

植被空间异质性的分形分析方法

A FRACTAL METHOD FOR ANALYSING SPATIAL HETEROGENEITY OF VEGETATION^{*}

祖元刚 马克明¹ 张喜军²

Zu Yuangang Ma Keming Zhang Xijun

(东北林业大学森林植物生态学开放研究实验室, 哈尔滨, 150040)

(Open Research Laboratory of Forest Plant Ecology, Northeast Forestry University, Harbin, 150040, China)

植被是一个地区植物群落的总体, 是对于生态环境因素的综合反映。由于环境因素(诸如地貌、气候、土壤等)分布的不规则性和复杂性, 导致植被分布的空间异质性。格局分析的目的就是研究那些人们无法直接判定的植被的分布特征^[1]。自从 Greig-Smith 提出格局分析的概念以来^[2], 产生了等级方差分析(hierarchical analysis of variance)、谱分析(spectrum analysis)及小波分析(wavelet analysis)等很多有效的格局分析新方法, 能够揭示出格局存在的规模、强度或位置^[3]。但是对于完整认识植被格局来说, 光靠这些是不够的, 变换一下尺度观察, 植被的空间异质性将会出现新的变化和新特点, 因此将所有尺度上的特征联系起来, 才能够对植被的结构及动态有更加完整和深入的认识^[4]。前述格局分析方法对此是无能为力的, 分形几何学(fractal geometry)的出现为解决这一问题提供了切实可行的工具。空间异质性的分形分析方法由 Burrough 于 80 年代初首先提出, 并用于土壤和景观数据的分析解释中^[5, 6]。Palmer 将之应用于植被空间异质性研究, 且取得了一些饶有兴趣的结果^[7]。在此基础上, 本文改进了他们的数据处理方法, 通过计算机模拟, 总结出该方法的一些新特点。经实例研究证明, 该方法对于分析植被(包括环境因子)的空间异质性切实可行^{[8] 1)}。

1 分形几何学

分形几何学是以欧氏几何无能为力的、不规则的(irregular)或者支离破碎的(fragmentary)物体为研究对象的几何学, 它能够从看似混沌(chaos)的物体结构中找出规律, 这种规律被称作分形体(fractal)的自相似性(self-similarity)特征^[9, 10]。所谓自相似性是指物体局部结构放大与整体相似的特征, 即无论怎样变换尺度(scale)来观察一物体, 总是存在更精细的结构并且其结构总是相似的。该特性因与尺度无关而成为分形几何学与经典欧氏几何学的主要区别, 被称作分形体的本质特征。对于这一特征进行描述的主要工具是分形维数(fractal dimension)^[11]。一般说来, 不规则物体已不是欧氏几何意义上的 0, 1, 2, 3 维的整数维的物体, 其维数为非整数, 故称为分数维度(fractional dimension)。分形体的分数维度一般称为分形维数, 分形维数才是对这类物体结构的有效表征。一般求算分形维数所采取的方法是在双对数坐标下进行线性回归, 所得拟合直线的斜率(或其转换结果)为分形维数值^[12, 13]。因此分形几何学的主要研究内容是分形体的分形维数及自相似性规律^[11]。

分形几何学自本世纪 70 年代诞生以来, 由于其普适性而得到了空前发展, 其应用已超出了纯粹几何学的范畴, 涉及自然科学与社会科学的许多领域, 研究工作十分活跃^[9~13]。

* 国家教委优秀年轻教师基金及国家自然科学基金资助项目。

1 现工作单位: 中国科学院生态环境研究中心, 2 现工作单位: 东北师范大学草地所。

收稿日期: 1995-07-17, 修改稿收到日期: 1996-03-01。

1) 马克明: 羊草群落水平分布格局的分形研究。哈尔滨: 东北林业大学硕士学位论文。

2 半方差和双对数半方差图

半方差(semivariance)是地统计学中的关键概念,近几年才被应用到生态学研究中。地统计学(geostatistics)是由地学(采矿学和地质学)发展起来的一种空间统计学(spatial statistics),基础是区域化随机变量理论(regionalized variable theory),用来研究自然现象的空间相关性和依赖性^[14, 15]。区域化随机变量与普通随机变量不同,普通随机变量的取值符合某种概率分布,区域化随机变量则根据其在一个域内的位置不同而取值,它是普通随机变量与位置有关的随机函数^[16]。区域化随机变量间的差异用半方差来表示,定义为:

$$r(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (Z(i) - Z(i+h))^2 \quad (1)$$

