

УДК 622:235

**СТАТИСТИЧЕСКАЯ НАДЕЖНОСТЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПИКОВОЙ СКОРОСТИ
КОЛЕБАНИЙ ПРИ МАССОВЫХ ПРОМЫШЛЕННЫХ ВЗРЫВАХ**

А. Г. Новиньков¹, С. И. Протасов², П. А. Самусев², А. С. Гукин¹

¹Кузбасский государственный университет им. Т.Ф. Горбачева, E-mail: novinkova@mail.ru,
ул. Весенняя, 28, 650000, г. Кемерово, Россия

²Новационная фирма "Кузбасс-НИИОГР", E-mail: firm@kuzbass-niiogr.ru
Пионерский бульвар, 4 А, 650054, г. Кемерово, Россия

Описаны методы оценки надежности прогнозирования пиковой скорости колебаний при промышленных массовых взрывах с применением статистического анализа остатков регрессии. Приведен пример регрессионного анализа экспериментальных данных с последующим статистическим анализом остатков регрессии.

Открытые горные работы, пиковая скорость колебаний, вибрация, вызванная взрывами, регрессионный анализ, прогнозирование пиковой скорости колебаний, массовые взрывы на горных предприятиях

Применение регрессионного анализа экспериментальных данных на основе метода наименьших квадратов в сочетании с построением верхней границы доверительного интервала является основным подходом для прогнозирования пиковой скорости колебаний. Однако в большинстве случаев оценка возможности использования полученной линии регрессии для целей прогнозирования сводится только к вычислению коэффициента детерминации, который не должен быть ниже 0.7. Реже приводятся значения стандартных отклонений и крайне редко — результаты статистического анализа остатков регрессии. Так как регрессия строится по ограниченной выборке точек, то можно говорить лишь о некоторой оценке параметров регрессии. В случае линейной парной регрессии эти оценки будут несмещенными, статистически состоятельными и эффективными только при выполнении условий, изложенных в теореме Гаусса – Маркова. Для этого нужно, чтобы дисперсия остатков была постоянной на всем интервале регрессии и не зависела от объясняющей переменной и чтобы отсутствовала корреляция остатков в соседних точках. Но эти требования выполняются не всегда и не в полной мере, что должно быть учтено при назначении верхней границы доверительного интервала регрессии.

Проектирование взрывов на открытых горных работах должно осуществляться с учетом требований по сейсмической безопасности: $v \leq v_{lim}$, где v — прогнозируемая пиковая скорость колебаний под зданием или сооружением, а v_{lim} — ее предельно допустимое значение. С учетом многообразия горно-геологических и гидрологических условий как на месте взрыва, так и по пути распространения сейсмических волн, а также большого числа разновидностей технологий взрывания прогнозирование v в заданной точке должно выполняться преимущественно на основе экспериментальных данных. Такой подход налагает определенные требования к сбору и анализу экспериментальных данных. Например, для получения прогноза с 95 % обеспеченностью количество точек должно быть не менее 80–90 по каждому направлению распро-

странения сейсмических волн. При использовании на горном предприятии разных технологий взрывания прогноз должен делаться для каждой технологии отдельно. Таких дополнительных требований достаточно много, и они, конечно, важны. Но наиболее ответственным этапом при прогнозировании v является выбор математической модели для регрессионного анализа. Наиболее часто в практике горного дела используется линейная парная регрессия на основе метода наименьших квадратов, позволяющая связать логарифм пиковой скорости колебаний с логарифмом приведенного расстояния. При этом для оценки качества регрессии в большинстве случаев вычисляются только коэффициент детерминации и стандартное отклонение. При этом упускается из вида, что регрессионный анализ выполняется на ограниченной выборке. Соответственно, можно говорить лишь о некоторых оценках параметров регрессии. А эти оценки параметров будут несмещенными состоятельными и эффективными только при выполнении ряда условий, изложенных в теореме Гаусса–Маркова. Эти условия связаны со статистическим анализом остатков регрессии. От того, насколько “качественными” являются остатки, зависит “качество” самой регрессии. Например, если оценки коэффициентов регрессии окажутся несостоятельными, то увеличение количества экспериментальных точек не приведет к повышению точности прогноза пиковой скорости колебаний. Анализ литературных источников как классических [1–6], так и более современных [7–18] показал, что практически не встречаются исследования, связанные с анализом остатков регрессий, выполненных для условий горных взрывов. Настоящая статья позволяет восполнить этот пробел.

