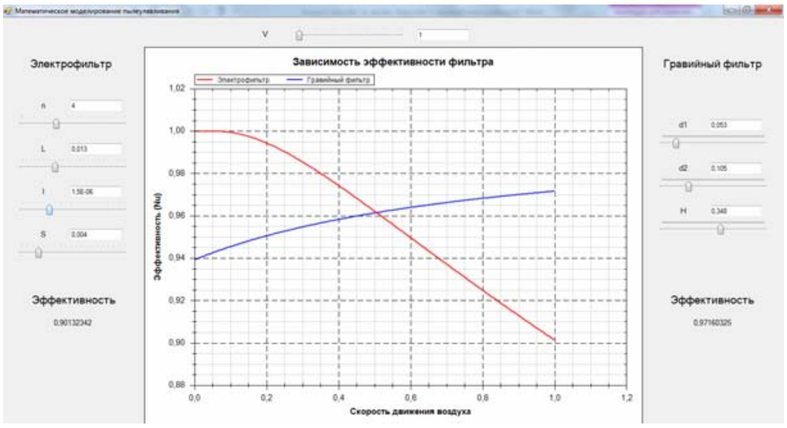

Рис. 3. Графік залежності ефективності фільтрів

При моделюванні за допомогою цієї програми було експериментально перевірено ефективність електрофільтра та гравійного фільтра.

Висновки і напрямки подальших досліджень. Під час роботи над графіками в програмі було встановлено, що ступінь очищення повітря за допомогою електрофільтра буде збільшуватись зі збільшенням швидкості осадження частинок пилу та довжини електрофільтра, але зменшується зі збільшенням міжелектронної відстані та швидкості забрудненого повітря. Відповідно з графіку гравійного фільтра видно що ефективність фільтрації буде тим краща чим менший діаметр гравію та більша товщина фільтруючого шару. У подальшому планується проведення науково – пошукових робіт, щодо удосконалення програмного забезпечення по визначенню пиловловлювання в пристовбурових виробках шахт, та розробити дослідний варіант фільтра для уловлювання дрібно дисперсного пилу в гірничих виробках залізорудних шахтах.

Список літератури

Алиев Г. М. А. Техника пылеулавливания и очистки промышленных газов / **Г.М.А. Алиев //** М.: Металлургия, 1986. – 544 с.

Бизов В. Ф., **Лапшин О. Є**. Охорона праці в гірництві / **В.Ф. Бизов**, **О.Є**. **Лапшин** //Т. VII. Підручник для студентів вищих навчальних закладів за напрямком «Гірництво». – Кривий Ріг: Мінерал, 2001. – 251 с.

Справочник по борьбе с пылью в горнодобывающей промышленности. Под ред. **А.С. Кузьмича**. – М., Недра, 1982. – 240 с.

Очистка воздуха от пыли на горнорудных предприятиях. **Г.А. Жовтуха, В.И. Стуканов, А.П. Янов, Н.М. Сердюк.** К.: «Техніка», 1977. – 150 с.

Buccella C. Computation of VI Characteristics in Electrostatic Precipitators // Electrostatics. – 1996. – № 37:277. – P. 291.

Muhammad A. Modelling and simulation of an electrostatic precipitator. – Sweden: Science, 2011. – P. 47.

Lami E., Mattachini F., Turri R., Tromboni A. Numerical Procedure for Computing the Voltage Current Characteristics in Electrostatic Precipitator Configurations // Electrostatics. – 1995. – № 34:385. – P. 399.

Niloofar F. Three-dimensional modeling of electrostatic precipitator using hybrid finite element-flux corrected transport technique. – Canada: Ontario, 2011. – P. 54–55.