其中 $r(h)$ 为半方差, $Z(i+h)$ 为距 i 点 h 处的依赖变量(即区域化随机变量,以下同)值, $N(h)$ 为距离为 h 的点对的数量。可见半方差与经典统计学中方差的根本差异在于半方差考虑了空间尺度,即公式(1)中的 h 。因此,如果把植被的某一特征作为依赖变量,则半方差能够反映出统计意义上该变量在各个不同尺度上的异质性。

在双对数坐标中,将不同 h 对应的 $r(h)$ 值表示出来,便得到双对数半方差图(semivariogram)(见图 1),该图能够揭示植被的空间异质性在不同尺度间的相关关系。对于这种空间相关关系的表征是采用分形维数,它的获得是借助于公式:

$$D = (4 - m)/2 \quad (2)$$

其中 D 为分形维数, m 为双对数半方差图的斜率^[5, 6]。

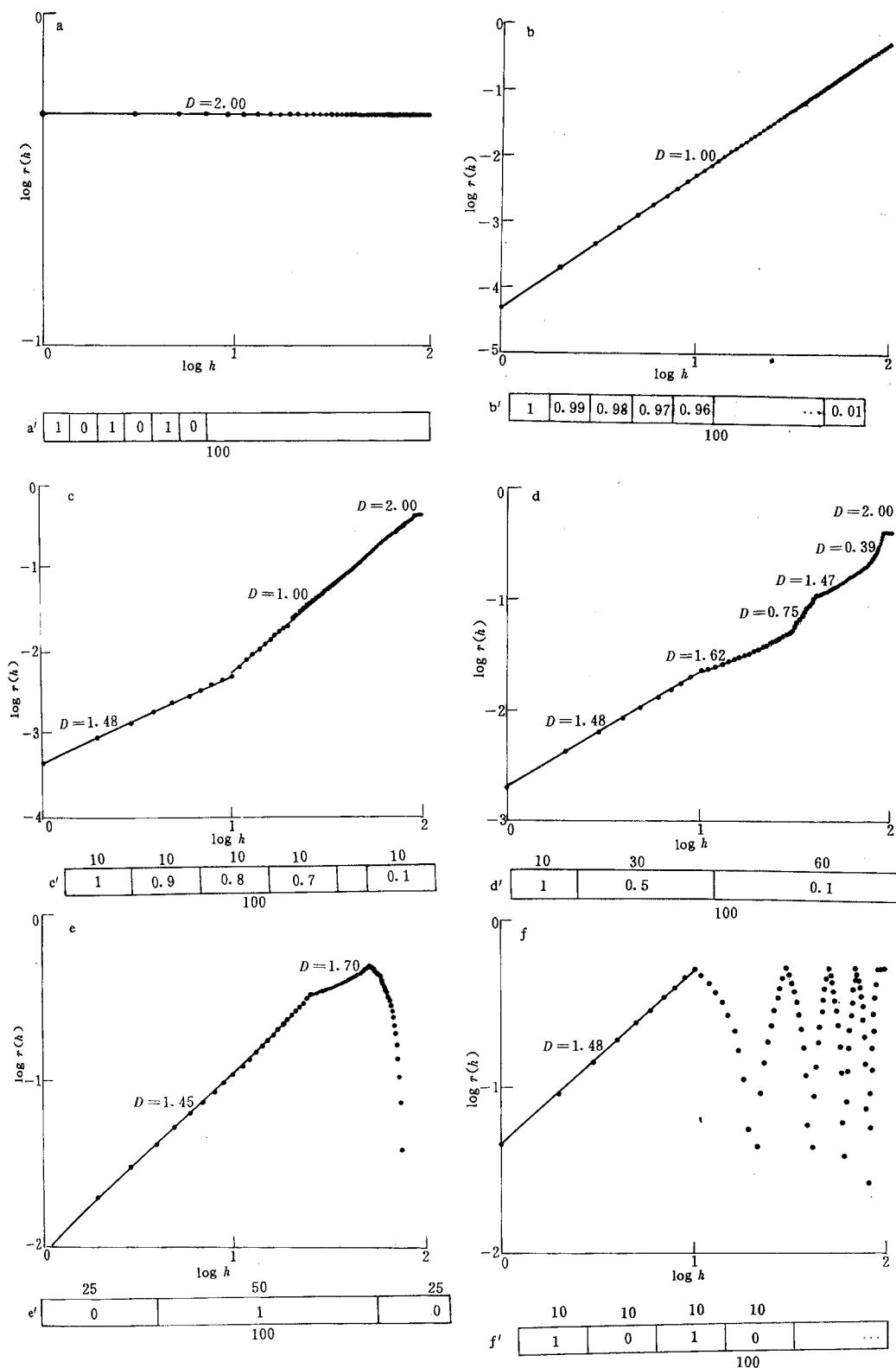
3 模拟样带

为了直观地阐明半方差、双对数半方差图及分形维数的生态学含义,作者设计了 7 个模拟样带。样带总长度均假设为 100 m,样带上连续样方大小为 1×1 m² 共计 100 个。图 1 a-g 为 7 个样带的双对数半方差图,横轴为 h 的对数值,纵轴为 $r(h)$ 的对数值。对数据的直线拟合是分段进行的,通过拟合直线的斜率求得分形维数(D)。

在数据处理上,本文对 Burrough 和 Palmer 发表的方法是行了改进^[5~7],即在求算半方差图的斜率时采用将一系列半方差值直接进行直线拟合,而不采用公式 $m = (\log(r(2h)) - \log(r(h)))/(\log(2h) - \log(h))$ 。虽然用 2 倍间隔的半方差来求算斜率在数学上合理可行,但考虑到研究实际,有些 $r(2h)$ 的可靠性极低(如当 h 为样带长度的一半时, $r(2h)$ 不再具有统计意义),这样得到的 D 值的可靠性随之降低,失去了普遍意义。而且从分形几何学的角度来说,用 $r(2h)$ 和 $r(h)$ 来求算斜率,实际上忽略了一些有意义的中间尺度,在两个尺度之间的植被格局被假定为符合同样的规律是不合理的。改进数据处理方法后的双对数半方差图增加了两个信息,一是植被格局存在的尺度;二是植被格局的层次性。

