

УДК 311:338.5 + 669:33

**АНАЛИЗ КОРРЕЛЯЦИИ ЦЕН МЕТАЛЛОВ НА ЛОНДОНСКОЙ БИРЖЕ****Шевелев И.М., Черный С.А.***ФГБОУ ВПО «Пермский национальный исследовательский политехнический университет»,  
Березниковский филиал, Березники, e-mail: myrjak862@yandex.ru*

В статье описываются результаты изучения корреляции цен металлов на Лондонской бирже (LME). Актуальность задачи обусловлена тем, что цены LME на цветные металлы выступают ценообразующими факторами по широкому спектру товаров. При этом изменение спроса на отдельный металл зависит от колебаний конъюнктуры рынков других металлов. В работе анализировались ежедневные цены LME за период с 01.01.2009 по 01.11.2013 включительно на основные цветные металлы, а также цены на драгметаллы и углеводороды для выявления возможных дополнительных связей. После удаления из временных рядов цен трендовых, сезонных, циклических компонент и автокорреляции были построены корреляционные плеяды. Их анализ выявил, что наиболее зависимы между собой цены товаров однородных групп. Также была установлена равновеликая связь всех трех товарных групп через цену меди. Это дает возможность использовать цены LME на медь как первичный индикатор конъюнктурных колебаний на рынках цветных и драгоценных металлов, а также нефти. Кроме того, факторный анализ показал, что более половины вариаций цен на цветные металлы в указанный период определяется влиянием колебаний конъюнктуры на рынках производственных товаров, финансовых активов и энергоресурсов.

**Ключевые слова:** цветные металлы, цены, корреляция, факторный анализ, Лондонская биржа**CORRELATION ANALYSIS METALS PRICES  
OF THE LONDON METAL EXCHANGE****Shevelev I.M., Chernyy S.A.***Perm National Research Polytechnic University, Berezniki branch,  
Berezniki, e-mail: myrjak862@yandex.ru*

This article describes the results of a study correlation of prices on the London Metal Exchange. Urgency of the problem stems from the fact that LME prices for nonferrous metals are pricing factors, which act on a wide range of goods. However, changes in demand for a separate metal depends on market fluctuations of other metals markets. In this paper, we analyzed the daily LME prices for the period from 01.01.2009 to 01.11.2013 inclusive of major non-ferrous metals, as well as prices of precious metals and hydrocarbons to identify possible additional constraints. After removal from the time series of prices trend, seasonal, cyclical component and autocorrelation were constructed galaxy correlation. Their analysis revealed that the most dependent among themselves the prices of commodities of homogeneous groups. Also was set equal correlation of all three product groups through the price of copper. This enables the use of LME prices for copper as the precursive indicator of conjunctural fluctuations in the markets of non-ferrous and precious metals as well as oil. In addition, the factor analysis showed that more than half of the variations in base metal prices during the period were determined by the effects of fluctuations in the market conditions for the production of goods, financial assets and energy resources.

**Keywords:** non-ferrous metal, prices, correlation, factor analysis, London Metal Exchange

Металлы и сплавы являются основой большинства современных конструкционных материалов и передовых технологий. Сталь и полупроводники, драгоценные, редкие и тугоплавкие металлы используются в различных отраслях промышленности. Как и для ряда прочих товаров, мировые цены на металлы устанавливаются по результатам торгов на Лондонской бирже, Шанхайской фьючерсной бирже, Бразильской товарно-фьючерсной бирже, Токийской и Нью-Йоркской товарных биржах и др. Однако основной объем мировой торговли цветными металлами приходится на Лондонскую биржу металлов (LME). Так, по отчетным данным LME за 2013 г. биржа зарегистрировала рекордный объем торгов, составивший 171,1 млн лотов, что на 7,1% больше, чем в 2012 г. Данный объем эквивалентен 4 млрд т или 14,6 трлн USD. В конце 2013 г. доля LME на глобальном рынке биржевых фьючерсов на металлы превы-

сила 84%. Цены, установленные на LME, определяются потребностями в производственном секторе и служат глобальными ориентирами при осуществлении сделок по купле-продаже металлов. Уровень и динамика цен на цветные металлы выступают важными ценообразующими факторами по широкому спектру товаров. При этом изменения спроса на отдельный металл определенным образом соответствуют колебаниям конъюнктуры рынков других металлов. В связи с этим весьма актуальным является изучение взаимозависимостей цен отдельных металлов, торгующихся на LME [5, 6].

