.

Набор значимых переменных для угольной промыш-
ленности, полученный при помощи предлагаемых методов
отбора переменных, оказался менее стабильным, чем для
газовой промышленности. Объясняется это тем, что до-
полнительное увеличение добычи газа связано с большими
материальными затратами, а значит, создает большую
напряженность в народном хозяйстве, чем такое же по-
вышение добычи угля. Картина взаимосвязей смежных
с угольной промышленностью отраслей по ряду перемен-
ных прямо противоположна той, которая сформировалась
для газовой промышленности.

Очевидно, что провести подобный содержательный
анализ, опираясь на исходную оптимизационную модель,
не удалось бы по следующим причинам: 1) невозможен
эвристический анализ большого числа входных и выход-
ных переменных с точки зрения влияния каждого из них
(или группы из нескольких переменных) на все прочие
переменные, т. е. невозможно пофакторное исследование
оптимизационной модели; 2) невозможен учет нелиней-
ности связей между входными и выходными переменными;
3) многократный расчет по исходной оптимизационной
модели сопряжен с трудностями, обусловленными подго-
товкой исходной информации для получения очередного
решения; 4) время получения реакции исследуемой систе-
мы на изменение тех или иных входных переменных
неизмеримо больше, чем при использовании для этих же
целей аппроксимирующих моделей (так, для получения
одной реакции «текущих» значений откликов при помощи
аппроксимирующей модели требуется менее 1 с, тогда как
решение задачи в целом занимает более 20 мин).

Таким образом, анализ влияния различных перемен-
ных с привлечением методов статистической аппрокси-
мации позволяет выявить наиболее общие (для рассматри-
ваемой зоны неопределенности развития ТЭК) тенденции
влияния смежных отраслей и экспортно-импортной по-
литики на энергетику. Кроме того, он дает возможность
сделать более целесообразным и детальным дальнейшее
исследование зависимостей ТЭК и смежных отраслей, так
как сужает круг анализируемых переменных.

1. Макаров А. А., Вигдорчик А. Г. Топливо-энергетический комплекс. М.: Наука, 1979.
2. Макаров А. А., Мелентьев Л. А. Методы исследования и оптимизация энергетического хозяйства. Новосибирск: Наука, 1973.
3. Успенский А. Б., Федоров В. В. Вычислительные аспекты метода наименьших квадратов при анализе и планировании регрессионных экспериментов. М.: Изд-во МГУ, 1975.
4. Федоров В. В. Теория оптимального эксперимента. М.: Наука, 1971.
5. Мешалкин Л. Д. К обоснованию метода случайного баланса.— Заводская лаборатория, 1970, т. 36, № 3, с. 316—318.
6. Мешалкин Л. Д. Два замечания о поисковых экспериментах типа «случайного баланса».— В кн.: Вопросы кибернетики. Теоретические проблемы планирования эксперимента (отсеивающие эксперименты). М.: Советское радио, 1977, вып. 35, с. 145—148.
7. Малотов М. Б. О рандомизированном планировании в одной модели отсеивающих экспериментов.— В кн.: Планирование оптимальных экспериментов. М.: Изд-во МГУ, 1975, вып. 48, с. 181—185.
8. Рао С. Р. Линейные статистические методы и их применения. М.: Наука, 1968.
9. Федоров В. В. Оценивание параметров регрессии в случае вектор-наблюдения.— В кн.: Регрессионные эксперименты (планирование и анализ). М.: Изд-во МГУ, 1977, с. 112—122.
10. Box G. E. P., Draper N. R. The Bayesian estimation of common parameters from several responses.— *Biometrika*, 1965, v. 52, N 2, p. 355—363.
11. Елохин В. Р. Получение наилучших линейных оценок статистически заданной вектор-функции с учетом корреляционных связей компонент функций.— В кн.: Алгоритмы и программы. М.: Государственный фонд алгоритмов и программ, 1977, № 2 (16), с. 11.
12. Elokhin V. R. A non-linear regression model for energy consumption forecasting.— *Methods of systems analysis for longterm energy development*.— IASA, 2361, Laxenburg, Austria, 1977, p. 31—38.
13. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М.: Статистика, 1973.
14. Hocking R. R. The analysis and selection of variables in linear regression.— *Biometrika*, 1976, v. 32, N 2, p. 1—49.
15. Thompson M. L. Selection of variables in multiple regression: part 1. A review and evaluation.— *International statistical review*, 1978, v. 46, p. 1—19.
16. Thompson M. L. Selection of variables in multiple regression: part 2. Chosen procedures, computations and examples.— *International statistical review*, 1978, v. 46, p. 129—146.
17. Нейлор Т., Ботон Дж., Бердик Д. и др. Машинные имитационные эксперименты с моделями экономических систем. М.: Мир, 1975.
18. Шеннон Р. Имитационное моделирование систем — искусство и наука. М.: Мир, 1978.
19. Satterthwaite F. E. Random balance experimentation.— *Technometrics*, 1959, v. 1, N 2, p. 111—138.
20. Клейнен Дж. Статистические методы в имитационном моделировании. М.: Статистика, 1978, вып. 1, 2.
21. Li C. H. A sequential method for screening experimental variables.— *IASA*, 1962, v. 57, N 298, p. 455—477.
22. Налимов В. В., Чернова Н. А. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов. М.: Наука, 1965.
23. Elfroymsen M. A. Mathematical methods for digital computers.— *Rolston and Willf*, 1960, p. 91—203.
24. Forsythe A. B., Engleman L., Jennrich K., May P. R. A stopping rill for variable selection in multiple regression.— *IASA*, 1973, v. 63, N 341, p. 75—77.
25. Бродский В. З. Введение в факторное планирование эксперимента. М.: Наука, 1976.
26. Елохин В. Р. Методы регрессионного анализа как средство имитации поведения сложных экономических систем.— В кн.: Методы оптимизации и согласования решений в больших системах энергетики. Иркутск, 1978, с. 55—65.
27. Ткаченко Г. Е. Прогнозирование условий долгосрочного развития топливно-энергетического комплекса с учетом неопределенности его внешних связей.— В кн.: Методы анализа и модели структуры территориально-производственных комплексов. Новосибирск: Наука, 1979, с. 47—59.

В. С. КАНЕВ, А. К. ТОВАРОВ

СМЕЩЕННЫЕ (ГРЕБНЕВЫЕ) РЕГРЕССИОННЫЕ ОЦЕНКИ В ПОСТРОЕНИИ ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

При построении экономико-статистических моделей основным методом оценивания параметров регрессии является метод наименьших квадратов (МНК). Метод МНК широко известен и не случайно пользуется популярностью. Он хорошо теоретически изучен, достаточно прост в практических приложениях, результаты имеют ясную интерпретацию и с точки зрения классической теории статистического оценивания в наибольшей мере конкурентоспособен для получения оценок регрессии, обладающих «наилучшими» свойствами в фиксированном классе оценок.

Логика развития экономико-статистического моделирования в настоящее время состоит в переходе к конструированию моделей, обладающих заранее формулируемыми свойствами с целью повышения общей адекватности системы экономико-статистических моделей (ЭСМ). Достигается это в основном привлечением в единую систему ЭСМ моделей различных классов, таких как методы теории распознавания образов, методы линейного и нелинейного про-

граммирования и т. д. Экстенсивный путь развития методологии и инструментария экономико-статистического моделирования результативен, имеет ряд успешных практических реализаций [1] и, по-видимому, плодотворен в будущем, хотя теоретическое изучение совместных свойств моделей разных классов на сегодняшний день более чем скромно, и здесь предстоит сделать гораздо больше, чем сделано.

Следует заметить, что логика «синтетического исследования» присуща не только экономико-статистическому моделированию, она становится внутренним содержанием вообще современного системного моделирования. Об этом известный специалист по современной теории систем и многочисленным ее приложениям в области управления румынский математик К. Негойце пишет: «Сегодня мы видим возрастающий интерес к синтетическому исследованию в противоположность аналитическому, к глобальному подходу в противоположность локальному» [2].

В то же время немаловажно изыскание резервов улучшения свойств самих ЭСМ, основных конструкций — способов оценивания параметров регрессионных уравнений, модификации МНК с целью повышения адекватности системы ЭСМ по тем или иным характеристикам. Адекватность ЭСМ, как собственно и любой другой модели, — понятие довольно емкое и не сводится к абсолютизации одного какого-либо ее свойства. В широком смысле слова под адекватностью понимается правильное качественное и количественное описание объекта, процесса, экономической действительности относительно выбранной системы их характеристик с некоторой разумной степенью точности [3]. В этом отношении, как нам представляется, довольно перспективна модификация МНК в направлении вычисления вместо обычных оценок так называемых ридж-оценок. Эти оценки, предложенные впервые А. Хорзлом и Р. Кенсардом [5, 6], позволяют существенно улучшить такие характеристики, как точность оценивания параметров регрессии, причем в ситуациях, довольно распространенных в практике экономико-статистического моделирования, — наличия мультиколлинеарности, когда обычный метод МНК вообще не дает и не может дать сколько-нибудь удовлетворительных результатов.

Рассмотрим стандартную модель линейной многомерной регрессии

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (1)$$

где Y — вектор отклика (наблюдений) размерности $(n \times 1)$;

X — заданная матрица экзогенных переменных размерности $(n \times p)$;

β — вектор параметров, подлежащих оцениванию размерности $(p \times 1)$;

ε — вектор ошибок, $E(\varepsilon) = 0$, $E(\varepsilon, \varepsilon^T) = \sigma^2 Y_n$.

Оценкой вектора β , обладающей минимальной дисперсией (среди любых несмещенных функций наблюдений) по теории Гаусса — Маркова, является оценка

$$\hat{\beta}_0 = (X^T X)^{-1} X^T Y, \quad (2)$$

называемая оценкой МНК.

Хорошо известно, что основным препятствием успешному применению аппарата регрессионного анализа является наличие мультиколлинеарности независимых переменных, т. е. наличие «почти линейной зависимости» векторов x_1, x_2, \dots, x_p . По сути дела это предполагает существование чисел $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$, таких, что

$$\rho_1 x_1 + \rho_2 x_2 + \dots + \rho_p x_p \approx 0.$$

Чем точнее выполняется это приближенное равенство, тем сильнее мультиколлинеарность, тем сильнее отрицательное ее действие, и оценки МНК (2) становятся малоэффективными, т. е. дисперсии их будут велики, что следует из равенства

$$E(\hat{\beta}_0^T \hat{\beta}_0) = E(\beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon)^T (\beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon) = \\ = \beta^T \beta + \sigma^2 \text{tr}(X^T X)^{-1} \rightarrow \infty$$

при $\lambda_{\min}(X^T X) \rightarrow 0$, т. е. при малых собственных числах матрицы $(X^T X)$ дисперсия оценки (2) стремится к бесконечности. Далее, знаки некоторых коэффициентов регрессии, указывающие в благоприятных ситуациях на направленность влияния экзогенных переменных и изучаемых эндогенных переменных, не соответствуют истинным. Если к этому добавить значительные вычислительные трудности, возникающие при обращении плохо обусловленной матрицы, то становится ясным последствие мультиколлинеарности для результатов регрессионного анализа.

В последнее время ведутся интенсивные поиски таких оценок параметров регрессии, которые были бы устойчивы к эффекту мультиколлинеарности. Устойчивость оценок достигается, как правило, привлечением некоторой априорной информации вероятностного (известны моменты априорной функции распределения) или детерминированного (известна принадлежность их заданному множеству)

ву) характера. Учет же априорной информации связан с расширением класса линейных оценок путем включения в него подкласса смещенных оценок, которые, вообще говоря, позволяют увеличить точность оценки, т. е. уменьшить средний квадрат ее ошибки (по сравнению с МНК). Сопутствующим негативным явлением присоединения класса линейных смещенных оценок являются множественность этих оценок и отсутствие оптимальной оценки в смысле минимальной матрицы средних квадратов отклонений ошибки в классе всех линейных оценок.

Наиболее распространенными смещенными оценками, обладающими рядом преимуществ перед другими, устойчивыми к эффекту мультиколлинеарности, являются гребневые оценки, или, как их иногда называют, ридж-оценки (Ridge — гребень, хребет). Далее иногда, где это будет удобней, их кратко обозначим как R -оценки. Рассмотрим структуру гребневой оценки, ее основные свойства и направление использования при построении экономико-статистических моделей.

Основная идея гребневого регрессионного анализа состоит в вычислении вместо (2) оценок

$$\hat{\beta}(k) = (X^T X + kI)^{-1} X^T Y = W X^T Y, \quad k \geq 0. \quad (3)$$

Соотношение (3) определяет семейство R -оценок, порождаемых скалярным параметром k . Отметим некоторые наиболее важные свойства R -оценок:

- а) при $k = 0$ в (3) как частный случай следуют оценки МНК, т. е. $\hat{\beta}(k) = \hat{\beta}(0) = \hat{\beta}_0$ из (2);
- б) связь оценок легко прослеживается и выражается как

$$\hat{\beta}(k) = [I + k(X^T X)^{-1}] \hat{\beta}_0 = Z \hat{\beta}_0,$$

т. е. $\hat{\beta}(k)$ — является линейным преобразованием оценки МНК;

в) R -оценка (3) при фиксированном k минимизирует остаточную сумму квадратов $Q = (y - X\hat{\beta}(k))^T (y - X\hat{\beta}(k))$ на сфере радиуса $(\hat{\beta}(k))^T (\hat{\beta}(k))$ с центром в нуле, причем Q — монотонно возрастающая функция k ;

г) евклидова норма $[(\hat{\beta}(k))^T (\hat{\beta}(k))]^{1/2} \rightarrow 0$ при $k \rightarrow \infty$;

д) пусть $\xi_i(W)$ и $\xi_i(Z)$ — характеристические числа матриц W и Z соответственно, тогда $\xi_i(W) = 1/(\lambda_i + k)$ и $\xi_i(Z) = \lambda_i/(\lambda_i + k)$, где λ_i — характеристические числа матрицы $(X^T X)$, $\lambda_{\max} = \lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p =$

$= \rho_{\min} > 0$. Это, как нетрудно заметить, следует из определения матриц W и Z и решения соответствующих характеристических уравнений;

ж) если представить матрицу Z в виде $Z = (X^T X + kI)^{-1} X^T Y = W X^T X$ и умножить обе части слева на матрицу W^{-1} , то $Z = I - k(X^T X + kI)^{-1} = I - kW$;

з) $\hat{\beta}(k)$ для $k \neq 0$ меньше $\hat{\beta}(0)$, т. е. $(\hat{\beta}^T(k))(\hat{\beta}(k)) < \hat{\beta}^T(0)\hat{\beta}(0)$. По определению, $\hat{\beta}(k) = Z\hat{\beta}(0)(X^T X)^{-1}$ — симметричная, положительно определенная матрица и $(\hat{\beta}(k))^T (\hat{\beta}(k)) \leq \xi_{\max}^2(Z) \hat{\beta}_0^T \hat{\beta}_0$, так как $\xi_{\max}(Z) = \lambda_1/(\lambda_1 + k)$.

Рассмотрим некоторые свойства средневекторных ошибок R -оценок. Распишем для этого подробно выражение для математического ожидания расстояния $\hat{\beta}(k)$ от β

$$\begin{aligned} E[L(k)] &= E[(\hat{\beta}(k) - \beta)^T (\hat{\beta}(k) - \beta)] = E[(\hat{\beta} - \beta)^T Z^T Z \times \\ &\times (\hat{\beta} - \beta) + (Z\beta - \beta)^T (Z\beta - \beta)] = \sigma^2 \operatorname{tr} (X^T X)^{-1} - Z^T Z + \\ &+ \beta^T (Z - I)^T (Z - I) \beta = \sigma^2 (\operatorname{tr} (X^T X) + kI)^{-1} - \\ &- k \operatorname{tr} (X^T X + kI)^{-2} + k^2 \beta^T (X^T X + kI)^{-2} \beta = \\ &= \sigma^2 \sum_{i=1}^p \lambda_i / (\lambda_i + k)^2 + k^2 \beta^T (X^T X + kI)^{-2} \beta = Z_1(k) + Z_2(k). \end{aligned} \quad (4)$$

Смысл слагаемых $Z_1(k)$ и $Z_2(k)$ легко устанавливается, а именно $Z_1(k)$ — это сумма дисперсий (общая дисперсия вектора оценки), $Z_2(k)$ — квадрат смещения $\hat{\beta}(k)$ от β в зависимости от k . По-разному ведут себя эти функции в окрестности нуля:

$$\lim_{k \rightarrow +0} dZ_1(k)/dk = -Z\sigma^2 \sum_{i=1}^p 1/\lambda_i^2, \quad \lim_{k \rightarrow +0} dZ_2(k)/dk = 0.$$

Таким образом, производная $Z_1(k)$ отрицательна и приближается в случае ортогональной матрицы $X^T X$ к $-2\rho\sigma^2$ при $k \rightarrow +0$. Производная $Z_2(k)$ при $k \rightarrow 0$ в точности равна нулю. Можно сделать вывод, что $Z_2(k)$ при малых положительных значениях в окрестности $k = +0$ приводит к незначительному смещению R -оценки и в основном совпадает с дисперсией оценки.

Основной результат относительно R -оценок формулируется в следующем виде.

Теорема [5] (теорема существования). Для семейства

оценок (3) всегда существует $k > 0$, такое, что

$$E[L(k)] < E[L(0)] = \sigma^2 \sum_{i=1}^p 1/\lambda_i. \quad (5)$$

Доказательство. Пусть P — ортогональная матрица, столбцы которой составлены из характеристических векторов матрицы $X^T X$, тогда $P^T X^T X P = \Lambda$, $\Lambda_{ii} = \lambda_i$, $i = 1, \dots, p$. Обозначим

$$v = P\beta, N = X P, y = N v + \varepsilon, \quad (6)$$

тогда

$$Z_2(k) = k^2 \sum_{i=1}^p v_i^2 / (\lambda_i + k)^2.$$

Отсюда

$$dZ_2(k)/dk = 2k \sum_{i=1}^p v_i^2 \lambda_i / (\lambda_i + k)^3.$$

Таким образом,

$$\begin{aligned} dE[L(k)]/dk &= dZ_1(k) dk + dZ_2(k)/dk = \\ &= -2\sigma^2 \sum_{i=1}^p \lambda_i / (\lambda_i + k)^3 + 2k \sum_{i=1}^p \lambda_i v_i^2 / (\lambda_i + k)^3. \end{aligned}$$

Непосредственным дифференцированием $Z_1(k)$ и $Z_2(k)$ легко устанавливается характер изменения этих функций. Они непрерывны; $Z_1(k)$ — монотонно убывающая и $Z_2(k)$ — монотонно возрастающая по k функции. Существование k , удовлетворяющего (5), гарантируется, таким образом, условием $dE[L(k)]/dk < 0$; имея в виду, что производная меняет знак, k можно взять из неравенства $k < \sigma^2/v_{\max}^2$, что и требовалось доказать.

Следует заметить, что R -оценка (3) эквивалентна оценке МНК (2), полученной добавлением к (1) фиктивного множества данных, «измеренных» по ортогональному плану $\tilde{X}^T \tilde{X} = kI_p$. Указанные «измерения» доставляют как бы дополнительную «априорную» информацию и тем самым регуляризуют оценку.

С этой точки зрения весьма желательно регуляцию оценки в случае плохой обусловленности матрицы $(X^T X)$ проводить и с использованием имеющейся не фиктивной априорной информации о векторе параметров β .

Б. Суиндел [7] предложил для этой цели семейство оценок

$$\hat{\beta}_{b-k} = (X^T X + kI)^{-1}(X^T Y + kb), \quad k \geq 0,$$

учитывающих как априорную информацию об истинной оценке (b), так и информацию, полученную методом гребневого регрессионного анализа ($b = 0$). При возрастании $k \rightarrow \infty$ оценка $\hat{\beta}_{b-k}$ однозначно описывает траекторию стремления ее к вектору β в пространстве параметров. При этом, как отмечает Б. Суиндел, скорость сходимости $\hat{\beta}_{b-k} \rightarrow b$ несравненно выше, чем рост остаточной суммы квадратов. Эти обстоятельства и послужили основой для придания вектору b в практических приложениях свойств носителя априорной информации об истинном значении вектора β , а $\hat{\beta}_{b-k}$ ($k > 0$) — семейство гребневых оценок β , основанных на априорной информации b .

При таком определении b выбор конкретного значения $\hat{\beta}_{b-k}$ видится как компромисс между МНК и $\hat{\beta}_{b-(\infty)}$. Оценка $\hat{\beta}_{b-k}$, по Суинделу, является оптимальной, если среднеквадратическая ошибка $\hat{\beta}_{b-k}$ строго меньше среднеквадратической ошибки $\hat{\beta}_0$, т. е.

$$s[L(\beta_{b-k})] < s[L(\hat{\beta}_0)], \quad \forall L \neq 0,$$

где L — множество ненулевых линейных комбинаций вектора параметров β . Необходимым и достаточным для выполнения этого неравенства является условие, чтобы k — коэффициент смещения вычислялся из выражения

$$k = k(s(b), X, \sigma^2) = \begin{cases} (0, \infty), & \text{если } [(X^T X)^{-1} - \sigma^2 s(b)] - \\ & \text{неотрицательно определенная матрица;} \\ 0, & \text{— 2/минимальный корень} \\ & [(X^T X)^{-1} \sigma^2 s(b)] \text{— в противном случае,} \end{cases}$$

где $s(b)$ — среднеквадратическая ошибка оценки коэффициента уравнения регрессии, основанная на априорной информации.

Если априорная информация достаточно правдоподобна, то компромиссные оценки $\hat{\beta}_{b-k}$ всегда предпочтительнее оценок МНК в смысле критерия среднеквадратической ошибки.

Б. Макдональд [8] исследовал некоторые алгебраические свойства коэффициентов $\hat{\beta}(k)$ как рациональных функций параметра k . На этом пути ему удалось четко дифференцировать степень ответственности различных характеристик $\hat{\beta}(k)$ -коэффициентов за эффект мультиколлинеарности. Если величина $\hat{\beta}(k)$ -коэффициентов, интенсивность их изменения в зависимости от k не связаны со сте-

пенью мультиколлинеарности, то в явной связи находится сам факт изменения знаков R -оценки и размещения на оси изменения этих знаков.

Если матрица $(X^T X)$ представлена в корреляционной форме, то $\hat{\beta}_i(k)$ -коэффициент может быть выражен в виде

$$\hat{\beta}_i(k) = P_i^{(p-1)}(k)/Q^{(p)}(k), \quad i = 1, \dots, p,$$

где $Q^{(p)}(k) = \prod_{i=1}^p (\lambda_i + k)$ — полином степени p , $P_i^{(p-1)} \times (k)$ — полином степени $(p-1)$, старший член которого имеет вид $r_i k^{(p-1)}$. Вектор $r \equiv X^T Y$ — есть вектор парной корреляции экзогенных переменных и отклика.

Свойства k -коэффициентов, следующие из свойств их как рациональных функций, таковы:

а) $\hat{\beta}_i(k)$ определяются однозначно, если только определены характеристические числа матрицы $X^T X$;

б) $\hat{\beta}_i(k)$ изменяет знак при $k \geq 0$ не большее число раз, чем число положительных вещественных корней $P_i^{(p-1)} \times (k)$;

в) при $k \rightarrow \infty$ $\hat{\beta}_i(k) \sim r_i/k$ и принимает знак r_i ;

г) если $r_i < r_j$ и $k \rightarrow \infty$, то $\partial \hat{\beta}_i(k)/\partial k > \partial \hat{\beta}_j(k)/\partial k$;

д) $\hat{\beta}_i(k) < \hat{\beta}_j(k)$, $\forall i, j, i \geq 1, j \leq p, 0 \leq k \leq \infty$, если и только если $r_i < r_j$;

е) если $r_i \cdot \hat{\beta}_i(0) > 0$, то $\hat{\beta}_i(k)$ имеет тот же знак, что и $\hat{\beta}_i(0)$, $k \in [0, \infty)$;

ж) если $r_i \cdot \hat{\beta}_i(0) < 0$, то существует $k' > 0$ такое, что $\hat{\beta}_i(k) \leq 0$ для $k > k'$, если $\hat{\beta}_i(0) > 0$, то $\hat{\beta}_i(k) > 0$ для $k < k'$ и $\hat{\beta}_i(k) \leq 0$ для $k \geq k'$ и аналогично, если $\hat{\beta}_i(0) < 0$.

Таким образом, изменение знака в оценке R -коэффициентов происходит только в случае, если оценка МНК отличается по знаку от соответствующего коэффициента парной корреляции соответствующей экзогенной переменной и функции — отклика. R -коэффициенты одинаково мажорируются с коэффициентами парной корреляции r_i (свойство д), интенсивность же изменения R -коэффициентов в зависимости от k обратна соответствующей парной связи, т. е. у более высокой парной связи $\{r(x_i, y), r(x_j, y)\}$ следует ожидать менее интенсивное изменение $\hat{\beta}(k)$ (свойство г). Со степенью мультиколлинеарности связано максимальное количество изменений знака R -коэффициен-

та, оно равно $(p-1)$, и расположение изменений знака совпадает с вещественными положительными корнями многочлена $P_i^{(p-1)}(k)$, что может быть определено до вычисления $\hat{\beta}_i(k)$.

Остановимся теперь на проблеме выбора подходящего удовлетворяющего (5) значения k . Заметим, что этот момент наиболее часто подвержен критике, ибо нет до сих пор хороших процедур, строго, аналитически регламентирующих выбор параметра k .

Первоначально А. Хозрл и Р. Кеннард [5, 6] выбор k предлагали производить графически. Для каждого коэффициента $\hat{\beta}_i(k)$ строится так называемый след гребня (ридж-след), т. е. зависимость $\hat{\beta}_i(k) - k$. Параметр k выбирают на основе визуального анализа ридж-следа, принимая во внимание участки стабильности $\hat{\beta}_i(k)$, изменение знаков и измерение возрастания остаточной дисперсии. Понятно, что этот метод не может быть рекомендован как всеобщий; объективно выбрать k на основе графика и эвристических соображений невозможно. Это относится и к другим подобным предложениям, по сути дела вариациям обсуждаемого метода. Так, например, предлагается исследовать не ридж-след $\hat{\beta}(k)$, а ридж-след суммы квадратов отклонений [4].

Заманчива возможность приближенного вычисления k^* с использованием аппроксимации (4) в окрестности $k = 0$ параболой, т. е.

$$L(k) \approx L(0) + kL'(0) + 1/2k^2L''(0). \quad (7)$$

Если воспользоваться методом Ньютона — Рафсона, то значение k , обращающее (7) в минимум, равно

$$k^* = -\frac{L'(0)}{L''(0)} = \sigma^2 \frac{\sum_{i=1}^p \lambda_i / \lambda_j}{\sum_{i=1}^p (3\sigma^2 + v_i^2 \cdot \lambda_i) / \lambda_i^3}. \quad (8)$$

Однако здесь необходима априорная информация о параметрах v_1, v_2, \dots, v_p , которая зачастую отсутствует, но, как это часто бывает в статистическом анализе, искомые параметры заменяются их выборочными оценками, и тогда может быть предложена следующая итеративная процедура [4, 9].

1°. Находятся оценки $\hat{\beta}(0)$ обычным МНК, матрица X приводится к корреляционной форме и преобразованием (6) переводится в оценку \hat{v} параметра v .

2°. По формуле (8) находится k^* , причем σ^2 и v_i заменяются их оценками s^2 и \hat{v} .

3°. Определяется $\hat{\beta}(k^*)$ по (3) и осуществляется переход на второй шаг.

Вычисления продолжают до совпадения с заданной точностью результатов соседних итераций.

Если использовать ортогональное преобразование (6), можно взять k равным $ps^2/v'\hat{v}$, однако при сильной мультиколлинеарности вследствие неустойчивости оценки МНК значение $v^T v$ будет велико, а k мало, т. е. R -оценка будет несущественно отличаться от оценки МНК.

В общем случае средняя квадратическая ошибка оценки $\hat{\beta}(k)$ является функцией параметра k , собственных чисел матрицы $X^T X$, истинных значений компонентов v_i вектора параметров $v = P\beta$ и дисперсии σ^2 . Величина этой ошибки, минимальная по всем значениям параметра k , при заданной длине l вектора коэффициентов $\hat{\beta}^T(k) \times \beta(k) = v^T v = l^2$ имеет границы. Если пронумеровать компоненты v_i вектора v соответственно убыванию собственных чисел λ_i , то оценка границы снизу получается при единственной отличной от нуля первой компоненте вектора v , в то же время оценка сверху — при единственной отличной от нуля последней компоненте. Авторы [10] рекомендуют использовать этот факт для определения оптимального значения k^* моделированием оценок параметров в достаточно представительном диапазоне изменения величины l при случайных выборах вектора параметров v из p -мерного шара радиуса l .

Г. Голуб, М. Хит и Г. Вахба [11] предлагают обобщенную перекрестную проверку как метод выбора хорошего параметра гребневой регрессии. Выбор значения параметра k предлагается осуществлять путем минимизации функции

$$v(k) = n^{-1} \| [I - A(k)]y \|^2 / [n^{-1} \text{tr} A(k)]^2,$$

где $A(k) = I - X(X^T X + nkI)^{-1} X^T$ (tr — оператор вычисления следа матрицы).

Показано, что оценка параметра k инвариантна относительно вращений координатной системы и является обобщением оценки, полученной по принципу перекрестной проверки, т. е. в результате минимизации суммы квадратов разностей наблюдений y_i и i -й компоненты вектора $X\hat{\beta}(k)$ при оценке $\hat{\beta}(k)$, построенной без учета y_i . Предлагаемая оценка параметра β может использоваться особенно эффективно в тех случаях, когда размерность

вектора близка или даже превышает объем выборки n вследствие того, что она не требует предварительной оценки неизвестного параметра σ^2 .

Как следует из изложенного, проблема выбора подходящего значения параметра регуляризации не может быть корректно решена путем математического исследования статистических свойств оценки. Параметр k становится зависимым от искомых величин, и сколько-нибудь аргументированный его выбор производится с привлечением выборочных оценок, т. е. k становится стохастическим. Поэтому сравнительное исследование свойств R -оценок и оценок МНК приходится проводить методом статистических испытаний. Рассмотрим результаты имитационного моделирования, проведенного Дж. Лаулесом и П. Янгом [12] по сравнительному анализу R -оценок и конкурирующих оценок МНК. Сравнение проводилось с использованием процедур метода Монте-Карло. Рассмотрены четыре основных вида моделей.

I. Четырехфакторная модель: $p = 4$; $n = 13$;
 $\lambda_{\max}(X^T X) = 2,357$; $\lambda_{\min}(X^T X) = 0,0016238$; $\sum_{i=1}^p 1/\lambda_i = 662,28$.

II. Десятифакторная модель: $p = 10$; $n = 13$;
 $\lambda_{\max}(X^T X) = 3,6864$; $\lambda_{\min}(X^T X) = 0,0074018$; $\sum_{i=1}^p 1/\lambda_i = 32,579$.

III. Десятифакторная модель с более широким спектром характеристических чисел: $p = 10$; $n = 13$;
 $\lambda_{\max}(X^T X) = 4,25$; $\lambda_{\min}(X^T X) = 0,002$; $\sum_{i=1}^p 1/\lambda_i = 563,164$.

IV. Семнадцатифакторная модель: $p = 17$; $n = 50$;
 $\rho_{\max}(X^T X) = 5,5958$; $\lambda_{\min}(X^T X) = 0,0052794$; $\sum_{i=1}^p 1/\lambda_i = 257,111$.

Поскольку свойства R -оценок зависят от свойств характеристических чисел матрицы $(X^T X)$, значений вектора истинных параметров $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$ и σ^2 , в эксперименте рассматривались 10 величин σ^2 , $a^2 = 1/\sigma^2 = 1, 4, 9, 25, 64, 200, 900, 1600, 2500, 10\,000$, а $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ брались путем случайной выборки с поверхности единичной p -сферы $\left(\sum_{i=1}^p \alpha_i^2 = 1 \right)$. Для каждой из ситуаций (I)—(IV) и для каждого из 10 рассмотренных значений σ^2 генерировались 5000 различных моделей ре-

Доминирование R-оценок над оценками МНК

$\alpha^2 = \frac{1}{\sigma^2}$	Виды моделей							
	I		II		III		IV	
	$R = \tilde{\alpha}^A$	$\tilde{\alpha}^B$	$\tilde{\alpha}^A$	$\tilde{\alpha}^B$	$\tilde{\alpha}^A$	$\tilde{\alpha}^B$	$\tilde{\alpha}^A$	$\tilde{\alpha}^B$

	$s_1(\text{МНК})/s_1(R)$							
1	4,61	390,07	4,23	10,72	9,76	202,30	8,49	61,06
4	5,03	145,49	3,73	6,82	9,73	120,18	8,24	43,45
9	4,72	116,87	3,18	4,59	9,32	81,86	7,94	29,10
25	4,61	56,21	2,37	2,75	9,16	44,67	7,14	16,04
64	4,32	27,27	1,70	1,75	8,27	24,45	6,17	9,74
200	3,73	10,29	1,25	1,22	6,15	11,74	4,42	5,28
900	2,31	2,84	1,05	1,01	3,50	4,13	2,50	2,44
1 600	1,81	1,90	1,02	1,00	2,72	2,91	1,93	1,93
2 500	1,52	1,44	1,00	1,00	2,17	2,17	1,69	1,66
10 000	1,06	0,80	1,00	1,00	1,32	1,23	1,21	1,15

	$s_2(\text{МНК})/s_2(R)$							
1	1,40	2,90	2,19	3,67	1,39	3,63	1,61	4,37
4	1,39	2,50	2,00	2,76	1,39	2,91	1,59	3,56
9	1,35	1,77	1,79	2,17	1,36	2,31	1,56	2,87
25	1,31	1,48	1,50	1,58	1,33	1,72	1,44	2,05
64	1,28	1,32	1,25	1,26	1,27	1,40	1,39	1,56
200	1,23	1,22	1,09	1,07	1,21	1,23	1,23	1,25
900	1,16	1,15	1,01	1,00	1,13	1,12	1,10	1,09
1 600	1,13	1,13	1,00	1,00	1,11	1,10	1,07	1,06
2 500	1,09	1,07	1,00	1,00	1,08	1,07	1,00	1,00
10 000	1,01	0,96	1,00	1,00	1,03	1,04	1,00	1,00

грессии с $\hat{\alpha}_i \sim N(\alpha_i, \sigma^2/\lambda_i)$, $i = 1, \dots, p$ и $\hat{\sigma}_{(n-p-1)}^2/\sigma^2 \sim \chi_{(n-p-1)}^2$. R-оценки вычислялись по формуле $\tilde{\alpha}_i^A = \lambda_i \hat{\alpha}_i / (\lambda_i + k_A)$, где $k_A = p\sigma^2 / \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i^2$ — и ее байесовской

модификации $\tilde{\alpha}_i^B = \lambda_i \hat{\alpha}_i / (\lambda_i + k_B)$, где $k_B = p\sigma^2 / \sum_{i=1}^p \lambda_i \hat{\alpha}_i^2$.

R-оценка в форме $\tilde{\alpha}_i^A$ предложена А. Хоэрлом, Р. Кеннардом и К. Болдуином; в форме $\tilde{\alpha}_i^B$ — Дж. Лоулессом и П. Янгом [12].

Для каждой из генерированных моделей вычислялись статистики

$$s_1 = \sum_{i=1}^p (\tilde{\alpha}_i - \alpha_i)^2 \text{ и } s_2 = \sum_{i=1}^p \lambda_i (\tilde{\alpha}_i - \alpha_i)^2$$

и их средние величины (для 5000 реализаций).

В таблице приведены в качестве характеристик доминирования R-оценок над оценками МНК величины отношений $s_1(\text{МНК})/s_1(R = \tilde{\alpha}^A)$, $s_1(\text{МНК})/s_1(R = \tilde{\alpha}^B)$, $s_2(\text{МНК})/s_2(R = \tilde{\alpha}^A)$, $s_2(\text{МНК})/s_2(R = \tilde{\alpha}^B)$.

Данные таблицы достаточно убедительно демонстрируют превосходство R-оценок над оценками МНК как в отношении среднеквадратической ошибки оценки (s_1), так и в отношении среднеквадратической ошибки предсказания (s_2), хотя следует заметить, что степень доминирования более высока для критерия s_1 , чем для s_2 . Это вполне естественно, так как s_2 есть мера возможностей предсказания по подобранной модели и менее подвержена воздействию мультиколлинеарности, чем s_1 , которая является мерой близости оценок регрессии к их истинным значениям. Кроме этого, эффективность R-оценок возрастает по сравнению с МНК-оценками с увеличением размерности модели, спектра характеристических чисел, т. е. с усилением мультиколлинеарности и увеличением дисперсии оценки.

Все эти обстоятельства свидетельствуют о преимуществах гребневых оценок перед оценками МНК по довольно широкому ряду моментов. При построении многомерных статистических моделей наличие мультиколлинеарности — довольно часто встречающееся явление, здесь процедура гребневой регрессии является едва ли не единственным эффективным средством анализа данных.

ЛИТЕРАТУРА

1. Розин Б. Б., Ягольницер М. А. Конструирование экономико-статистических моделей с заданными свойствами. Новосибирск: Наука, 1981.
2. Негойце К. Применение теории систем к проблемам управления. М.: Мир, 1981.
3. Блехман И. И., Мышкис А. Д., Пановко Я. Г. Прикладная математика, предмет, логика, особенности подходов. Киев: Наукова думка, 1976.
4. Демиденко Е. З. Лине́йная и нелинейная регрессии. М.: Финансы и статистика, 1981.
5. Hoerl A. E., Kennard R. W. Ridge regression: biased estimation for non-orthogonal problems. — Technometrics, 1970, v. 12, N 1, p. 55—67.
6. Hoerl A. E., Kennard R. W. Ridge regression: biased estimation for non-orthogonal problems. — Technometrics, 1970, v. 12, N 1, p. 69—82.
7. Swindel B. F. Good ridge estimators based on prior information. — Commun. statist.-theor. meth., 1975, A5 (11), p. 1065—1075.
8. McDonald G. B. Some Algebraic Properties of Ridge Coefficients. — Journ. R. Statist. Soc. B (1980), v. 42, N 1, p. 31—34.

9. Baldwin K. F., Hoerl A. E. Bounds on minimum mean squared error in ridge regression.— *Commun. statist.-theor. meth.*, 1978, v. A7, N 13, p. 1209—1218.
10. Strawdermann W. E. Minimax adaptive generalized ridge regression estimators.— *Jorn. Amer. Statist. Assoc.*, 1978, v. 73, N 363, p. 623—627.
11. Golub G. H., Heah M., Wahba G. Generalized cross-validation as a method for choosing a good ridge parameter.— *Technometrics*, 1979, v. 21, N 2, p. 215—223.
12. Lawless J. F., Wang P. A simulation study of ridge and other regression estimators.— *Commun. statist.-theor. meth.*, 1976, A5(4), p. 307—323.

Н. Н. РАЙСКАЯ, А. А. ФРЕНКЕЛЬ

ГРЕБНЕВЫЕ ОЦЕНКИ РЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ

Основная проблема, возникающая при обработке статистических данных, это достоверное и достаточно полное отображение информации. Одним из способов отображения информации является моделирование, в том числе и статистическое, с помощью уравнения регрессии, где информация представлена в форме многофакторной регрессионной функции одной переменной (изучаемой) от множества других, влияющих на ее изменение.

Достоверность и надежность такой модели зависит от оценок параметров, полученных по данным одной выборки. Оценки модели, полученные с помощью метода наименьших квадратов, имеют хорошие статистические свойства. Но устойчивыми и вполне удовлетворительными они являются только при выполнении ряда известных условий, предъявляемых к исходной информации. Иными словами, метод наименьших квадратов позволяет получить надежную модель только для «чистой информации», что в практике бывает очень редко.

Особенно велики ошибки оценок параметров при наличии мультиколлинеарности, что делает систему уравнений для решения методом наименьших квадратов неортогональной. Если в информации есть точно линейно зависимые переменные или их линейные комбинации, то система просто не решается с помощью метода наименьших квадратов. Но обычно зависимость выражается не в столь явной и точной форме, а близкой к линейной. Поэтому существенны изменения в оценке параметров при

случайных ошибках в информации, даже если они очень малы. В таких случаях система уравнений дает возможность получить числовое решение, но оценки параметров бывают завышены и с большими среднеквадратическими ошибками [1—3]. Как правило, оценки параметров неустойчивы ни по величине, ни по направлению влияния (знаки параметров). Поэтому, хотя расчетные (прогнозируемые) значения изучаемой переменной получаются во многих случаях достаточно близкими к фактическим, содержательный анализ регрессионной модели оказывается невозможным или же недостоверным. В экономической практике именно анализ, а не аналитический расчет занимает важное место [4]. Очищение информации может идти различными путями: прямым исключением аномальных наблюдений (по различным качественным и количественным критериям), уменьшением количества переменных — аргументов (с помощью априорного и математико-статистического анализа), преобразованием исходной информации методами многомерного анализа (факторный, компонентный, канонический и др.).

В последнее время стали разрабатываться методы построения регрессионной модели, учитывающие нарушения исходных предпосылок и использующие всю представленную информацию. Одним из направлений в этой области статистических исследований является гребневая регрессия.

Метод гребневой регрессии является модификацией метода наименьших квадратов и позволяет получать устойчивые оценки с меньшими среднеквадратическими ошибками. Впервые эти оценки ввел Хоэрл [5]. Рассмотрим линейную модель множественной регрессии, представленную для нормированных переменных,

$$Y = X\beta + E, \quad (1)$$

где Y — вектор зависимой переменной ($N \times 1$);

X — матрица независимых переменных размерностью ($N \times n$), имеющая полный ранг;

β — вектор параметров, подлежащих оцениванию ($n \times 1$);

E — вектор случайных остатков ($N \times 1$), для которого $M[E] = 0$; $M[EE'] = \sigma^2 I_n$.

Оценкой вектора неизвестных коэффициентов β по методу наименьших квадратов является

$$b = (X'X)^{-1}X'Y. \quad (2)$$

Полученная в (2) оценка будет отличаться от истинной на

величину L^2 , равную квадрату расстояния b от β :

$$L^2 = (b - \beta)'(b - \beta), \quad (3)$$

а математическое ожидание ошибки оценки коэффициентов будет равно

$$M[L^2] = \sigma^2 \text{tr} (X'X)^{-1} \quad (4)$$

или с помощью собственных значений $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n > 0$ матрицы $X'X$

$$M[L^2] = \sigma^2 \sum_{i=1}^n 1/\lambda_i. \quad (5)$$

Тогда математическое ожидание квадрата длины вектора оценок b будет

$$M[b'b] = \beta'\beta + \sigma^2 \sum_{i=1}^n 1/\lambda_i. \quad (6)$$

В условиях мультиколлинеарности при отклонении независимых переменных в матрице X от ортогональности λ_i уменьшаются, приближаясь к нулю, что приводит к увеличению среднеквадратической ошибки параметров модели, а следовательно, к увеличению коэффициентов регрессии. Оценки b окажутся намного дальше от истинных значений β . Таким образом, задача сводится к уменьшению $M[L^2]$, т. е. к уменьшению ошибки b , что представляет значительные трудности, так как неизвестно не только β , но и σ^2 .

Гребневая регрессия представляет процедуру оценивания, основанную на соотношении

$$b(k) = [X'X + K]^{-1}X'Y, \quad (7)$$

где K — диагональная матрица неотрицательных констант (k), а векторы X и Y нормированы так, что $X'X$ и $X'Y$ представляют корреляции.

Для оценки $b(k)$ остаточная сумма квадратов равна

$$\begin{aligned} \Phi(k) &= [Y - Xb(k)]'[Y - Xb(k)] = \\ &= Y'Y - b'(k)X'Y - Kb'(k)b(k). \end{aligned} \quad (8)$$

Это выражение показывает, что $\Phi(k)$ есть общая сумма квадратов минус «регрессионная сумма квадратов» для $b(k)$ с модификацией, зависящей от квадрата длины $b(k)$. Оценка $b(k)$ является линейным преобразованием b , и это преобразование зависит только от X и K . В формуле (2) $X'Y = (X'X)b$. Следовательно,

$$b(k) = (X'X + K)^{-1}(X'X)b = \delta_k b \quad (9)$$

и $b(k)$ является смещенной оценкой b . Тогда

$$M[b(k)] = \delta_k b; \quad (10)$$

$$\begin{aligned} M[L^2(k)] &= M[(b(k) - \beta)'(b(k) - \beta)] = \\ &= \sigma^2 \text{tr} [\delta_k (X'X)^{-1} \delta_k'] + k^2 \beta' (X'X + K)^{-2} \beta. \end{aligned} \quad (11)$$

Здесь первый член есть сумма дисперсий оценок параметров и является монотонно убывающей функцией k . Второй член является квадратом смещения от использования оценки $b(k)$ вместо b . Оно будет равно нулю при $k = 0$ (поскольку $\delta_k = I$) и является монотонно возрастающей функцией k . Его ограничивающее значение составляет величину $\beta'\beta$ при $k \rightarrow \infty$. Отсюда следует, что можно при некотором увеличении значения k получить небольшое смещение оценок b , существенно снизив при этом их среднеквадратическую ошибку.

Если в качестве общего критерия принять среднеквадратическую ошибку, то в условиях мультиколлинеарности методы гребневой регрессии дают устойчивые оценки, в то время как метод наименьших квадратов оказывается менее надежным. Для более удобного рассмотрения проблем гребневой регрессии можно представить матрицу $X'X$ в диагональной форме с помощью ортогонального преобразования P :

$$P'(X'X)P = \Lambda, \quad (12)$$

где Λ — диагональная матрица собственных значений λ_i матрицы $X'X$, а столбцы матрицы P — соответствующие им собственные векторы.

