

用航片确定土地利用变化的统计方法

B.E. 弗雷泽 H.F. 肖维克

航片用于提取土地利用变化的信息已经很久了。当前流行的用机器处理陆地卫星资料的大面积制图方法,业已提供了 I、II 级土地利用分类的适度详图。然而,本文着重研究需要用 III、IV 级土地利用统计资料评价大面积农村土地利用变化的实例。

研究目的

当前的研究目的是评定能发现农村地区土地利用初期变化的取样程序。这些程序应当包括置信区间的计算,以便能计量真实变化并把真实变化同由随机误差所产生的“表观”变化区分开。

具体目标是评定如下三项:(1)使样区分布小于整个研究地区航摄面积的方法;(2)一种能覆盖全研究地区的系统的点格网取样方法;(3)把目标(1)中的各种方法应用于土地利用变化。

研究地区

被选中的研究地区,是由于那里有先前土地利用研究的大量地面真实资料可供利用,同时也为阐明华盛顿州和特科姆县农业景观出现的变化而安排的。该区位于华盛顿西北很远的角落里,处于不列颠哥伦比亚、佐治亚海峡、北科萨底及斯卡格河谷之间。所选的地区称为吉德梅里迪安区,面积为337平方公里。

从所研究的七项资料类目中选出两项论述之:

——干草:牧草、小谷类作物、三叶苜蓿和紫苜蓿。这属于高水平的经营管理类,主要作为牲畜饲料。

——文化特征:包括房屋和院落、运输设备、采石场和工业场地等非农业特征。

列入表 2、3 和 6 中显示该地区内土地利用构成的其他五项是:

——森林和小林地:即一切森林植被区,含防护林、牧场上的散生树和住宅区中的散生树。

——未放牧的牧场:即没有集约经营迹象的开阔地,包括聚集区和空闲地。

——成行作物:包括蔬菜、青贮玉米和土豆。

——浆果植物:全部浆果类作物。

——水域:全部湖泊、河溪和输水渠。

选择干草项目是因为它以小而广的散布形式存在。这些项目都是从 1974 年的 1:65,000 和 1966 年的 1:20,000 比例尺的全色象片上解译出来的。

技术与评价程序

总体描述

确定了两个总体。第一个总体是用于研究抽取一个典型样区的技术,这个样区覆盖面积比整个区域面积要小,具有随机点单元,称做面——点样区。第二个总体是用于研究全区域系统使用点格网的技术。研究区用两种类型取样全部覆盖起

来。其结果以单位面积点密度来报导。

总体的面——点样区

一个有130个方格,每个方格20个随机点的系统格网,与研究区相配合,使格网的边界不与线性景观特征相重合,这就提供了一种100%的覆盖形式,可用于提取小于100%的样区的各种研究方法。网格的分布形式是:南北13个,东西10个,每个方格覆盖2.6平方公里。

我们也试验过代表5、2.6和1.25平方公里方格,其点密度依次为15点/公里²、8点/公里²和4点/公里²。在1974年拍摄的象片上,每个组合都做过25次随机试验。

该程序是一个两阶段的取样技术,一是用130个方格作为初级样区,二是用每方格取20个点作为二级样区,因为每个阶段都可能产生变差,我们试图直接分析由初级采样方法产生的变差,因此二级采样产生的误差并未看作是方法的变异性部分。这可由下述理由证明:

(1) 随机样品的估计方差绝大部分是由初级样区的容量决定的,如果二级样区的相对容量不大时尤其如此。

(2) 因为所有取样技术都是根据同

一的130个方格评价的,所以误差就不应该影响两种方法之间的相对比较。

总体的系统点格网

为了系统点的试用,在1974年的象片上,设计了一种覆盖全研究区的98点/公里²的系统样区,来确定“地面实况”。又布设四个系统样区(前后两个分别是6点/公里²和2点/公里²)来确定邦诺法(系统点格网法)估计误差的适宜性。我们称为“坎瓦斯(探讨)试验”,以区别于面一点样区的系统选择。

总体参数

总体均值、标准差和弗希尔偏度系数用于:(1)评价未经更多取样的不同样区方格数量的使用精度;(2)确定置信限发展的正态假定有效性;(3)增进对航片解译中所反映的景观特征分布的认识。表1列出了这些数据并确定了总体。摄影日期显示出两个总体的不同,一是上等农业土地,另一是非上等农业土地。弗希尔偏度系数(C)显示出有些类型是正态分布的(<1),而另一些则是偏斜的。

