

изменения норм закупок ресурса у одного поставщика. Появление мотиваций у поставщиков для перехода от ценовой к неценовой конкуренции за большие объемы продаж ресурса позволит фирмам закупать большие объемы необходимого ресурса у одного поставщика и дешевле, чем она смогла бы закупить этот ресурс маленькими партиями у разных поставщиков. Поэтому фирме не всегда следует стремиться к увеличению числа поставщиков. Бывает выгоднее иметь контракты с несколькими постоянными поставщиками (до той степени, пока это не противоречит антимонопольному законодательству). Конкуренция на ресурсных рынках существует не только и не столько за число поставщиков, сколько за состав поставщиков и за объемы контрактов на закупку необходимых ресурсов по выгодным ценам.

Для эффективного управления деловым окружением и маневрирования ресурсами фирме целесообразно моделировать различные ситуации и находить матрицы оптимальных решений. Вариантов маневрирования ресурсными закупочными стратегиями может быть множество, из них следует выбрать оптимальный вариант корректировки с помощью машинной обработки информации. При моделировании ситуаций следует руководствоваться тремя основными показателями: 1) числом поставщиков фирмы; 2) составом поставщиков; 3) объемом закупаемых ресурсов у каждого конкретного поставщика. Наиболее сложные комбинации возникают, когда меняются все три показателя. Рекомендуется все возможные комбинации корректировок делового окружения на ресурсных рынках (числа и состава поставщиков) и закупочных показателей ресурсных стратегий (ассортимента, объема, цен, качества приобретаемых ресурсов) составлять с учетом фактора времени и реализуемых фирмой товарных стратегий. В качестве фактора времени предлагается анализировать и прогнозировать взаимосвязи между жизненными циклами спроса и предложением ресурсов на ресурсных рынках и жизненными циклами спроса и предложения товаров, при изготовлении которых они используются. Это позволит перейти к динамическим (по временным циклам) и маневренным планам закупок ресурсов.

Предложенный методологический подход к ресурсному обеспечению фирмы закладывает основы для развития системы динамического управления деловым окружением фирмы на ресурсных рынках с учетом реализуемых товарных стратегий. Ситуационно-стратегическая система планирования является той базой, на основе которой впоследствии должна сложиться принципиально новая, динамическая система управления, что, безусловно, откроет широкие возможности для повышения конкурентоспособности товаров, рационального ресурсопотребления и роста эффективности производства.

Список литературы

1. Меркулова Ю.В. Ситуационно-стратегическое планирование в экономике. Том 1. – М.: Экономика, 2012, с. 439 с.
2. Меркулова Ю.В. Ситуационно-стратегическое планирование в экономике. Том 2. – М.: Экономика, 2012, с.411.

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ УПРАВЛЕНИЯ ФИНАНСОВОЙ УСТОЙЧИВОСТЬЮ НА ОСНОВЕ МНОГОФАКТОРНЫХ МЕТОДОВ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

¹Тен Т., ²Когай Г., Сихимбаева Д., ¹Дрозд В.,
³Жолдангарова Г.

¹КЭУ «Карагандинский экономический университет», Караганда;

²КарГТУ «Карагандинский государственный технический университет», Караганда;

³АГУ «Астраханский государственный университет», Астрахань, e-mail: tentl@mail.ru

Важным условием устойчивого развития финансовой системы Казахстана является обеспечение финансовой устойчивости коммерческих организаций, поддержание в долгосрочном аспекте оптимальной структуры источников их финансирования. Обеспечение финансовой устойчивости представляет собой трудоемкий процесс анализа, мониторинга и прогнозирования ее основных показателей, а также реализации мероприятий по результатам выявленных отклонений.

С целью совершенствования управления финансовой устойчивостью казахстанских предприятий в условиях рыночной экономики необходимо повысить требования к ее обеспечению, предложить инструментарий, который позволит прогнозировать ее уровень и риски снижения финансовой устойчивости на ранней стадии диагностики.

