

56.25.183

42-6

2417

[美] D.R. 布里林格 [日] 片山恒雄 等著

# 地震危险性评定 与地震区划



地质出版社



# 地震危险性评定与地震区划

[美] D.R.布里林格      [日] 片山恒雄 等著

黄玮琮 等译

地震出版社

1988

## 内 容 简 介

本书为地震危险性评定与地震区划的论文集，由这一研究领域的世界著名专家撰写，就地震危险性评定与地震区划的理论问题、方法问题、实例以及资料处理都有较深刻的阐述；对于这项工作目前存在的问题，作者也提出了自己的建设性意见。

### 地震危险性评定与地震区划

[美]D. R. 布里林格 [日]片山恒雄 等著

黄玮琼 等译

责任编辑：陈焕新

地震出版社 出版

北京复兴路63号

机械工业出版社京丰印刷厂印刷

新华书店北京发行所发行

全国各地新华书店经售

787×1092 1/16 13.75印张 352 千字

1988年7月第一版 1988年7月第一次印刷

印数 0001—3000

ISBN7-5028-0033-6/P·27

(439) 定价：6.25元

# 目 录

## 一、地震危险性的评定

- 地震危险性分析中的统计方法.....C.龙尼兹 ( 3 )
- 地震危险性估计中的某些统计问题.....D.R.布里林格 ( 26 )
- 地震危险性分析的随机模型及其在小区划中的应用.....A.S.基累米吉安 ( 35 )
- 对现行地震危险性估计方法的评述.....H.C.夏普 董伟民 ( 40 )
- 用峰值地面加速度作区划的初步方法.....K.W.坎贝尔 ( 46 )
- 美国本土基岩最大加速度的概率估计 .....S.T.阿尔杰米森 D.M.珀金森 ( 53 )
- 加速度反应谱的工程预测模型及其在地震危险性图上的应用.....片山恒雄 ( 72 )
- 跨越断层建筑物的危险性估计方法.....J.B.伯里尔 ( 84 )
- 对活断层附近场址地震危险性的概率评价.....K.W.坎贝尔 ( 92 )
- 现行地震危险性分析方法对关键性工程设施的应用.....G.M.阿特金森 ( 97 )
- 缺少资料地区地面运动的估算.....R.K.麦圭尔 ( 104 )
- 以宏观成带现象为基础作地震危险性图.....金守固 ( 108 )
- 地震地面振动危险区划图的编制问题.....W.海斯 S.T.阿尔杰米森 ( 115 )
- 地震危险性——地震区内城市规划中的一个重要参数 .....V.米哈依洛夫 ( 124 )
- 犹他州沃萨奇断层带地震危险性 .....W.W.海斯 K.W.金 ( 128 )
- 对低地震活动性地区地震危险性的估计——以波希米亚为例  
.....Z.什恩科瓦 V.什恩克 V.卡尼克 ( 133 )
- 地震危险性的上限.....D.R.布里林格 ( 143 )
- 地震危险性估计的主要不确定性是什么? .....D.维尔-琼斯 ( 149 )
- 概率法地震危险性分析中的不确定性与概率水平的函数关系——以温哥华为例  
.....G.M.阿特金森 R.G.查尔伍德 ( 156 )

## 二、地震区划

- 日本的地震区划——地震危险性的评定.....服部定育 ( 171 )
- 巴尔干地区的地震区划回顾.....V.卡尼克 ( 183 )
- 伊拉克地震危险性的初步估计.....K.J.法赫米 ( 186 )
- 印度的地震区划图.....S.巴苏 N.C.尼查姆 ( 189 )
- 活断层、古地震和地震危险性.....R.E.华莱士 ( 195 )
- 地震区划中的问题.....G.W.豪斯纳 P.C.詹宁斯 ( 199 )
- 地质资料与地震区划.....G.I.赖斯纳 ( 205 )

---

## 第一部分

# 地震危险性的评定



# 地震危险性分析中的统计方法

C. 龙尼兹

## 随机过程

### 引言

一个随机过程是按概率规律变化的已知物理系统的一种数学模型。虽然随机过程状态和物理系统状态之间存在着一一对应关系，但本质上它们完全是两回事。正象爱因斯坦指出的那样，它们间的关系是衣橱号码和里面存放的大衣间的关系。

