

Цена 20 коп.

Индекс 72657

ВНИИГАЗПРОМ

МИНИСТЕРСТВО ГАЗОВОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ



КОНОМИКА

ГАЗОВОЙ

ПРОМЫШЛЕННОСТИ

12

МОСКВА 1976



показателями других видов транспорта.

УДК 622.279:330.115.001.57

О ПРОГНОЗНО-АНАЛИТИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ РАЗВИТИЯ ГАЗОДОБЫВАЮЩЕЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Л.Е. Варшавский (ЦЭМИ АН СССР)

В связи с бурным развитием газодобывающей промышленности страны важное место приобретает прогнозно-аналитическое моделирование соотношений между добычей природного газа и затрачиваемыми фондами и капитальными вложениями.

Можно предложить ряд подходов к моделированию этих соотношений. Одним из широко распространенных в настоящее время методов прогнозно-аналитического моделирования как на уровне народного хозяйства, так и отдельных отраслей и предприятий является аппарат производственных функций [1,2]. Применительно к газодобывающей промышленности, где затраты живого труда по сравнению с соответствующим показателем в других отраслях невелики, метод производственных функций основан на использовании зависимостей

$$Q_t = F(y_t, t), \quad (1)$$

где Q_t - добыча природного газа в t -м году;
 y_t - среднегодовая стоимость основных промышленно-производственных фондов в t -м году;
 t - момент времени.

При определении вида функций (1) необходимо учитывать следую-

щие особенности. Как правило, на начальном этапе развития газодобывающей отрасли (района) происходит увеличение фондоотдачи, после чего она стабилизируется, а в дальнейшем неуклонно снижается. С другой стороны, неравноценность фондов проявляется в снижении темпов прироста добычи на единицу темпа прироста фондов, т.е. в уменьшении величины приростной фондоотдачи. Так, если в 1961-1965 гг. в газодобывающей промышленности в среднем при увеличении основных промышленно-производственных фондов на 1% добыча природного газа возрастала на 1,58%, то в следующем пятилетии эта цифра снизилась до 0,41%, а с 1971 по 1973 гг. - до 0,28% [3]. Такое уменьшение приростной фондоотдачи объясняется начавшимся со второй половины 60-х годов вводом в разработку месторождений в удаленных районах Севера (Коми АССР, Тименская область), а также падением пластовых давлений и дебитов на большинстве эксплуатируемых крупных месторождений европейской территории страны.

Эти особенности могут быть учтены при использовании производственных функций с переменной эластичностью

$$Q_t = A y_t^{\beta(t)}; \quad (2)$$

$$Q_t = A y_t^{\beta(x_t)}, \quad (3)$$

где $\beta(z)$ - убывающая функция аргумента z ;

x_t - величина кумулятивной (т.е. суммарной на момент t) добычи в отрасли (районе);

A - постоянный множитель.

При этом в рамках функции (3) в более полной мере по сравнению с функцией (2) учитывается обратная связь между отбором запасов и ухудшением условий добычи.

Функции (2), (3) использовались при моделировании соотношений между добычей и фондами для газодобывающей промышленности страны и некоторых газодобывающих районов. В качестве функций $\beta(z)$ в формулах (2), (3) принимались следующие зависимости:

$$\beta(z) = \beta_0 + \beta_1 z; \quad (a)$$

$$\beta(z) = \beta_0 + \beta_1 \ln z; \quad (b)$$

$$\beta(z) = \beta_0 + \beta_1 / z. \quad (в)$$

Оценки параметров A , β_0 , β_1 зависимостей (2a)-(2в) и (3a)-(3в), полученные с помощью метода наименьших квадратов на ЭВМ БЭСМ-6, представлены в табл. I.

