

ЗАМЕТКИ И ПИСЬМА

ОБ ИЗМЕРЕНИИ ЭФФЕКТИВНОСТИ РАЗВИТИЯ ОБЪЕДИНЕНИЯ ПРОМЫШЛЕННЫХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Ю. П. ЧЕРНОВ

(Москва)

ОБЩИЕ ЗАМЕЧАНИЯ

При определении сводных показателей экономической эффективности промышленного производства возникает ряд задач, требующих использования моделей производственных функций, позволяющих в аналитической форме отображать взаимодействие и эффективность отдельных факторов производства в процессе экономического роста. Производственные функции являются ведущей частью сложных математических моделей роста и широко применяются в макроэкономическом анализе и прогнозных расчетах [1—5].

В данной работе на основе модели производственной функции сделана попытка провести расчеты суммарной эффективности развития Всесоюзного объединения промышленных предприятий «Сода» по широкому кругу факторов (технический прогресс, эффект масштаба производства, структурные сдвиги). Поставленная задача анализа эффективности объединения предприятий состоит в определении при помощи модели производственной функции макроэкономических показателей эффективности всего объединения в целом, исходя из неагрегированной (микро-) информации отдельных предприятий. Постановка задачи расчета эффективности в таком виде требует привлечения метода ковариационного анализа для построения модели производственной функции и позволяет ввести в модель не только значительный объем информации, но и получить оценки суммарной эффективности отдельных факторов, предопределяющих интенсификацию промышленного производства. Предлагаемая модель производственной функции объединения предприятий в отличие от производственных функций в их традиционной форме позволяет учитывать влияние на рост производства качественных различий отдельных предприятий, входящих в объединение, а также рассчитывать темп эффективности технического прогресса в годовом разрезе. Эти преимущества достигаются применением ковариационного анализа, органически сочетающего аналитические возможности корреляционного и дисперсионного анализов. И если в дисперсионном анализе все факторы качественные, а в корреляционном количественные, то в ковариационном анализе одна часть рассматриваемых факторов исследуется качественно (со стороны качественных характеристик), а другая часть — количественно [6].

Усложнение за счет введения в модель производственной функции дополнительных параметров, отображающих качественные характеристики предприятий, входящих в объединение, позволяет выделить ряд новых факторов в аспекте их влияния на рост эффективности производства, что в целом приводит к более углубленному пониманию механизма формирования эффективности. При таком подходе эффективность определяется как рост физического объема производства, который нельзя непосредственно отнести за счет расширения физического объема используемых ресурсов труда и производственных фондов. Иначе говоря, эффективность включает в себя эффект, выражающийся в росте производства за счет технического прогресса, увеличения масштаба производства, изменения качественных характеристик ресурсов труда и производственных фондов, а также за счет эффективности перемещения ресурсов в более эффективные производственные единицы (эффект структурных сдвигов).

ОПИСАНИЕ МОДЕЛИ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ

Ковариационный метод анализа, примененный в этом исследовании для оценки неизвестных параметров модели производственной функции, имеет значительные теоретические и практические преимущества по сравнению с моделью производст-

венной функции, полученной по агрегированным динамическим рядам обычным регрессионным методом, так как избранный нами методический подход позволяет выделять эффект технического прогресса в чистом виде и дает возможность моделировать в общем непостоянные темпы технического прогресса. Существенным аналитическим преимуществом ковариационного метода построения производственной функции является тот факт, что данный метод уменьшает статистическое смещение оценок параметров, получаемых методом наименьших квадратов, ослабляя при этом тенденцию взаимосвязи коэффициентов производственной функции, обусловленную мультиколлинеарностью показателей агрегатных динамических рядов. Доказательство уменьшения смещения параметров производственной функции, когда применяется метод ковариационного анализа к данным, объединяющим динамические ряды и пространственную выборку, приводится в [7, 8]. В отличие от традиционного подхода к построению производственной функции, при котором эффект технического прогресса получается в виде «необъясненного остатка» и который, следовательно, не устраняет влияние случайных ошибок, метод ковариационного анализа позволяет получить в совместном расчете одновременно с оценками влияния других факторов также и эффект воздействия технического прогресса на рост объема производства.