Материалы и методы. Предложен подход для оценки достоверности регрессий, используемых для прогноза пиковой скорости колебаний. Для оценки “качества” линейной регрессии, построенной методом наименьших квадратов, используется статистический анализ остатков. Набор статистических тестов позволяет оценить достоверность регрессионной модели и возможность ее применения для прогнозирования пиковой скорости колебаний. Кроме того, такой подход позволяет выбрать метод вычисления приведенного расстояния, наиболее подходящий для условий конкретного горного предприятия.

Результаты и обсуждение. Прогнозирование пиковой скорости колебаний грунта v , вызванных массовыми промышленными взрывами при ведении открытых горных работ, может выполняться на основе различных подходов. На величину v оказывают влияние много факторов, и по этой причине прогнозирование может осуществляться только на основе экспериментальных данных. В большинстве случаев следующим шагом после сбора экспериментальных данных является выполнение регрессионного анализа. Цель регрессионного анализа — определение параметров K и b в выражении

$$v = K R_{\text{пр}}^b, \quad (1)$$

где v — прогнозируемая скорость колебаний; K и b — коэффициенты, полученные экспериментально для горно-геологических и технологических условий конкретного разреза; $R_{\text{пр}} = R/\sqrt[3]{Q}$ — приведенное расстояние, учитывающее фактическое расстояние до взрываемого блока R и общий максимальный вес взрывчатых веществ в группе зарядов, взрываемых условно одновременно Q . Максимальный вес взрывчатого вещества в серии Q при короткозамедленном взрывании может быть подсчитан по скользящему 20-мс временному окну. Необходимо отметить, что подобные выражения используются при вычислении приведенного расстояния в нормативных документах Великобритании, США [19, 20] и некоторых других стран. Однако эти нормативные документы используют в знаменателе выражения квадратный корень вместо кубического: $R_{\text{пр}} = R/\sqrt{Q}$, а максимальный вес взрывчатого вещества в серии может быть определен при использовании скользящего 8-мс окна.

По ряду причин выражение (1) для расчета пиковой скорости колебаний неудобно для статистических оценок, поэтому оно линейаризуется к следующему виду:

$$\log v = \log K + b \log R_{\text{пр}} = \alpha + \beta x + \varepsilon, \quad (2)$$

где α и β — неизвестные теоретические коэффициенты регрессии для общей выборки; x — логарифм приведенного расстояния, определенного одним из способов; ε — случайный член, учитывающий разброс пиковой скорости колебаний относительно линии регрессии. На практике мы имеем дело с ограниченным набором экспериментальных данных, поэтому можем вычислить лишь некоторую оценку коэффициентов регрессии. В большинстве случаев для оценки коэффициентов регрессии используется обычный метод наименьших квадратов (МНК). В этом случае оценка регрессии может быть представлена в виде

$$\log v = a + b \log R_{\text{пр}} + \varepsilon, \quad (3)$$

где a и b — оценки, полученные из эксперимента, например с помощью МНК; ε — корень квадратный из оценки дисперсии.

Оценки коэффициентов регрессии a и b представляют собой точечные оценки случайной величины (а пиковая скорость колебаний является именно случайной величиной, так как содержит случайный член ε). Для использования пиковой скорости колебаний в практических целях необходимо определить верхнюю границу доверительного интервала так, чтобы 95 % точек находились ниже этой границы.

Точное выражение для верхней границы доверительного интервала с 95 % обеспеченностью может быть записано в виде

$$\log v = a + b \log R_{\text{пр}} + t SE \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(R_{\text{пр},0} - R_{\text{пр,ср}})^2}{\sum_{i=1}^n (R_{\text{пр},i} - R_{\text{пр,ср}})^2}}, \quad (4)$$

где $R_{\text{пр},i}$ — приведенное расстояние, вычисленное для i -го экспериментального значения пиковой скорости колебаний; $R_{\text{пр,ср}}$ — среднее приведенное расстояние, вычисленное для выборки; $R_{\text{пр},0}$ — приведенное расстояние для точки, в которой делается прогноз скорости колебаний; SE — стандартная ошибка регрессии (корень квадратный из оценки дисперсии); t — квантиль уровня 0.95 распределения Стьюдента с $n - 2$ степенями свободы; n — размер выборки (число сейсмограмм в выборке).