Тогда

$$XP = X^* \text{ и } (X^*)'X^* = \Lambda. \quad (13)$$

Общий вид регрессионной модели будет

$$Y = X^* \alpha + E. \quad (14)$$

Вектор коэффициентов регрессии, оцененный по методу наименьших квадратов, равен

$$\hat{\alpha} = \Lambda^{-1}(X^*)'Y \text{ или } \hat{\alpha} = P'b. \quad (15)$$

Соответственно переход к коэффициентам b будет следующим:

$$b = P\hat{\alpha}. \quad (16)$$

Тогда гребневые оценки вектора $\hat{\alpha}(k)$ задаются выражением

$$\hat{\alpha}(k) = (\Lambda + K)^{-1}(X^*)'Y. \quad (17)$$

При $k = 0$ оценки $\hat{\alpha}(0)$ равны оценкам $\hat{\alpha}$ метода наименьших квадратов. Оценки $\hat{\alpha}_i(k)$ и $\hat{\alpha}_i$ связаны между собой соотношением

$$\hat{\alpha}_i(k) = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + k} \hat{\alpha}_i(0). \quad (18)$$

Средняя сумма квадратов ошибок $L^2(k)$ записывается так:

$$L^2(k) = \sigma^2 \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{(\lambda_i + k)^2} + k^2 \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_i^2}{(\lambda_i + k)^2}. \quad (19)$$

Отсюда ясно, что если $k = 0$, то $L^2(0) = \sigma^2 \text{tr } \Lambda^{-1}$ и является средней суммой квадратов ошибок оценки метода наименьших квадратов, а если $k \rightarrow \infty$, то $L^2(k) \rightarrow \sum_{i=1}^n \alpha_i^2$.

Из приведенных преобразований видно, что, используя матрицу констант K , можно изменить исходную матрицу с тем, чтобы увеличить собственные значения λ_i , а следовательно, уменьшить $L^2(k)$.

Таким образом, основным вопросом в оценивании методами гребневой регрессии является выбор константы k , что во многом определяет конкретный метод.

Поскольку гребневые оценки относятся к классу смещенных оценок, то трудно найти оптимальную оценку при условии минимальной матрицы средних квадратов отклонений.

Существует несколько подходов к определению матрицы K , достаточно хорошо описанных в [3, 6]. Все они основаны на приближенной оценке оптимального значения k . При этом можно отметить два основных направления: первое — определение матрицы K как диагональной матрицы константы, т. е. для всех элементов матрицы $X'X$ изменение происходит на одну и ту же величину; второе — элементы диагональной матрицы K определяются пропорционально диагональным элементам $X'X$. В первом случае существенные изменения будут происходить в оценке коэффициентов у тех переменных, собственные значения которых близки к нулю, т. е. будут изменяться наиболее неустойчивые коэффициенты. Во втором случае будут изменяться величины всех коэффициентов.

Многочисленные экспериментальные исследования [6, 7] на имитационных моделях показали, что методы гребневой регрессии обладают хорошими свойствами в тех случаях, когда переменные сильно коррелированы между собой.

В настоящей работе рассматривается метод «следа гребневой матрицы», предложенный А. Хоэрлом и Р. Кеннардом [8]. Основная идея метода заключается в следующем. Берется несколько значений k (обычно десять — пятнадцать). Для каждого значения k рассчитываются оценки коэффициентов регрессии $b(k)$, в том числе и для $k = 0$. Таким образом получается матрица оценок $b_i(k)$. По этой матрице строится график изменения величины каждого коэффициента b_i в зависимости от значения k . Полученные кривые представляют «след гребневой матрицы».

В [9] было введено некоторое дополнение к этому подходу, изменяющее масштаб по горизонтальной оси графика. Предлагается вводить новую переменную m , называемую допускаемой мультиколлинеарностью:

$$m = n - \sum_{i=1}^n \lambda_i / \lambda_i + k = n - \sum_{i=1}^n \gamma_i. \quad (20)$$

Здесь при $k = 0$ имеем $m = 0$, а при $k \rightarrow \infty$ имеем $m = n$. Для всех $m < n$ можно рассчитать индекс устойчивости относительных величин

$$I = \sum_{i=1}^n [(n\gamma_i^2/S) - 1]^2, \quad (21)$$

где $S = \sum_{i=1}^n \lambda_i / (\lambda_i + k)^2$. Относительная величина I позволяет несколько сузить область выбора конкретного значения k .

Метод «следа гребневой матрицы» в отличие от других предоставляет исследователю большие возможности для содержательного анализа и не позволяет оставить неразумные значения параметров и оценок модели. Исследование и анализ «следа гребневой матрицы» позволяют найти такое k , при котором вся система оценок достигает стабильности, т. е. с увеличением значения не происходит изменение знака у коэффициентов регрессии, нет резкого снижения величины коэффициентов, остаточная сумма квадратов увеличивается незначительно и в то же время сумма квадратов значений коэффициентов снижается.

Следовательно, оценки, полученные из гребневой регрессии, позволяют точнее отразить влияние каждой переменной на изучаемую функцию и по величине, и по направлению, и на основе этого сделать правильные выводы об изменении моделируемого показателя. При этом устра-

няется влияние мультиколлинеарности на оценки параметров модели.

Метод «следа гребневой матрицы» был применен при построении модели производительности труда в цементной промышленности. В анализ включено двенадцать переменных x_1, \dots, x_{12} , влияющих на производительность труда y . По 66 цементным заводам за 1976 г. взяты следующие данные:

y — выработка натурального цемента на 1 работающего, т;

x_1 — среднечасовая производительность вращающихся печей, т/час;

x_2 — среднечасовая производительность цементных мельниц, т/час;

x_3 — среднечасовая производительность сырьевых мельниц, т/час;

x_4 — среднегодовая стоимость основных промышленных производственных фондов (ОППФ), млн. руб;

x_5 — удельный вес активной части ОППФ, %;

x_6 — машинооруженность рабочих, тыс. руб;

x_7 — использование календарного времени вращающихся печей, %;

x_8 — использование календарного времени цементных мельниц, %;

x_9 — использование календарного времени сырьевых мельниц, %;

x_{10} — процент ввода добавок при помоле клинкера, %;

x_{11} — электрооруженность труда рабочих, кВт·ч/чел.·час;

x_{12} — число выбывших рабочих, % к годовой среднесписочной численности (текучесть кадров).

В табл. 1 представлены коэффициенты парной корреляции между всеми исследуемыми показателями. Видно, что существует достаточно тесная взаимосвязь между переменными, т. е. наблюдается мультиколлинеарность. Проверка гипотезы о значимости отклонения R_x корреляционной матрицы независимых переменных от ортогональной матрицы по критерию χ^2 , предложенному Феррером и Глобером [10], показала, что величина расчетного $\chi^2 = 314,0$ намного превышает табличное значение $\chi^2 = 92,0$ (степени свободы 66). Значит, матрица R не является ортогональной. Определитель матрицы $[R_x] = 0,0054$ свидетельствует о том, что матрица плохо обусловлена. Следовательно, оценки коэффициентов регрессии, полученные по методу наименьших квадратов, будут

Таблица 1

Матрица парных коэффициентов корреляции

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}	x_{12}	y
x_1	1,000												
x_2	0,811	1,000											
x_3	0,473	0,501	1,000										
x_4	0,639	0,584	0,321	1,000									
x_5	0,120	0,084	0,250	0,175	1,000								
x_6	0,556	0,543	0,477	0,532	0,297	1,000							
x_7	-0,455	-0,442	0,002	-0,463	-0,044	-0,303	1,000						
x_8	-0,204	-0,171	-0,067	-0,256	-0,114	-0,319	0,564	1,000					
x_9	-0,243	-0,340	-0,478	-0,185	-0,260	-0,383	0,282	0,438	1,000				
x_{10}	-0,211	-0,315	-0,273	-0,317	-0,098	-0,422	0,060	0,253	0,174	1,000			
x_{11}	0,531	0,516	0,228	0,494	0,072	0,241	-0,369	-0,142	-0,422	0,082	1,000		
x_{12}	-0,010	-0,073	-0,137	0,015	-0,108	0,218	-0,152	-0,037	0,090	0,099	0,038	1,000	
y	0,546	0,478	0,605	0,416	0,325	0,502	0,004	0,129	-0,230	0,070	0,625	-0,082	1,000

Примечание. Последняя строка таблицы представляет значения коэффициентов парной корреляции каждой переменной x с изучаемой переменной y .

Таблица 2

Значения коэффициентов регрессии и их статистические характеристики

x_i	a_i	t_{a_i}	b_i	x_i	a_i	t_{a_i}	b_i
Свободный член	2306,4	4,20	—	—	—	—	—
x_1	3,35	1,15	0,12	x_7	12,38	1,88	0,17
x_2	-3,82	0,87	-0,10	x_8	8,54	2,67	0,20
x_3	2,42	4,27	0,34	x_9	3,33	1,27	0,09
x_4	0,15	0,13	0,01	x_{10}	7,13	3,87	0,26
x_5	9,29	2,06	0,12	x_{11}	6,16	6,73	0,49
x_6	24,21	5,18	0,46	x_{12}	-3,30	2,33	-0,14

Примечание. Остаточная дисперсия 29 328, множественный коэффициент детерминации 0,806, множественный коэффициент корреляции 0,898.

смещенными. Собственные значения матрицы R_x следующие:

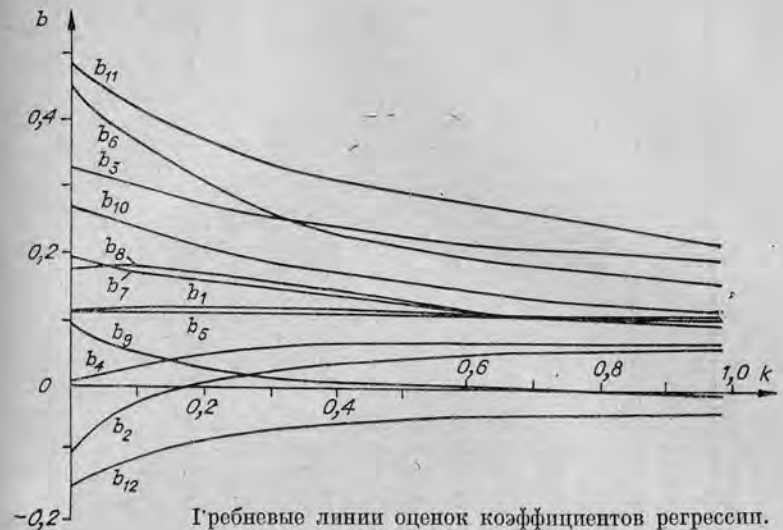
$$\begin{aligned} \lambda_1 &= 4,32; & \lambda_4 &= 1,02; & \lambda_7 &= 0,51; & \lambda_{10} &= 0,30 \\ \lambda_2 &= 1,56; & \lambda_5 &= 1,01; & \lambda_8 &= 0,44; & \lambda_{11} &= 0,18 \\ \lambda_3 &= 1,29; & \lambda_6 &= 0,81; & \lambda_9 &= 0,37; & \lambda_{12} &= 0,15 \end{aligned}$$

Средний квадрат расстояния оценки коэффициентов b от β , равный $(L^2) = \sigma^2 \times 27,0$, слишком велик, и полученные оценки b будут намного отличаться от истинных β . Выше приведены значения коэффициентов регрессии, полученные методом наименьших квадратов, и статистические характеристики уравнения регрессии (табл. 2).

Чтобы получить гребневые оценки, были рассчитаны десять регрессий для различных k^1 . На рисунке представлены гребневые линии оценок b_i при изменении k . Оценки b_i даны в табл. 3. Каждая кривая представляет изменения значений коэффициента регрессии b_i в зависимости от величины k . При $k = 0$ на вертикальной оси отмечены значения коэффициентов, полученные по методу наименьших квадратов. На рисунке видно, что основные изменения в системе оценок коэффициентов происходят при увеличении k от 0,2 до 0,3. Прежде всего изменяется знак при b_2 с отрицательного на положительный и остается таким при дальнейшем увеличении k ($b_2(0) = -0,095$; $b_2(0,12) = -0,016$; $b_2(0,31) = 0,029$).

Переменная x_2 — среднечасовая производительность цементных мельниц — должна оказывать положительное влияние на производительность труда. Об этом свидетель-

¹ Значения k брались по таблице случайных чисел, равномерно распределенных в интервале (0,1), приведенных в [11].



Гребневые линии оценок коэффициентов регрессии.

ствует и коэффициент парной корреляции $r_{x_2y} = 0,478$, да и содержательный экономический анализ подтверждает этот вывод. Среднечасовая производительность цементных мельниц позволяет судить о конечном выходе продукции с предприятия, и, следовательно, увеличение этого показателя должно положительно сказываться на росте производительности труда. В то же время два других технико-экономических показателя x_1 и x_3 (среднечасовая производительность вращающихся печей и сырьевых мельниц), оказывая положительное влияние на производительность труда, остаются примерно на одном уровне $b_1 = 0,122 \div 0,126$; $b_3 = 0,339 \div 0,260$.

Таким образом, снимается влияние взаимосвязи этих трех переменных ($r_{x_1x_2} = 0,811$; $r_{x_2x_3} = 0,501$; $r_{x_1x_3} = 0,473$) и устанавливается более точное значение коэффициентов регрессии в модели производительности труда. Влияние таких показателей технического прогресса, как машиновооруженность (x_6) и электровооруженность труда рабочих (x_{11}), оказалось несколько завышенным, и при стабилизации всей системы величина коэффициентов снизилась для x_6 с 0,458 до 0,253, для x_{11} с 0,487 до 0,325, оставаясь при этом наиболее высокой по сравнению с другими коэффициентами.

Изменилась существенно и величина коэффициента при x_4 (среднегодовой стоимости промышленно-производственных фондов). Оценка по методу наименьших квадратов

Гребневые регрессионные оценки

Оценка	$k=0$	$k=0,08$	$k=0,10$	$k=0,12$	$k=0,31$	$k=0,37$	$k=0,63$	$k=0,66$	$k=0,73$	$k=0,80$	$k=0,99$
b_1	0,422	0,424	0,426	0,426	0,426	0,426	0,421	0,429	0,418	0,418	0,414
b_2	-0,095	-0,035	-0,025	-0,016	0,029	0,038	0,057	0,058	0,060	0,062	0,065
b_3	0,339	0,340	0,304	0,299	0,260	0,251	0,218	0,215	0,209	0,202	0,187
b_4	0,041	0,037	0,041	0,045	0,061	0,064	0,068	0,069	0,069	0,069	0,069
b_5	0,124	0,132	0,133	0,134	0,131	0,129	0,117	0,116	0,113	0,110	0,103
b_6	0,458	0,371	0,355	0,341	0,255	0,238	0,189	0,185	0,177	0,169	0,152
b_7	0,172	0,180	0,179	0,177	0,155	0,147	0,120	0,117	0,111	0,105	0,093
b_8	0,197	0,173	0,169	0,165	0,143	0,138	0,120	0,118	0,114	0,110	0,101
b_9	0,090	0,061	0,056	0,051	0,023	0,017	0,001	0	-0,003	-0,006	-0,010
b_{10}	0,266	0,242	0,236	0,231	0,187	0,177	0,142	0,138	0,132	0,125	0,110
b_{11}	0,487	0,432	0,421	0,410	0,339	0,323	0,271	0,266	0,255	0,246	0,224
b_{12}	-0,147	-0,111	-0,105	-0,099	-0,068	-0,063	-0,048	-0,046	-0,043	-0,042	-0,037
$L^2(k)$	0,770	0,593	0,561	0,534	0,370	0,338	0,240	0,236	0,220	0,205	0,173

составила 0,011, т. е. фактически равна нулю. Из этого следует, что изменение величины фондов не влияет на производительность труда. Однако с экономической точки зрения это представляется неверным. При стабилизации системы оценок величина $b_4 = 0,06$, что указывает на необходимость анализа изменения этого показателя. Следует отметить также и некоторое снижение величины b_{x_4} . Теперь этот показатель влияет меньше, чем x_4 . Остальные коэффициенты регрессии остаются устойчивыми при расчете гребневых оценок.

Таким образом, в качестве оценок модели можно взять значения b_i при $k = 0,31$. При этом сумма квадратов коэффициентов снизилась и составляет 52% своей первоначальной величины, а сумма квадратов отклонений от расчетных значений увеличилась несущественно (с 0,194 до 0,30) с учетом числа степеней свободы для нормированных переменных.

Если для получения модели производительности труда пользоваться методом отбрасывания переменных на основе t -критерия, то, как видно из табл. 2, из анализа будут исключены также важные переменные x_1 и x_2 (среднечасовая производительность вращающихся печей и цементных мельниц); x_4 и x_5 (среднегодовая стоимость промышленно-производственных фондов и удельный вес их активной части). Кроме того, оценки коэффициентов регрессии оставшихся переменных не будут обладать оптимальными статистическими свойствами, так как не будет устранена мультиколлинеарность.

Таким образом, с помощью метода гребневой регрессии можно получить устойчивые оценки параметров модели производительности труда для всех анализируемых переменных, что дает большие возможности для изучения и управления процессом.

ЛИТЕРАТУРА

1. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М.: Статистика, 1973.
2. Конаков В. Д. О структуре и содержании библиотеки программ по разделу «Статистическое исследование зависимостей». — В кн.: Алгоритмическое и программное обеспечение прикладного статистического анализа. Ученые записки по статистике. Т. 36. М.: Наука, 1980, с. 63—92.
3. Демиденко Е. З. Линеяная и нелинейная регрессии. М.: Финансы и статистика, 1981.
4. Френкель А. А., Райская Н. Н. Гребневый регрессионный анализ производительности труда. Тезисы докладов II Всесоюзной

научно-технической конференции «Применение многомерного статистического анализа в экономике и оценке качества продукции». Тарту, 1981, с. 119—122.

5. Hoerl A. E. Application of Ridge Analysis to Regression Problems.— Chemical Engineering Progress, 1962, v. 58, N 1, p. 54—59.
6. Wichern D. W., Churchill G. A. A Comparison of Ridge Estimators.— Technometrics, 1978, v. 20, N 3, p. 301—311.
7. Hemmerl W. J., Brantle T. F. Explicit and Constrained Generalized Ridge Estimation.— Technometrics, 1978, v. 20, N 2, p. 109—120.
8. Hoerl A., Kennard R. Ridge Regression.— Biased Estimation for non-orthogonal Problems.— Technometrics, 1970, v. 12, №1, p. 55—67.
9. Vinod H. Application of new Ridge Regression Methods to a Study of bell System Scale Economics.— Journal of the American Statistical Association, 1976, v. 71, N 356, p. 835—841.
10. Farrar D. E., Glauber R. R. Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited.— The Review Economics and Statistics, 1967, v. 49, N 1, p. 92—107.
11. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах. М.: Мир, 1969.

Ю. И. МАКСИМОВ

О НЕКОТОРЫХ ПРИЛОЖЕНИЯХ ТЕОРИИ АНАЛИЗА РИСКА

Необходимость повышения обоснованности перспективных планов и прогнозов развития и размещения больших энергетических комплексов послужила одним из главных факторов становления нового направления в теории исследования операций — теории анализа риска.

При анализе и прогнозировании развития больших систем, и в частности сложных энергетических комплексов, проблемы учета риска и неопределенности являются одними из основных. В монографии [1] наличие вероятностных свойств постулируется как одно из неотъемлемых качеств, присущих большим системам.

Современные отрасли хозяйства характеризуются в первую очередь организационной сложностью, наличием многочисленных внешних и внутренних связей, динамичностью и ярко выраженным вероятностным характером функционирования. Процессы развития и размещения объектов различных отраслей народного хозяйства (и в первую очередь добывающих) протекают под воздействием комплекса внешних и внутренних случайных факторов [2].

При обсуждении проблем учета риска и неопределенности целесообразно выделить два аспекта:

риск и неопределенность связаны с возникновением аварийной ситуации, обуславливающей в основном технологические и экономические последствия;

риск и неопределенность связаны с возможностью катастрофы, обуславливающей не только экономические и технологические, но и экологические и социальные последствия. Причем социальные и экологические последствия, как правило, не только труднопредсказуемы, но и процесс их ликвидации трудноуправляем.

Существенно различаются отмеченные две ситуации и вероятностью их возникновения. Если вероятности возникновения различных аварий относительно высоки, то вероятности катастроф ничтожны. Однако последствия аварий в масштабах рассматриваемых систем незначительны и, как правило, локализованы. Последствия же катастрофы носят глобальный характер (вплоть до разрушения самой системы или образования в ней существенных необратимых изменений).

Первый аспект учета риска и неопределенности изучается сравнительно давно, и получены фундаментальные результаты, приведшие к оформлению самостоятельных научных дисциплин: теории надежности, теории резервирования и т. д.

Изучение второго аспекта учета риска и неопределенности началось сравнительно недавно.

Из известных к настоящему времени результатов фундаментальными в развитии теории анализа риска следует признать результаты по исследованию и прогнозированию динамики поведения социально-экономических систем с учетом риска, например [3—5]. В качестве примера в этих работах приводится ситуация, когда какие-либо группы населения и организации выступают против сооружения в данном районе комплекса сжиженного природного газа. Однако возникновение, например, альтернативы сооружения в этом районе атомной электростанции может привести к тому, что часть из этих групп и организаций станут сторонниками сооружения комплекса сжиженного природного газа.

В настоящее время не представляется возможным определить все направления эффективного приложения формирующейся теории исследования и прогнозирования динамики поведения социально-экономических систем с учетом риска. Но два направления могут быть отмечены сразу:

прогнозирование на ближайшую и отдаленную перспективу развития мирового топливно-энергетического рынка;

обоснование достоверных сроков и объемов вовлечения в топливно-энергетический баланс нетрадиционных источников энергии.

Математический аппарат теории анализа риска требует дальнейшего совершенствования, особенно в области разработки методов анализа и учета качественных факторов, а также адаптации ряда результатов развиваемой сравнительно недавно математической теории катастроф применительно к постановкам задач теории анализа риска. Необходимо отметить, что дальнейшее развитие и совершенствование результатов теории анализа риска может явиться одним из основных факторов, инициирующих развитие самостоятельной математической дисциплины «качественный анализ» или «качественное исчисление».

Теория анализа риска может эффективно использоваться для проводимых в Институте экономики и организации промышленного производства СО АН СССР исследований по прогнозированию межотраслевых и межрегиональных пропорций развития топливно-энергетического комплекса, например, следующие направления ее развития: анализ альтернатив восполнения сырьевой базы топливно-энергетического комплекса;

прогнозирование доли различных подотраслей топливно-энергетического комплекса в топливно-энергетическом балансе в ближайшей и отдаленной перспективе;

определение достоверных сроков и уровней вовлечения в топливно-энергетический баланс нетрадиционных источников энергии и т. д.

В связи со все возрастающей долей сибирского газа в топливно-энергетическом балансе страны эффективным направлением приложения теории анализа риска является исследование перспектив магистрального транспорта сжиженного природного газа [6].

Сибирский газ должен поставляться в европейские районы страны и на Урал, а также на экспорт на расстоянии 3,5—4,5 тыс. км. Использование для этого обычных магистральных газопроводов диаметром 1420 или 1620 мм (даже при максимально допустимом рабочем давлении 120 атм) привело бы к чрезмерным затратам металла и капиталовложений.

В связи с этим одной из важнейших народнохозяйственных проблем является ускорение разработки и внедрения новых технологий магистрального транспорта при-

родного газа. Одним из направлений значительного снижения металлозатрат и улучшения технико-экономических показателей дальнего транспорта газа является передача по газопроводам природного газа в охлажденном газообразном или сжиженном состоянии [7].

Советскими и зарубежными специалистами предпринимались многочисленные попытки технико-экономического обоснования оптимальных областей применения различных технологических схем магистрального транспорта больших объемов природного газа. Сравнивались процессы передачи природного газа в газообразном, охлажденном и сжиженном состояниях.

Недостатки и преимущества трубопроводного транспорта природного газа в сжиженном состоянии широко известны, и нет необходимости останавливаться на них подробнее. Одновременно с целым рядом других преимуществ вариант магистрального транспорта природного газа в охлажденном состоянии обладает и таким достоинством, что он не требует специальных дорогостоящих марок сталей. Магистральные газопроводы для передачи охлажденного природного газа могут сооружаться из труб, стоимость которых практически не отличается от стоимости обычных газопроводных труб.

Необходимо отметить, что большинство расчетов по обоснованию рациональных областей применения различных технологических схем магистрального транспорта газа проводилось в основном при рассмотрении лишь гидравлических и некоторых технических аспектов проблемы. Аспекты же, связанные с различными способами сооружения магистральных газопроводов для транспорта охлажденного или сжиженного газа, а также экономические проблемы повышения надежности производства и магистрального транспорта сжиженного газа являются малоисследованными.

При анализе проблемы повышения надежности магистрального транспорта сжиженного газа целесообразно различать аспекты, связанные собственно с конкретной технологической схемой передачи сжиженного газа и обусловленные способом прокладки газопровода (подземный, наземный или надземный) в условиях Севера.

В настоящее время опыт проектирования, строительства и эксплуатации трубопроводов в условиях Севера накоплен в СССР, Канаде и США. При этом имеются такие трубопроводы, у которых до 90% протяженности приходится на районы вечной мерзлоты.

Необходимо отметить, что наиболее применяемая в

обычных условиях как у нас в стране, так и за рубежом подземная прокладка магистральных газопроводов в большинстве случаев неприемлема для ряда районов, по которым будут проходить трассы сибирских газопроводов. Основная причина этого обуславливается невозможностью исключить тепловые воздействия газопровода на мерзлые грунты и предотвратить их осадку. При образовании ореола оттаивания эти осадки обычно бывают неравномерными по длине, что может привести к авариям на газопроводе.

Наземная прокладка газопровода (в насыпи, полунасыпи, на невысоких опорах), которая часто проектируется в районах средней полосы, здесь применима лишь в ограниченных пределах. При этом необходимо осуществление комплекса мероприятий, которые максимально ограничивают тепловое воздействие магистрального газопровода на грунт и обеспечивают достаточную устойчивость сооружения. Необходимость проведения этих мероприятий обусловлена тем обстоятельством, что при устройстве насыпи значительных размеров возможно изменение геометрии поверхности, приводящее к растеплению толщи мерзлых пород.

При наземной прокладке газопровода на опорах возможно избежать нарушения теплового режима многолетнемерзлых грунтов. Если магистральный газопровод уложен выше максимального уровня снежного покрова на высоту около 1,5 м, то он практически не будет оказывать теплового воздействия на многолетнемерзлые грунты основания, что будет гарантировать наибольшую устойчивость сооружения. Однако, как показывает опыт сооружения магистральных газопроводов в условиях Севера не только в нашей стране, но и за рубежом, стоимость наземной прокладки газопровода на опорах в 2,5—3 раза превышает стоимость подземной прокладки.

В связи с изложенным одним из актуальных аспектов экономической проблемы повышения надежности производства и магистрального транспорта сжиженного газа является выбор рационального способа прокладки магистрального трубопровода в зависимости от конкретного участка трассы. Протяженность магистральных трубопроводов сжиженного газа от сибирских месторождений, прохождение их по районам с существенно различными природно-климатическими условиями могут обусловить выбор различных способов прокладки на различных участках трассы. Выбор же какого-либо единого способа прокладки по всей протяженности магистрального трубо-

провода сжиженного природного газа может привести к существенному снижению надежности его эксплуатации.

Для систем магистральных трубопроводов сжиженного природного газа уже на стадиях прогнозирования их развития и проектирования весьма актуальной является проблема обоснования необходимых резервов запасов газа и двойных видов топлива, так как при возникновении аварийных ситуаций ущерб от снижения подачи газа как внутренним, так и внешним потребителям может иметь последствия не только в рамках топливно-энергетического комплекса, но и в масштабах всей страны. Отметим, что двойным называется топливо, резервирующее основной топливно-энергетический ресурс. Например, для ряда электростанций, работающих на природном газе, в качестве двойного топлива выступает мазут.

Как показывают многолетние исследования, проведенные в СССР и за рубежом, сооружение и эксплуатация систем магистральных трубопроводов сжиженного природного газа технически возможны уже в ближайшей перспективе. Значительное число этапов процесса производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа освоены к настоящему времени в промышленных масштабах [7—12]:

- сжижение природного газа, добываемого из газовых или газоконденсатных месторождений;
- транспортировка по линейным участкам магистральных трубопроводов;
- обеспечение необходимой степени сжатия сжиженного природного газа в насосных установках;
- хранение сжиженного природного газа в резервуарах различных конструкций;
- регазификация сжиженного природного газа в конце магистрального трубопровода и в местах попутных отборов.

Одними из наименее исследованных вопросов планирования, проектирования, сооружения и эксплуатации систем магистральных трубопроводов сжиженного природного газа являются экономические проблемы повышения надежности производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа. При исследовании этих проблем значительные трудности обусловлены существенной неопределенностью исходной технико-экономической информации.

Для учета неопределенности и погрешности исходной информации при прогнозировании и перспективном планировании развития сложных систем целесообразно всю

исходную технико-экономическую информацию подразделять на три массива [13]:

1) показатели, степень неопределенности и погрешности которых мала. С приемлемой при проведении конкретных расчетов точностью такие показатели могут рассматриваться как детерминированные;

2) показатели, для которых на основании существующих статистических материалов могут быть определены законы их распределения (например, нормальный, экспоненциальный или какой-либо другой);

3) показатели, для которых известны лишь диапазоны их возможных изменений. Имеющаяся статистическая информация не позволяет определить какой-либо закон распределения для этих случайных величин.

При прогнозировании и перспективном планировании развития систем магистральных трубопроводов сжиженного природного газа доля первого массива незначительна. Значительная часть исходной технико-экономической информации относится к третьему массиву (по экспертным оценкам 60—70%).

При рассмотрении вариантов производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа, различающихся степенью надежности, как правило, вариантам с большей степенью надежности присуща и большая неопределенность относящейся к ним исходной технико-экономической информации. Кроме того, для вариантов производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа, характеризующихся большей степенью надежности, увеличивается и степень риска реализации их в рассматриваемом планируемом или прогнозируемом периоде.

Естественно, что для анализа экономических проблем повышения надежности производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа необходимо привлечение соответствующего экономико-математического аппарата.

Во-первых, должно быть отмечено направление в оптимальном перспективном планировании, эффективно развиваемое Сибирским энергетическим институтом (СЭИ) СО АН СССР для исследования больших энергетических систем с учетом неопределенности исходной технико-экономической информации [1].

Приводимая в дальнейшем в качестве примера одноуровневая модель перспективного планирования выбирается лишь для упрощения и сокращения описания рассматриваемой ситуации. Пусть перспективный план развития

и размещения объектов какой-либо большой экономической системы (например, сети магистральных газопроводов с различными технологическими схемами дальнего транспорта газа и при рассмотрении множества вариантов, различающихся степенью надежности) оптимизируется с использованием модели линейного программирования, включающей в себя n переменных и m учитываемых ограничений (для простоты полагается, что на переменные накладывается лишь условие их несвободности: $x_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, n$). Везде в дальнейшем, где это не будет специально оговариваться, предполагается, что вся исходная информация (коэффициенты целевой функции, коэффициенты матрицы ограничений и координаты вектора ограничений) принадлежит третьему массиву.

Под множеством состояний природы в работах СЭИ понимается $(n + 1) \cdot (m + 1)$ -мерный брус (целевая функция неоднородна), внутренние и граничные точки которого соответствуют различным возможным значениям параметров исходной технико-экономической информации. Под множеством стратегий понимается пространство векторов интенсивностей оптимального функционирования системы.

Связь состояний природы со стратегиями осуществляется через специально формируемую платежную матрицу. Естественно, что с использованием любой платежной матрицы может быть установлено лишь соответствие между конечным множеством состояний природы и конечным множеством стратегий. Выбор же обозримого, но представительного конечного числа состояний природы из всего $(n + 1) \cdot (m + 1)$ -мерного бруса является достаточно сложной задачей [1, 13].

Во-вторых, следует отметить развиваемое в Институте экономики и организации промышленного производства (ИЭиОПП) СО АН СССР направление по формированию и реализации экономико-математических моделей вероятностной структуры [13—14]. При традиционном подходе к оптимизации перспективных планов развития больших экономических систем параметры n и m полагаются строго детерминированными. Экономико-математические модели будем относить к классу моделей вероятностной структуры, если параметр n или параметр m (или одновременно оба эти параметра) являются случайными величинами.

Рассмотрим один из факторов, обуславливающих случайность параметра n . Пусть в рассматриваемом планируемом или прогнозируемом периоде могут быть использованы n различных технологий магистрального транспорта

газа, которые применялись в предыдущем планируемом или прогнозируемом периоде и для которых вся необходимая технико-экономическая информация известна с достаточной степенью точности. При этом $(n + 1)$ -я технология магистрального транспорта газа (например, какая-либо конкретная технологическая схема магистрального транспорта сжиженного природного газа, характеризующаяся повышенной степенью надежности) только разрабатывается, и относительно нее достоверно неизвестно, может она быть использована в рассматриваемом планируемом или прогнозируемом периоде времени или нет. В описанной ситуации выбор детерминированного числа как технологий n , так и технологий $n + 1$ является недостаточно адекватным реальному моделируемому процессу. Более адекватным будет подход, рассматривающий количество используемых технологий как случайное число (случайность параметра n).

При оценке перспектив развития производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа экономико-математические модели вероятностной структуры эффективно используются для решения следующих двух актуальных задач:

- определение рациональной доли сжиженного природного газа в газовом балансе страны;
- нахождение целесообразной степени повышения надежности производства и магистрального транспорта сжиженного природного газа.

ЛИТЕРАТУРА

1. Макаров А. А., Мелентьев Л. А. Методы исследования и оптимизации энергетического хозяйства. Новосибирск: Наука, 1973. 274 с.
2. Максимов Ю. И. Сетевые модели в перспективном планировании отраслевых систем. Новосибирск: Наука, 1979. 143 с.
3. Keeney R. L. Equity and Public Risk.— Operations Research, 28(3), 1980, May — June.
4. Bodily S. E. Analysis of Risk to Life and Limb.— Operations Research, 28 (1), 1980, Jan. — Feb.
5. Inhaber H. Risk with Energy from Sources.— Science, 203, 1979, p. 718—723.
6. Maksimov Ju. I. Economic Problems of Improving Liquefied Gas Production and Main Line Transportation (preprint). Novosibirsk, 1980. 14 p.
7. Блейхер Э. М., Владимиров А. Е., Иванцов О. М. и др. Трубопроводный транспорт сжиженного природного газа. Научно-технический обзор (серия: Транспорт и хранение газа). М.: 1977. 63 с.

8. Труды I Международной конференции по СПГ (Чикаго, 1968). Вып. 1—6. М., 1969.
9. Иванцов О. М., Лившиц Л. С., Рождественский В. В. Сооружение трубопроводов сжиженного природного газа. М., 1969, (ВНИИЭГазпром).
10. Гудков С. Ф., Беньяминович О. А., Одишария Г. Э. Технико-экономический анализ транспорта природного газа в сжиженном и охлажденном состоянии. М., 1970.
11. Mc Carty D. A. Cryogenics. New York: Plenum Press, 1974.
12. Иванцов О. М., Лившиц Л. С. Трубы для низкотемпературных газопроводов. М., 1976.
13. Максимов Ю. И., Савиных В. П. Стохастические подходы при моделировании межотраслевых программных комплексов.— В кн.: Использование экономико-математических моделей в технологии плановых расчетов. Новосибирск, 1979, с. 29—45.
14. Максимов Ю. И. Некоторые направления моделирования влияния случайных факторов на развитие отраслевых систем.— В кн.: Моделирование стохастических процессов развития отраслевых систем. Новосибирск, 1980, с. 3—23.

Б. И. ЛИТВИНЦЕВ

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ СРОКОВ РЕАЛИЗАЦИИ ЦЕЛЕВОЙ ПРОГРАММЫ

Реализация целевой программы осуществляется, как правило, в сложных производственных условиях, часто отличающихся от запланированных. Поэтому надежность выполнения конечных программно-целевых заданий во многом предопределяется маневренными качествами исходно принятого плана реализации программы.

В этих условиях важна разработка модельного аппарата, позволяющего на этапе формирования программы учесть диапазон возможных условий ее реализации и количественно оценить надежность выполнения программно-целевых мероприятий в установленные сроки.

Имеющийся опыт оптимизации целевых программ показывает, что для этого целесообразно воспользоваться аппаратом сетевых моделей [1, 2].

Рассмотрим применение этого аппарата для оценки надежности плана реализации программы, фиксирующего директивный срок ее выполнения T и динамику внешних поставок ресурса $K = \{K_t | t = \bar{1}, T\}^1$. Согласован-

¹ При разработке плана необходимо учитывать взаимосвязь между надежностью и эффективностью реализации программы. Вопрос этот требует специального исследования и выходит за рамки данной статьи.

ность параметров T и K , как известно, является необходимым условием для выполнения программы в установленный срок [3, 4]. Однако, как будет показано ниже, даже при соблюдении этого условия различные варианты плана при вероятных недопоставках ресурса имеют неодинаковую надежность.

В одноресурсной сетевой модели процесс реализации программы описывается ориентированным графом G с работами $ij \in G$. Для работ задана динамика потребления ресурса при нулевом моменте начала их выполнения $b_{ij}(0) = \{b_{ij}^t(0) | t = \overline{1, T}\}$ и их продолжительности τ_{ij} .

При стандартных сетевых ограничениях и при предположении о том, что продолжительности выполнения работ, а также объемы потребления ресурсов по тактам их выполнения (годам, месяцам и т. п.) не зависят от календарных интервалов времени, в течение которых работы выполняются без перерывов, переменными являются:

$$P = \{P_{ij} | ij \in G\}$$

— расписание работ сетевого графа G , фиксирующее для всех $ij \in G$ моменты начала их выполнения;

$$b_{ij}(P_{ij}) = \{b_{ij}^t(P_{ij}) | t = \overline{1, T}\} \quad (ij \in G)$$

— векторы, характеризующие динамику потребления ресурсов по тактам планового периода в процессе работ $ij \in G$ при начале их выполнения в моменты времени P_{ij} ;

$$X(P) = \sum_{ij \in G} b_{ij}(P_{ij})$$

— вектор, характеризующий динамику суммарного потребления ресурса при выполнении работ по расписанию P .

Согласованность срока T и плана поставок ресурса K формально означает существование в сетевой модели такого расписания P^* , для которого выполняется $X(P^*) = K$, если ресурс нескладируем, и $\sum_{t=1}^m X_t(P^*) \leq \sum_{t=1}^m K_t$ ($m = \overline{1, T}$), если допускается возможность складирования ресурса.

Пусть T и K согласованы. Оценим надежность реализации программы в срок T при предположении о вероятных недопоставках ресурса относительно плана K . Для этого используем предлагаемые в [5] показатели надежности:

1) коэффициент готовности, характеризующий потенциальную вероятность выполнения плана в срок T :

$$P = \frac{T}{T'},$$

где $T' \geq T$ — вероятное время выполнения плана;

2) коэффициент надежности плана

$$H = 1 - g \cdot E \left(\frac{\Delta s}{s} \right),$$

где $E \left(\frac{\Delta s}{s} \right)$ — математическое ожидание относительной недопоставки ресурса;

g — коэффициент жесткости, связывающий относительный недовыпуск продукции с относительной недопоставкой ресурса.

Применительно к рассматриваемой сетевой модели под недопуском продукции будем понимать недоосвоение ресурса на работах программы в интервале времени $[0, T]$. Ожидаемые объемы относительных недопоставок опишем

в динамике вектором $\Delta = \left\{ \Delta_t | \Delta_t = E \left(\frac{\Delta K_t}{K_t} \right) (t = \overline{1, T}) \right\}$.

Тогда надежность реализации программы может быть оценена следующим образом:

$$H = 1 - \tilde{g} \cdot \Delta,$$

где $\tilde{g} = \{g_t | t = \overline{1, T}\}$.

Зависимость относительного недоосвоения ресурса на интервале $[0, T]$ от динамики недопоставок в общем случае в сетевой модели сложна и не может быть описана какой-либо простой функцией. Однако эта зависимость существует и может быть установлена на базе расчета временной задержки в сроках реализации программы вследствие недопоставок ресурса. Для этого можно воспользоваться, например, предлагаемым в [3] асимптотически точным алгоритмом минимизации длины расписания при заданной динамике поставок складированного ресурса. При решении же большинства практических задач, в которых достаточно выполнения расчетов с точностью до принятого такта (месяц, декада и т. п.), алгоритмически проще определить оценку, ограничивающую значение временной задержки снизу [4]. В рассматриваемой модели временная задержка в сроке реализации программы ограничена снизу числом

$\mathcal{E} \in [l - 1, l]$, где l — минимально возможное целое, для которого выполняется

$$\sum_{t=1}^{m-l} X_t(P^n) \leq \sum_{t=1}^m (1 - \Delta_t) K_t \quad (m = l + \overline{1, T}), \quad (1)$$

где $X_t(P^n)$ — динамика освоения ресурса при крайнем правом расписании модели G .

Выполняя расчет с точностью до такта, примем в качестве оценки временной задержки число l . Алгоритм расчета задержки в этом случае следующий. Положим исходно $l = 0$. В цикле по $m = \overline{1, T}$ выполним следующие действия. Если $\sum_{t=1}^{m-l} X_t(P^n) > \sum_{t=1}^m (1 - \Delta_t) K_t$, то положим $l = l + 1$. Значение l , полученное при $m = T$, и дает решение задачи.

Это позволяет рассчитать первый из описанных выше показателей надежности реализации программы — коэффициент готовности:

$$P = \frac{T}{T+l}.$$

Данный показатель характеризует надежность выполнения программы только с точки зрения вероятных временных задержек в сроке ее реализации и не учитывает, как показано в [5], глубину воздействия задержки на объем недоосвоения средств. Это воздействие учитывается коэффициентом надежности, для расчета которого определим объем недоосвоения ресурса на интервале $[0, T]$:

$$Q = \sum_{t=T-l+1}^T X_t(P^n). \quad (2)$$

Коэффициент надежности реализации программы в срок T равен

$$H = 1 - \frac{Q}{\sum_{t=1}^T X_t(P^n)}. \quad (3)$$

Из (1) — (3) следуют несколько важных выводов. Во-первых, надежность реализации программы при согласованности срока T и динамики поставок ресурса K даже при нулевых недопоставках ($\Delta = 0$) строго меньше единицы, так как в этом случае $l > 0$. Оценена она может быть по вышеизложенной схеме. Во-вторых, для различных векторов $X(P^n)$ зависимость между объемом недо-

поставок $\sum_{t=1}^T \Delta_t K_t$ и объемом недоосвоения ресурса Q в общем случае неодинакова. Объем недоосвоения может существенно превосходить объем недопоставки, и наоборот. Данная зависимость для фиксированного Δ может быть описана коэффициентом жесткости

$$g = \frac{Q}{\sum_{t=1}^T \Delta_t K_t}.$$

Отсюда и из (3) следует, что при возрастании значения g надежность реализации программы в общем случае снижается. Причем на эту зависимость оказывают влияние не только внешние, но и внутренние условия реализации программы, и прежде всего принимаемая схема организации работ, отображаемая топологией сетевой модели. Так, при одинаковых временных задержках l более надежной является организация работ, обеспечивающая меньший объем недоосвоения средств Q . Это достигается тогда, когда при крайнем правом расписании объемы освоения ресурса в последние годы планового периода сокращаются, а в первые — растут, в силу чего снижается жесткость связи динамики недопоставок с объемом недоосвоения средств. В частности, если $X^1(P^n)$, $X^2(P^n)$ — векторы освоения ресурса от крайнего правого расписания соответственно при первой и второй схемах организации работ, то первая схема надежнее, если

$$\sum_{t=T-m}^T X_t^1(P^n) \leq \sum_{t=T-m}^T X_t^2(P^n) \quad (m = \overline{0, T-1}).$$

Кроме того, при фиксированной динамике недопоставок Δ надежность реализации программы для различных планов поставки ресурса K неодинакова.

Пусть $H(K)$ — надежность при плане K , тогда независимо от принятого $\Delta H(K^1) \geq H(K^2)$, если

$$\sum_{t=1}^m K_t^1 \geq \sum_{t=1}^m K_t^2 \quad (m = \overline{1, T}). \quad (4)$$

Это обусловлено тем, что в (1) при условии (4) $l_1 \leq l_2$, т. е. временная задержка l_1 при плане K_1 всегда не больше, чем задержка l_2 при плане K_2 .

Отсюда при поставках складываемого ресурса надежность реализации программы достигает максимума в лю-

бых условиях недопоставок при плане

$$K_1^1 = \sum_{n=1}^T X_n(P^n), \quad (5)$$

$$K_t^1 = 0 \quad (t = \overline{2, T}),$$

так как при принятой выше гипотезе о согласованности плана K и срока T выполняются

$$\sum_{t=1}^m K_t \geq \sum_{t=1}^m X_n(P^n) \quad (m = \overline{1, T-1}), \quad (6)$$

$$\sum_{t=1}^T K_t = \sum_{t=1}^T X_t(P^n), \quad (7)$$

а план K^1 , определенный из (5), обладает свойством (4) при любом плане K^2 , удовлетворяющем ограничениям (6), (7). Отсюда следует, что диапазон надежности реализации программы при фиксированном Δ определяется интервалом $[H(X(P^n)), H(K^1)]$, который рассчитывается по изложенной выше схеме при $K = X(P^n)$ и $K = K^1$.

При поставках нескладируемого ресурса, как показано в [4], необходимым условием согласованности плана K со сроком T является

$$\sum_{t=1}^m X_t(P^n) \geq \sum_{t=1}^m K_t \geq \sum_{t=1}^m X_t(P^n) \quad (m = \overline{1, T}), \quad (8)$$

где $X_t(P^n)$ — динамика освоения ресурса при крайнем левом расписании.

Отсюда и из (4) следует, что при заданном Δ для любой допустимой динамики поставок K

$$H(X(P^n)) \geq H(K) \geq H(X(P^n)),$$

т. е. диапазон надежности реализации программы заключен в границах надежности поставок по крайнему правому и крайнему левому расписаниям модели и может быть рассчитан из (1) — (3) для фиксированного Δ при $K = X(P^n)$ и $K = X(P^n)$.