把平稳的能量输入变成离散的跳跃或脉冲式的这种转换是用一种称为“点过程”的随机过程族来模拟的。由于能量脉冲的大小和频率依赖于某些物理的阈值，也称作“门”，所以有时就把此物理过程称为“门作用”。把跳跃的累积数和释放的累积能量一起定义为系统的“状态”。任何单独的状态的转换就称为一次“事件”。

显然，地震是某类“门作用”过程的事件，不过它的机理对于我们来说还是神秘的。一个控制工程师可以说，我们只考虑从一个“黑箱子”里出来的输出。这对统计学家来说，却是一种令人迷惑的情形，他们习惯于研究对机理细节都了解的随机过程。因此，很少有统计学家敢冒险进入地震过程的领域。

了解点过程有两种不同的方法：一种是借助某些物理或数学的类比去模拟“门作用”的机理，并研究它的时间特性。伯里奇和诺波夫就采用了这种方法。他们建立了用弹簧连接滑块的机械模型。这些滑块放在粗糙的水平面上，以匀速拉动其中的一个块体使之沿表面运动时，其他块体就开始以不规则的跳跃跟着运动。用这种模型就可以简单地对过程机理求得一定的了解，过程中系统状态的任何改变都具有半确定性。

另一种方法是在纯随机抽样的基础上分析过程的规律性。可以设想这样一种研究将是高度不确定的，但实际上这种颠倒却是真实的。可以构造出许多的机械模型来模拟一个地震过程，而发生在自然界中明显不同的随机过程的数目却很少。这就解释了为什么在统计实践中发现的数学分布函数是如此之少。例如，维尔-琼斯根据渗水的水库来讨论地震模型，它与一组滑块毫无机械相似性，但根据它们的数学特性，二者可能是很相象的。

### 统计学

现实是由互相影响的变量组成的一个无穷数组构成的。在理论上，任何小事件（如麻雀落地）都可能影响卫星的航线，所以都可以用来改进卫星轨道预测。这就会使科学工作变成实际上不可能实现的事情。所以统计学的主要任务就在于决定哪些变量和给定的过程有关。

在这种选择里，一定程度的任意性是不能避免的。以预报发生月蚀时间的问题为例。经验告诉我们，这个过程所涉及到的轨道参数可减少到非常少，它们能够从仅含时间的单值函数的微方程得到。这是一个不需要很高精度的确定性问题。

另一方面，如果用同一方法预报地震，现在似乎可以肯定，这种预报不可能达到目的。即使我们能详细地了解地震的机理（实际上做不到），相关变量的个数之多，以及它们相互作用的复杂，就会立刻排除任何确定性预报的可能。

换句话说，如果我们决定用很少几个变量作为潜在的预报因素，按照我们已经习惯了的天文现象那样所期望的精度来看，这些变量的统计涨落就会很大。

预报是一个时间过程的外推。对于“确定性”的过程，预报是时间的单值函数；而对于统计过程，它就是包含了时间参数的一个分布函数。这是两种类型过程之间的本质区别。

我们把统计学定义为用概率论去了解一个过程的手段。统计手段（和其他手段一样）是讲实用主义并且是和特性有关的。统计学，象外科学一样，可以探查、矫正或者只不过是美容术样地改变一下面貌。统计学的技术知识、应用和局限性对实验物理和工程技术的任何研究领域都是必要的。

一个过程可以用两种等价的方法来描述，用它的历史和用它的动态来描述。如果一个过程有一个恒定的度量标准（例如，准平稳均值），则表明该过程的任一完全的实现包含着它的全部动态。于是，对于预报的目的而言，如果地震过程有恒定的度量，无论我们是否知道一组历史地震，或是否得到系统的全部机械的和热力学的描述都是无关紧要的。一套完整的数据点，使得对机制的了解变成多余的了。

### 贝叶斯统计学

很重要的一类情况是，我们既没有一套完整的数据点，对机制也不完全了解。我们能够用局部机制的知识来补充不完全的资料，以此去改善对过程的预报吗？贝叶斯统计学认为能够做到。

