



**▶ АХМЕТОВА Айман Бейбутовна**  
Аспирант кафедры экономики  
предприятий

Уральский государственный  
экономический университет  
620144, РФ, г. Екатеринбург,  
ул. 8 Марта/Народной воли, 62/45  
Тел.: (343) 221-17-84  
E-mail: gc986@list.ru

#### Ключевые слова

ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТЬ ТРУДА

СТЕПЕНЬ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ

КОЭФИЦИЕНТЫ ВАРИАЦИЙ И АСИММЕТРИИ

#### Аннотация

Дана оценка дифференциации производительности труда в угольной промышленности. В соответствии с рассматриваемой методикой определена производительность труда на предприятиях данной отрасли.

#### Источники

1. Буфетова А.Н. Эффективность промышленного производства: региональные особенности динамики в 90-е годы // Методы анализа динамики экономических процессов: сб. науч. тр. / отв. ред. В.Н.Павлов, Л.К.Казанцева. Новосибирск: ИЭиОПП СО РАН, 2007.

2. Перспективы и развитие угольной промышленности Казахстана. URL: www.comcon2.kz

#### JEL classification

J24, L71

## Оценка дифференциации производительности труда в угольной промышленности

Исследования резервов производительности труда – элемент анализа потенциала предприятия. Выявление дифференциации подразделений корпорации необходимо для осознания проблем развития, для формулирования целей промышленной политики в виде конкретных количественных показателей. На основе сходства и различия выделяются подразделения, отличающиеся близким характером развития, в рамках таких подразделений осуществляется прогнозирование и единая политика.

В работе А.Н. Буфетовой [1] предлагается вариант применения методики исследования факторов развития системы на примере анализа простой кратной модели вида  $W = Q/L$ . В качестве результирующего рассмотрим показатель производительности труда ( $W$ ), показателей-факторов – объем промышленного производства ( $Q$ ) и численность занятых ( $L$ ).

Данные необходимые для определения производительности труда приведены в табл. 1. Для 8 шахт угольного департамента АО «АрселорМиттал Темиртау» (г. Караганда, Республика Казахстан) и 4 шахт Ассоциации предприятий угольной промышленности «Гефест» по добыче коксующихся углей за каждый год периода с 2009 по 2013 г. проводились расчеты в такой последовательности.

1. Определялись величины влияния факторов на результирующий показатель на основе методики планирования эксперимента [1].

2. Поскольку сравнения между подразделениями на основе абсолютных величин влияния факторов могут давать не вполне корректные результаты, для всех рассматриваемых периодов определялись относительные величины влияния факторов.

В таких случаях обычно рассчитывают долю вклада каждого фактора в общее изменение результирующего показателя, например, для исследуемой модели такая доля определялась бы как

$$\frac{\Delta W(Q)}{\Delta W} \cdot 100\%.$$

Но если воздействие факторов разнонаправлено, причем влияние одного из них отрицательно и по абсолютной величине превышает положительное влияние другого, то получается, что доля одного из факторов в общем изменении результирующего показателя превышает 100% и отрицательна – ситуация абсурдная с точки зрения здравого смысла. Поэтому использовался другой способ определения относительных величин – путем деления вклада соответствующего фактора на базовый уровень результирующего показателя:

$$\frac{\Delta W(Q)}{\Delta W_0} \cdot 100\%.$$

Выраженные в процентах, они показывают направление влияния и относительное изменение результирующего показателя под воздействием каждого фактора. В сумме такие оценки дают изменение результирующего показателя, выраженное в процентах:

$$\Delta W(\%) = \frac{\Delta W}{W_0} \cdot 100\% = \frac{\Delta W(Q)}{W_0} \cdot 100\% + \frac{\Delta W(L)}{W_0} \cdot 100\%. \quad (1)$$

Исследование методом планирования эксперимента проводилось на основе матрицы планирования эксперимента, представленной в табл. 2.

В качестве нижнего уровня факторов берется их значение в базовый год рассматриваемого периода, верхнего – в отчетный. Основной уровень фактора равен среднему между верхним и нижним.