Т а б л и ц а I
Параметры производственных функций

Район	Период времени	Номер моделиру- емого соотно- шения	α	β_0	β_1	R^2	F
I	2	3	4	5	6	7	8
СССР	1961- 1973	(3а)	3,1619 (0,1765)	1,1942 (0,1646)	-0,0292 (0,0075)	0,947	71,87
		(3б)	2,1700 (0,5526)	2,6154 (0,6946)	-0,5549 (0,1885)	0,929	52,73
		(3в)	5,2100 (0,1198)	0,2097 (0,0335)	-2,6077 (0,2103)	0,992	488,25
		(2а)	2,8499 (0,2668)	1,6036 (0,2856)	-6,0757 (1,6695)	0,943	66,48
		(2б)	5,0776 (0,6749)	1,2385 (0,3434)	0,5319 (0,2720)	0,904	38,18
		(2в)	4,3333 (0,1060)	0,4384 (0,0365)	-0,0099 (0,0026)	0,973	143,16
	1960- 1972	(3а)	3,3226 (0,0272)	1,0418 (0,0864)	-0,0895 (0,0218)	0,947	150,13
		(3б)	3,3571 (0,0222)	0,9806 (0,0505)	-0,2506 (0,0410)	0,985	266,80
		(3в)	3,3872 (0,0233)	0,5025 (0,0407)	0,3833 (0,0583)	0,987	3300,43
		(2а)	3,3408 (0,0242)	1,1287 (0,0853)	-4,3102 (0,8368)	0,981	205,39
		(2б)	3,3733 (0,0226)	0,0460 (0,1072)	-0,2573 (0,0410)	0,986	289,64
		(2в)	3,3821 (0,0290)	0,5413 (0,0465)	0,0072 (0,0015)	0,980	194,38
Ставропо- льский край	1961- 1972	(3а)	1,0678 (0,3226)	1,6233 (0,3513)	-0,0517 (0,0128)	0,747	11,47
		(3б)	2,8843 (0,8199)	-0,5997 (1,1894)	0,2015 (0,2901)	0,326	2,44
		(3в)	3,3011 (0,1335)	-0,1148 (0,0539)	-2,3249 (0,2989)	0,908	36,87

Продолжение табл. I

I	2	3	4	5	6	7	8
Узбекская ССР	1961- 1972	(3а)	-0,2176 (0,1581)	1,7494 (0,1203)	-0,0075 (0,0055)	0,973	135,20
		(3б)	-0,2136 (0,1941)	1,7258 (0,1646)	-0,0290 (0,0412)	0,970	117,58
		(3в)	0,9170 (0,3562)	1,1899 (0,1541)	-0,2816 (0,0908)	0,984	233,24

Для большинства рассматриваемых районов наилучшие результаты с точки зрения критериев Стьюдента, R^2 и Фишера F получены для соотношения (3а). В то же время исследование зависимостей (3в) ни для одного района, за исключением Украинской ССР, не дало положительных результатов ($\beta_1 < 0$).

По построенным производственным функциям (2а), (3а), (3б) осуществлялись ретроспективные прогнозы добычи. Результаты прогнозов на 1974-1975 гг. для газодобывающей промышленности страны и на 1973-1974 гг. для газодобывающей промышленности Украинской ССР приведены в табл. 2. Прогнозы уровней добычи природного газа для Украинской ССР на основе функции (3б) весьма близки к фактическим данным. В то же время на основе функций (3а), (2а) получены заниженные прогнозы. Прогнозы добычи природного газа для газодобывающей промышленности страны оказались еще более заниженными.

Основная причина заниженных тенденций при прогнозе - статистический характер производственных функций (2), (3), проявляющийся в значительном сглаживании изменений величины фондов y_t , за счет уменьшения показателя степени $\beta(t) / (\beta(x_t))$. Именно поэтому производственными функциями (2), (3) не была зафиксирована, начиная с 1973 г. тенденция к увеличению приростной фондоотдачи, обусловленная вводом в разработку в начале 1970-х годов уникальных месторождений (Оренбургского, Медвежьего и Матлык).

Однако в тех районах, где не предвидится структурных сдвигов и ухудшение технико-экономических показателей добычи имеет устойчивый характер, прогнозирование с помощью производственных функций (2), (3) может дать хорошие результаты.

