

ЗАМЕТКИ И ПИСЬМА

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОИЗВОДСТВА  
В ОТРАСЛЯХ ПРОМЫШЛЕННОСТИ  
И АНАЛИЗ ИНТЕНСИВНЫХ ФАКТОРОВ РАЗВИТИЯ

Г. О. КУРАНОВ, А. Н. ЛИФАНЧИКОВ

(Москва)

Современные проблемы интенсификации промышленного производства определяют необходимость разработки методов оценки роли отдельных факторов в общем процессе производства. Такая оценка может быть проведена в рамках многофакторной модели, адекватно описывающей взаимосвязь результата с основными факторами производства [1—3].

Здесь рассматриваются общие и специфические вопросы моделирования и анализа процесса производства на уровне отраслей промышленности, анализируются результаты конкретных расчетов по отдельным отраслям.

1. СПЕЦИФИКАЦИЯ ПЕРЕМЕННЫХ МОДЕЛИ

Спецификация переменных отраслевых производственных функций определяется особенностями исследуемой отрасли. В отраслях обрабатывающей промышленности основными факторами являются объем переработанного сырья, стоимость основных производственных фондов, численность занятых. В ряде отраслей существенное влияние на результаты производства оказывает качество сырья и прежде всего содержание полезного компонента, например содержание железа в железорудной части шихты, содержание сахара в свекле и т. д. Имеет значение также изменение структуры сырья, например структуры энергетического топлива, структуры растительного и животного сырья для отраслей пищевой промышленности и т. д.

Учитывая это, в модель производства в отраслях обрабатывающей промышленности целесообразно ввести: общий объем переработанного сырья в натуральных единицах —  $M_i$ ; объем переработанного сырья  $i$ -го вида —  $M_i^i$ ; вектор структуры сырья —  $\lambda_i = \{\lambda_i^i\}$ ; содержание полезного компонента в единице  $i$ -го переработанного сырья в долях —  $m_i^i$ ; среднее качество сырья при постоянной структуре —  $m_i$ ; индекс влияния структуры на среднее качество —  $\mu_i$ . Переменные  $m_i$  и  $\mu_i$  рассчитываются по формулам

$$m_i = \sum \lambda_0^i m_i^i, \quad (1)$$

$$\mu_i = \frac{1}{m_i} \sum \lambda_i^i m_i^i. \quad (2)$$

Содержание полезного компонента в общем объеме переработанного сырья получается как произведение  $M_i^* = \mu_i m_i M_i$ . Введение в модель переменной  $M_i^*$  дает возможность произвести в дальнейшем дезагрегацию и оценить влияние каждого из факторов в отдельности.

При моделировании производства в отраслях с широким ассортиментом используемого сырья (химическая промышленность, промышленность строительных материалов, легкая или пищевая промышленности в целом) целесообразно введение сырья в стоимостном выражении.

Средства труда могут быть представлены в модели среднегодовой восстановительной стоимостью основных промышленно-производственных фондов —  $F_i$ . В связи с тем, что уровень использования производственного аппарата отраслей обрабатывающей промышленности колеблется по годам, целесообразно ввести также переменную, отражающую динамику использования производственных мощностей отрасли. При этом, исходя из тождества

$$Q_i = \frac{Q_i}{N_i} F_i \frac{N_i}{F_i}, \quad (3)$$

где  $Q_t$  — выпуск продукции;  $N_t$  — суммарная производственная мощность предприятий отрасли, можно предположить, что переменные  $Q_t/N_t$  и  $F_t$  будут входить в модель, связанные мультипликативно.

При исчислении мощностей по отдельным видам производств или продуктам агрегированный коэффициент использования мощностей в целом по отрасли  $k_t$  может быть рассчитан с помощью стоимостного метода

$$k_t = \frac{\sum Q_t^i s^i}{\sum N_t^i d_t^i s^i}, \quad (4)$$

где  $N_t^i$  — суточная (сменная) мощность по производству продукта в натуре,  $d_t^i$  — число суток (смен) работы в году,  $Q_t^i$  — фактический выпуск  $i$ -го продукта в натуре за год,  $s^i$  — средняя оптовая цена  $i$ -го продукта.

