

ВОПРОСЫ ОЦЕНКИ И НОРМИРОВАНИЯ КОЭФФИЦИЕНТА ВАРИАЦИИ

© 2017 Прокофьев Владимир Анатольевич

доктор экономических наук, профессор

© 2017 Толмачев Михаил Николаевич

доктор экономических наук, доцент, заведующий кафедрой статистики

© 2017 Головки Мария Владимировна

Саратовский социально-экономический институт (филиал)

Российского экономического университета имени Г.В. Плеханова

410003, г. Саратов, ул. Радищева, д. 89

E-mail: prokofiev@ssea.runnet.ru, tolmachev-mike@yandex.ru, golovmar@yandex.ru

Рассмотрены проблемы, возникающие при характеристике статистических совокупностей по степени однородности. Изучение характера и степени вариации у отдельных единиц совокупности является важнейшим вопросом любого исследования и позволяет судить об однородности совокупности, устойчивости значений признака, типичности средней, взаимосвязи между признаками. С целью усовершенствования статистического инструментария представлены предложения по нормированию и шкалированию коэффициентов вариации.

Ключевые слова: вариация, дисперсия, нормирование коэффициента вариации, ряды распределения, признак.

Изучение вариации в социально-экономических исследованиях имеет важное значение. Оно дает возможность определить влияние на анализируемый признак других варьирующих признаков. Кроме того, во многих монографических статистических изданиях, посвященных анализу социально-экономического развития административно-территориальных образований России с помощью коэффициента вариации, оцениваются и сравниваются в динамике, в межтерриториальном аспекте степени вариации важных социально-экономических индикаторов. При этом зачастую дают краткую и весьма приближенную характеристику степени однородности совокупностей, групп по исследуемым признакам, основываясь только на двух ненормированных градациях: меньше 33,3 % для однородных групп и более 33,3 % для неоднородных¹.

Если первая градация имеет верхнюю и нижнюю границы, то вторая - верхнего предела не имеет, и по приведенным в том или ином тексте оценкам коэффициентов вариации 50 % или 150 % трудно судить о неоднородности совокупности по определенному признаку в конкретном регионе: какой она должна или желаемая быть (оптимально, по прогнозу, по плану); на сколько ее необходимо снизить или дифференцировать по группам; какие конкретные рекомендации и предложения

предоставить органам законодательной или исполнительной власти.

Считаем целесообразным в пользу совершенствования статистического инструментария представить ряд предложений по нормированию и шкалированию коэффициентов вариации.

Изложим два возможных подхода к решению проблемы нормирования коэффициента вариации.

В качестве первого из них правомерным представляется установление соответствия конструкции коэффициента вариации его содержанию как средней величины относительных отклонений от их средней величины:

$$V_d = \frac{\bar{d}}{\bar{x}} = \frac{1}{n} \cdot \sum \frac{|x - \bar{x}|}{\bar{x}} = \frac{1}{n} \cdot \sum \left| \frac{x}{\bar{x}} - 1 \right|,$$

где x - значения признака;

\bar{x} - средняя величина;

n - объем совокупности.

При этом сумма отрицательных отклонений по абсолютной величине всегда совпадает с суммой (уравновешивает сумму) положительных отклонений, но не совпадает с последней по числу отклонений.

Поэтому

$$\frac{1}{n^+} \cdot \sum^+ \left(\frac{x}{\bar{x}} - 1 \right) = - \frac{1}{n^-} \cdot \sum^- \left(\frac{x}{\bar{x}} - 1 \right)$$

или

$$-V_d^- = V_d^+ = \frac{1}{2}V_d^-, \quad 0 \leq V_d^+ < 1,$$

где n^+ (n^-) - число положительных (отрицательных) отклонений.

Таким образом, величина

$$V_d^+ = \frac{\sum |x - \bar{x}|}{2nx} = \frac{\bar{d}}{2x}$$

может трактоваться как нормированный коэффициент вариации на базе среднего линейного отклонения.

Иной подход к нормированию коэффициента вариации мотивируется исследованием профессора М.М. Юзбашева в определении максимальных возможных значений основных показателей вариации в зависимости от их конструкции, содержания и объема совокупности².

Так, максимальной будет величина абсолютного отклонения, когда общий объем признака сосредоточен у одной единицы совокупности

$$\max |x - \bar{x}| = \left| \sum x - \bar{x} \right| = \left| xn - \bar{x} \right| = \bar{x}(n-1)$$

и сумма остальных ($n - 1$) отклонений составляет

$$(n-1) \cdot |0 - \bar{x}| = \bar{x} \cdot (n-1).$$

Следовательно,

$$\max \bar{d} = \frac{2\bar{x} \cdot (n-1)}{n}$$

и

$$\max V_d^- = \frac{2(n-1)}{n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \max V_d^- = 2.$$

Подобно тому как генеральная дисперсия больше выборочной в $\frac{n}{n-1}$ раз³, генеральная величина $V_d^- = 2$ при $n \rightarrow \infty$ будет в $\frac{n}{n-1}$ раз больше

выборочной величины $\max V_d^- = 2 \cdot \frac{n-1}{n}$ при малых n .

Значит, для оценки V_d^- в нормированной шкале $[0; 1)$ можно принять величину

$$V_d' = \frac{V_d^-}{2} \cdot \frac{n}{n-1} \approx \frac{V_d^-}{2}.$$

Как видим, два разных подхода демонстрируют и уточняют один и тот же результат нормирования коэффициента вариации на базе среднего линейного отклонения.

