УДК 330.43

ПРИМЕНЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ОБЪЕМОВ ВСКРЫШИ ПРИ РАЗРАБОТКЕ КАРЬЕРА С УЧЕТОМ ТРЕБОВАНИЙ СОВЕТА ПО МЕЖДУНАРОДНЫМ СТАНДАРТАМ ФИНАНСОВОЙ ОТЧЕТНОСТИ

Орлова И.В., Куркин Р.Н.

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации (Финуниверситет), Москва, e-mail: IVOrlova@gmail.com

В статье проведено исследование применимости эконометрических моделей для прогнозирования объемов вскрыши с целью признания вскрышного актива при планировании финансового результата горнодобывающих предприятий. В ходе анализа динамики планируемых и фактических объемов добычи руды выявлено, что во временных рядах этих показателей произошел структурный сдвиг. Для учета этих изменений в модель включена фиктивная переменная. После этого построена модель множественной регрессии. Затем проведена проверка выполнения предпосылок метода наименьших квадратов – условия независимости и условия гомоскедастичности. С целью устранения выявленной автокорреляции остатков была использована авторегрессионная модель с распределенными лагами. Для прогнозирования экзогенных переменных были использованы модели авторегрессии и проинтегрированного скользящего среднего. В данной работе была получена адекватная и достаточно точная модель зависимости фактического объема вскрыши от влияющих факторов. Полученное регрессионное уравнение может быть использовано для прогнозирования на приемлемом уровне точности объемов вскрыши и, следовательно, суммы вскрышного актива. Горизонт прогнозирования составляет два периода, что в случае использования в модели годовых данных является достаточным для прогноза на 2 года. Следовательно, модель множественной регрессии может быть использована при долгосрочном планировании финансового результата горнодобывающей компании по МСФО.

Ключевые слова: IFRIC 20, МСФО, вскрыша, вскрышной актив, прогнозирование, регрессионный анализ, фиктивные переменные, гетероскедастичность, автокорреляция

APPLICATION OF ECONOMETRIC MODELS TO PREDICT THE VOLUMES OF OVERBURDEN AT THE QUARRY WITH REGARD TO THE REQUIREMENTS OF THE COUNCIL ON INTERNATIONAL FINANCIAL REPORTING STANDARDS

Orlova I.V., Kurkin R.N.

Financial university under the Government of the Russian Federation, Moscow, e-mail: IVOrlova@gmail.com

In article the investigation of the applicability of econometric models to predict the volumes of overburden to the recognition of Stripping asset when planning the financial results of mining companies. During the analysis of the dynamics of planned and actual ore extraction revealed that the time series of these indices has been a structural shift. To account for these changes in the model included a dummy variable. Then built a model of multiple regression. Then test execution preconditions of the method of least squares terms of independence and conditions homoskedasticity. To eliminate the detected autocorrelation in the residuals was used auto-regressive model with distributed lags. For forecasting the exogenous variables were used to model the autoregressive and integrated moving average. In this work was obtained adequate and sufficiently accurate model according to the actual volume of overburden from the influencing factors. The obtained regression equation can be used to predict with acceptable accuracy the volume of overburden and, consequently, the amounts of asset Stripping. The forecasting horizon is two periods, that in case of usage of the model annual data is sufficient for the prediction of 2 years. Therefore, the model of multiple regression can be used for long-term financial planning of the mining company under IFRS.

Keywords: IFRIC 20, IFRS, overburden, stripping activity asset, forecasting, regression analysis, dummy variables, heteroscedasticity, autocorrelation

Соотношение объемов добытого полезного ископаемого и объемов извлеченной при этом пустой породы всегда являлось одним из факторов, прямо влияющих на эффективность работы горнодобывающих предприятий. Уже на этапе изучения экономической целесообразности добычи полезного ископаемого в том числе исследуется и это соотношение, но косвенным образом – через сопоставление притока денежных средств и их оттока. Больший объем пустой породы в общем объеме вскрыши приведет к увеличению стоимости работ по извлечению полезного ископаемого из земных недр, т.е. к большему оттоку денежных средств при неизменной величине их притока. При таком подходе прогнозирование объемов вскрыши в большей степени интересовало технических специалистов при планировании работ по разработке карьеров. Но в связи с принятием в 2011 году Советом по Международным стандартам финансовой отчетности разъяснений КРМФО 20 «Учет затрат на вскрышные работы на эта-

пе добычи на открытом руднике» (Stripping Costs in the Production Phase of a Surface Mine) [7] ситуация изменилась. Указанные разъяснения прямо влияют на порядок формирования финансового результата компаниями, которые выпускают финансовую отчетность в соответствии с требованиями Международных стандартов финансовой отчетности. В соответствии с КРМФО 20 деятельность по удалению пустой породы создает экономическую выгоду двух видов:

– произведенные материальные запасы (извлеченное полезное ископаемое);

– улучшение доступа к неизвлеченному полезному ископаемому для будущей добычи (вскрышной актив).