Стоимостной метод, используемый в основном для суботраслей, не пригоден для крупных отраслей промышленности в целом вследствие значительной его трудоемкости.

Для отраслей пищевой и легкой промышленности, связанных с первичной переработкой сельскохозяйственного сырья, может быть предложен статистический метод, основанный на анализе динамики фондоотдачи и позволяющий выделить две компоненты коэффициента использования мощностей (КИМ):

а) КИМ первого рода, определяемый постоянно действующими факторами: изменением стоимости единицы мощности, повышением технического уровня основных фондов, совершенствованием организации, ростом уровня механизации и автоматизации; он связан с плавным изменением фондоотдачи  $f_t$  во времени — ее эволюторным трендом;

б) КИМ второго рода, определяемый годовыми колебаниями массы сырья, поступающего для переработки, и, как следствие, колебаниями соотношения количества сырья и наличных мощностей, или уровня их использования; динамика этой компоненты в основном совпадает с динамикой отклонений фондоотдачи от тренда.

Изменения объема продукции вследствие колебаний КИМ второго ряда рассчитываются по формуле

$$\Delta Q_t^{\text{КИМ-II}} = (f_t - f_t^{\text{теор}}) F_t. \quad (5)$$

Помимо колебаний в уровне использования производственного аппарата отрасли, целесообразно учитывать временной лаг между моментом ввода новых фондов и моментом достижения нормативного эффекта путем введения модифицированного ряда основных производственных фондов.

Затраты живого труда могут быть представлены в модели среднегодовой численностью промышленно-производственного персонала  $L_t$ . Использование данных о количестве отработанных (оплаченных) человеко-часов может дать более точную меру затрат живого труда, однако получение таких данных по отраслям затруднительно.

В добывающих отраслях промышленности помимо отмеченных факторов, исключая сырьевой, желательным введением показателя естественно-природных и горногеологических условий добычи. Такими показателями могут служить: средняя производительность пластов ( $\tau/m^2$ ), средняя длина лавы ( $m$ ), средняя глубина залегания пластов ( $m$ ), коэффициент извлечения металла при добыче и обогащении.

В зависимости от специфики отрасли результат производства может быть выражен в натуральных или условно-натуральных единицах и стоимостных показателях, из которых наиболее доступным является показатель валовой продукции.

На выбор формы модели существенное влияние оказывает цель исследования. Так как одной из основных задач факторного анализа является изучение динамики коэффициентов эффективности (индивидуальных производительностей), то целесообразно построение линейных функций с динамизированными параметрами. Так, для отраслей обрабатывающей промышленности линейная динамическая модель будет иметь вид

$$Q_t = B(t) + A_1(t)M_t^* + A_2(t)F_t^* + A_3(t)L_t, \quad (6)$$

где  $M_t^*$  — определена выше,  $F_t^* = k_t F_t$ ;  $A_i(t)$  — коэффициент эффективности (индивидуальной производительности)  $i$ -го фактора.

Динамичность коэффициентов предполагает непрерывное изменение всех характеристик процесса, включая эластичности замены.

К зависимости вида (6) с переменными коэффициентами эффективности факторов можно прийти и через использование других форм модели, более адекватных моделируемому процессу производства. Например, при использовании логарифмически-линейных функций переход к коэффициентам  $A_i(t)$  от эластичностей выпуска по

факторам  $\alpha_i(t)$  производится по известной формуле

$$A_i = \alpha_i \frac{Q}{x_i}. \quad (7)$$

Вопрос о необходимости динамизации параметров применяемой зависимости в каждом случае может быть решен путем экспериментальной проверки устойчивости параметров во времени. Но в том и другом случае коэффициенты эффективности  $A_i(t)$  не будут оставаться постоянными вследствие изменения соотношения факторов и результата.