Высокая надежность плана $X(P^n)$ объясняется наличием у него большого маневренного резерва R , позволяющего отсрочить моменты начала выполнения работ на более поздний срок без нарушения общего срока реализации программы:

$$R_t = \max \left(0, \sum_{n=1}^t ((1 - \Delta_n) X_n(P^n) - X_n(P^n)) \right) \quad (t = \overline{1, T}).$$

Для обеспечения стопроцентной надежности реализации программы принимаемый план (не обязательно крайний левый) должен обладать резервом, который удовлетворяет следующим ограничениям:

$$\sum_{n=1}^t \frac{1}{1 - \Delta_n} X_n(P^n) \geq \sum_{n=1}^t K_n \geq \sum_{n=1}^t \frac{1}{1 - \Delta_n} X_n(P^n) \quad (t = \overline{1, T}), \quad (9)$$

т. е. плановая потребность в ресурсе должна быть превышена относительно технологически необходимого минимума на

$$\sum_{n=1}^t K_n - \sum_{n=1}^t \frac{1}{1 - \Delta_n} X_n(P^n) \geq 0 \quad (t = \overline{1, T}). \quad (10)$$

В частности, если относительная недопоставка ресурса относительно плана Δ_t для $t = \overline{1, T}$ равна α , имеем

$$\sum_{n=1}^t K_n - \frac{1}{1 - \alpha} \sum_{n=1}^t X_n(P^n) \geq 0 \quad (t = \overline{1, T}).$$

Отсюда на интервале $[0, T]$ величина превышения плана относительно действительной потребности равна

$$R_T = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \sum_{n=1}^T X_n(P^n). \quad (11)$$

И обратно, зная величину допустимого резерва, можно оценить долю допустимой недопоставки:

$$\alpha = \frac{R_T}{R_T + \sum_{n=1}^T X_n(P^n)}.$$

Плановый резерв (11) обладает рядом особенностей.

Во-первых, при принятом α он является, с одной стороны, минимально необходимым, а с другой — никакое его возрастание не повышает надежности реализации программы, т. е. не оправдано. Во-вторых, при реализации программы ресурс в объеме этого резерва не используется, так как в наилучших условиях поставки ($\alpha = 0$) он избыточен, а в наихудших — просто не поставляется. В-третьих, плановый резерв R инвариантен относительно срока реализации программы T и принимаемой схемы организации работ, поскольку их вариация не изменяет

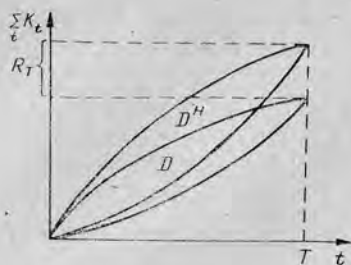


Рис. 1. Области технологически допустимых планов.

суммарной потребности в ресурсе. При увеличении срока снижается лишь объем необходимого планового резерва в единицу времени.

Области технологически допустимых планов D (8) и надежных планов D^H (9) графически представлены на рис. 1.

В границах пересечения областей D , D^H находятся надежные плановые поставки ресурса, используемые как в наилучших, так и в наихудших условиях в полном объеме. Причем если $D = D^H$, то возможность недопоставок относительно плана исключается. Из $D \neq D^H$ следует, что ни один из надежных планов не может быть целиком построен в границах области D , хотя до определенного $t < T$ это возможно. Начиная же с этого t , план должен принадлежать области $D^H/(D^H \cap D)$, в границах которой находятся надежные поставки, используемые при $\Delta = 0$ не в полном объеме вследствие включенного в них резерва.

Таким образом, при разработке планов в границах области D^H исключается возможность поставок, не позволяющих в наихудших условиях реализовать программу в срок T . Эти поставки находятся в области ненадежных планов $D/(D \cap D^H)$. Тем самым исключается возможность плановой реализации программы по расписаниям, являющимся в принятых условиях вероятных недопоставок ненадежными, в частности, по крайнему правому расписанию. Множество данных расписаний оказывается зарезервированным на случай наихудших условий поставки ресурса.

Описанная совокупность процедур апробирована для

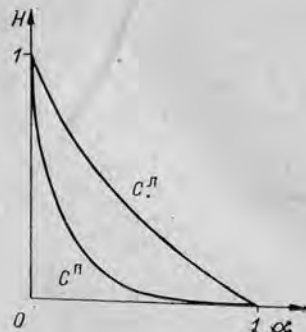


Рис. 2. Зависимость коэффициентов надежности программы от объемов относительных недопоставок.

Показатели надежности программы реконструкции непрерывно-заготовочного стана

Варианты недопоставки ресурса к плану, %	Интервальные оценки				
	временных задержек (декады)	коэффициентов готовности	недоосвоения средств в плановом периоде (тыс. руб.)	коэффициентов жесткости	коэффициентов надежности
0	0—0	1—1	0—0	0—0	1—1
10	1—3	0,94—0,85	95—333	1,48—5,2	0,86—0,48
20	2—3	0,89—0,85	248—333	1,93—2,6	0,62—0,48
30	2—4	0,89—0,8	248—393	1,29—2,05	0,62—0,39
40	3—6	0,85—0,74	333—496	1,3—1,93	0,48—0,23
50	3—6	0,85—0,74	333—496	1,04—1,55	0,48—0,23
60	4—7	0,8—0,7	393—527	1,02—1,37	0,39—0,18
70	5—9	0,77—0,65	451—554	1,0—1,23	0,30—0,14
80	7—10	0,7—0,62	527—579	1,0—1,13	0,18—0,1
90	10—13	0,62—0,56	579—598	1,0—1,03	0,1—0,07
100	17—17	0,5—0,5	640—640	1—1	0—0

оценки надежности программы реконструкции непрерывно-заготовочного стана (НЗС) 850/700/500².

В качестве нескладированного ресурса в расчетах принималась мощность строительно-монтажных организаций, измеряемая объемом строительно-монтажных работ в декаду. Под недопоставкой этого ресурса понималось невыполнение плана строительно-монтажных работ, вызываемое причинами как внешнего, так и внутреннего характера. Внешние причины — невыполнение планов поставки строительно-монтажным организациям строительных материалов, машин и др., недостаточные объемы инвестиций, выделяемых для развития их производственных мощностей, а также отвлечение мощностей для выполнения работ, не связанных с данной программой. Внутренние причины — низкая организация производственного процесса и недостаточная надежность его технической базы.

Расчеты выполнены по вариантам относительных недопоставок на интервале $[0, 1]$ (см. таблицу).

На первом этапе расчетов по вариантам недопоставок были оценены временные задержки в сроках реконструкции и выявлены варианты, эквивалентные по этим задержкам. Так, при крайнем левом расписании эквиваленты

² Расчет выполнен студенткой НГУ И. П. Хлебниковой по сетевому графику, разработанному Сибирским государственным институтом по проектированию металлургических заводов Министерства черной металлургии СССР.

недопоставки в 20 и 30%, в 40 и 50%, а при крайнем правом в 10 и 20%, в 40 и 50%.

Расчет объемов недоосвоения средств показал их существенную зависимость от принимаемого календарного плана. Причем установлено, что по мере роста недопоставок жесткость этой зависимости снижается. Так, при недопоставке в 10% объем недоосвоения средств от крайнего правого плана превосходит соответствующий объем от крайнего левого более чем в 3 раза, при 50% — в 1,3, а при 90% превышения по существу нет. Установленный факт объясняется снижением маневренных качеств левого плана по мере роста недопоставок. Это подтверждено расчетом соответствующих коэффициентов жесткости, которые монотонно снижаются и достигают, начиная с недопоставок в 60%, по существу своего минимального значения, равного единице.

В силу отмеченного маневренные качества программы реконструкции при больших недопоставках слабо зависят от принимаемого календарного плана. Напротив, при незначительных недопоставках календарный план имеет для этого решающее значение. Кроме того, следует отметить, что при недопоставках в 60—100% маневренные качества программы не могут быть повышены путем изменения принятой схемы организации работ. При более же низких недопоставках, вообще говоря, это возможно, если при этом будут снижены коэффициенты жесткости.

Расчет коэффициентов надежности показал их жесткую зависимость как от объемов недопоставок, так и от принимаемого календарного плана. При этом установлены эквивалентные по надежности комбинации недопоставок и календарных планов. Так, крайний правый план при недопоставках в 10—20% и крайний левый при недопоставках в 40—50% обеспечивают надежность, равную 0,48, а при 30 и 60% — 0,39. Это обусловлено совпадением маневренных качеств левого и правого планов в условиях данных недопоставок.

Полученные результаты позволили сделать вывод, что в условиях высоких недопоставок для повышения надежности программы следует планировать начало выполнения работ в более ранние сроки. При незначительных же недопоставках это требование несущественно.

На рис. 2 представлена зависимость коэффициентов надежности программы от объемов относительных недопоставок. Кривыми C^L , C^P отображены уровни надежности соответственно от крайнего левого и крайнего правого планов на интервале относительных недопоставок

[0, 1]. Между этими кривыми заключены уровни надежности реализации программы при всех допустимых календарных планах.

В целом выполненные расчеты показали широкие возможности практического применения созданного модельного аппарата для оперативной оценки показателей надежности реализации целевой программы в условиях неопределенности ее ресурсного обеспечения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев А. М., Козлов Л. А., Крючков В. Н. Моделирование экономических программ. М.: Статистика, 1980.
2. Алтаев В. Я., Когутовская Л. А. Сетевые модели планирования капитальных вложений. М.: Наука, 1976.
3. Гимади Э. Х., Пузынина Н. М., Севастьянов С. В. О некоторых экстремальных задачах реализации крупных проектов типа БАМ.— Экономика и математические методы, 1979, т. XV, вып. 5, с. 1017—1020.
4. Литвинов Б. И. Модели контроля согласованности планов поставки ресурсов с директивными сроками реализации региональной экономической программы.— В кн.: Моделирование развития строительного комплекса. Новосибирск, 1979.
5. Смирнов В. А., Герчиков В. С., Соколов В. Г. Оценка надежности и маневренных качеств плана. Новосибирск: Наука, 1978.

Л. М. ИВАНОВА

УЧЕТ ХАРАКТЕРИСТИК НАДЕЖНОСТИ ПРИ СОГЛАСОВАНИИ ПЛАНОВЫХ РЕШЕНИЙ ОТРАСЛЕВЫХ СИСТЕМ

Для успешной реализации планов развития отраслей народного хозяйства необходимо заложить в планы адаптивные качества этих систем, которые можно отразить с помощью характеристик надежности, эластичности, маневренности и др. [1].

Надежность перспективного развития отраслевых систем в целом зависит от адаптивных качеств входящих в нее подсистем. Поскольку каждая подотрасль, например, обладает своей способностью реагировать на недопоставки ресурсов по сравнению с плановыми объемами, то от того, как распределится общая недопоставка ресурса в отрасль по подотраслям, зависит выполнение общего плана по продукции.

Для обеспечения надежного развития отрасли необходимо в комплексе плановых расчетов предусмотреть решение следующих взаимосвязанных задач:

распределения ресурсов по подотраслям;
 формирования маневренных свойств подсистем и системы в целом;

целенаправленного распределения отклонений по ресурсному обеспечению по элементам системы;

распределения по подсистемам заданий по продукции и требований надежности выпуска этой продукции.

При моделировании отрасли для целей перспективного планирования эта система может быть представлена в виде комплекса взаимосвязанных уровней. При формировании согласованного плана такой системы без учета надежностных свойств (при детерминированном подходе) функцией более высокого уровня являлось в основном решение задач распределения выпуска продукции и объемов выделяемых ресурсов между подсистемами более низкого уровня, в расчете на некоторые точные, однозначно заданные условия развития. При новой постановке не менее важной задачей является и распределение надежностных свойств по подсистемам, что в свою очередь может быть связано с выделением дополнительных общепромышленных ресурсов и повлечь за собой изменение затрат на развитие подотраслей.

Весьма важной является задача установления плановых нормативов надежности, в общем случае дифференцированных по подотраслям, поскольку на стадии составления плана эти требования предопределяют структуру каждой подсистемы, которая формируется в расчете на заданный уровень надежности, в рамках выделенных средств из системы верхнего уровня.

Дополнительный аспект согласования в иерархической системе влечет за собой уточнение целей согласования, методов и процедур для получения согласованных решений. Постановка задачи рассматривается более широко в содержательном смысле, формализация задачи тоже обретает более глубокое содержание, деформируется схема согласования по сравнению с «детерминированным» подходом к взаимосвязке плановых решений.

О п р е д е л е н и е. Согласованным надежным планом развития системы, моделируемой в виде двухуровневой иерархии, называется такой ее план X , $X \in \Omega_i$, который на заданном интервале ресурсов $(S_k - \Delta S_k)$, $k \in K$, в процессе реализации обеспечивает за-

данный выпуск продукции P , $P = \sum_i P_i$, с надежностью не ниже нормативной H , при экстремальном значении целевой функции, т. е. $\text{extr } F(X) = \overline{F(X)}$,

$$E P_\phi = E \sum_{\eta} \sum_i P_i = \sum_i P_i H_i \geqslant H P, \quad i \in I_1,$$

где P_ϕ — возможный выпуск продукции при объемах ресурсов, заданных интервалами $(S_k - \Delta S_k)$; Ω , Ω_i — множества допустимых планов системы в целом и подсистем соответственно; H_i — уровень надежности i -й подсистемы.

Одна из предлагаемых постановок задачи составления надежного оптимального плана отрасли такова: нужно найти такие планы развития подотраслей, которые смогут выполнить в совокупности план выпуска продукции по отрасли P с надежностью H в условиях выделенных отраслей ресурсов, заданных интервалами $(S_k - \Delta S_k)$, $k \in K$, k — номер ресурса.

Формально задачу для отрасли в целом можно записать так.

Задача верхнего уровня — найти надежный оптимальный план развития отрасли:

$$\begin{aligned} \min_{\eta} E (c_{np}^{\eta} + c_{ag}^{\eta}) (X^{\eta}), \\ S_k^{\eta} (X^{\eta}) \leqslant \overline{S}_k^{\eta} \quad \forall k \in K, \quad \forall \eta \in N, \\ E P (X^{\eta}) \geqslant P H, \quad X^{\eta} \in \Omega. \end{aligned} \quad (1)$$

Задача нижнего уровня — найти оптимальный надежный план развития подотрасли:

$$\begin{aligned} \min_{\eta} E (c_{inp}^{\eta} + c_{iag}^{\eta}) (X_i^{\eta}), \\ S_{ik}^{\eta} (X_i^{\eta}) \leqslant \overline{S}_{ik}^{\eta} \quad \forall \eta \in N_i, \\ E P_i (X_i^{\eta}) \geqslant P_i H \quad X_i^{\eta} \in \Omega_i. \end{aligned} \quad (2)$$

Здесь c_{np}^{η} , c_{inp}^{η} — затраты на развитие отрасли (подотрасли) при ресурсных условиях в η -й точке интервала N , N_i ;

c_{iag}^{η} , c_{inp}^{η} — затраты на переход из η -й точки в любую другую точку этого интервала;

X^η , X_i^η — оптимальный план, соответствующий η -й точке и удовлетворяющий условиям допустимости Ω , Ω_i для отрасли и i -й подотрасли соответственно;

E — математическое ожидание на интервале ресурсов.

Для каждой точки интервала $\eta \in N$ выделенных объемов ресурсов для (1) нужно найти совокупность планов для подсистем X_i^η при соблюдении следующих условий:

$$\left. \begin{aligned} \sum_i \bar{S}_{ik}^\eta &\leq \bar{S}_k^\eta \quad \forall k \in K, \quad \eta \in N \\ &(\text{распределение ресурсов}); \\ \sum_i P_i \cdot H_i &\geq PH \quad \forall i \in I \\ &(\text{распределение продуктов с учетом надежности}); \\ (c_{np}^\eta + c_{ag}^\eta)(X^\eta) &= \sum_i (c_{np}^\eta + c_{ag}^\eta)(X_i^\eta) \\ &(\text{линейность затрат}). \end{aligned} \right\} (3)$$

При интервальном задании ресурсов и формировании надежного плана этот план должен обладать новым качеством, а именно годиться для всех точек интервала. Это значит, что он должен обладать способностью перехода из одного состояния (при одних ресурсах) в другое (при других) при достаточно небольших затратах на этот переход.

Выбор такого плана — параметра является задачей нижнего уровня (2). Здесь возможны разные подходы к решению задачи. Если можно оценить затраты на переход из одного состояния в другое для каждого плана (составленного для каждой точки), то в качестве оптимального адаптивного предлагается план с минимумом математического ожидания затрат на развитие по плану и на переход к другим вариантам развития, соответствующим всем условиям интервала ресурсов.

Вопросы формализации процедур формирования плана, наилучшего для всех сечений интервала $\eta \in N$, изложены в нашей работе [2]. Смысл предлагаемого подхода состоит в следующем. Расчеты плана ведутся по точкам дискретного интервала. При отборе способов в оптимальный план для любой точки интервала учитываются оптимальные способы, попавшие в план в предыдущих точках. Отбор компонент плана проводится с учетом вероятности попадания в оптимальный план данного способа. Компоненты плана, попавшие в оптимальный план

достаточное число раз, жестко закрепляются в плане (ограничение на обязательное включение).

Может быть предложен упрощенный вариант изложенной выше постановки задачи (1)–(2), при которой ограничения по надежности заменены на требования эластичности плана при заданном интервале изменений ресурса. Предположим, что на нижнем уровне для подсистемы $i \in I$ решена задача формирования надежного плана для интервала $(S_i - \Delta S_i)$ и построена функция эластичности (см. [4]), отражающая зависимость выпуска продукции P_i от размера ресурса $S_i \in (S_i - \Delta S_i)$. Проведя линеаризацию этой кривой на интервале, можно получить коэффициент эластичности k_i , постоянный для всего интервала, являющийся некоторым средним коэффициентом. Этому коэффициенту соответствует определенный уровень надежности H_i (связь между ними см. в [1]). Можно подсчитать также для данного интервала оценку затрат $c_i = E(c_{np} + c_{ag})$. Получим некоторый вектор, характеризующий поведение подсистемы в условиях, определяемых интервалом изменения ресурса $(X_i, S_i - \Delta S_i, P_i, H_i, k_i, c_i)$. Здесь X_i — план, выбранный нами, которому соответствует коэффициент эластичности k_i . Имея такие характеристики по всем подсистемам, отрасль (верхний уровень) в состоянии решить задачу распределения ресурса, выпуска продукции и уровней надежности по подсистемам. Этой информации достаточно для принятия решения на верхнем уровне.

Опишем последовательность расчетов по согласованию плановых решений для формирования надежного плана системы в условиях возможных недопоставок ресурсов.

- | | |
|--|------------------|
| | Уровень расчетов |
| 1. Прогнозирование общеотраслевых условий развития по ресурсам | Верхний |
| 2. Сообщение условий развития каждой подотрасли по выпуску продукции, ресурсам, надежности | Верхний → Нижний |
| 3. Расчет надежных локально оптимальных планов подотраслей для заданных диапазонов условий. Расчет эквивалентных характеристик подотрасли на основе анализа зависимости показателей надежности от ресурсной обеспеченности | Нижний |
| 4. Сообщение локально оптимальных планов с ожидаемой надежностью на верхний уровень. Сообщение эквивалентных характеристик о зависимостях уровня надежности | Нижний → Верхний |

- | | |
|---|----------------|
| подсистемы от ресурсной обеспеченности | |
| 5. Согласование планов подотраслей для формирования надежного оптимального плана отрасли на основе эквивалентных характеристик подотраслей: распределение ресурсов, планов по выпуску продукции, требований по надежности | Верхний |
| 6. Сообщение согласованных плановых заданий подотраслям | Верхний→Нижний |
| 7. Конкретизация плановых заданий подотрасли, доведение их до предприятий, выбор реальных средств адаптации | Нижний |

Эта последовательность расчетов отражается схемой взаимосвязей между отраслью и подотраслями при двухуровневой системе перспективного планирования (схема 1).



Схема 1. Взаимосвязи между отраслью и подотраслями при формировании надежного плана.

На верхнем уровне происходит прогнозирование будущих условий развития отрасли по ресурсам (интервал возможных изменений), предварительное распределение ресурсов по подотраслям (интервальное задание) ($S_i + \Delta S_i$) и выпусков продукции P_i с ориентировочной нормой надежности для каждой подотрасли H_i . По каналу 1 с верхнего уровня на нижний в каждую подсистему передается информация ($S_i - \Delta S_i, P_i, H_i$).

При наличии этой глобальной информации и на основе локальной информации о своем развитии подотрасль

решает задачу формирования надежного оптимального плана на заданном интервале ресурсов. Поиск такого плана происходит на основе анализа адаптивных свойств подсистемы, ее характеристик надежности, эластичности, возможностей перехода от одного плана к другому, подборе соответствующих адаптивных мероприятий. Критерии отбора могут быть различными, например минимум суммарных затрат в развитие системы, включая затраты на адаптацию в случае возможных возмущений.

Наряду с локально оптимальным планом на данном интервале, обладающим заданным уровнем надежности, плановые органы подсистем строят эквивалентные характеристики, представляющие собой зависимости показателей надежности развития подсистемы от различных объемов ресурсов, выделенных подсистеме, и интервалов этих ресурсов. Эквивалентные характеристики могут быть представлены в виде векторов ($X_i, S_i, \Delta S_i, P_i, H_i, k_i, c_i$), и они характеризуют план для данного интервала ресурсов ($S_i - \Delta S_i$). Для верхнего уровня должно быть представлено несколько вариантов планов X_i^n , обладающих своим таким вектором. Набор этих векторов для некоторого множества точек интервала ресурсов ($S_i^n - \Delta S_i^n$) дает представление о возможностях развития подотрасли в различных условиях по ресурсному обеспечению и характеризует зависимость уровня надежности от остальных перечисленных факторов. Эта зависимость может быть представлена таблично в виде дискретных наборов значений либо в виде непрерывной функции или некоторой ее аппроксимации. Информация об эквивалентных характеристиках подается на верхний уровень по каналу 2.

На верхнем уровне на основе информации о поведении подсистем в различных условиях, представленной в виде эквивалентных характеристик, решается задача согласования между подсистемами по факторам выпуска продукции, уровней требуемой надежности этого выпуска, затрат на создание условий для надежного развития подсистем на интервалах ресурсного обеспечения. При этом важным вопросом согласования является уточнение, перераспределение заданных на первом этапе интервалов ресурсов, поскольку эти интервалы были заданы заведомо более широкими, для того чтобы получить более полную информацию о возможных вариантах развития подсистем.

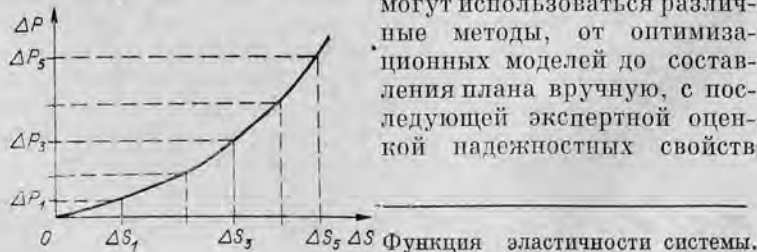
После решения данной задачи на верхнем уровне по каналу 3 уточненные условия развития подсистем и соответ-

ствующие планы X_i^0 , $i \in I$, спускаются на нижний уровень, где подлежат дальнейшему уточнению, конкретизации плановых решений, выбору конкретных средств адаптации.

После этого процесс формирования согласованного надежного планового решения считается законченным, и после его принятия в вышестоящих органах отрасли и подотрасли приступят к его реализации. Надежные планы подотраслей, рассчитанные на интервале возможных условий, обладают потенциальной способностью к перестройке во время их реализации, с небольшим приростом затрат. Это свойство обеспечено выбором соответствующего надежного плана на нижнем уровне. Предположим, что в процессе реализации плана системе выделено ресурса не S , а $(S - \Delta S)$. Распределение этой недопоставки можно провести по той же методике, что и при решении задачи распределения ресурса на этапе 5 на верхнем уровне. Однако решение этой задачи вновь может и не понадобиться, если на этапе планирования для отрасли в целом будет построена результирующая на основе эквивалентных зависимостей функция эластичности, отражающая зависимость недовыпуска продукции при недопоставке ресурса по сравнению с принятыми в плане величинами (см. [3, 4]). Функция эластичности, представленная на рисунке, может быть построена с учетом различных критериев, например минимума недовыпуска продукции в натуральном выражении, либо, с учетом потребительского эффекта, минимума потерь в стоимостном выражении. На рисунке представлена наилучшая последовательность вывода из плана объектов (подсистем) с точки зрения выбранного критерия ($\min \Delta P$).

Приведенная схема согласования плановых решений в двухуровневой системе имеет достаточно общий характер. В ней важны последовательность этапов расчетов, объем необходимой информации между разными уровнями, вид представления этой информации.

В то же время для расчетов планов на уровне подсистем



могут использоваться различные методы, от оптимизационных моделей до составления плана вручную, с последующей экспертной оценкой надежностных свойств

на основе анализа выполнения планов предыдущих лет. Важно, чтобы каким-либо способом были получены адекватные зависимости надежностных, ресурсных, затратных характеристик в достаточно простой, явной форме (например, в виде векторов, описанных выше).

В свою очередь методы формирования планов подотраслей в единый надежный план отрасли на верхнем уровне тоже допускают широкий спектр возможностей — от строгих математических моделей, формализующих процесс развития отрасли, проблемы распределения ресурсов и выпусков продукции, а также уровней надежности по подотраслям, до традиционного сведения поступающих с нижнего уровня вариантов планов подотраслей и оценки надежности общепромышленного плана в условиях возможных недопоставок ресурсов.

Возможности реализации такой схемы зависят от решения двух проблем. Первая связана с возможностью составления оптимального надежного плана для диапазона условий развития подсистем нижнего уровня. Вопросы формирования такого плана рассмотрены в работах [2, 5]; основными трудностями здесь являются вопросы формализации возможностей перехода от одного плана к другому, оценка затрат на эти переходы, оценка ущерба от недовыполнения плана по продукции и др. Важно при этом рассмотреть вопрос о технической и экономической возможности проведения маневров в системе в случае возникших возмущений, т. е. при подготовке плана необходимо решить ряд дополнительных содержательных задач, не свойственных традиционному планированию, рассчитанному на точное соблюдение запланированных условий.

Важна также проработка вопросов об общесистемных маневрах, объемах резервирования, рассчитанных с точки зрения повышения общесистемной надежности, с учетом требующихся при этом затрат. Соизмерение локальных и системных средств обеспечения надежности развития также является задачей верхнего уровня на этапе формирования отраслевого надежного плана.

Второй проблемой, от которой зависит реализуемость предложенной схемы согласования, является формальная разрешимость задачи верхнего уровня, имеющая целью собственно согласование, распределение по подсистемам ресурсов, выпусков продукции и нормативов надежности по этим выпускам на основе информации, заключающейся в эквивалентных характеристиках подсистем. Задача эта в общей постановке нелинейная, однако

возможны варианты ее сведения к линейной, при некоторых предположениях, касающихся учета ограничений по надежности в линейных моделях через математические ожидания ресурсов и продуктов, или путем введения дополнительных переменных по недопоставкам продукции с коэффициентом целевой функции, равным замыкающим затратам на продукцию. Возможны и другие подходы к решению поставленной задачи.

Во всяком случае, при такой постановке задачи всегда есть допустимый надежный план отрасли как объединение локально оптимальных надежных планов подсистем при выполнении условий (3). Надежность плана при этом будет не ниже заданной нормы.

На основе анализа предложенной схемы согласования планов можно сделать следующие выводы.

Учет характеристик надежности и эластичности возможен в схемах согласования плановых решений отрасли. Включение этих характеристик в процедуры согласования позволяет сделать вычислительный процесс по ним практически безытеративным.

Информационные потоки между уровнями весьма компактны и представляют традиционные компоненты плана, за исключением показателей надежности.

Основной удельный вес расчетов падает на объекты нижнего уровня, где кроме традиционного составления плана необходимо произвести его оценку, подбор адаптивных мероприятий, поиск направлений маневрирования при различных условиях развития системы, затратные оценки всех этих мероприятий.

Заметим, что в режиме АСУ, например, можно провести значительную часть расчетов по анализу маневренных возможностей и надежных свойств системы, используя формальный аппарат исследования надежности отраслевых систем, в той его части, в которой он разработан до практической реализации. Это значительно облегчило бы подсистемам формирование надежного плана и подбор средств адаптации в случае возмущений.

При планировании надежных свойств системы и на стадии корректировки плана в процессе его реализации фактически можно использовать одни и те же модели и методы. Более того, на стадии планирования можно предусмотреть и рассчитать оптимальную линию поведения системы в случае отклонений фактических условий от запланированных. Например, можно подготовить заранее «стратегию разгрузки» плана, позволяющую дать

ответ о наилучшем перераспределении ресурсов без повторных расчетов плана.

Разработанным до реализации для данной схемы согласования можно считать подход, основанный на расчете коэффициентов эластичности подсистем и системы в целом (через эластичный критический путь). Алгоритм расчета надежности плана и соответствующий метод распределения возмущений в системе изложены в работах [1, 2, 4].

ЛИТЕРАТУРА

1. Смирнов В. А., Герчиков С. В., Соколов В. Г. Оценка надежности и маневренных качеств плана. Новосибирск: Наука, 1979.
2. Иванова Л. М. Об одном алгоритме получения надежного оптимального плана с учетом возможных недопоставок ресурсов.— В кн.: Материалы всесоюзной научной студенческой конференции «Студент и научно-технический прогресс». Новосибирск, 1978, с. 111—123.
3. Карнович А. И., Колоколов А. А., Соколов В. Г. Анализ качества планов экономических систем с учетом структурных связей.— В кн.: Программно-целевой подход в планировании развития отраслевых комплексов. Новосибирск: Наука, 1979, с. 145—160.
4. Иванова Л. М., Соколов В. Г. Построение функции эластичности сложной линейной системы.— В кн.: Методы анализа взаимодействия в экономических системах. Новосибирск: Наука, 1980, с. 177—194.
5. Макарова А. С., Сансеев Б. Г., Соколов А. Д. Метод согласования двухуровневой иерархии линейных моделей в условиях неопределенности.— В кн.: Иерархия в больших системах энергетики. Т. 2. Иркутск, 1978, с. 173—190.

В. Г. СОКОЛОВ, В. М. СОКОЛОВ

ВЫБОР ОПТИМАЛЬНОЙ ТРАЕКТОРИИ РАЗВИТИЯ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ СИСТЕМЫ

1. ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Целью работы является рассмотрение проблемы синхронизации развития отдельных объектов и подсистем сложной экономической системы (например, отрасли промышленности) в ходе ее функционирования и развития. Такие задачи особенно актуальны для уже сложившихся

производственных систем, в которых удельный вес продукции, производимой на действующих на начало планового периода объектах, значительно выше удельного веса продукции вновь вводимых объектов, а стратегия реконструкции действующих объектов оказывает существенное влияние на эффективность функционирования и развития системы в целом.

При постановке задачи синхронизации ввода и реконструкции производственных объектов мы исходим из допущения, что структура рассматриваемой экономической системы задана на некоторые моменты горизонта планирования. Динамика развития системы, ее структуры определяется исходя из требований системы более высокого ранга (например, народного хозяйства). Для отраслевых систем динамика развития может определяться на основе использования оптимизационных моделей развития и размещения объектов отрасли. Результатом решения таких задач является выбор вариантов развития объектов отрасли с указанием динамики наращивания их мощностей, номенклатуры выпуска, мест размещения, перспективной транспортной увязки.

После того как решены принципиальные вопросы развития системы, определено конечное состояние, в которое она должна быть приведена в перспективе, возникает задача выбора оптимальной траектории достижения этого состояния. При этом необходимо использовать более высокочастотную и менее агрегированную информацию, чем при решении задачи развития и размещения отрасли.

Реально развитие отрасли складывается из того, что строятся новые предприятия и цехи, проводится реконструкция действующих предприятий, повышаются коэффициенты использования ранее введенных в строй производственных объектов, осваиваются новые технологии. Одновременно с этим выводится из строя устаревшее оборудование. Отметим, что согласно строительным нормам и правилам (СНиП) сроки строительства объектов задаются не в годах (самая маленькая единица времени, которая используется сейчас при решении задач отраслевой оптимизации), а в месяцах. Сроки освоения новых объектов также обычно измеряются в месяцах. Таким образом, речь идет о том, что для расчета траектории развития нужны экономико-математические модели, использующие относительно высокочастотную информацию

Остановимся на характеристике объектов, для которых правомерна подобная постановка задач. Это могут быть экономические системы типа отраслевого комплекса, промышленного комбината или предприятий, терри-

ториально-производственный комплекс и т. д. Типичный пример такой системы представляет комплекс объектов черной металлургии. Отличительной чертой подобных систем является технологическая и экономическая взаимосвязанность их объектов. Каждый объект подобной системы может характеризоваться выпуском не только конечного продукта, но и полуфабрикатов для других объектов.

В каждый момент времени система находится в каком-либо определенном состоянии, характеризуемом интенсивностью выпуска продуктов и затрат ресурсов. При этом «идеальным» в каждый момент является состояние сбалансированности затрат ресурсов с выпуском готовой продукции и полуфабрикатов. Сбалансированность предполагает, в частности, и взаимное соответствие мощностей технологических цепочек, при котором нет излишков производства продукции и полуфабрикатов.

Однако в ходе развития системы путем реконструкции действующих и строительства новых объектов в какие-то моменты времени, как правило, происходит нарушение сбалансированности, а следовательно, возникает излишек различного вида полуфабрикатов на некоторых объектах системы. Последнее возможно, например, при остановке на реконструкцию части объектов системы, находящихся ближе к начальным стадиям производственного процесса, — возникает дефицит полуфабрикатов на последующих стадиях.

Если рассматривать процесс реконструкции и строительства объектов системы как ее расширение (не обязательно связанное с возрастанием объемов производства продукции), то наиболее сбалансированным способом расширения системы является такой, при котором вводятся сквозные технологические линии, включающие полный цикл производства продукции в системе.

Такие способы требуют, как правило, интенсивного ведения широкого фронта работ крупными строительными подразделениями, четкой разработки и выполнения календарных графиков строительства и ввода объектов, их ресурсного обеспечения. Однако не всегда эти условия могут быть выполнены. В частности, ограниченными, как правило, являются строительные мощности, что не позволяет вести широкий фронт работ и одновременный пуск всей технологической линии. В этих условиях возникает задача разработки такого календарного графика проведения работ по расширению системы, при котором к назначенному директивному сроку будут завершены все требуемые работы по реконструкции и строительству объек-

тов, а эффект по сравнению с другими возможными способами расширения с учетом ограничений на строительные мощности и возможные варианты ресурсного обеспечения будет максимальным.

В первую очередь решаются вопросы расчета календарных графиков строительства и реконструкции объектов подсистем системы. Для их построения может использоваться широкий класс моделей сетевого планирования. Однако можно ожидать, что любые предложенные от подсистем исходные календарные графики (будучи даже оптимальными с позиций подсистем) не составят в своей совокупности оптимальный график всей системы. Необходимо будет выполнить корректировку исходных графиков развития подсистем, оптимальную с позиций всей системы. Для этого надо выработать принципы и параметры корректирования графиков. Основной принцип корректировки — это приращение (положительное или отрицательное) критерия качества развития системы, который в общем случае может быть векторным.

В основе формирования параметров корректировки должны лежать балансовые расчеты по использованию мощностей производственных объектов в подсистемах.

Такие параметры должны играть роль параметров согласования в задачах многоуровневого моделирования. На их основе должен строиться градиент (направление) изменения графиков развития подсистем с целью улучшения значения критерия развития всей системы. Здесь, по-видимому, возникает ряд трудностей, аналогичных тем, что встречаются при решении задач согласования решения с использованием нелинейных, например целочисленных, сетевых и других типов моделей.

В данной задаче можно выделить условно два уровня: верхний решает задачи развития системы, распределение общесистемных ресурсов (в том числе мощностей стройбазы), балансировки мощностей ее объектов и транспортной увязки; нижний — задачи календарного планирования развития подсистем (строительство новых и реконструкция действующих объектов) при выделенных мощностях стройбазы и общесистемных ресурсах. Кроме того, в задачу верхнего уровня входит анализ и поиск путей более эффективного использования стройбазы и общесистемных ресурсов по оценкам этого использования, полученных в подсистемах.

Таким образом, общая задача синхронизации ввода объектов сложной экономической системы включает следующую систему взаимосвязанных подзадач:

определение динамики развития системы, формирование ее структуры на перспективу;

построение календарных графиков ввода новых и реконструкции действующих объектов с учетом перспективы развития подсистем и конечных целей развития системы;

задачи расчета балансов мощностей, потребностей в промежуточной продукции, производимой внутри и вне системы, и в других внешних ресурсах (сырье, трудовые, финансовые ресурсы и т. д.);

оптимальная увязка производственного взаимодействия подсистем по использованию промежуточных продуктов и внешних ресурсов на основе расчетов баланса использования мощностей, транспортировки сырья, полуфабрикатов, готовой продукции.

Взаимодействие этих задач можно представить в следующем виде:

1. Решение задачи развития системы с указанием мест размещения новых и реконструкции действующих объектов. Расчет их оптимальных перспективных мощностей и схем взаимодействия.

2. Решение календарных задач реконструкции и нового строительства в подсистемах с учетом системных ограничений на строительные мощности, внешние ресурсы.

3. Расчет балансов мощностей и потребностей ресурсов по подсистемам с учетом решения задач п. 2. Формирование по каждой подсистеме направления желательного изменения календарного графика с учетом критериев развития как подсистем, так и всей системы за весь плановый период.

4. Решение задач оптимальной (с позиций критериев п. 3) привязки подсистем к источникам промежуточных продуктов, внешних ресурсов, потребителям готовой продукции.

5. Анализ полученного календарного плана развития системы на оптимальность. Поиск направления улучшения плана. Если есть варианты улучшения, то повторение цикла расчетов, начиная с п. 2. Иначе выдается вариант оптимального графика развития системы.

Остановимся на критериях оценки эффективности развития системы. Здесь необходимо руководствоваться постановлением ЦК КПСС и Совета Министров СССР «Об улучшении планирования и усилении воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства и качества работы» (июль 1979 г.), где указано: «Производить оценку результатов хозяйственной деятельности производственных объединений (предприятий) промышленности, а также их экономическое стимулирование, исходя прежде всего из выполнения планов поставок продукции... по номенклатуре (ассортименту) и в сроки в соответствии с заключенными договорами (заказами), повышения производительности труда, улучшения качест-

ва продукции и роста прибыли» [1, с. 45]. Среди показателей, по которым оцениваются результаты хозяйственной деятельности, целесообразно выбирать критерий оценки эффективности. При этом надо учитывать требования, предъявляемые к данной производственной системе народным хозяйством. Обязательным является еще одно условие. Критерий должен быть интегральным, т. е. характеризовать эффективность работы системы за весь рассматриваемый период.

2. МОДЕЛЬ синхронизации ввода объектов сложной экономической системы

Рассмотрим один из возможных вариантов формализованной постановки задачи синхронизации ввода объектов экономической системы в следующих предположениях и обозначениях.

Вся система состоит из K подсистем. В свою очередь каждая k -я подсистема ($k \in K$) будет включать в перспективе τ_k объектов, т. е. часть из них функционирует в настоящий момент, часть подвергается реконструкции, а часть должна быть введена в течение планового периода (t_0, T) . Будем считать, что реконструкция — это тот период времени, когда объект простаивает и не выдает продукцию, сюда не входят мелкие ремонты, доводка объекта до проектной мощности и т. д.

Связи между объектами подсистем могут быть весьма разнообразными, меняться в динамике. В качестве одного из исходных параметров модели примем интенсивность показателя эффективности функционирования объекта, т. е. эффект от его функционирования в единицу времени. Этот параметр является функцией времени, определенной на интервале (t_0, T) . Она сложным образом зависит от календарных графиков проведения реконструкции существующих и ввода в действие новых объектов не только данной подсистемы, но и объектов других подсистем всей рассматриваемой системы. В качестве примера может быть принят любой из рассмотренных выше критериев, отнесенный к единице времени (т. е. формально производная этого критерия по времени), например прибыль, получаемая системой в единицу времени с данного объекта i при существующей структуре всей системы, технологических и экономических связей между всеми объектами системы.

Указанную функцию запишем в виде

$$a_{is-1}^k = a_{is-1}(W_t, t), \quad k \in K, \quad i \in \tau_k, \quad s \in S_k, \quad (1)$$

где

$$W_t = W(t, k_t) \quad (2)$$

— вектор управляющих параметров всей системы, зависящий в момент t от календарного графика $K_t = \{t_s^k\}_t$ развития объектов на оставшийся период (t, T) , а также от экономических, технологических и внешних связей системы;

t_s^k — временной параметр этого графика, указывающий начало и конец проведения мероприятия (строительство, реконструкция) в k -й подсистеме. При этом s пробегает целочисленные значения и

$$s = \begin{cases} 2j-1, & \text{если } t_s^k \text{ — начало } j\text{-го мероприятия,} \\ 2j, & \text{если } t_s^k \text{ — конец } j\text{-го мероприятия.} \end{cases}$$

Будем считать, что общее число мероприятий в k -й подсистеме равно I_k . Над каждым из τ_k объектов может либо не проводиться ни одного мероприятия, либо проводиться от одного до нескольких. Например, в черной металлургии действующая домна может не реконструироваться в течение всего периода (t_0, T) , а какой-либо из станов или цехов может проходить неоднократную поэтапную реконструкцию с последовательным наращиванием мощности.

Примем, что $s=0$ соответствует началу планового периода $(0, T)$, а $s=S_k$ — концу планового периода T . Можно предположить, что интервалы проведения мероприятий не пересекаются для данного k -го объекта, т. е.

$$(t_{s-1}^k, t_s^k) \cap (t_{s'-1}^k, t_{s'}^k) = \emptyset, \quad s \neq s'. \quad (3)$$

В принятых обозначениях эффект развития системы за период (t_0, T) можно выразить как

$$F(W) = \sum_{h=1}^k \sum_{s=1}^{s_h} \sum_{i=1}^{\tau_h} \int_{t_{s-1}^h}^{t_s^h} a_{is-1}^h(W, t) dt. \quad (4)$$

Отметим, что при фиксированных s и k частичная сумма из (4)

$$F_{ts}^k = \sum_{i=1}^{\tau_k} \int_{t_{s-1}^k}^{t_s^k} a_{is-1}^k(W, t) dt \quad (5)$$

выражает эффект по k -й подсистеме за период (t_{s-1}^k, t_s^k) .

Например, для предприятия черной металлургии, если t_{s-1}^k — начало реконструкции блюминга, t_s^k — конец его реконструкции, то за этот период (t_{s-1}^k, t_s^k) подсчитывается эффект (допустим, прибыль) по каждому объекту

предприятия как $\int_{t_{s-1}^k}^{t_s^k} a_{is-1}^k(W, t) dt$, а затем их общая сум-

ма (5). Эффект зависит от того, кому поставляется (продается) продукция (полуфабрикаты) объектов (станы, сталеплавильные агрегаты и т. д.) в данный момент.

Функция $a_{is-1}^k(W, t)$ может принимать и отрицательные значения (например, потеря прибыли по одному из переделов металлургического завода, если его мощности не обеспечены необходимыми ресурсами в полной мере). Функция

$$F_{ts}^k = \sum_h F_{ts}^k = \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{\tau_h} \int_{t_{s-1}^k}^{t_s^k} a_{is-1}^k(W, t) dt \quad (6)$$

выражает эффект (например, прибыль) по всей системе за период (t_{s-1}^k, t_s^k) .

Вычисление F_{ts}^k может проводиться на основе расчета баланса мощностей по каждой k -й подсистеме и календарного графика реконструкции и строительства объектов этой подсистемы. Эффект же F_{ts}^k учитывает не только балансы мощностей подсистем, но и их оптимальную транспортную привязку друг к другу по обеспечению промежуточной продукцией и поставкам готовой продукции потребителям. Эта привязка должна быть организована с учетом требований долговременности хозяйственных связей.

В задачах развития систем на долгосрочную перспективу часто можно отказаться от учета формирования запасов промежуточной продукции на отдельных объектах, времени освоения новых или реконструируемых мощностей и т. д. В некоторых случаях можно также считать, что функция интенсивности эффекта отдельного объекта кусочно постоянна. В частности, важным является случай, когда в условиях (3) (которые можно интерпретировать как условия последовательного проведения мероприятий реконструкции) имеет место

$$a_{is-1}^k(W, t) = \text{const}, \quad t \in (t_{s-1}^k, t_s^k). \quad (7)$$

В этом случае эффект за период (t_{s-1}^k, t_s^k) для i -го объекта k -й подсистемы выразится как

$$a_i^k(t) = a_{is-1}^k(t_s^k - t_{s-1}^k), \quad (8)$$

а эффект для k -й подсистемы за период (t_0, T) в тех же предположениях (7) будет равен

$$\Phi_k(k, t) = \sum_{s=1}^{s_k} \sum_{i=1}^{\tau_k} a_{is-1}^k(t_s^k - t_{s-1}^k). \quad (9)$$

При расчете (8) и (9) считается, что календарные графики построены так, что достигаются намеченные на период (t_0, T) конечные цели развития системы. В качестве последних могут выступать, например, требования создания определенных мощностей в каждой подсистеме с учетом их перспективной увязки между собой и выпуска конечной продукции требуемого качества, с учетом требований охраны окружающей среды и целого ряда других экономических и социальных условий развития системы.

Перечисленные условия можно рассматривать как определенные ограничения на множество допустимых траекторий развития системы с целью выбора оптимальной траектории. Эти ограничения условий должны быть заложены в календарные графики развития отдельных подсистем. В частности, график будет недопустим, если заданные объекты не будут введены и реконструированы к требуемому сроку.

Следующим важным классом ограничений на множество допустимых траекторий развития являются ограничения по строительным мощностям. Система ограничений по стройбазе должна записываться в детализированном виде с учетом конкретных видов строительных мощностей, их взаимной технологической увязки. Такая система будет являть собой жесткую систему ограничений по стройбазе. Может оказаться, что как детальная запись ограничений, так и схема расчета траектории развития системы будут сложными.