При формировании отчета о прибыли и убытках за отчетный период с учетом требований данной интерпретации необходимо распределить издержки добычи между стоимостью произведенных материальных запасов и созданным вскрышным активом, стоимость которого увеличит себестоимость добычи извлекаемого в будущем полезного ископаемого.

В связи с этим в случае прогнозирования финансовых результатов горнодобывающей компании возникает необходимость учета требований данной интерпретации, т.к. сумма признаваемого вскрышного актива может достигать существенных размеров и игнорирование этого приведет к искажению прогноза финансового результата. Данная проблема является актуальной прежде всего для тех компаний, которые прогнозируют показатели отчета о прибыли и убытках на основании требований МСФО в бизнес-моделях либо в рамках стратегического управленческого учета, либо для представления внешнему пользователю, как правило, в связи с привлечением внешнего финансирования.

Интерпретация допускает различные подходы к способу распределения суммы издержек, связанных с добычей, между производственными материальными запасами и вскрышным активом. В рамках данной работы рассмотрен один из них. Суть этого подхода заключается в том, что в зависимости от сравнения фактического и ожидаемого соотношения объемов вскрыши к объемам извлеченного полезного ископаемого принимается решение о том, создается вскрышной актив в процессе добычи или нет. Вскрышной актив признается если фактическое соотношение превышает ожидаемое, при этом себестоимость добычи распределяется между производственными запасами и вскрышным активом пропорционально извлеченным объемам. Таким образом, для прогнозирования признания вскрышного актива необходимо спрогнозировать объем вскрыши, т.к. все остальные необходимые для расчета параметры будут известны:

– объем добычи будет прогнозироваться на основании прогнозов рыночного спроса на полезное ископаемое и оцениваемых запасов неизвлеченного полезного ископаемого на месторождениях (это фактический объем добычи в формуле расчета);

– ожидаемые объемы извлечения полезного ископаемого и вскрыши определяются при подготовке планов по разработке карьеров в начале промышленной добычи, т.е. также являются величинами известными.

Для проведения исследования построим регрессионную модель и проведем оценку качества модели и ее пригодность к прогнозированию объемов вскрыши.

В качестве исходных данных использованы данные реальной горнодобывающей компании за период с января 2012 года по декабрь 2014 года.

В качестве результирующей (эндогенной) переменной выберем переменную – фактический объем вскрыши.

В качестве факторов будут рассмотрены: фактический объем добычи полезного ископаемого (X1), фактическая переменная себестоимость добычи (X2), ожидаемый объем добычи полезного ископаемого – план (X3) и ожидаемый объем вскрыши – план (X4).

Анализируя динамику планируемых и фактических объемов добычи полезного ископаемого (рис. 1), фиксируем резкое снижение плана и, соответственно, добычи руды в 2014 г. Можно предположить, что во временных рядах X1 и X3 произошел излом тенденции, структурный сдвиг. Для учета этих изменений введем фиктивную переменную X5, принимающую значения «0» до конца 2013 г. и значения «1» с января 2014 г. [6].

Построение модели прогнозирования

Построение модели будем выполнять по 35 наблюдениям. Последнее 36-е наблюдение – декабрь 2014 г. будем использовать для проверки адекватности построенной модели и оценки точности получаемого прогноза.

На первом этапе проведем корреляционный анализ факторов, предполагаемых к включению в модель множественной регрессии.

С этой целью была построена матрица коэффициентов парной корреляции, на основании анализа которой был сделан вывод об отсутствии мультиколлинеарности (т.е. объясняющие переменные не являются линейно зависимыми), т.к. в матрице межфакторных связей не оказалось ни одного коэффициента парной корреляции, превышающего 0,8.