На практике, учитывая слабую нелинейность выражения (4), используют его упрощенную форму:

$$\log v = a + b \log R_{\text{пр}} + t SE. \quad (5)$$

Прогнозирование пиковой скорости колебаний на основе МНК и определение верхней границы доверительного интервала не является чем-то новым в горном деле. Такой подход применяется в некоторых зарубежных нормативных документах [19, 20]. Однако при использовании регрессионного анализа упускается из вида очень важный момент — статистическая оценка надежности регрессии. Правильно ли использовать линейные уравнения в каждом конкретном случае? Может быть, надо применять регрессии более высоких порядков? Все ли значимые факторы учтены в уравнении регрессии? Какое математическое выражение должно использоваться при вычислении приведенного расстояния — с кубическим или с квадратным корнем в знаменателе? И какая ширина временного скользящего окна должна быть взята при вычислении максимального веса взрывчатого вещества в серии — 20 или 8 мс? Можно ли применять такой подход для электронных систем инициирования и тогда использовать в качестве расчетной массы Q максимальную массу взрывчатого вещества в одной скважине? Для ответа на

эти и другие вопросы мы провели статистический анализ остаточного члена ε в выражении (3). Так как уравнение регрессии включает в себя случайную величину, то точность прогноза будет зависеть от того, насколько “качественным” будет этот остаточный член. Рассматриваемый метод включает в себя анализ “качества” остатка, что позволяет либо подтвердить допустимость использования данной регрессии в определении сейсмобезопасных расстояний, либо отказаться от данной модели в пользу другой, более сложной регрессионной модели. Кроме того, в обсуждаемом методе сравнительный статистический анализ “качества” остатка использован для обоснования предпочтительности того или иного способа вычисления приведенного расстояния $R_{пр}$. Сравнительный анализ остатков для различных регрессий с разными способами определения приведенного расстояния $R_{пр}$ включает в себя определенные статистические процедуры, на которых стоит остановиться подробнее.

В соответствии с теоремой Гаусса–Маркова для парной регрессии оценки коэффициентов регрессии, полученные с помощью метода наименьших квадратов, будут состоятельными, несмещенными и эффективными только при выполнении ряда условий:

- математическое ожидание остатка ε_i должно быть равно нулю, т. е. $M(\varepsilon_i) = 0$;
- дисперсия случайного члена должна быть постоянной, т. е. $D(\varepsilon_i) = D(\varepsilon_j) = \sigma^2$ для любого i и j ;
- между остатками ε_i и ε_j ($i \neq j$) не должно быть корреляции;
- остатки ε_i не должны зависеть от объясняющей переменной (в нашем случае от $R_{пр}$);
- модель должна быть линейной относительно параметров a и b .

Первое условие (математическое ожидание остатка должно быть равно нулю) можно считать выполнимым для всех регрессионных моделей, имеющих свободный член (коэффициент в (3)).

Постоянство дисперсии остатков (гомоскедастичность) и независимость остатков от объясняющей переменной (второе и четвертое условие соответственно) проверялись с помощью коэффициента ранговой корреляции Спирмена и визуального анализа графика остатков соответственно. Важность этих условий заключается в том, что при наличии статистической зависимости между остатками и объясняющей переменной оценки коэффициентов регрессии, полученные методом наименьших квадратов, перестают быть состоятельными. Это означает, что даже при очень большом объеме экспериментальных данных оценки коэффициентов регрессии могут быть далеки от теоретических значений. При наличии гетероскедастичности оценки коэффициентов регрессии хотя и остаются несмещенными и состоятельными, но перестают быть эффективными. В свою очередь оценка дисперсии регрессии (а следовательно, и стандартная ошибка) становится смещенной, что может привести к ошибке в определении верхней границы доверительного интервала в (5). При анализе на гетероскедастичность нулевая гипотеза H_0 записывалась в виде отсутствия корреляции между абсолютными значениями остатков и объясняющей переменной, альтернативная гипотеза — в виде наличия корреляции. Нулевая гипотеза не отвергалась при выполнении условия $t \leq t_{cr}$, где t — статистика Спирмена на базе коэффициента ранговой корреляции, а t_{cr} — критическая точка распределения Стьюдента при уровне значимости критерия 0.05 и данном числе степеней свободы. Соответственно отклонение H_0 происходило, если $t > t_{cr}$.