Рукопис подано до редакції 11.02.14

УДК 528: 622.1

О.Е. КУЛИКОВСКАЯ, д-р техн. наук, доц., Криворожский национальный университет

СРАВНИТЕЛЬНАЯ ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ТЕМПЕРАТУРЫ И ВЛАЖНОСТИ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЫ НА СМЕЩЕНИЕ РЕПЕРОВ ГЕОДИНАМИЧЕСКОГО ПОЛИГОНА

Выполнена сравнительная оценка влияния температуры и влажности окружающей среды на смещение реперов геодинамического полигона. Для проведения многофакторного анализа влияния температуры и влажности окружающей среды выбраны результаты повторного высокоточного нивелирования на трех деформационных площадках геодинамического полигона Криворожского горно-обогатительного комбината окисленных руд. На основе многофакторного анализа теоретически обосновано уравнение множественной регрессии с использованием метода наименьших квадратов. Для отбора наиболее значимых факторов учитывались следующие условия: связь между результативным признаком и факторным должна быть выше межфакторной связи; связь между факторами должна быть не более 0.7; наличие мультиколлинеарности множественной регрессии. Установлено, что парные коэффициенты корреляции меньше 0.7, что говорит об отсутствии мультиколлинеарности факторов. Качественная интерпретация значений коэффициентов корреляции выполнялась по шкале Чеддока, а их значимость проверялась с помощью критерия Стьюдента. Сделан вывод о том, что наибольшее влияние на результативный признак (смещение реперов) оказывает температурный фактор, который при построении модели вошел в регрессионное уравнение первым. Оценка значимости уравнения множественной регрессии осуществлялась путем проверки гипотезы о равенстве нулю коэффициента детерминации, рассчитанного по данным генеральной совокупности с использованием критерия Фишера. Определены доверительные интервалы коэффициентов регрессии с надежность 95%. Полученные результаты могут быть использованы при повышении достоверности и точности определения скорости вертикальных движений земной поверхности с учетом устойчивости нивелирных знаков на геодинамических полигонах.

Ключевые слова: геодинамический полигон, точность высокоточного нивелирования, смещение реперов, оценка влияния температуры и влажности, множественная регрессия, коэффициенты корреляции.

Постановка задачи. К точности нивелирований, выполняемых для изучения современных движений земной поверхности, предъявляются особые требования [1-4]. Прежде всего, точность повторного нивелирования должна обеспечить достоверное определение скорости вертикальных движений земной поверхности, что может быть регламентировано инструментальной точностью производства наблюдений, влиянием на результаты нивелирования случайных и систематических ошибок [5]. При этом особые высокие требования предъявляются к устойчивости самих нивелирных знаков. Основными причинами смещения нивелирных знаков являются деформации грунтов, происходящие под влиянием экзогенных процессов изменения температуры и влажности, уровня грунтовых вод [5,6] и др. Поэтому установление влияния отдельных факторов на достоверность получаемых результатов является одной из актуальных задач геодезического производства.

Изложение материала и результаты. По данным многократного повторного нивелирования относительные скорости реперов на геодинамических полигонах Кривбасса носят дифференцированный характер как в пространстве, так и во времени. Их интенсивность и направленность - постоянны и непрерывны во времени между сопоставляемыми результатами нивелирования. Это предположение справедливо для тех реперов, которые пространственно расположены над породами кристаллического фундамента с резко отличающимися своими физико-механическим свойствами, разделены между собой разломными зонами, расположены в зоне влияния техногенных процессов или отличаются глубиной их закрепления [3,5].

Для проведения многофакторного анализа влияния температуры и влажности выбраны результаты повторного высокоточного нивелирования на трех деформационных площадках геодинамического полигона Криворожского горнообогатительного комбината окисленных руд.

Уравнение множественной регрессии может быть представлено в виде

$$y=f(\beta,X)+\varepsilon\ ,$$

где $X=X(X_1,X_2,...,X_m)$ - вектор независимых переменных; β - вектор параметров (подлежащих определению); ε - случайная ошибка (отклонение); y - зависимая переменная.

При этом теоретическое линейное уравнение множественной регрессии имеет вид

$$y=\beta_o+\beta_1X)+\varepsilon \quad y=\beta_0+\beta_1X_1+\beta_2X_2+\dots+\beta_mX_m+\varepsilon\ ,$$

где β_0 - свободный член, определяющий значение y, в случае, когда все объясняющие переменные X_i равны 0.