Переменный и в общем случае нелинейный темп роста эффекта технического прогресса элиминируется (отделяется) при таком подходе, с одной стороны, от влияния изменения объема используемых ресурсов, включая эффект структурных сдвигов и эффект расширения масштаба производства, а с другой — от влияния случайных статистических ошибок. При этом получаемые ковариационным методом данные о динамике эффекта технического прогресса могут стать исходной базой для последующего анализа факторов (уровень образования работающих, затраты на научно-исследовательские работы и др.), предопределяющих сам темп изменения эффекта технического прогресса.

Для реализации всех этих преимуществ ковариационный анализ необходимо применить к информации, комбинирующей в матричной форме динамические ряды и пространственную выборку. В нашем случае ковариационным методом анализируется развитие составленных объединений заводов за период с 1960 по 1970 г. с целью получения оценки суммарной эффективности развития всего объединения в целом. При этом качественные различия между отдельными заводами, как и различия между отдельными годами развития всего объединения, моделируются при таком подходе специальными константами производственной функции. В [9] показана возможность применения производственной функции типа Кобба — Дугласа — Тинбергера для анализа интенсивных факторов эффективности долгосрочного развития производств химической промышленности, что явилось основанием для включения производственной функции этого типа составной частью в модель ковариационного анализа объединения предприятий «Сода». Теоретическая форма модели, основывающаяся на данных динамических рядов, объединенных с пространственной выборкой, и позволяющая проводить ковариационный анализ, может быть представлена в виде

$$\ln Q_{it} = B + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \sum_{i=1}^{I-1} \beta_i D_i^{(F)} + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_t^{(P)}, \quad (1)$$

где $i = 1, 2, \dots, I$ — номер завода; $t = 1, 2, \dots, T$ — номер года; B — константа; Q_{it} — объем выпуска продукции в неизменных ценах i -го завода в t -м году; L_{it} — численность занятых на i -м заводе в t -м году; K_{it} — основные производственные и нормируемые оборотные фонды i -го завода в t -м году; α_1, α_2 — коэффициенты эластичности L_{it} и K_{it} относительно Q_{it} . Модель не включает в качестве специального аргумента затраты сырья, удельный вес которого в структуре затрат содового производства незначителен, а различия в геологических условиях залегания исходного сырья для отдельных заводов в производственной функции (1) моделируются инструментальными переменными. Отсутствие символа i у соответствующей переменной означает, что она выражает агрегатный уровень данной переменной для всего объединения предприятий. t — номер соответствующего года в анализируемом периоде; β — параметр, количественно выражающий эффективность технического уровня соответствующего завода; γ_t — параметр, выражающий эффективность развития всего объединения в определенном году анализируемого периода по сравнению с базовым годом; $D_i^{(F)}$ — инструментальные переменные, принимающие значение, равное единице, для i -го завода, и равное нулю — для всех других заводов; $D_t^{(P)}$ — переменные, принимающие значение, равное единице в t -м году анализируемого периода, и нуль во всех остальных годах.

В (1) одна инструментальная переменная для исходного года и одна инструментальная переменная для одного завода опущены. Это условие необходимо зара-

нее ввести в модель для того, чтобы ковариационная матрица не оказалась вырожденной.

В нашем случае ковариационному анализу подвергнуто объединение предприятий, состоящее из четырех содовых заводов, поэтому в (1) введены следующие символические обозначения инструментальных переменных: $D^{(F)} = 1$ для $\ln Q_i$, для которых $i = 2$, а $D_i^{(F)} = 0$ для всех других $\ln Q_i$; $D_2^{(p)} = 1$ для $\ln Q_i$, для которых $p = 2$, а $D_2^{(p)} = 0$ для всех других $\ln Q_i$; $D_3^{(p)} = 1$ для $\ln Q_i$, для которых $p = 3$, а $D_3^{(p)} = 0$ для остальных $\ln Q_i$.

Следует отметить, что инструментальные переменные (переменные-счетчики) являются полезным методом введения в регрессионный анализ информации, которая содержится в исходных данных и не может быть измерена количественно обычным способом. К такой информации относятся, например, различие качественных характеристик заводов, составляющих объединение предприятий, а также различия в геологических условиях добычи исходного сырья. Практически любые переменные, сами по себе выражающие качественный уровень явлений, могут быть показаны через инструментальные переменные. Последние конструируются обычно для проведения сравнений более чем двух групп или уровней явления, например при анализе производственного процесса, представленного четырьмя группами исходных данных. Пусть каждый блок данных, куда входит информация о выпуске продукции, затратах труда, производственных фондах и электроэнергии, характеризует развитие отдельного завода в анализируемом периоде времени. Примем следующие обозначения переменных: Y — объем выпуска продукции; X_1 — численность работающих; X_2 — объем производственных фондов; X_3 — объем потребленной электроэнергии.