Более простой (более слабой) формой ограничений на строительные мощности являются ограничения по возможным объемам освоения капитальных вложений.

Для их записи введем функцию $q_j^k(t)$, характеризующую интенсивность освоения капитальных вложений (т. е. объем освоения в единицу времени) в момент t на j -м объекте k -й подсистемы. Можно считать, что эта функция отлична от нуля лишь на интервале (t_{2j-1}^k, t_{2j}^k) , т. е.

$$q_j^h(t) = \begin{cases} \bar{q}_j^h(t) > 0, & t \in (t_{2j-1}^h, t_{2j}^h), \\ 0, & t \notin (t_{2j-1}^h, t_{2j}^h). \end{cases} \quad (10)$$

Эта функция может быть ограничена в каждый момент t максимально возможным объемом освоения капитальных вложений $Q_j^h(t)$ на j -м объекте k -й подсистемы

$$q_j^h(t) \leq Q_j^h(t). \quad (11)$$

Значение $Q_j^h(t)$ зависит от многих факторов, в частности, от выделенных на объект строительных мощностей, объемов инвестиций, материальных и трудовых ресурсов и т. д.

Обозначим через $q^h(t)$ интенсивность освоения капитальных вложений в момент t в целом по k -й подсистеме. Тогда

$$q^h(t) = \sum_{j \in J_h} q_j^h(t).$$

Для нее также имеет место ограничение

$$q^h(t) \leq Q^h(t), \quad (12)$$

где $Q^h(t)$ — интенсивность максимально возможного объема освоения в целом по k -й подсистеме. Можно принять, например,

$$Q^h(t) = \sum_{j \in J_h} Q_j^h(t).$$

Важным является также случай, когда вся система может быть разбита на Γ группы подсистем таких, что в каждой группе $\gamma \in \Gamma$ используются общие строительные мощности. Если $Q^\gamma(t)$ — максимально возможная интенсивность использования мощностей в γ -й группе, то имеют место ограничения

$$\sum_{h \in \gamma} \sum_{j \in J_h} q_j^h(t) \leq Q^\gamma(t), \quad \gamma \in \Gamma. \quad (13)$$

Если $Q(t)$ — максимально возможная интенсивность освоения капитальных вложений в целом по всей системе, например, можно принять $Q(t) = \sum_{h \in K} Q^h(t)$, то более слабым ограничением динамики освоения является функциональное ограничение

$$\sum_{h \in K} \sum_{j \in J_h} q_j^{(h)}(t) \leq Q(t). \quad (14)$$

Ограничения (11)–(14) характеризуют временной разрез возможностей использования строительных мощностей в развитии как отдельных объектов и подсистем, так и системы в целом.

На функции $q_j^h(t)$ можно наложить более слабые ограничения, чем (11)–(14), если принять требование о выполнении плана по сметной стоимости работ как на отдельных объектах, так и по всей системе за весь плановый период. Обозначим через Q_j^h , Q^h , Q^γ , Q сметную стоимость выполнения всех работ соответственно по объекту j в k -й подсистеме, по всем объектам k -й подсистемы, по γ -й группе подсистем и в целом по всей системе. Их можно рассматривать и как выделяемые объемы капитальных вложений соответственно на объект j , подсистему k , группу γ и всю систему. Тогда ограничения по сметной стоимости (объемам освоения капитальных вложений) могут быть записаны соответственно

$$\int_{t_0}^T q_j^h(t) dt \leq Q_j^h, \quad j \in J_h, \quad h \in K \quad (15)$$

для объекта j в k -й подсистеме;

$$\int_{t_0}^T q^h(t) dt \leq Q^h \quad (16)$$

для k -й подсистемы;

$$\sum_{h \in \gamma} \int_{t_0}^T q^h(t) dt \leq Q^\gamma \quad (17)$$

для подсистемы γ ;

$$\sum_{h \in K} \int_{t_0}^T q^h(t) dt \leq Q \quad (18)$$

в целом для всей системы за период (t_0, T) .

В частности, если $q_j^h(t) = q_j^h - \text{const}$ (не зависит от времени), то

$$q_j^h = \frac{Q_j^h}{t_{2j}^h - t_{2j-1}^h}, \quad j \in J_h, \quad h \in K.$$

Такой случай возможен, когда сроки наращивания мощностей незначительны по сравнению со всем временем проведения мероприятия (строительство, реконструкция).

Возможна также поэтапная детализация ограничений (15)—(18), когда весь плановый горизонт (t_0, T) разбивается на ряд этапов, и для каждого из них записываются ограничения типа (15)—(18).

Таким образом, синхронизация ввода и реконструкции объектов сложной экономической системы может быть представлена в виде модели, функционалом которой является выражение (4) (или какой-либо его вариант, например (9)), с требованиями его максимизации и минимизации. В качестве ограничений могут быть записаны требования типа (11)—(18).

3. БАЛАНСОВЫЕ МОДЕЛИ ДЛЯ РАСЧЕТОВ В ЗАДАЧЕ СИНХРОНИЗАЦИИ ВВОДА ОБЪЕКТОВ

Рассмотрим возможный вариант балансовых моделей для многоэтапных производственных процессов. В общем случае многоэтапный процесс можно условно изобразить как цепь взаимосвязанных производств с информационными и материальными потоками между ними и внешней средой.

При этом потоки информации одного этапа являются составной частью информационной базы для других этапов.

Будем рассматривать производственные этапы, определяя этап как производство однородной продукции. Однородная продукция может производиться разными и в инженерном, и в организационном смысле объектами. Например, производство стали на металлургическом комбинате (мартен, электроцех, конвертер и т. д.) или проката, если для этой продукции выбрана общая единица измерения. Ясно, что сталь, полученная конвертерным способом, может существенно отличаться по своему качеству от мартеновской, но в некоторых случаях этого можно не учитывать. Процесс производства заготовок (обжимные станы, машины непрерывного литья заготовок и т. д.) также можно объединить в один этап, это же относится и к производству конечного продукта (всех видов проката).

Таким образом, производственный этап можно рассматривать как совокупность объектов, выпускающих в каком-то смысле однородную продукцию и потребляющих продукцию объектов предшествующего этапа.

Рассмотрим более общую ситуацию, чем выпуск одного продукта на каждом этапе.

Пусть производственный процесс состоит из L этапов и на l -м этапе используется τ_{l-1} ресурсов, являющихся продукцией предшествующего ($l-1$)-го этапа, и пусть на этом этапе выпускается τ_l продуктов, являющихся ресурсами для ($l+1$)-го этапа.

Обозначим через $A^l = (a_{ij}^l)_{\tau_{l-1} \times \tau_l}$ матрицу исходных коэффициентов (прямых затрат) продукции ($l-1$)-го этапа на продукцию l -го этапа, т. е. коэффициент a_{ij}^l показывает затраты j -го вида продукта (полуфабриката), производимого на ($l-1$)-м этапе и используемого на производство единицы i -го продукта l -го этапа.

Если обозначить через $P^L = (P_1^L, \dots, P_{\tau_l}^L)$ вектор максимально возможного выпуска продукции (мощностей) на последнем L -м этапе технологической цепочки производств, то необходимый объем производства (необходимые мощности) по каждому продукту ($L-1$)-го этапа могут быть выражены как компоненты вектора $P^{L-1} = (P_1^{L-1}, \dots, P_{\tau_{l-1}}^{L-1})$, где $P^{L-1} = A^L P^L$. В общем же случае вектор необходимых объектов производства (мощностей) произвольного l -го этапа для обеспечения вектора выпуска (мощностей) P^L последнего L -го этапа можно выразить как

$$P^l = A^{l+1} P^{l+1}, \quad l = \overline{1, L-1}. \quad (19)$$

Любое отклонение ΔP^l на некотором этапе повлечет и отклонение ΔP^L . Кроме того, возникают отклонения и в выпуске промежуточных продуктов, которые могут служить товарной продукцией. При многономенклатурном производстве можно варьировать недопоставки полуфабрикатов на последующих этапах с целью минимизации недовыпуска различных продуктов. Если обозначить через C^l вектор «весов» (например, отпускных цен или удельной прибыли) продуктов, выпускаемых на l -м этапе продуктов, то минимизация ущерба от недовыпуска может быть записана как

$$\sum_l (C^l, \Delta P^l) \Rightarrow \min, \quad (20)$$

где $(C^l, \Delta P^l)$ — скалярное произведение векторов C^l и ΔP^l .

Наряду с (20) возможен целый ряд других постановок задачи компенсации возмущений в многоэтапной задаче. Например, можно учитывать топологию не только про-

изводственных связей, но и различного вида резервов, выбирать оптимальные запасы.

Отметим, что сопряженные мощности l -го этапа с последним L -м выражаются как

$$P^l = \left(\prod_{i=L-1}^l A^{i+1} \right) P^L. \quad (21)$$

В частности,

$$P^1 = \prod_{i=L-1}^1 A^{i+1} P^L. \quad (22)$$

Для проведения расчетов на перспективу с использованием балансовой модели многоэтапного производства возможно введение ряда упрощений. Одним из них является переход к многопродуктовым соотношениям. Для этого необходимо на каждом этапе ввести коэффициенты соизмерения (или взаимозамен) различных видов. Для металлургического производства такие коэффициенты в принципе можно получить. Поэтому будем считать в дальнейшем, что каждый этап представлен только одним продуктом (т. е. A^l — это просто коэффициент затрат продукта $(l-1)$ -го этапа на единицу продукта l -го этапа).

Здесь возможна следующая схема балансовых расчетов с учетом ввода новых объектов и закрытия на реконструкцию действующих.

Пусть на некоторый момент t планового периода $(0, T)$ l -й этап состоит из τ_l объектов, выпускающих однородную (взаимозаменяемую) продукцию. Будем считать, что время прохождения полуфабрикатов по всей технологической цепочке достаточно мало по сравнению со временем развития системы.

Пусть вектор максимально возможного выпуска продукции (мощностей) каждым объектом составляет P_i^l . Тогда общий объем выпуска (мощность) l -го объекта составит величину

$$P_l = \sum_{i=1}^{\tau_l} P_i^l.$$

В частности, конечный этап может выпустить продукцию в объеме

$$P_L = \sum_{i=1}^{\tau_l} P_i^L.$$

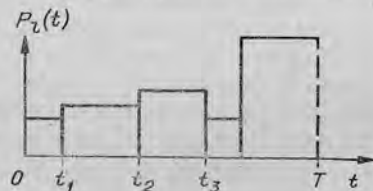
Любое отклонение ΔP_l промежуточного продукта влечет отклонение (дисбаланс) относительно выпуска конечного продукта. Объемы P_i^l , а с ними и P_l являются функциями времени и связаны с календарным графиком развития производственных объектов. Если в момент \tilde{t} произошло наращивание δ_i^l выпуска продукта на объекте $i \in \tau_l$ (продукт однороден по всем объектам) и одновременно уменьшение Δ_j^l выпуска продукта на j -м объекте (например, закрытие каких-либо производственных мощностей) этого же этапа ($j \in \tau_l$), то в любой следующий момент времени t баланс выпуска (мощности) l -го этапа составит величину

$$P_l(t) = \sum_{i \in \tau_l} P_i^l(t) + \sum_{i \in \tau_l} \delta_i^l(t) + \sum_{i \in \tau_l} \Delta_i^l(t), \quad t \leq T, \quad (23)$$

где τ_l — множество номеров тех объектов, по которым произошел прирост выпуска продукции (мощностей) в момент времени t ;

$\bar{\tau}_l$ — номера объектов, по которым произошло снижение выпуска (мощностей).

Все слагаемые $\delta_j^l(t)$, $\Delta_j^l(t)$, а вместе с ними и $P_l(t)$ можно считать кусочно-постоянными функциями в интервале (t, T) . Их изменения (скачок) связаны с завершением мероприятий реконструкции, закрытия, строительства каких-либо объектов, производящих продукцию на данном этапе. Если $t_1, t_2, \dots, t_{n_l-1}$ — те моменты времени, в которые происходит скачкообразное изменение (см. рисунок) функции $P_l(t)$, а $\alpha_i(t)$ — эффект от производства единицы продукции на этом этапе и $t_{n_l} = T$, то суммарный эффект за весь период (t_0, T) составит величину



Изменения функции $P(t)$.

$$\Phi_l = \sum_{i=1}^{n_l} \alpha_i(t_i) (t_i - t_{i-1}). \quad (24)$$

Общий же эффект по всем этапам составит

$$\Phi = \sum_{l=1}^L \Phi_l = \sum_{l=1}^L \sum_{i=1}^{n_l} \alpha_i(t_i) (t_i - t_{i-1}). \quad (25)$$

Нужно отметить, что $\alpha_i(t)$ могут быть и отрицательными в некоторые моменты времени (дорогие внешние поставки ресурсов).

По данной схеме (23)—(25) проводились укрупненные расчеты решения задачи синхронизации.

4. ПРИМЕР РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ СИНХРОНИЗАЦИИ ДЛЯ МЕТАЛЛУРГИЧЕСКОГО ЗАВОДА¹

Рассмотрим следующую задачу. Имеется вариант реконструкции металлургического завода, предусматривающий в течение девяти лет реконструкцию и строительство восьми крупных объектов — цехов и агрегатов, а именно: строительство электросталеплавильного цеха (ЭСЦ) с одновременным выводом устаревших мартеновских печей, строительство установок по непрерывной разливке стали (МНЛЗ-I и МНЛЗ-II), реконструкцию блюминга, сортового стана «500», рельсобалочного цеха, листопрокатного цеха (ЛПЦ), строительство новых сортовых станков с предварительным демонтажом старых. Неизвестно, в какой последовательности эти работы будут проводиться. Требуется выбрать календарный график проведения работ при ограничении на объем ежеквартального освоения капитальных вложений с тем, чтобы суммарная прибыль от производства металлопродукции за период в девять лет была максимальна. Ограничение на объем освоения капитальных вложений обусловлено возможностями строительной базы, причем допускается сравнительно небольшая вариация ежеквартальных объемов выполнения работ по строительству и реконструкции. Если в определенные периоды производство стали превышает потребности прокатного производства, излишки стали реализуются на соседние предприятия черной металлургии, а если стали недостаточно, то предполагаются закупки ее на тех же предприятиях. Заготовка для передела (продукция с блюминга и МНЛЗ) в периоды избыточного ее производства реализуется на переделные металлургические заводы.

Для реконструируемых объектов известны годовая производительность, удельная прибыль и коэффициент расхода заготовки по переделу, а также известны проектная производительность, удельная прибыль и коэффициент расхода заготовки на реконструированных и

вновь вводимых объектах. Исходя из этих условий, можно рассчитать баланс стали и баланс стальных заготовок по заводу для каждого интервала времени календарного графика и определить объемы реализуемой (покупаемой на стороне) стали и стальной заготовки в единицу времени и прибыль (потери) от этого, причем предполагаются известными цены на сталь и заготовку, поступающие со стороны.

Выбор в качестве единицы времени одного квартала обусловлен необходимостью использования относительно высокочастотной информации. Продолжительность работ по каждому объекту приводится в кварталах и рассчитана с учетом ограничений на объемы капитальных вложений. Сделаны допущения, что, во-первых, во все время реконструкции соответствующий объект не дает продукции, во-вторых, что работы ведутся одновременно только на одном объекте.

Рассмотрим одну из возможных последовательностей проведения реконструкции и строительства объектов, выбранную экспертным путем: строительство ЭСЦ, строительство МНЛЗ-I и МНЛЗ-II, строительство новых сортовых станков и реконструкция соответственно листопрокатного цеха, стана «500», блюминга и рельсобалочного цеха. Балансы продуктов и полупродуктов при проведении этих мероприятий и расчет суммарной прибыли приводятся в табл. 1—8.

Прежде чем приступить к анализу полученных результатов, сделаем несколько предварительных замечаний. Данный вариант не является оптимальным, он так подробно расписан только для того, чтобы показать механизм расчетов балансов и прибыли. Рассчитывается не вся прибыль от производственно-хозяйственной деятельности завода, а только прибыль от реализации металлопродукции, производимой на включенных в исследование объектах.

Перейдем к рассмотрению эффективности мероприятий по реконструкции и строительству в данном примере. В табл. 1 фактически представлена ситуация, сложившаяся к началу реконструкции завода. Все старые производственные мощности в этот период используются, ведется строительство электросталеплавильного цеха. Производство стали несколько выше потребности в ней, баланс стали в среднем за каждый квартал +115 тыс. т, баланс заготовок отрицательный (—18,5 тыс. т в квартал). Излишки стали реализуются на сторону, недостающая заготовка для переката покупается. Прибыли и убытки от

¹ В расчетах принимала участие Н. С. Митер.

Расчет прибыли за период строительства ЭСПЦ (5 кварталов)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовок, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250					
Стан «500»	253,2	1,054	266,8	22,2	5621,0					
Листовой стан	129	1,218	157,1	72,4	9339,6					
Старые сортовые станы	170,7	1,403	188,3	1,30	221,9					
Блюминг	932,5					932,5				
Потребность в заготовке			950,6							
Баланс заготовки							-18,5			
Производство стали								1213,0		
Потребность в стали									1098	
Баланс стали										+115
Прибыль за один квартал					+17432,5		-18,5×19,47			+115×0,25

Итого прибыль: за квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10=17101,4; за 5 кварталов=17101,4×5=85505,5.

Таблица 2

Расчет прибыли за период строительства МНЛЗ-I (8 кварталов)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовок, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250					
Стан «500»	253,2	1,054	266,8	22,2	5621					
Листовой стан	129	1,218	157,1	72,4	9339,6					
Старые сортовые станы	170,7	1,403	188,3	1,30	221,9					
Блюминг	932,5					932,5				
Потребность в заготовке			950,6							
Баланс заготовки							-18,5			
Производство стали								1200		
Потребность в стали									1098	
Баланс стали										+102
Прибыль за один квартал					+17432,5		-360,2			+102×0,25

Итого прибыль: за квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10=17097,8; за 8 кварталов=17097,8×8=136782,4.

Расчет прибыли за период строительства МНЛЗ-II (4 квартала)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250					
Стан «500»	253,2	1,054	266,8	22,2	5621,0					
Листовой стан	129	1,218	157,1	72,4	9339,6					
Старые сортовые станы	170,7	1,103	188,3	1,30	221,9					
Блюминг	932,5					932,5				
МНЛЗ-I						187,5				
Потребность в заготовке			950,6							
Баланс заготовки							+164			
Производство стали								1200		
Потребность в стали									1285,5	
в том числе блюминг									1098	
МНЛЗ-I									187,5	
Баланс стали										-85,5
Прибыль за один квартал					+17432,5		+164,0×19,47			-85,5×0,25

Итого прибыль: за квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10=20604,1; за 4 квартала=20604,1×4=82416,4.

Таблица 4

Расчет прибыли за период строительства новых сортовых станов (11 кварталов)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250					
Стан «500»	253,2	1,054	266,8	22,2	5621,0					
Листовой стан	129	1,218	157,1	72,4	9339,6					
Блюминг					1188,5	932,5				
МНЛЗ I и II						250				
Потребность в заготовке			762,3				+426,2	1200		
Баланс заготовки									1348	
Производство стали									1348	
Потребность в стали									1098	
в том числе блюминг									250	
МНЛЗ I и II										
Баланс стали										-148
Прибыль за один квартал					+17210,6		-426,2×19,47			-148×0,25

Итого прибыль: за квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10=25471,7; за 11 кварталов=25471,7×11=280188,7.

Расчет прибыли за период реконструкции листопрокатного цеха (1 квартал)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250	1188,5						
Стан «500»	253,2	1,054	266,8	22,2	5621,0							
Новые сортовые станы	197,5	1,067	210,7	32,5	6418,7							
Производство заготовки в том числе												
блужинг	932,5											
МНЛЗ-I и II	250											
Потребность в заготовке			815,9									
Баланс заготовки											+372,6	
Производство стали												1200
Потребность в стали												
Баланс стали									-148			
Прибыль за один квартал					+14289,7		+372,6×19,47			-148×0,25		
Итого прибыль: за один квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10=21507,2.												

Таблица 6

Расчет прибыли за период реконструкции стана «500» (2 квартала)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10				
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250	1188,5								
Листовой стан	112,5	1,200	135,0	133,47	15015,4									
Новые сортовые станы	197,5	1,067	210,7	32,5	6418,7									
Производство заготовки														
Потребность в заготовке			684,1											
Баланс заготовки											+504,4			
Производство стали												1200		
Потребность в стали													1348	
Баланс стали														-148
Прибыль за один квартал					+23684,1							+504,4×19,47		
Итого прибыль: за квартал=гр. 5 + гр. 7 + гр. 10 = 33467,8; за 2 квартала=33467,8×2=66935,6.														

Расчет прибыли за период реконструкции блюминга (2 квартала)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб./т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рельсобалочный цех	312,5	1,083	338,4	7,20	2250					
Листовой стан	112,5	1,200	135,0	133,47	15015,4					
Новые сортовые стали	197,5	1,067	210,7	32,5	6418,7					
Стан «500»	300	1,05	315	33,07	9921,0					
Производство заготовки в том числе блюминг МНЛЗ-I и II	—					250				
Потребность в заготовке	250		999,1							
Баланс заготовки							-749,1			
Производство стали								1200		
Потребность в стали									250	
Баланс стали										+950
Прибыль за один квартал					+33605,1		-749,1×19,47			+950×0,25

Итого прибыль: за один квартал=гр. 5 + гр. 7+гр. 10=19257, 6; за 2 квартала=19257,6×38515,2.

Таблица 8

Расчет прибыли за период реконструкции рельсобалочного цеха (3 квартала)

	Производительность станов в квартал, тыс. т	Расход заготовки, т/т	Потребность в заготовке, тыс. т	Удельная прибыль, руб. т	Суммарная прибыль, тыс. руб.	Производство заготовки, тыс. т	Баланс заготовки, тыс. т	Производство стали, тыс. т	Потребность в стали, тыс. т	Баланс стали, тыс. т
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Листовой стан	112,5	1,200	136,0	133,47	15015,4					
Новые сортовые станы	197,5	1,067	210,7	32,5	6418,7					
Стан «500»	300	1,05	315	33,07	9921					
Производство заготовки в том числе блюминг МНЛЗ-I и II	—					1310				
Потребность в заготовке	1060		660,7							
Баланс заготовки	250						+649,3			
Производство стали								1200		
Потребность в стали									1450	
Баланс стали										-250
Прибыль за один квартал					+31355		+649,3×19,47			-250×0,25

Итого прибыль: за один квартал=гр. 5 + гр. 7+гр. 10=43934,5; за 3 квартала:=43934,5×3=131803,5.

этих операций (по сравнению с полной сбалапсированностью производства металлопродукции по переделам на данном заводе, соответственно 0,25 руб. на 1 т стали и 19,47 руб. на 1 т. заготовки) приводятся на пересечении строки «Прибыль за квартал» и столбцов «Баланс заготовки» и «Баланс стали». Эти прибыли (убытки) складываются с суммарной прибылью цехов, выпускающих готовый прокат, и итог представляет собой прибыль за один квартал — в данном случае 17 101 тыс. руб.

В табл. 2 представлена ситуация, когда электростале-плавильный цех введен в строй и соответственно выведены устаревшие мартеновские печи примерно той же мощности по стали. Баланс заготовки не изменился, выпуск готового проката остался на прежнем уровне. В соответствии с этим среднеквартальная прибыль почти не изменилась. Ведется строительство первой очереди МНЛЗ мощностью 750 тыс. т в год.

После того как первая очередь МНЛЗ введена в строй (табл. 3), баланс по стали стал отрицательным, а баланс по заготовке — положительным, так как недостающая сталь согласно принятым условиям закупается на других заводах, а мощности прокатных станов остались на прежнем уровне. Благодаря относительно высокой прибыльности производства заготовки для переката, среднеквартальная прибыль вырастает до 20 604 тыс. руб.

Продолжается рост прибыли и в следующем периоде (см. табл. 4), несмотря на уменьшение объема производства готового проката. Рентабельность продукции, производимой на демонтируемых в этот период старых сортовых станах, была низкой (1,30 руб. за тонну), и заводу выгоднее продавать заготовку для переката. Баланс стали по-прежнему отрицательный, на прибыль это влияет мало.

Следующее мероприятие по принятому графику — реконструкция листового стана, продолжающаяся всего один квартал (табл. 5). Поскольку в листопрокатном цехе производилась самая рентабельная продукция, прибыль в этот период падает, хотя продукция новых сортовых станов значительно более рентабельна, чем продукция старых. Однако в результате реконструкции листового стана рентабельность листового проката повышается более чем на 60 руб. на тонну, и уже в следующем периоде квартальная прибыль растет до 33 468 тыс. руб. (табл. 6). Это период, когда идет реконструкция стана «500», целью которой является повышение производительности стана, уменьшение норм расхода металла и повышение качества

продукции, что в дальнейшем найдет отражение в росте прибыли.

В течение двух кварталов должна проходить реконструкция блюминга (табл. 7). В этот период 3/4 заготовки для проката, необходимой для нормальной работы прокатных станов, придется покупать на других заводах, продавая сталь в соответствующих объемах, что приводит к резкому снижению прибыли. Но когда блюминг после реконструкции входит в строй, прибыль достигает 43 934 тыс. руб. в квартал (табл. 8). Эффект от реконструкции рельсобалочного цеха будет получен уже в запланированном периоде.

Суммарный эффект от реконструкции и нового строительства на заводе определяется простым сложением сумм прибылей, рассчитанных в таблицах.

5. ПУТИ ДАЛЬНЕЙШЕГО УТОЧНЕНИЯ ПОСТАНОВКИ ЗАДАЧИ СИНХРОНИЗАЦИИ ВВОДА ОБЪЕКТОВ

В приведенном выше примере, иллюстрирующем возможности расчета эффективности той или иной последовательности проведения мероприятия по развитию производственных систем, в целях наглядности сделаны большие упрощения, а именно рассматривались мероприятия по реконструкции и строительству только на одном предприятии и предполагалось, что есть орган, который находится вне предприятия и ликвидирует все возникающие на предприятии дисбалансы между технологическими переделами (выплавка стали — производство заготовки для переката — производство готового проката); учитывался только один показатель деятельности предприятия — прибыль; принималось условие, что в каждый момент времени работы могут вестись только на одном объекте. Кратко рассмотрим, как решается задача при снятии этих упрощений и соответственном повышении адекватности модели исследуемому объекту.

В целом задача синхронизации ввода объектов в данной постановке должна решаться для отрасли промышленности в целом или для крупной отраслевой подсистемы (например, черной металлургии Сибири) с учетом выделенных на весь плановый период капиталовложений и распределения их по годам. Поэтому вначале должна быть построена модель оптимального перспективного развития и размещения объектов отрасли. Эта модель в качестве входной использует информацию о возможных поставках

ресурсов, нижних границах выпуска продукции на перспективу, а также информацию о возможных технологических способах (вариантах) производства продукции и их удельной эффективности. Выходной является информация о динамике интенсивностей использования способов, фактически возможных объемах выпуска продукции, затрат ресурсов, интегральной эффективности плана, объемах транспортировки продукции от пунктов производства к пунктам потребления (в производственно-транспортной задаче). При этом в ходе разработки технологических способов производства должны решаться вопросы оптимальной сопряженности мощностей (для черной металлургии подобные вопросы рассматриваются, например, в [2, 3]).

Транспортные модели, участвующие в задаче синхронизации ввода объектов, должны быть динамическими, многономенклатурными (транспортировка не одного, а нескольких видов грузов), учитывать пропускную способность транспортных магистралей и затраты на возврат транспортных средств. Кроме того, важным является условие обеспечения долговременных производственных связей. Это обстоятельство важно потому, что, с одной стороны, необходимо стремиться к установлению долговременных хозяйственных связей, а с другой — процессы изменения балансов мощностей в подсистемах могут происходить очень быстро. Поэтому хотя формально в решении может быть получена рекомендация о быстрой смене привязок потребителей полуфабрикатов и готовой продукции к поставщикам, но необходимо учитывать инерционность связей, невозможность быстро перестроить хозяйственный механизм снабжения. Все эти требования можно обеспечить, например, путем введения в транспортную задачу дополнительных ограничений.

Рассмотрение большого числа показателей производственно-хозяйственной деятельности предприятий (объем производства, качество продукции и т. п.) не вызывает принципиальных трудностей и возможно при некотором усложнении той схемы расчетов, которая приводится в табл. 1—8. В случае, если задачу необходимо ставить как многокритериальную, ее можно решить одним из известных способов.

Несколько усложняет расчеты интегральных показателей эффективности учет того факта, что на одном предприятии в одно и то же время ведется строительство и реконструкция ряда объектов, а реконструкция некоторых объектов проходит в несколько этапов. Эта проблема

решается при переводе всей системы расчетов на ЭВМ.

Следующий важный момент, который должен найти отражение в решении задачи синхронизации, это учет возмущающих факторов, вызванных неопределенностью исходной информации. При этом сами факторы могут быть условно разбиты на два класса: внешние и внутренние. К первому можно отнести информацию о планах поставок ресурсов, использовании строительных мощностей подрядных организаций, финансовое обеспечение, цены на продукцию системы и ресурсы, трудовые ресурсы и т. д. Внутренние факторы характеризуют прежде всего технологические параметры (нормативную базу), касающиеся затрат ресурсов и выпуска продукции, сроков освоения и т. д. Результатом воздействия возмущающих факторов, вызванных несоответствием фактических и плановых условий развития системы, является необходимость корректировки сроков выполнения работ и по реконструкции, и по новому строительству. Это означает, что должна осуществляться корректировка календарных графиков выполнения работ, а следовательно, и планов освоения ресурсов, выпуска продукции. Корректировка графиков приведет, естественно, к изменению решений балансовых задач.

Формально указанные условия означают, что если построен календарный график $\{K_l^t\}$ для l -й подсистемы, то при воздействии возмущающих факторов он перейдет в некоторый новый график $\{\tilde{K}_l^t\}$. Следовательно, одна из центральных задач синхронизации ввода объектов сложной системы состоит в поиске плана ее развития и функционирования с высокой степенью надежности достижения конечных целей, показателей оценки надежности плановых решений, а также способов учета маневренных возможностей на примере отраслевой системы¹. Подходы к учету надежности решения для таких моделей даны в [4]. Важной проблемой в задаче синхронизации является задача согласования надежности планов развития отдельных объектов с надежностью всей системы. Дело в том, что требуемый уровень надежности достижения конечных результатов системы может быть получен при разных вариантах обеспечения надежности ее подсистем. Следовательно, здесь есть проблема выбора плана разви-

¹ См. статью Б. И. Литвищева в настоящем сборнике. Показатели, аналогичные приведенным в этой статье, могут использоваться при решении задач планирования с помощью сетевых моделей.

тия сложной системы не только с позиций затрат и результатов, но и с учетом вероятностно-неопределенных условий ее развития.

ЛИТЕРАТУРА

1. Об улучшении планирования и усилении воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства и качества работы. Постановление ЦК КПСС и Совета Министров СССР от 12 июля 1979 года. М.: Политиздат, 1979.
2. Моделирование развития и размещения производства в черной металлургии. Новосибирск: Наука, 1977.
3. Гизатуллин Х. Н. Многоуровневая система оптимизации черной металлургии. — В кн.: Многоуровневые системы отраслевой оптимизации. Новосибирск: Наука, 1975.
4. Смирнов В. А., Герчиков С. В., Соколов В. Г. Оценка надежности и маневренных качеств плана. Новосибирск: Наука, 1978.

Б. Б. РОЗИН, Л. А. СЕРГЕЕВА, М. А. ЯГОЛЬНИЦЕР

ПРОБЛЕМЫ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НОРМАТИВОВ ТЕРРИТОРИАЛЬНО-ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ПЛАНИРОВАНИЯ

В постановлении ЦК КПСС и Совета Министров СССР от 12 июля 1979 г., решениях XXVI съезда КПСС отмечается, что одним из основных направлений улучшения планирования и усиления воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства является внедрение системы научно обоснованных технико-экономических норм и нормативов. При этом предусматривается переход в пятилетнем планировании на систему стабильных долговременных экономических нормативов; вводится ряд новых плановых нормативов (фонд заработной платы на рубль продукции, норматив отчислений от прибыли и др.). Таким образом, качество планов и действенность системы экономического стимулирования будет во многом определяться качеством экономических нормативов.

Основное внимание в данной работе уделяется исследованию взаимосвязи процессов разработки нормативов и перспективного планирования; использованию нормативов на разных этапах составления, корректировки и реализации перспективного отраслевого плана.

Понятие норматива весьма широкое. Оно охватывает разные виды нормируемых ресурсов; разные уровни объектов нормирования; отличается периодами действия, масштабом применения и т. д. Можно выделить два крупных класса нормативов по их функциональному назначению: текущие и оперативные нормативы, рассчитываемые для данных конкретных условий производства и предназначенные для нужд организации производства, текущего планирования и управления, контроля и учета затрат и т. п.; нормативы перспективного планирования, которые должны устанавливаться с учетом будущих производственных условий и предназначаться для разработки перспективных планов (на 5—10-летний период).

В настоящей статье рассматривается последний класс нормативов применительно к звену «предприятие — отрасль» с некоторым обобщением на более высокие уровни планирования.

Существует принципиальное отличие между способами разработки двух вышеперечисленных классов нормативов. Если текущие и оперативные нормативы разрабатываются в действующих условиях производства и для них имеется соответствующая техническая документация (технологические схемы, проекты, технические условия, ГОСТы и т. д.), которая служит базой для их расчетов, то нормативы перспективного планирования должны учитывать изменения в производственных условиях, вызываемые техническим прогрессом, изменением природных, экономических и социальных условий производства. К тому же в момент разработки перспективного плана, как правило, отсутствует детально разработанная проектно-конструкторская документация для новых изделий и объектов, неизвестна точная структура производства по видам продукции, объектам, территориям и т. д. Естественно также, что нормативы перспективного планирования носят укрупненный характер. Наиболее дифференцированная их разновидность — это, как правило, нормативы уровня предприятий по важнейшим номенклатурным видам продукции, т. е., по терминологии текущих и оперативных нормативов, это уже средние, сводные, групповые и т. п.

Кажущийся на первый взгляд простым и логичным путь непосредственного агрегирования индивидуальных оперативных нормативов сталкивается с рядом серьезных проблем. Даже если исключить трудоемкость и громоздкость вычислений (в отрасли действует 60—120 млн. специфицированных индивидуальных нормативов) за счет

использования ЭВМ, то остаются принципиальные трудности, связанные с необходимостью перехода к нормативам будущего периода, отражающим изменения условий производства. Эти изменения охватывают, по крайней мере, три основных направления:

планирование строительства новых объектов (выпуска новых изделий), по которым отсутствует подробная проектно-конструкторская документация и, естественно, нет индивидуальных специфицированных нормативов;

изменение условий деятельности действующих объектов (природных, экономических, технических, социальных и т. д.), т. е. изменение действующих нормативов;

изменение соотношений между видами продукции и распределение объемов их выпуска между объектами, т. е. изменение системы весов при формировании агрегированных нормативов.

В практике перспективных плановых расчетов эти затруднения преодолевались экстраполяцией тенденций в динамических рядах агрегированных нормативов. Этот подход, хотя и приемлем для первоначального приближения, используемого в оптимизационных расчетах, имеет в то же время ряд существенных недостатков. В частности, он экстраполирует на будущее сложившуюся структуру производства и тем самым не учитывает плановых изменений структуры, т. е. разрывает процессы оптимального перспективного планирования и разработки используемых в планировании нормативов. К тому же современное производство отличается высокими темпами обновления продукции, изменения отраслевой и территориальной структуры производства и т. д.

Другим недостатком метода экстраполяции агрегированных нормативов является отсутствие прямой связи с реализацией достижений технического прогресса. Действительно, научно-технические идеи реализуются, как правило, на уровне отдельных предприятий, агрегатов, технологических процессов и т. д., что не получает должного отражения в величине макроинформативов.

Таким образом, можно сказать, что основным недостатком метода прямого агрегирования индивидуальных специфицированных нормативов является недоучет планируемых изменений условий производства, а любых методов экстраполяции макроинформативов — отрыв процесса формирования нормативов от конкретных условий производства на предприятиях, где протекает вся реальная деятельность по реализации планов и формированию исходных нормативов.

Следовательно, необходима разработка методов формирования перспективных плановых нормативов, позволяющих, с одной стороны, учесть влияние изменений условий производства на уровне предприятий, а с другой — увязать процесс разработки перспективного плана с процессом формирования обеспечивающих его нормативов.

Нам представляется, что одной из возможных схем решения данной проблемы может быть следующая. В качестве первичных («индивидуальных») нормативов для целей перспективного планирования принимаются нормативы на уровне предприятий по важнейшим номенклатурным видам продукции. Для каждого из таких нормативов по накопленной технико-экономической информации строится модель его зависимости от условий производства, значения которых могут быть оценены в плановом периоде, т. е. нормативы задаются не системой конкретных величин, а системой моделей их формирования. При наличии библиотеки моделей — генераторов нормативов процесс формирования агрегированных директивных нормативных показателей может быть представлен следующим образом.

На первой итерации каким-либо способом экстраполяции динамики экономического показателя определяется начальное, приближенное значение макроинформативов народнохозяйственного уровня. На основе этих оценок решается задача перспективного народнохозяйственного планирования, в результате решения которой находится некоторое распределение ресурсов и заданий по отраслям. В двухуровневых моделях отраслевых систем («отрасль — предприятие»), на нижнем уровне которых имеются модели — генераторы нормативов, происходит итеративный процесс согласования, приводящий к получению некоторого условно оптимального плана¹. Этому плану соответствует определенная система оценок «индивидуальных» нормативов перспективного планирования. Взвешивая эти нормативы по структуре производства условно оптимальных отраслевых планов, получаем систему агрегированных условно оптимальных макроинформативов. Эти значения могут быть использованы как исходные для следующего итерационного цикла расчетов.

¹ План является условно оптимальным, поскольку получен на основе задания приближенной (неоптимальной) системы макроинформативов.

В результате итерационных расчетов может быть получена система оптимальных нормативов, учитывающих как планируемую структуру производства, так и условия реализации плана на конкретных производственных объектах.

Следовательно, для того чтобы оценить будущий агрегированный плановый норматив, необходимо уметь прогнозировать значение индивидуального норматива в плановом периоде и знать структуру производства планового периода. Первая задача сводится к построению библиотеки моделей — генераторов «индивидуальных» нормативов. В качестве таких генераторов могут выступать различные типы экономико-математических моделей: имитационные, сетевые, линейно-программные, статистические. Нам представляется, что наиболее перспективными для этих целей будут являться либо традиционные экономико-статистические модели (ЭСМ), либо их комбинации с другими типами моделей (гибридные ЭСМ). Это обусловлено такими особенностями ЭСМ, как использование непереработанной (первичной, исходной) производственной информации, способность к сжато (агрегированному) отображению связей технико-экономических показателей и факторов производства, возможность построения устойчивых и надежных моделей в условиях неполноты априорных знаний о структуре моделируемых процессов и стохастическом характере поведения некоторых факторов и показателей. Другие типы моделей-генераторов сами требуют задания некоторой внемоделльной, преобразованной (непервичной) информации.

Предлагаемый способ использования экономико-статистических моделей при разработке плановых нормативов принципиально отличается от справедливо критикуемого опытно-статистического метода нормирования. Последний, по существу, сводится к экстраполяции фактических значений нормируемых показателей и не учитывает прогрессивных изменений в условиях производства. Использование же экономико-статистических моделей-генераторов переносит центр тяжести с оценки значения норматива на изучение его взаимосвязей с факторами производства. Следовательно, прогнозируются лишь взаимосвязи. Сама же величина норматива может быть определена методами оптимизации, технического нормирования и т. п.

Сущность задачи статистического моделирования «индивидуальных» нормативов заключается в построении зависимости показателей от факторов производства. Осно-

вой статистического моделирования является изучение вариации показателей в пространстве и во времени. Для каждого отдельного предприятия классификация источников вариации показателей во времени зависит от типа решаемой задачи (нормирование, прогнозирование и т. п.) и типа исследуемого объекта. Однако здесь могут быть выделены крупные факторы вариации показателей, общие для всех задач и объектов.

Прежде всего вариации показателей во времени на определенном предприятии можно подразделить на две части. Одна из них — следствие совокупного влияния определенных, поддающихся учету условий и факторов производства, другая — остаточная вариация, возникающая под воздействием неконтролируемых случайных и частично даже неизвестных факторов.

Подразделение вариаций на обусловленную определенными причинами и случайную в известной мере относительно. Оно характеризует состояние наших знаний, техники измерения, учета параметров на определенный момент времени. С изменением этих условий может измениться характер деления факторов.

Определяемые условия и факторы вариации показателей, в свою очередь, можно подразделить на ряд групп, а именно на изменения: 1) характера производимой продукции (различный сортмент 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 в пространственном аспекте для совокупности предприятий отрасли значительно больше, чем для отдельного предприятия во времени.

Для целей анализа пространственную вариацию по характеру вызывающих ее причин можно подразделить на различия: масштабов производства; технического и технологического уровней производства; уровня использования материальных ресурсов; предьстории предприятий, их «возраста»; внешней среды (природной и экономической) функционирования предприятий.

Наиболее часто объектом исследования выступает пространственная совокупность объектов. В этом случае статистическая модель формирования норматива (N) отражает зависимость изучаемого показателя от перечисленных групп факторов (x_1, x_2, \dots, x_m):

$$N = f(x_1, x_2, \dots, x_m) + \varepsilon.$$

Конкретный вид этой зависимости определяется видом нормируемого показателя, характером исследуемого объекта, имеющимися данными 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 нормы материальных затрат для новых типов машин. Такая задача решалась на примере электротехнической промышленности.

Обычно показатели затрат ресурсов характеризуются не одним нормативом, а их системой. В такой системе мы выделяем два элемента: абсолютный уровень нормативов и их соотношение (так называемые переводные коэффициенты).

Выделение в системе нормативов двух элементов (абсолютный уровень и их соотношение) основано на экономическом различии производственных факторов, определяющих величину и вариацию экономических показателей. По степени управляемости эти факторы подразделяются на три группы: неуправляемые, влияние которых учитывается дифференциацией нормативов и которые для данных условий производства и уровня управления являются строго заданными, не подлежащими изменению; управляемые, которые учитываются абсолютным уровнем норматива; случайные, поддающиеся учету факторы, определяющие величину неустраиваемых, случайных отклонений от абсолютного уровня норматива.

Используя классификацию факторов вариации уровня нормативов, можно рассмотреть две схемы разработки системы «индивидуальных» экономических нормативов.

Одна из них заключается в построении зависимости нормируемого показателя от факторов производства, определении возможных сочетаний неуправляемых факторов,

поиске оптимальных значений управляемых факторов для каждого из сочетаний неуправляемых переменных; вычислении оптимальной системы дифференцированных нормативов.

Основной недостаток рассмотренной схемы связан с тем, что часто невозможно построить полную модель норматива, дающую исчерпывающие сведения о зависимости его от всех определенных факторов на данном уровне знания природы процесса. Последнее является причиной разной «жесткости» нормативов, 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 предлагается другая, упрощенный метод построения системы нормативов.

Процесс нормирования при этом складывается из двух основных этапов: на первом на основе анализа фактической информации методами математической статистики устанавливаются переводные коэффициенты, на втором — методами традиционного нормирования с применением математических приемов оптимизации определяется абсолютная величина норматива в условиях, принятых за базисные.

Этот метод нормирования предусматривает выполнение следующих действий. Управляемые факторы закрепляют на уровне, фактически сложившемся в данной производственной обстановке. Рассчитывается величина норматива, соответствующая различным возможным сочетаниям неуправляемых факторов. Принимая одно из сочетаний за базовое, устанавливают систему переводных коэффициентов. Для базового состояния определяют оптимальное значение норматива и на основе переводных коэффициентов — всю систему нормативов. Система переводных коэффициентов может также самостоятельно использоваться для решения различных задач оптимального планирования и размещения производства. Процедура определения величины переводных коэффициентов включает несколько этапов. Выявляются факторы, определяющие дифференциацию нормативов, производится предварительное качественное агрегирование и определение нужных градаций нерегулируемых факторов. Фиксируется базисное состояние и на основе первичной информации рассчитывается последовательность индивидуальных значений переводных коэффициентов для каждого сочетания неуправляемых условий производства с помощью статисти-

ческих методов. Затем исследуется поведение этой последовательности во времени и производится оценка нормативных значений переводных коэффициентов. Последний этап — статистическая проверка возможности дальнейшего уменьшения числа переводных коэффициентов путем вторичной классификации.

Для иллюстрации предлагаемых методических подходов к построению системы нормативов перспективного планирования кратко проанализируем накопленный в этой области опыт исследования. Комплекс рассматриваемых практических задач можно подразделить на три группы. К первой группе относятся задачи обоснования плановых нормативов материальных затрат и потребности в оборудовании. Это следующие задачи: оценка нормативов расхода черных металлов на производство электрогенераторов [1]; определение нормативов удельного расхода газа в цементной промышленности; дифференциация расхода горючего на автотранспортные грузовые перевозки по областям РСФСР [2]; определение нормативов расхода кабельных изделий в строительстве; прогнозирование потребности в прокате по экономическим районам СССР [3]; дифференциация потребности в нефтепродуктах по территориально-административным единицам РСФСР; оценка удельных потребностей в строительно-дорожных машинах и определение дифференцированных нормативов потребности в лифтовом оборудовании для жилищного строительства.

Перечисленный комплекс задач достаточно представлен как по типам содержательной постановки, так и по набору методических приемов их решения.

Вторую группу составляют задачи разработки нормативов экономической эффективности производства. Здесь были решены следующие задачи: оценка уровня капитальных вложений в строительство промышленных объектов [4]; нормирование распределения общей суммы капитальных вложений по годам строительства [4]; прогнозирование процесса освоения производственных мощностей [5]; определение нормативов производительности крупных технологических агрегатов в черной металлургии [6] и химической промышленности [6].

В задачах третьей группы рассматриваются проблемы построения нормативов экономического стимулирования и оценки природных ресурсов. Задачи построения нормативов экономического стимулирования решены на примере лесозаготовительного производства и угольной промышленности [6], а экономическая оценка природных

условий определена для железорудной и угольной [7] отраслей промышленности.