В нашем случае эмпирическое уравнение множественной регрессии представим как

$$y=b_0+b_1t+b_2f+e\ ,$$

где b_o,b_1,b_2 - оценки теоретических значений β_o,β_1,β_2 - эмпирических коэффициентов регрессии; t - температурный фактор; f - фактор влияния влажности окружающей среды; e - оценка отклонения ε.

Для оценки параметров уравнения множественной регрессии применим метод наименьших квадратов (МНК) [7].

Согласно МНК вектор оценок коэффициентов регрессии s получается из выражения

$$s=(X^TX)^{-1}X^Ty\ .$$

После выполненных расчетов получим следующие результаты векторов оценок коэффициентов регрессии для трех деформационных площадок (ДП)

$$s = y(x) = \begin{vmatrix} 0{,}0573 & -0{,}000689 & 0{,}0129 \\ -0{,}000689 & 1{,}4E-5 & -6{,}9E-5 \\ 0{,}0129 & -6{,}9E-5 & 0{,}00973 \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} 719{,}1 \\ 40508{,}7 \\ -737{,}03 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 3{,}79 \\ 0{,}11 \\ -0{,}71 \end{vmatrix},$$

а уравнение регрессии примет вид

$$y = 3{,}79 + 0{,}11t - 0{,}71f\ .$$

В обработку включено число наблюдений n = 75. Количество независимых переменных в модели равно 2, а число регрессоров с учетом единичного вектора равно числу неизвестных коэффициентов. С учетом признака y, размерность матрицы становится равной 4, следовательно, матрица независимых переменных X имеет размерность (75×4).

Найдем парные коэффициенты корреляции и представим их соответственно в табл.

Таблица1

Результаты расчета парных коэффициентов корреляции

-	y	t	f
y	1	0,41	-0,0195
t	0,41	1	0,19
f	-0,0195	0,19	1

Для отбора наиболее значимых факторов X_i учитывались следующие условия:

связь между результативным признаком и факторным должна быть выше межфакторной связи;

связь между факторами должна быть не более 0,7. В модели множественной регрессии существует мультиколлинеарность, если в матрице есть межфакторный коэффициент корреляции $r_{xjxi} > 0{,}7$;

при высокой межфакторной связи признака отбираются факторы с меньшим коэффициентом корреляции между ними.

В данном случае все парные коэффициенты корреляции $|r|<0{,}7$, что говорит об отсутствии мультиколлинеарности факторов.

Анализ первой строки матрицы (табл. 1) позволяет произвести отбор факторных признаков, которые могут быть включены в модель множественной корреляционной зависимости. Факторные признаки, у которых $|r_{yxi}| < 0{,}5$ исключают из модели.

Можно дать следующую качественную интерпретацию возможных значений коэффициента корреляции (используя шкалу Чеддока [8]): если $|r|>0{,}3$ – связь практически отсутствует; $0{,}3 \le |r| \le 0{,}7$ – связь средняя; $0{,}7 \le |r| \le 0{,}9$ – связь сильная; $|r| > 0{,}9$ – связь весьма сильная.

Проверим значимость полученных парных коэффициентов корреляции с помощью t – критерия Стьюдента. Коэффициенты, для которых значения по модулю больше найденного критического значения, считаются значимыми.

Рассчитаем наблюдаемые значения t-статистики для r_{yt} по формуле

$$t_{набл} = r_{yt}\frac{\sqrt{n-m-1}}{\sqrt{1-r_{yt}^{2}}},$$

где m=1 - количество факторов в уравнении регрессии.

$$t_{набл} = 0{,}41\frac{\sqrt{75-1-1}}{\sqrt{1-0{,}41^2}} = 3{,}84\,.$$

По таблице Стьюдента [9] находим $t_{табл}$: $t_{крит}(n\text{-}m\text{-}1;\ \alpha/2) = (73;\ 0{,}025) = 1{,}99$.

Поскольку $t_{набл}>t_{крит}$, то отклоняем гипотезу о равенстве 0 коэффициента корреляции. Другими словами, коэффициент корреляции - статистически значим.