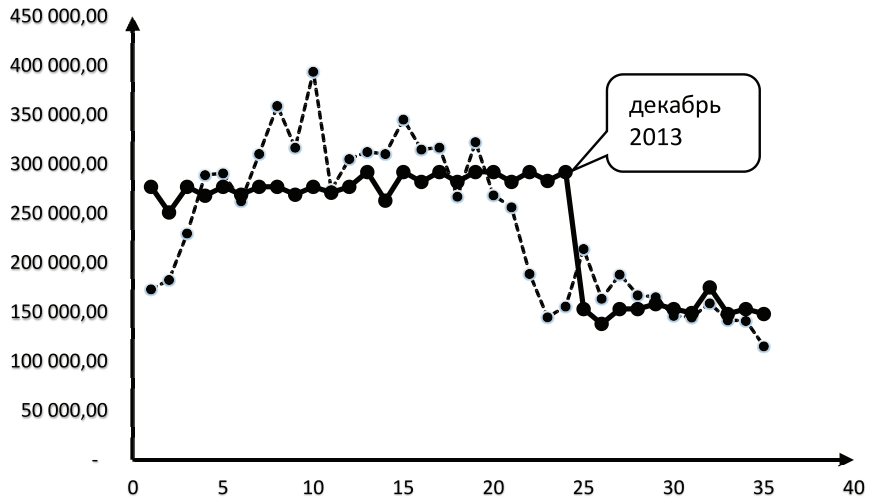

Рис. 1. Графики динамики фактических и планируемых объемов добычи руды

		Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*
Y-пересечение		–304818,36	247325,19	–1,23
Руда, факт –	x1	–9,89	2,07	–4,77
Себестоимость (VC), Факт –	x2	0,01	0,00	4,74
Руда, план –	**x3**	**5,60**	**5,71**	**0,98**
Вскрыша, план –	x4	1,68	0,98	1,71
Фп – x5		184825,76	128381,60	1,44

Рис. 2. Фрагмент протокола пятифакторного регрессионного анализа

Далее рассмотрим этапы построения модели множественной регрессии.

Для выбора факторов в модель используем пошаговый отбор, который следует начинать с включения в модель всех имеющихся факторов, то есть в нашем случае с пятифакторной регрессии. Фрагмент протокола регрессионного анализа представлен на рис. 2.

На первом шаге был определен незначимый фактор, у которого фактическое значение t-критерия оказалось ниже табличного значения (2,048) – плановый объем полезного ископаемого (руды) ($t = 0{,}98$). Фактор «x3 – плановый объем руды» был исключен из модели как обладающий минимальным значением t-критерия.

Проанализируем модель, полученную, после исключения незначимого фактора X3.

$$\hat{y}_i = -283722{,}15 - 9{,}15x_1 + 0{,}01\,x_2 +$$

$$+1{,}99\,x_4 + 214696{,}2x_5\,.$$

Ниже приводится оценка качества модели и примененные методы ее улучшения.

Коэффициент детерминации 0,72 говорит о том, что изменение фактического объема вскрыши на 72% объясняется изменением включенных в модель факторов. Коэффициент множественной корреляции 0,84 отражает высокую тесноту связи зависимой переменной со всеми включенными в модель факторами и точность модели. Уравнение регрессии значимо.

На следующем этапе была проведена проверка выполнения предпосылок метода наименьших квадратов – условия независимости и условия гомоскедастичности.

Условие независимости случайного компонента проверялось с помощью *dw*-критерия Дарбина – Уотсона, показывающего наличие или отсутствие автокорреляции остатков. Данный тест показал наличие положительной автокорреляции ($dw = 1{,}16$, меньше нижней границы, равной 1,19).

С целью устранения автокорреляции была использована авторегрессионная модель с распределенными лагами ADL(0,1), для получения которой к существующей модели была добавлена лаговая переменная $Y_{t\text{-}1}$ (X6). В результате первое наблюдение в выборке было выведено из анализа, что не повлияло на точность модели. Фрагмент протокола полученной регрессионной модели с лаговой переменной ($Y_{t\text{-}1}$) представлен на рис. 3.

		Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение		**–394530,42**	178799,97	–2,21	0,04
Руда, факт –	x1	**–7,73**	1,69	–4,56	0,00
Себестоимость (VC), факт –	x2	**0,01**	0,00	3,04	0,01
Вскрыша, план –	x4	**2,13**	0,67	3,16	0,00
ФП –	x5	**258252,32**	90584,76	2,85	0,01
Yt-1 –	x6	**0,43**	0,14	3,05	0,00

Рис. 3. Фрагмент протокола регрессионного анализа с лаговой переменной

Получили модель:

$$\hat{y}_i = -394530{,}42 - 7{,}73\,x_1 + 0{,}01\,x_2 + 2{,}13\,x_4 + 258252{,}32\,x_5 + 0{,}43\,x_6.$$

Коэффициент детерминации увеличился до 0,92. Коэффициент множественной корреляции 0,86 отражает высокую тесноту связи зависимой переменной со всеми включенными в модель факторами и точность модели. Все коэффициенты модели регрессии значимы (рис. 3, столбец P-Значение). Уравнение регрессии значимо, Значение F-критерия равно 34,73; Значимость F – 3,60195E-11).

Условие независимости случайного компонента в скорректированной модели теперь выполняется ($dw = 2{,}4$ коэффициент автокорреляции первого порядка равен –0,26).

Для проверки условия гомоскедастичности остатков используем тест Уайта [6]. Содержательный смысл теста в том, что часто гетероскедастичность модели вызвана довольно сложной зависимостью дисперсий ошибок от признаков. Поэтому Уайт предложил метод тестирования гипотезы H_0 без каких-либо предположений о структуре гетероскедастичности. Сначала к исходной модели применяется обычный метод наименьших квадратов и находятся остатки регрессии e_t, $t = 1, ..., n$. Затем осуществляется регрессия квадратов этих остатков e_t^2 на все факторы и их квадраты. Тогда при гипотезе H_0 величина $LM = n{\cdot}R^2$ асимптотически имеет распределение $\chi^2(N - 1)$, где R^2 — коэффициент детерминации, а N — число регрессоров второй регрессии. Следовательно, если значение статистики LM больше критического значения этого распределения для заданного уровня значимости, то нулевая гипотеза отвергается, то есть имеется гетероскедастичность.

В нашей задаче тестовая статистика $LM = 12{,}39$; табличное (критическое) значение для уровня значимости 0,05 и числе степеней свободы 9 равно 16,92. В нашем случае гетероскедастичность признается незначимой (случайные ошибки скорее всего гомоскедастичными).

Полученную модель можно считать точной, если стандартная ошибка модели меньше стандартной ошибки (среднеквадратического отклонения) результативного признака *Y*. Стандартная ошибка *Y* (фактический объем вскрыши) составляет 78398,92. Стандартная ошибка модели была взята из таблицы «Регрессионная статистика» отчета по регрессионному анализу и составила 31715,18. Она почти в 2,5 раза меньше среднеквадратического отклонения результативного признака *Y*. Средняя относительная ошибка аппроксимации меньше 10%. Таким образом, точность полученной модели регрессии можно считать удовлетворительной.

На заключительном этапе исследования было проведено прогнозирование фактического [4, 6] объема вскрыши с использованием полученной регрессионной модели.

Для прогноза фактического объема полезного ископаемого (X1) и суммы переменной себестоимости добычи (X2) была использована программа VSTAT, с помощью которой были получены модели для прогнозирования этих показателей.

Для моделирования фактического объема руды в качестве лучшей была выбрана модель АРИСС (1,1,1), по которой построен прогноз на декабрь 2014 г. (табл. 1).

Для фактической переменной себестоимости (X2) прогноз, полученный с использованием программы VSTAT, приведен в табл. 2.

Таблица 1

Прогноз (p = 85%) фактического объема руды

Упреждение	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
1 (декабрь 2014)	**29 774,7**	19 038,3	40 511,0

Таблица 2

Прогноз (p = 85 %) себестоимости добычи

Упреждение	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
1 (декабрь 2014)	**22 366 130,6**	10 117 291,9	34 614 969,4

Точечное значение прогноза фактического объема вскрыши на декабрь 2014 г. было рассчитано на основании полученного уравнения регрессии:

$$\hat{y}_i = -394530{,}42 - 7{,}73x_1 + 0{,}01x_2 + 2{,}13x_4 + 258252{,}32x_5 + 0{,}43x_6 = 141476{,}187.$$

Также для этого показателя был построен прогнозный интервал с доверительной вероятностью 95 % (табл. 3).