Для анализа указанных зависимостей в рамках выполненной работы исследовались цены LME на основные цветные металлы, а также цены на драгметаллы и жидкие топливно-энергетические ресурсы (ТЭР) для выявления возможных дополнительных связей. Данные о ежедневных ценах анализировались за период с 01.01.2009

по 01.11.2013 включительно – всего 1766 значений. Первично из временных рядов цен на вышеназванные товары были удалены трендовые составляющие, сезонные и циклические компоненты и автокорреляция. Это позволило получить из них необходимые случайные величины, которые были в дальнейшем использованы для построения соответствующих регрессионных моделей [1, 7]

Так как значения по разным временным рядам отличались на порядок, их стандартизовали следующим образом:

$$Z_t = \frac{X_t - M(X)}{\delta_x}, \quad (1)$$

где  $Z_t$  – стандартизованные значения временного ряда;  $X_t$  – нестандартизованные значения цен на выбранные товары в  $t$ -й день;  $M(X)$  – математическое ожидание значений ряда;  $\delta_x$  – среднеквадратическое отклонение значений ряда.

Анализ автокорреляционной функции сезонные и циклические компоненты не выявил. Трендовая составляющая из «стандартизованных» рядов цен была удалена так:

$$Z_t^* = Z_t - (a + b \cdot t), \quad (2)$$

где  $a$  и  $b$  – коэффициенты линейной парной регрессии в уравнении  $Z_t = a + b \cdot t$ ;  $Z_t^*$  – значения, полученные из временного ряда после удаления тренда.

От автокорреляции избавлялись следующим образом:

$$Z_t^{**} = Z_t^* - (c + d \cdot Z_{t-1}^*), \quad (3)$$

где  $Z_t^*$  – значения временного ряда после удаления тренда;  $Z_{t-1}^*$  – значения временного ряда после удаления тренда, смещенные на один день назад;  $c$  и  $d$  – коэффициенты линейной парной регрессии в уравнении

$Z_t^* = (c + d \cdot Z_{t-1}^*)$ ;  $Z_t^{**}$  – стандартизованные случайные величины, полученные из временного ряда после удаления тренда и автокорреляции.

После удаления автокорреляции осталось 1765 значений каждой цены. Остаточные компоненты стали являться случайными величинами, над которыми в дальнейшем был проведен корреляционный анализ с помощью линейного критерия Пирсона (табл. 1).

Таблица 1

Парные коэффициенты корреляции цен анализируемых товаров на LME

	Алюминий	Медь	Никель	Олово	Свинец	Цинк	Золото	Серебро	Платина	Палладий	Нефть Brent	Нефть Лайт	Мазут	Бензин
Алюминий	1													
Медь	0,59	1												
Никель	0,65	0,54	1											
Олово	0,47	0,40	0,52	1										
Свинец	0,60	0,52	0,55	0,51	1									
Цинк	0,65	0,55	0,59	0,51	0,79	1								
Золото	0,24	0,35	0,21	0,17	0,21	0,20	1							
Серебро	0,33	0,46	0,31	0,27	0,28	0,27	0,76	1						
Платина	0,39	0,52	0,34	0,28	0,32	0,32	0,69	0,67	1					
Палладий	0,40	0,53	0,37	0,30	0,31	0,31	0,49	0,56	0,72	1				
Нефть Brent	0,41	0,45	0,41	0,31	0,34	0,35	0,26	0,37	0,40	0,41	1			
Нефть Лайт	0,42	0,52	0,38	0,31	0,34	0,33	0,27	0,39	0,43	0,45	0,82	1		
Мазут	0,38	0,46	0,38	0,29	0,33	0,32	0,25	0,36	0,41	0,41	0,87	0,80	1	
Бензин	0,32	0,38	0,30	0,23	0,24	0,26	0,20	0,32	0,34	0,36	0,75	0,69	0,74	1