Несомненная важность и недостаточная изученность многоаспектных проблем анализа и многофакторных методов прогнозирования финансового состояния, необходимость формирования прогнозно-аналитической системы, позволяющей получать реальную и потенциальную оценку эффективности деятельности коммерческих организаций, и установление ее составных компонентов, определяют актуальность данных исследований [1].

В разной степени изучению этих проблем посвящены работы многих известных ученых и экономистов: М.И. Баканова, С.Б. Барнгольц, М.А. Бахрушиной, Н.В. Парушиной, Г.В. Савицкой, С.Г. Чеглаковой, М.Б. Чирковой, А.Д. Шеремета С.Дж. Брауна, Ю.Ф. Брикхэма, М. Вебера, М.А. Гольцберга, Т.Р. Карлина, А.Р. Макмина и др.

Прогнозирование финансовой устойчивости коммерческой организации представляет совокупность аналитических процедур, применяемых для диагностики финансовой устойчивости хозяйствующего субъекта в перспективе

посредством разработанных методик анализа и прогнозирования финансовой устойчивости на основе действующей методологии (методов и приемов) экономического анализа и прогнозирования. Значение прогнозирования финансовой устойчивости заключается в информационном обеспечении процесса управления финансами коммерческой организации.

В настоящее время разработано большое число различных моделей, направленных на определение прогнозной величины финансовой устойчивости предприятия. Большинство моделей строятся на основе тренда ряда индикаторов выявляются признаки тенденций развития финансового положения предприятия. Однако функционирование любой экономической системы происходит в условиях сложного взаимодействия комплекса внутренних и внешних факторов [1, 2].

При изучении закономерностей экономических явлений большое значение имеет выявление связей между взаимосвязанными, развивающимися во времени явлениями, проведение связанного анализа динамики. С этой целью строятся многофакторные модели взаимосвязанных временных рядов.

Под факторным анализом понимается методика комплексного и системного изучения и измерения воздействия факторов на величину результативных показателей.

Многофакторной моделью называют модель, построенную по нескольким временным рядам, уровни которых относятся к одинаковым временным отрезкам или датам. При моделировании многомерных временных рядов особое значение имеет корреляционный и регрессионный анализ. Моделирование связанных рядов динамики основано на использовании уравнений регрессии. Подобные модели отображают сложившиеся между исследуемыми показателями взаимосвязи с достаточной степенью точности и позволяют оценить степень влияния отдельных факторов на результативный признак, а также эффективность влияния всех факторных признаков.

Методика. Как показали исследования, описанные в работах разных авторов, результаты прогнозов экономических процессов по модели, построенной по рядам динамики, вполне удовлетворительные. Поэтому представляется целесообразным более подробно рассмотреть именно эту методику построения динамической модели многофакторного прогнозирования [3, 4].

Для каждого года l изучаемого периода L строится многофакторная модель с учетом исключения мультиколлинеарности и обоснования аналитического вида модели. Необходимо, чтобы оценки главного фактора были несмещенными, состоятельными и эффективными на рассматриваемом отрезке времени. Запишем в виде линейной модели:

$$\hat{Y}_l = a_0 x_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_m x_m;$$

где Y_l – моделируемый показатель $l^{\text{го}}$ года; x_i – факторы, влияющие на данный показатель, $i = \overline{0, m}$; a_i – параметры модели, $i = \overline{0, m}$; m – число факторных признаков.

Получаем систему из L таких моделей, каждая из которых проверяется на адекватность по F-критерию и t-критерию. Для прогнозирования зависимой переменной (результативного признака) на L шагов вперед необходимо знать прогнозные значения всех входящих в модель факторов. Эти значения могут быть получены на основе трендовых моделей, например, с использованием метода экстраполяции или непосредственно заданы исследователем экономического процесса. Прогнозные значения факторов подставляют в модель и получают точечные прогнозные оценки изучаемого показателя.