Таблица 3

Прогноз (p = 95 %) объемов вскрыши

Упреждение	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
1 (декабрь 2014)	**141476,19**	206441,80	76510,57

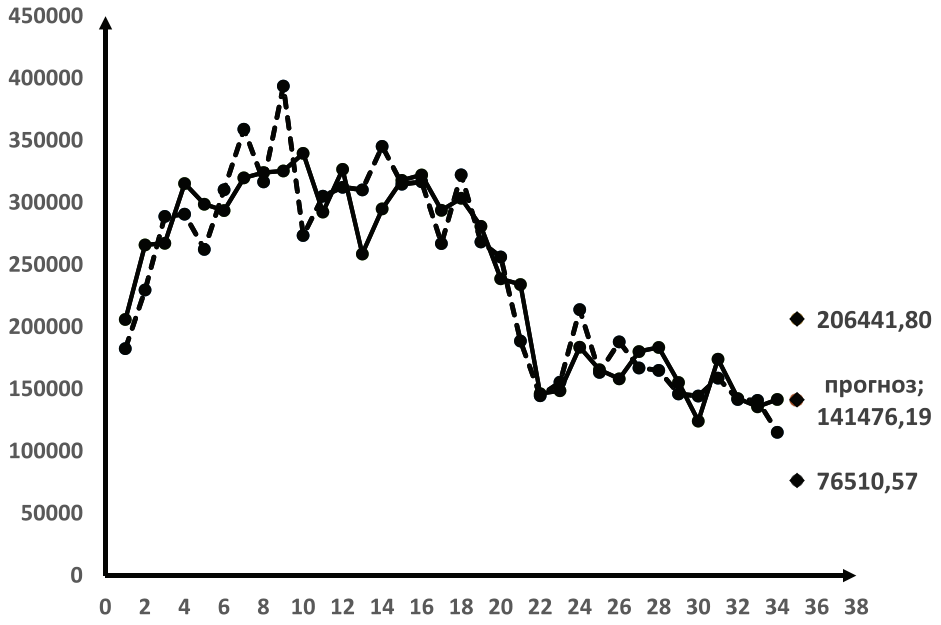

Рис. 4. Результаты моделирования и прогнозирования

Совмещенный график фактических значений объема вскрыши, результатов моделирования и прогнозирования приведен на рис. 4.

Об адекватности построенной модели можно судить по результатам сравнения фактических данных об объемах вскрыши и результатов, полученных по регрессионной модели. Итак, прогноз объема вскрыши, полученный по регрессионной модели, равен 141476,19, а фактический объем равен 146962, т.е. разница между фактическими и прогнозными данными всего 3,7 %. Результат удовлетворительный.

Анализ обоснования глубины прогноза по полученной модели регрессии был проведен на основании коэффициентов автокорреляции. Автокорреляционная функция для Y была получена с помощью программы VSTAT (табл. 4).

Таблица 4

Автокорреляционная функция

Лаг	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Исходный ряд	0,830	0,752	0,636	0,570	0,516	0,402	0,288	0,189	0,135	0,075

Считают [7], что есть смысл строить прогноз на t шагов вперед, если коэффициент автокорреляции $0{,}7 < |r_{(t)}| < 1{,}0$ [6]. В рассматриваемой модели данное условие соблюдается для первых 2 шагов.

Заключение

В данной работе была получена адекватная и достаточно точная модель зависимости фактического объема вскрыши от влияющих факторов. Полученное регрессионное уравнение может быть использовано для прогнозирования объемов вскрыши и, следовательно, суммы вскрышного актива.

Горизонт прогнозирования составляет два периода, что в случае использования в модели годовых данных является достаточным для прогноза на 2 года. Следовательно, модель множественной регрессии может быть использована при долгосрочном планировании финансового результата горнодобывающей компании по МСФО.

Список литературы

1. Алейникова А.В. Учет затрат на отложенные вскрышные работы: методика применения КРМФО 20 // Управленческий учет. – 2014. – № 8. – С. 72–78.

2. Владимирова М.П., Курбанов Г.Н. Современные подходы к начислению амортизации горно-подготовительных работ в системе совершенствования учетной политики и аудита // Вестник Адыгейского государственного университета. Серия 5: Экономика. – 2013. – Вып. № 2 (120).

3. Инструкции по планированию, учету и калькуляции себестоимости добычи руды при очистных разработках: утв. Роскомдрагметом 28.02.1994. П. 2.3 // СПС Консультант-Плюс. – М., 2013.

4. Лавриненко А.В., Орлова И.В. Прогноз структуры межбюджетных трансфертов из федерального бюджета бюджетам субъектов российской федерации на конец 2013 года // Современные наукоемкие технологии. – 2014. – № 7–1. – С. 50–56.