## 2. ИДЕНТИФИКАЦИЯ МОДЕЛИ

Оценка параметров функции (6) представляет наиболее трудный этап моделирования. Известны различные методы устранения автокорреляции остатков [4, 5]. В целях анализа взаимосвязи экономических процессов  $y_t$  и  $x_t^i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , удобно использовать следующий двустадийный метод оценки:

1) рассчитывается линейная регрессия (в плоскости абсолютных или логарифмических значений)

$$y_t = c + \Sigma a_i x_t^i + \eta_t. \quad (8)$$

В случае нормальности распределения и несущественности автокорреляции для  $\eta_t$ , а также статистической значимости коэффициентов  $a_i$  регрессия (8) принимается в качестве статической модели для всего периода;

2) в противном случае переменные  $x_t^i$  и  $y_t$  подвергаются авторегрессивному преобразованию

$$x_t^i = \varphi(t) + u_t^i = \hat{x}_t^i + u_t^i, \quad (9)$$

$$y_t = c + \Sigma a_i \hat{x}_t^i + z_t = \hat{y}_t + z_t. \quad (9')$$

Корректность преобразования проверяется, например, по критерию знаков или  $d$ -статистике (Дарбин — Уотсона). Здесь  $u_t^i$  — отклонения величины факторов от ожидаемых по тренду значений. Природа этих отклонений в значительной степени имеет стохастический характер. В наиболее чистом виде он проявляется в отраслях первичной переработки сельскохозяйственного сырья в связи с естественными колебаниями в урожайности и, как следствие, колебаниями объемов переработанного сырья, коэффициентов использования мощностей и среднегодовой численности занятых.

Для преобразованных величин рассчитывается регрессия

$$z_t = d + \Sigma b_i u_t^i + \varepsilon_t \quad (10)$$

и проводятся необходимые проверки. В большинстве случаев  $\varepsilon_t$  оказывается чисто стохастической компонентой.

Подстановка формулы для  $z_t$  в уравнение (9') дает следующий вид общей регрессии

$$y_t = c + d + \Sigma a_i \hat{x}_t^i + \Sigma b_i (x_t^i - \hat{x}_t^i) + \varepsilon_t. \quad (11)$$

Здесь все параметры идентифицированы:  $a_i$  выступают как индивидуальные производительности ожидаемых (трендовых) значений факторов (или их логарифмов),  $b_i$  — как производительности отклонений от ожидаемых по тренду значений, а  $\varepsilon_t$  — как чисто стохастическая компонента. В общем случае  $a_i \neq b_i$ .

Изменение качества ресурсов, интенсивности их использования, соотношений между факторами приводит к тому, что параметры  $a_i$  и  $b_i$  не остаются постоянными, а изменяются во времени.

При использовании временных рядов динамизацию параметров целесообразно проводить методом «скользящих взвешенных», который характеризуется тем, что для получения параметров года  $t$  по методу наименьших квадратов используются наблюдения всех лет с весами, убывающими по мере удаления от  $t$ -й точки. Закон убывания может быть выбран эмпирически, исходя из двух требований: устойчивости параметров, с одной стороны, и достаточной аппроксимации наблюдений, с другой.

## 3. МЕТОДЫ АНАЛИЗА ФАКТОРОВ РОСТА ПРОИЗВОДСТВА

В условиях адекватности модели всякое изменение производства находит свое отражение в динамике переменных и параметров модели. Приведем одну из возможных классификаций изменений для отраслей обрабатывающей промышленности:

1) изменения физических объемов вещественных факторов производства, а также затрат труда, отражающие в основном экстенсивный процесс развития;

2) изменения параметров  $A_i(t)$  и  $B(t)$  вследствие изменения качества ресурсов, индивидуальной и совокупной эффективности их использования, изменения соотношения между факторами. В практике эти изменения связаны в основном с повыше-

нием технического уровня производственного аппарата отрасли на базе внедрения новой технологии и высокопроизводительной техники; с повышением квалификации рабочей силы; с совершенствованием форм рациональной организации производства и управления; с концентрацией, специализацией, кооперированием и комбинированием производства. Заметим, что при оценке параметров регрессии по динамическим рядам увеличение свободного члена  $B(t)$  нельзя связывать с процессом общей интенсификации производства, так как увеличение наклона производственной поверхности относительно плоскости факторов приводит не к увеличению, а к уменьшению свободного члена как ординаты точки пересечения касательной плоскости с осью  $y$ .