Для определения области возможных значений результативного показателя при известных значениях факторов, т.е. доверительного интервала прогноза, необходимо учитывать два возможных источника ошибок. Ошибки первого рода вызываются рассеиванием наблюдений относительно линии регрессии, и их можно учесть, в частности, величиной среднеквадратической ошибки изучаемого показателя с помощью регрессионной модели S_y . Ошибки второго рода обусловлены тем, что заданные в модели коэффициенты регрессии являются случайными величинами, распределенными по нормальному закону. Эти ошибки учитываются вводом поправочного коэффициента при расчете ширины доверительного интервала; формула для его расчета включает табличное значение t-статистики при заданном уровне значимости и зависит от вида регрессионной модели.

Основная часть. Для разработки модели оптимизации финансовой устойчивости в работе используем метод корреляционно-регрессионного анализа. Корреляция представляет вероятную зависимость между показателями не находящимися в функциональной зависимости. Данный метод используется для определения тесноты связи между показателями финансовой устойчивости [3].

Для этого введем следующие обозначения: x_1 – коэффициент автономии; x_2 – коэффициент финансового риска; x_3 – коэффициент долга; x_4 – коэффициент финансовой устойчивости; x_5 – коэффициент маневренности; x_6 – коэффициент обеспеченности собственными оборотными средствами.

Составляем экономическую модель множественной регрессии в виде:

$$\hat{y} = a_0 + a_1 \cdot x_1 + \dots + a_n \cdot x_n$$

определим оценки a_0, a_1, \dots, a_n параметров по методу наименьших квадратов (МНК).

Коэффициенты a_i – показывают, на сколько изменится резульативный показатель при изменении факторного на единицу.

На основании изложенного выделяем основные целевые показатели финансовой устой-

чивости хозяйствующего субъекта, которые считаем необходимым учитывать при построении модели прогнозирования.

Необходимые исходные данные берём из табл. 1 и рассчитываем параметры уравнения регрессии.

Таблица 1

Параметры уравнения регрессии

Год	y – Коэф. финансовой устойчивости	x_1 – Коэф. финансового риска (коэф. задолженности, соотношения заемных и собственных средств, рычага)	x_2 – Коэф. долга	x_3 – Коэф. автономии	x_4 – Коэф. маневренности собственных средств	x_5 – Коэф. устойчивости структуры мобильных средств	x_6 – Коэф. обеспеченности оборотного капитала собственными источниками финансирования
2006	0,80	0,42	0,29	0,71	-0,03	0,07	-0,08
2007	0,30	0,60	2,00	0,01	0,50	0,40	0,30
2008	0,30	0,50	2,10	0,12	1,00	0,50	0,3
2009	0,40	0,50	2,80	0,15	1,40	0,60	0,20
2010	0,50	0,50	2,40	0,16	1,30	0,60	0,30
2011	0,30	0,60	2,00	0,01	0,50	0,40	0,30
2012	0,30	0,50	2,10	0,12	1,00	0,50	0,3

* Таблица составлена автором на основе расчета.

Составляем экономическую модель по данным табл. 1 и получаем систему многофакторных моделей формирующих показатель коэффициента финансовой устойчивости:

$$\begin{aligned} y &= a_0 + x_2 a_1 \\ x_2 &= a_0 + x_1 a_1 + x_6 a_2 \\ x_1 &= a_0 + x_3 a_1 \\ x_6 &= a_0 + x_4 a_1 + x_5 a_2 \end{aligned}$$

Таким образом, решается задача максимизации показателя y при заданных ограничениях, то есть, находим оптимальное решение коэффициента финансовой устойчивости для предприятия при варьировании значениями других коэффициентов.

Оценки a_0, a_1, a_2 рассчитываем по МНК:

Уравнение регрессии с оценками параметров имеет вид:

$$\hat{y} = 0,809 - 0,198 \cdot x_2.$$

Совокупный коэффициент множественной корреляции r_y характеризует тесноту связи резульативного y и факторных x_1, x_2, \dots, x_m признаков и в общем случае определяется по формуле:

$$r_y = \sqrt{\frac{\sigma_{y12\dots m}^2}{\sigma_{x^2}}} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{y(12\dots m)}^2}{\sigma_{y^2}}}, \quad (1)$$

где $\sigma_{y12\dots m}^2$ – факторная дисперсия; $\sigma_{y(12\dots m)}^2$ – остаточная дисперсия; σ_{y^2} – дисперсия резульативного признака:

$$\sigma_{y12\dots m}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{n-1}; \quad \sigma_{y(12\dots m)}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-1}; \quad (2)$$

$$\sigma_{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n-1} \quad (3)$$

где \hat{y}_i – расчетное значение резульативного признака; \bar{y} – среднее значение резульативного признака.