Более традиционный подход к определению соотношений между добычей и фондами заключается в исследовании тенденций изменения фондоотдачи. Так, в газодобывающей промышленности страны с 1965 г. в связи со снижением средних дебитов скважин происходит устойчивое

Т а б л и ц а 2
Ретроспективные прогнозы на основе производственных функций

Район	Год	Среднего- довая сто- имость ос- новных промышлен- но-произ- водствен- ных фондов, млн.руб.*	Вид за- виси- мос- ти	Добыча, млрд.м ³		Ошибка прогноза, %
				Прогноз	Факт	
СССР	1974	2497,3	(3а)	187,9	232,3	-19,1
			(3б)	209,2	232,3	-9,9
			(2а)	195,0	232,3	-16,1
	1975	3122,0	(3а)	179,5	260,7	-31,0
			(3б)	213,2	260,7	-18,0
			(2а)	187,1	260,7	-28,1
УССР	1973	473,2	(3а)	59,8	65,5	-8,7
			(3б)	66,1	65,5	0,9
			(2а)	64,2	65,5	-2,0
	1974	511,5	(3а)	57,3	65,6	-12,6
			(3б)	66,0	65,6	0,6
			(2а)	62,1	65,6	-5,5

* Оценка получена автором путем корректировки величины среднегодовой стоимости основных промышленно-производственных фондов Мингазпрома и Укргазпрома.

падение фондоотдачи f_t . Для определения тенденции изменения фондоотдачи использовалась линейная и показательная регрессионные зависимости

$$f_t = A + L m t + \varepsilon_t; \quad (4a)$$

$$\ln f_t = A + L m t + \varepsilon_t \quad (4б)$$

где $t = 1, \dots, T$ — момент времени от начала периода оценки;

m — масштабный множитель ($m = 0,01$).

ε_t — случайная ошибка.

Оценки параметров регрессионных зависимостей (4а), (4б) A и L и результаты прогнозирования фондоотдачи и добычи для газодобывающей промышленности страны и Украинской ССР приведены в табл.3 и 4. Для УССР точность прогнозов, основанных на экстраполяции изменения фондоотдачи, значительно меньше, чем при использовании производственной функции (3б), что связано с увеличением фондоотдачи в отдельные годы периода оценки (1969–1970). Однако для СССР при использовании показательной зависимости получены достаточно точные прогнозы фондоотдачи и добычи (ошибка в 1974 г. — 0,3%, в 1975 г. — 2,3%).

Т а б л и ц а 3
Параметры регрессионных зависимостей (4а), (4б)

Район	Период времени, год	Вид зависи- мости	A	L	R^2	F
СССР	1965– 1973	Линейная	312,7611 (6,0324)	-2421,0000 (107,1984)	0,984	255,02
		Показатель- ная	5,8535 (0,0174)	-13,0668 (0,3101)	0,995	887,97
УССР	1964– 1972	Линейная	315,2194 (10,7322)	-1784,1667 (190,7170)	0,915	43,76
		Показатель- ная	5,7923 (0,0431)	-7,8776 (0,7668)	0,929	52,77

Тем не менее подход, основанный на экстраполяции фондоотдачи, не дает возможности в полной мере оценить динамический характер взаимосвязи между добычей и фондами. Действительно, эффект от ввода фондов достигается не мгновенно, а с некоторым запаздыванием. Темпы прироста фондов всегда несколько опережают темпы прироста добычи, что не находит отражения в двух рассмотренных подходах.

Значительно более полно динамические аспекты взаимосвязи между добычей и фондами могут быть выявлены в рамках лаговых моделей (моделей с распределенными запаздываниями и авторегрессионных моделей) [4]. Для газодобывающей промышленности страны с помощью моделей распределенного запаздывания Паскаля 3-го порядка и авторегрессионной модели 2-го порядка исследовались соотношения между добычей и приростами среднегодовых фондов Δy_t , между при-

Таблица 4

Ретроспективные прогнозы на основе регрессионных зависимостей (4а), (4б)