Рассчитаем наблюдаемые значения t-статистики для r_{yxa} по формуле

$$t_{набл} = 0{,}0195\frac{\sqrt{75-1-1}}{\sqrt{1-0{,}0195^2}} = 0{,}17\,.$$

Поскольку $t_{набл}<t_{крит}$, то принимаем гипотезу о равенстве 0 коэффициента корреляции. Другими словами, коэффициент корреляции - статистически не значим.

Таким образом, связь между (y и X_t) является существенной.

Наибольшее влияние на результативный признак оказывает температурный фактор X_t (r = 0,41). Значит, при построении модели он войдет в регрессионное уравнение первым.

На основании рассчитанных ниже частных коэффициентов можно сделать вывод об обоснованности включения переменных в регрессионную модель. Если значение коэффициента мало или он незначим, то это означает, что связь между данным фактором и результативной переменной либо очень слаба, либо вовсе отсутствует, поэтому фактор можно исключить из модели.

Так как

$$r_{yf/t} = \frac{r_{yf} - r_{yt} \cdot r_{tf}}{\sqrt{\left(1-r^2{}_{yt}\right)\left(1-r^2{}_{tf}\right)}} = \frac{-0{,}0195 - 0{,}41 \cdot 0{,}19}{\sqrt{(1-0{,}41^2)(1-0{,}19^2)}} = 0{,}11:$$

значит, теснота связи - низкая.

Определим значимость коэффициента корреляции $r_{yf/t}$.

Для этого рассчитаем наблюдаемые значения t-статистики по формуле

$$t_{набл} = r_{yf/t}\frac{\sqrt{n-k-2}}{\sqrt{1-0{,}11^2}}, \qquad t_{набл} = 0{,}11\frac{\sqrt{75-1-2}}{\sqrt{1-0{,}11^2}} = 0{,}92\,.$$

Поскольку $t_{набл}<t_{крит}$, то принимаем гипотезу о равенстве 0 коэффициента корреляции. Другими словами, коэффициент корреляции – статистически не значим.

Как видим, связь y и f при условии, что t войдет в модель, стала сильнее.

Можно сделать вывод, что при построении регрессионного уравнения следует отобрать температурный фактор X_t влияния на смещение реперов.

Модель регрессии в стандартном масштабе предполагает, что все значения исследуемых признаков переводятся в стандарты по формулам [10].

Для оценки β-коэффициентов применим МНК. При этом система нормальных уравнений будет иметь вид

$$\begin{cases} r_{ty} = \beta_1 + r_{tf}\beta_2 \\ r_{fy} = r_{ft}\beta_1 + \beta_2 \end{cases}.$$

Для данных (берем из матрицы парных коэффициентов корреляции, табл.) система будет представлена записью

$$\begin{cases} 0.41 = \beta_1 + 0.189\beta_2 \\ -0.0195 = 0.189\beta_1 + \beta_2 \end{cases}.$$

Решив данную систему линейных уравнений методом Гаусса, получим: β_1 = 0,429; β_2 = -0,101.

Таким образом, стандартизированная форма уравнения регрессии примет вид

$$y^0 = 0{,}429t - 0{,}101f.$$

Для анализа параметров уравнения регрессии перейдем к статистическому анализу полученного уравнения регрессии, т.е. проверке значимости уравнения и его коэффициентов.

Исследования показали, что рассчитанная стандартная ошибка для оценки зависимой переменной y, (равная 7,74) позволила выполнить оценку ковариационной матрицы вектора $k = S(X^TX)^{-1}$.

$$k(X) = 7{,}74\begin{vmatrix} 0{,}0573 & -0{,}000689 & 0{,}0129 \\ -0{,}000589 & 1{,}4E-5 & -6{,}9E-5 \\ 0{,}0129 & -6{,}9E-5 & 0{,}00973 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0{,}44 & -0{,}00533 & 0{,}0998 \\ -0{,}00533 & 0{,}000106 & -0{,}000536 \\ 0{,}0998 & -0{,}000536 & 0{,}0753 \end{vmatrix}.$$

Дисперсии параметров модели определяются соотношением $S^2{}_i = k_{ii}$, т.е. это элементы, лежащие на главной диагонали ковариационной матрицы.

