

ФЛУКТУИРУЮЩАЯ АСИММЕТРИЯ: ВАРИАЦИЯ ПРИЗНАКА И КОРРЕЛЯЦИЯ ЛЕВОЕ–ПРАВОЕ

© 2010 г. А. Б. Трубянов, Н. В. Глотов

Представлено академиком В.Н. Большаковым 18.09.2009 г.

Поступило 18.09.2009 г.

Одним из методов мониторинга окружающей среды является построение интегральных показателей качества среды. Таким, в частности, является показатель флуктуирующей асимметрии (ФА) — небольших случайных отклонений от строгой (зеркальной) симметрии билатерально симметричных объектов. Несмотря на то, что феномен флуктуирующей асимметрии подробно обсуждался еще в начале прошлого века [1], единого метода его количественной оценки нет [2–6].

Все множество показателей, используемых для оценки ФА, можно разделить на две группы: показатели, основанные на абсолютной разности значений признака слева и справа (при различных нормировках), и показатели, основанные на произведении значений признака слева и справа, являющиеся аналогом ковариации значений признака слева и справа. Широко распространенный показатель первой группы — показатель, используемый В.М. Захаровым с соавторами (Z), с точностью до коэффициента совпадающий с показателем FA_2 Палмера и Стробека, а показателем второй группы — предложенный Д.Б. Гелашвили с соавторами (G), заимствованный из кристаллографии, где он используется для оценки псевдосимметрии кристаллов:

$$Z = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|R_i - L_i|}{R_i + L_i},$$

$$G = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{2R_i \cdot L_i}{R_i^2 + L_i^2},$$

где R_i , L_i — значение признака i -го объекта справа и слева соответственно.

В данной работе рассматривается ФА, которая оценивается только по одному признаку у группы объектов. Этот случай интересен как с позиций практических [6], так и с методологических для выявления структуры рассматриваемых показателей.

Ранее нами была рассмотрена модель двумерного нормального распределения, на основе которой изучались свойства этих двух показателей ФА [7]. Производилась машинная генерация псевдослучайных чисел, имеющих двумерный нормальный закон распределения с пятью параметрами (математические ожидания и дисперсии признака слева и справа и коэффициент корреляции между ними). Параметры модели задавали на основе данных по листовой пластинке березы повислой, собранных в черте Нижнего Новгорода сотрудниками кафедры экологии ННГУ им. Н.И. Лобачевского. Успешная верификация этой модели дает право использовать ее при оценке ФА листовой пластинки березы повислой. Предполагая отсутствие направленной и других видов асимметрии, будем считать, что средние значения и дисперсии признака слева и справа равны, поэтому из пяти параметров модели остаются лишь три — это математическое ожидание, дисперсия и коэффициент корреляции. Однако и эта информация оказывается избыточной: ни показатель Z , ни показатель G статистически значимо не изменяются, если варьировать математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение при фиксированном значении коэффициента вариации. Таким образом, достаточными параметрами модели являются коэффициент вариации признака слева (или справа) (CV) и коэффициент корреляции между значениями признака слева и справа (ρ). Модель при этом адекватно описывает ФА конкретных биологических объектов.

На основе этой модели исследована зависимость показателей Z и G от двух указанных параметров. Получены уравнения регрессии в стандартизованном виде

$$Z = 0.93CV - 0.39\rho,$$

$$G = 1.43CV - 0.60\rho.$$

Об адекватности выбранной модели свидетельствуют высокие значения коэффициентов детерминации (0.92 и 0.90 соответственно). При этом, как видно, вклад вариации признака в значение ФА для обоих показателей более чем в два раза

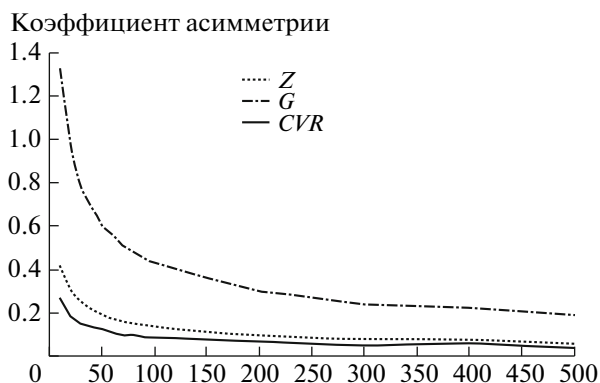


Рис. 1. Зависимость асимметрии распределений показателей ФА от объема выборки.