5. Орлова И.В. Экономико-математическое моделирование: Практическое пособие по решению задач. – 2-е изд., испр. и доп. – М.: Вузовский учебник: ИНФРА-М, 2012.

6. Орлова И.В., Половников В.А. Экономико-математические методы и модели: компьютерное моделирование: учебное пособие для студентов высших учебных заведений, обучающихся по специальности «Статистика» и другим экономическим специальностям. – 3-е изд., перер. и доп. – М., 2011.

7. Разъяснения КРМФО (IFRIC) 20 «Затраты на вскрышные работы на этапе эксплуатации разрабатываемого открытым способом месторождения», Министерство Финансов РФ, п.15 (введен в действие для применения на территории Российской Федерации приказом Минфина России от 31.10.2012 № 143н).

8. Турундаевский В.Б. Компьютерное моделирование экономико-математических методов // Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований. – 2014. – № 1–2. – С. 229–230.

9. Яговцева А.А. Учет затрат на вскрышные работы с применением ifric 20: влияние на финансовую отчетность // Корпоративная финансовая отчетность. Международные стандарты. – 2013. – № 9 (77). – С. 87–96.

References

1. Alejnikova A.V. Uchet zatrat na otlozhennye vskryshnye raboty: metodika primenenija KRMFO 20 // Upravlencheskij uchet. 2014. no. 8. pp. 72–78.

2. Vladimirova M.P., Kurbanov G.N. Sovremennye podhody k nachisleniju amortizacii gorno-podgotovitelnyh rabot v sisteme sovershenstvovanija uchetnoj politiki i audita // Vestnik Adygejskogo gosudarstvennogo universiteta. Serija 5: Jekonomi-ka. 2013. Vyp. no. 2 (120).

3. Instrukcii po planirovaniju, uchetu i kalkuljacii sebestoimosti dobychi rudy pri ochistnyh razrabotkah: utv. Roskomdragmetom 28.02.1994. P. 2.3 // SPS Konsultant-Pljus. M., 2013.

4. Lavrinenko A.V., Orlova I.V. Prognoz struktury mezhbjudzhetnyh transfertov iz fe-deralnogo bjudzheta bjudzhetam subektov rossijskoj federacii na konec 2013 goda // Sovremennye naukoemkie tehnologii. 2014. no. 7–1. pp. 50–56.

5. Orlova I.V. Jekonomiko-matematicheskoe modelirovanie: Prakticheskoe posobie po re-sheniju zadach. 2-e izd., ispr. i dop. M.: Vuzovskij uchebnik: INFRA-M, 2012.

6. Orlova I.V., Polovnikov V.A. Jekonomiko-matematicheskie metody i modeli: kompju-ternoe modelirovanie: uchebnoe posobie dlja studentov vysshih uchebnyh zavedenij, obuchajushhihsja po specialnosti «Statistika» i drugim jekonomicheskim specialno-stjam. 3-e izd., perer. i dop. M., 2011.

7. Raz#jasnenija KRMFO (IFRIC) 20 «Zatraty na vskryshnye raboty na jetape jekspluatacii razrabatyvaemogo otkrytym sposobom mestorozhdenija», Ministerstvo Finansov RF, pp. 15 (vveden v dejstvie dlja primenenija na territorii Rossijskoj Federacii prikazom Minfina Rossii ot 31.10.2012 no. 143n).

8. Turundaevskij V.B. Kompjuternoe modelirovanie jekonomiko-matematicheskih meto-dov // Mezhdunarodnyj zhurnal prikladnyh i fundamentalnyh issledovanij. 2014. no. 1–2. pp. 229–230.

9. Jagovceva A.A. Uchet zatrat na vskryshnye raboty s primeneniem ifric 20: vlijanie na finansovuju otchetnost // Korporativnaja finansovaja otchetnost. Mezhdunarodnye standarty. 2013. no. 9 (77). pp. 87–96.

Рецензенты:

Кобелев Н.Б., д.э.н., профессор кафедры «Системный анализ и моделирование экономических процессов» Финансового университета при Правительстве РФ, Президент НП «Ремесленная палата России», г. Москва;

Угрозов В.В., д.ф.-м.н, профессор кафедры «Прикладная математика» Финансового университета при Правительстве РФ, г. Москва.

Работа поступила в редакцию 01.04.2015.