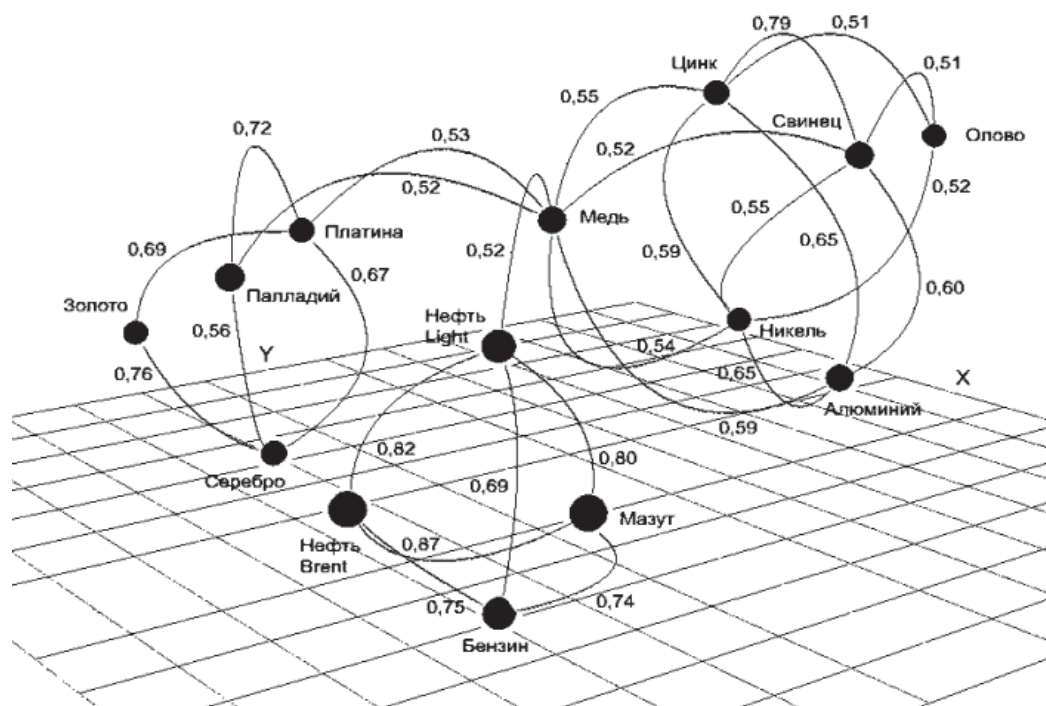
По корреляционной матрице были построены корреляционные плеяды. На рисунке показаны наиболее сильные связи между ценами, выявленные в процессе анализа.

По корреляционным плеядам видно, что наибольшие коэффициенты корреляции между собой имеют цены товаров однород-

ных групп. Это можно объяснить относительной синхронностью колебаний спроса на товары, имеющие схожее потребительское назначение. Однако весьма неожиданным является наличие связей примерно одинаковой силы всех трех товарных групп через цену меди. Выявление в результате

статистического анализа подобного факта дает определенную возможность использовать цены LME на медь в качестве усредненного индикатора конъюнктурных колебаний как для рынков цветных, так и драгоценных металлов, а также жид-

ких ТЭР. Объяснить данную зависимость можно статистически равновеликой чувствительностью спроса на медь к изменениям ситуации на рынках промышленных металлов, углеводородов и инвестиций в 2009–2013 гг. [8, 10, 11].



Корреляционные плеяды цен LME на металлы и углеводороды

На следующем этапе исследования при построении регрессионной зависимости между ценой LME на отдельный цветной металл и ценами на остальные цветные, драгоценные металлы и углеводороды для устранения мультиколлинеарности был использован метод главных компонент (МГК). Этот прием факторного анализа позволяет выявить непосредственно неизмеряемые факторы, в той или иной степени связанные с измеряемыми случайными величинами, и минимизировать корреляцию между этими скрытыми факторами. Собственно факторный анализ проводился с применением программы Statistica 8 [2].