Приведенная форма записи индексов трактуется следующим образом: $\sigma_{y12\dots m}^2$ – дисперсия \hat{y} , полученная с учетом факторов x_1, x_2, \dots, x_m ; $\sigma_{y(12\dots m)}^2$ – дисперсия y , полученная с учетом факторов x_1, \dots, x_m ;

Чем плотнее фактические значения y_i располагаются относительно линии регрессии, тем меньше остаточная дисперсия (больше факторная дисперсия) и, следовательно, больше величина r_y .

Таким образом, коэффициент множественной корреляции, как и величина остаточной дисперсии, характеризует качество подбора уравнения регрессии.

Квадрат величины r_y является коэффициентом множественной детерминации и характеризует долю влияния выбранных признаков на резульативный фактор:

$$B_y = r_y^2 = \frac{\sigma_{y12\dots m}^2}{\sigma_{y^2}}. \quad (4)$$

По данным сквозного примера имеем:

$$\sigma_{y12}^2 = 0,0346; \quad \sigma_{y(12)}^2 = 0,0138; \quad \sigma_{y^2} = 0,0484$$

$$r_y = 0,8457; \quad r_y^2 = 0,7151$$

В соответствии с таблицей Чеддока связь резульативного признаков считается высокой

(0,71). Регрессия y на x_1 объясняет на 71% изменение показателя: Коэффициент долга.

Значение коэффициентов находится в пределах $0 \leq r_y \leq 1$.

При отсутствии связи между результативными и факторными признаками факторная дисперсия равна нулю, коэффициент множественной корреляции равен нулю и линия регрессии совпадает с прямой $\hat{y} = \bar{y}$. При функциональной связи факторная дисперсия совпадает с общей дисперсией, а коэффициент корреляции равен 1.

Оценка значимости коэффициента детерминации определяется с использованием критерия Фишера. По данным проводимых расчетов критерий Фишера имеет следующее значение:

$$F = \frac{r_{y12}^2 (n - m - 1)}{m(1 - r_{y12}^2)} = 15,0625 \quad (5)$$

По таблице F -распределения находим для степеней свободы $f_1 = m = 2$ и $f_2 = n - m - 1 = 7 - 2 - 1 = 4$, $a = 5\%$, $F_{кр} = 5,32$, и, следовательно, значение коэффициента детерминации и значение коэффициента множественной корреляции являются значимыми ($F > F_{кр}$).

Для оценки вклада во множественный коэффициент корреляции каждого из факторов принимают частные коэффициенты корреляции.

Частный коэффициент корреляции – это показатель, характеризующий тесноту связи между признаками при элиминации всех остальных признаков. В общем случае формула для определения частного коэффициента корреляции между факторами y и x при элиминации влияния факторов x_1, \dots, x_{m-1} имеет вид:

$$R_{ym(12\dots m-1)} = \sqrt{\frac{\sigma_{y12\dots m}^2 - \sigma_{y12\dots m-1}^2}{\sigma_{y(12\dots m-1)}^2}} = \sqrt{\frac{\sigma_{y12\dots m}^2 - \sigma_{y12\dots m-1}^2}{\sigma_y^2 - \sigma_{y12\dots m-1}^2}} \quad (6)$$

где $\sigma_{y12\dots m}^2$ – факторная дисперсия регрессии y на x_1, x_2, \dots, x_m ; $\sigma_{y(12\dots m)}^2$ – факторная дисперсия y , полученная с учетом факторов x_1, \dots, x_{m-1} ; $\sigma_{y(12\dots m-1)}^2$ – остаточная дисперсия ре-

грессии y , полученная с учетом факторов x_1, x_2, \dots, x ; σ_y^2 – дисперсия результативного фактора.