Отсутствие взаимной корреляции остатков (третье условие применимости МНК) проверялось критерием Дарбина–Уотсона. Наличие автокорреляции свидетельствовало о возможных систематических ошибках в модели, при этом оценки коэффициентов регрессии переставали быть эффективными. Нулевая гипотеза H_0 записывалась в виде отсутствия корреляции остат-

ков, альтернативная гипотеза — в виде наличия положительной или отрицательной корреляции между соседними остатками. Нулевая гипотеза отвергалась при условии $DW < d_l$ или $4 - DW < d_l$, нулевая гипотеза не отвергалась при условии $DW < d_u$ и $4 - DW > d_u$. В остальных случаях проверка не позволяла сделать никакого вывода. Здесь DW — статистика Дарбина–Уотсона; d_l и d_u — нижнее и верхнее критические значения статистики на уровне значимости критерия 2.5 % при данном числе степеней свободы.

Кроме описанных выше условий, в классическом регрессионном анализе могут исследоваться также дополнительные условия, например отсутствие ошибок спецификации модели или проверка распределение остатков на соответствие нормальному закону.

Под ошибками спецификации в нашем случае подразумевалось использование линейной регрессии, в то время как облако экспериментальных точек должно описываться моделями более высокого порядка. В этом случае линейная модель считалась неадекватной экспериментальным данным. В качестве критерия адекватности регрессионной модели использовалось отношение среднего квадрата неадекватности MS_L к среднему квадрату, обусловленному “чистой” ошибкой, MS_L / s_e^2 [21]. Чрезмерно большая величина этого отношения указывает на возможное присутствие в регрессии систематической ошибки, связанной с неверной спецификацией модели. Для оценки статистической значимости критерия использовалось сравнение полученного отношения с 95 % точкой распределения Фишера при n_e и n_L степенях свободы, где n_e — суммарное число степеней свободы для квадратов остатков, характеризующих “чистую” ошибку, n_L — число степеней свободы для неадекватности модели. В качестве нулевой гипотезы принималась статистическая незначимость упомянутой статистики. Гипотеза отвергалась (т. е. имела место высокая вероятность неадекватности модели) при выполнении условия $MS_L / s_e^2 > F_{кр}(0.95, n_L, n_e)$.

Также проверялась нулевая гипотеза H_0 о нормальном распределении остатков. Для проверки использовались визуальный контроль распределения остатков на вероятностной бумаге, а также критерий χ^2 . При проверке соответствия нормальному распределению с помощью критерия χ^2 определялся уровень значимости статистики. За нулевую гипотезу принималось соответствие экспериментального распределения остатков нормальному закону с нулевым средним значением и наблюдаемой оценкой дисперсии. Уровень значимости наблюдаемого значения статистики выше 0.1 позволял судить о высокой достоверности H_0 .

Наконец, вычислялись такие показатели, как коэффициент детерминации (квадрат коэффициента корреляции Пирсона) и стандартная ошибка регрессии. Высокое значение коэффициента детерминации не может служить единственным показателем качества регрессионной модели, так же как и значение этого коэффициента ниже 0.7 не является поводом для пересмотра регрессионной модели. Однако этот статистический показатель служит хорошей предварительной оценкой надежности регрессии. Стандартная ошибка регрессии является мерой разброса экспериментальных точек относительно средней линии регрессии, поэтому также принималась во внимание при анализе достоверности регрессионной модели.

Приведем практический пример статистической оценки достоверности прогноза пиковой скорости колебаний. В период с мая по декабрь 2014 г. проводились работы по регистрации сейсмических колебаний на Талдинском угольном разрезе (ОАО “УК “Кузбассразрезуголь”).

На рис. 1 показана схема расположения сейсмических регистраторов в направлении распространения сейсмических волн на д. Ерунаково для одного из взрывов. Записано достаточно большое число сейсмограмм от 11 взрывов. Сейсмограммы от 9 взрывов использовались в регресси-

онном анализе (выборка состояла из 126 точек), а записи двух взрывов — для проверки регрессии. Размер выборки позволял выполнить прогноз пиковой скорости колебаний с обеспеченностью 95 %. На рис. 2 представлены линии регрессии. Приведенное расстояние определялось по формуле $R_{пр} = R/\sqrt[3]{Q}$, а масса взрывчатого вещества в серии вычислялась по 20-мс скользящему окну.