Первой строилась регрессия для цены на алюминий. После процедуры анализа цен по МГК из 13 переменных (без цен на алюминий) было извлечено 3 фактора  $F_1$ ,  $F_2$  и  $F_3$ , которые были повернуты по методу варимакс-вращения с нормализацией Кайзера. Анализ полученной матрицы компонент позволил разделить имеющиеся переменные по трем группам исходя из величины связей между ними. Результаты анализа представлены в табл. 2.

Таблица 2

Факторная структура для цены алюминия

	$F_1$	$F_2$	$F_3$
Медь	0,324	0,582	0,409
Никель	0,236	0,738	0,162
Олово	0,130	0,676	0,124
Свинец	0,123	0,851	0,126
Цинк	0,129	0,869	0,114
Золото	0,047	0,062	0,884
Серебро	0,196	0,164	0,825
Платина	0,232	0,206	0,836
Палладий	0,284	0,253	0,701
Нефть Brent	0,893	0,231	0,183
Нефть Light	0,844	0,233	0,237
Мазут	0,892	0,204	0,191
Бензин	0,847	0,111	0,143

Как видно из табл. 2, в данном случае наибольшие нагрузки по фактору  $F_1$  дают цены LME на ТЭР, взаимосвязь между ними прямая. Поэтому фактор  $F_1$  был назван «энергетическим». Наибольшие нагрузки по фактору  $F_2$  дают цены цветных

металлов, взаимосвязь между ними также прямая. Учитывая преимущественно производственное потребление цветных металлов, фактору  $F_2$  было присвоено название «производственный». И, наконец, наибольшие нагрузки по фактору  $F_3$  также с прямой связью приносят цены драгметаллов. Исходя из роли драгметаллов в экономике, фактор  $F_3$  был назван «финансовым». Идентифицированные факторы объединяют совокупность соответствующих однородных причин, обуславливающих конъюнктурные флуктуации на рынке алюминия (для прочих цветных металлов аналогично – см. далее). Используя выделенные факторы, была построена регрессионная модель зависимости цены LME на алюминий от  $F_1$ ,  $F_2$  и  $F_3$ .

$$Y_{Al} = 0,246 \cdot F_1 + 0,668 \cdot F_2 + 0,216 \cdot F_3, \quad (4)$$

где  $F_1$  – энергетический фактор;  $F_2$  – производственный фактор;  $F_3$  – финансовый фактор;  $Y_{Al}$  – стандартизированная случайная величина, полученная из цены на алюминий после удаления из нее тренда и автокорреляции.

Регрессионный анализ показал, что величина коэффициента множественной корреляции  $R = 0,744$  свидетельствует о высокой взаимосвязи между результатом и факторными признаками, а значение коэффициента детерминации  $R^2 = 0,553$  показывает, что включенные в модель факторы объясняют более половины вариации результативного признака – цены алюминия. Рассчитанное по коэффициенту детерминации ( $R^2$ ) значение критерия Фишера  $F_{расч} = 726,2474$  больше, чем табличное значение для уровня значимости  $\alpha = 0,05$   $F_{табл(0,05; 3; 1761)} = 2,6099$ , поэтому уравнение регрессии следует признать адекватным. Коэффициенты при переменных  $F_1$ ,  $F_2$  и  $F_3$  по  $t$ -критерию Стьюдента статистически значимы, поскольку для них  $t_{расч} = 15,424$ ,  $t_{расч} = 41,925$ ,  $t_{расч} = 13,534$  соответственно больше по модулю для уровня значимости  $\alpha = 0,05$ , чем  $t_{табл(0,05; 1761)} = 1,9613$ . Кроме того, по  $t$ -критерию Стьюдента свободный член уравнения (4) статистически незначим, т.к.  $t_{расч} = -1,7E-15$  меньше по модулю для уровня значимости  $\alpha = 0,05$ , чем  $t_{табл(0,05; 1761)} = 1,9613$ .

Из уравнения регрессии (4) видно, что энергетический и финансовый факторы оказывают в среднем в 3 раза меньшее влияние на движение цены алюминия, чем производственный фактор (0,668), что, очевидно, обусловлено формированием спроса на алюминий в основном на рынках производственных товаров.

Аналогичным образом был выполнен факторный анализ для цен LME на осталь-

ные цветные металлы – медь, никель, олово, свинец, цинк. Данные о факторной нагрузке на цены этих металлов по компонентам для каждого из них приведены в табл. 3-7.