Величина частного коэффициента корреляции лежит в пределах от 0 до 1, а знак определяется знаком соответствующих параметров регрессии.

Принимая вместо σ^2 его оценку S^2 :

$$S^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - m - 1), \quad (7)$$

где n – число наблюдений; m – число объясняющих переменных.

Тогда

$$S_{aj}^2 = S^2 \cdot b_{jj}, \quad (8)$$

где b_{jj} – диагональные элементы матрицы оценки параметров уравнения регрессии.

Квадратическая ошибка S_{aj} равна:

$$S_{aj} = S \sqrt{b_{jj}}. \quad (9)$$

Полученные квадратические ошибки могут быть использованы для расчета доверительных интервалов оценок параметров регрессии и для проверки значимости их отличия от нуля.

Учитывая, что $S^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - m - 1)$, имеем:

$$S = 0,4625;$$

$$S a_0 = 0,0998;$$

$$S a_1 = 0,0511.$$

Расчетный критерий t_i равен:

$$t_0 = \frac{a_0}{S a_0} = 8,1034; \quad t_1 = \frac{a_1}{S a_1} = 3,8843.$$

Для доверительной вероятности $p=0,95$ и числа степеней свободы $k=8$ по таблице Стьюдента находим $t_{кр} = 2,57$. Поэтому критерию в уравнении регрессии значимыми являются все параметры: a_0, a_1, a_2 .

$$t_0 = 8,1034 > t_{кр} = 2,57;$$

$$t_1 = 3,8834 > t_{кр} = 2,57.$$

Таблица 2

Прогнозные значения коэффициента финансовой устойчивости на период 2013-2016 гг.

Фактор	Год	Прогноз	Характеристики уравнения		
Коэффициент финансовой устойчивости	Уравнение модели: $Y = 0.809 - 0.198 X_2$				
	2013	0.265	$R^2 = 0.7151$	$F_{расч} = 15.0625$	
	2014	0.181	$Sy = 0.4625$	$F_{табл} = 5.3200$	
	2015	0.115	$t_{кр} = 2.57$	$t_0 = 8.1034$	
	2016	0.102		$t_1 = 3.8834$	

* Таблица составлена автором на основе расчета.

Для остальных финансовых показателей экономикой модели разработаны ряд многофак-

торных моделей и получены следующие расчетные характеристики этих уравнений.

Таблица 3

Прогнозные значения коэффициента долга на период 2013-2016 гг.

Фактор	Год	Прогноз	Характеристики уравнения	
Коэффициент долга	Уравнение модели: $X_2 = 1.760 - 2.154 X_1 + 5.584 X_6$			
	2013	2.859	$R^2 = 0.8151$	$F_{\text{расч}} = 11.0224$
	2014	3.230	$Sy = 1.7475$	$F_{\text{табл}} = 4.4600$
	2015	3.473	$t_{\text{kp}} = 2.57$	$t_0 = 0.8261$
	2016	3.751	$t_1 = 0.4547$	$t_2 = 3.0805$

* Таблица составлена автором на основе расчета.

Таблица 4

Прогнозные значения коэффициента финансового риска (коэф. задолженности, соотношения заемных и собственных средств, рычага) на период 2013-2016 гг.

Фактор	Год	Прогноз	Характеристики уравнения	
Коэффициент финансового риска (коэф. задолженности, соотношения заемных и собственных средств, рычага)	Уравнение модели: $X_1 = 0.556 - 0.204 X_3$			
	2013	0.581	$R^2 = 0.7557$	$F_{\text{расч}} = 18.5560$
	2014	0.601	$Sy = 0.5050$	$F_{\text{табл}} = 5.3200$
	2015	0.618	$t_{\text{kp}} = 2.45$	$t_0 = 32.6939$
	2016	0.635		$t_1 = 4.4356$

* Таблица составлена автором на основе расчета.

Таблица 5

Прогнозные значения коэффициента обеспеченности оборотного капитала собственными источниками финансирования на период 2013-2016 гг.