由图 1 c、d、e 的双对数半方差图可以发现,无论模拟样带上依赖变量的分布为哪种情形,双对数半方差图均存在明显的线性区域和拐点。对应于各个模拟样带,它们什么尺度上存在格局,对应的双对数半方差图就在什么尺度上出现拐点,如果样带上只有一种格局的就出现 1 个拐点,在 2、3 个尺度上存在格局的就对应出现 2、3 个拐点。出现拐点的尺度与存在格局的尺度完全一致,说明双对数半方差图对于反映植被格局存在的尺度是非常灵敏的。究其原因,半方差是在统计意义上对植被空间异质性的数量化表征,即反映的是不同间隔样方间的差异。当在一定间隔范围内,样方间差异性符合一定的规律时,双对数半方差图表现为线性。当双对数半方差图出现拐点时,说明样方间的差异性在拐点之前和之后的尺度上空间相关规律发生显著变化,拐点处是小于拐点的尺度和大于拐点的尺度植被异质性规律的转折点,故可以断定拐点处是植被格局发生变化的尺度。

由模拟样带图 1 c、d、e 的双对数半方差图还可以发现,双对数半方差图出现一系列拐点,反映出植被格局的层次性。当小尺度格局镶嵌形成大尺度格局时,双对数半方差图也能出现拐点。这在图 1 d 中表现得尤为明显,10 m 和 30 m 尺度的格局形成 40 m 尺度的格局,因此在 40 m 处出现了拐点。继续进行推论可知,如果依赖变量在样带上的分布具有周期规律,则双对数半方差图出现周期性(或阻尼周期性),该



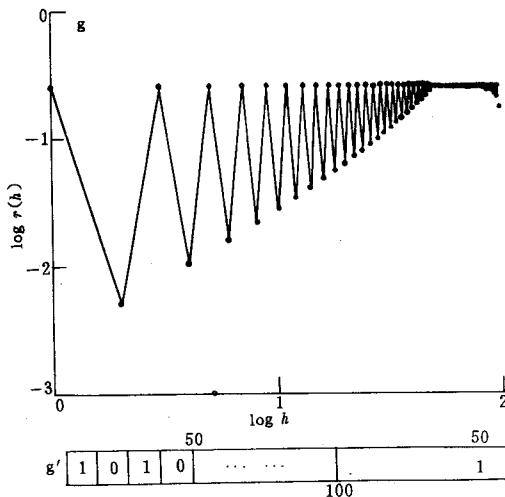


图 1 不同模拟样带(100 个 1 m^2 样方)对应的半方差图

Fig. 1 Semivariograms corresponding to different simulating transects($100 \times 1 \text{ m}^2$ quadrats)
 $r(h)$ 半方差 semivariance;
 h 间隔 interval; a-g 半方差图 semivariograms;
 g' 模拟样带($100 \times 1 \text{ m}^2$ 样方);
Simulating transects($100 \times 1 \text{ m}^2$ quadrats)