Введение модифицированных факторов типа  $M_i^*$  и  $F_i^*$  позволяет, кроме того, оценить влияние:

3) изменения переменной  $m_i$  вследствие научно-технического прогресса в добывающих отраслях и сельском хозяйстве, эффект которого реализуется в отраслях перерабатывающей промышленности;

4) изменения структуры перерабатываемого сырья  $\lambda_i$ ;

5) изменения коэффициента использования мощностей  $k_i$ .

В условиях адекватной оценки переменных и параметров модели (6) возможна приближенная оценка влияния каждого из факторов 1) — 5) на рост производства с помощью различных методов аппроксимации интегральных приращений

$$\Delta Q(\Delta x) = \int_{t_0}^{t_1} \frac{\partial Q}{\partial x}(t) dx(t) \quad (12)$$

конечными суммами.

При использовании двустадийного метода анализа расчеты производятся отдельно по двум составляющим регрессии с последующим суммированием результатов. Так, влияние изменения качества сырья может быть приближенно оценено по формуле

$$\Delta Q(\Delta m) = \sum_i b_1(t) \mu_i M_i \Delta m_i + \sum_i [a_1(t) - b_1(t)] \hat{\mu}_i \hat{M}_i \hat{\Delta m}_i. \quad (13)$$

Сравнительный анализ абсолютных и относительных приростов, а также их долей в общем приросте позволяет выявить: характер роста (повышение или понижение) абсолютного объема продукции, связанного с каждой группой факторов, по величине прироста ( $\Delta Q \geq 0$ ); опережающую роль той или иной группы факторов по соотношению приростов; ускорение или замедление роста объема и темпов прироста продукции, полученной за счет каждой группы факторов, по соотношению соответствующих величин для смежных периодов; влияние интенсивных факторов, и в том числе научно-технического прогресса, для каждого из периодов и характер изменения их воздействия на рост производства.

Помимо разложения приростов можно использовать также индексный метод, позволяющий представить общий индекс роста производства за некоторый период в виде произведения индексов.

В соответствии с изложенными методами проведены экспериментальные расчеты по ряду отраслей добывающей и обрабатывающей промышленности СССР. Ниже приводятся результаты расчетов по угольной и пищевой промышленности, выполненных на БЭСМ-4. Для построения динамических рядов использованы отчетные данные ЦСУ СССР, ряда министерств и ведомств.

#### 4. АНАЛИЗ ФАКТОРОВ РОСТА ПРОИЗВОДСТВА В УГОЛЬНОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Для угольной промышленности производственная функция с постоянными параметрами имела вид

$$Q = 1,00F^{0,417}L^{0,506}\Pi^{0,207}, \quad v = 0,008, \quad (14)$$

где  $Q$  — добыча угля в натуральном выражении;  $F$ ,  $L$  определены выше;  $\Pi$  — средняя производительность пластов. Все переменные представлены базисными индексами (за базу принят 1950 г.).

Результаты динамизации параметров  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$  представлены в табл. 1. Параметр  $\alpha_3$  принят постоянным в силу незначительности изменения третьего фактора. Уже предварительный анализ таблицы показывает, что в период 1957—1961 гг. произошло некоторое падение эффективности основных факторов производства. Переход к индивидуальным производительностям  $A_i(t)$  и расчеты влияния факторов на прирост продукции по периодам подтвердили отмеченный факт (табл. 2).

Анализ табл. 2 показывает, что в развитии отрасли преобладали экстенсивные факторы. В период 1956—1961 гг. происходило даже незначительное абсолютное снижение влияния интенсивных факторов. В последний период индекс их влияния не-

сколько повысился — примерно на 3%, при этом доля интенсивных факторов (включая улучшение условий добычи) в приросте продукции составила около 17%.

Низкие темпы роста интенсификации производства объясняются в основном ухудшением использования высокопроизводительной горной техники, прежде всего узкозахватных комбайнов. Недостаточно эффективно используются также дорогостоящие механизированные комплексы. В 1968 г. только в 24 забоях (из 190) с комплексами ОМКТ и 17 забоях (из 88) с комплексами КМ-87 достигнут экономически эффективный уровень нагрузки в 1000 т/сутки.