表1 总体参数 μ 、 σ 和 C

		总 体					
		全部土地 N = 130		上等土地 N = 74		非上等土地 N = 56	
		1974	1966	1974	1966	1974	1966
干 草	$\mu(\%)$	44.7	43.6	49.3	51.7	38.6	32.9
	$\sigma(\%)$	21.9	21.5	22.4	17.8	19.5	21.3
	C	0.2	0.2	0.1	0.3	0.0	0.6
文化特征	$\mu(\%)$	8.1	6.0	9.7	7.1	5.9	4.6
	$\sigma(\%)$	8.8	6.8	9.2	7.6	7.6	5.3
	C	1.7	1.5	1.7	1.4	1.7	0.9

面—一点取样程序

初级样区分布评价方法如下：(1) 系统样区；(2) 简单随机样区；(3) 分层随机样区；(4) 两个不同日期的成对随机样区；(5) 两个不同日期的非成对随机样区。

简单随机样区：对随机方法来说，总体标准差 σ 常用于计算平均数的标准误差 $\sigma_{\bar{x}}$ ，即：

$$\sigma_{\bar{x}} = (\sigma/\sqrt{n})\sqrt{N-n/N} \dots\dots (1)$$

$$\sigma = \sqrt{[\sum N(x_i - \bar{x})^2]/N} \dots\dots (2)$$

式中 n 是随机选择的方格数， N 是方格总数。计算 95% 水平的置信限，对所有随机技术都用

$$\bar{x} \pm Z_{\alpha/2} \sigma_{\bar{x}} \dots\dots\dots (3)$$

式中 $Z_{\alpha/2}$ 是一随机变量，当样区数量 n 接近无穷大时，其分布函数近似于一个标准正态分布函数。如果总体 σ 是未知的，就要利用学生“ t ”分布。当 $n > 25$ 时，即使总体有适当偏斜，置信限也是近似正确的，即如果弗希尔偏度系数 $C < 1$ ，置信限也是近似正确的。

分层随机样区：对选择方格分层随机样区方法来说，在给定 n 的条件下，计算总体 $\sigma_{\bar{x}}$ 时用下式：

$$\sigma_{\bar{x}} = \left\{ \frac{1}{N^2} \sum_k N_k (N_k - n) \left(\frac{\sigma_k^2}{n} \right) \right\}^{1/2} \dots\dots\dots (4)$$

式中 N_k = 第 k 层的样区； N_k = 第 k 层的总体（该研究中， $N_1 = 74$ ， $N_2 = 56$ ）； σ_k^2 = 第 k 层的方差。

该研究规定了两个层次：上等农业土地（土地面积的 57%）和非上等农业土地（43%）。对覆盖两层的给定样区容量，

分配给每层的样区数按土地面积比率确定。如 $n = 26$ ， $n_1 = 26 \times 57\% = 14.8$ ，或大约 15；则 $n_2 = 26 - 15 = 11$ ；式中 n = 总样区数 = $\sum_k n_k = 15 + 11$

系统样区：从 130 个方格的总体中系统选择样区方格，涉及到改变样区间距，其计算公式是 $k = N/n$ ($N = 130$)。按照南北、东西每个方向中全部可做的试验及这些试验产生的总体标准差，就确定了一个具体样区间距的效果。适用公式是：

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{[\sum_k (\bar{x}_k - \bar{x})^2]/K} \dots\dots (5)$$

$$\bar{x} = (\sum_k \bar{x}_k)/K \dots\dots\dots (6)$$

k = 一个已知样区间距可做的试验数； \bar{x} = 在一个已知的样区间距 k 中，第 i 个试验的平均值。这个 $\sigma_{\bar{x}}$ 仅适用于一个已知样区容量 n 。另一方面，因为总体是假定已知，且这些统计量都以所有可做的试验为基础，故他们都是总体的参数，并且使用 σ 项而不用 S 项。

成对和非成对的随机样区：利用两种方法对两个日期随机样区间的显著差可计算最低限度的必要量。首先是非成对的差异，涉及到检验假设 $\mu_1 - \mu_2 = \bar{d} = 0$ ，或平均值之间没有显著差。其次是取样时配对的随机观测。