Более подробно остановимся на задаче оценки нормативов расхода черных металлов на производство электрогенераторов. Необходимость решения задачи установления влияния технических параметров продукции на экономические показатели ее производства часто возникает при разработке перспективных планов развития отраслей машиностроения. Для этих отраслей характерна высокая обновляемость номенклатуры продукции. При составлении перспективных планов для новой продукции отсутствует детальная проектно-конструкторская документация. Более того, целесообразность проведения тщательных проектно-конструкторских и технологических разработок должна обосновываться с помощью укрупненных перспективных нормативов, устанавливаемых до принятия решений о производстве новых изделий.

Идея оценки перспективных укрупненных нормативов состоит в том, что основные технические параметры будущего изделия (машины, объекты) известны на начальной стадии проектирования и, как правило, существует закономерная связь между этими параметрами и экономическими показателями производства изделия. Описав эту связь математико-статистическими методами, мы получаем возможность прогнозировать значения укрупненных плановых нормативов без детальной конструкторско-технологической проработки этих новых видов изделий.

В настоящее время нормы расхода материальных ресурсов устанавливаются предприятиям по каждому виду изделий на основании соответствующей конструкторской и технологической документации и служат для расчета потребности в материалах при производстве продукции, а также для определения нормативных затрат на материалы при калькуляции плановой себестоимости изделий.

Сложившаяся практика расчета плановой себестоимости изделий путем подробного калькулирования их на базе поддетальных материальных ведомостей требует, чтобы вся конструкторская и технологическая документация для подготовки производства нового изделия была завершена до его калькулирования. В то же время оценивать экономическую целесообразность принимаемых к новой разработке технических решений необходимо на начальной стадии проектирования.

Необходимость совершенствования методики анализа и прогнозирования расхода материалов велика в электромашиностроении, где производится сравнительно боль

шая номенклатура изделий и имеет место быстрое обновление видов продукции.

Весьма эффективным инструментом решения проблемы могут явиться экономико-статистические модели расхода материалов, описывающие зависимость металлоемкости и металлопотребления от технических параметров машин и условий их производства. Такие модели могут использоваться для анализа и нормирования расхода материалов как по машинам, находящимся в производстве, так и при проектировании новых машин.

Рассмотрим пример построения такой модели нормирования расхода материалов в электромашиностроении, а именно нормирования расхода материалов для производства синхронных генераторов мощностью до 100 кВт, выпускаемых отечественными предприятиями. Исследованием охвачено 55 типоразмеров машин серий ЕС, ЕСС, ЕССМ, ЕСС-5, БМЗ-4.5 и др.

В качестве функций рассматривались следующие экономические показатели (нормативы):

удельный чистый вес черного проката (кг/кВт) — y_1 ;
 удельная норма расхода черного проката (кг/кВт) — y_2 ;
 удельный чистый вес электротехнической стали (кг/кВт) — y_3 ;
 удельная норма расхода электротехнической стали (кг/кВт) — y_4 ;
 удельный чистый вес обмоточного провода (кг/кВт) — y_5 ;
 удельная норма расхода обмоточного провода (кг/кВт) — y_6 ;
 общий вес на 1 кВт мощности (кг/кВт) — y_7 ;
 полная себестоимость (руб.) — y_8 .

На основе анкетного опроса специалистов отрасли был сформирован первичный набор признаков, предположительно оказывающих влияние на удельный расход материалов. В этот набор вошли как технические характеристики машин, так и признаки, характеризующие условия производства генераторов:

Технические характеристики

мощность (кВт);
 КПД (%);
 скорость вращения (об./мин);
 диапазон рабочих температур (С°);
 точность и способ регулирования;
 число полюсов;
 форма исполнения;
 класс изоляции.

номер предприятия;
 объем производства;
 серийность;
 марка электротехнической стали;
 толщина стали;
 марка обмоточных проводов;
 толщина изоляции провода (% от диаметра).

Одна из проблем, нередко возникающая при построении экономико-статистических моделей, связана с разнотипностью признаков объекта наблюдений.

В рассматриваемой задаче имелись признаки следующих четырех типов:

количественные (мощность — x_1 , КПД — x_2 , объем производства — x_3 , толщина изоляции провода — x_4);

количественные с небольшим числом значений (скорость вращения — 3 значения, толщина электротехнической стали — 3 значения, диапазон рабочих температур — 6 значений, точность и способ регулирования — 4 значения);

бивариантные качественные признаки (форма исполнения, число полюсов, серийность);

многовариантные качественные признаки (марка электротехнической стали — 5 градаций, класс изоляции — 3 градации, номер завода изготовителя — 3 градации).

В целях единообразия количественные признаки с небольшим числом значений и многовариантные качественные признаки преобразованы в бивариантные качественные, при этом были исключены градации, принимающие одно значение для всех или большинства объектов. В результате этих преобразований помимо 8 количественных функций ($y_1 - y_8$) и 4 количественных признаков ($x_1 - x_4$) для описания объектов использовались следующие бивариантные качественные признаки:

скорость вращения — z_1 (1000 и 1500 об./мин);
 марка электротехнической стали — z_2 (Э11 и Э22);
 серийность — z_3 (крупно- и мелкосерийная);
 диапазон рабочих температур ± 35 — z_4 ;
 диапазон рабочих температур ± 50 — z_5 ;
 точность регулирования $\pm 2\%$ — z_6 ;
 точность регулирования $\pm 5\%$ — z_7 ;
 точность регулирования ручная — z_8 ;
 класс изоляции «А», «В», «Н» — $z_9 - z_{11}$;
 число полюсов машины — z_{12} (4- и 6-полюсные);
 номер завода-изготовителя — z_{13} .

Необходимо заметить, что для описания бивариантного качественного признака достаточно одного индекса

(+1 или -1), что означает соответственно наличие или отсутствие этой градации у объекта).

Сформированный на основе предварительного анализа набор признаков обычно включает избыточное число переменных. Оно может быть сокращено без существенных потерь информации. В настоящем примере для этого использовали алгоритм, описанный в [8]. Процедура выбора проводилась отдельно для количественных и качественных признаков, причем для первых — на основе матрицы парных коэффициентов корреляции.

Анализ такой преобразованной матрицы позволяет сделать следующие выводы.

1. Практически полностью дублируют друг друга пары функций $y_1 - y_2$, $y_3 - y_4$, $y_5 - y_6$. Значит, из шести перечисленных функций можно моделировать только три.

2. Относительно независимыми являются признаки x_3 и x_4 .

3. Наиболее тесно связаны с моделируемыми показателями по удельному расходу материалов признаки x_1 и x_2 .

В качестве матрицы связи для качественных признаков использовалась матрица мер близости.

Применением алгоритма группировки к этой матрице выделены следующие шесть групп наиболее тесно связанных между собой качественных признаков: $[z_1, z_{12}]$, $[z_{11}, z_2]$, $[z_3, z_{10}, z_{13}]$, $[z_9, z_8]$, $[z_7, z_5, z_6]$, $[z_4]$.

Таким образом, признак «число полюсов машины» (z_{12}) полностью дублирует признак «скорость вращения» (z_1), сравнительно тесно связаны между собой признаки, характеризующие серийность и завод-изготовитель, диапазон рабочих температур и класс изоляции.

Выбор целесообразного типа модели для описания анализируемого показателя — один из наиболее важных моментов экономико-статистического исследования. Он в значительной степени предопределяет свойства будущей модели, ее адекватность моделируемому явлению.

В рассматриваемом исследовании естественно было остановиться на дискретно-непрерывной модели (ДНМ), поскольку исходная информация была представлена признаками двух типов — качественными и количественными.

При этом влияние качественных и количественных признаков с небольшим числом значений должно учитываться системой дискретных моделей, влияние же остальных количественных признаков — частными регрессионными моделями. Для построения дискретных частей модели использован метод последовательных разбиений [9].

Выбор признаков для каждого последовательного шага производился на основе расчета весов однородности λ [10]. Получены следующие значения весов однородности для всех бивариантных признаков:

$$\begin{array}{lll} \lambda_1 = 0,7262 & \lambda_5 = 0,5001 & \lambda_9 = 0,8056 \\ \lambda_2 = 0,7514 & \lambda_6 = 0,6033 & \lambda_{10} = 0,6390 \\ \lambda_3 = 0,7262 & \lambda_7 = 0,6033 & \lambda_{11} = 0,5477 \\ \lambda_4 = 0,6800 & \lambda_8 = 0,5279 & \lambda_{12} = 0,7778 \\ & & \gamma_{13} = 0,7778 \end{array}$$

Учитывая, что признак z_4 (диапазон рабочих температур $+35 \div -10$) составляет самостоятельную группу (одиночная) и имеет один из малых весов однородности, приходим к выводу, что на первом шаге совокупность целесообразно разбить по этому признаку.

В результате такого разбиения получаются две группы — назовем их группами K и M , — включающие: K — 25 машин и M — остальные генераторы, т. е. в первую группу попали все объекты с диапазоном рабочих температур $+35 \div -10$. У остальных объектов другой диапазон температур. Затем производится разбиение группы K по признаку z_1 , имеющему наименьший вес однородности для этой группы. На втором шаге процесса получаем две подгруппы: K_a — 6 машин и K_b — 9 машин. Из группы M разбиением по признаку z_{13} , представляющему группу признаков $[z_3, z_{10}, z_{13}]$, также получаются две подгруппы — M_a ($N = 17$) и M_b ($N = 13$).

Учитывая значения других качественных признаков, которые не участвовали в разбиении, и принимая во внимание объем совокупности, остановились на следующей группировке: K_a , K_b , M_a . Остальные объекты были отнесены к каждой из этих выделенных трех групп с разными вероятностями.

Вероятности (p) принадлежности объектов к выделенным группам подсчитывались исходя из коэффициентов близости этих объектов к центрам групп и приведены в табл. 1 (только по объектам с $p < 1,0$).

После формирования классов в каждом из них были проведены исследования парной связи количественных признаков, включая функции. Причем каждое наблюдение учитывалось со своим весом (вероятностью). Анализ полученных матриц показывает, что для моделирования функций в классах I и III достаточно взять три признака, а именно: x_1 , x_3 , x_4 (мощность, объем продукции, толщина изоляции провода статора, % от диаметра); в моделировании функций класса II участвуют все четыре признака (добавляется признак КПД).

Таблица 1

Вероятности принадлежности к классу							
Номера объектов	Вероятности принадлежности к классу			Номера объектов	Вероятности принадлежности к классу		
	I	II	III		I	II	III
41	0,34	0,32	0,34	49	0,28	0,30	0,42
42	0,32	0,36	0,32	50	0,32	0,35	0,33
43	0,32	0,36	0,32	51	0,32	0,36	0,32
44	0,38	0,31	0,31	52	0,32	0,35	0,33
45	0,38	0,31	0,31	53	0,32	0,35	0,33
46	0,30	0,40	0,30	54	0,32	0,35	0,33
47	0,30	0,35	0,35	55	0,32	0,35	0,33
48	0,31	0,38	0,31				

Примечание. Классы I, II, III соответствуют группам K_α , K_b , M_α .

Построенные модели функций от признаков приведены в табл. 2—4.

При построении модели для функции y_8 (себестоимость) в качестве дополнительных признаков рассматривались и некоторые функции, такие как y_2 , y_4 , y_6 , y_7 . Модели для этого показателя имели следующий вид:

$$y_8 = \left\{ \begin{array}{l} \text{I класс} \\ 1352,68 + 114,507x_1 - 163,976x_2 - 738,78x_4 - \\ - 12,470y_2 - 5,959y_4 - 0,014y_6 + 16,195y_7; \\ R^2 = 0,679. \\ \text{II класс} \\ 2302,743 + 109,895x_1 - 52,992x_2 - 774,135x_3 - \\ - 35,013x_4 + 4,040y_2 - 26,41y_4 - 0,061y_6 + \\ + 17,602y_7; R^2 = 0,795. \\ \text{III класс} \\ 1353,991 + 108,433x_1 - 140,818x_2 - 623,924x_4 - \\ - 34,758y_1 - 3,428y_4 - 0,013y_6 + 26,693y_7; \\ R^2 = 0,757. \end{array} \right.$$

Анализ полученных моделей по критерию Фишера (F) и величине множественного коэффициента корреляции R показывает, что зависимость каждой функции от признаков изменяется от класса к классу. Так, зависимость функции y_2 от признаков в классах I и III значима, в то время как в классе II незначима. Из этих же моделей видно, что

Таблица 2

Модели для класса I (18 наблюдений с вероятностью 1,0 и 15 наблюдений с вероятностью менее 1,0)

Оценка параметра и статистическая характеристика моделей	Показатель			
	y_2	y_4	y_6	y_7
a_0	20,32	9,31	1,81	24,33
b_1/σ_{b_1}	$\frac{-0,151}{0,035}$	$\frac{0,082}{0,012}$	$\frac{-0,015}{0,001}$	$\frac{-0,194}{0,026}$
b_2/σ_{b_2}	$\frac{-0,0002}{0,0003}$	$\frac{0,00006}{0,00009}$	$\frac{-0,00001}{0,00001}$	$\frac{-0,0002}{0,0002}$
b_4/σ_{b_4}	$\frac{0,111}{0,213}$	$\frac{0,210}{0,072}$	$\frac{0,004}{0,009}$	$\frac{-0,176}{0,159}$
R^2	0,432	0,753	0,825	0,659
$\sigma_{\text{ост}}^2$	18,28	2,10	0,029	10,23
F	7,34	29,39	45,67	18,74

для показателя себестоимости y_8 необходимо добавить в качестве аргументов показателя y_2 , y_4 , y_6 , y_7 .

Для оценки норматива расхода проката черных металлов, электротехнической стали и обмоточных проводов

Таблица 3

Модели для класса II (9 наблюдений с вероятностью 1,0 и 15 наблюдений с вероятностью менее 1,0)

Оценка параметра и статистическая характеристика моделей	Показатель			
	y_2	y_4	y_6	y_7
a_0	113,13	38,72	1,37	140,73
b_1/σ_{b_1}	$\frac{0,033}{0,089}$	$\frac{-0,058}{0,029}$	$\frac{0,012}{0,004}$	$\frac{-0,047}{0,054}$
b_2/σ_{b_2}	$\frac{-1,084}{0,572}$	$\frac{-0,330}{0,187}$	$\frac{0,007}{0,029}$	$\frac{-1,381}{0,349}$
b_3/σ_{b_3}	$\frac{-0,006}{0,0004}$	$\frac{-0,00004}{0,0001}$	$\frac{0,00005}{0,00002}$	$\frac{-0,0001}{0,0003}$
b_4/σ_{b_4}	$\frac{-0,138}{0,247}$	$\frac{0,132}{0,081}$	$\frac{-0,007}{0,012}$	$\frac{-0,241}{0,150}$
R^2	0,269	0,583	0,679	0,707
$\sigma_{\text{ост}}^2$	20,47	2,18	0,05	7,58
F	1,75	6,65	6,53	11,43

Таблица 4

Модели для класса III (13 наблюдений с вероятностью 1,0 и 15 наблюдений с вероятностью менее 1,0)

Оценка параметра и статистическая характеристика моделей	Показатель			
	y_2	y_4	y_6	y_7
a_0	18,15	9,18	1,64	19,82
b_1/σ_{b_1}	$\frac{-0,152}{0,040}$	$\frac{-0,078}{0,016}$	$\frac{-0,013}{0,002}$	$\frac{-0,174}{0,029}$
b_2/σ_{b_2}	$\frac{-0,00002}{0,0003}$	$\frac{0,0002}{0,0001}$	$\frac{0,00001}{0,00002}$	$\frac{-0,00003}{0,0003}$
b_4/σ_{b_4}	$\frac{0,393}{0,164}$	$\frac{0,282}{0,067}$	$\frac{0,011}{0,008}$	$\frac{0,191}{0,120}$
R^2	0,552	0,737	0,727	0,687
$\sigma_{ост}^2$	25,88	4,30	0,07	13,71
F	9,87	22,37	24,34	17,31

для новых типов машин необходимо определить вероятности принадлежности их к полученным классам и показатели по этим машинам рассчитать по приведенным выше для каждого класса моделям.

Результаты расчетов расхода материальных ресурсов по трем синхронным генераторам показаны в табл. 5. Видно, что точность расчета по методу ДНМ достаточна для определения укрупненных нормативов расхода материальных ресурсов на стадии перспективного планирования при ориентировочном определении себестоимости, что не исключает необходимости разработки подетальных

Таблица 5

Прогноз значений нормативов

Класс	Тип генератора	y_2		y_4		y_6	
		по ДНМ	по фактическим данным	по ДНМ	по фактическим данным	по ДНМ	по фактическим данным
I	ЕС-82-4С	15,531	15,382	11,307	10,7	1,319	1,223
II	ЕСС-5-81-6М	17,214	17,2	11,131	10,3	1,769	1,602
III	ЕСС-91-4	17,280	16,9	10,274	9,2	1,181	0,989

нормативов расхода материалов на стадии непосредственного производства генераторов.

Подобные связи технических параметров с нормативами расходов материальных ресурсов выявлены и в других отраслях машиностроения. Так, например, при исследовании зависимости материалоемкости токарных станков от их технических параметров были получены следующие соотношения:

для группы станков, выпускаемых одной страной,

$$y = -1514,61 + 6,42x_1 + 2,21x_2;$$

$$R^2 = 0,92; \sigma_{ост} = 576,29;$$

для группы станков, выпускаемых другой страной,

$$y = -829,55 + 6,84x_1 - 0,13x_2;$$

$$R^2 = 0,94; \sigma_{ост} = 300,63,$$

где y — масса станка, кг;

x_1 — наибольший диаметр обработки над станиной, мм;

x_2 — расстояние между центрами, мм.

Опыт решения некоторых практических задач второй и третьей группы представим в виде краткого изложения их содержательной постановки и методических подходов к их решению. Решение задачи оценки уровня капитальных вложений в строительство промышленных объектов заключается в построении статистической модели зависимости капитальных вложений от характеристик будущего предприятия. При решении этой задачи в условиях промышленности строительных материалов исходной информацией послужили проектные варианты развития и специализации предприятий отрасли, каждый из которых характеризовался общим объемом производства, его структурой и суммой капитальных вложений.

Помимо моделей, позволяющих прогнозировать суммарную величину капиталовложений, построены модели, по которым прогнозируется распределение общей суммы капиталовложений по годам строительства. Подобная задача решена на материалах строительства объектов химической промышленности. Особенность статистической обработки информации заключалась в необходимости приведения к единому масштабу суммы капиталовложений и сроков строительства по отдельным объектам и учета априорных ограничений на параметры регрессии, для чего был использован аппарат квадратического программирования. Модель распределения общей суммы капиталовложений во времени представляет собой зависимость

доли освоения средств на данный момент времени от времени, прошедшего с начала строительства.

Содержание задачи прогнозирования процесса освоения производственных мощностей сводится к следующему: на основе некоторых априорно известных характеристик вновь построенных промышленных объектов необходимо оценить наиболее вероятное значение параметров процесса освоения этих объектов. Методика прогнозирования кривых освоения и корректировки прогнозов реализована на примере шахт угольной промышленности. В качестве параметров процесса освоения выступали проценты освоения проектной мощности в каждом из первых шести лет с момента пуска шахты в эксплуатацию. Производственные характеристики описывают природно-географические, технико-технологические и организационно-экономические условия работы шахт.

Для построения кривых освоения использовалась одна из модификаций многоэтапной схемы построения дискретно-непрерывной модели (ДНМ). Зная конкретные значения признаков, входящих в информативную подсистему, распознаем принадлежность нового предприятия к одному из выделенных классов и тем самым его наиболее вероятную кривую освоения. После пуска предприятия создается возможность значительного уточнения первоначальных прогнозов. Эта возможность реализована построением специальных видов ЭСМ.

В задаче нормирования производительности технологических агрегатов и выбора оптимального режима их эксплуатации объектом исследования выступали крупные технологические агрегаты отраслей промышленности с физико-химическим, аппаратурным характером производственных процессов: черная металлургия, цементная и химическая промышленность и др.

Одно из центральных мест в комплексе задач исследования работы технологических агрегатов занимает задача разработки различных нормативов. Методика решения задачи нормирования основана на классификации производственных факторов на три группы по степени их управляемости:

1) факторы, значения которых для анализируемого уровня управления заданы. Их влияние учитывается дифференциацией нормативов $x = (x_1, x_2, \dots, x_k)$;

2) факторы, значения которых могут изменяться исполнителем в тех или иных пределах. Влияние этих факторов учитывается абсолютным уровнем нормативов $z = (z_1, z_2, \dots, z_p)$;

3) случайные, не поддающиеся учету факторы. Их совокупное влияние вызывает случайную вариацию показателя ϵ и определяет величину неустранимых отклонений от установленных нормативов.

В функции нормирования показателя $Q = f(x, z) + \epsilon$ полагаем влияние факторов x и z независимым друг от друга. Значения z принимаются на уровне фактически сложившихся. Статистическими методами по данным производственного учета устанавливается величина Q_i , соответствующая определенному значению x_i . Затем одно из сочетаний x_0 и соответствующее ему Q_0 принимают за условную единицу и рассчитывают систему переводных коэффициентов. Для условий x_0 , принятых за базисные, методами нормирования и оптимизации определяют базисный норматив N_0 . На основе системы переводных коэффициентов и N_0 восстанавливают всю систему нормативов.

Экономически целесообразная норма производительности агрегатов определяется при решении задачи выбора рационального режима их эксплуатации. В практике и литературе под технической нормой производительности часто понимается максимально возможная в данных условиях производительность агрегата. Такое понимание в известной степени узко, так как не всегда в конкретных производственных условиях максимум производительности соответствует экономически целесообразному режиму. Как показывают многочисленные исследования, оптимумы отдельных технико-экономических показателей работы агрегатов, как правило, не совпадают, т. е. режим, обеспечивающий максимум производительности агрегатов, не обеспечивает минимума затрат, необходимого качества продукции и т. д.

В работе принимается более широкая трактовка нормы производительности как оптимальной величины производительности агрегата в данных конкретных условиях. В этом случае критерием оптимальности режима могут быть и другие показатели, а ограничения определяются техническими возможностями агрегата, установленной технологией, требованием к качеству продукции и т. д. Тогда задача установления норм производительности совпадает с задачей оптимизации режима эксплуатации агрегата.

Характерная особенность оптимизации режима работы агрегата — необходимость учета множества целей. Набор целей формируется под воздействием внешних и внутренних требований к нему, а степень их достижения

характеризуется величиной соответствующих технико-экономических показателей.

Задачу статистической оценки переводных коэффициентов можно сформулировать следующим образом: имеются отчетные данные о значении экономического показателя y и комплексе неуправляемых условий производства x . Необходимо получить оценку математического ожидания отношений показателя для разных комплексов неуправляемых условий производства к показателю базисных условий. Порядок расчета переводных коэффициентов зависит от способа задания исходной информации.

Если исходная информация задана в явном виде, т. е. каждому определенному сочетанию x поставлено в соответствие определенное фактическое значение показателя, то на основе первичной информации рассчитывается последовательность индивидуальных значений переводных коэффициентов. Затем исследуется поведение этой последовательности во времени. При ее устойчивости в качестве оценки нормативных значений коэффициентов принимается среднее значение; при изменчивости — строят функцию времени. Последний этап — агрегирование неуправляемых условий производства для уменьшения числа коэффициентов.

При неявной форме задания информации (это обычно имеет место при непрерывном процессе, либо при циклическом процессе с очень короткими циклами) значения экономического показателя обычно учитываются не по сочетаниям неуправляемых условий производства, а по учетным периодам. В этом случае необходимо решить дополнительную задачу по выявлению величины показателя, соответствующей определенным значениям неуправляемых условий производства.

Задача подобного типа решалась при установлении переводных коэффициентов для прокатного стана.

Для построения нормативов экономического стимулирования и, что то же, для соизмерения объективных условий производства используются относительные величины — коэффициенты-соизмерители, что больше соответствует природе статистических моделей и обеспечивает устойчивость оценок во времени и пространстве. Они рассчитываются по формуле

$$k_i^t = \frac{f(x_i^t, z_a^t)}{f(x_0^t, z_a^t)}$$

где k_i^t — коэффициент-соизмеритель i -го предприятия в t -м периоде; x_i^t, x_0^t — соответственно комплекс регулируемых факторов i -го и базисного предприятий; z_a^t — закреплённый уровень управляемых факторов.

Практически регулируемые факторы должны соизмеряться, как правило, по группам предприятий, и общая формулировка задачи соизмерения объективных условий включает разработку принципов формирования устойчивых групп. Особенности решаемой задачи (отсутствие априорных сведений об алфавите классов, необходимость формирования нормативных групп) определили необходимость разработки специальной модификации комбинированной схемы построения классификационных моделей. Реализация схемы соизмерения объективных условий производства проведена на примере лесозаготовительной промышленности Урала и Сибири.

Вопросы экономической оценки природных факторов занимают видное место в предплановом анализе условий функционирования отраслевых систем. Содержание проблемы заключается в количественной оценке влияния природных различий на экономическую эффективность производства. Критерием соизмерения выступают экономические показатели производства первичных продуктов из данного природного ресурса. При этом учитывается качество получаемых первичных продуктов. Методика реализована на материалах лесозаготовительной промышленности Урала и Сибири, где проводилось выделение районов с одинаковой экономической эффективностью разработки природных ресурсов. Специфика решения задачи заключается в использовании двухстадийной схемы: соизмеряются природные факторы по экономическому показателю; осуществляется многомерная классификация предприятий по значениям коэффициентов-соизмерителей и географическому положению.

ЛИТЕРАТУРА

1. 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.
2. Розин Б. Б., Евреций В. Т., Сергеева Л. А. Статистические модели формирования плановых нормативов расхода топлива. — В кн.: Комплексные подходы к построению и применению экономико-статистических моделей. Новосибирск: Наука, 1981, с. 198—225.

3. Журавель Н. М., Иопина Н. П., Лукацкая М. Л. Региональное прогнозирование потребностей в прокате статистическими методами.— В кн.: Моделирование и анализ экономических показателей промышленного производства. Новосибирск: Наука, 1979, с. 50—62.
4. Экономико-статистические исследования промышленного производства. М.: Статистика, 1969.
5. Розин Б. Б., Сергеева Л. А. Прогнозирование сроков и кривых освоения угольных шахт.— В кн.: Вопросы экономико-статистического моделирования и прогнозирования в промышленности. Новосибирск, 1970, с. 90—127.
6. Экономико-статистическое моделирование в промышленности. Новосибирск: Наука, 1977.
7. Ачелашвили Н. Е. Некоторые вопросы построения системы экономических оценок природных условий в угольной промышленности.— В кн.: Экономико-статистические модели в прогнозировании и планировании промышленного производства. Новосибирск: Наука, 1978, с. 177—191.
8. Беккер А. В., Лукацкая М. Л. Об анализе структуры матрицы коэффициентов связи.— В кн.: Вопросы экономико-статистического моделирования и прогнозирования в промышленности. Новосибирск, 1970, с. 273—284.
9. Розин Б. Б. Учет влияния качественных признаков при моделировании экономических показателей.— В кн.: Вопросы экономико-статистического моделирования и прогнозирования в промышленности. Новосибирск, 1970, с. 168—201.
10. Беккер А. В. Построение весовых коэффициентов информативности признаков.— В кн.: Вопросы экономико-статистического моделирования и прогнозирования в промышленности. Новосибирск, 1970, с. 260—272.

В. С. ЗАЙКИН, Е. Э. ШЕВЕЛЕВА

АНАЛИЗ ТЕРРИТОРИАЛЬНЫХ РАЗЛИЧИЙ В УРОВНЕ ЖИЗНИ НА ОСНОВЕ ПРОСТЫХ ЦЕПЕЙ МАРКОВА

Одной из важнейших практических задач одиннадцатой пятилетки в области повышения уровня жизни народа, поставленных XXVI съездом КПСС, является удовлетворение растущего платежеспособного спроса населения. Успешное решение этой проблемы предполагает глубокое и всестороннее изучение спроса, анализ сложившихся тенденций, прогноз спроса на перспективу.

Изучение вопросов уровня жизни, в круг которых входит исследование платежеспособного спроса населения, требует учета специфических условий развития отдельных районов страны. Территориальные проблемы уровня жизни относятся к наименее изученным. Вместе с тем без

их изучения невозможно решать комплекс задач, связанных с выравниванием уровня жизни населения разных районов, и в конечном счете проблему повышения благосостояния народа.

Общие тенденции развития спроса в целом по стране специфически проявляются в разных регионах. Анализ территориального распределения платежеспособного спроса и региональных особенностей его структуры является составной частью изучения уровня жизни и закономерностей формирования структуры потребления. А поскольку важнейшая задача повышения благосостояния народа состоит в выравнивании жизненного уровня населения разных территорий, то изучение структуры платежеспособного спроса населения того или иного района позволяет выявить все еще существующие различия в потреблении.

Прогнозирование спроса необходимо для решения разнообразных задач. Основная из них заключается в оптимизации структуры производства товаров потребления, наиболее соответствующей и полнее удовлетворяющей платежеспособный спрос и потребности. Кроме того, результаты прогнозов спроса могут быть широко использованы при планировании объемов производства различных отраслей, структуры розничного товарооборота и его товарного обеспечения и других задач народнохозяйственного планирования.

Дадим краткую характеристику основных методов и моделей прогнозирования спроса населения.

Нормативный метод прогноза спроса основан на использовании физиологических и рациональных норм потребления. Путем сопоставления этих норм с данными, характеризующими фактическое потребление населения, определяются возможные в перспективе направления изменения структуры спроса.

Однако возможности использования нормативного метода для получения точных прогнозов структуры платежеспособного спроса ограничены. Это связано с тем, что нормы потребления разрабатываются исходя из разумных и физиологических потребностей человека, и в них не учитываются условия, которые могут ограничивать или расширять возможности удовлетворения этих потребностей [1].

Специально следует выделить компаративные (сравнительные) методы прогнозирования спроса населения, в основе которых лежит принцип сопоставления структур спроса, складывающихся в исследуемой совокупности и

аналогом объекте (см. [2, с. 37—39]). В качестве последнего выбирается, как правило, объект с более развитой структурой спроса, например: высшая по уровню среднедушевого денежного дохода экономическая группа семей, территориальное подразделение с улучшенными условиями снабжения и т. д. Сравнивая структуру спроса всего населения со структурой спроса высшей по уровню душевого денежного дохода группы семей, можно предвидеть перспективные направления развития общей структуры спроса.

Примерно на таких же принципах сопоставления основан еще один метод прогнозирования спроса населения — метод структурного моделирования, суть которого состоит в том, что ожидаемая в плановом периоде структура спроса населения определяется фактически сложившейся в базисном периоде структурой спроса той экономической группы семей, среднедушевой доход которой в базисном периоде равен или близок среднедушевому доходу всего населения, установленному на плановый год (см. [2, с. 38, 71—72]).

Существует несколько видов моделей, которые могут быть использованы для прогнозирования спроса населения: регрессионные, структурные, трендовые, — различающиеся не только исходной статистической информацией, но и методикой конкретного прогнозного расчета [3].

Для определения структуры общего спроса применяются модели другого типа — структурные модели. В них сочетаются статистические и нормативные методы прогнозов потребления. Нормативы могут использоваться для корректировки выявленных соотношений и тенденций потребления. В целом для анализа динамики структуры спроса эти модели наиболее интересны, поскольку они раскрывают внутренний механизм формирования расходов населения.

Известно несколько подходов к построению структурных моделей. Для одного из них характерна вероятностная интерпретация распределения денежных затрат по группам расходов [4].

В качестве структурных моделей для прогнозирования потребительских расходов рассмотрим модели, основанные на теории конечных цепей Маркова. В зарубежной литературе описаны основные направления использования простых цепей Маркова для прогнозирования расходов населения [5]. В отечественной литературе [6, 7] начали появляться работы, в которых делаются попытки использовать простые цепи Маркова для моделирования

динамики доходов и расходов населения. В работе [7] предлагается метод построения матрицы переходных вероятностей на основе статистики расходов населения в абсолютном выражении.

Марковская цепь представляет собой вероятностную модель, пригодную для описания последовательностей наблюдений, которые в каждый момент времени характеризуют состояние наблюдаемой величины. Идея марковских цепей широко используется при изучении таких, например, экономических проблем, как мобильность профессий при смене поколений [9], распределение прибыли и заработной платы, анализ потребления продуктов питания, стабилизация денежного потока [10], прогнозирование потребностей в продукции отрасли [11], моделирование доходов населения [8], прогнозирование расходов населения [7] и т. д. Теория цепей Маркова может дать довольно много информации даже при изучении не вероятностной модели [7, с. 258—266].

1. МАТРИЦА ПЕРЕХОДА ДЛЯ ОДНОРОДНЫХ ЦЕПЕЙ МАРКОВА

(способы оценки и анализа)

Модели марковского типа, которые мы намерены использовать для анализа и прогнозирования структуры расходов населения, успешно могут применяться, если известны конкретные методы получения матрицы переходных вероятностей. Как правило, известна только статистика распределения средств по расходным группам, на основе которой и вычисляются интересующие нас вероятности перехода. Способ их вычисления зависит от характера представления данных (в абсолютном или в относительном выражении).

Имеются работы [8], в которых изложена основная схема построения матрицы вероятностей перехода в случае, когда статистика исходных данных за ряд лет представлена относительными величинами.

В подходе, описанном в [7], предлагается использовать для построения матрицы перехода статистику расходов населения в абсолютном выражении. Данный метод отличается простотой и наглядностью, поэтому мы использовали его для построения региональных матриц перераспределения средств между статьями расходов населения. Каждый элемент такой матрицы (обозначим ее \bar{P}) показывает долю расходов i -й группы в объеме $(t - 1)$ -го года,

личина $\text{mod}(\gamma_i^k)$ дает количественную оценку изменения разрыва.

3. Предельное отношение прироста за счет перераспределения к общему объему прироста расходов населения регионов

$$\pm r_i^k = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\Delta V_{i,t}^k - \bar{p}_{n+1,i}^k \times V_{t-1}^k}{\Delta A_{i,t}^k} = 1 - \frac{\bar{p}_{n+1,i}^k}{\alpha_i^k (1 - \bar{p}_{n+1,n+1}^k)},$$

где $\Delta V_{i,t}^k$ — прирост расходов i -й статьи в t году для k -го региона;

V_{t-1}^k — общий объем расходов населения k -го региона в году $t-1$;

$\bar{p}_{n+1,i}$ и $\bar{p}_{n+1,n+1}$ — элементы последней строки матрицы \bar{P} ; $\pm r_i^k$ — доля прироста расходов i -й группы за счет перераспределения средств из других групп ($r_i^k > 0$) или доля прироста расходов i -й группы, перераспределенная из нее в другие группы ($r_i^k < 0$) за один шаг процесса в стационарном состоянии.

4. Предельное изменение структуры расходов населения региона за счет «чистого» перераспределения

$$\pm u_i^k = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\Delta V_{it}^k - \bar{p}_{n+1,i}^k V_t^k}{V_t^k} = \frac{\alpha_i^k (1 - \bar{p}_{n+1,n+1}^k) - \bar{p}_{n+1,i}^k}{2 - \bar{p}_{n+1,n+1}^k}.$$

Если $u_i^k > 0$, то это значит, что за 1 шаг процесса (год) доля расходов i -й группы в структуре региона k имеет тенденцию к увеличению на величину $|u_i^k|$ за счет притока средств из других групп. Если $u_i^k < 0$, то ситуация противоположна: доля i -й группы сокращается на величину $|u_i^k|$ за счет перераспределения средств в другие группы.

Таким образом, используя минимум информации — региональную статистику расходов населения за ряд лет, можно исчислить ряд показателей, характеризующих тренды, т. е. наиболее общие и существенные черты процесса изменения структуры расходов населения в территориальном разрезе.

2. ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ СТРУКТУРНЫХ СДВИГОВ В РАСХОДАХ НАСЕЛЕНИЯ РСФСР

Анализ усредненных матриц перераспределения, рассчитанных по 9 расходным группам для 10 экономических районов РСФСР, проводился на основе модели,

Таблица 1
Отличие стационарной структуры расходов от структуры 1971 г., %

Экономический район	Статья расходов								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Центральный	-0,9	-0,03	+0,11	-0,1	-0,18	-0,3	+0,04	+0,85	+0,53
Центрально-Черноземный	-1,6	+0,3	+0,14	-0,1	-0,18	-0,35	-0,13	+1,3	+0,7
Северо-Кавказский	-1,8	+0,2	+0,32	-0,1	-0,3	-0,5	-0,02	+1,1	+0,8
Поволжский	-1,9	+0,3	+0,24	-0,1	-0,22	-0,27	-0,03	+1,2	+0,65
Волго-Вятский	-2,0	0	+0,11	-0,12	-0,17	-0,1	0	+1,53	+0,79
Северо-Западный	-1,5	+0,18	+0,32	-0,19	-0,21	-0,3	+0,08	+1,08	+0,37
Уральский	-2,4	-0,02	+0,23	-0,17	-0,24	+0,26	+2,0	+2,0	+0,6
Западно-Сибирский	-2,7	+0,37	+0,2	-0,1	-0,15	-0,18	+0,19	+1,5	+0,84
Восточно-Сибирский	+1,6	-0,42	+0,08	-0,16	-0,27	-0,51	-0,22	-0,65	+0,24
Дальневосточный	-2,0	+0,3	+0,24	-0,13	-0,02	-0,12	+0,13	+1,44	+0,2

Направление изменений в различных региональных структурах расходов населения, %

Экономический район	Статья расходов								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Центрально-Черноземный	-0,25	-0,21	-0,03	-0,02	-0,01	+0,09	-0,13	-0,21	+0,15
Северо-Кавказский	+0,97	-0,22	+0,21	+0,01	-0,11	-0,19	-0,04	-0,24	+0,25
Поволжский	+0,94	+0,32	+0,08	+0,09	-0,03	-0,07	+0,01	+0,37	+0,13
Волго-Вятский	+0,97	-0,03	-0,01	-0,01	-0,01	-0,2	-0,02	+0,73	+0,23
Северо-Западный	-1,2	+0,18	+0,21	+0,02	-0,02	+0,02	+0,05	+0,25	+0,17
Уральский	+1,5	+0,02	+0,09	-0,07	-0,06	-0,09	+0,18	+0,19	-0,1
Западно-Сибирский	+1,8	+0,37	+0,02	+0,01	+0,03	-0,16	+0,08	+0,66	+3,4
Восточно-Сибирский	-2,5	+0,4	+0,01	-0,04	-0,09	+0,18	+0,01	-1,6	+0,3
Дальневосточный	+1,1	+0,1	-0,09	-0,02	+0,18	-0,21	+0,03	+0,56	+0,34

предполагающей экстраполяцию характеристик влияния совокупности факторов, имевших место в 1964—1971 гг., на перспективу.

Для каждого из регионов была исчислена стационарная структура расходов населения и проанализирована в сравнении со структурой 1971 г. (табл. 1).

Проведенный анализ позволяет сделать вывод о схожести тенденций изменения структуры расходов населения экономических районов РСФСР. Можно предположить, что построение модели в целом по республике незначительно изменит картину.

Далее проследим направление изменений в различных региональных структурах расходов населения. Для этого сравним все регионы с Центральным, исчислив для них показатель $\pm\gamma_i^k$ (табл. 2). В качестве базовой здесь также взята структура расходов 1971 г.

По знаку исчисленных показателей все районы можно разделить на две группы — у которых по большинству статей расходов показатель γ_i^k отрицателен или положителен.

К первой группе относятся Центрально-Черноземный ($\gamma_i^k < 0$ по 7 статьям расходов), Волго-Вятский (по 6 статьям) и Северо-Кавказский экономический район (по 5 статьям). Следовательно, структуры расходов населения этих регионов будут приближаться к структуре расходов населения Центрального района. Вторая группа включает остальные шесть регионов. Таким образом, с течением времени при сохранении существующей тенденции в большинстве экономических районов РСФСР структура расходов населения будет все более отличаться от структуры расходов населения Центрального района, особенно в районах Урала и Сибири, где $\text{mod}(\gamma_i^k)$ имеет наибольшее значение (см. табл. 2).

Матрица перехода, построенная нами, позволяет выявить и меру перераспределения расходов между группами. Рассмотрим региональные показатели, характеризующие изменение структуры за счет перераспределения средств между статьями расходов, и прежде всего $\pm r_i^k$ (табл. 3). Табл. 3 содержит количественно определенную информацию о тенденциях перераспределения. Так, например, по статье «Покупка товаров» во всех регионах, за исключением Восточно-Сибирского, отток средств из этой статьи в другие в перспективе может составлять за один год от 1,2 до 4,9% прироста ее расходов. Наибольшую долю расходов при этом будет поглощать статья «Прирост

Таблица 3

Предельное отношение прироста за счет перераспределения к общему объему прироста расходов населения региона, $\pm \Gamma_i^h$, %

Экономический район	Статья расходов								
	Покупка товаров в розничной и кооперативной торговле	Квартплата и оплата коммунальных услуг	Оплата бытовых услуг	Затраты в детских учреждениях	Расходы на зрелищные мероприятия	Расходы на транспорт и связь	Прочие расходы	Налоги и сборы	Приrost вкладов в сберегательные кассы
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Центральный	-0,012	-0,007	0,27	-0,605	-0,57	-0,158	0,033	0,147	0,22
Центрально-Черноземный	-0,025	0,212	0,352	-0,432	-0,614	-0,165	-0,21	0,248	0,096
Северо-Кавказский	-0,026	0,126	0,467	-0,244	-0,676	-0,11	0,06	0,216	0,131
Поволжский	-0,032	0,157	0,395	-0,052	-0,703	-0,126	0,039	0,23	0,126
Волго-Вятский	-0,034	0,028	0,237	-0,474	-0,678	-0,04	0,002	0,238	0,238
Северо-Западный	-0,021	0,093	0,038	-0,949	-0,51	-0,106	0,085	0,153	0,177
Уральский	-0,034	-0,001	0,345	-0,619	-0,636	-0,114	0,255	0,256	0,183
Западно-Сибирский	-0,049	0,171	0,324	-0,47	-0,313	-0,06	0,227	0,233	0,287
Восточно-Сибирский	0,040	-0,018	0,382	-0,352	-0,45	0,053	0,167	0,22	0,177
Дальневосточный	-0,032	0,174	0,348	-0,497	-0,14	-0,07	0,124	0,216	0,02

Таблица 4

Предельное изменение структуры расходов населения регионов за счет «чистого» перераспределения ($\pm v_i^h$), %

Экономический район	Статья расходов								
	Покупка товаров в розничной и кооперативной торговле	Квартплата и оплата коммунальных услуг	Оплата бытовых услуг	Затраты в детских учреждениях	Расходы на зрелищные мероприятия	Расходы на транспорт и связь	Прочие расходы	Налоги и сборы	Приrost вкладов в сберегательные кассы
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Центральный	-0,06	-0,001	0,013	-0,016	-0,019	-0,04	0,002	0,078	0,06
Центрально-Черноземный	-0,14	0,037	0,017	-0,01	-0,02	-0,03	-0,015	0,137	0,04
Северо-Кавказский	-0,15	0,02	0,04	-0,008	-0,003	-0,003	0,006	0,11	0,05
Поволжский	-0,18	0,037	0,024	-0,002	-0,02	-0,02	0,003	0,14	0,04
Волго-Вятский	-0,2	0,005	0,01	-0,015	-0,02	-0,009	0,001	0,15	0,08
Северо-Западный	-0,11	0,019	0,002	-0,02	-0,02	-0,02	0,007	0,09	0,03
Уральский	-1,16	-0,0002	0,017	-0,019	-0,02	-0,02	0,019	0,15	0,04
Западно-Сибирский	-0,27	0,037	0,017	-0,014	-0,016	-0,016	0,018	0,16	0,08
Восточно-Сибирский	0,257	-0,003	0,018	-0,011	-0,02	0,015	0,014	0,17	0,04
Дальневосточный	-0,186	0,037	0,016	-0,015	-0,008	-0,018	0,01	0,165	0,00

вкладов в сберегательные кассы». Так, по всем регионам от 2% (на Дальнем Востоке) и до 28,7% (в Западной Сибири) прироста вкладов в сберкассах при сохранении выявленной тенденции произойдет за счет перераспределения средств из других статей расходов.

Однако более интересен показатель u_i^k . Он характеризует изменение структуры расходов в перспективе за счет «чистого» перераспределения (см. табл. 4). Данные таблицы говорят о том, что в большинстве регионов за счет перераспределения средств из других статей увеличивалась доля накоплений населения, расходов на бытовые и жилищно-коммунальные услуги, прочих расходов. Одновременно из-за оттока средств в другие статьи падал удельный вес расходов на остальные платные услуги и на покупку товаров. Своеобразная картина складывается в Восточной Сибири, где за счет перераспределения из других статей росла доля расходов на покупку товаров — на 0,257 п. п. в год, на транспорт и связь — на 0,015 п. п. и падал в результате оттока средств удельный вес расходов на квартплату — на 0,003 п. п. и т. д.

Итак, исчисление показателей $\pm r_i^k$ и $\pm u_i^k$ позволяет количественно оценить некоторые черты внутреннего механизма процесса перераспределения средств между статьями расходов, а также дать характеристику этого перераспределения в пространственном аспекте.

Все статьи расходов в соответствии с тем, в каком направлении может идти перераспределение средств в большинстве регионов при сохранении существующих тенденций, мы делим на две группы:

статьи, расходы на которые имеют тенденцию перераспределяться в пользу других статей, т. е. их можно считать источником увеличения расходов на все остальные статьи. Сюда можно отнести расходы в детских учреждениях, на отдых и зрелищные мероприятия, а также на покупку товаров, на транспорт и почтово-телеграфные услуги, по которым перераспределение будет носить преимущественно односторонний характер;

статьи, расходы на которые увеличиваются за счет перераспределения средств из других статей. Это расходы на бытовые услуги, денежные сбережения трудящихся, квартплата и оплата коммунальных услуг, прочие расходы, по которым в основном по всем регионам будет наблюдаться одностороннее перераспределение.