令  $H$  是与过程的预报有关系的一种假设，且令  $[A]$  为我们的一批资料。在常规的统计学中，我们可以用  $[A]$  去确定  $H$  是否正确。为此，施用虚拟假设  $H_0$ 。（称为零假设），使得： $\text{Prob}\{H \cap H_0\} = 0$ 。 $H_0$  应该是更一般化的，也许至少是和  $H$  一样合理的。检验的要点在于确定  $[A]$  符合零假设  $H_0$  的概率，如果  $P$  是使  $H_0$  为真的经验概率，我们说  $H_0$  在  $P$  显著水平上是可接受的（或被拒绝的）。可以推断，如果  $H$  和  $H_0$  是互斥的（即  $\text{Prob}\{H\} + \text{Prob}\{H_0\} = 1$ ），我们可以断定， $H$  在同一显著水平上被拒绝（或者被接受）。否则需要做另外的零假设，直到所有逻辑的可能性都考虑到为止。

在贝叶斯统计中，不是检验假设  $H$ ，而是用资料  $[A]$  去修改这个假设。令  $\{H_j\}$  是一组不相容假设的完备集，且令  $\text{Pr}\{H\}$  是  $H$  为真的先验概率；这种先验概率必定是按照我们对于过程的机制的理论知识和实践知识来给定的。用贝叶斯定理得到

$$\text{Pr}\{H|A\} = \frac{\text{Pr}\{A|H\}\text{Pr}\{H\}}{\sum \text{Pr}\{A|H_j\}\text{Pr}\{H_j\}} \quad (1)$$

式中  $\text{Pr}\{H|A\}$  是以资料  $[A]$  为条件的  $H$  的新的或修改过的概率。例如： $[A]$  可以是地震目录，而  $\{H_j\}$  可以是根据不同地质解释得到的一套地震危险性图。

贝叶斯方法突出的优点在于可以通过加入新资料来修改现有预报，使  $\text{Pr}\{H|A\}$  达到最大的具体假设在任何一步都可以采取。本方法的缺点同样是明显的：预报依赖于把与先验概率  $\text{Pr}\{H_j\}$  有关的初始假设做相当大的外推。若对过程机制了解得很少，那么这些先验概率比猜测的结果也好不了多少。

由于地球构造学新的研究结果的取得，使贝叶斯方法对地震危险性估计的有效性大大提



高。它能对已知区域内的应变率给出更实际的值。它和对场地的地壳构造变形的进一步认识都有助于对贝叶斯公式中的先验概率做更精细的估计。

### 独立性

两个事件  $A$  和  $B$ ，如果它们的联合概率等于它们边缘概率的积，则这两个事件是独立的，

$$\Pr\{A \cap B\} = \Pr\{A\}\Pr\{B\} \quad (2)$$

换句话说，一个事件出现的概率不受另一事件出现的约束，即

$$\Pr\{A|B\} = \Pr\{A\} \quad (3)$$

考虑把多维连续集分成几个被称作为过程状态的区域。例如，用变量“能量”，“地震个数”，“纬度”，“经度”，“深度”和“时间”定义一个 6 维状态空间，我们称之为地震状态空间。在状态空间中过程从一个状态跳向另一个状态。

如果状态空间挤满了事件，系统的两个相继状态之间依赖性的似然性，将会比事件相隔较远时的要大。假设事件的间隔是这样的，即每个状态仅依赖于它前面的状态，而过程的较早的变化情况可以忽略不计。这就称为马尔科夫过程。它完全由转移矩阵  $[p_{ij}]$  描述， $p_{ij}$  是从状态  $i$  到状态  $j$  的转移概率。

如果事件变得越来越少，它们之间相互作用最终减到这种程度，

$$p_{ij} = p_j = \lambda_j \quad (4)$$

因此所有  $[p_{ij}]$  列都变成恒等式。这意味着式 (3) 是满足的，且全部事件都相互独立。

严格地说，独立过程在自然界中并不存在，但当相邻事件之间的相互作用能够忽略时，把独立作为一种极限条件来考虑是有用的。例如，即使余震的发生证明地震过程不是独立的，我们仍可以用一个简单的泊松过程来模拟大地震的时间序列。这样一种近似的合理性依赖于前后关系，且需要对每一次和所有的应用都做仔细检验。

### 平稳性

在时间域内考虑以  $a_1, a_2, a_3 \dots$  为变量的随机过程。可以把过程的状态当作一个函数  $S(a_1, a_2, a_3, \dots, t)$  来表示，当

$$\partial S / \partial t = \text{常数时} \quad (5)$$

我们说过程是严格平稳的。

当然，只有过程是“确定性的”，这个条件才能实现。否则， $\partial S / \partial t$  本身是一个随机过程。然而从广义上说，平稳性可以应用于随机过程，这就是说，平均来看， $\partial S / \partial t$  不是时间的函数。于是，如果我们在任意时刻  $t$  对过程抽样，则过程的状态与  $t$  无关。