# Assessing the Differentiation of Labour Productivity in the Coal Industry

Таблица 1 – Показатели расчета эффективности промышленного производства шахт угольных департаментов

Шахта	2009		2010		2011		2012		2013	
	ОПП*, тыс. т	ССЧ ППП**, чел.	ОПП, тыс. т	ССЧ ППП, чел.	ОПП, тыс. т	ССЧ ППП, чел.	ОПП, тыс. т	ССЧ ППП, чел.	ОПП, тыс. т	ССЧ ППП, чел.
Угольный департамент АО «АрселорМиттал Темиртау»										
Шахтинская	1565,3	1237	1574,9	1009	1580,2	919	1623,3	1075	1689,7	1074
Казахстанская	1442,5	1284	1618,9	1099	2157,9	1062	2237,1	1078	2694,8	1063
им. Ленина	1651,6	1186	1685,7	1387	1708,7	1409	1788,1	1388	1795,6	1603
Тентекская	911,6	1454	1531,4	1684	1586,1	1323	1659,5	1290	1752,3	1503
им. Костенко	1587,3	1484	2333,4	1462	2144,8	1426	2209,6	1375	2484,8	1508
им. Т. Кузембаева	1856,4	1630	1745,6	1570	1991,7	1532	1879,4	1449	2193,7	1962
Саранская	1281,8	1921	1516,3	1517	1252,7	1498	1871,7	1530	2435,9	1459
Абайская	1287,1	1900	1354,2	1438	1397,1	1401	1361,4	1608	1317,3	1874
Ассоциация предприятий угольной промышленности «Гефест»										
ТОО «Шахта Западная»	361,2	550	459,5	578	459,9	549	214,7	279	187,6	215
ТОО «Шахта «Батыр»	303,9	250	394,7	288	588,3	261	495,5	257	197,1	245
ТОО «ТПК БАС» шахта «Майкудукская»	194,04	236	197,4	247	238,1	284	241,5	341	347,4	348
ТОО «Нефрит» шахта «Кировская»	167,7	142	264,9	188	357,4	211	543,3	241	551,3	259

\*ОПП – объем промышленной продукции.

\*\* ССЧ ППП – среднесписочная численность промышленно-производственного персонала.

Коэффициенты регрессии оцениваются по формуле:

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^N y_i x_{ji}}{N}, \quad i = \overline{1, N}, \quad j = \overline{1, k}, \quad (2)$$

где  $x_{ji}$  – элементы матрицы планирования эксперимента (кодированные значения факторов);  $y_i$  – значение отклика в  $i$ -м эксперименте;  $N$  – количество экспериментов;  $k$  – количество оцениваемых коэффициентов.

Найденные таким образом коэффициенты показывают, как изменится результирующий показатель, если соответствующий фактор перейдет с основного уровня на верхний. Поэтому в анализе использовались величины главных эффектов, равные удвоенным коэффициентам регрессии, которые показывают, как изменится результирующий показатель, если соответствующий фактор перейдет с нижнего (базового) на верхний (отчетный) уровень.

Адекватность модели обычно проверяется на основе  $F$ -критерия:

$$F = \frac{S_{ad}^2}{S^2\{y\}}, \quad (3)$$

где  $S_{ad}^2 = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{N - (k + 1)}$  – ошибка эксперимента, или дисперсия

адекватности ( $y$  – значение, полученное на основе исходной модели, а  $\bar{y}$  – на основе уравнения регрессии);  $S^2\{y\}$  – ошибка опыта, или дисперсия воспроизводимости, оцениваемая на основе повторных опытов. Но выше уже указывалось на сложности, связанные с их проведением в случае анализа детерминированной модели. Однако легко показать, что в нашем случае анализ двухфакторной модели  $W = Q/L$  проводится на участке, очень близком к плоскости. Поэтому мы можем заранее быть уверены, что линейная функция будет хорошо аппроксимировать рассматриваемый участок поверхности. Если же априори постулируется, что может иметь место только линейная зависимость, то, пользуясь ненасыщенным планированием, можно оценить значимость коэффициентов регрессии, используя

$t$ -критерий:  $t_i = \frac{b_i \sqrt{N}}{s\{y\}}$ . При этом можно не ставить дополнительных опытов, полагая, что  $S^2\{y\} = \frac{\sum (\bar{y}_i - y_i)^2}{N - (k + 1)}$  [1].