Практическое применение показателей, построенных на основе математических свойств модели марковского типа, затруднительно. Однако некоторые из них поддаются

экономической интерпретации. Оценим значение матриц, исчисленных для всех регионов РСФСР. Из-за больших значений дисперсий элементов матрицы M — var (M) возможен лишь сравнительный анализ. Особенно интересно сравнение времени оборота 1 руб., вложенного в i -ю статью расходов населения Центрального и остальных экономических районов. Так, скорость оборота 1 руб., вложенного в статью «Покупка товаров», в Центральном районе на 2—4% больше, чем в остальных; а вложенного в «Прирост вкладов» — на 42% ниже, чем в Центрально-Черноземном и Северо-Кавказском экономических районах и т. д. В целом оборачиваемость денег в Центральном районе по большинству статей превышает ее в других районах, за исключением Центрально-Черноземного и Волго-Вятского.

Анализируя матрицы M , можно также сравнивать среднее время перехода 1 руб. из одних статей в другие в территориальном разрезе. Так, например, данные табл. 5 свидетельствуют о том, что скорость перехода 1 руб. из статьи «Покупка товаров» в «Прирост вкладов» во всех районах, кроме Северо-Западного и Дальневосточного, выше, чем в Центральном, причем значителен диапазон между регионами: в Западной Сибири выше на 8%, а в Центрально-Черноземном районе на 60% больше, чем в Центральном. На Дальнем Востоке и в Северо-Западном районе эта скорость несколько ниже, чем в Центральном, — на 5 и 7% соответственно. Следовательно, в Дальневосточном, Северо-Западном и Центральном экономических районах процесс перераспределения средств из статьи «Покупка товаров» в денежные накопления населения имеет менее интенсивный характер, чем в других регионах РСФСР. Подобный анализ можно провести для любых пар статей расходов.

Таблица 5

Отношение среднего времени перехода 1 руб. из статьи «Покупка товаров» в «Прирост вкладов» по экономическим районам (по отношению к Центральному)

Район	Показатель	Район	Показатель
Северо-Западный	1,071	Уральский	0,886
Волго-Вятский	0,64	Западно-Сибирский	0,92
Центрально-Черноземный	0,4	Восточно-Сибирский	0,88
Поволжский	0,62	Дальневосточный	1,05
Северо-Кавказский	0,45		

Среднее время поглощения (в случае трех поглощающих статей) в экономических районах РСФСР (по отношению к Центральному району)

Экономический район	Статьи расходов					
	Квартплата и оплата коммунальных услуг	Затраты в детских учреждениях	Расходы на арендные мероприятия	Расходы на транспорт и связь	Прочие расходы	Налоги и сборы
Северо-Западный	1,075	1,084	1,053	1,066	1,008	1,135
Волго-Вятский	0,952	1,057	0,894	0,830	0,823	1,081
Центрально-Черноземный	0,958	1,071	0,882	0,900	0,807	0,666
Поволжский	0,954	0,852	0,867	0,894	0,873	0,890
Северо-Кавказский	1,005	1,165	0,895	0,921	0,952	0,740
Уральский	1,083	1,129	1,059	1,134	1,174	0,969
Западно-Сибирский	1,022	1,046	1,033	0,987	0,963	1,247
Восточно-Сибирский	0,925	1,054	0,884	0,923	0,914	0,885
Дальневосточный	0,955	1,015	0,918	0,936	0,847	0,954

Далее рассмотрим региональные матрицы предельной корреляции S^h . Для всех регионов большинство элементов $s_{ij} < 0$, т. е. большинство статей расходов населения будут находиться в перспективе, при сохранении тенденций в обратную пропорциональной зависимости. Например, повсеместно будет наблюдаться отрицательная корреляция между расходами на покупку товаров и всеми остальными статьями расходов. Теснота этой связи дифференцирована по статьям примерно одинаково во всех регионах. Так, наибольшая обратная связь будет иметь место между расходами на покупку товаров и налогами и сборами ($s_{1,8} = 0,6$), расходами на транспорт ($s_{1,6}$ на уровне 0,4), денежными сбережениями населения ($s_{1,9} = 0,33$). Но имеются и $s_{ij} > 0$, причем в разных регионах связи с положительной корреляцией имеют разные статьи. Например, для Центрального района имеют положительную корреляцию следующие пары статей: 3—4, 3—5, 4—5, 4—9, 5—9 (наиболее тесная связь 5—9); для Западно-Сибирского района — 2—4, 2—9, 4—5, 4—7, 5—9, 7—9 (наиболее тесная связь 7—9). Особенности региональных корреляций между статьями расходов населения необходимо учитывать при управлении процессом изменения структуры расходов.

Как показал анализ, важную роль в увеличении удельного веса определенной статьи расходов играет собственно перераспределение. Для получения дополнительных характеристик этого явления может быть использован аппарат анализа для поглощающих ценей Маркова. Объясним, например, для всех регионов статьи «Расходы на покупку товаров», «Оплата бытовых услуг» и «Прирост вкладов» поглощающими. Нас интересует, в каких регионах процесс перераспределения в три названных статьи будет происходить более или менее интенсивно, чем в Центральном районе. Ответ дает исчисление по всем регионам вектора $m(t)$. Из-за больших значений дисперсий его элементов возможны только межрегиональные сопоставления (табл. 6). Данные таблицы свидетельствуют о том, что, например, в Северо-Западном экономическом районе среднее время до поглощения по всем статьям превышает такое время в Центральном районе (диапазон от 0,8 до 13,5%). В Поволжье ситуация иная: здесь поглощение всех статей идет быстрее, чем в Центральном районе. В целом следует отметить, что в Северо-Западном, Уральском, Западно-Сибирском, Центральном районах процесс перераспределения средств в статьи «Покупка товаров», «Оплата бытовых услуг» и «Прирост

вкладов» менее интенсивный, чем в остальных регионах.

При тех же поглощающих статьях расходов для всех регионов были исчислены матрицы B . Оказалось, например, что элементы первого столбца матрицы для Центрально-Черноземного района больше этих долей во всех других регионах, т. е. статья «Покупка товаров» в Центрально-Черноземном районе поглощает наибольшую долю средств (среди регионов РСФСР) из других статей расходов населения. Следовательно, в Центрально-Черноземном экономическом районе перераспределение средств в статью «Покупка товаров» идет более интенсивно, чем в других регионах.

Таким образом, представление текущей статистики расходов населения в виде матриц, обладающих определенными свойствами, позволяет в достаточно полной мере охарактеризовать и получить дополнительную информацию о тенденциях изменения структуры расходов. С другой стороны, использование моделей простых ценой Маркова для анализа и прогнозирования экономических процессов убеждает в необходимости проведения дальнейшей работы по совершенствованию методики количественной и качественной интерпретации результатов расчетов.

1. Райцин В. Я. Нормативные методы планирования уровня жизни. М.: Экономика, 1967.
2. Баранова Л. Я., Левин А. И. Моделирование и прогнозирование спроса населения. М.: Статистика, 1978.
3. Лейфман Л. Я. О построении системы моделей зависимости потребления от дохода. — В кн.: Проблемы моделирования народного хозяйства. Ч. II. Новосибирск, 1972, с. 5—28.
4. Римашевская Н. М., Рогова О. Л. Моделирование структуры денежных расходов населения. — Экономика и математические методы, 1972, т. VIII, № 6, с. 918—927.
5. Тейл Г. Прикладное экономическое прогнозирование. М.: Прогресс, 1970.
6. Розенфельд Ш. П. Методология выравнивания уровней развития экономических районов СССР. М.: Экономика, 1969.
7. Зайкин В. С. Применение простых цепей Маркова для прогнозирования расходов населения. — В кн.: Проблемы моделирования народного хозяйства. Ч. III, Новосибирск, 1973, с. 13—61.
8. Зубрилин Ю. В. Моделирование динамики распределения доходов населения с помощью однородных цепей Маркова. — Экономика и математические методы, 1970, т. VI, № 5, с. 774—778.
9. Кемени Дж., Снелл Дж. Конечные цепи Маркова. М.: Наука, 1970.
10. Кемени Дж., Снелл Дж. Кибнетическое моделирование. Некоторые приложения. М.: Советское радио, 1972.
11. Розанов Г. В. Статистическое моделирование развития отрасли. М.: Статистика, 1976.

Т. Р. КУСОВ, Л. А. МАЛЬЦЕВА,
С. Б. ОРЛОВ, В. Г. СОКОЛОВ

О ЗАДАЧЕ ВЫБОРА РАЦИОНАЛЬНОЙ СТРУКТУРЫ ГЕОЛОГОРАЗВЕДОЧНОЙ ПАРТИИ

В решениях XXVI съезда КПСС поставлены задачи обеспечения ускоренного развития работ по геологическому изучению территории страны, увеличения разведанных запасов минерально-сырьевых ресурсов, обеспечения народного хозяйства энергетическими ресурсами, расширения сырьевой базы действующих горнодобывающих предприятий, интенсификации поиска месторождений черных, цветных металлов, сырья для атомной энергетики, строительных материалов и т. д.

При этом необходимо более быстрыми темпами развивать прогрессивные способы исследования недр. Это,

в частности, настоятельно диктует необходимость непрерывного совершенствования организации геологоразведочных работ и всемерного повышения их эффективности.

Методы экономико-математического моделирования являются одним из эффективных способов решения задач оптимального управления ресурсами, создания рациональных структур предприятий и т. д., а также задач повышения эффективности ведения геологоразведочных работ. Особенно актуальным является вопрос о моделировании функционирования геологоразведочных предприятий как производственных систем. Это направление находится в начальной стадии развития.

В предлагаемой работе рассматриваются вопросы совершенствования структуры геологоразведочных производственных предприятий с целью уменьшения производственных простоев, обусловленных негибкостью существующих структур управления, их замедленной реакцией на объективные, возмущающие геологоразведочный процесс факторы, а также невозможностью или слабой возможностью активного влияния на эти факторы.

В докладе Н. А. Тихонова на XXVI съезде КПСС отмечается: «Одна из ключевых задач одиннадцатой пятилетки — более полное и эффективное использование основных производственных фондов. Их рост идет быстрыми темпами, а должной отдачи во многих случаях мы не получаем. Действующее оборудование зачастую работает не в полную меру»¹.

Внедрение новейшего оборудования и технологий, основанных на лучших достижениях науки и техники, в настоящий момент имеет свои особенности. Если при небольших объемах работ и малой производительности труда простои в объеме, например, 10% совсем недавно считались приемлемыми, то при использовании высокопроизводительного оборудования и при одновременном увеличении масштабов работ с такой долей простоя мириться уже нельзя, ибо слишком весомы потери.

Рассмотренное свойство характерно для большинства сложных систем (не только экономических), и оно может быть условно сформулировано следующим образом: чем ближе состояние системы к экстремальному, чем более она «эффективна» в оптимальных условиях функционирования и развития, тем большие потери она несет при отклонении от этих условий, если не предусмотрены резервы и методы компенсации отклонений.

¹ Материалы XXVI съезда КПСС. М.: Политиздат, 1981, с. 109.

Для геологоразведочных работ сказанное выше имеет особое значение. Так, например, Якутское территориальное геологическое управление достигло больших успехов в трудовой деятельности, в использовании передовых методов разведки, новейшего оборудования. Тем не менее если за последние 8—10 лет производительность труда выросла в два с лишним раза, то доля простоев в фонде рабочего времени по крайней мере не уменьшилась, в результате чего потери уже исчисляются сотнями тысяч рублей.

Таким образом, выявление резервов повышения эффективности геологоразведочных работ является одной из центральных задач, стоящих перед народным хозяйством.

Конкретизация этой проблемы может касаться как отдельных производственных единиц (оборудование, бригада и т. д.), так и всей геологоразведочной службы (например, на уровне геологической партии или территориального геологического управления).

В предлагаемой работе мы рассмотрим только производство буровых, горных и геофизических работ по установленной технологии. При этом естественно выбрать в качестве моделируемого некоторый достаточно автономный объект, выполняющий упомянутые выше чисто производственные функции в иерархии системы геологоразведочных работ. Таким объектом может быть геологическая партия как наименьшая единица, занятая, с одной стороны, чисто производственными задачами, и, с другой стороны, имеющая возможность маневрирования выделяемыми ей ресурсами (между подчиненными отрядами и бригадами).

В структуре геологоразведочной партии можно выделить несколько подсистем. Здесь мы ограничимся только двумя: производственной, представленной буровыми бригадами (по одной на буровом станке), и службами, обеспечивающими работоспособность буровых бригад. Соответственно будем считать, что некоторый (фиксированный) объем ресурсов, выделяемый на партию, каким-то образом распределяется между этими двумя подсистемами. Естественно ожидать, что результаты работы партии будут зависеть от того, каким образом это будет сделано. Критерием качества использования ресурсов следует выбрать выполнение плановых показателей: объема бурения, скорости бурения, себестоимости работ, производительности труда и т. п. При прочих стабильных факторах эти показатели, очевидно, будут находиться в прямой зависимости от времени простоя буровых станков. Поэтому

основной целью, преследуемой при построении экономико-математической модели [1] функционирования геологоразведочной партии как производственного предприятия, была минимизация совокупного простоя буровых станков при заданном объеме ресурсов. Представляют интерес и конкретные расчетные показатели минимальных простоев станков в зависимости от общих выделяемых ресурсов, в частности от количества станков в партии.

В постановлении ЦК КПСС и Совета Министров СССР «Об улучшении планирования и усилении воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства и качества работы» указывается на необходимость дальнейшего развития демократических начал в управлении производством и повышения творческой инициативы трудовых коллективов.

Определенная компактность и независимость партии как производственной единицы после выделения ей ресурсов на производство работ в течение определенного промежутка времени дает возможность вводить в этом звене геологоразведки бригадный подряд как метод, стимулирующий наиболее рациональное распределение внутренних ресурсов партии с целью возможно более качественного выполнения плановых показателей.

Тем самым возможности снижения времени простоев и улучшения других показателей реализовались бы наилучшим образом, если руководствоваться расчетами по приведенной ниже экономико-математической модели. При этом необходимые для оптимального функционирования буровой партии ресурсы и ее структура должны определяться, еще раз подчеркиваем, на уровне партии.

Выделенные для проведения буровых работ ресурсы партия распределяет между двумя подсистемами — производственной и обслуживающей — так, чтобы их использование было возможно лучшим в смысле выполнения плановых показателей объема и скорости бурения, себестоимости работ, производительности труда и др. Как было сказано выше, высокая доля простоя буровых станков приводит к неритмичной работе буровой партии и к ухудшению качества всех плановых показателей. Большой объем простоев является следствием влияния разных факторов, основными из которых являются нерациональное распределение ресурсов между двумя подсистемами и недостаточная мобильность партии в смысле изменений ее структуры в соответствии с изменениями условий работы. Исходя из этих условий была разработана модель взаимодействия двух подсистем в буровой партии для того, что-

бы исследовать возможности повышения эффективности ее работы, рассмотреть зависимость плановых показателей от различных параметров организационной структуры партии.

Модель буровой партии составлялась в предположении, что на производственную подсистему действуют десять типов возмущений, которые агрегируются в три типа возмущений. Постановка задачи легко обобщается для любого количества n типов возмущений.

Обозначим через $H = \{h\}$ множество возможных состояний системы. Каждый номер состояния системы H будем представлять в таком виде: количество цифр номера совпадает с количеством простаивающих станков, а каждая цифра номера указывает на причину простоя. Например, $h = 25$ означает, что простаивает два станка; один — по причине 2, второй — по причине 5.

Итак, буровая бригада состоит из m станков (в некоторых случаях она состоит из 12, в других из 6 станков). Вероятностью одновременного простоя более трех станков можно пренебречь. Пусть далее n — количество причин простоя станков.

Очевидно, что состояния h и h' , отличающиеся только порядком следования номеров причин простоя станков, представляют на самом деле одно и то же состояние. Так, например, состояние $h = 12$ то же, что и состояние $h = 21$, а состояние $h = 213$ то же, что и $h = 123$ и т. д. Последнее замечание позволяет нумеровать состояния так, что номера причин идут в возрастающем порядке в номере состояния системы, т. е. $h = 123$ или $h = 23$, но не $h = 312$ или $h = 32$. Так как мы рассматриваем простой не более трех станков, то общая формула числа состояний системы H будет иметь вид

$$H = 1 + n + \frac{n(n+1)}{2} + \sum_{i=0}^n \frac{(n-i)(n-i+1)}{2},$$

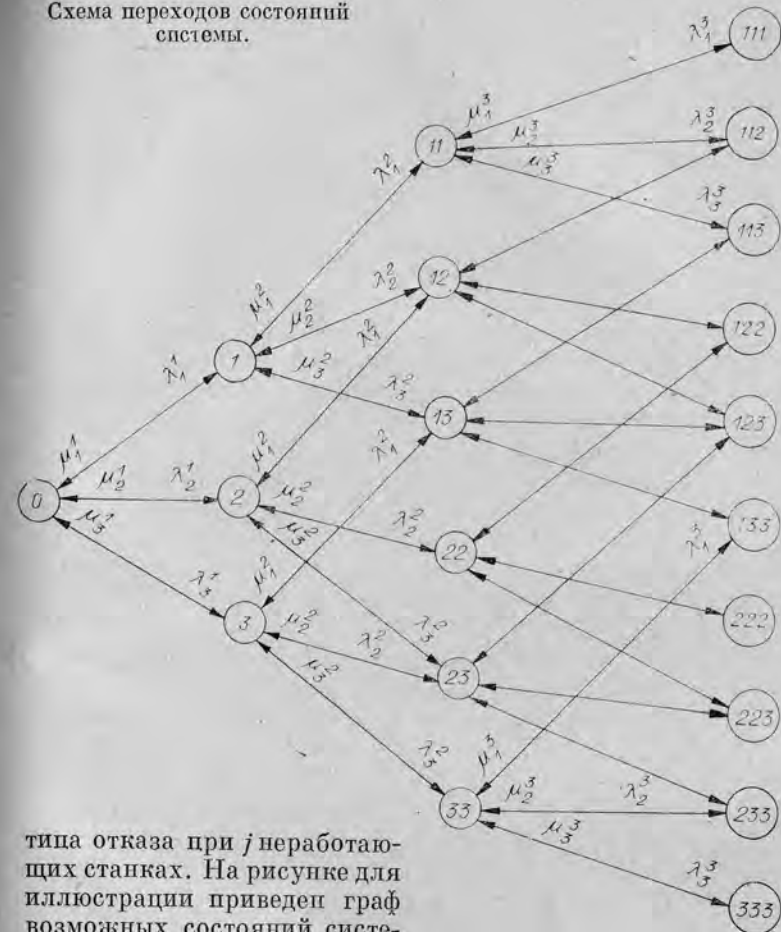
или более компактно

$$N = C_{n+3}^3.$$

Так, для случая $n = 3$ получаем $N = 20$, для $n = 8$ будет $N = 165$.

Обозначим через λ_i^j интенсивность воздействия (т. е. среднее число воздействий на систему в единицу времени) i -го типа ($i = 1, n$), приводящего к простоям j станков ($j \leq 3$), а через μ_i^j интенсивность восстановления i -го

Схема переходов состояний системы.



типа отказа при j неработающих станках. На рисунке для иллюстрации приведен граф возможных состояний системы для случая $n = 3$.

В общем случае при произвольном n граф возможных состояний будет иметь аналогичную структуру. Здесь мы видим, что все состояния системы разбиты на этапы в зависимости от числа простаивающих станков, причем связи между состояниями идут последовательно от этапа к этапу, и нет связей, идущих через этап, например от состояния с простоем одного станка к состоянию с простоем трех станков, минуя простой двух. Это можно обосновать тем, что отказ трех станков одновременно не происходит, а происходит постепенно: сначала один, потом два, потом три станка.

Как уже отмечалось, приняты предположения о том,

что режим работы партии устоявшийся и интенсивности потоков возмущающих событий постоянны летом и зимой.

Если обозначим через P_h предельную вероятность пребывания системы в состоянии h , т. е. в установившемся режиме, то при заданных λ_i^j и μ_i^j можно составить систему линейных уравнений Колмогорова для нахождения значений P_h , $h \in H$. Для случая $n = 3$ указанная система имеет вид

$$\left(\sum_{j=1}^3 \lambda_i^j \right) P_0 = \sum_{j=1}^3 \mu_i^j P_j; \quad (1)$$

$$\left(\mu_i^1 + \sum_{i=1}^3 \lambda_i^2 \right) P_i = \lambda_i^1 P_0 + \sum_{j=1}^3 \mu_i^2 P_{ij}, \quad (i = \overline{1,3}, P_{ij} = P_{ji}); \quad (2)$$

$$\left(\mu_i^2 + \sum_{i=1}^3 \lambda_i^3 \right) P_{ii} = \sum_{j=1}^3 \mu_i^3 P_{ij} + \lambda_i^2 P_i \quad (i = \overline{1,3}, P_{ij} = P_{ji} = \dots), \quad (3)$$

$$\left(\mu_k^2 + \sum \lambda_i^3 \right) P_{ik} = \sum_{j=1}^3 \mu_i^3 P_{ijk} + \lambda_i^2 P_k \quad (i \neq k, P_{ijk} = P_{ikj} = \dots) \quad (4)$$

$$\left(\mu_i^3 + \mu_k^3 \right) P_{ikh} = \lambda_k^3 P_{ik} + \lambda_i^3 P_{kh} \quad (i \neq k, P_{ikh} = P_{ihk} = P_{hii}), \quad (4)$$

$$\left(\sum_{l=1}^3 \mu_l^3 \right) P_{123} = \lambda_1^3 P_{23} + \lambda_2^3 P_{13} + \lambda_3^3 P_{12}; \quad (4)$$

$$P_0 + \sum_{i=1}^3 P_i + \sum_{i,j=1}^3 P_{ij} + \sum_{i,j,k=1}^3 P_{ijk} = 1. \quad (5)$$

Отметим, что данная система уравнений может быть легко трансформирована для произвольного числа h возмущающих факторов. Для этого надо в формулах (1)–(5) заменить предел суммирования до числа h , а в группе уравнений (4) рассмотреть вместо третьего уравнения более общий вид

$$\left(\sum_{l=1}^n \mu_l^3 \right) P_{ijk} = \sum_{i,j,k=1}^n \lambda_i^3 P_{jkh} \quad (i \neq j \neq k, P_{ijk} = P_{ikj} = \dots).$$

Таким образом, имеем в общем случае систему, состоящую из $(N + 1)$ уравнений с N неизвестными. При $n = 3$

получаем 21 уравнение с 20 неизвестными. Можно показать, что уравнение (1) является линейной комбинацией остальных уравнений и поэтому может быть отброшено. Найти явное выражение для вероятностей P_h через значения λ_i^j , μ_i^j трудно, но при конкретных значениях этих параметров система решается на ЭВМ для достаточно большого N .

Обозначим через π_h^r r -й (из рассматриваемого множества R) показатель, характеризующий эффективность функционирования системы в состоянии h . В качестве r могут быть выбраны, например, средняя производительность буровой бригады в данных условиях, прирост запасов, прибыль на один погонный метр бурения и т. д. Используя значения вероятностей P_h для каждого состояния системы $h \in H$, можем записать математическое ожидание r -го показателя:

$$\pi^r = \sum_{h \in H} \pi_h^r \times P_h, \quad r \in R. \quad (6)$$

Одной из основных целей построения модели является получение показателей π^r . По значениям этих показателей можно судить о качестве функционирования системы. Показатели π_h^r рассчитываются для каждого состояния прямым счетом через нормативы, технические характеристики оборудования и условия разведываемого месторождения.

Из системы уравнений (1)–(5) вытекает, что искомые вероятности P_h являются функциями параметров λ_i^j и μ_i^j . Следовательно, управление показателями качества функционирования системы сводится в конечном счете к управлению параметрами λ_i^j и μ_i^j .

Относительно параметров λ_i^j , μ_i^j могут быть обоснованно приняты следующие предположения:

А. Поток возмущений по любому действующему на систему фактору пропорционален числу станков в ней, находящихся в рабочем состоянии. Это означает, что для рассматриваемой системы

$$\lambda_i^1 = m \lambda_i; \quad \lambda_i^2 = (m - 1) \lambda_i; \quad \lambda_i^3 = (m - 2) \lambda_i,$$

где λ_i — интенсивность воздействия i -го фактора на один станок; m — число станков в партии.

В силу того, что мы предполагаем поток возмущений простейшим, λ_i выражается как

$$\lambda_i = \frac{1}{t_{\delta i}},$$

где $t_{\delta i}$ — среднее время безотказной (относительно i -го фактора) работы одного.

Б. За значения μ_i^j примем рассчитанные по нормативам средние периоды устранения простоев, вызванных той или другой причиной. В конечном итоге значения μ_i^j зависят от мощности соответствующих служб обслуживающей подсистемы. Варьирование мощностями равносильно управлению показателями μ_i^j .

Из предположения А вытекает, что способы управления показателями λ_i^j состоят в управлении количеством станков (т. е. маневрировании масштабами производственной подсистемы во времени). Надо отметить, что параметры формируются в основном вне системы: обрыв или прихват инструмента, обвал в стволе скважины, связанные как с изменчивостью горной структуры, так и с качеством используемого оборудования; перебои в материальном снабжении и т. д. Следовательно, управление параметрами λ_i^j выводит нас за рамки рассматриваемой системы, а поэтому будем в данной работе считать, что λ_i^j априори заданы и управлению не подлежат.

Относительно λ_i^j надо сделать еще одно замечание. Из существующих отчетных данных мы не можем непосредственно получить значения λ_i^j . Тогда в задаче (1)–(6) нам необходимо восстановить не только значения вероятностей P_h , $h \in H$, но и параметры переходных процессов. Таким образом, мы имеем систему N нелинейных уравнений (2)–(4) с $(N + n)$ неизвестными. Очевидно, что такая задача может иметь бесконечное число решений. Существующие отчетные данные позволяют выявить среднее время простоя $\bar{\Phi}_i$ по i -й причине. Используя значения $\bar{\Phi}_i$, можем записать дополнительную систему из n уравнений

$$\bar{\Phi}_i = \mu_i^{-1} \left(P_i + 2P_{ii} + 3P_{iii} + \sum_{i \neq j} P_{ij} + 2 \sum_{i \neq j} P_{iij} + \sum_{i \neq j, h} P_{ijh} \right), \quad (i = \overline{1, n}),$$

где μ_i^{-1} — среднее время восстановления $t_{i\delta}$ простоя из-за i -го фактора.

Запишем эту же систему как

$$\bar{\Phi}_i \mu_i = P_i + 2P_{ii} + 3P_{iii} + \sum P_{ij} + 2P_{iij} + \sum P_{ijk}, \quad (i \neq j, k; i = \overline{1, n}), \quad (7)$$

Рассмотрение системы (2)–(5), (7) позволяет ставить вопрос о единственности ее решения. Приближенное решение ее на ЭВМ было найдено по методу Ньютона [2].

Для решения задачи (1)–(5), (7) при $m = 9$ был применен метод Ньютона (метод приближенного решения систем нелинейных уравнений). Расчет был проведен на ЭВМ ЕС-1033.

Реализация модели на ЭВМ позволила получить вероятности пребывания системы в том или другом состоянии P_h , $h \in H$, а также значения λ_i — интенсивности воздействия i -го фактора на простой станка. Зная λ_i , можно определить и λ_i^j — интенсивность воздействия i -го фактора, приводящего к простоям j станков. Определив λ_i^j , формируем серию линейных задач типа (1)–(5) для разного количества станков в бригаде и различных интенсивностей обслуживающей подсистемы. Получив искомые вероятности состояний P_h , $h \in H$, при разных значениях μ_i и числе станков, проведем расчет экономических показателей, на основе которых сделаны выводы об улучшении организационной структуры геологоразведочных работ. В качестве основных экономических показателей работы геологоразведочной партии были приняты следующие: выполнение плана по бурению (колонковое бурение в погонных метрах); выработка (производительность) одного станка; фонд заработной платы; объем прибыли от бурения и др.

На основе сопоставления плановых и фактических показателей проводится сравнительный анализ различных организационных структур геологоразведочной партии. Основываясь на полученных из модели данных, подсчитывают математические ожидания выполнения экономических показателей работы буровых бригад при различных организационных структурах.

Как уже говорилось, одним из аспектов анализа было рассмотрение вопроса о структуре производственной подсистемы (т. е. анализа работы буровых станков при разном их количестве в буровой бригаде). Расчеты были проведены для диапазона от двенадцати до шести станков в бригаде. Они показывают, что увеличение интенсивностей обслуживания неработающих станков приводит к тому, что ожидаемое (среднее) количество работающих станков увеличивается для любого числа станков в бригаде. В идеальных условиях все станки должны находиться в рабочем состоянии. Но так как в реальных условиях это недостижимо, то мы должны стремиться максимально использовать имеющиеся станки. С этой точки зрения наиболее

оптимальным является вариант использования в бригаде 6 станков (что в принципе соответствует реальным изменениям, которые сейчас происходят в Якутском территориальном геологическом управлении). Расчеты показали, что буровые бригады, имеющие 9,8 и 7 станков, по основным экономическим показателям работы занимают промежуточное место между бригадами с 12 и 6 станками.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев А. М., Кусов Т. Р., Соколов В. Г. Вопросы моделирования оптимальной структуры геологоразведочных работ. — В кн.: Учет стохастичности при оптимизации отраслевых систем. Новосибирск, 1980.
2. Демидович Б. П., Марон П. А. Основы вычислительной математики. М.: Наука, 1970.

А. В. БЕККЕР, В. А. ЛОСЬ

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ КЛАССИФИКАЦИИ ПРИ ФОРМИРОВАНИИ СТРУКТУРЫ АППАРАТА УПРАВЛЕНИЯ СТРОИТЕЛЬНОГО ТРЕСТА

Постепенная централизация функций управления и интенсификация управленческого труда под влиянием как объективных, так и субъективных факторов привели в последние годы к существенному изменению содержания работы аппарата управления строительных трестов. Новое содержание управленческого труда уже не укладывается в рамки старой организационной формы, регламентируемой существующими типовыми структурами и штатами.

Прямым следствием такой ситуации являются частые перестройки организационной структуры аппарата управления в действующих трестах. В связи с отсутствием конструктивных методов синтеза оптимальных организационных структур такие перестройки на практике осуществляются на основании интуиции и опыта. А это часто приводит к негативным последствиям как в экономическом, так и в социальном плане.

Аппарат управления крупного строительного треста (объединения) как объект исследования представляет собой сложную организационную систему. Для нее, как и для любой подобной системы, характерна несводимость структуры к какой-либо одной иерархии.

Выбор совокупного оптимального состояния из множества возможных состояний каждой из иерархий невозможен без формализованного описания и применения ЭВМ. Изоморфизм такого описания может быть достигнут путем применения системы моделей, сочетающей дескриптивные и нормативные модели [1]. Каждая из них при этом рассматривается как модель структуризации аппарата управления по одному из указанных выше аспектов.

Исходной и основной в системе моделей является нормативная модель функциональной структуризации, представленная в настоящей работе. Ее особенностью является применение алгоритмов классификации, базирующихся на «натуральном» показателе тесноты связей функций управления — показателе затрат управленческого труда на кооперацию их выполнения или на кооперацию управления. Это позволяет определить эффект от оптимизации непосредственно в сокращении этих затрат.

Следует отметить, что для проектирования оптимальной ОСАУ мы предусматриваем возможность применения и одной модели функциональной структуризации. В этом случае учет целевого и других аспектов осуществляется путем внешнего дополнения этой модели.

В состав затрат на кооперацию управления включаются затраты рабочего времени на связи внутри аппарата управления, необходимые для обеспечения согласованной совместной работы ИТР и служащих, а также потери рабочего времени, возникающие при реализации этих связей. Кроме того, могут быть учтены и затраты на внешнюю кооперацию, которые мы предусматриваем выделять при формировании многоуровневой системы управления. Это затраты на связи кооперации с выше- и нижестоящими органами управления данной системы, а также с другими органами управления.

В качестве нормативной модели функциональной структуризации аппарата управления рассмотрим модель разбиения множества элементов на подмножества.

Имеется множество из N функций управления $\Phi = \{\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_N\}$. Задана трудоемкость каждой функции q_1, q_2, \dots, q_N . Для всех функций $\Phi_i \in \Phi$ и $\Phi_j \in \Phi, i \neq j$, имеется матрица парных связей¹

¹ Матрица парных связей рассчитывается по дескриптивной модели, в данном случае по регрессионной зависимости затрат на кооперацию от числа и объема признаков сочетаемых функций управления.

$$R = ||r_{ij}||, \quad i, j \in I, \quad r_{ij} = r_{ji}, \quad (1)$$

где r_{ij} — затраты на кооперацию объединяемых в одну группу (класс) функций с индексами i и j ;

I — множество индексов всех функций управления, принадлежащих множеству Φ , $I = \{1, 2, \dots, N\}$.

Расчетные величины r_{ij} в матрице R скорректированы с учетом целевого и других аспектов. Так, затраты r_{ij} могут быть настолько большими, что при последующем применении алгоритма соответствующие две функции не попадут в одну группу и т. п.

Множество функций управления Φ необходимо разбить на m непересекающихся подмножеств-групп τ_l ($l = \overline{1, m}$, где L — множество индексов групп функций управления, $L = \{1, 2, \dots, m\}$), так, чтобы затраты на кооперацию управления были минимальными и чтобы суммарная трудоемкость функций управления в группе (Q_l) находилась в пределах заданных границ ($\check{Q}_l \leq Q_l \leq \hat{Q}_l$).

При такой общей формулировке задачи функциональной структуризации ее корректная математическая постановка невозможна. Поэтому мы рассмотрим три частных постановки подобной задачи, отвечающие наиболее часто встречающимся на практике ситуациям.

В первых двух постановках (А и В) задача сводится к последовательному выделению из неупорядоченного множества функций управления групп (классов), элементы в которых «близки» друг к другу в некотором смысле. Смысл «близости» будет раскрыт при описании алгоритма.

В третьей постановке (С) задача будет заключаться в членении упорядоченного множества функций на «естественные» группы (классы) тесно связанных функций управления.

Введем обозначения:

i — индекс функции управления, $i = \overline{1, N}$;

l — индекс группы функций управления, $l = \overline{1, m}$;

x_{il} — переменная, принимающая значение 1, если i -я функция принадлежит l -й группе, и 0 в противном случае;

ρ — некоторый порог, рассматриваемый как доля от суммарных затрат на кооперацию управления, $0 < \rho < 1$.

П о с т а н о в к а А. Найти x_{il} ($i = \overline{1, N}$) таким образом, чтобы

$$1^0. \quad x_{il} \in \{0, 1\};$$

$$2^0. \quad \sum_{ij} r_{ij} x_{il} x_{jl} \geq \rho \sum_{ij} r_{ij};$$

$$3^0. \quad \sum_{i=1}^N q_i x_{il} \geq \check{Q}_i; \quad (2)$$

$$\sum_{i=1}^N x_{il} \rightarrow \min.$$

Смысл этой постановки задачи состоит в следующем. Желательно в группу собрать как можно меньше функций управления, но при этом уровень затрат на их кооперацию должен быть близок к заданному (2^0), а общая трудоемкость функций удовлетворяла бы ограничению (3^0).

П о с т а н о в к а В. Найти x_{il} ($i = \overline{1, N}$) такие, что

$$1^0. \quad x_{il} \in \{0, 1\};$$

$$2^0. \quad \sum_{ij} r_{ij} x_{il} x_{jl} \leq \rho \sum_{ij} r_{ij};$$

$$3^0. \quad \sum_{i=1}^N q_i x_{il} \rightarrow \max. \quad (3)$$

При этой постановке предусматривается включение в группу наиболее трудоемких функций управления так, чтобы при этом не превысить заданного уровня затрат на их кооперацию (2^0). Вместо показателя r_{ij} можно применить относительный показатель $r'_{ij} = \frac{r_{ij}}{q_i q_j}$. Кроме того, задачу А можно решать на максимум, а задачу В — на минимум, поменяв в выражениях (2^0) и (3^0) знак неравенства на обратный.

Решив задачу А (или В), выделим одну группу функций управления. Для оставшихся функций опять решается задача А (или В) и т. д., пока не выделится некоторая последовательность групп. Получившаяся классификация (вариант группировки) функций управления зависит от параметра ρ . Меняя этот параметр в пределах от 0 до 1 с некоторым шагом h , получим несколько классификаций. Они будут отличаться объемом затрат на кооперацию управления (R_h). В результате можно построить эмпирическую функцию зависимости R_h от ρ и определить значение последнего — минимизирующее значение R_h .

В окончательной классификации каждой группе функций управления ставится в соответствие организационная подсистема или отдел аппарата управления треста (объединения).

Задачи А и В могут решаться методами нелинейного программирования, что весьма затруднительно при большом размере матрицы R (в нашем случае число функций управления свыше 500). Поэтому для решения этих задач приведем эвристический алгоритм последовательной группировки.

АЛГОРИТМ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ГРУППИРОВКИ

В дальнейшем будем считать, что мы находимся в некотором пространстве, и функцию управления будем называть точкой пространства. Введем в этом пространстве топологию — расстояние между точками. Определим расстояние между точками z_i и z_j как

$$d(z_i, z_j) = d_{ij} = e^{-\frac{r_{ij}^2}{2h^2}}, \quad (4)$$

где h — некоторый положительный параметр.

Если параметр h очень велик, то в пространстве точки z_i и z_j близки. В этом случае $d_{ij} \approx 1$. Если параметр h очень мал, то в пространстве точки z_i и z_j далеки, и в этом случае $d_{ij} \approx 0$.

1. Пусть каким-то образом уже набран класс близких точек. Обозначим их номера через $\{i_1, i_2, \dots, i_k\}$. Здесь k — количество точек, попавших в класс. Находим ближайшую к этим k точкам точку i_{k+1} (ближайшую либо по максимальной сумме $\sum_{j=1}^k d_{ij}^{i_{k+1}}$, либо по максимальному значению величин $d_{ij}^{i_{k+1}}$ для всех $j = \overline{1, k}$). Другими словами, точка — претендент в класс определяется либо по среднему расстоянию ко всем точкам $\{i_1, \dots, i_k\}$, либо по расстоянию к ближайшей точке. Рассчитываем расстояние от точки i_{k+1} ко всем точкам класса. Получаем вектор

$$d_{i_1 i_{k+1}}, d_{i_2 i_{k+1}}, \dots, d_{i_k i_{k+1}}, d_{i_{k+1} i_{k+1}}. \quad (5)$$

Если пронормировать этот вектор, то полученные значения $d'_{i_1 i_{k+1}}, d'_{i_2 i_{k+1}}, \dots, d'_{i_{k+1} i_{k+1}}$ можно интерпретировать как вероятности принадлежности точки i_{k+1} к классу, при условии принадлежности к нему точек $\{i_1, i_2, \dots, i_k\}$.

В том случае, когда для всех точек i_1, i_2, \dots, i_{k+1} примерно одинаково подтверждается гипотеза принадлежно-

сти точки i_{k+1} к классу точек $\{i_1, i_2, \dots, i_{k+1}\}$, эти вероятности мало отличаются от $1/(k+1)$. Поэтому критерием присоединения точки i_{k+1} к имеющейся совокупности k точек может служить показатель избыточности по Шеннону [2]:

$$1 - \frac{H}{H_{\max}} \leq \varepsilon, \quad (6)$$

где H — энтропия совокупности точек (количественная мера неопределенности показателя «близости» точек); H_{\max} — максимально возможная энтропия совокупности точек:

$$H = - \sum_{j=1}^{k+1} d_{ij}^{i_{k+1}} \ln d_{ij}^{i_{k+1}}; \quad (7)$$

$$H_{\max} = - \sum_{i=1}^{k+1} \frac{1}{k+1} \ln \frac{1}{k+1}; \quad (8)$$

ε — заданное положительное число, $0 \leq \varepsilon \leq 1$.

2. После выделения некоторого класса точек процесс повторяется с оставшимися точками. Начинать нужно с пары точек, которая имеет самое большое значение по модулю d_{ij} .

Этот алгоритм позволяет объединять в класс не только компактные образы, но и такие точки, которые соединяются друг с другом посредством перехода по другим точкам.

В реализации алгоритма есть еще один существенный аспект. Присоединение точки $k+1$ может происходить по фиксированному количеству уже присоединенных точек. В том случае, когда присоединяется одна точка, происходит распознавание непрерывных образов.

В настоящем алгоритме два переменных параметра: h и ε . Так, при фиксированном h , если задать $\varepsilon = 0$, то неравенство (6) никогда не выполнится, и все точки попадут в разные классы. При $\varepsilon = 1$, наоборот, неравенство (6) всегда справедливо, и все точки попадут в один класс. Т. е. используя данный алгоритм, можно сначала выделить организационные подсистемы аппарата управления, а затем в каждой из них — отделы и службы.

П о с т а н о в к а С. Найти x_{il} ($i = \overline{1, N}$; $l = \overline{1, 2}$) таким образом, чтобы

$$1^0. x_{il} \in \{0, 1\}, \forall i \in I;$$

$$2^0. \sum_{i \in L} x_{il} = 1, \quad \forall i \in I; \quad (9)$$

$$\left(\sum_{i,j \in I} r_{ij} - \sum_{l \in L} \sum_{i,j \in I, i \neq j} r_{ij} x_{il} x_{jl} \right) \rightarrow \max.$$

Смысл этой постановки состоит в следующем. Необходимо матрицу (1) расчлениить на две матрицы таким образом, чтобы разность между суммой ее элементов и суммой элементов двух новых матриц оказалась максимальной. В этом случае получим две группы функций управления с минимальными затратами на их кооперацию. При определенном упорядочении элементов в исходной матрице первая группа окажется намного больше второй. Для первой группы снова решается задача С и т. д., пока не выделится некоторая последовательность групп. Для решения такой задачи мы приводим эвристический алгоритм естественной группировки.

АЛГОРИТМ ЕСТЕСТВЕННОЙ ГРУППИРОВКИ

В основу данного алгоритма положено упорядочение элементов по их матрице связей, которое описано в [3]. Основная идея его состоит в построении такой последовательности функций управления

$$\Phi_{i_1}, \Phi_{i_2}, \dots, \Phi_{i_N}, \quad (10)$$

для которой выполняется следующее условие: если Φ_{i_v} и $\Phi_{i_{v+l}}$ — тесно связанные функции управления, то функции управления $\Phi_{i_{v+1}}, \Phi_{i_{v+2}}, \dots, \Phi_{i_{v+l-1}}$ входят в эту совокупность.

В дальнейшем наиболее тесно связанной совокупностью (группой) функций управления будем считать такую, затраты на кооперацию которой с другими группами (затраты на межгрупповую кооперацию) или же суммарные затраты на межгрупповую и внутригрупповую кооперацию управления будут минимальными.

Введем некоторые обозначения:

I — множество индексов функций управления $\{1, 2, \dots, N\}$;

I_j — множество индексов упорядоченных функций управления $\{i_1, i_2, \dots, i_k, \dots, i_N\}$, где $j = 1, 2, \dots, k, \dots, N$; $i_N = N$;

I_k — множество индексов, упорядоченных на k -м шаге функций управления $\{i_{1k}, i_{2k}, \dots, i_{k_k}\}$, $I_k < I$;

V_k — дополнение I_k к $I(I/I_k)$ — множество индексов, неупорядоченных на k -м шаге функций управления.

Алгоритм упорядочения функций управления в соответствии с последовательностью (10) сводится к следующим процедурам.

1. Из множества функций управления Φ по матрице парных связей (1) выбираются две наиболее тесно связанные функции управления, т. е. выбираются

$$\Phi_{i_1}, \Phi_{i_2} \in \Phi \mid r_{i_1 i_2} = \min_{i,j \in I, i \neq j} r_{ij}. \quad (11)$$

2. Пусть первые k функций управления последовательности $\Phi_{i_1}, \Phi_{i_2}, \dots, \Phi_{i_k}$, где $k \geq 2$, тогда из оставшихся $N - k$ функций управления выбирается функция управления $\Phi_{i_{k+1}}$, наиболее близкая к уже включенным в последовательность, т. е.

$$i_{k+1} \in V_k \mid \sum_{i=1}^k r_{ij}^{i_{k+1}} = \min_{i \in I_k, v \in V_k, i \neq v} \sum_{i=1}^k r_{iv}. \quad (12)$$

3. Исходная матрица парных связей (1) преобразовывается в соответствии с последовательностью (10)

$$R^* = \begin{vmatrix} r_{i_1 i_1} & \dots & r_{i_1 i_N} \\ \dots & \dots & \dots \\ r_{i_N i_1} & \dots & r_{i_N i_N} \end{vmatrix}, \quad (13)$$

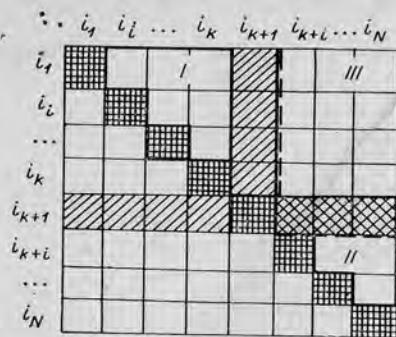
где $r_{i_k i_l} = r_{i_l i_k}$, $r_{i_j i_j} = 0$, $i, j = 1, 2, \dots, k, l, \dots, N$.

После выполнения этих шагов алгоритма наиболее тесно связанные группы функций управления получают естественным образом. Остается только определить их границы в установленной последовательности (10).

Рассмотрим преобразованную матрицу парных связей R^* . Матрица является симметричной относительно главной диагонали, поэтому дальше будем рассматривать элементы, находящиеся только над этой диагональю.

Пусть множество функций управления будет расчленено на две группы: $\Gamma_1 = \{\Phi_{i_1}, \Phi_{i_2}, \dots, \Phi_{i_k}\}$ и $\Gamma_2 = \{\Phi_{i_{k+1}}, \Phi_{i_{k+2}}, \dots, \Phi_{i_N}\}$. Тогда указанные элементы матрицы окажутся разбиты на три совокупности (I, II, III на рисунке, границы выделены сплошной жирной линией). Сумма элементов первой совокупности будет характеризовать группу Γ_1 , второй совокупности — Γ_2 . Сумма элементов третьей совокупности окажется отсеченной.