对非成对样区的显著差来说，下式一定成立：

$$Z_{calc} = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)/\sigma_{\bar{d}} > Z_{\alpha/2} \dots\dots (7)$$

$$\text{或 } \bar{x}_1 - \bar{x}_2 > Z_{\alpha/2} \sigma_{\bar{d}} \dots\dots\dots (8)$$

$$\text{式中 } \sigma_{\bar{d}} = (\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)/n})$$

$$(\sqrt{N-n/N} \dots\dots\dots (9)$$

\bar{x}_1 ， \bar{x}_2 是两个日期的样区平均数。

成对随机观测是估计总体变化中减少样区变差的一种方法。随机对定义为两个不同日期地面上的同一区域。对于已知总体，用任何样区容量计算 $\bar{6d}$ 都按

$$\bar{6d} = (6D/\sqrt{n})(\sqrt{N-n/N} \dots)10)$$

进行，式中 $6D$ 是配对差分的标准差。若总体未知，就必须使用一个更复杂的公式。实际总体显著性所要求的差分，可用式(7)来计算，但在实际取样中， \bar{d} 是用

样区的平均差而不是样区平均差来确定。

结果与讨论

我们认为，一个成功的计算方法的必要条件是能计算误差并使劳动减少到最低限度。表2示出的坎瓦斯成果与总体平均值之间的微小差异，可能是使用不同的解释或不同的点密度所致。

表2 根据1974年摄影使用两种方法获得的土地利用数量

方 法	类 目						
	干草	森林	牧场	成行作物	栽培特征	浆果	水域
%						
坎瓦斯(98点/公里 ²)	41.3	20.2	15.7	8.8	10.2	2.8	1.0
总体平均数(130个正方格)	44.7	19.7	14.7	9.4	8.1	1.5	1.7

坎瓦斯(探讨试验)

使用系统点格网的坎瓦斯试验需花很大的力气，因为资料分布非常复杂且误差难以计算。土地利用的分布假定是复杂的，因为计算误差是用

$$E(\%) = 153.1/(AD)^{0.58} \dots (11)$$

式中 A = 地图上土地利用的近似面积，

D = 格网密度， E = 最大误差的95%置信区间的半宽度。在这项研究中，完成四个点坎瓦斯试验(6点/公里/和2点/公里各两个)，并同“真”值(假定98点/公里的坎瓦斯成果为“真”地面值)相比较，其误差都比邦诺法予断的最大误差还大得多(表3)。

表3 根据1974年资料中坎瓦斯试验的绝对误差与邦诺法按95%置信计算的最大期望绝对误差的比较

试 验	点数/公里 ²	类 目						
		干草	森林	牧场	成行作物	文化特征	浆果	水域
	%						
1	2	3.9	1.2	0.3	2.6	4.1	0.1	1.0
2	2	0.1	2.3	2.0	1.1	1.3	0.1	0.3
最大期望误差		2.8	2.0	1.9	1.6	1.6	0.7	0.9
3	6	0.6	1.2	0.3	1.7	0	0.4	0.1
4	6	1.7	0.2	0.2	1.0	0.6	0.1	0.1
最大期望误差		1.2	0.9	0.8	0.7	0.7	0.3	0.4

面——点取样

在航片上使用面——点取样法，需要确定样区的（1）所有方格的总面积；（2）方格内的点密度；（3）系统的或是随机的区域样区分布；（4）样区方格的理论数。

样区面积与样区内的点密度：蔡梅茨

等使用20点/12.6公里²随机分布点已取得明显成效，同时我们的调查研究也证明这是成功的。但不必局限于那样的配合。表4的平均值 \bar{X} 、标准差S和变差系数CV，都是从干草和文化特征的每个样区面——点密度配合的25个中重复计算出来的。

表4 土地利用平均值、标准差及变差系数的变化性（用不同点密度和样区面积的25个重复计算）

面积(公里 ²)	干 草			文 化 特 征		
	\bar{X}	S	CV	\bar{X}	S	CV
%						
15点/公里 ²						
5	45.1	14.5	32.1	14.8	11.9	80.4
2.6	42.2	23.2	54.6	11.5	13.5	117.3
1.25	44.0	25.0	56.8	8.5	5.5	64.7
8点/公里 ²						
5	39.9	13.3	33.3	17.5	20.7	118.3
2.6	44.6	21.4	48.0	11.0	11.1	100.9
1.25	38.8	23.9	61.3	6.4	9.9	154.7
4点/公里 ²						
5	45.2	20.4	45.1	6.8	7.4	108.8
2.6	44.4	28.1	63.3	7.6	10.1	132.9
1.25	46.4	32.0	69.0	8.0	10.0	125.0