Если какой-либо коэффициент окажется статистически незначимым, то его можно отбросить, не пересчитывая при этом другие коэффициенты модели. Иными словами, воздействие фактора несущественно и он не играет, по сравнению с другими, значительной роли в динамике результирующего показателя.

Проведенные расчеты показали, что все полученные оценки влияния факторов являются значимыми. Величины показателей абсолютной и относительной вариации регионов по силе влияния изменения объемов производства и численности промышленно-производственного персонала на производительность труда представлены в табл. 3.

Анализ результатов расчетов позволил сделать следующие выводы.

1. С 2009 по 2013 г. были все предпосылки для роста производительности труда на шахтах угольных департаментов Карагандинской области, т.е. объемы промышленной продукции стабильно повышались (например, по сравнению с 2009 г. в 2008 г. рост составил 140,5%) на фоне снижения численности промышленного персонала (по сравнению с 2009 г. в 2013 г. снижение до 63,76%). Особенно высокий рост промышленного производства наблюдался в 2013 г., по сравнению с 2009 г. – 157,35% почти при той же численности промышленного персонала.

2. Дифференциация шахт по динамике промышленного производства и, следовательно, производительности труда также значительна. Если по Ассоциация предприятий угольной промышленности «Гефест» ОПП имеет слабую, а в некоторые периоды отрицательную ди-

Таблица 2 – Матрица планирования эксперимента и уровни факторов для двухфакторной модели  $W = Q/L$  [1]

Показатель	$X_0$	$X_1$	$X_2$	$Y$
Верхний уровень		$Q_1$	$L_1$	
Основной уровень		$(Q_0 + Q_1)/2$	$(L_0 + L_1)/2$	
Нижний уровень		$Q_0$	$L_0$	
№ опыта				
1	+1	+1	+1	$Y_1$
2	+1	-1	+1	$Y_2$
3	+1	+1	-1	$Y_3$
4	+1	-1	-1	$Y_4$

Таблица 3 – Характеристика дифференциации шахт угольных департаментов по величинам влияния факторов на показатель средней выработки

Показатель	2009	2010	2011	2012	2013
<i>По величинам воздействия изменения объема производства (<math>\Delta W(Q)</math>)</i>					
Максимальное значение ( $X_{\max}$ )	87,933092	0,058846	0,460131	0,141187	0,098275
Минимальное значение ( $X_{\min}$ )	-0,123981	-0,10723	0,002932	-0,49802	0,007007
Среднее значение ( $x$ )	7,863944	-0,00042	0,060624	0,018217	0,040535
Размах вариации ( $R = X_{\max} - X_{\min}$ )	88,057074	0,166072	0,457198	0,639206	0,091268
Среднее квадратическое отклонение ( $s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - x)^2}{n}}$ )	500,42262	0,002038	0,011891	0,020502	0,000647
Средний размах вариации ( $\rho = R/x$ )	11,197571	-391,933	7,541561	35,08828	2,251564
Коэффициент вариации ( $v = s/x$ )	2,8446448	-106,547	1,798711	7,859912	0,627539
Коэффициент асимметрии ( $As = \frac{\mu_3}{s^3}$ , $\mu_3$ – момент третьего порядка)	4,3452768	-1,43616	5,067397	-2,4984	9,280152
<i>По величинам воздействия изменения численности занятых (<math>\Delta W(L)</math>)</i>					
Максимальное значение ( $X_{\max}$ )	0,0384296	0,400083	0,197329	18,40834	6,990872
Минимальное значение ( $X_{\min}$ )	-2,598496	-0,11425	-1,65622	-0,47921	-44,7681
Среднее значение ( $x$ )	-0,255211	0,003546	-0,21322	1,07271	-3,39548
Размах вариации ( $R = X_{\max} - X_{\min}$ )	2,6369253	0,514338	1,853547	18,88754	51,75899
Среднее квадратическое отклонение ( $s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - x)^2}{n}}$ )	0,4260911	0,0121	0,231723	21,38603	135,4185
Средний размах вариации ( $\rho = R/x$ )	-10,33232	145,0472	-8,69326	17,60732	-15,2435
Коэффициент вариации ( $v = s/x$ )	-2,55771	31,02126	-2,25769	4,311048	-3,42719
Коэффициент асимметрии ( $As = \frac{\mu_3}{s^3}$ , $\mu_3$ – момент третьего порядка)	-4,312166	3,11217	-3,60726	3,942029	-3,60436