**Таблица 3**  
Факторная структура для цены меди

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
Алюминий	0,228	0,769	0,197
Никель	0,229	0,754	0,157
Олово	0,131	0,661	0,134
Свинец	0,122	0,837	0,130
Цинк	0,126	0,865	0,114
Золото	0,048	0,071	0,889
Серебро	0,197	0,167	0,827
Платина	0,233	0,211	0,835
Палладий	0,285	0,253	0,697
Нефть Brent	0,892	0,239	0,183
Нефть Light	0,844	0,234	0,233
Мазут	0,892	0,206	0,190
Бензин	0,846	0,121	0,142

**Таблица 4**  
Факторная структура для цены никеля

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
Алюминий	0,758	0,234	0,200
Медь	0,592	0,323	0,401
Олово	0,656	0,136	0,124
Свинец	0,856	0,124	0,118
Цинк	0,881	0,129	0,105
Золото	0,066	0,047	0,884
Серебро	0,163	0,197	0,826
Платина	0,215	0,232	0,834
Палладий	0,258	0,284	0,700
Нефть Brent	0,227	0,894	0,182
Нефть Light	0,238	0,844	0,235
Мазут	0,199	0,893	0,191
Бензин	0,116	0,846	0,142

Как видно из таблиц, выделенные факторы четко сохраняют свою нагрузку по компонентам, однако в структуре скользят по порядку наименования. Поэтому для построения регрессии и сохранения единообразия было произведено переобозначение факторов при сохранении их первичного наименования:  $\Phi_1$  – энергетический фактор, определяющий вариацию цен LME на цветные металлы в зависимости от конъюнктурных колебаний на рынках жидких энергоресурсов;  $\Phi_2$  – производственный фактор, определяющий вариацию цен LME на цветные металлы в зависимости от конъюнктурных колебаний на рынках

производственных товаров (в данном исследовании – на рынках самих же цветных металлов – прим.авт.);  $\Phi_3$  – финансовый фактор, определяющий вариацию цен LME на цветные металлы в зависимости от конъюнктурных колебаний на рынках финансовых активов.

**Таблица 5**  
Факторная структура для цены олова

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
Алюминий	0,218	0,790	0,190
Никель	0,312	0,612	0,398
Олово	0,225	0,756	0,152
Свинец	0,116	0,840	0,121
Цинк	0,118	0,878	0,105
Золото	0,047	0,068	0,884
Серебро	0,198	0,159	0,827
Платина	0,229	0,222	0,832
Палладий	0,281	0,263	0,698
Нефть Brent	0,892	0,237	0,181
Нефть Light	0,842	0,241	0,236
Мазут	0,891	0,210	0,190
Бензин	0,846	0,123	0,142

**Таблица 6**  
Факторная структура для цены свинца

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
Алюминий	0,208	0,182	0,805
Медь	0,306	0,393	0,618
Олово	0,206	0,138	0,795
Свинец	0,116	0,113	0,677
Цинк	0,128	0,113	0,825
Золото	0,052	0,887	0,059
Серебро	0,196	0,825	0,169
Платина	0,229	0,832	0,223
Палладий	0,274	0,692	0,286
Нефть Brent	0,890	0,180	0,244
Нефть Light	0,841	0,233	0,250
Мазут	0,892	0,190	0,210
Бензин	0,845	0,141	0,129

Результаты построения моделей линейной множественной регрессии, проведенного аналогично построению модели для алюминия, представлены в табл. 8 и 9. Как видно из указанных таблиц, коэффициенты множественной корреляции  $R$  в уравнениях свидетельствуют о высокой взаимосвязи между результатами  $Y_i$  и факторными признаками  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  и  $\Phi_3$ . Следует подчеркнуть, что для цен LME на олово величина связи в соответствии с величиной  $R$  в уравнении (8) несколько

меньше, чем для прочих металлов, однако по шкале Чеддока считается заметной [4].