Информация о развитии данных заводов может быть разделена («расслоена») следующим образом:

$X_4 \ X_5 \ X_6$

1 0 0,	когда X_1, X_2, X_3 относятся к первому заводу;
0 1 0,	X_1, X_2, X_3 относятся ко второму заводу;
0 0 1,	X_1, X_2, X_3 относятся к третьему заводу;
0 0 0,	X_1, X_2, X_3 относятся к четвертому заводу.

В результате такого подхода можно составить регрессионную модель, характеризующую объем производства: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + a_5X_5 + a_6X_6$, где X_4, X_5, X_6 — инструментальные переменные.

В общем случае, если имеется n качественных уровней или составных элементов анализируемой совокупности, то в регрессионное уравнение необходимо ввести $n - 1$ инструментальных переменных, при помощи которых исходная информация как бы расслаивается на классы (группы), в результате чего возникает возможность применения комбинации регрессионного и дисперсионного анализов, т. е. ковариационного анализа. Непосредственным результатом такого подхода является определение не только более точных оценок параметров производственной функции и уменьшение остаточной дисперсии регрессионного уравнения, но и получение количественных показателей степени воздействия качественных различий между фиксированными уровнями (заводами, годами) рассматриваемой совокупности данных на динамику результирующего показателя.

Расчетам показателей эффективности, проводимым обычным способом, присущи дефекты, связанные главным образом с перекрещивающимся влиянием различных факторов, характерных как для отдельных заводов объединения, так и внешних факторов (например, качество управления, распределение ресурсов между заводами и т. п.). Для того чтобы по информации о работе отдельных заводов можно было получить несмещенные оценки эффективности развития всего объединения предприятий, в модель производственной функции необходимо ввести инструментальные переменные. Макроэкономическая аргументация анализа эффективности объединения предприятий базируется при этом не на агрегированных динамических рядах, а исходит из данных микроуровня, т. е. из информации о работе отдельных предприятий. Поэтому ковариационный анализ как статистический метод позволяет наиболее полно извлекать полезную информацию из исходных данных и может явиться адекватным инструментом исследования механизма формирования показателей эффективности объединения промышленных предприятий. В основе этого подхода лежит проблема учета качественных различий отдельных производственных единиц объединения предприятий в модели производственной функции при одновременном определении макропараметров эффективности развития всего объединения в целом. Статистической базой расчетов служит при этом информация, объеди-

няющая динамические ряды с пространственной выборкой, а ковариационный анализ дает возможность получить совместные оценки не только неизвестных коэффициентов эластичности α_1 и α_2 , но и оценку параметров β_i и γ_t при инструментальных переменных. Коэффициенты β_i могут быть интерпретированы как индексы уровня эффективности отдельных заводов, отражающие в основном различия в техническом уровне, методов организации и управления производством, а также геологических условий залегания исходного сырья. Эти коэффициенты могут также отражать влияние на результирующий показатель, различия в качественных характеристиках факторов, не включенных в модель производственной функции. Коэффициенты γ_t являются оценками эффективности технических изменений всего объединения предприятий за период от исходного до t -го года. Так как различия в эффективности работы отдельных заводов отражены в параметрах β_i , а различия в эффективности развития всего объединения между отдельными годами — в параметрах γ_t , то смещение коэффициентов эластичности модели производственной функции должно быть сведено к минимуму.