Для обеспечения дополнительных возможностей содержательного анализа модели регрессии используются частные коэффициенты эластичности [10]. Частный коэффициент эластичности показывает: насколько процентов в среднем изменяется признак-результат y с увеличением признака-фактора X_j на 1% от своего среднего уровня при фиксированном положении других факторов модели. Например, частный коэффициент эластичности для температурного фактора равен

$$\mathrm{E_1} = 0{,}11\frac{45}{9}{,}59 = 0{,}53.$$

Частный коэффициент эластичности $|E_1|<1$. Следовательно, его влияние на результативный признак y незначительно.

Аналогичный вывод можно сделать и о значении коэффициента

$$E_2 = -0,71\frac{-1}{9},59 = 0,0739.$$

Стандартизированные частные коэффициенты регрессии β-коэффициенты (β_j) показывают: на какую часть своего среднего квадратического отклонения $S(y)$ изменится признак-результат y с изменением соответствующего фактора X_j на величину своего среднего квадратического отклонения (S_{xj}) при неизменном влиянии прочих факторов (входящих в уравнение). По максимальному коэффициенту β_j можно судить о том, какой фактор сильнее влияет на результат y, т.е. на смещение реперов.

Конечно, по коэффициентам эластичности и β-коэффициентам могут быть сделаны и противоположные выводы. Причины этого: *а* - вариация одного фактора очень велика; *б* - разнонаправленное воздействие факторов на результат.

Коэффициент β_j может также интерпретироваться, как показатель прямого (непосредственного) влияния j-ого фактора (X_J) на смещение. Во множественной регрессии j-ый фактор оказывает не только прямое, но и косвенное (опосредованное) влияние на результат (т.е. влияние через другие факторы модели).

Расчеты показывают, что непосредственное влияние температурного фактора t на смещение репера в уравнении регрессии измеряется β_j и составляет 0,43; косвенное (опосредованное) влияние данного фактора на результат определяется как

$$r_{tf}\beta_2 = 0{,}1891 \cdot (-0{,}1005693) = -0{,}01902.$$

Тесноту совместного влияния факторов на результат оценивает индекс множественной корреляции [10]. В отличие от парного коэффициента корреляции, который может принимать отрицательные значения, он принимает значения от 0 до +1. Поэтому коэффициент R не может быть использован для интерпретации направления связи. Чем плотнее фактические значения y_i располагаются относительно линии регрессии, тем меньше остаточная дисперсия и, следовательно, больше величина $R_{y(t,f)}$.

Таким образом, при значении R близком к 1, уравнение регрессии лучше описывает фактические данные, и факторы сильнее влияют на результат. При значении R близком к 0 уравнение регрессии плохо описывает фактические данные, следовательно, факторы оказывают слабое воздействие на результат.

Выполненный анализ уравнения регрессии по рассчитанному значению

$$R = \sqrt{1 - \frac{4314{,}54}{5246{,}66}} = 0{,}42$$

позволил сделать вывод о том, что связь между признаком Y (смещением реперов), температурой и влажностью – не тесная. При этом коэффициент детерминации составляет всего

$$R^2 = 0{,}42^2 = 0{,}18\ .$$

Ниже приводятся результаты проверки гипотез относительно коэффициентов уравнения регрессии, т. е. проверка значимости параметров множественного уравнения регрессии.

Считается, что при оценивании множественной линейной регрессии для обеспечения статистической надежности требуется, чтобы число наблюдений, по крайней мере, в 3 раза превосходило число оцениваемых параметров [8].

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_0

$$S_{b0} = \sqrt{0{,}44} = 0{,}67\ ,$$

рассчитываем t_0-статистику и сравниваем с ранее рассчитанной табличной t-статистикой (1,99)

$$t_0 = \frac{b_0}{S_{b0}} = \frac{3{,}79}{0{,}67} = 5{,}69 > 1{,}99.$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_0 подтверждается.

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_1

$$S_{b1} = \sqrt{0{,}000106} = 0{,}0103\ ,$$

при этом
$$t_1 = \frac{b_1}{S_{b1}} = \frac{0,11}{0,0103} = 10,96 > 1,99.$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_1 подтверждается.