намику, то в Угольном департаменте АО «АрселорМиттал Темиртау» ОПП вырос в несколько раз [2].

3. Соответственно, степень дифференциации шахт по количественным оценкам роли первого фактора – *объема промышленного производства* ( $\Delta W(Q)$ ) – меняется в течение всего анализируемого периода. Это видно из колебаний среднего значения  $x$ : в 2009 г. – отрицательная величина, а в последующие периоды – низкие величины. Высокая дифференциация заметна и по всем другим параметрам расчета влияния первого фактора на производительность труда: значительный размах вариации, высокие колебания коэффициента асимметрии.

Это связано с углублением горизонтов добычи АО «АрселорМиттал Темиртау» и отработкой участков, оставленных в недрах запасов пласта К10 на полях ликвидированных шахт № 17-17 бис; К12 на полях ликвидированных шахт № 20-20 бис АПУП «Гефест».

4. Степень дифференциации шахт по количественным оценкам роли второго фактора – *численности занятых*

( $\Delta W/L$ ) – выглядит иначе. Тотальное сокращение численности производственного персонала должно стимулировать рост производительности труда, однако на деле отмечается отрицательное влияние. В трех из пяти случаев среднее значение  $x$  имеет отрицательную величину, а в остальных – показатели невысоки. В данном случае значительные колебания коэффициентов вариаций и асимметрии также свидетельствуют о наличии резкой дифференциации в распределении промышленного потенциала. Интенсификация добычи на угольных шахтах выражается в повышении объема добычи при одновременном снижении численности работников. Негативным фактором снижения численности является высокий коэффициент текучести. Причем необходимо отметить, что текучесть связана не с трудовой дисциплиной, а с увольнением рабочих по собственному желанию, что говорит о недостаточной заинтересованности работников, об их неудовлетворенности условиями труда и уровнем заработной платы. ■

▶ **Aiman B. AKHMETOVA**

*Postgraduate of Enterprises  
Economics Dept.*

**Urals State University of Economics  
620144, RF, Yekaterinburg,  
8 Marta/Narodnoy Voli St., 62/45  
Phone: (343) 221-17-84  
E-mail: gc986@list.ru**

#### Key words

LABOUR PRODUCTIVITY

DEGREE OF DIFFERENTIATION

COEFFICIENTS OF VARIATION AND ASYMMETRY

#### Summary

In the paper the assessment of differentiation of labour productivity in the coal industry is carried out. In accordance with the methodology under consideration, labour productivity in the enterprises of this industry is defined.

#### References

1. Bufetova A.N. [The efficiency of manufacturing: regional features of the dynamics in the 1990s]. *Metody analiza dinamiki ekonomicheskikh protsessov: sb. nauch. tr.* [The methods to analyse the dynamics of economic processes. Collection of scientific papers]. Ed. by V.N.Pavlov, L.K.Kazantseva. Novosibirsk, 2007.

2. The prospects and development of the coal industry of Kazakhstan. Available at: [www.comcon2.kz](http://www.comcon2.kz).

#### JEL classification

**J24, L71**