**Таблица 7**  
Факторная структура для цены цинка

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
Алюминий	0,213	0,184	0,791
Медь	0,309	0,394	0,610
Никель	0,208	0,136	0,792
Олово	0,110	0,105	0,696
Свинец	0,126	0,129	0,791
Золото	0,052	0,888	0,059
Серебро	0,195	0,824	0,176
Платина	0,229	0,832	0,224
Палладий	0,274	0,691	0,288
Нефть Brent	0,891	0,179	0,243
Нефть Light	0,839	0,232	0,255
Мазут	0,890	0,188	0,216
Бензин	0,848	0,143	0,120

Значения коэффициентов детерминации  $R^2$  говорят о том, что включенные в модель факторы объясняют более половины вариации резульативного признака для алюминия, меди, никеля, свинца, цинка и более трети для олова. Так как рассчитанные по коэффициенту детерминации  $R^2$  значения  $F$ -критерия Фишера для анализируемых цен LME на цветные металлы ( $F_{\text{расч}}^{\text{Al}} = 726,2474$ ;  $F_{\text{расч}}^{\text{Cu}} = 641,3542$ ;  $F_{\text{расч}}^{\text{Ni}} = 588,4584$ ;  $F_{\text{расч}}^{\text{Sn}} = 259,5479$ ;  $F_{\text{расч}}^{\text{Pb}} = 717,2111$ ;  $F_{\text{расч}}^{\text{Zn}} = 915,6613$ ) больше, чем табличное значение для уровня значимости  $\alpha = 0,05$  ( $F_{\text{табл}(0,05; 3; 1761)} = 2,6099$ ), то уравнения регрессии следует признать адекватными.

Из табл. 9 видно, что по критерию Стьюдента свободные коэффициенты уравнения регрессии статистически незначимы, поскольку  $t_{\text{расч}}^{\text{Al}} = -1,7E-15$ ;  $t_{\text{расч}}^{\text{Cu}} = 5,7E-15$ ;  $t_{\text{расч}}^{\text{Ni}} = -1,4E-15$ ;  $t_{\text{расч}}^{\text{Sn}} = -1,3E-15$ ;  $t_{\text{расч}}^{\text{Pb}} = -2,7E-15$ ;  $t_{\text{расч}}^{\text{Zn}} = 1,3E-15$  меньше по модулю для уровня значимости  $\alpha = 0,05$ , чем  $t_{\text{табл}(0,05; 1761)} = 1,9613$ . Коэффициенты при факторных переменных статистически значимы для всех металлов, поскольку рассчитанные значения критерия Стьюдента для  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  и  $\Phi_3$  больше по модулю для уровня значимости  $\alpha = 0,05$ , чем соответствующие табличные значения по каждому металлу.

Поэтому уравнения линейной множественной регрессии принимают вид:

$$Y_{\text{Al}} = 0,668 \cdot \Phi_1 + 0,216 \cdot \Phi_2 + 0,246 \cdot \Phi_3; \quad (5)$$

$$Y_{Cu} = 0,528 \cdot \Phi_1 + 0,373 \cdot \Phi_2 + 0,322 \cdot \Phi_3; \quad (6)$$

$$Y_{Ni} = 0,639 \cdot \Phi_1 + 0,179 \cdot \Phi_2 + 0,246 \cdot \Phi_3; \quad (7)$$

$$Y_{Sn} = 0,507 \cdot \Phi_1 + 0,151 \cdot \Phi_2 + 0,163 \cdot \Phi_3; \quad (8)$$

$$Y_{Pb} = 0,712 \cdot \Phi_1 + 0,145 \cdot \Phi_2 + 0,147 \cdot \Phi_3; \quad (9)$$

$$Y_{Zn} = 0,756 \cdot \Phi_1 + 0,129 \cdot \Phi_2 + 0,146 \cdot \Phi_3, \quad (10)$$

где  $\Phi_1$  – фактор рынка производственных товаров;  $\Phi_2$  – фактор рынка финансовых активов;  $\Phi_3$  – фактор рынка ТЭР;  $Y_{Me}$  – стандартизированные случайные величины, полученные из цен LME на алюминий, медь, никель, олово, свинец и цинк после удаления из них тренда и автокорреляции.