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_2

$$S_{b2} = \sqrt{0,0753} = 0,27 \quad ,$$

при этом
$$t_2 = \frac{b_2}{S_{b2}} = \frac{-0,71}{0,27} = 2,57 > 1,99.$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_2 подтверждается.

Определим доверительные интервалы коэффициентов регрессии, которые с надежность 95% будут следующими

$$b_i - t_i \cdot S_{bi}; b_i + t_i \cdot S_{bi}$$

$$b_0\text{: } (3,79 - 1,99 \cdot 0,67 ; 3,79 + 1,99 \cdot 0,67) = (2,46; 5,11);$$

$$b_1\text{: } (0,11 - 1,99 \cdot 0,0103 ; 0,11 + 1,99 \cdot 0,0103) = (0,0926; 0,13);$$

$$b_2\text{: } (-0,71 - 1,99 \cdot 0,27 ; -0,71 + 1,99 \cdot 0,27) = (-1,25; -0,16).$$

Выводы. Оценка значимости уравнения множественной регрессии осуществляется путем проверки гипотезы о равенстве нулю коэффициента детерминации, рассчитанного по данным генеральной совокупности: R^2 или $b_1=b_2=\cdots=b_m=0$ (гипотеза о незначимости уравнения регрессии, рассчитанного по данным генеральной совокупности).

Для ее проверки используют F-критерий Фишера. При этом вычисляют фактическое (наблюдаемое) значение F-критерия, через коэффициент детерминации R^2, рассчитанного по данным конкретного наблюдения.

По таблицам распределения Фишера-Снедоккора [9] находят критическое значение F-критерия ($F_{кр}$), используя для этого уровень значимости α (0,05) и два числа степеней свободы $k_1=m$ и $k_2=n-m-1$.

В данном случае табличное значение (при степенях свободы $k_1=2$ и $k_2=75-2-1=72$) $F_{кр}(2;72) = 3,07$.

Рассчитанная F-статистика распределения Фишера

$$F = \frac{R^2(n-m-1)}{m(1-R^2)} = 7,78.$$

Поскольку $F>F_{кр}=F_{\alpha,\, n-m-1}$, то уравнение регрессии статистически надежно.

Список литературы

1. Инструкция по нивелированию I, II, III, IV классов. – М.: Недра, 1990. – 175 с.
2. **Дмитроченков В. Н.** Методическое руководство по геодезическим работам на прогностических полигонах / **В. Н. Дмитроченков, В. В. Злотин, О. М. Остач /** – М.: ЦНИИГАиК, 1983. – 93 с.
3. **Островський А. Л.** Деякі питання створення геодинамічних полігонів і наукових досліджень на них / **А. Л. Островський, П. О. Романишин, П. П. Шпаківський** // Вісник геодезії та картографії. – 1996. – №1. – С. 16–24.
4. Программа создания геодинамических полигонов для наблюдений за эндогенными, экзогенными и техногенными геодинамическими процессами на территориях размещения АЭС Украины. – К, 1997. – 127 с.
5. **Черняга П. Г.** Вибір місць закладання геодезичних знаків на геодинамічних полігонах АЕС / **П. Г. Черняга** // Вісник геодезії та картографії. – 1998. –№4(11). – С. 14–17.
6. **Клим С. А.** Оцінка та підвищення точності геометричного нівелювання / **С. А. Клим, В. М. Новосад, П. Г. Черняга** // Вісник Рівненського державного технічного університету. – Рівне. – Вип. №2(4). – 2000. – С. 257–267.
7. http://math.semestr.ru/regress/corel.php
8. **Иода Е.В., Герасимов Б.И.** Статистика /под общей ред. **Е.В. Иода**. – Тамбов: Тамбовский гос. техн. ун-т, 2004. – 104 с.
9. **Колде Я.К.** Практикум по теории вероятностей и математической статистике.– М.: Высшая школа,1991. – 157 с.
10. **Маркузе Ю.И.** Основы метода наименьших квадратов и уравнительных вычислений: Учебное пособие. – М.: МИИГАиК, 2005. – 280 с.

Рукопись поступила в редакцию 11.02.14