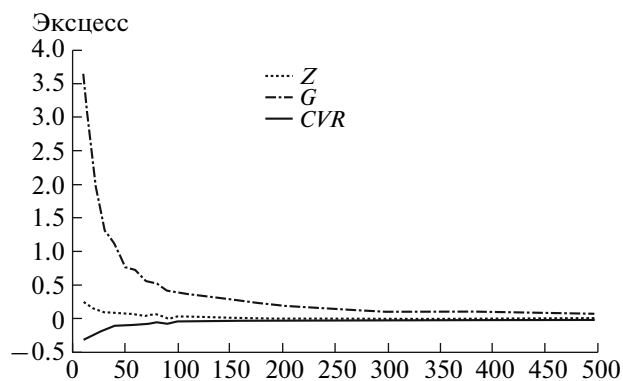


Рис. 2. Зависимость эксцесса распределений показателей ФА от объема выборки.

превышает вклад корреляции между признаком слева и справа. Таким образом, различные алгоритмы количественной оценки ФА в своей основе имеют две характеристики, одна из которых (коэффициент вариации) показывает степень изменчивости признака, обусловленную внутренними или внешними по отношению к организму причинами, а вторая (коэффициент корреляции) является мерой структурной взаимосвязи и целостности организма. На основе полученных результатов предлагается ввести новый показатель ФА — показатель “ковариации-корреляции” (*CVR*), который в явном виде и в равной степени включает оба параметра,

$$CVR = CV(1 - \rho^2).$$

Насколько близки распределения статистик *Z*, *G* и *CVR* к нормальному распределению? Для выборок разного объема эти исследования проводили методом Монте-Карло на основе описанной выше модели двумерного нормального распределения ФА. В качестве примера мы приводим результат для значений параметров модели: математическое ожидание 25, стандартное отклонение 5, коэффициент корреляции 0.7. Производили 100 000 итераций. Согласно выборочных распределений *Z*, *G* и *CVR* с нормальным оценивали по величине коэффициента асимметрии и коэффициента эксцесса, равных в случае нормальности нулю. На рис. 1 можно видеть, что асимметрия всех трех статистик при увеличении объема выборки стремится к нулю. Однако асимметрия рас-

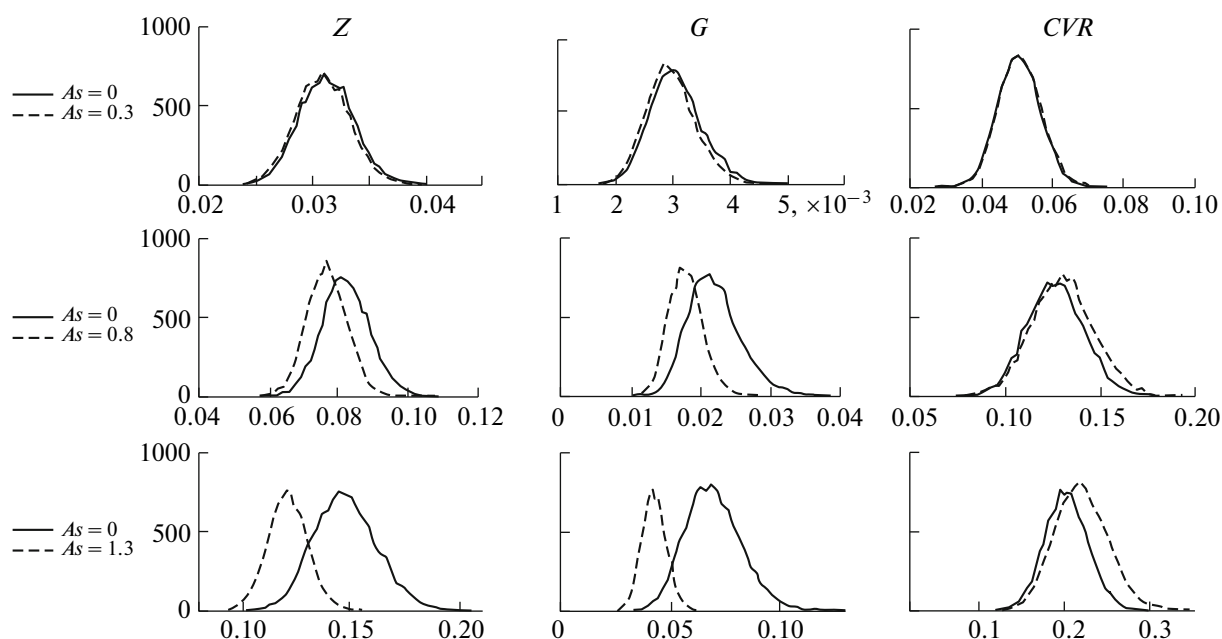


Рис. 3. Распределения показателей *Z*, *G*, *CVR* при разной степени асимметрии распределения признака. Ось абсцисс — объем выборки из двумерного нормального распределения.