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ МОДЕЛИ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ КОВАРИАЦИОННЫМ МЕТОДОМ

Модель производственной функции (1) была построена по данным динамических рядов четырех содовых заводов (условно обозначенных 1, 2, 3, 4) за период с 1960 по 1970 г. Применение к динамическим рядам специально построенной для проведения ковариационного анализа программы вычислений на БЭСМ-4 позволило получить производственную функцию

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & -3,81736 + 0,56869 \ln L_{it} + 0,52057 \ln K_{it} + 0,23787 D_1^{(P)} + \\ & + 0,15287 D_2^{(P)} + 0,12270 D_3^{(P)} + 0,02233 D_2^{(P)} + 0,04628 D_3^{(P)} + \\ & + 0,06730 D_4^{(P)} + 0,05030 D_5^{(P)} + 0,06610 D_6^{(P)} + 0,09039 D_7^{(P)} + \\ & + 0,10453 D_8^{(P)} + 0,12335 D_9^{(P)} + 0,13852 D_{10}^{(P)} + 0,13278 D_{11}^{(P)}. \end{aligned} \quad (2)$$

Все параметры при неизвестных получились статистически значимыми, а $R_{Q \cdot Q} = 0,997$. Статистика $d = 1,83$, что характеризует статистическую надежность полученной модели производственной функции.

Ковариационный анализ дает дополнительную информацию в форме оценок коэффициентов регрессии при инструментальных переменных. При этом коэффициент β_i , $i = 1, 2, 3, 4$, будучи умноженным на 100, измеряет превышение (в случае, если он больше единицы) или снижение эффективности работы i -го завода по сравнению со среднепромышленным уровнем. Коэффициент γ_t , $t = 1, 2, \dots, 11$, будучи умноженным на 100, измеряет процент роста выпуска продукции, обусловленный техническим прогрессом всего объединения предприятий в t -м году по сравнению с базовым годом.

Основные результаты расчетов модели производственной функции (1) следующие.

1. Все коэффициенты при инструментальных переменных $D_i^{(P)}$, $i = 1, 2, 3, 4$, существенно отличаются от нуля и от коэффициента при $D_4^{(P)}$, который получается как разность $B - \sum_{i=1}^3 \beta_i = 3,30392$ и показывает, что эффективность работы четвер-

того завода существенно выше остальных. Важным преимуществом оценки параметров производственной функции методом ковариационного анализа по сравнению с традиционным методом является то, что при помощи инструментальных переменных элиминируется эффект качественных различий между отдельными заводами, которые вносят смещение в оценки параметров.

2. Учитывая тот факт, что коэффициенты при инструментальных переменных для отдельных лет выражают эффект «чистых» технических изменений в объединении предприятий, т. е. показывают рост производства, обусловленный техническим прогрессом, при одновременном элиминировании эффекта масштаба производства и эффекта межзаводских перемещений ресурсов (т. е. эффекта структурных сдвигов), следует признать, что значения этих коэффициентов относительно высоки.

3. Сумма коэффициентов эластичности при переменных «численность работающих», «производственные фонды» превышает единицу, что указывает на рост эффекта расширения масштаба производства в анализируемом периоде. Иными словами, эффективность растет с расширением масштаба производства. Полученный результат наиболее точно отражает эффект масштаба производства, так как введение

в модель производственной функции инструментальных переменных $D_i^{(F)}$ действует в направлении получения несмещенных оценок коэффициентов α_1 и α_2 . Этому же способствует корректировка исходных динамических рядов на коэффициент использования производственных мощностей в анализируемом периоде.

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИНТЕНСИВНЫХ ФАКТОРОВ ЭФФЕКТИВНОСТИ РАЗВИТИЯ ОБЪЕДИНЕНИЯ ПРОМЫШЛЕННЫХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Конечная цель анализа расчета эффективности долгосрочного развития объединения предприятий состоит в выделении из общего роста объема производства тех его долей, которые обусловлены воздействием технического прогресса, ростом эффективности масштаба производства, влиянием структурных сдвигов и т. д. И если ковариационный анализ позволяет непосредственно получить оценки воздействия технического прогресса (в виде коэффициентов γ_i) на рост производства, то для определения влияния других факторов необходимы дополнительные аналитические построения. В этих целях все неизвестные и параметры производственной функции (1) нужно рассматривать как переменные и получить полный дифференциал этого уравнения, трактуя частные дифференциалы как дискретные изменения. Тогда получим

$$\frac{\Delta Q_{it}}{Q_{it}} = \alpha_1 \frac{\Delta L_{it}}{L_{it}} + \alpha_2 \frac{\Delta K_{it}}{K_{it}} + \ln L_{it} \Delta \alpha_1 + \ln K_{it} \Delta \alpha_2 + \beta_i \Delta D_i + \gamma_i \Delta D_i + D_i \Delta \beta_i + D_i \Delta \gamma_i. \quad (3)$$