Фактор	Год	Прогноз	Характеристики уравнения	
Коэффициент обеспеченности оборотного капитала собственными источниками финансирования	Уравнение модели: $X_6 = -0.270 - 0.637 X_4 + 2.323 X_5$			
	2013	0.369	$R^2 = 0.9817$	$F_{\text{расч}} = 35.7374$
	2014	0.452	$Sy = 0.1925$	$F_{\text{табл}} = 4.4600$
	2015	0.519	$t_{\text{kp}} = 2.57$	$t_0 = 5.7499$
	2016	0.578	$t_1 = 5.4518$	$t_2 = 7.6027$

* Таблица составлена автором на основе расчета.

Проанализируем цифровые данные, приведенные в списке многофакторных регрессионных уравнений. В целом прогнозные значения, полученные на основе решения многофакторных регрессионных уравнений и прогнозные значения, рассчитанные на основе одиарных уравнений регрессии от временного тренда, имеют более доверительное предпочтение, так как последние в большинстве случаев отражают только трендовую перспективу развития, хотя и находятся в пределах допустимой погрешности.

Уравнение $Y = 0.809 - 0.198 X_2$ свидетельствует о снижении коэффициента финансовой устойчивости на 0,198 единиц (далее – ед.) в случае повышения X_2 – коэффициента долга на 1,0 ед. Уравнение $X_2 = 1.760 - 2.154 X_1 + 5.584 X_6$ также свидетельствует о том, что коэффициент долга меняет свое значение на 1,0 ед под воздействием изменения параметров коэффициента финансового риска на 2,154 ед. и коэффициента обеспеченности оборотного капитала собственными источниками финансирования на 5,584 ед.

В случае снижения коэффициента автономии на 1,0 ед., согласно уравнения

$X_1 = 0.556 - 0.204 X_3$ происходит снижение коэффициента финансового риска на 0,204 ед.

Уравнение $X_6 = -0.270 - 0.637 X_4 + 2.323 X_5$ показывает зависимость коэффициента обеспеченности оборотного капитала собственными источниками финансирования от коэффициента маневренности собственных средств на 0,637 ед. и коэффициента устойчивости структуры мобильных средств на 2,323 ед.

Выводы. Таким образом, прогнозные значения, полученные по системе многофакторных регрессионных уравнений, могут служить основой для индикативного планирования финансовой стратегии развития предприятия на соответствующие годы. Отклонения вполне допустимые, если учесть структуру исходных статистических рядов.

При стремлении максимизировать значение коэффициента финансовой устойчивости, который является основным из рыночных коэффициентов финансовой устойчивости, полученные прогнозные значения свидетельствуют о том, что у предприятия коэффициент финансового риска и долга должен быть приближен или

равен нулю. Коэффициент маневренности при этом имеет тенденцию к снижению, что свидетельствует о не гибком использовании собственных источников. Данные решения вполне реализуемы и применимы на практике, в случае привлечения заемные средств, необходимых для нормальной работы предприятия.

Таким образом, при правильном использовании коэффициентами финансовой устойчивости можно активно воздействовать на уровень финансовой устойчивости, повышать его до минимально необходимого, а если он фактически превышает минимально необходимый уровень, – использовать эту ситуацию для улучшения структуры активов и пассивов.

Список литературы

1. Ковалев В. В. Анализ финансового состояния и прогнозирование банкротства. СПб.: Аудит Ажур, 1994. 163 с.
2. Савицкая Г. В. Анализ хозяйственной деятельности предприятий АПК: учебник. Минск: ИП «Экоперспектива», 1998. 494 с.
3. Клеандров Д.И., Френкель А.А. Прогнозирование экономических показателей с помощью метода простого экспоненциального сглаживания // Статистический анализ экономических временных рядов и прогнозирование: Ученые записки по статистике. Т. XXII-XXIII. М.: Наука, 1973. С. 148-164.
4. Черныш Е.А. Прогнозирование и планирование в условиях рынка: Учеб. пособие / Е.А. Черныш, Н.П. Молчанова, А.А. Новикова, Т.А. Салтанова –М.: ПРИОР, 1999. – 176 с.
5. K. Piech, Knowledge and innovation processes in Central and East European economies, Warsaw, 2007, p.34.
6. Cruz, Inês; Scapens, Robert W.; Major, Maria (2011): The localisation of a global management control system. In Accounting, Organizations and Society 36 (7), pp. 412-427.
7. Coram, Paul J.; Mock, Theodore J.; Monroe, Gary S. (2011): An investigation into financial analysts' evaluation of enhanced disclosure of non-financial performance indicators. In The British Accounting Review 43 (2), pp. 87-101.