В отличие от среднего линейного отклонения природа среднего квадратического отклонения и дисперсии как среднего квадрата отклонений не отвечает прямо на вопрос оценки среднего расстояния вариант от их средней величины.

Конструкция дисперсии и среднего квадратического отклонения придает существенное усиление приоритетности больших отклонений в образовании среднего линейного отклонения с одновременным преуменьшением роли малых отклонений.

Действительно:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sum |x - \bar{x}| \cdot |x - \bar{x}|}{n} = \\ &= \frac{\sum |x - \bar{x}| \cdot |x - \bar{x}|}{\sum |x - \bar{x}|} \cdot \frac{\sum |x - \bar{x}|}{n} = \\ &= \frac{\sum |x - \bar{x}| \cdot m}{\sum m} \cdot \bar{d} = \bar{d}_m \cdot \bar{d}, \end{aligned}$$

где $m = |x - \bar{x}|$, являясь абсолютными отклонениями, одновременно выполняет роль весов абсолютных отклонений $|x - \bar{x}|$, т.е. сами себя взвешивают.

Среднее квадратическое отклонение, как и дисперсия, может быть сколь угодно большим. Его максимальная величина, как доказал профессор М.М. Юзбашев⁴, для совокупности из n единиц составляет $\max \sigma = \bar{x} \cdot \sqrt{n-1}$. Соответственно, максимальная величина коэффициента вариации (V_σ) будет равна $\max V_\sigma = \sqrt{n-1}$, а

$\lim_{n \rightarrow \infty} \max V_\sigma = \infty$. Однако коэффициент вариации на базе среднего квадратического отклонения так же, как и на базе среднего линейного отклонения, может быть нормирован:

$$V_\sigma' = \frac{V_\sigma}{\sqrt{n-1}}.$$

По аналогии с правилом “трех сигм” нормального распределения⁵ выделим шесть равных градаций между минимальной (0,0 %) и максимальной (100,0 %) величинами шкалы нормированных коэффициентов вариации по три слева и справа от центра (50,0 %). При этом поименуем дифференциацию степени варьирования схожим описанием тесноты корреляционной связи в шкале Чеддока (табл 1).

Таблица 1. Шкала нормированного коэффициента вариации, %

Значение	Степень вариации
0,0 - 16,7	Незначительная
16,7 - 33,3	Слабая
33,3 - 50,0	Умеренная
50,0 - 66,7	Заметная
66,7 - 83,3	Значительная
83,3 - 100,0	Высокая

Таблица 2. Расчет нормированного коэффициента вариации

№ п/п	Показатель	Совокупность		
		1	2	3
1	x_i	3	5	0
		5	10	0
		6	-	0
		10	-	10
2	n	4	2	4
3	\bar{x}	6,0	7,5	2,5
4	$\sum x$	24,0	15,0	10,0
5	$\sum^+ (x - \bar{x})$	4,0	2,5	7,5
6	$\sum^- (x - \bar{x})$	-4,0	-2,5	-7,5
7	$\sum (x - \bar{x})$	8,0	5,0	15,0
8	$\bar{d} = \frac{\sum x - \bar{x} }{n}$	2,0	2,5	3,8
9	$V_d^- = \frac{\bar{d}}{x}, \%$	33,3	33,3	150,0
10	$\max V_d^- = 2 \cdot \frac{n-1}{n}, \%$	150,0	100,0	150,0
11	$V_d^+ = \frac{V_d^-}{\max V_d^-}, \%$	22,2	33,3	100,0
12	$\sigma^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2$	6,5	6,3	18,8
13	$\sigma = \sqrt{\sigma^2}$	2,6	2,5	4,3
14	$V_\sigma = \frac{\sigma}{x}, \%$	42,5	33,3	173,2
15	$\max V_\sigma = \sqrt{n-1}, \%$	173,2	100,0	173,2
16	$V_\sigma^+ = \frac{V_\sigma}{\sqrt{n-1}}, \%$	24,5	33,3	100,0

Рассмотрим условный пример, демонстрирующий однозначность (схожесть) выводов по величине обоих коэффициентов вариации (V'_d , V'_σ) в градациях нормированной шкалы для трех разных ситуаций вариации признака (табл. 2).

Наблюдается схожесть оценок вариации V'_d и V'_σ по стр. 9 и 14 (ненормированных) с существенным превышением V'_σ ($V'_\sigma \geq V'_d$) по первой и второй совокупностям; схожесть оценок V'_d и V'_σ в градациях нормированной шкалы по стр. 11 и 16 с незначительным превышением V'_σ ($V'_\sigma \geq V'_d$) по первой совокупности в градации слабой вариации и тождественность оценок по вто-

рой и третьей совокупностям в градациях слабой и высокой вариации.

¹ См.: Теория статистики : учебник / под ред. Р.А. Шмойловой. 3-е изд., перераб. Москва, 2001. С. 187; Общая теория статистики : учебник / Т.В. Рябушкин [и др.]. Москва, 1981. С. 107; Социально-экономическая статистика : учеб. для вузов / под ред. Б.И. Башкатова. Москва, 2002. С. 66.

² Елисеева И.И., Юзбашев М.М. Общая теория статистики : учебник / под ред. И.И. Елисеевой. Москва, 1995. С. 100-103.

³ Там же. С. 142.

⁴ Там же. С. 101.

⁵ Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие для вузов. Москва, 1998. С. 134-135.

Поступила в редакцию 04.09.2017 г.