В (3) все значения инструментальных переменных за исключением i -й всегда равны нулю, а поэтому все символы инструментальных переменных за исключением i -й выпадают из (3). Так как i -я инструментальная переменная в записи этого уравнения всегда равна единице, то, следовательно, $\Delta D_i = 0$ и соответственно (3) приводится к виду *

$$\frac{\Delta Q_{it}}{Q_{it}} = \alpha_1 \frac{\Delta L_{it}}{L_{it}} + \alpha_2 \frac{\Delta K_{it}}{K_{it}} + \ln L_{it} \Delta \alpha_1 + \ln K_{it} \Delta \alpha_2 + \Delta \beta_i + \Delta \gamma_i. \quad (4)$$

Полный дифференциал (4) дает возможность получить приближенно аналитические оценки факторов эффективности развития объединения предприятий.

1. Рост объема производства объединения предприятий, обусловленный техническим прогрессом. Этот показатель получается непосредственным расчетом параметра γ_i производственной функции (1)

γ -ряд.

2. Рост производства объединения предприятий, обусловленный изменением эффективности работы каждого завода и реализуемый перемещением ресурсов в более эффективные производственные единицы. Величина влияния этого фактора равна сумме коэффициентов эффективности заводов β_i , взвешенных на относительные изменения объемов использования ресурсов труда и фондов

$$\sum_{i=1}^I \frac{\beta_i}{B} \left[\alpha_1 \left(\frac{\Delta L_{it}}{L_{it}} - \frac{\Delta L_t}{L_t} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta K_{it}}{K_{it}} - \frac{\Delta K_t}{K_t} \right) \right] = \beta\text{-ряд.}$$

3. Рост выпуска продукции объединения предприятий, обусловленный эффектом масштаба производства, можно получить, если первые два члена уравнения (4) записать в форме

$$\sum_{i=1}^I \left[(\alpha_1 - \alpha_1^*) \frac{\Delta L_{it}}{L_{it}} + (\alpha_2 - \alpha_2^*) \frac{\Delta K_{it}}{K_{it}} \right] = M\text{-ряд,}$$

где $\alpha_1^* = \alpha_1 / \alpha_1 + \alpha_2$, $\alpha_2^* = \alpha_2 / \alpha_1 + \alpha_2$ — коэффициенты эластичности в предположении отсутствия эффекта масштаба производства.

Индекс роста совокупной эффективности объединения промышленных предприятий можно получить суммированием составляющих его элементов, т. е. суммированием γ -ряда, β -ряда, M -ряда.

* Поскольку расчет методом скользящей регрессии показал незначительные изменения во времени параметров α_1 и α_2 , то элементы $\ln K_{it} \Delta \alpha_2$ и $\ln L_{it} \Delta \alpha_1$ были опущены в последующих расчетах.

Для наглядного представления результатов факторного анализа эффективности необходимо провести дополнительные преобразования. Так, коэффициенты γ_i могут быть преобразованы в индексы относительного изменения путем их умножения на 100.

Табл. 1 позволяет сделать вывод о том, что в целом по объединению за период с 1960 по 1970 г. объем производства за счет технического прогресса возрос на 13%. Учитывая, что эта цифра «очищена» от влияния эффекта масштаба производства

Таблица 1

**Коэффициенты эффективности технического прогресса
в объединении предприятий**

Год	γ -ряд	Индекс	Изменение индекса	Год	γ -ряд	Индекс	Изменение индекса
1960	0,000	100	0	1966	0,09039	109	+2
1961	0,02233	102	+2	1967	0,10453	110	+1
1962	0,04628	105	+3	1968	0,12335	112	+2
1963	0,06729	107	+2	1969	0,13852	114	+2
1964	0,05030	105	-2	1970	0,13278	113	-1
1965	0,06610	107	+2				

и эффекта структурных сдвигов, а также исключительную устойчивость технологических принципов в данной отрасли химической промышленности, следует признать полученную оценку вполне реальной. В среднегодовых темпах роста она составит 1,2%. Для сравнения укажем, что прогнозная оценка темпа технологического прогресса в химической промышленности, полученная индексным методом, на ближайшее пятилетие в расчете на добавленную стоимость составляет 1,4% [10].

Окончательные результаты расчетов эффекта технического прогресса, эффекта масштаба производства и эффекта структурных сдвигов объединения предприятий представлены в табл. 2.