Таблица 1

Результаты динамизация параметров  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$ 

t	1955 г.	1957 г.	1959 г.	1961 г.	1963 г.	1965 г.	1967 г.
	0	2	4	6	8	10	12
$\alpha_1(t)$	0,43	0,41	0,38	0,37	0,41	0,44	0,45
$\alpha_2(t)$	0,51	0,53	0,44	0,29	0,45	0,55	0,53

Таблица 2

## Оценки влияния основных факторов на прирост добычи угля

	1956—1961 гг.	1962—1969 гг.
Общий прирост добычи в том числе приросты, обусловленные изменением:	0,439	0,339
а) величины $F_t$ , $L_t$	0,449	0,281
б) параметров $A_i(t)$	-0,025	0,032
в) горногеологических условий	0,015	0,026

Намечаемая на 1971—1975 гг. программа завершения модернизации шахтного фонда и создания мощных высокопроизводительных предприятий, а также резкого увеличения интенсивности использования наличной техники позволит усилить значение интенсивных факторов производства.

## 5. АНАЛИЗ ФАКТОРОВ РОСТА ПРОИЗВОДСТВА В ОТРАСЛЯХ ПИЩЕВОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Для построения производственной функции пищевой промышленности в целом использованы данные ЦСУ СССР за 1950—1968 гг. Затраты сырья представлены стоимостью продукции сельского хозяйства, использованной для промышленной переработки. Значения переменных  $Q_t$ ,  $F_t$ ,  $L_t$  по рыбной и соляной промышленности исключены из общего итога, так как эти отрасли не связаны с переработкой сельскохозяйственного сырья. Все переменные выражены в сопоставимой оценке и представлены базисными индексами. Влияние изменений отраслевой структуры в расчетах элиминировано.

Регрессия для пищевой промышленности в целом за период 1951—1968 гг. без авторегрессивного преобразования имела вид

$$Q_t = -1,461 + 0,655 M_{t-1} + 0,246 F_t + 1,718 L_t, \quad (15)$$

$$\sigma^2 = 0,00326, \quad v = 0,024, \quad d = 0,72.$$

В силу наличия автокорреляции в (15) проведены авторегрессивные преобразования

$$M_t = 0,862 + 0,0612 t + 0,00129 t^2 + u_t, \quad (16)$$

$$F_t = 1,009 + 0,0197 t + 0,00815 t^2 + v_t, \quad (17)$$

$$L_t = 1,030 + 0,0160 t + 0,00111 t^2 + w_t, \quad (18)$$

позволяющие рассчитать регрессию

$$z_t = -0,02010 + 0,324 u_{t-1} + 0,1573 v_t + 1,358 w_t, \quad (19)$$

$$\sigma^2 = 0,001350, \quad v = 0,0154, \quad d = 1,94.$$

Коэффициент вариации вычислялся через исходные величины, так как для преобразованных величин его смысл теряется.

Сравнение регрессий (15) и (19) показывает, что коэффициент эффективности использования сырья в урожайные годы (отклонение вверх от ожидаемой по тренду величины) ниже, чем в обычные годы. Этот факт можно связать с увеличением в урожайные годы потерь при хранении и переработке вследствие удлинения сроков хранения, переработки сырья на «жестких режимах» и отсутствия резервных мощностей.

Таблица 3

## Изменение параметров в зависимости от времени

Параметры	Число лет от начала периода				
	4	7	10	13	16
$a_1(t)$	0,49	0,60	0,63	0,67	0,58
$a_2(t)$	0,12	0,27	0,37	0,32	0,32
$a_3(t)$	2,46	1,50	0,96	1,11	1,42

Таблица 4

## Факторы роста производства в пищевой промышленности (без рыбной и соляной отраслей)

Параметры	Периоды			Всего за 1956—1970 гг.	
	1956—1960 гг.	1961—1965 гг.	1966—1970* гг.	прирост	удельный вес, %
Общий прирост ( $Q_{1950} = 1,000$ )	0,727	0,992	1,240	2,959	100,0
В том числе:					
вследствие изменения отраслевой структуры	0,054	-0,032	0,013	0,035	1,2
параметров функции переменных $M, F, L$	0,132	0,010	0,053	0,195	6,6
КИМ 2-го рода	0,662	0,877	1,138	2,677	89,0
	-0,087	0,137	0,046	0,096	3,2

\* Для 1970 г. были приняты в качестве исходных данных расчеты секторов легкой и пищевой промышленности НИЭИ Госплана СССР.