Таблица 8

Характеристики регрессионных моделей для алюминия, меди, никеля, олова, свинца и цинка

	Алюминий	Медь	Никель	Олово	Свинец	Цинк
Множественный коэффициент корреляции $R$	0,744	0,723	0,708	0,554	0,742	0,781
Коэффициент детерминации $R^2$	0,553	0,522	0,501	0,307	0,550	0,609
Стандартная ошибка	0,669	0,692	0,707	0,833	0,671	0,626
Наблюдения	1765	1765	1765	1765	1765	1765

Таблица 9

Коэффициенты уравнений линейной множественной регрессии

Коэффициенты	Для цен на алюминий		Для цен на медь		Для цен на никель	
	Значение	$t$ -критерий	Значение	$t$ -критерий	Значение	$t$ -критерий
Свободный член $a_0$	-2,7 E-17	-1,7 E-15	9,4 E-17	5,7 E-15	-2,3 E-17	-1,4 E-15
$a_1$ при $\Phi_1$	0,668	41,925	0,528	32,068	0,639	37,940
$a_2$ при $\Phi_2$	0,216	13,534	0,373	22,665	0,179	10,629
$a_3$ при $\Phi_3$	0,246	15,424	0,322	19,545	0,246	14,592
	Для цен на олово		Для цен на свинец		Для цен на цинк	
Коэффициенты	Значение	$t$ -критерий	Значение	$t$ -критерий	Значение	$t$ -критерий
Свободный член $a_0$	-2,5 E-17	-1,3 E-15	-4,3 E-17	-2,7 E-15	1,9 E-17	1,3 E-15
$a_1$ при $\Phi_1$	0,507	25,562	0,712	44,545	0,756	50,746
$a_2$ при $\Phi_2$	0,151	7,599	0,145	9,081	0,129	8,675
$a_3$ при $\Phi_3$	0,163	8,214	0,147	9,215	0,146	9,827

Таким образом, по результатам исследований можно сделать следующие выводы. Во-первых, построенные уравнения регрессии показывают, что за анализируемый период с 01.01.2009 по 01.11.2013 г. в среднем более половины вариаций цен цветных металлов объяснялось отобранными факторами. При этом наиболее низкий коэффициент детерминации имеет уравнение (8) для цен олова, что, вероятно, объясняется высоким уровнем монополизации рынка данного металла [3]. Во-вторых, наибольшее влияние на изменение цены отдельного цветного металла оказывали цены прочих металлов, рассматриваемых в данном ис-

следовании. В среднем влияние фактора  $\Phi_1$  в ~3 раза сильнее каждого из двух других факторов. Это, по-видимому, объясняется особенностями групповой динамики цен на цветные металлы, отражающей их потребление в той или иной фазе экономического цикла [9]. В-третьих, наиболее равномерно влияние факторов распределено в уравнении (6) для меди, что соответствует связям, отраженным в корреляционных плеядах на рисунке. Это, по мнению авторов, дает возможность использовать цены LME на медь как первичный индикатор конъюнктурных колебаний на рынках цветных и драгоценных металлов, а также энергоресурсов [12].

Вероятно, распределение влияния обозначенных факторов на изменения цен цветных металлов носит устойчивый характер и сохранится в будущем. Однако, для подтверждения этого нужны дополнительные прогностические исследования.