Таблица 2

Эффективность долгосрочного развития предприятий и факторы ее изменения

Годы	Индекс изменения объема производства в результате			Индекс совокупной эффективности	Годы	Индекс изменения объема производства в результате			Индекс совокупной эффективности
	технического прогресса	эффекта масштаба производства	структурных сдвигов			технического прогресса	эффекта масштаба производства	структурных сдвигов	
1960	100	100	100	100	1966	109	101	103	113
1961	102	102	99	103	1967	110	101	104	115
1962	105	102	102	109	1968	112	101	103	116
1963	107	102	101	110	1969	114	102	99	115
1964	105	102	99	106	1970	113	102	101	116
1965	107	102	98	107					

Таким образом, метод ковариационного анализа позволил получить оценку суммарной эффективности долгосрочного развития объединения предприятий содовой промышленности, а также определить одновременно и роль отдельных факторов, предопределяющих изменение эффективности. Особо следует отметить, что полученные оценки эффективности технического прогресса (γ -ряд) для каждого года анализируемого периода могут стать основой последующего регрессионного анализа факторов, обуславливающих сам темп изменения эффекта технического прогресса. В качестве первоочередной задачи дальнейших исследований можно поставить задачу по исследованию зависимости эффекта технического прогресса от таких факторов экономического роста, как объем капиталовложений в новую технику, затраты на научно-исследовательские работы и др.

В целях сравнительного анализа по одним и тем же исходным данным объединения, но в разных вариантах расчета, взятым с различной степенью агрегирования, были дополнительно построены следующие производственные функции.

$$\ln Q_{it} = B + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \sum_{i=2}^I \beta_i D_i^{(F)} + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_t^{(P)}$$

(исходные данные представлены в форме, соединяющей динамические ряды с пространственной выборкой, что допускает применение ковариационного анализа);

$$\ln Q_{it} = B + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_t^{(P)}$$

(исходные данные представлены в форме, соединяющей динамические ряды с пространственной выборкой; производственная функция учитывает эффект технического прогресса в годовом разрезе, но не учитывает качественных различий между отдельными заводами объединения);

$$\ln Q_{it} = B + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \sum_{i=2}^I \beta_i D_i^{(F)} + \lambda t$$

(исходные данные представлены в форме, соединяющей динамические ряды с пространственной выборкой; модель позволяет учитывать эффект качественных различий отдельных заводов, а эффект технического прогресса отображается экспоненциальным трендом $e^{\lambda t}$);

$$\ln Q_{it} = B + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \lambda t$$

(исходные данные представлены в форме динамических рядов четырех заводов без «расслоения» при помощи инструментальных переменных на отдельные качественные уровни. Модель производственной функции не учитывает ни качественных различий отдельных заводов, ни различий в эффекте технического прогресса в отдельных годах анализируемого периода).

Наименьшую степень приближения к исследуемой зависимости дал последний вариант расчета, в то время как модель ковариационного анализа, построенная по информации, объединяющей в себе динамические ряды с пространственной выборкой, позволила в наибольшей степени извлечь полезную информацию из статистических данных.

Методологический смысл рассмотренной проблемы ковариационного анализа эффективности объединения промышленных предприятий на базе модели производственной функции состоит в определении эффективности макроэкономических факторов роста производства, исходя из неагрегированных показателей развития отдельных предприятий. Проведенное исследование доказывает практическую применимость метода ковариационного анализа для выделения роли ключевых элементов экономического роста объединения предприятий, особенно тех, которые выступают как факторы причинного характера (технический прогресс, масштаб производства, структурные сдвиги) и могут служить объектом перспективного планирования.

ЛИТЕРАТУРА

1. Э. Мэнсфилд. Экономика научно-технического прогресса. М., «Прогресс», 1970.
2. R. Nelson. Aggregate Production Function and Medium-Range Growth Projections, Amer. Econ. Rev., 1964, v. 54, N 5.
3. А. И. Гладышевский. Производственные функции, их построение и применение. Экономика и матем. методы, 1966, т. II, вып. 4.
4. Б. Н. Михалевский, Ю. П. Соловьев. Производственная функция народного хозяйства СССР 1951—1963 гг. Экономика и матем. методы, 1966, т. II, вып. 6.
5. Б. Н. Михалевский. Макроэкономическая производственная функция как модель экономического роста. Экономика и матем. методы, 1967, т. III, вып. 2.
6. Г. Шеффе. Дисперсионный анализ. М., Физматгиз, 1963.
7. Y. Mundlak. Empirical Production Function, Free of Management Bias. J. Farm Econ., 1961, v. 43, N 3.
8. J. Hoch. Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data. Econometrica, 1962, v. 30, N 1.