Для регрессии (15) проведена динамизация параметров по методу «скользящих взвешенных» с линейным законом убывания. Характер изменения параметров представлен в табл. 3.

Результаты расчетов влияний факторов на прирост производства представлены в табл. 4. Эти данные показывают, что для пищевой промышленности в целом в период 1955—1970 гг. был характерен экстенсивный путь развития: при общем замедлении темпов роста производства доля прироста за счет изменения физического объема затрат ресурсов имела тенденцию к повышению. Эти результаты подтверждаются рядом эмпирических данных.

Моделирование на уровне подотраслей пищевой промышленности позволяет ввести дополнительные переменные и конкретизировать анализ. Приведем результаты расчетов по масложировой промышленности.

Спецификация переменных модели изложена выше. Объем переработанного сырья введен с учетом структуры маслосемян (подсолнечных семян, хлопка и т. д.) и качества (масличности). Переменная  $k_t$  рассчитана по стоимостному методу (4). Индекс валовой продукции скорректирован на индекс, учитывающий изменение средних цен под влиянием изменения ассортимента продукции.

Производственная функция для отрасли за период 1952—1968 гг. имела вид

$$\ln Q_t = 0,0252 t + 0,459 \ln M_t^* + 0,087 \ln F_t^* + 0,428 \ln L_t, \quad (20)$$

$$\sigma^2 = 0,0031, \quad v = 0,055, \quad d = 0,57.$$

В результате динамизации параметров функции (20), вычисления индивидуальных производительностей и разложения в индексах роста получены следующие результаты (табл. 5).

Таблица 5

## Факторы роста производства в масложировой промышленности

Параметры	Периоды	
	1952—1960 гг.	1961—1968 гг.
Общий индекс роста производства* в том числе индексы, обусловленные изменением:	1,861	1,660
а) переменных $M, F, L$	1,407	1,373
б) параметров $A_i(t)$	1,237	1,091
в) переменной $m_t$	1,037	1,036
г) переменной $\lambda_t$	1,042	1,046
д) КИМ	0,988	1,022

\* Влияние изменения структуры производства элиминировано.

Анализ периодов показывает, что в масложировой промышленности интенсивные факторы играли заметную роль. Ослабление роли интенсивных факторов во втором периоде объясняется замедлением роста масличности семян подсолнечника — основного вида сырья, недостаточно высокими темпами внедрения передового вложений в пассивную часть основных фондов вследствие реализации программы строительства складов для хранения маслосемян. В связи с ограниченными возможностями дальнейшего роста масличности подсолнечника, изменением структуры перерабатываемых маслосемян, повышением доли семян хлопчатника при сохранении темпов внедрения передовой техники и технологии, возможно, произойдет дальнейшее снижение доли интенсивных факторов. Это вызывает необходимость усилить в отрасли научно-исследовательские и опытно-конструкторские работы с целью ускорения внедрения в производство методов прямой экстракции, непрерывного производства маргарина, непрерывных способов рафинации и гидрогенизации масел.

Предлагаемые методы позволяют производить оценку факторов не только по информации за прошлый период, но и по данным прогнозных и плановых расчетов, что имеет существенное значение для научно обоснованного выбора альтернатив развития отрасли в перспективе.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Б. Н. Михалевский, Ю. П. Соловьев. Производственная функция народного хозяйства СССР в 1951—1963 гг. Экономика и матем. методы, 1966, т. II, вып. 6.
2. Экономико-статистические исследования промышленного производства. М., «Статистика», 1969.
3. M. V g o w n. On the Theory and Measurement on the Technological Change. Cambridge Univ. Pr., 1966.
4. Г. Тинтнер. Введение в эконометрию. М., «Статистика», 1965.
5. J. J o h n s t o n. Econometric Methods. N. Y., 1963.

Поступила в редакцию  
30 IV 1970