变化特征。由公式(2)可知,当 $D=2$ 时, $m=0$,此时双对数半方差图水平。它的意义是在统计意义上所有的尺度间隔样方间的差异性都相同,即样方内的植被特征均相同,则植被是同质的。如图1a,因为所有偶数位置上依赖变量值为0,相当于样带是由50个奇数位置上的样方构成,它们是同质的。由图1b、c、d、e可见, D 越远离(小于)2, m 值越大,双对数半方差图中的直线越陡,表现出不同尺度间隔样方间差异性的差别越显著,则植被的空间异质性越强。可见, D 值大小揭示出植被空间异质性(即植被结构复杂性)的尺度变化特征。从植被空间相关性角度来说, $D=2$ 植被是同质的,空间不相关,整个样本是空间独立的。 D 越小于2,植被的空间相关性越大^[16, 17]。应该特别指出的是,当 $D=1(m=2)$ 时,由公式(1)可知,统计意义上 $\Delta Z=\Delta h$,表明依赖变量随间隔增加而单调变化,则依赖变量在样带上分布是线性的,植被具有梯度性质^[19],如图1b、c所示。

由此可以推论,由于双对数半方差图的所有线性区域中最小的 D 值反映出植被的空间相关性最强,异质性最高,说明该尺度环境因素(或干扰)对植被的作用是最主要的^[20],这对于揭示植被的结构、成因及演替规律具有重要意义。

植被是一个分形体,它在所有的尺度上都有细节^[7]。由图1a、c、d、e、f可见,不同的格局层次上植被存在着不同的空间相关性,因此采取分段直线拟合的办法是合理的。若采用对所有 $r(h)$ 用一条直线拟合的方法^[6],误差显然很大。双对数半方差图存在线性,表明研究对象具有分形特征,即自相似性。自相似性的存在为人们认识事物提供了一条捷径,当人们想了解物体的整体特征时,只需认识物体在最容易观察的尺度上的特征,借助于自相似性便可以掌握物体在其它尺度上的特征,并且允许进行空间插值(kriging)^[16]。由前述可知,如果双对数半方差图是水平的,自相似性规律为小间隔样方差异等同于大间隔样方差异,则植被是同质的,它意味着样方的空间独立性。植被是同质的,可以指导取样设计,在双对数半方差图中同质区域的最小尺度可确定为最小取样面积^[7]。如果双对数半方差图不是水平的,虽然不能够指导取样,但是只要其存在线性,即对于认识植被的空间异质性及异质性在各尺度之间的转换等很

周期与双对数半方差图的周期相同,如图1f、g所示的情形。

但遗憾的是,有人可能已经发现,双对数半方差图在大于50m的尺度时,可靠性下降。这是因为样线的长度是给定的,随着间隔距离 h 的增大,应用公式(1)计算时,点对的数量 $N(h)$ 逐渐变小,并且某些依赖变量不再对 $r(h)$ 有贡献。因此作为统计参量, $r(h)$ 应该有一定的范围限定。一般认为当 h 取样线长度的1/3或一半时, $r(h)$ 才具有统计意义上的代表性^[17, 18]。故应用本方法分析植被格局时,最多取样线长度的一半作为依据,若想研究更大尺度上的植被格局,需要增加样线的长度。

图1中各双对数半方差图均在一定的尺度范围内存在线性,直线的斜率经过公式(2)的变换即得分形维数。在分形几何学中,最初分形维数是被用来描述物体结构的复杂性或占据空间的能力^[9, 11]。基于此,本文中分形维数的几何意义可以这样理解,植被是一个分形体,它在不同尺度上的结构复杂程度可以用不同尺度上的异质性(即半方差)来描述,这样由半方差得到的分形维数便是对植被整体结构复杂性的表征,揭示了植被空间异质性的尺度