Задача в данном случае заключается в определении такой граничной функции $\Phi_{i_{k+1}}$ чтобы сумма элементов «от-



Разбиение матрицы парных связей.

«отсекаемой» части была максимальной или, что одно и то же, общая сумма элементов первой и второй совокупностей была минимальной.

В матрице R^* главная диагональ отсекает каж-

дую строку относительно элемента r_{ijj} на две части: левую и правую. Обозначим сумму элементов строки i_j , расположенных слева от элемента r_{ijj} , через R_{ij}^n , а сумму элементов, расположенных справа от элемента r_{ijj} , — через R_{ij}^p . В нашем случае элементы в матрице R^* расположены в порядке возрастания их величин от $r_{i_1 i_1}$ к $r_{i_1 i_N}$ и $r_{i_N i_1}$. Поэтому всегда будет иметь место соотношение, если

$$R_{ij}^n > R_{ij}^p, \text{ то и } R_{i_{j+1}}^n > R_{i_{j+1}}^p. \quad (14)$$

Заметим также, что при дополнении группы Γ_1 функций $\Phi_{i_{h+1}}$ и, естественно, при исключении ее из состава группы Γ_2 , величина $R_{i_{h+1}}^n$ дополнит сумму элементов первой совокупности, а величина $R_{i_{h+1}}^p$ вычтется из суммы элементов второй совокупности и дополнит сумму элементов «отсекаемой» совокупности (на рисунке новые границы показаны штриховой линией). Таким образом, значение суммы элементов «отсекаемой» части достигнет максимума на k -м шаге, если для функции $\Phi_{i_{h+1}}$ окажется $R_{i_{h+1}}^n > R_{i_{h+1}}^p$. Поэтому алгоритм «естественной» группировки дополняется следующими шагами.

4. В преобразованной матрице R^* определяется сумма элементов левой и правой части каждой i_j -й строки относительно элемента r_{ijj} по формулам

$$R_{ij}^n = \sum_{v=1}^{j-1} r_{ijv}, \quad (15)$$

$$R_{ij}^p = \sum_{v=j+1}^N r_{ijv}, \quad \forall j = 1(1)N, \quad (16)$$

где i — исходный номер функции управления в матрице R ;

j — номер строки матрицы R^* , соответствующий номеру функции управления в этой матрице;

v — номер элемента в j -й строке матрицы, $v = 1(1)N$.

5. Устанавливаются первые k функций управления $\Phi_{i_1}, \Phi_{i_2}, \dots, \Phi_{i_k}$, для которых выполняется условие

$$R_{ij}^n - R_{ij}^p < 0, \quad \forall j = 1(1)k. \quad (17)$$

6. Оставшиеся $N - k$ функций управления включаются в группу Γ_m , и определяются затраты на их кооперацию по формуле

$$R(\Gamma_m) = \frac{1}{N - k - 1} \sum_{j=k+1}^{N-1} \sum_{v=j+1}^N r_{ijv}, \quad (18)$$

где N — общее число функций управления в матрице; k — число функций управления, для которых выполняется условие (17).

7. Для первых k функций управления, не вошедших в группу Γ_m , строится усеченная матрица R^{**} , аналогичная матрице R^* , и повторяются 4, 5 и 6-й шаги алгоритма. В результате определяется состав группы Γ_{m-1} и затраты на кооперацию включенных в нее функций управления.

8. Повторяются 4, 5, 6 и 7-й шаги алгоритма до тех пор, пока для всех функций управления в усеченной матрице R^{**} не будет выполняться условие (17).

9. Определяются затраты на кооперацию функций управления, включаемых в первую группу, по формуле

$$R(\Gamma_1) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^{k-1} \sum_{v=j+1}^k r_{ijv}, \quad (19)$$

где k — число функций управления, включаемых в группу Γ_1 .

10. Определяются общие затраты на кооперацию всех функций управления по формуле

$$R(\Phi) = \sum_{l=1}^m R(\Gamma_l), \quad (20)$$

где l — номер группы функций управления.

Решение возникшей в условиях практики строительства проблемы проектирования оптимальной ОСАУ возможно лишь при формализованном описании аппарата управления и применении для реализации машинных программ и ЭВМ. Достаточно эффективным инструментом

проектирования ОСАУ может служить описанная в настоящей работе модель функциональной структуризации при незначительном ее внешнем дополнении. Разработанная модель имеет определенные преимущества по сравнению с уже существующими и может служить инструментом не только функциональной, но и целевой, информационной структуризации аппарата управления, т. е. составлять основу для полной системы моделей проектирования ОСАУ.

ЛИТЕРАТУРА

1. Математика и кибернетика в экономике. М.: Экономика, 1975.
2. Шеннон К. Работы по теории информации и кибернетики. М.: ИЛ., 1963.
3. Беккер А. В., Лукацкая М. Л. О математико-статистических методах анализа матрицы коэффициентов связи объектов (признаков). — В кн.: Применение экономико-математических методов в управлении производством. Курган, 1972.

Д. А. МАРЧЕНКО, В. Н. РАССАДИН,
П. С. САПОЖНИКОВ, М. А. ЯГОЛЬНИЦЕР

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ФОРМИРОВАНИЯ УДЕЛЬНЫХ КАПИТАЛЬНЫХ ВЛОЖЕНИЙ В НЕФТЕДОБЫВАЮЩЕЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Наиболее полные и достоверные результаты при анализе тех или иных производственно-хозяйственных ситуаций дает использование в едином комплексе как формальных, так и неформальных логических методов и приемов, т. е. в высшей степени результативным становится комбинированный гибридный подход при построении экономико-статистических моделей (ЭСМ).

Использование гибридных конструкций не только расширяет спектр свойств ЭСМ и их реализуемость, но самое, пожалуй, существенное — применение гибридных моделей дает возможность исследовать и решать некоторые экономические задачи, вообще не поддающиеся решению с помощью традиционных ЭСМ.

Так, в нефтедобывающих районах при анализе технико-экономических факторов в ситуациях падения добычи

нефти закономерно уменьшение приростов добычи при увеличении приростов капитальных вложений и основных промышленно-производственных фондов.

По объединению «Татнефть» основные промышленно-производственные фонды с 1970 по 1979 г. выросли почти в два раза, а добыча нефти против 1970 г. снизилась до 88,2%. Поэтому попытка построить ЭСМ традиционными методами обречена на неудачу, необходимо провести предварительное преобразование показателей, отбираемых для выявления тенденций в формировании удельных капитальных вложений.

Идея использования методов гибридизации для придания моделям необходимых свойств репрезентативности в практике экономико-статистических исследований нова. Так, любую модель временного ряда, в которой совместно описываются как систематические, так и нерегулярные компоненты, уже можно трактовать как простейшую форму гибридной модели. Можно утверждать, что не существует чисто формальных эконометрических прогнозов, адекватно отражающих сложившиеся темпы и пропорции в поведении тех или иных экономических и технико-экономических показателей.

Как правило, исследователь наряду с формальными процедурами всегда использует различные неформальные приемы. Если посмотреть на проблему шире, то можно утверждать, что формальный аппарат, используемый при построении и решении любой ЭСМ, нельзя строго отнести к определенному узкому разделу прикладной математики. Обычно чисто формальные методы сочетаются с эвристическими приемами и непосредственным участием человека на всех этапах расчетов и интерпретации результатов моделирования.

Применение методов экономико-статистического анализа для исследования условий формирования удельных капитальных вложений в нефтедобывающей промышленности позволяет формировать цели развития данной отрасли на перспективу, способствует построению модели типа «вход — выход», которая учитывает вероятностные свойства исходной информации. Наличие элементов неопределенности, обусловленное стохастическим характером процессов планирования и управления сложными отраслевыми системами, необходимость их учета потребовали выделить области наибольшего проявления неопределенности, изучить ее характер и специфические методы учета на региональном уровне, т. е. на уровне нефтедобывающих объединений.

Величина удельных капитальных вложений, приходящихся на единицу новой мощности, зависит от сложившихся или планируемых технико-экономических показателей, определяющих качественную сторону производства и характеризующих условия развития отрасли в том или ином нефтедобывающем районе.

К таким показателям относятся дебиты новых скважин, объемы и скорости проходки разведочного и эксплуатационного бурения, способы эксплуатации скважин и ряд других.

Ряд показателей может быть количественно измерен, что позволяет проследить их вариацию за определенный промежуток времени и увязать ее с динамикой удельных капитальных вложений.

Некоторые показатели, влияющие на величину капитальных затрат, не могут быть строго количественно измерены, например: общая обустроенность района, его географическое положение, климатические условия в полном объеме. Но для каждого района или для каждого нефтедобывающего объединения они малоизменчивы, поэтому формирование удельных капитальных вложений в регионе можно изучать, анализируя экономические, технологические и организационные факторы, присущие данному объединению как целостному хозяйственному организму.

Прежде всего эти показатели должны входить в число планируемых по отрасли (утверждаемых или расчетных), по которым имеется официальная статистическая отчетность. Это необходимо для создания качественно однородных статистических совокупностей при решении одинаково поставленных задач для различных регионов.

При решении вопроса о наборе показателей, которые влияют на формирование удельных капитальных вложений, желательно было бы отобрать факторы, не имеющие взаимосвязей и характеризующие одну из сторон капитальных затрат.

Однако в экономике (особенно в пределах одной отрасли) таких факторов нет. Все экономические показатели в той или иной степени находятся во взаимной зависимости и обуславливают друг друга.

Поэтому при построении ЭСМ формирования удельных капитальных вложений необходимо по возможности ориентироваться на те факторы (показатели производства), которые имеют наибольшую тесноту связи (коэффициент корреляции) с результативным признаком (удельными

затратами) при наименьшей тесноте связи между самими факторами.

Исходя из этого были отобраны следующие показатели:

c_1^t — ввод новых скважин, скв.;

c_2^t — средний дебит новых скважин, т/скв.-месяц;

c_3^t — проходка разведочного бурения, тыс. м;

c_4^t — проходка эксплуатационного бурения, тыс. м;

c_5^t — скорость разведочного бурения, м/станко-месяц;

c_6^t — скорость эксплуатационного бурения, м/станко-месяц;

c_7^t — капитальные вложения в нефтепромысловое строительство, млн. руб.

Важным условием, от которого зависит качество расчетов, является определение приоритета отобранных для модели факторов. Существо вопроса заключается в том, что теснота связи между результативным признаком и второстепенными факторами, влияющими на его формирование, может случайно (по отдельным объединениям и периодам) оказаться выше, чем связь, определившаяся по основным факторам. В этом случае «чистые» методы математической статистики не дадут правильного отражения сложившейся зависимости результативного признака от учтенных в расчете показателей производства.

Искаженные результаты могут быть получены и при учете в модели большого количества факторов, в разной степени влияющих на формирование удельных затрат, особенно если число наблюдений ограничено, а направление влияния заранее не известно.

Поэтому до построения ЭСМ произведены предварительные преобразования отобранных показателей производства, которые учитывают не только статистические требования к формированию исходной информации, но и логические, т. е. уже в стадии предварительной постановки предусмотрен гибридный характер задачи.

На основе показателей $c_1^t - c_7^t$ была предложена следующая их алгоритмическая модификация. Необходимо предварительно найти:

c_8^t — среднесуточный дебит новых скважин:

$$c_8^t = \frac{c_2^t}{30};$$

c_9^t — новую мощность по добыче нефти:

$$c_9^t = c_1^t c_8^t \frac{365 \times 0,95}{1000};$$

c_{10}^t — удельные капитальные вложения на 1 т новой мощности:

$$c_{10}^t = \frac{c_7^t}{c_9^t} \times 1000;$$

$c_n^{T_t}$ — средневзвешенный за 10 лет дебит новых скважин:

$$c_n^{T_t} = \frac{\sum_t^{t+9} c_1^t c_8^t}{\sum_t^{t+9} c_1^t};$$

$c_{12}^{T_t}$ — средневзвешенные за 10 лет удельные капитальные вложения на 1 т новой мощности:

$$c_{12}^{T_t} = \frac{\sum_t^{t+9} c_t^t}{\sum_t^{t+9} c_9^t} \times 1000;$$

c_{13}^t — количество отработанных станко-месяцев:

$$c_{13}^t = \left(\frac{c_3^t}{c_5^t} + \frac{c_4^t}{c_6^t} \right);$$

c_{14}^t — количество отработанных станко-месяцев, приходящихся на 1 т новой мощности:

$$c_{14}^t = \frac{c_{13}^t}{c_9^t};$$

$c_{15}^{T_t}$ — средневзвешенное за 10 лет количество отработанных станко-месяцев, приходящихся на 1 т новой мощности:

$$c_{15}^{T_t} = \frac{\sum_t^{t+9} c_{13}^t}{\sum_t^{t+9} c_9^t};$$

c_{16}^t — отношение средневзвешенного за 10 лет дебита новых скважин к дебиту $t + i$ года:

$$c_{16}^t = \frac{c_{11}^{T_t}}{c_8^t};$$

c_{17}^t — отношение количества отработанных станко-месяцев в $t + 1$ году, приходящихся на 1 т новой мощности, к средневзвешенной за 10 лет:

$$c_{17}^t = \frac{T_t}{c_{14}^t c_{15}^t}.$$

После того как проведены вычисления по вышеприведенным формулам с использованием метода наименьших квадратов, строится следующая система уравнений и решается для каждого десятилетнего периода (данные взяты с 1951 по 1979 г.):

$$\begin{aligned} a_0 + a_1 \sum c_{16}^t + a_2 \sum c_{17}^t &= \sum c_{10}^t, \\ a_0 \sum c_{16}^t + a_1 \sum (c_{16}^t)^2 + a_2 \sum c_{16}^t c_{17}^t &= \sum c_{10}^t c_{16}^t, \\ a_0 \sum c_{17}^t + a_1 \sum c_{16}^t c_{17}^t + a_2 \sum (c_{17}^t)^2 &= \sum c_{10}^t c_{17}^t. \end{aligned}$$

Отсюда находим a_0 , a_1 и a_2 для 20 десятилетних периодов.

Далее эти параметры рассматриваются как функции в уравнениях множественной регрессии, где независимыми переменными выступает время (t) и отношения $c_{11}^{T_t}/c_{11}^{T_1}$, $c_{15}^{T_t}/c_{15}^{T_1}$:

$$\begin{aligned} a_0 &= b_0 + b_1 t + b_2 \frac{c_{11}^{T_t}}{c_{11}^{T_1}} + b_3 \frac{c_{15}^{T_t}}{c_{15}^{T_1}}, \\ a_1 &= d_0 + d_1 t + d_2 \frac{c_{11}^{T_t}}{c_{11}^{T_1}} + d_3 \frac{c_{15}^{T_t}}{c_{15}^{T_1}}, \\ a_2 &= l_0 + l_1 t + l_2 \frac{c_{11}^{T_t}}{c_{11}^{T_1}} + l_3 \frac{c_{15}^{T_t}}{c_{15}^{T_1}}. \end{aligned}$$

Во всех выражениях T_t — десятилетние периоды, первым годом в которых являются последовательно t -й год, $(t + 1)$ -й, $(t + 2)$ -й и т. д.

Рекомендуемая модель не является простым подбором математической функции, наиболее полно совпадающей с фактической динамикой искомого показателя. Все параметры модели несут определенную смысловую нагрузку.

Так, средние за десятилетия показатели удельных затрат складываются под влиянием средних показателей производства за те же периоды. На величину удельных капитальных затрат влияют отношение средневзвешенного

за 10 лет дебита новых скважин к дебиту каждого года и отношении количества отработанных станко-месяцев в каждом году, приходящихся на 1 т новой мощности, к средневзвешенному показателю за 10 лет.

Отклонения значений показателей в отдельные годы любого десятилетия от среднегодовых предопределили и соответствующие отклонения величины удельных затрат от средних по десятилетию. Анализ отчетных и расчетных величин с 1951 по 1979 г. по всем нефтяным объединениям показывает, что строгой пропорциональной зависимости между изменением этих показателей нет, что пропорционально изменению производственных показателей изменяется лишь определенная часть удельных капитальных вложений.

На базе отчетных данных о показателях производства и капитальных вложений, сложившихся по годам рассматриваемого десятилетия, методами множественной регрессии определяем значения $b_0, b_1, b_2, b_3, d_0, d_1, d_2, d_3, l_0, l_1, l_2, l_3$.

Подстановка найденных значений в уравнения связи превращает их в формулы расчета удельных капитальных вложений, если исходить из планируемых показателей производства и полагать, что доля удельных затрат, изменяемая пропорционально планируемым изменениям этих показателей по отношению к средним их значениям по периоду, постоянна.

Вводя в формулу расчета неизменяемые значения этой доли, мы предполагаем, что все прочие не учтенные в модели факторы не сильно меняются с течением времени, т. е. условия, в которых ведется разработка месторождений (общая обустроенность района, техника, технология, квалификация работающих и т. д.), относительно постоянны.

При краткосрочном планировании такое предположение не отразится на точности расчетов, так как за 1—2 года не может произойти существенных изменений в условиях разработки месторождений. Однако при разработке среднесрочных (пятилетних) и долгосрочных (перспективных) планов на 10—15 лет и более пренебрегать возможными изменениями условий нельзя. Поэтому при построении ЭСМ предусматривается, что они должны включать в себя фактор времени t .

Для того чтобы проследить за изменениями этих параметров во времени, принят временной цикл в 29 лет (с 1951 по 1979 г. включительно). Весь этот период разбит на 20 десятилетних периодов.

По каждому десятилетнему периоду определены среднегодовые капитальные вложения, приходящиеся на единицу новой мощности, и среднегодовые показатели производства, учитываемые в ЭСМ формирования затрат.

По этим данным определены для каждого десятилетнего периода значения параметров уравнений связи, и таким образом получен ряд последовательных значений этих параметров с интервалом в один год.

Полученные по отдельным периодам величины каждого из параметров графически представляют собой ломаные линии, отображающие последовательное изменение их абсолютных значений, происходящее с течением времени.

Замена ломаной линии кривой, подобранной так, чтобы сумма квадратов отклонений ординат ее точек в соответствующие годы от ординат точек ломаной линии была наименьшей, позволяет рассматривать эту кривую как графическое изображение рассматриваемого параметра во времени, выраженное функциональной зависимостью.

Расчеты удельных и общих капитальных вложений, выполненные по описанной методике, показали, что при прогнозировании на длительный период не по всем нефтедобывающим районам получается положительный результат.

Анализ этих результатов приводит к следующему выводу: по нефтедобывающим объединениям, где учитываемые в ЭСМ факторы, такие как приросты новых мощностей по добыче нефти, не имеют отрицательных значений; результаты, полученные по прогнозируемой величине удельных затрат, репрезентативны. Однако при отрицательных значениях ряда факторов расчетные показатели удельных затрат резко искажаются.

В связи с этим в алгоритмы преобразования исходной информации, по которым определяются значения факторов, необходимо внести некоторые коррективы, исключающие получение отрицательных значений. К примеру, показатели прироста станко-месяцев, которые в отдельные годы могут определяться отрицательной величиной, следует заменить отношением количества станко-месяцев данного года к среднегодовому по десятилетнему периоду. Такое отношение может быть как угодно мало, но всегда будет выражаться положительной оценкой.

Предлагаемый принцип преобразования исходной информации исключает возможность получения отрицательных значений прогнозируемых факторов. Это делает возможным применение подобных методов расчетов для любых нефтедобывающих объединений как с растущими пока-

зателями добычи нефти и объемов эксплуатационного бурения, так и со снижающимися количественными и качественными показателями производства.

Данная методика неоднократно опробовалась во Всесоюзном научно-исследовательском институте организации, управления и экономики нефтегазовой промышленности. Прогноз величины необходимых удельных капитальных вложений, осуществленный в 1977 г. на период до 1980 г. включительно, при сравнении с фактическими данными дал отклонение по принятым в расчет нефтедобывающим объединениям от 2 до 10%, что укладывается в ошибку измерения в самом идеальном случае.

М. Х. ХАСАНОВ

УЧЕТ ФАКТОРА НЕПОЛНОЙ ОПРЕДЕЛЕННОСТИ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ ОБУСТРОЙСТВА НЕФТЕПРОМЫСЛОВ

Определение оптимальной структуры народнохозяйственных резервов — сложная экономическая задача. Особую актуальность приобретает проблема формирования резервов на отраслевом уровне.

Выполнением плана отрасли можно управлять на уровне региона. Для того чтобы понять механизм образования резервов нефтедобычи, необходимо структуризовать региональный уровень и рассматривать нижний уровень формирования резервов развития нефтедобычи.

Принятие решений в отраслевой системе на модельном уровне можно представить в виде трехуровневой оптимизационной системы моделей: верхний (отраслевой), средний (региональный), нижний (предприятия, отдельные объекты разработки). Модели каждого уровня служат определенным целям и учитывают условия, обеспечивающие согласованное принятие оптимальных решений. Однако при реализации планов на каком-либо уровне отраслевой системы могут возникать осложнения, которые не учитываются в существующих моделях развития и размещения, например, нефтяной промышленности.

В работах [1, 2] рассматриваются вопросы надежности отраслевых планов нефтяной промышленности. Заметим, что представление отраслевого планирования (в том числе

и резервов) в виде многоуровневой системы позволило бы выделить способы реагирования на отклонения в реализации плана. Эти способы можно использовать для формирования структуры резервов при оптимизации затрат на развитие и функционирование отраслевой системы. Так, например, выделение районов старых (с падающей добычей) и новых (с растущей добычей) требует формирования резервов развития нефтедобычи в новых районах, к которым относится и Западная Сибирь. Между тем уже в Западной Сибири имеются месторождения с падающей (старые) и растущей добычей (новые), открытые месторождения, подготовленные к разработке, неоткрытые месторождения и прогнозные запасы. В соответствии с типом месторождения, его технико-экономическими характеристиками может быть выбран объект для регулирования добычи нефти при отклонениях фактических параметров разработки от плановых (проектных). Как правило, выход на новые площади с бурением оказывается для нефтедобывающих предприятий сложной задачей, поэтому часто идут по пути интенсификации нефтедобычи на разрабатываемых объектах, что, как правило, оказывается экономически более эффективным для нефтедобывающих предприятий на ближайший период (2—5 лет). Этот процесс характерен для уплотнения сетки скважин — главного метода интенсификации добычи нефти. Следовательно, на разных уровнях отраслевой системы нефтедобычи существуют потенциальные резервы для реагирования на те или иные отклонения от первоначально принятых плановых и проектных решений. Эти резервы представляются необходимым элементом современного планирования, обеспечивающего надежное функционирование и развитие отраслевой системы нефтедобычи (схема 1).

Надежность функционирования и развития нефтяного комплекса может быть обеспечена резервами каждой из составляющих его технологических компонент: геолого-разведки (подготовкой запасов), разработки (добычей нефти) и т. д. При этом гармонизация резервов на стыке технологических компонент комплекса — сложная самостоятельная задача.

Подготовка запасов нефти на новых месторождениях — важнейший резерв надежного функционирования и развития нефтяной промышленности. По вопросам рационального соотношения запасов имеется большой объем литературы. В последние годы исследуется проблема оптимизации соотношений между добычей и запасами нефти с использованием экономико-математических моделей и ме-

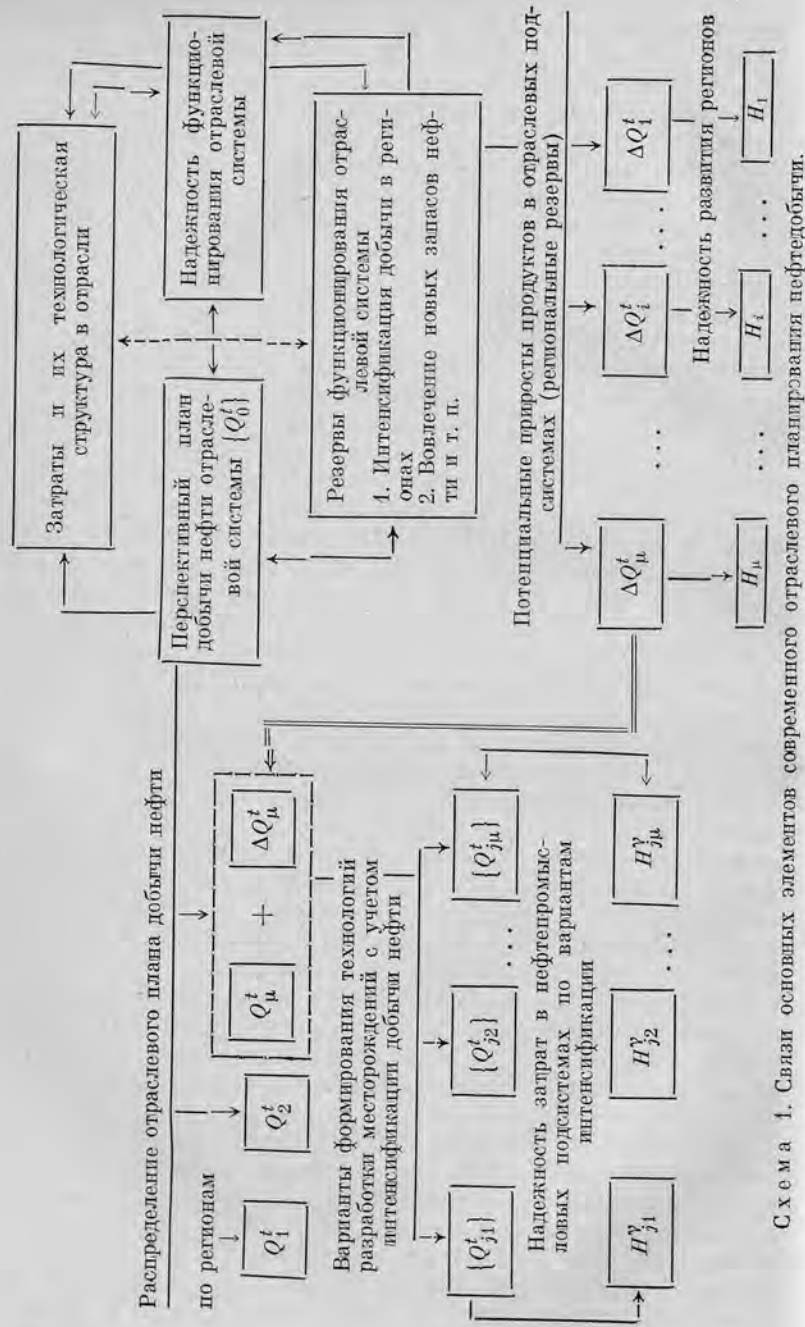


Схема 1. Связь основных элементов современного отраслевого планирования нефтедобычи.

тодов. Представляется, что за объект исследования в оптимизационных расчетах необходимо принять месторождение, а не объем запасов определенной категории, потому что на формирование и выбор эффективного варианта разработки влияет не только величина запасов, но группа геологопромысловых параметров: неоднородность пласта, глубина залегающая залежи и ее гидродинамические особенности и т. п.

Поскольку открытие месторождений с запасами определенного объема и качества нефти — процесс вероятностный, возможны ситуации, когда уровень запасов новых месторождений, подготовленных для разработки, не будет удовлетворять растущие потребности народного хозяйства. В Западной Сибири в 70-х гг. темпы разведки и подготовки крупных месторождений отставали от темпов добычи нефти, и понадобилось использовать технологические резервы разрабатываемых месторождений. Детальное изучение процесса интенсификации добычи нефти на разрабатываемых месторождениях необходимо для обеспечения высокой надежности функционирования нефтяной промышленности.

Известно, что возможности резервирования в технологии разработки исследовались Ю. Е. Батуриным [3]. Для обеспечения надежности добычи нефти предлагалось использовать системы разработки, обладающие запасом прочности. Так, например, выбор пятирядной системы разработки позволяет при прочих равных условиях интенсифицировать добычу нефти, т. е., переходя в случае необходимости к трехрядной, однорядной системам, обеспечивать повышение отбора нефти.

В случае, когда месторождение разбурено в соответствии с технологической схемой и исчерпаны возможности вторичных методов интенсификации добычи нефти — закачка поверхностно-активных веществ, циклическое заводнение, механизированная добыча нефти, исправление допущенных ошибок возможно лишь путем упорядочения уплотнения площади скважинами [4]. Уплотнение сетки скважин проводится на основе изменения технологических схем, принятых ранее, и характерно практически для всех месторождений, но ему не уделено достаточное внимание в литературе по планированию добычи нефти, проектированию нефтепромыслового обустройства. По вопросам оптимизации нефтепромыслового обустройства имеется большой объем литературы, но в ней отсутствует исследование эффективности проектных решений при интенсификации добычи

нефти и связанного с этим вопроса резервирования мощностей нефтепромысловых объектов.

В этой связи мы исследовали влияние уплотнения сетки скважин на различные подсистемы нефтепромыслового обустройства [5]. Высокий удельный вес обустройства в капитальных вложениях в разработку нефтяных месторождений и потенциальная эффективность резервных мощностей в условиях интенсификации добычи нефти на разрабатываемых месторождениях обусловили необходимость выделения и рассмотрения в дальнейшем характеристик надежности вариантов обустройства нефтепромыслов.

Таким образом, мы рассматриваем один из вопросов резервирования — вопрос разработки нефтяных месторождений. При этом нас в основном интересует экономическая эффективность резервных мощностей в обустройстве нефтепромыслов при учете интенсификации добычи нефти в перспективе.

Представляется, что план развития какой-либо производственной подсистемы в современных условиях определяется задачей обеспечения надежности функционирования той системы, в которую она входит.

Анализ проектирования нефтяных месторождений Западной Сибири показал, что изменение технологических решений связано с действием преимущественно двух факторов:

уточнением геологопромысловых данных в процессе эксплуатации залежей нефти;

требованием интенсификации добычи нефти на разрабатываемых месторождениях.

Действие этих факторов в плановом периоде носит характер неполной определенности. Изменение технологических решений приводит к существенному увеличению мощностей объектов нефтепромыслового обустройства и удельных капитальных затрат и требует разработки методов их учета в планировании. Одним из них является определение рациональных резервных мощностей нефтепромысловых объектов.

Будем исследовать возмущающие факторы, внешние по отношению к развивающейся системе. При этом сразу исключим такую постановку задачи, когда резерв добычи нефти в районе рассматривается как плановое задание в обычной схеме «затраты-результаты» по существующей методике, описанной в [6].

В соответствии с эффективностью разработки высокодебитных месторождений погашение воздействий случайных возмущающих факторов будем производить именно

на таких высокоэффективных объектах региона. При этом в условиях ограниченного числа эффективных и подготовленных к разработке запасов (для покрытия дефицита по нефтедобывающему району) предлагается интенсификация добычи нефти путем уплотнения сетки скважин на высокодебитных объектах разработки.

Уплотнение сетки скважин связано с двумя сложностями: технологическими (в части расчета новых технологических вариантов при уплотнении) и экономическими (в условиях технологической многовариантности и неполной определенности будущего состояния разработки конкретного месторождения).

Предлагается в условиях многовариантности и неопределенности представлений об оптимальной технологии разработки оценку проектируемых вариантов нефтепромысловых объектов (НПО) осуществлять по надежности затрат на адаптацию в соответствии с формулой

$$H_{ij}^{\gamma} = 1 - \frac{\sum_{v=1}^{\alpha} P_{vj} \times \Delta K_{ivj}^{\gamma}}{K_{ij}^{\gamma}}; \sum_{v=1}^{\alpha} P_{vj} = 1, 0 \leq P_{vj} \leq 1, \quad \forall i, j, v, \quad (1)$$

где H_{ij}^{γ} — надежность затрат на адаптацию месторождения j по варианту i при учете совокупности возможных переходов его к вариантам v для подсистемы нефтепромыслового обустройства γ ;

K_{ij}^{γ} — затраты капиталовложений при реализации технологического варианта i месторождения j в подсистеме γ ;

P_{vj} — расчетно-аналитическая оценка вероятности реализации технологического варианта v на месторождении j ;

ΔK_{ivj}^{γ} — затраты на адаптацию подсистемы γ к варианту v при реализации варианта i месторождения j .

Смысл производимых по формуле (1) расчетов заключается в том, что принимаемые проектные решения оцениваются по величине отклонения математического ожидания затрат на перестройку (адаптацию) варианта i относительно других вариантов v по каждой нефтепромысловой подсистеме γ или что оценка подсистем γ производится по величине затрат на адаптацию, взвешенных по вероятности принятия технологических решений.

Для практического использования предлагаемого критерия оценки вариантов необходимо проведение ряда ана-

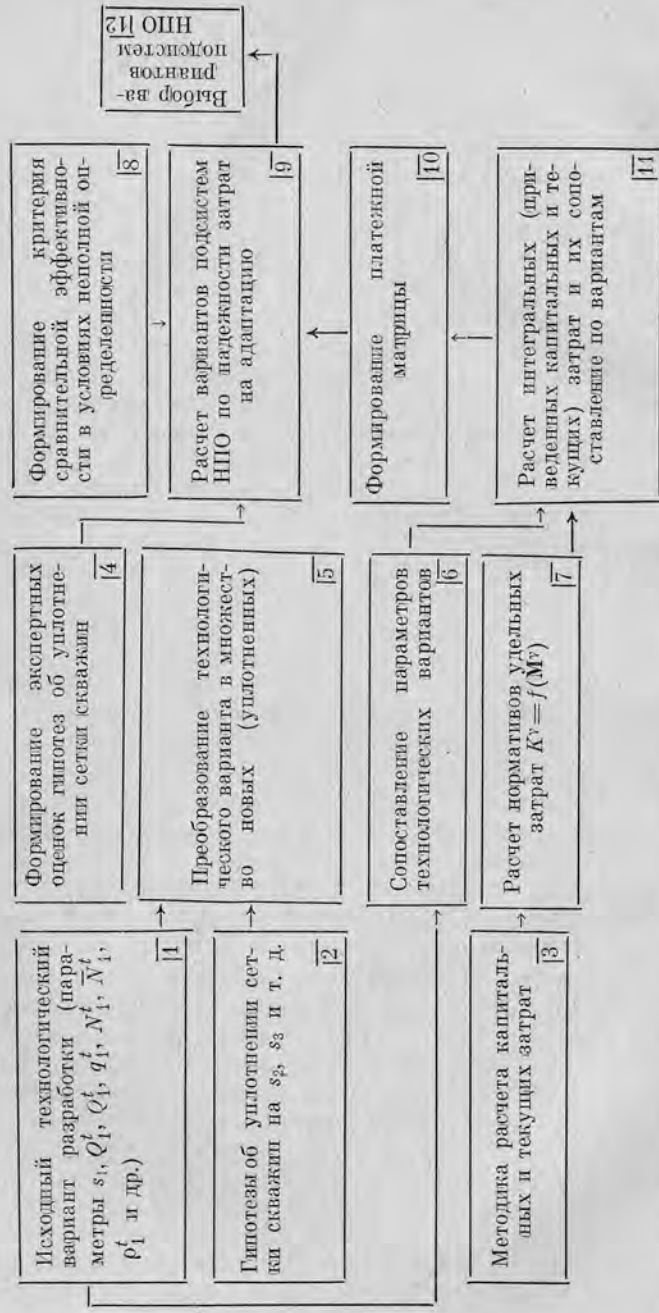


Схема 2. Основные элементы методики обоснования объемов резервных мощностей при проектировании подсистем нефтепромысловых объектов (НПО).

литических и расчетных процедур. Расчетно-аналитические процедуры, изображенные на схеме 2, можно представить как методику обоснования резервных проектных мощностей. Опишем блоки системы процедур.

Блок 1 содержит основные параметры технологической схемы месторождения, вводимого в разработку, формируемые отраслевым институтом.

В блоке 2 предполагается интенсификация добычи нефти путем задания переходов на более плотные сетки скважин (s_i).

Блок 3 отражает зависимость удельных капиталовложений от величины создаваемой проектной мощности.

В блоке 5 рассчитываются новые технологические варианты при уплотнении исходного. Получаемые при этом новые проектные объемы добычи нефти, жидкости, число нефтяных и нагнетательных скважин и другие показатели являются базой для сопоставления технологических параметров (блок 6) и формирования расчетно-аналитических оценок о вероятности принятия в будущем того или иного варианта (блок 4).

При определении значений вероятности принятия того или иного технологического варианта разработки (блок 4) используются статистические значения, полученные автором в ходе анализа проектных решений. Здесь применимы и оценки экспертов — специалистов в области технологии разработки конкретных месторождений, а также значения, получаемые для вариантов региональной задачи планирования развития нефтедобычи.

В блоке 7 осуществляются расчеты удельных капиталовложений на создание мощностей по всем нефтепромысловым подсистемам при использовании зависимостей (блок 3) и технологических параметров вариантов разработки (блок 6).

В блоке 11 рассчитываются и сопоставляются затраты по всем вариантам в разрезе каждой подсистемы нефтепромыслового обустройства. Результаты сопоставлений используются в блоке 10 для формирования платежных матриц, характеризующих абсолютные значения затрат на адаптацию по каждой подсистеме обустройства нефтепромыслов.

Блок 8 характеризует выбор критерия сравнительной эффективности вариантов нефтепромыслового обустройства в условиях неполной определенности технологических изменений параметров разработки. Расчеты по данному критерию производятся в блоке 9 на основании информации, полученной в 4, 10, 11-м блоках.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гужновский Л. П., Соколов В. Г., Хасанов М. Х. Некоторые задачи надежности в системах добычи нефти.— В кн.: Учет фактора неопределенности в отраслевом планировании. Новосибирск, 1979, с. 97—110.
2. Старовойтов С. Н. Вопросы надежности в перспективном планировании развития нефтяной промышленности.— В кн.: Оптимизация развития и размещения нефтегазовой промышленности. Новосибирск: Наука, 1977, с. 81—93.
3. Батурин Ю. Е. О проблеме устойчивости разработки нефтяного месторождения.— Проблемы нефти и газа Тюмени. Тюмень, 1973, вып. 17, с. 40—43.
4. Крылов А. П. Задача планирования добычи нефти.— В кн.: Методы оптимального планирования добычи нефти. М.: Наука, 1978, с. 5—8.
5. Гужновский Л. П., Хасанов М. Х. Исследование влияния уплотнения сетки скважин на эффективность капитальных вложений в системе обустройства нефтяных месторождений Западной Сибири.— Экономика нефтяной промышленности, 1979, № 8, с. 5—9.
6. Алексеев А. М., Гужновский Л. П., Чудновский Г. Л. Моделирование развития и размещения нефтедобывающей промышленности.— В кн.: Оптимизация отраслевых систем. Ч. 1. Новосибирск, 1975, с. 3—109.
7. Вишнев С. М. Проблемы оптимальной системы народнохозяйственных резервов.— Экономика и математические методы, 1966, т. II, вып. 3, с. 370—380.

Н. П. ЧУРЛЯЕВА

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В АНАЛИЗЕ РАБОТЫ РЕМОНТНЫХ СЛУЖБ

Одной из важных проблем управления является снижение аварийности действующего оборудования, т. е. повышение эффективности работы ремонтно-механической службы. Для этого важно правильно определять результаты труда ремонтных рабочих и уже на их основе строить систему стимулирования работников.

В связи со сложностью оценки эффективности работы ремонтных служб на большинстве отечественных и зарубежных предприятий считается целесообразным оценивать работу ремонтных подразделений и премировать работников за улучшение использования основного технологического оборудования и снижения ремонтных расходов на единицу продукции. Но, как показал анализ, выполненный на основе данных о работе комбината «Туваасбест», основными факторами, оказывающими влияние на величину

простоев, являются прежде всего качество профилактического ухода и текущего ремонта, производительность оборудования и использование режимного времени. Зависимость аварийности от коэффициента использования режимного времени экскаватора может быть описана уравнением

$$y = 3596,924 - 13263x + 16465x^2 - 6836x^3,$$

где y — аварийность экскаватора, ч;
 x — коэффициент использования режимного времени.
Коэффициент корреляции для этого уравнения равен 0,85.

Влияние времени простоев в техническом уходе и текущем ремонте на аварии экскаваторов выражается как

$$y = 1980219 + 0,2358x - 0,0414x^2 + 0,00023x^3.$$

Коэффициент корреляции равен 0,839.

Совместное влияние перечисленных факторов на аварийность и неплановый ремонт экскаваторов может быть выражено уравнением

$$y = 83,64 - 81,61x_1 + 1,038x_2 - 1,157x_1x_2,$$

где y — аварийность экскаватора, ч;
 x_1 — коэффициент использования режимного времени;
 x_2 — время простоев при профилактическом осмотре, ч.

Коэффициент множественной детерминации $R^2 = 0,4096$, критерий Фишера $F_p = 3,61$ ($F_{\text{табл}} = 2,76$).

Это показывает, что аварийность экскаватора на 40,96% вызывается изменением суммы двух указанных факторов. Так как критерий Фишера выше табличного при значимости 0,05 и степенях свободы ($k_1 = 2$, $k_2 = 57$), то связь между переменной y и совокупностью двух рассматриваемых факторов существенна, и уравнение эффективно.

К аналогичным выводам приводит анализ работы парка буровых станков. Связь аварийности буровых станков и их производительности, коэффициента использования режимного времени, времени простоев в планово-предупредительном ремонте и времени простоя из-за отсутствия рабочей силы может быть описана уравнением

$$y = 239,6 - 0,0909x_1 - 362,771x_2 + 0,45798x_3 - 0,51307x_4 + 0,113x_1x_2 + 0,00180x_1x_4 - 0,05677x_3x_4,$$

где y — аварийность бурового станка, ч;

x_1 — производительность бурового станка, пог. м;
 x_2 — коэффициент использования режимного времени;
 x_3 — время простоев в плано-предупредительном ремонте, ч;

x_4 — время простоев из-за отсутствия рабочей силы, ч.

Коэффициент множественной детерминации для этого уравнения равен 0,7897, а критерий Фишера составляет 10,74 при $F_{\text{табл}} = 2,52$. Это свидетельствует об эффективности уравнения, т. е. о том, что сходимость фактических и расчетных данных удовлетворительна.

Анализ полученных уравнений множественной регрессии показывает, что аварии могут быть сведены до минимума при выполнении графика плано-предупредительных ремонтов и работе с коэффициентом использования режимного времени основного технологического оборудования в пределах 0,7—0,89. Таким образом, наиболее благоприятно на снижение простоев по причине аварий и неплановых ремонтов оборудования влияет четкое соблюдение графиков плановых ремонтов. Качественный и своевременный ремонт оборудования позволяет, с одной стороны, обеспечить рост производительности труда за счет снижения трудовых затрат на ремонт, с другой — повысить коэффициент использования оборудования в результате сокращения простоев.

В целях материального стимулирования работников ремонтно-механических служб к своевременному проведению плано-предупредительных ремонтов предлагается в число показателей оценки уровня организации ремонтно-механической службы кроме показателя снижения затрат включать показатели ритмичности ремонтных работ и качества проводимых ремонтов.

Показатель ритмичности ремонтных работ, отражающий соблюдение графиков плановых ремонтов, предлагается определять по формуле ¹

$$K = \frac{P_1 + P_2 + \dots + P_{12}}{12},$$

где K — показатель ритмичности ремонтных работ в среднем за год;

P_1, P_2, \dots, P_{12} — величины, определяющие соблюдение графиков плано-предупредительного ремонта за соот-

¹ См.: Смирницкий Е.К. Экономические показатели промышленности. М.: Экономика, 1974, с. 16.

ветствующий месяц, которые рассчитываются как отношения фактического времени простоя в ремонте к нормативному.

Показатель ритмичности проведения ремонтов в течение года должен стремиться к единице. Если величина $K < 1$, то на предприятии имеются нарушения выполнения графиков плано-предупредительного ремонта. При $K > 1$ на предприятии ухудшились организация ремонтных работ и качество ухода за оборудованием, увеличилась величина простоя оборудования в ремонте.

Показатель качества проводимых ремонтов, который должен характеризовать величину простоя оборудования из-за аварий и неплановых ремонтов относительно объемов выполненных работ, следует рассчитывать по формуле

$$D = B_a/B_{\text{пл}},$$

где D — показатель качества проводимых ремонтов;

B_a — критерий аварийности, который определяется как отношение величины простоя (в часах) из-за аварий к объему выпускаемой продукции и показывает количество часов аварийных простоев на единицу продукции;

$B_{\text{пл}}$ — критерий плановых простоев, который определяется как отношение всех планируемых часов простоев оборудования к объему принятой в плане продукции и характеризует число планируемых простоев на единицу планируемой продукции.

Показатель качества ремонта дает возможность определить, уменьшилась или увеличилась доля аварий на единицу продукции, соотнесенная с долей планируемых простоев, а следовательно, улучшилось или ухудшилось качество проводимых ремонтов.

Кроме того, целесообразно оставить в качестве оценочного действующий в настоящее время показатель удельных затрат на ремонтные работы, так как предприятию безразлично, какими средствами достигается улучшение качества ремонтных работ.

Возможности предлагаемой методики можно показать на следующем условном примере (см. таблицу).

Показатель ритмичности проведения ремонтных работ для 1977 г. был равен $K = 0,693 + 0,58 + 0,42 + 0,59 + 1 + 0,23 + 1,07 + 0,73 + 0,6 + 1,35 + 1,03 + 1,23) : 12 = 0,815$.

Для 1978 г. этот показатель составил 0,885.

Характеристика работы рудника

Показатель	1977 г.		1978 г.	
	План	Факт.	План	Факт.
Коэффициент использования режимного времени		0,82		0,79
Выработка горной массы, тыс. т	6 400	6675	6 010	5816
Планируемые простои, ч	17 527		19 348	
Аварийные простои, ч		2937		2078
Время в плано-предупредительном ремонте по месяцам, ч				
январь	360	336	360	399
февраль	360	210	360	160
март	360	152	360	550
апрель	360	212	360	116
май	360	360	360	240
июнь	360	84	360	312
июль	360	384	360	150
август	360	264	360	256
сентябрь	360	216	360	353
октябрь	360	485	360	355
ноябрь	360	370	360	439
декабрь	360	444	360	312

Показатель качества проводимых ремонтов для 1977 г. рассчитывается как

$$D = \frac{2937 : 6675}{17 527 : 6460} = 0,16.$$

Для 1978 г. он равен 0,1.