9. Проблемы регрессионного анализа и экономического прогнозирования. Материалы конференции. Рига, 1970 (ЦСУ Латв.ССР).
10. Б. Н. Михалевский. Макроэкономический прогноз технологического прогресса и структуры экономического роста. Экономика и матем. методы, 1971, т. VII, вып. 4.

Поступила в редакцию
19 IV 1972

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕСУРСОВ МЕЖДУ ПРОГРАММАМИ РАЗВИТИЯ БОЛЬШИХ СИСТЕМ

Д. В. БАКУРАДЗЕ, А. П. КОЗЛОВЦЕВ, А. А. МАЛЫШЕВ
В. И. ЧЕРНЕЦКИЙ

(Москва, Ленинград)

В [1—4] и других работах рассматривается лишь прямая задача распределения, т. е. задача минимизации ресурсов за весь период планирования при заданной эффективности. Однако практически интересна и обратная задача, когда расход ресурсов на весь период строго задан. В данной статье исследуется большая система, программа развития которой включает ряд частных программ.

Пусть процесс развития большой системы разбивается на k периодов, $k = 0, 1, 2, 3, \dots, K$. Считается, что с точки зрения внешней системы определены:

- 1) множество программ развития большой системы с номерами $i = 1, 2, 3, \dots, m$;
- 2) степень достижения цели всей системы, которая выражается расположенными в определенном порядке величинами

$$b_{ik}^+ \text{ и } b_{ik}^-, \quad (1)$$

являющимися соответственно верхним желаемым и минимально необходимым нижним уровнями выполнения программы в периоде k . Предполагается, что этот порядок задается коэффициентами важности μ_{ik} ;

3) множество средств N_j , $j = 1, 2, \dots, n$, с помощью которых эти программы могут быть выполнены;

4) матрица состояний средств $\|\gamma_{ijks}\|$, характеризующая возможность применения j -го средства для выполнения i -й программы в периоде k . Номер состояния $s = 1, 2, \dots, S$,

$$\sum_{s=1}^S \gamma_{ijks} = 1. \quad (2)$$

При этом средство j , находившееся в периоде $k-1$ состоянии S , может в периоде k либо остаться в этом же состоянии, либо перейти в следующее $S'+1$, т. е.

$$\begin{aligned} \gamma_{ijks} &= \gamma_{ij(k-1)s}, & \text{если } \gamma_{ijhs} &= 1, \\ \gamma_{ijh(s+1)} &= \gamma_{ijh(k-1)s}, & \text{если } \gamma_{ijh(s+1)} &= 1. \end{aligned} \quad (3)$$

Рассматриваются только три состояния средств, т. е. $S = 3$, а функция γ_{ijks} принимает следующие значения: $\gamma_{ijk1} = 1$, $\gamma_{ijk2} = \gamma_{ijk3} = 0$, если поисковые работы по применению j -го средства для i -й программы не окончены; $\gamma_{ijk2} = 1$, $\gamma_{ijk1} = \gamma_{ijk3} = 0$ — если поисковые работы окончены и можно начинать опытно-конструкторские работы (ОКР); $\gamma_{ijk3} = 1$, $\gamma_{ijk1} = \gamma_{ijk2} = 0$ — если ОКР окончены и можно начинать (ведется) производство; $\gamma_{ijk3} = 0$ — если применение j -го средства по i -й программе в принципе невозможно.

Значения функции γ_{ijks} можно определить из соотношения

$$\gamma_{ijks} = \begin{cases} 1, & \text{если } U_{ijk(s-1)} \leq \sum_{g=0}^{k-1} \sum_{q=1}^s \gamma_{ijgq} x_{ijKg} < U_{ijk}, \\ 0 & \text{— в противном случае, где } U_{ijk0} = 0, \end{cases} \quad (4)$$

U_{ijk} — достаточно большое число. Выражение (4) фактически отражает длительность инвестиционного периода и определяет динамику развития в сфере научных исследований.