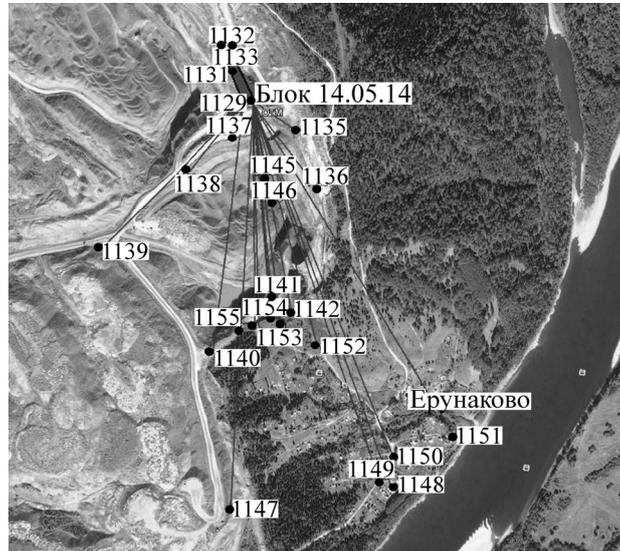


Рис. 1. Схема расстановки сейсмоприемников для одного из взрывов (14.05.2014) на Ерунаковском участке Талдинского разреза



Рис. 2. Регрессия для Талдинского угольного разреза (ОАО “УК “Кузбассразрезуголь”)

Статистический анализ остатков показал следующие результаты. Проверка постоянства дисперсии с использованием критерия ранговой корреляции Спирмена выявила наличие слабой корреляции между остатками и приведенным расстоянием. Коэффициент корреляции Спирмена составил 1.799 при допустимом значении 1.657. Таким образом, в модели присутствовало незначительное непостоянство дисперсии.

Проведена также проверка на наличие автокорреляции между остатками с использованием критерия Дарбина–Уотсона. Значение статистики Дарбина–Уотсона равно 1.05 при минимально допустимом уровне $d_l = 1.59$ (значение этого уровня позволяло не отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции между остатками).

Проверка на отсутствие корреляции между остатками и приведенными расстояниями выполнялась визуально (рис. 3). Корреляция между остатками и объясняющей переменной не установлена.

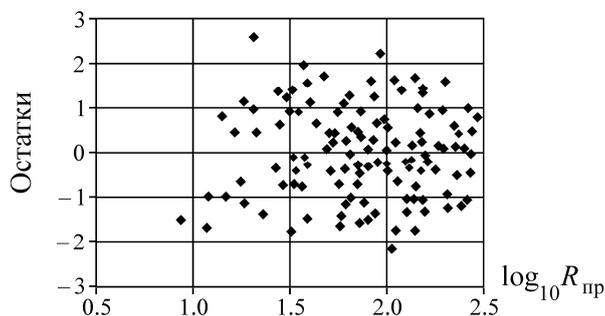


Рис. 3. Зависимость остатков от логарифмов приведенных расстояний

Осуществлена проверка регрессионной модели на адекватность по [21]. Вычисленная статистика составила 0.974, критическое значение статистики F -критерия на уровне значимости 0.05 оказалось равным 1.557. Регрессионная модель признана адекватной. Коэффициент детерминации 0.782.

Проведена также проверка на соответствие экспериментального распределения нормальному закону. Результаты проверки приведены на рис. 4. Анализ показал, что нулевая гипотеза о соответствии экспериментального распределения нормальному закону почти наверняка верна (уровень значимости наблюдаемого значения статистики на основе χ^2 -критерия равен 0.58).

Таким образом, статистическая надежность прогнозирования пиковой скорости колебаний оказалась достаточно высокой. Однако, учитывая незначительное непостоянство дисперсии, а также наличие автокорреляции остатков, доверительный интервал был увеличен (см. рис. 1). Некоторые другие примеры оценки надежности регрессии на основе анализа остатков приведены в [22, 23].



Рис. 4. Проверка экспериментального распределения на соответствие нормальному закону