方差分析表明，干草类的平均值间没有差异。若干草是唯一关键性的类型，那么就可以挑选CV和劳动强度都减少到最低的任何配合。文化特征平均值的方差分析表明，样区面积和点密度间有显著（99%水平）的相互影响。

由于在分类和大量点子的计数中需要额外的劳动，所以我们放弃了点密度为8点/公里²和15点/公里²的5平方公里的样区，而选择了点密度为8点/公里²的

2.6平方公里的样区，它同其他一些被采用的样区是可比拟的。

样区分布的方法：把三种方法、四种样区容量（方格数目）和代表大面积利用（干草约40%）与小面积分散利用（文化特征约9%）的两种土地利用类型之间求得的标准误差相比较，所显示出的功效就是所期待的 $6\bar{X}$ （表5）。

表 5 根据1974年摄影航片以四种样区容量查明土地利用比例的三种方法的标准误差 (σ_x)

	样区容量(方格数目)			
	n			
	26	32	43	65
	σ_x			
1.系统的(北—南)				
干草	1.9	2.9	1.5	0.5
文化特征	1.3	1.5	0.9	0.9
系统的(东—西)				
干草	5.4	2.4	1.5	1.7
文化特征	1.4	0.8	0.9	0.6
2.简单随机				
干草	3.8	3.4	2.7	1.9
文化特征	1.5	1.4	1.1	0.8
3.分层随机				
干草	3.7	3.3	2.7	1.9
文化特征	1.5	1.3	1.1	0.8

按系统平均值分布的样区方格,显示出 σ_x 的明显不同。这很可能是由于所选择的一些系统样区的景观周期性所致。科克伦于1977年曾指出,这是运用系统取样方法予期的结果。样区数量、试验次数和方向的一些配合,得到了比其他研究要好的结果。按方向系统分布样区方格的试验成

果是重要的,因该程序近似于按航线选择象片,很容易完成面——点窗口的系统分布。

取样前的景观分层,常被认为是一种减少样区误差的手段。分层提取农业土地利用变化信息的手段,在于分出上等和非上等的类型。在1974年的干草,成行作物……和水域等方面的非上等土地上显示出 σ 的减少(表6),而上等土地上的森林和未放牧的牧场, σ 的变化较小。总的情况是:凡一层获得功效,另一层就失掉功效,因此,使用分层法总不会全无收益(也不会全收益)。

理论样区容量

置信区间的计算和样区容量的确定,需要一个正态的总体,至少对小样区是如此。米勒等曾指出,当 $n > 25$ 时,不要求正态性。因而我们对理论样区容量($n > 25$)计算了置信区间,来表示一个给定取样方法的可期望的成果。表7示出为简单随机取样计算的置信区间,都是用方程(1)和(3)计算的。例如,对于文化特征和干草的 μ 分别达到 $\pm 2.0\%$ 和 $\pm 4.9\%$,所要求的样区容量为 $n = 48$,在此情况下,所要求的样区需复盖该区面积的36%。另有计算得知:根据另一天和另一种比例尺的摄影(即使摄的是同一地区),为这一时期确定的最小样区容量,若土地利用型已发生变化,那么使用这样确定的

表 6 标准差 σ (根据1974年摄影采用分层随机取样)

			干草	森林	牧场	成行作物	文化特征	浆果	水域
		%						
非	上	等	19.5	19.8	13.3	6.5	7.6	2.3	2.1
上		等	22.4	9.4	11.8	13.0	9.2	6.4	5.9
总		层	21.9	18.3	13.0	11.9	8.8	5.2	4.8

最小样区容量就不能认为是完全可靠的,

表 7 95%置信限的 μ , σ 和样区数量(根据1974年摄影简单随机取样)

	干草	文化特征
 %	
μ	44.7	8.1
σ	21.9	8.8
n 取样面积(%) \pm %	
32	25	6.7
40	30	5.6
48	36	4.9
56	43	4.3
64	46	3.7

对于小样区数目($n < 25$)计算置信限, 总体必须是正态分布。表8中的干草类型可作为一实例, 因为弗希尔偏度系数小(表1)且资料直方图是铃形的(未示出)。所以不要推荐小样区数目的应用, 用这些限度显示土地利用变化真实趋势的似然性是相当低的。