Район	Год	Вид зависимости	Фондоотдача, м ³ /руб.		Ошибка, %	Добыча, млрд. м ³		Ошибка, %
			прогноз	факт		прогноз	факт	
СССР	1974	Линейная	70,7	93,0	-31,5	176,6	232,3	-31,5
		Показательная	92,7	93,0	-0,3	231,5	232,3	-0,3
	1975	Линейная	46,4	83,9	-79,5	144,9	260,7	-79,5
		Показательная	81,4	83,9	-2,3	254,1	260,7	-2,3
УССР	1973	Линейная	136,8	138,4	-1,2	64,7	65,5	-1,2
		Показательная	149,2	138,4	7,8	70,6	65,5	7,8
	1974	Линейная	119,0	128,2	-7,7	60,9	65,6	-7,7
		Показательная	137,8	128,2	7,5	70,5	65,6	7,5

ростом добычи ΔQ_t и второй разностью среднегодовых фондов $\Delta^2 y_t$, а также между добычей Q_t и величиной капитальных вложений I_t .

Результаты оценки по модели распределенного запаздывания приведены в табл. 5. На базе авторегрессионной модели положительный результат получен только для соотношения между приростом добычи и второй разностью фондов

$$\Delta Q_t = 1,5005 \Delta Q_{t-1} - 0,7195 \Delta Q_{t-2} + 0,1239 \Delta^2 y_{t-2} + \varepsilon_t; \quad (5)$$

(0,2652) (0,3150) (0,0473) $R^2 = 0,637$

Как показывают расчеты, прогнозы приростов добычи на базе модели распределенного запаздывания оказываются весьма заниженными. Более предпочтительно прогнозировать приросты добычи при заданной динамике изменения фондов или, наоборот, прогнозировать изменение фондов при заданных величинах прироста — по авторегрессионной модели (5).

В то же время достаточно удовлетворительные результаты можно получить, основываясь на модели распределенного запаздывания, связывающей величину добычи с капитальными вложениями. В табл. 6 приве-

Таблица 5

Параметры моделей распределенного запаздывания

Моделируемое соотношение	Период времени	λ	β
$\Delta^2 y_t - \Delta Q_t$	1965-1975	0,55	0,7583
I_t / Q_t	1958-1973	0,80	11,2949
$I_{t+g} - Q_t$	1958-1973	0,55	13,1907

Таблица 6

Ретроспективные прогнозы на 1974 г. на основе моделей (6), (7)

Номер модели	Прогноз добычи, млрд. м ³	Фактическая добыча, млрд. м ³	Ошибка прогноза, %
6	228,6	232,9	-1,9
7	240,8	232,9	3,4

дены результаты ретроспективного прогноза за 1974 г. для моделей:

$$Q_t = 3\lambda Q_{t-1} - 3\lambda^2 Q_{t-2} + \lambda^3 Q_{t-3} + \frac{\beta(1-\lambda)^3}{t} I_t; \quad (6)$$

$$Q_t = 3\lambda Q_{t-1} - 3\lambda^2 Q_{t-2} + \lambda^3 Q_{t-3} + \frac{\beta(1-\lambda)^3}{t+g} I_t; \quad (7)$$

$t = 1, \dots, T$.

Ошибка отклонения прогнозируемой величины добычи от фактической составила 1,9% для модели (6) и 3,4% для модели (7).

Таким образом, предложенные подходы к прогнозно-аналитическому моделированию соотношений между добычей и промышленно-производственными фондами и капитальными вложениями могут быть достаточно эффективно реализованы и для отдельных газодобывающих районов и для всей отрасли. В то же время выбор конкретного метода прогнозно-аналитического моделирования должен производиться с учетом специфики исследуемого района (отрасли).

ЛИТЕРАТУРА

1. Анчишкин А.И. Прогнозирование роста социалистической экономики. М., "Экономика", 1973.

2. Варшавский Л.Е. Об использовании производственных функций при прогнозировании показателей разработки газовых месторождений. "Экономика газовой промышленности", М., ВНИИГазпром, 1976, вып.5.

3. Бренц А.Д., Гандкин В.Я., Уринсон Г.С. Экономика газодобывающей промышленности. М., "Недра", 1975.

4. Маленко Э. Статистические методы эконометрии. Вып.2. М., "Статистика", 1976.