有意义。把某一度尺上获得的结果按分形维数值规律放大，便可得到其它尺度上植被的特征。这对于植被的初级生产力估测等项研究可能是有意义的。

为了检验这一改进方法的实用性，作者于1993年8月中旬在吉林省长岭县腰井子草原自然保护区进行了实例研究。在保护区内随机设置一条100 m长的样带，在样带上连续设置100个 $1 \times 1 \text{ m}^2$ 的样方，用目测估计法估测每一样方内每一种类的盖度值，运用DCA排序软件对样方进行DCA排序。将各样方的DCA第一轴排序值代入公式(1)，分别求算不同样方间隔(尺度)对应的半方差值，绘制双对数半方差图，分段进行线性拟合，求直线斜率并用公式(2)计算每一线性区域的分形维数值。详细研究结果请参见参考文献^{[8], [1]}。

4 结论

应用改进的分形分析方法研究植被的空间异质性可以明显地揭示出植被存在格局的尺度及层次性，不同尺度范围植被的空间相关性即空间异质性规律以及对植被空间异质性影响最大的环境因素或干扰的尺度，从而为认识植被格局提供了丰富的新信息。尺度是窗，植被结构是窗中的风景，用不同大小的窗来观察风景，才能观察得细致深入。应用分形分析方法揭示出不同尺度上植被空间异质性的相关规律，这是该方法较其它格局分析方法优越之处。

参 考 文 献

- 1 Kershaw K A. Pattern in vegetation and its causality. *Ecology*, 1963, **44**: 377~388
- 2 Greig-Smith P. The use of random and contiguous quadrats in the study of the structure of plant communities. *Annual Botany*, 1952, **16**: 293~316
- 3 张金屯. 植被数量分析方法的发展. 刘建国主编, 当代生态学博论. 北京: 中国科学技术出版社, 1992
- 4 Kolasa J and Pickett S T A. *Ecological heterogeneity*. Springer-Verlag, 1991
- 5 Burrough P A. Fractal dimensions of landscapes and other environmental data. *Nature*, 1981, **294**: 240~242
- 6 Burrough P A. Multiscale sources of spatial variation in soil. I. The application of fractal concept to nested levels of soil variation. *Journal of Soil Science*, 1983, **34**: 577~597
- 7 Palmer M W. Fractal geometry: a tool for describing spatial patterns of plant communities. *Vegetatio*, 1988, **75**: 91~102
- 8 祖元刚, 马克明. 分形理论与生态学. 见: 李 博主编, 现代生态学讲座. 北京: 科学出版社, 1995
- 9 Mandelbrot B B. *The Fractal Geometry of Nature*. Freeman 1981.
- 10 马克明, 张喜军, 陈继红, 祖元刚. 东北羊草草原群落格局的分维理论研究. 见: 辛厚文主编. 分形理论及其应用. 合肥: 中国科学技术大学出版社, 1993
- 11 Falconer K J. 曾文曲等译. 分形几何——数学基础及其应用. 沈阳: 东北工学院出版社, 1991
- 12 Milne B T. Lessons from applying fractal methods to landscape patterns. in: Quantitative methods in landscape ecology (Turner M G & Gardner R H Eds). New York: Springer-Verlag, 1991
- 13 Frontier S. Application of fractal theory to ecology. in: (Lengendre P & L Eds). *Developments in Numerical Ecology*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag, 1987
- 14 Matheron G. Principles of geostatistics. *Economic Geology*, 1963, **58**: 1246~1266
- 15 Matheron G. The intrinsic random functions and their applications. *Advanced Applied Probability*, 1973, **5**: 439~468
- 16 李哈滨, 伍业纲. 景观生态学的数量研究方法. 见: 刘建国主编. 当代生态学博论. 北京: 中国科学技术出版社, 1992
- 17 Journel A and Huijbregts Ch. *Mining Geostatistics*. London: Academic Press, 1978
- 18 Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. *Advanced Soil Science*, 1985, **3**: 1~70
- 19 Ma Keming. A fractal method for analyzing spatial heterogeneity of vegetation(Abstract), Proceedings of the Tenth International Conference on State of the Art of Ecological Modelling(ISEM'95'), Beijing. 1995
- 20 Turner M G. Landscape Ecology: the effect of pattern on process. *Annu. Rev. Ecol. Syst.*, 1989. 20: 171~197