### Список литературы

1. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов, прогноз и управление / пер. с англ. – М.: Мир, 1974, кн. 1. – 406 с.
2. Боровиков В. STATISTICA: Искусство анализа данных на компьютере. Для профессионалов – СПб.: Питер, – 2001, – 656 с.
3. Исполнова Д. Оловянные игрушки / Интернет-издание «Газета.ru» от 07.10.2009 /www url: <http://www.gazeta.ru/financial/2009/10/07/3270608.shtml>.
4. Кендалл М., Стьюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды / пер. с англ. – М.: Мир, 1976 г. – 736 с.
5. Лондонская биржа металлов / Информационно-аналитический портал «Мировая экономика» / www url: <http://www.ereport.ru/articles/organiz/lme.htm>.
6. LME отработала о прошлогодних рекордах / Специализированный журнал «Металлоснабжение и сбыт». Интернет-версия: новости от 10.01.2014г /<http://www.metalinfo.ru/news/68541>.
7. Экспорт котировок LME / Информация ЗАО «Инвестиционная компания ФИНАМ» / www url: <http://www.finam.ru/analysis/profile0000300007/default.asp>.
8. Chen M.H., Clements K.W., Gao G. Three facts about world metal prices / Discussion paper 13.01 of Business School University of Western Australia. November 2012. / www url: [http://www.business.uwa.edu.au/\\_data/assets/pdf\\_file/0008/2254562/13-01-Three-facts-about-world-metal-prices.pdf](http://www.business.uwa.edu.au/_data/assets/pdf_file/0008/2254562/13-01-Three-facts-about-world-metal-prices.pdf).
9. Jerrett D., Cuddington J.T. Broadening the statistical search for metal price super cycles to steel and related metals // Resources policy. – 2008. – Vol.33. – Is.4. – P. 188–195.
10. Samanta S.K., Zadeh A.H.M. Co-Movements of Oil, Gold, the US Dollar, and Stocks // Modern Economy. – 2012. – Vol.3. – P. 111–117
11. Šimáková J. Analysis of the Relationship between Oil and Gold Prices // Journal of Finance. – 2011. – Vol.51 (1). – P. 651–662.
12. Wrigt S. Metals Market Correlations / Information of Zeal LLC / www url: <http://www.zeallic.com/2006/basecorr.htm>.

### References

1. Box G.E.P, Jenkins G.M. Time series analysis: forecasting and control. M.: Mir, 1974 kn.1., 406 p.

2. Borovikov V. STATISTICA: Iskusstvo analiza dannyh na komputere. Dlya professionalov. SPb.: Piter, 2001, 656 p.

3. Ispolnova D. Olovyannye igrushki / Internet-izdanie «Gazeta.ru» ot 07.10.2009 /www url: <http://www.gazeta.ru/financial/2009/10/07/3270608.shtml>.

4. Kendall M., Stuart A. Multivariate statistical analysis and time series M.: Mir, 1976. 736 p.

5. London Metal Exchange / Informatsionno-analiticheskiy portal «Mirovaya ekonomika» / www url: <http://www.ereport.ru/articles/organiz/lme.htm>.

6. LME otraportovala o proshlogodnih rekordah / Specializirovanny zhurnal «Metallosnabzhenie i sbyt». Internet-versiya: novosti ot 10.01.2014g /<http://www.metalinfo.ru/news/68541>.

7. Export kotirovok LME / Informatsia ZAO «Investitsionnaya kompaniya FINAM» / www url: <http://www.finam.ru/analysis/profile0000300007/default.asp>.

8. Chen M.H., Clements K.W., Gao G. Three facts about world metal prices / Discussion paper 13.01 of Business School University of Western Australia. November, 2012. / www url: [http://www.business.uwa.edu.au/\\_data/assets/pdf\\_file/0008/2254562/13-01-Three-facts-about-world-metal-prices.pdf](http://www.business.uwa.edu.au/_data/assets/pdf_file/0008/2254562/13-01-Three-facts-about-world-metal-prices.pdf).

9. Jerrett D., Cuddington J.T. Broadening the statistical search for metal price super cycles to steel and related metals // Resources policy. 2008. Vol.33. Is.4. pp. 188–195.

10. Samanta S.K., Zadeh A.H.M. Co-Movements of Oil, Gold, the US Dollar, and Stocks // Modern Economy. 2012. Vol. 3. pp. 111–117.

11. Šimáková J. Analysis of the Relationship between Oil and Gold Prices // Journal of Finance. 2011. Vol.51 (1). pp. 651–662.

12. Wrigt S. Metals Market Correlations / Information of Zeal LLC / www url: <http://www.zeallic.com/2006/basecorr.htm>.

### Рецензенты:

Попов В.Л., д.э.н., профессор кафедры «Менеджмент и маркетинг», ФГБОУ ВПО Пермский национальный исследовательский политехнический университет, г. Пермь;

Елохова И.В., д.э.н., профессор кафедры «Управление финансами», ФГБОУ ВПО Пермский национальный исследовательский политехнический университет, г. Пермь.

Работа поступила в редакцию 06.03.2014.