两个日期间的比较

表 8 1974年干草小样区数目正态分布资料计算的置信限($\mu = 44.7$)

n	置信限(\pm %)
8	14.7
12	11.8
16	10.0
20	8.8
24	7.9

很多土地利用研究的客观事实, 都能够说明两个日期之间已经发生了多少变

化。利用我们给定的总体, 我们对有代表性的样区容量以及使用成对和非成对样区的土地利用类型计算了差分 $\bar{\sigma}_x$ (表9)。按统计理论判断, 采用成对随机试验可提高效能。另外的有利条件是: 总体不需要正态分布, 并且方差不需要相等。

表 9 1974—1966年成对和非成对随机方法显著度(95%置信)和每个 $\bar{\sigma}_x$ 的最小观测测要求的差分

n	干草		文化特征	
 面积 (%)			
	\bar{d}			
	成对	非成对	成对	非成对
26	6.8	10.6	2.8	4.0
32	6.0	9.4	2.4	3.4
43	5.0	7.8	2.0	2.8
65	3.4	5.4	1.4	2.0
	$\sigma \bar{d}$			
26	3.4	5.3	1.4	2.0
32	3.0	4.7	1.2	1.7
43	2.5	3.9	1.0	1.4
65	1.7	2.7	0.7	1.0

在实践中, 凡总体较大和未知, 研究者采用成对的差分方法可以确定一个使用方程(12)的适宜样区数目。少数随机差分可以从具有选定的方格容量和点密度的适当分层中获得。一旦选定了所需要的置信区间半宽度(d)和适当的Student's t 值, 所需要的样区数 n 就可由试验样区的方差(S^2)计算出来。计算式是:

$$n = t^2 s^2 / d^2 \dots \dots (12)$$

当然, 更多的试验样区能更好地计算 n 。

我们对于和特科姆县的几个地区曾应用过成对随机样区的差分技术, 并报导

过,在县内广大的非上等土地上,牧场土地明显减少;在吉德梅里迪安地区的上等土地上,森林面积减少而种植作物和文化设施增加(同表1平均值一致);在两个毗邻地区干草增加,显然,牧场受到损害。

概要和结论

用方差和偏度估量的总体复杂性,随着土地利用类型、摄影时间和象片比例尺以及分层种类等的不同而变化。土地利用类型、样区面积、或点密度等的不同集合也会改变那些参数的值。虽然这些限制性因素的存在,减少了我们的成果在其他研究工作中的直接应用,但是,在我们的研究工作中,用于度量精度及决定取样方法的这些参数是可以估计的。

变量样区方格面积和点密度的试验表明,8点/公里²的2.6平方公里的样区,或15点/公里²的1.25平方公里的样区,都得到类似的平均数和容许的标准差。要得到更小的标准差,只有把取样点加倍才行。

随机或分层随机程序的面——点样区分布,显示出该研究所用的层次,效率无大的差异。系统分布由于线性或周期性景观特征的影响,有产生精度不同结果的可能。在全部情况中,对于显示两个日期之间的差异来说,成对随机样区比非成对随机样区更有效。

对于遍及全区的一个系统格网来说,其随机布置的误差估计,可以用邦诺的技

术来研究,或用重复的试验来估计。显然,如果要复盖的面积很大,那么系统的坎瓦斯试验就变成或是成本太高,或是准确度被降低。因为土地利用的分布受景观特性的影响,而不是随机分布的,所以对于系统的方法,应避免使用随机误差计算公式。在总体随机分布的情况下,系统取样方法有可能成功。但是,统计文献和我们自己的试验都没有证实它们能够在其他总体的应用上取得成功。可供选择的方法是,任意提取确定的样区方格和点密度比总面积都小的样区,使变差系数投入的劳力减少到最低限度。

任何研究都应该有一些形式误差估计,以确定给定样区容量条件下观测差异的真实性。这样,所报导的成果才便于同其他研究相比较,才富有意义,并且才能把真实变化同随机误差引起的变化区分开。

我们相信,只要选择适当取样方法,就能把统计理论和误差估算应用于土地利用的确定上来。其中需确定的几个重要参数是:(1)足以描绘景观复杂性的样区方格的大小;(2)适当的样区数目;(3)应用的随机方法类型。如果第一个要求满足了,并且确定了容许误差和随机方法,那么样区数目就可以用常规的方法确定下来。

张天桢节译自《Photogrammetric Engineering and Remote Sensing》1980, V.46, No.8, 司锡明 杨国语校