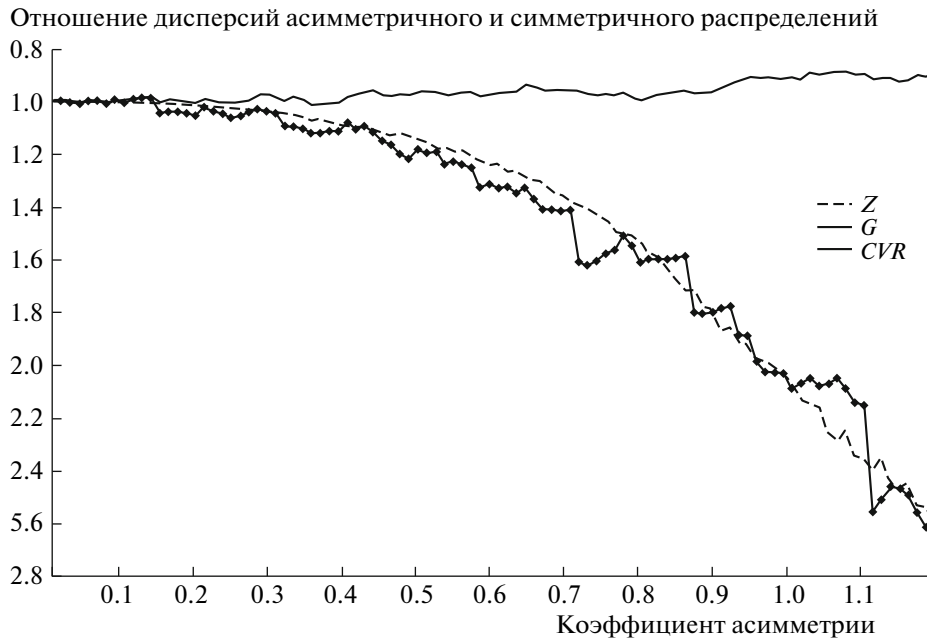


Рис. 4. Изменения выборочной дисперсии показателей ФА при разной асимметрии распределения признака. Ось абсцисс — то же, что на рис. 3.

предела G выражена гораздо более резко: если для Z и CVR при выборке объема 100 коэффициент асимметрии около 0.1, то для G он равен 0.2 при объеме выборки 500. Величина коэффициента эксцесса (рис. 2) распределений Z и CVR стремится к нулю еще быстрее, эксцесс распределения G особенно велик для объема выборок меньших 100. Заметим, что коэффициенты вариации выборочных распределений Z , G и CVR относительно невелики: около 5–10%, начиная с объема выборки, равного 100.

Очень часто, когда имеем дело с реальными биологическими объектами, распределение и сходного признака оказывается асимметричным. Поэтому исследовался вопрос о влиянии асимметрии распределения исходного признака на распределение показателей ФА. Исследование проводили на основе метода Монте-Карло.

Распределения всех трех показателей при увеличении степени асимметрии признака (A_s) смещаются относительно показателей для симметричного распределения, но у показателя CVR эти сдвиги гораздо меньше (рис. 3). При этом у показателей Z и G систематически уменьшается дисперсия (рис. 4), а заниженная дисперсия, как известно, приводит к увеличению ошибки второго рода при проверке гипотез о сравнении средних, тогда как у показателя CVR дисперсия остается практически неизменной.

Из сказанного выше можно сделать вывод, что предложенный показатель ФА является наиболее

простым по структуре и по смыслу, нормальность распределения данного показателя позволяет более обоснованно вычислять не только точечные, но и интервальные оценки статистик распределения ФА. Этот показатель в совокупности обладает наилучшими статистическими характеристиками.

Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ 09–04–00780-а.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Астауров Б.Л. // Журн. эксперим. биологии. Сер. А. 1927. Т. 3. В. 1/2. С. 1–61.
2. Гелашвили Д.Б., Логинов В.В., Мокров И.В., Силкин А.А. В сб.: Матер. VII Всерос. Популяционного семинара. Сыктывкар, 2004. Ч. 2. С. 52–62.
3. Захаров В.М. Асимметрия животных. М.: Наука, 1987. 216 с.
4. Захаров В.М., Баранов А.С., Борисов В.И. и др. Здоровье среды: методика оценки. М.: Центр экол. политики России, 2000. 65 с.
5. Palmer A.R., Strobeck C. // Annu. Rev. Ecol. Syst. 1986. V. 17. P. 391–421.
6. Palmer A.R., Strobeck C. In: Developmental Instability (DI): Causes and Consequences Oxford: Oxford Univ. Press, 2003. P. 279–319.
7. Трубянов А.Б. Экология: от Арктики до Антарктики. Материалы конф. молодых ученых. Екатеринбург: Академкнига, 2007. С. 321–328.