Показатели ритмичности и качества ремонта свидетельствуют о том, что ремонтно-механическая служба рудника в 1978 г. стала работать лучше, чем в 1977 г. Снижение коэффициента использования режимного времени произошло не по вине работников этой службы.

Оценка результата работы ремонтно-механических служб по указанным показателям позволит значительно повысить качество ремонтных работ, улучшить уход и содержание оборудования, что приведет к снижению простоев по причине аварий и неплановых ремонтов и повышению эффективности работы рудника и предприятия в целом.

В. А. ЯНОВЧИК

СТОХАСТИЧЕСКИЕ И ИМИТАЦИОННЫЕ
МОДЕЛИ
В ПЛАНИРОВАНИИ
МНОГОНОМЕНКЛАТУРНОГО ПРОИЗВОДСТВА

Проблема совершенствования технико-экономического планирования в настоящее время приобретает особую актуальность в свете постановления ЦК КПСС и Совета Министров СССР «Об улучшении планирования и усилении воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства и качество работы». В нем в частности, указано: «Составление годового плана начинать снизу — с производственных объединений (предприятий) и организаций... Пятилетние и годовые планы производственных объединений (предприятий) и организаций разрабатывать на основе экономических и инженерных расчетов, не допуская установления плановых заданий только из сложившейся динамики соответствующих показателей» [1].

Эффективно решать проблемы совершенствования планирования многономенклатурного производства можно только путем создания комплекса экономико-математических моделей. Вопросы разработки системы экономико-математических моделей планирования рассматриваются нами на примере производства труб.

Сортамент выпускаемых труб даже для средних по масштабу производства заводов составляет около 3000 типоразмеров. Технологически допустимые варианты производства каждого типоразмера труб различаются по цехам и видам используемых заготовок. Однако в существующей системе планирования основная масса расчетов производится в разрезе от 10 до 30 укрупненных номенклатурных видов продукции, а наличие технологически допустимых вариантов не учитывается при формировании эффективного плана.

Для значительного улучшения планирования предприятий с многономенклатурным характером производства разработана система моделей, которая включает детерминированные, стохастические и имитационные модели. Использование этих моделей в практике планирования предполагает наличие эффективных алгоритмов их реализации. Такие алгоритмы декомпозиционного типа были разработаны на основе обобщенных градиентных и

Последний блок 12 отражает выбор проектной мощности вариантов нефтепромысловых подсистем.

Важно отметить, что при расчете затрат учитывается фактор времени, т. е. годовые вложения дисконтируются и затем суммируются по каждому варианту. После чего они сопоставляются в соответствии с формулой (1).

Реализация предлагаемой методики обеспечивает обоснованный выбор размера проектной резервной мощности в подсистемах нефтепромысловых объектов.

Расчеты, приведенные в [5], показали, что резервные мощности на различных по продуктивности месторождениях могут быть эффективными в таких подсистемах, как очистные сооружения, подготовка нефти и др. При этом учет уплотнения сетки скважин на одном из высокодебитных месторождений Западной Сибири позволяет снизить объем капитальных вложений в указанные подсистемы на 38%. На основе изложенной выше методики резервирования можно находить не только рациональный резерв мощности в этих подсистемах на ранней стадии проектирования нефтяных месторождений, но и определять рациональные объемы капиталовложений в создание этих мощностей. Суть предстоящих расчетов по новым месторождениям состоит в том, чтобы определить с учетом вероятностного характера будущих технологических изменений мощности нефтепромыслового обустройства, требующие минимальных дополнительных затрат.

Всякое технологическое изменение будем задавать с ограничениями, используя для определения вероятности того или иного варианта уплотнения сетки скважин (например, на отрезке, превышающем выход объекта на проектный уровень добычи нефти) экспертные оценки.

Для примера рассмотрим одно из месторождений, по которому имеется технологическая схема разработки, предусматривающая максимальный уровень добычи нефти 1750 тыс. т на седьмой год эксплуатации объекта при разбуривании его сеткой 36 га/скв. Объект разбуривается за 8 лет и разрабатывается в течение 51 года.

Набор технологических вариантов при уплотнении исходной сетки скважин находится в пределах 36,9 га/скв.

Оценки уплотнения сетки скважин в период 1980—1990 гг., указанные экспертами, исключают вероятность сохранения исходной сетки скважин или достижения предельной ее величины (9 га/скв.). Таким образом, можно определить технологические параметры, по крайней мере, двух дополнительных вариантов разработки (уплотнение сетки скважин на 20 и 12 га/скв.).

Расчеты показали, что уплотнение сетки скважин потребует не только соответствующих дополнительных затрат на бурение скважин, но и на обустройство нефтепромыслов. В связи с ростом извлечения нефти и жидкости соответственно на 12 и 60% (при уплотнении до 12 га/скв), а также с увеличением обводненности нефти потребуются дополнительные затраты на подготовку и очистные сооружения, хранение нефти и т. д. Все это является качественной оценкой интенсификации добычи нефти.

Использование нормативной базы капитальных вложений в обустройство и технологических параметров разработки позволяет рассчитать капитальные вложения по направлениям затрат по рассматриваемым подсистемам обустройства нефтепромыслов. Если резервированием мощностей обеспечивается экономия капитальных вложений по ряду вариантов, то предлагается оценку их производить по надежности затрат на адаптацию технологических вариантов. Одним из критериев оценки при эксплуатации резервных мощностей является максимизация показателя надежности затрат на адаптацию. Эта система формирования и оценки исходного множества вариантов в более адекватной форме отражает существующий подход к проектированию разработки месторождений, а также современное состояние обеспеченности и качества запасов

Капиталовложения (K_i^y) по вариантам i и подсистемам y нефтепромысловых объектов, затраты на адаптацию вариантов (ΔK_{iv}^y) и потенциальная экономия затрат от резервирования мощностей (∂_{vi}^y)

7	K_1^y	K_2^y	K_3^y	ΔK_{12}^y	ΔK_{21}^y	ΔK_{13}^y	ΔK_{31}^y	ΔK_{23}^y	ΔK_{32}^y	∂_{21}^y	∂_{31}^y	∂_{32}^y
	3,75	4,19	5,49	4,46	0,44	2,67	4,44	2,40	4,00	0,72	1,23	1,40
	0,94	0,98	1,01	1,16	0,04	0,24	0,07	0,15	0,03	0,42	0,17	0,42
	1,36	1,46	1,79	0,88	0,40	0,52	0,43	1,44	0,36	0,78	1,09	1,08
Итого	6,05	6,63	7,99	2,20	0,58	4,44	1,94	3,69	1,39	1,62	2,49	2,30

— выполнение сортамента в пределах прогнозируемых границ;

$$F_{hj} + \sum_{\beta \in B_h} z_j^{h\beta} = \sum_{j \in I_1} \sum_{\tau \in T_h} \sum_{\beta \in B_\tau} \pi_{j\tau}^{h\beta} x_j^{\tau\beta} \quad (4)$$

— балансовая увязка производства и потребления перedefельного металла с учетом внешних поставок;

$$\sum_h \sum_{j \in I_1} F_{hj} \leq \bar{F} \quad (5)$$

— ограниченная возможность поставок со стороны перedefельной заготовки;

$$\sum_{j \in I_1} \sum_{\tau \in T_j} \sum_{\beta \in B_\tau} \pi_{j\tau}^{\beta q} x_j^{\tau\beta} + \sum_{j \in I_1} \sum_{h \in K_j} \sum_{\beta \in B_h} \pi_{jh}^{\beta q} z_j^{h\beta} \leq F_q \quad (6)$$

— ограниченная возможность поставок со стороны других видов заготовки;

$$\sum_{j=1}^N \sum_{\tau \in T_j} \sum_{\beta \in B_\tau} P_\tau x_j^{\tau\beta} \geq \bar{P} \quad (7)$$

— выполнение задания по производству товарной продукции;

$$x_j^{\tau\beta} \geq 0, \quad z_j^{h\beta} \geq 0, \quad F_{hj} \geq 0 \quad (8)$$

— неотрицательность переменных.

Для получения оптимальных вариантов были выбраны следующие критерии: минимум затрат на производство продукции; максимум товарной продукции; максимум прибыли.

Критерий минимума затрат на производство формализуется в виде

$$\begin{aligned} \min G(x, z, F) = & \sum_{j=1}^N \sum_{\tau \in T_j} \sum_{\beta \in B_\tau} \varphi_j^{\tau\beta} x_j^{\tau\beta} + \sum_{j=1}^N \sum_{h \in K_j} \varphi_j^{h\beta} z_j^{h\beta} + \\ & + \sum_{j \in I_1} \sum_{h \in K_j} P_h F_{hj}, \end{aligned} \quad (9)$$

где $\varphi_j^{\tau\beta}$, $\varphi_j^{h\beta}$ — себестоимость товарной, перedefельной продукции;

P_h — цена h -й перedefельной заготовки, получаемой со стороны.

При моделировании этого критерия в балансовой оптимизационной модели для исключения повторного счета необходимо вычесть стоимость сырья из себестоимости тех видов продукции, которые производятся из перedefельной заготовки.

Для решения приведенной балансовой оптимизационной задачи предлагается декомпозиционный алгоритм. Суть этого алгоритма состоит в сведении исходной задачи линейного программирования к решению задачи негладкой оптимизации, в результате чего находится решение двойственной задачи, а затем решение исходной. Для решения двойственной задачи используется метод обобщенного градиентного спуска с растяжением пространства в направлении разности двух последовательных градиентов [4], а для решения прямой — метод квадратичного сглаживания. При построении функции Лагранжа выбираются ограничения (1), (2), (4), (6), (7), (8).

Условия выполнения плана, полученные с помощью детерминированной оптимизационной модели, указывают на необходимость соответствующего соотношения сортамента, которое полностью выявляется только в ходе выполнения плана.

Для учета неполноты информации о сортаменте на различных стадиях планирования нами предложены три стохастические двухэтапные модели: формирования плана производства продукции, формирования производственной программы и определения дополнительной потребности в оборудовании.

Рассмотрим задачу формирования оптимальной годовой производственной программы предприятия. Это важная задача, так как в зависимости от сортамента, учитываемого производственной программой, определяются основные технико-экономические показатели, а также потребность в заготовке.

Сложность решения данной задачи заключается в том, что позаказный сортмент в момент ее формирования определен не полностью и в процессе выполнения плана возможны отклонения фактического сортамента от позаказного. Для содержательной постановки задачи необходим механизм экономической оценки этих отклонений. В качестве такого механизма предлагается корректировка интегрального показателя товарной продукции как за «перевыполнение», так и «недовыполнение» позаказного сортамента, в отличие от действующей системы корректировки, которая штрафует только за производство продукции сверх заказов.

Стохастическая модель имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} \max \sum_i \sum_{\beta} P_i x_{i\beta} - M \left(\sum_i g_i^+ \left(\sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} - \xi_i \right)^+ - \right. \\ \left. - M \left(\sum_i g_i^- \left(\xi_i - \sum_{\beta} x_{j\beta} \right)^+ \right) \right) \end{aligned} \quad (10)$$

при условиях

$$\sum_i \sum_{\beta \in B_i} t_{i\beta}^r x_{i\beta} \leq T_r \quad (11)$$

— загрузки оборудования;

$$\sum_{i \in I_1} \sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} \geq Q_i^{\text{sup}} \quad (12)$$

— выполнение директивных заданий по производству продукции в натуральном выражении;

$$x_{i\beta} \geq 0 \quad (13)$$

— неотрицательность переменных.

Здесь $x_{i\beta}$ — объем производства i -го типоразмера труб по β -му варианту является искомой величиной; ξ_i — случайная величина позаказной потребности в i -м типоразмере.

Коэффициенты корректировки определяются по формулам

$$g_i^- = P_i \frac{q_{\max}}{q_i}, \quad g_i^+ = P_i,$$

где q_{\max} — максимальная масса 1 м труб; q_i — масса 1 м труб i -го типоразмера.

В модели принята корректировка «перевыполнения» производства фактического сортамента, равная его цене, и корректировка недовыполнения, равная цене, скорректированной на массу 1 м труб.

Предложенное построение коэффициента корректировки g_i^- обеспечивает его равномерное увеличение с уменьшением массы 1 м труб, что позволяет стимулировать предприятия к принятию производственных программ со сниженной металлоемкостью.

Задача (10)—(13) является задачей выпуклого программирования, для решения которой применен метод обобщенного градиентного спуска.

Строится функция Лагранжа

$$\begin{aligned} L(x, u, U) = & - \sum_i \sum_{\beta} P_i x_{i\beta} + \sum_i g_i^+ M \left(\sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} - \xi_i \right)^+ + \\ & + \sum_i g_i^- M \left(\xi_i - \sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} \right)^+ + \sum_l u_l \left(Q_l^{\text{sup}} - \sum_{i \in I_l} \sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} \right) + \\ & + \sum_r u_r \left(\sum_i \sum_{\beta \in B_i} t_{i\beta}^r x_{i\beta} \right) - \sum_r u_r T_r, \end{aligned}$$

где U_l, u_r — множители Лагранжа.

Двойственная задача имеет вид

$$\max_{u_r \geq 0, U_l \geq 0} \psi(u, U), \quad \text{где } \psi(u, U) = \min_{x \geq 0} L(x, U, u).$$

Для нахождения градиента функции $\psi(u, U)$ при фиксированных значениях переменных $\{u_r\}, \{U_l\}$ определяются условно оптимальные значения $x_{i\beta}(u, U)$ по формуле

$$x_{i\beta}(u, U) = \begin{cases} v_i(u, U), & \beta = \beta^*(i), \\ 0, & \beta \neq \beta^*(i); \end{cases}$$

$$F_i(v) = \frac{g_i^- - \tilde{P}_i^*}{g_i^+ + g_i^-},$$

где $\beta^*(i)$ — индекс варианта производства труб, на котором достигается $\tilde{P}_i^* = \min_{\beta \in B_i} \left\{ -P_i + \sum_r u_r t_{i\beta}^r - U_l \right\}$;

$F_i(v_i)$ — функция распределения позаказной потребности на i -й типоразмер труб.

Обобщенный градиент функции $\psi(u, U)$ вычисляется как вектор невязок ограничений (11), (12).

В результате решения задачи (10)—(13) определяются натуральные и стоимостные показатели, соответствующие оптимальной производственной программе, а также вероятности выполнения каждой сортаментной позиции.

Для задач формирования проекта плана производства труб в укрупненных показателях и определения дополнительной потребности в оборудовании также разработаны алгоритмы, основанные на обобщенных градиентных и стохастических квазиградиентных методах.

Поскольку разработка плана на предприятии происходит в тесном взаимодействии с отраслевым уровнем управления, предлагается подход к увязке моделей отрасли и предприятия, основанный на идеях агрегирования, имитационного моделирования и стохастического программирования.

Моделью нижнего уровня управления является детализированная имитационная модель со случайным вектором спроса на продукцию предприятия:

$$\max \sum_i \sum_{\beta \in B_i} P_i x_{i\beta} - g_i^- y_i^- - g_i^+ y_i^+; \quad (14)$$

$$\sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} + y_j^- - y_i^+ = \xi_i; \quad (15)$$

$$\sum_i \sum_{\beta \in B_i} t_{i\beta}^r x_{i\beta} \leq T_r; \quad (16)$$

$$\sum_{i \in I_l} \sum_{\beta \in B_i} x_{i\beta} \geq Q_l^{\min}, \quad (17)$$

$$x_{i\beta} \geq 0, \quad (18)$$

где ξ_i — величина случайного спроса на i -й размер.

Каждый расчет имитационной модели (14)—(18) соответствует процессу фактического выполнения плана при заданной потребности.

В результате расчетов по имитационной модели можно получить статистические характеристики вероятностей агрегированных параметров для построения отраслевой модели средних цен, средних себестоимостей, объемов производства в разрезе укрупненных номенклатурных видов продукции.

В качестве одной из возможных постановок отраслевой модели является стохастическая модель с построчными вероятностными ограничениями [5]. Критерием оптимальности такой модели может выступать минимум математического ожидания затрат на производство труб в отрасли при ограничениях по удовлетворению потребности народного хозяйства в разрезе укрупненных номенклатурных видов продукции, по математическому ожиданию производства товарной продукции не менее директивного задания, по вероятности выполнения плана в укрупненной номенклатуре каждым станом. Данная модель сводится к модели линейного программирования с двухсторонними ограничениями на переменные.

Полученные в результате реализации отраслевой модели планы предприятий в укрупненной номенклатуре передаются в качестве ограничений для моделей нижнего уровня управления.

Преимуществом данной схемы согласования является учет вероятности выполнения различных плановых вариантов, а также возможность существенного повышения качества информационного обеспечения задач оптимального отраслевого планирования.

Предлагаемые модели были практически опробованы при создании систем многовариантных плановых расчетов трубных предприятий Днепропетровского региона и при разработке технического задания на создание системы многовариантных плановых расчетов в трубной промышленности УССР.

Разработанная система моделей использована при создании интегрированной автоматизированной системы многовариантных расчетов на трубопрокатном заводе

им. В. И. Ленина, получен годовой экономический эффект 250 тыс. руб. Модель также применима для формирования планов любых предприятий с многономенклатурным характером производства.

ЛИТЕРАТУРА

1. Постановление ЦК КПСС и Совета Министров СССР от 12 июля 1979 г. «Об улучшении планирования и усилении воздействия хозяйственного механизма на повышение эффективности производства и качества работы». М.: Политиздат, 1979, с. 11—12.
2. Шор Н. З. Методы минимизации недифференцируемых функций и их приложения. Киев: Наукова думка, 1979.
3. Ермольев Ю. М. Методы стохастического программирования. М.: Наука, 1976.
4. Шор Н. З., Журбенко Н. Г. Метод минимизации, использующий операцию растяжения пространства в направлении разности двух последовательных градиентов.— Кибернетика, 1971, № 3, с. 51—59.
5. Юдин Д. Б. Математические методы управления в условиях неполной информации. М.: Советское радио, 1974.

Н. О. ВИЛКОВ, Г. Л. ЧУДНОВСКИЙ

ОТРАЖЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ФАКТОРОВ В МОДЕЛИ ДВУХКОМПОНЕНТНОЙ ОТРАСЛЕВОЙ СИСТЕМЫ

При определении структуры отраслевых систем важным является не только характер межотраслевых взаимодействий, но также и возможность снижения уровня случайных помех в процессе этих взаимодействий за счет включения или исключения некоторых звеньев системы. Исключение какой-либо отрасли из системы приводит к нарушению ее целостных свойств и повышению вероятности срыва нормального режима функционирования системы. Соединение отдельных отраслей в систему в известном смысле гасит случайные возмущения, возникающие между ними в ходе выполнения общей производственной программы. Это в основном происходит из-за организации новой группы связей, обеспечивающих условия работы, устойчивые к помехам. Необходимо отметить, что системность, сглаживая влияние одних случайных факторов, способна породить возмущения новой природы

(за счет внутренних источников). Однако и они могут быть ослаблены различными способами.

Исследования условий, гасящих случайные возмущения, целесообразно проводить на двухкомпонентной системе (включающей две отрасли). Двухкомпонентные отраслевые системы являются своеобразными модулями, из которых можно конструировать многоуровневые конфигурации значительной степени сложности. В отличие от двухуровневых систем двухкомпонентные строятся для отраслей, связанных между собой смежными этапами единого технологического процесса (многоэтапные процессы осуществляются группой взаимосвязанных двухкомпонентных систем). Несмотря на то, что двухкомпонентные отраслевые системы, как правило, формируются на основе принципа равноправности, в них можно ввести отношение иерархии (и, следовательно, упорядочить отрасли). Это позволяет использовать механизмы координации в двухуровневых системах для исследования вопросов внутренней устойчивости к помехам.

В качестве объекта исследования рассмотрим двухкомпонентную систему, реализующую последовательные процессы подготовки запасов и добычи нефти в некоей нефтедобывающей провинции. В настоящее время эти процессы осуществляются независимо друг от друга. Это выражается в том, что они имеют различные конечные цели; формируют план с внутриотраслевых позиций и ориентируют производственно-хозяйственную деятельность на внутриотраслевые показатели эффективности и рычаги стимулирования; имеют независимые источники централизованного финансирования и распределения лимитированных ресурсов. Отмеченные свойства локальных подсистем предрасполагают к возникновению конфликтов в процессе их взаимодействия. Так, цели геологов, учитывающих при подготовке запасов показатели внутриотраслевой эффективности (величину и структурный состав месторождений) и местоположение открываемых месторождений (вблизи собственных баз), вступают в противоречие с потребностями нефтяников, которые нуждаются в высокодебитных объектах, расположенных в относительной близости к промышленно осволенным зонам. Геологи стараются готовить запасы, смещенные во времени к концу планового периода, тогда как нефтяникам нужно получить их как можно раньше. Геологи и нефтяники стремятся к максимизации получения централизованных ресурсов на свои собственные цели.

Существенным в возникновении конфликтной ситуации

между геологической и нефтяной подсистемами, не объединенными в двухкомпонентную систему, является влияние помимо производственно-хозяйственных также и стохастических факторов. При этом состав множества случайно изменяющихся параметров определяется классом задач, подлежащих решению: на уровне нефтедобывающего региона в целом — это формирование основных направлений развития (пропорций между объемами подготавливаемых запасов и добычей нефти в отдельных районах, сбалансированных темпов роста социальной и производственной инфраструктуры и т. п.) при плановых заданиях региону по динамике добычи нефти; на районном уровне — обоснование рациональных путей и средств, комплексно обеспечивающих выполнение установленной району производственной программы. (Подробнее о двухуровневой системе моделей, включающей региональный и районный уровни планирования, см. в [1].)

Представим один из вариантов классификации общих и индивидуальных стохастических факторов рассматриваемых подсистем в зависимости от уровня планирования.

Факторы, определяющие стохастичность развития рассматриваемой системы, могут быть условно разделены на производственно-экономические и социальные, с одной стороны, и природные — с другой. Причем в каждой из этих групп факторов может быть выделена часть факторов чисто регионального или чисто районного характера.

К производственно-экономическим и социальным факторам, проявляющим свое действие на региональном уровне, относятся: изменение плановых заданий, экономической конъюнктуры (цен, условий кредита, объема выделяемых капиталовложений); изменение экономических показателей ведения работ (себестоимость подготовки 1 т запасов, прирост запасов на 1 м проходки, себестоимость добычи 1 т нефти и т. д.); результативность и экономические характеристики принципиально новых методов ведения работ, а также появления новой техники (буровых станков, транспортных средств, нефтяного оборудования и т. п.); состав трудовых ресурсов региона (половозрастной, квалификационный и т. д.).

Перечисленные факторы определяют стохастический характер как геологической, так и нефтедобывающей подсистемы. На региональном уровне действуют факторы, относящиеся к развитию лишь нефтедобывающей подсистемы. Они обусловлены несоответствием результатов деятельности геологической подсистемы запросам нефтедобывающей и выступают как факторы, определяющие

стохастическое развитие нефтедобывающей подсистемы. К ним относятся следующие:

передача геологической подсистемой в разработку запасов, отличных от предполагаемого объема и относящихся к низкодебитным месторождениям;

подготовка запасов, имеющих невыгодное географическое расположение с точки зрения разработки;

несвоевременность подготовки запасов геологами.

К производственно-экономическим и социальным факторам, проявляющим свое действие на районном уровне, относятся: эффективность функционирования оборудования и техники; результаты хозяйственных мероприятий, показатели удельных затрат на производство продукции; степень изученности недр.

Природными факторами, определяющими стохастичность системы в связи с уникальностью горно-геологических условий региона, являются следующие:

геологические характеристики региона;

глубина залегания продуктивных горизонтов;

плотность распределения по территории углеводородного сырья;

физическое состояние запасов углеводородов (нефть, газ, конденсат);

глубина залегания продуктивных пластов;

величина дебитов продуктивных пластов.

Для уровня района такими факторами являются: геологические характеристики района, перспективных структур и месторождений;

глубина залегания продуктивных пластов;

размеры залежей и география их размещения;

геологопромысловые характеристики продуктивных пластов (проницаемость, степень неоднородности, количество пластов на одной геологической структуре и т. д.);

свойства нефти (вязкость, удельный вес, газонасыщенность).

Природные факторы, определяющие стохастичность системы в связи с особенностями природно-географической среды региона, — это дифференциация региона по природно-климатическим зонам и степень сложности транспортного освоения. Факторы, связанные с особенностями природно-географической среды района, — это годовые колебания климатических характеристик (уровней среднегодовых температур, уровней паводковых вод, глубины снежного покрова и т. п.).

Несмотря на множество стохастических факторов, оказывающих влияние на развитие геологической и нефте-

добывающей подсистем, можно указать условия, в которых оправдано применение традиционной методологии планирования к каждому объекту в отдельности. К этим условиям относятся: наличие значительных потенциальных запасов нефти, в том числе подготовленных к промышленной эксплуатации; относительно невысокий уровень планового задания по добыче нефти; непродолжительность горизонта планирования. В указанных условиях можно, например, нейтрализовать ошибки прогнозов или срывы в работе геологической подсистемы (недовыполнение плана подготовки запасов) путем форсированной разработки ранее открытых и разведанных месторождений или интенсификации добычи нефти на старых объектах.

В связи с учетом факторов стохастичности изменяется интерпретация плана развития двухкомпонентной системы. В случае детерминированного описания отраслей развитие системы представляется одной траекторией, в которой подразумевается гарантированное выполнение установленных показателей. Стохастические свойства объектов позволяют представить результирующий план двухкомпонентной системы в виде совокупности траекторий, каждая из которых помимо объемных и затратных показателей характеризуется показателем вероятности их достижения (рис. 1).

Плановый уровень Q^t в году t представляется в виде суммы показателей составляющих траекторий, т. е.

$$Q^t = \sum_{i=0}^k Q_i^t \quad (t = \overline{1, T}).$$

При задании вероятностных характеристик выполнения плана имеются две возможности погодовой (интервальной) оценки (P_i^t) и оценки траектории в целом (интегральной). Интегральная оценка более удобна для классификации множества траекторий, составляющих план. Траектория, вероятность которой равна единице ($P_0 = 1$), гарантирует отраженный в ее показателях вклад в выполнение установленного задания. Другие траектории, упорядоченные по вероятности их выполнения ($P_0 > P_1 \geq P_2 \dots \geq P_k$), с убывающей надежностью способны участвовать в выполнении планового задания своими показателями. С использованием вероятностных характеристик математическое ожидание уровня выполнения программы в году t определяется следующим образом:

$$\bar{Q}^t = \sum_{i=0}^k P_i Q_i^t = Q_0^t + \sum P_i Q_i^t.$$

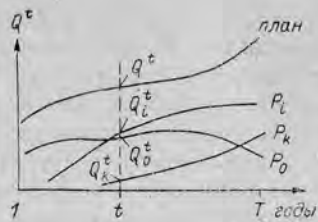


Рис. 1. Структура плана, характеризующая его вероятностные составляющие.

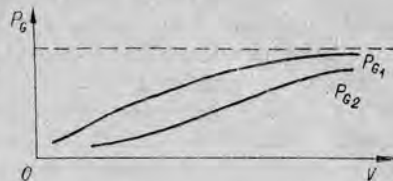


Рис. 2. Функции распределения при различных значениях G_1, G_2 .

Показатель $\Delta Q_t = Q^t - \bar{Q}^t$ характеризует размер вероятного отклонения от запланированного уровня.

Для рассматриваемой двухкомпонентной системы уровни отдельных составляющих и их вероятности зависят от категории запасов (типа месторождений). Действующие месторождения развиваются по траектории, которую можно считать достоверной. Вероятность достижения траектории развития разведанных, намечаемых к разработке месторождений хотя и высока, но все же не равна единице (объект может оказаться недоразведанным).

Представление производственного плана в виде совокупности составляющих его траекторий имеет ряд преимуществ перед однозначно-детерминированным планом. Во-первых, достоверно указывается нижняя граница выполнения планового задания. Тем самым определяется область производства, не зависящая от возможного невыполнения прогнозируемых условий. Во-вторых, дается реалистическая картина возможных срывов в выполнении других составляющих плана. Если при этом учесть зависимость изменения вероятностных оценок от значения конкретных факторов, то можно установить средства, с помощью которых гарантированный уровень может быть повышен на величину показателя, соответствующего данной составляющей. Таким образом, можно установить цену единицы прироста продукции и выделить те составляющие траектории, вероятности которых целесообразно увеличить. (В предлагаемой работе для неоднородного продукта, выпускаемого двухкомпонентной системой, выбор составляющей траектории для управляющего воздействия определяется не только величиной ее вероятности, но и ценами продукции.)

Следует также подчеркнуть, что структурное представление плана не противоречит принципу планомерного и

пропорционального развития социалистического производства. Наличие в плане помимо гарантированной составляющей также и стохастических траекторий в условиях планового управления экономикой позволяет выявить области, требующие дополнительных ресурсов из централизованного фонда для обеспечения случайно нарушаемых первоначально обоснованных пропорций. С учетом этого можно утверждать, что процесс структурирования плана, в обобщенной форме выражающий объективно существующие закономерности, при наличии централизованно распределяемых ресурсов является логическим развитием методов планирования.

Среди множества стохастических свойств двухкомпонентной системы можно выделить первичные и производные. К первичным относятся размеры запасов открываемых месторождений, соотношение крупных, средних и мелких месторождений, дебиты скважин новых объектов и т. п. В группу производных можно включить результирующие показатели каждой подсистемы — прирост запасов, объем добычи, причем первый показатель является входным (первичным) для нефтедобывающей подсистемы (см. схему).



Взаимосвязь подсистем в двухкомпонентной системе.

Вероятностная оценка выходной характеристики двухкомпонентной системы — объемов добычи нефти — может быть дана через вероятностные характеристики первичных случайных факторов. На различных уровнях планирования используются специфические способы описания вероятностных свойств.

На региональном уровне геологические процессы описываются обобщенными показателями и зависимостями (усредненные месторождения и кривая эффективности геологоразведочных работ [2, 3]). Для отражения стохастических возмущений целесообразно отказаться от функционального представления зависимости объема прира-

щиваемых запасов от объема глубокого бурения, как это сделано в [2], а предположить неоднозначную и вероятностную связь между размерами разведочного метража, необходимого для открытия и подготовки некоторого фиксированного объема запасов. В этом случае может быть построена функция распределения, характеризующая вероятность подготовки запасов объема G разведочным бурением, не превышающим величину V (обозначим эту условную вероятность через $P_G \{ \eta \leq V/\xi = G \}$). Очевидно, чем больше объем разведочного бурения V , тем более вероятно открытие запасов размера G . Кроме того, при различных заданных запасах G_1 и G_2 (считаем $G_1 < G_2$) вероятность P_{G_1} больше вероятности P_{G_2} для одного объема бурения (рис. 2).

Отличим районного уровня описание вероятностных характеристик исходных параметров системы, включающей геологоразведку и нефтедобычу, от регионального является конкретизация элементов геологической среды. На районном уровне исходными объектами планирования являются запасы поименованных перспективных структур (геологических структур, в которых предполагается скопление углеводородов) и месторождений. Прогнозирование вероятных исходов поисково-разведочных работ в этих условиях возможно с помощью имитационного моделирования.

Прежде всего определяется функция распределения ошибки в подсчете запасов нефти. Бурение поисковой скважины на перспективной структуре имитируется случайным выбором величины ошибки (на основе функции распределения ошибки в подсчете запасов), которая рассматривается как уточнение первоначальной оценки запасов нефти (вплоть до доказательства отсутствия запасов, т. е. выбора величины ошибки, равной минус 100%).

Случайные испытания всех перспективных структур, предполагаемых к вводу в глубокое бурение, позволяют оценить вероятный исход ведения поисково-разведочных работ. Проводя несколько серий испытаний, соответствующих заданному объему глубокого бурения, получаем набор вероятных исходов этих работ, т. е. вероятных объемов подготовки запасов.

Изучение ошибки в подсчете запасов различных категорий (по залежам нефти Тюменской области) позволило построить плотности вероятности ошибок в определении этих запасов.

Вид плотности вероятности представлен для различных категорий запасов на рис. 3.

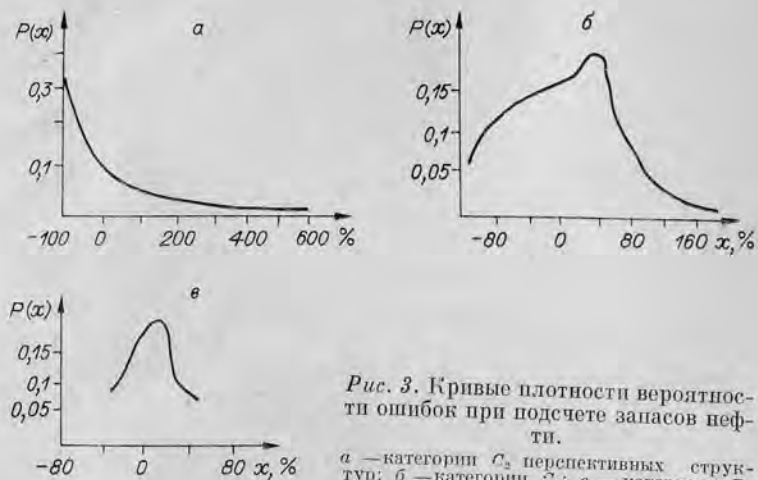


Рис. 3. Кривые плотности вероятности ошибок при подсчете запасов нефти.

а — категории C_2 перспективных структур; б — категории C_1 ; в — категории В.

При построении вероятностных характеристик структурных составляющих плана двухкомпонентной системы важную проблему представляет построение аппарата свертки входных вероятностей в выходные. Этот процесс неоднозначен и зависит от признака структуризации. В системе, включающей геологоразведку и нефтедобычу, в качестве одного из возможных признаков структуризации можно принять категорию запасов. Тогда структурные составляющие будут соответствовать разведанным и разработанным запасам (категории А, В), разведанным намеченным к разработке (категория C_1, C_2 на открытых месторождениях), запасам на структурах (категория C_2, D_1) и т. д. В этом случае вероятности выходных составляющих плана по существу определяются вероятностными свойствами запасов соответствующих категорий. Некоторый поправочный коэффициент, также зависящий от типа запасов (и не превышающий единицу), корректирует значения исходных вероятностей с учетом ошибок в прогнозе дебитов скважин и методики проектирования разработки запасов.

Указанный способ построения выходных вероятностных характеристик плана двухкомпонентной системы тесно связан с вероятностными характеристиками входных факторов. В частности, прирост запасов, являющийся входным параметром нефтедобывающей подсистемы, в свою очередь, тесно связан с объемом разведочного бурения.

Таким образом, для корректного учета стохастических характеристик моделируемой системы необходимо про-смотреть всю цепочку причинно-следственных связей, отбросив незначимые, и построить оптимальный план, элиминирующий в определенной степени случайные возмущения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гужиковский Л. П., Чудновский Г. Л., Краснов Б. С. Моделирование долгосрочного развития нефтяной промышленности в составе Западно-Сибирского нефтегазового комплекса.— В кн.: Нефтяная промышленность. Серия: Экономика нефтяной промышленности, 1981, вып. 2, с. 26—32.
2. Нестеров И. И., Шпильман В. И., Мясникова Г. П. и др. Новые показатели процесса геологоразведочных работ.— Геология нефти и газа, 1977, № 12, с. 26—32.
3. Алексеев А. М., Гужиковский Л. П., Крылов А. П., Чудновский Г. Л. Система моделей перспективного планирования развития нефтедобывающей промышленности страны.— В кн.: Методы оптимального планирования добычи нефти. М.: Наука, 1978, с. 43—78.
4. Смирнов В. А., Герчиков С. В., Соколов В. Г. Оценка надежности и маневренных качеств плана. Новосибирск: Наука, 1978. 318 с.

Б. Б. РОЗИН, П. П. ПОНИНА

ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПАРАМЕТРЫ МОДЕЛЕЙ ОТРАСЛЕВОГО ПЛАНИРОВАНИЯ: КЛАССИФИКАЦИЯ, СВОЙСТВА, ТОЧНОСТЬ ОЦЕНКИ

(постановка проблемы)

Анализ задач оптимизации развития и размещения отраслей промышленности предполагает:

- выявление круга параметров и показателей, подлежащих учету, и их классификацию;
- изучение основных свойств параметров и их роли в модельных конструкциях;
- анализ источников сведений о величине параметров; оценку величины ошибок расчета параметров.

Результатом анализа экономических параметров должно явиться построение понятийной модели развития и функционирования отраслевой системы.

Под понятийной (содержательной) моделью отраслевой системы понимается набор основных экономических параметров (показателей и факторов), из которых складываются различные типы ЭММ; характеристика свойств параметров и основные связи между ними. Совокупность параметров понятийной модели — объективно существующий комплекс характеристик функционирования и развития отраслей вне зависимости от постановки конкретной задачи моделирования. В зависимости от специфики решаемой задачи (цель, горизонт планирования, тип отрасли и т. д.) может использоваться та или иная группа параметров, но объективно существуют они все. Возможность построения понятийной модели основывается на опыте решения большого количества разнообразных задач перспективного отраслевого планирования. В упрощенном виде понятийная модель может быть представлена в виде матрицы, в подлежащем которой дан перечень всех экономических параметров и показателей, их измеряющих, а в сказуемом — перечень их основных свойств и возможная точность оценки.

Построение понятийной модели позволяет более четко и целенаправленно ставить задачи повышения адекватности модели реальному процессу.

Под экономическими параметрами понимаются величины, характеризующие уровень и структуру моделируемой системы с позиций определенного фактора производства. К основным экономическим параметрам относятся, например, результаты производства, затраты ресурсов, характеристики собственно производственного процесса (технология, организация производства и труда), характеристики управления, природные и внешнеэкономические условия функционирования, показатели экономической эффективности использования ресурсов (прибыль, себестоимость, производительность труда, фондоотдача, материалоемкость и т. п.) и др.

Каждый из параметров разветвляется до конкретных экономических показателей, характеризующих его объем, структуру, качество и эффективность. По отношению к моделируемой системе параметры и показатели могут быть объединены в два больших класса — характеристики внешних связей системы и внутренних условий ее функционирования и развития. Первый класс в свою

очередь подразделяется на а) условия и требования внешней среды к отраслевой системе (например, потребность в продукции, ограничения на ресурсы и т. д.) и б) возможности исследуемой системы (возможный объем производства, потребность в ресурсах и т. п.).

Экономические параметры, входящие в понятную модель, могут иметь следующие характеристики:

общие свойства (способ, шкала и единица измерения, стохастические свойства);

способ регламентации в планах (раздел плана, отражение в целевых программах, необходимость балансировки и т. д.);

способ расчета показателя (заданный или искомый, детерминированный или случайный и т. д.);

соответствие способа учета показателей в ЭММ требованиям перспективного планирования;

точность оценки параметров.

Ошибки при решении задач оптимизации развития и размещения могут быть вызваны следующими причинами:

неточность теоретической модели (несоответствие исходных посылок действительному развитию, недоучет каких-либо существенных факторов производства и т. д.);

упрощение теоретической модели для обеспечения ее практической реализуемости (линейная аппроксимация, агрегирование и т. д.);

ошибки во входных параметрах модели (систематические, случайные, сознательное искажение данных, ошибки прогнозов и т. д.);

ошибки расчетов на ЭВМ (многократные округления, неустойчивость решений и т. д.).

Наиболее опасным для результатов решения оптимизационных задач является не сама величина ошибки, а ее различный уровень для разных показателей и разных объектов. Для оценки уровня ошибок предполагается использовать результаты ранее выполненных оптимизационных расчетов. При этом величина ошибки может определяться либо сопоставлением расчета с фактической реализацией, либо степенью устойчивости результатов разных вариантов расчетов по одному объекту, либо устойчивостью результатов расчетов в разные периоды времени. При этом выделяются ошибки оценки отдельных параметров и ошибка расчета оптимального плана.

Анализ точности оценки параметров модели перспективного планирования выполнен на примере черной ме-

Таблица 1

Величина отклонения фактического объема производства от полученного по оптимальному решению на 1980 г.*, %

Номер завода (группы заводов)	Технологические переделы		Номер завода (группы заводов)	Технологические переделы	
	Чугун	Сталь		Чугун	Сталь
1	+44,5	-4,8	6	-55,0	-50,4
2	-14,1	-3,8	7	-0,4	-24,6
3	+46,4	-24,0	8	-2,8	+2,5
4	+56,6	-5,0	9	+0,7	-13,8
5	-39,0	-32,5			

* Объем производства по оптимальному решению на 1980 г. определен интерполяцией. Заводы, расположенные в одном районе и имеющие примерно одинаковые условия производства, объединялись в одну группу. В таблице приведен фрагмент данных.

таллургии. Сравнивались результаты решения оптимизационной задачи по развитию и размещению предприятий Мишчермета на 1990 г.¹ и фактические данные по предприятиям министерства за 1975 и 1980 гг. Как видно из табл. 1, через 7 лет после проведения расчетов фактические данные значительно отклоняются от рекомендованных, что обуславливает целесообразность выполнения нового расчета оптимального плана.

Как уже говорилось, наиболее опасной для точности общего решения является не абсолютная величина ошибки, а ее вариация между отдельными предприятиями. В качестве меры этой вариации может быть исследована устойчивость коэффициентов, характеризующих отношение себестоимости продукции данного предприятия к себестоимости продукции предприятия, принятого за базисное (табл. 2).

Из таблицы следует, что переход к относительным величинам снижает абсолютный уровень отклонений, однако за анализируемый период практически ни одно предприятие не сохранило стабильного положения относительно базиса.

¹ Задача решена в ИЭПОПП СО АН СССР в 1979 г. под руководством канд. экон. наук З. Р. Цимдиной.

Т а б л и ц а 2

Уровень показателя себестоимости, % к себестоимости по заводу № 1

Номер завода (группы заводов)	Технологический передел					
	Чугун			Сталь		
	1972 г.	1975 г.	1980 г.	1972 г.	1975 г.	1980 г.
2	96,0	93,7	98,0	107,1	104,5	113,0
3	86,9	90,5	103,1	93,6	95,4	111,3
4	118,7	123,5	116,4	116,9	117,6	118,0
5	121,7	128,8	118,4	130,2	128,2	119,2
6	108,1	99,6	105,3	107,3	101,5	110,2
7	113,4	112,7	106,1	—	—	—
8	110,0	102,8	106,9	—	—	—
9	112,0	110,1	108,5	125,5	120,1	117,9

Приведенные фрагментарные данные о величине и характере ошибок оптимизационных расчетов показывают необходимость углубленного анализа этой проблемы и разработки методов, позволяющих, с одной стороны, снизить величину ошибки прогноза, с другой, учесть величину неизбежной ошибки при решении оптимизационных задач и интерпретации результатов.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
<i>Розин Б. Б., Ягольницер М. А.</i> Модели с переменной структурой в исследовании динамики экономических показателей	4
<i>Елохин В. Р., Крисоруцкий Л. Д., Санесев Б. Г., Федоров В. В.</i> Статистическая аппроксимация сложных моделей топливно-энергетического комплекса	50
<i>Канев В. С., Товаров А. К.</i> Смещенные (гребневые) регрессионные оценки в построении экономико-статистических моделей	67
<i>Райская Н. Н., Френкель А. А.</i> Гребневые оценки регрессионной модели	80
<i>Максимов Ю. И.</i> О некоторых приложениях теории анализа риска	92
<i>Литвинцев Б. И.</i> Оценка надежности сроков реализации целевой программы	101
<i>Иванова Л. М.</i> Учет характеристик надежности при согласовании плановых решений отраслевых систем.	111
<i>Соколов В. Г., Соколов В. М.</i> Выбор оптимальной траектории развития производственной системы	121
<i>Розин Б. Б., Сергеева Л. А., Ягольницер М. А.</i> Проблемы статистической оценки экономических нормативов территориально-производственного планирования	150
<i>Зайкин В. С., Шевелева Е. Э.</i> Анализ территориальных различий в уровне жизни на основе простых цепей Маркова	172
<i>Кусов Т. Р., Мальцева Л. А., Орлов С. Б., Соколов В. Г.</i> О задаче выбора рациональной структуры геологоразведочной партии	188
<i>Беккер А. В., Лось В. А.</i> Применение методов классификации при формировании структуры аппарата управления строительного треста	198
<i>Марченко Д. А., Рассадин В. Н., Сапожников П. С., Ягольницер М. А.</i> Экономико-статистический анализ формирования удельных капитальных вложений в нефтедобывающей промышленности	208
<i>Хасанов М. Х.</i> Учет фактора неполной определенности при проектировании обустройства нефтепромыслов	216
<i>Чурляева Н. П.</i> Использование статистических методов в анализе работы ремонтных служб	228
<i>Яновчик В. А.</i> Стохастические и имитационные модели в планировании многономенклатурного производства	233
<i>Вилков Н. О., Чудновский Г. Л.</i> Отражение вероятностных факторов в модели двухкомпонентной отраслевой системы	241
<i>Розин Б. Б., Ионина Н. П.</i> Экономические параметры моделей отраслевого планирования: классификация, свойства, точность оценки (постановка проблемы)	250

**МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ
В ЭКОНОМИЧЕСКОМ АНАЛИЗЕ
И ПЛАНИРОВАНИИ**

Ответственный редактор
Бенциан Борисович Розин

Утверждено к печати
Институтом экономики и организации
промышленного производства СО АН СССР

Редакторы издательства *Ю. Ш. Блам, Л. И. Легкоступ*
Художественный редактор *С. М. Кудрявцев*
Технический редактор *Л. П. Минеева*
Корректоры *С. М. Погудина, К. И. Сергеева*

ИБ № 23661

Сдано в набор 15.07.82. Подписано к печати 17.02.83. МН-05004.
Формат 84×108/32. Бумага типографская № 2. Обыкновенная гарнитура.
Высокая печать. Усл. печ. л. 13,4. Усл. кр.-отт. 13,4. Уч.-изд. л. 15.
Тираж 2400 экз. Заказ № 254. Цена 1 р. 70 к.

Издательство «Наука», Сибирское отделение.
630099, Новосибирск, 99, Советская, 18.
4-я типография издательства «Наука».
630077, Новосибирск, 77, Станиславского, 25.