«Экология промышленных регионов России»

Лондон, 18-25 октября 2014 г.

Биологические науки

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ¹³⁷CS В ПОЧВАХ, СФОРМИРОВАННЫХ НА ГРАНИТАХ

Шиманская Е.И., Бураева Е.А., Аветисян С.Р., Нефедов В.С., Дергачева Е.В., Стасов В.В., Гончаренко А.А, Гуськов Г.Е., Богачев И.В., Шиманский А.Е.

Южный федеральный университет, Ростов-на-Дону, e-mail: shimamed@yandex.ru

Работа посвящена оценке распределения искусственного радионуклида ¹³⁷Cs на территориях со сложным рельефом. Объектами данного исследования являются почвы, отобранные в Гранитном ущелье Майкопского района республики Адыгея. Данная работа является продолжением комплекса исследований, проводимых в Южном федеральном университете по определению содержания радионуклидов в почвах, породах, грунтах, воде и воздухе различных районов Северного Кавказа [1-3, 5,6] для оценки изменений в уровнях фона из-за различных природных геологических процессов или техногенных влияний на экосистемы [7], а также с целью создания карт территориального и временного распределения ЕРН и ИРН данной местности.

Почвы территории исследования представлены бурями лесными неполноразвитыми и ранкером лесным легкосуглинистым. Подстилающие породы составляют гранитоиды, выходы которых слагают основную площадь поднятий Даховского кристаллического массива. На территории исследования было заложено 14 разрезов, глубиной до 60 см. Разрезы на северо-западном склоне (№1 гребень – № 7 дно ущелья) расположены на расстоянии 100 м каждый от гребня до дна ущелья, на юго-восточном склоне из-за выходов гранитов было выбрано

3 разреза. Крутизна склона составляет 15-20%, растительность – грабово-буковый лес, папоротники и ежевика.

Удельную активность ¹³⁷Cs определяли гамма-спектрометрическим методом радионуклидного анализа. Использовали сцинтилляционный спектрометр «Прогресс-гамма», стандартные методики отбора, подготовки и измерений почвенных проб, а также счетные геометрии Маринелли 1 л, Маринелли 0,5 л и Чашка Петри. Время набора гамма-спектров не превышало 24 часа, погрешность определения удельной активности ¹³⁷Cs – 20%.

Распределение искусственного ¹³⁷Cs по глубине почвенного профиля достаточно сложное (рис. 1). Имеют место максимумы его удельной активности как в поверхностном слое (0-1 см), так и на глубине, в основном, в слое 3-5 см.

Распределение цезия по склону северо-западной экспозиции (рис. 1а) отличается его повышенным содержанием в разрезах №2 (100 м) – №4(300 м). Профили распределения ¹³⁷Cs также изменяются со смещением максимума удельной активности в нижележащие слои. При этом ожидаемое повышенное содержание данного радионуклида в профилях на дне ущелья неясное. Это может быть связано с интенсивным выщелачиванием ¹³⁷Cs из верхних почвенных горизонтов и перераспределением его удельной активности по глубине [4]. Также, значительное содержание ¹³⁷Cs получено для двух верхних разрезов на склоне юго-восточной экспозиции и разреза (рис. 1б), расположенного на выходе из ущелья (рис. 1в).

Оценка суммарных запасов ¹³⁷Cs (Бк/м²) в профилях почвы (рис. 2) показала увеличение полного содержания данного радионуклида на выходе их ущелья.