ВЫВОДЫ

Если для прогноза пиковой скорости колебаний используется линейная регрессионная модель на основе МНК, то недостаточно определить только коэффициент детерминации и стандартное отклонение. Статистический анализ остатков — необходимая часть линейного регрессионного анализа на основе МНК. Именно анализ остатков позволяет сделать вывод насколько “качественной” является регрессия. В необходимых случаях анализ остатков указывает на необходимость принудительного расширения верхней границы доверительного интервала. А в некоторых случаях может потребоваться даже отказ от традиционной линейной зависимости пиковой скорости колебаний от приведенного расстояния в пользу других более адекватных зависимостей.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Dowding Ch. H.** Blast vibration monitoring and control, Prentice-Hall, Inc., 1985.
2. **Lucole S. W., Dowding Ch. H.** Statistical analysis of blast emission records from quarrying, mining and construction operations in the state of Illinois, Illinois Institute of Natural Resources, Document 79/02, 1979.
3. **Siskind D. E., Stagg M. S., Kopp J. W., and Dowding Ch. H.** Structure response and damage produced by ground vibration from surface mine blasting, US Bureau of Mines, RI 8507, 1980.
4. **Siskind D. E., Stagg M. S., Wiegand J. E., and Schultz D. L.** Surface mine blasting near pressurized transmission pipelines, US Bureau of Mines, RI 9523, 1994.
5. **Crum S. V., Siskind D. E., Pierce W. E., and Radcliffe K. S.** Ground vibration and airblasts monitored in Swedesburg, Pennsylvania, from blasting at the McCoy Quarry, Report for Dept of Environmental Resources, Commonwealth of Pennsylvania, 1995, March 10.
6. **Nichols H. R., Johnson F. J., and Duvall W. L.** Blasting vibrations and their effects on structures, US Bureau of Mines, Bulletin 656, 1971.
7. **Ak H., Iphar M., Yavuz M., and Konuk A.** Evaluation of ground vibration effect of blasting operations in a magnesite mine, Soil Dynamics and Earthquake Engineering, 2009, No. 29.
8. **Reza Nateghi.** Evaluation of blast induced ground vibration for minimizing negative effects on surrounding structures, Soil Dynamics and Earthquake Engineering, 2012, No. 43.
9. **Giraudi A., Cardu M., and Kecojevic V.** An assessment of blasting vibrations: a case study on quarry operations, American Journal of Environmental Sciences, 2009, No. 5(4).
10. **Catasus P. S.** Analisis experimental de la fragmentacion, vibraciones y movimiento de la rocca en voladuras a cielo abierto, Tesis doctoral, Universidad Politecnica de Madrid, 2004.
11. **Борисов Е. К.** Безопасность зданий, расположенных в зоне сейсмического действия промышленных взрывов: автореф. дис. ... д-ра техн. наук. — Владивосток: ДГТУ, 2002.
12. **Пазынич А. Ю.** Сейсмическое воздействие массовых взрывов на наземные сооружения (на примере разреза “Нерюнгринский”): автореф. дис. ... канд. техн. наук. — Нерюнгри: Технический институт (филиал) ГОУ ВПО ЯГУ, 2009.
13. **Гриб Г. В., Пазынич А. Ю., Гриб Н. Н., Петров Е. Е.** Зависимость сейсмического действия взрыва в массиве горных пород от технологических условий ведения буровзрывных работ // Изв. СНЦ РАН. — 2012. — Т. 14. — № 1 (8).
14. **Singh P. K., Roy M. P.** Characterisation of blast vibration generated from open-pit blasting at surface and in belowground openings, Mining Technology, 2008, Vol. 17, No. 3.
15. **Фокин В. А.** О существенности различий в сейсмической восприимчивости грунтовых и породных уступов при производстве массовых взрывов в карьерных условиях // Безопасность труда в пром-сти. — 2010. — № 6.
16. **Мучник С. В.** О возрастании роли поверхностных волн при массовых взрывах на карьерах с использованием системы неэлектрического инициирования // ФТПРПИ. — 2009. — № 5.
17. **Шер Е. Н., Черников А. Г.** Сейсмические колебания при массовых взрывах на карьерах с использованием высокоточной электронной и неэлектрической систем взрывания // ФТПРПИ. — 2009. — № 6.
18. **Мучник С. В.** О снижении сейсмического эффекта при массовых взрывах на карьерах // ФТПРПИ. — 2011. — № 5.
19. **BS 6472-2:2008.** British Standard. Guide to evaluation of human exposure to vibration in buildings. Part 2: Blast-induced vibration, BSI, 2008.
20. **Rosenthal M. F., Morlock G. L.** Blasting Guidance Manual. Directive System Office of Surface Mining Reclamation and Enforcement, US Department of Interior, 1987.
21. **Draper N. R., Smith H.** Applied Regression Analysis, John Wiley & Son, Inc., 1998.
22. **Новиньков А. Г., Протасов С. И., Гукин А. С.** Оценка сейсмобезопасности массовых промышленных взрывов // Безопасность труда в пром-сти. — 2013. — № 6.
23. **Новиньков, А. Г., Протасов С. И., Гукин А. С.** Практика применения регрессионного анализа для определения сейсмобезопасных расстояний при массовых промышленных взрывах // Взрывное дело. — 2012. — Вып. № 108/65.