更一般的情况是允许  $\partial S / \partial t$  是时间的函数，但  $\partial S / \partial t$  的均值在时间上围绕着一个常数值而变化。例如，该过程可以包含围绕一组数  $(\bar{a}_1, \bar{a}_2, \bar{a}_3 \dots)$  的均值做周期或准周期的波动，这一平均值与时间无关。这种情况有时称作弱平稳，或准平稳。

正如统计独立性一样，真正的平稳过程事实上是不存在的。所有系统都有熵，且不能连续长期地保持在不变的水平上。然而有一个准平稳的定义，它具有很特殊的物理意义。在任何一个热力学系统中，把“定常状态”定义为最小熵生成的条件。例如把一壶水放在火炉上，当对流率刚好足够抵消掉传导和辐射后的过剩热能时就达到了平稳。因为所有系统都寻求它们的最小熵生成水平，所以，不能持久地改变系统能量平衡的外力都可以当作是对平稳性的瞬时扰动。

平稳热力学定义要求系统在熵生成中有一鞍点，它不要求熵生成为不随时间变化的常

数，但只需要它总是极小值。因此平稳的统计定义仅仅是系统能量平稳中无限缓慢变化的热力学平稳性的极限情况。

### 齐次性

一个随机过程一般是用来模拟发生在实际时间内的物理过程，如地震过程。然而随机过程也能应用于探索式的研究，为非时间域内的统计观测提供一个理论基础。

考虑某个国家的国民收入分布，都知道它类似于正偏斜的对数正态分布。大多数人的收入略低于平均值，占很小百分比的人享有最高收入，这种情况就具有这种分布的特征，从心理上觉得它是不公正的。至今，再怎么进行社会改革（除非全部取消私人财产）也不可能成功地消除对数正态分布的偏斜。因此，研究社会工资分配的随机机制的兴趣异常的高，可以用一种简单的随机过程来模拟这种机制，在模拟时把国民经济的总收入随机地分成许多个人工资。下面我们将使用相同的过程来推导地震震级的分类。

这类过程不明显地含着时间变量，但可以象时间序列那样来处理它。通常有一个变量，比如说  $\nu$ ，起着标准变量的作用，因此可以把过程的状态表示成一个函数  $S(a_1, a_2, a_3, \dots, \nu)$ 。则条件

$$\partial s / \partial \nu = K \quad (6)$$

为齐次性，式中  $K$  是个分布函数不依赖于  $\nu$  的随机变量。这个条件与平稳性是类似的，只不过它是静态的而不是动态的。按热力学的说法，齐次性使熵为极大，而稳定性使熵为极小。例如，在国民收入分布情况中，齐次性的条件意味着分布参数对国民的任意子集是相同的。这肯定是不对的，因为不仅不同地区国民收入变化很大，就是相邻区域间的平均收入的变化也很大。

转换到三维空间中的点过程就称为空间序列。马瑟研究了空间序列的某些性质，他对空间序列的估计和预测提供了一般性的理论。

## 点过程

### 定义

随机过程有两种类型：连续型和离散型。在离散型过程中，变量随时间不连续地变化，变量的每次变化称为一个事件。

让我们考虑一个离散过程，它的实现都是由点事件序列组成。我们可以从两个不同的方面考察这个过程：(a) 研究到任何时间  $t$  止已经发生的事件次数。(b) 研究每个事件发生的时间  $t_i$ 。前者的一个例子是增殖过程，在这种过程中，我们感兴趣的是在任何给定时间里单个生命的总个数而不是单个生命的出生的日期。后者的例子是地震过程。

描述事件在时间过程中位置的离散随机过程叫做点过程。各种点过程的一个原型就是泊松过程，任何点过程都可以看作为泊松过程的一种推广。

### 泊松过程

令  $N(t, t+\Delta t)$  是从时刻  $t$  到时刻  $(t+\Delta t)$  所发生的事件次数， $\Delta t$  是一个很小的时间间隔。纯泊松过程由三个基本性质来定义：

- (a) 独立性： $N(t, t+\Delta t)$  与  $t$  之前的任何时刻  $\tau$  的  $N(\tau, \tau+\Delta \tau)$  无关。
- (b) 有序性：事件彼此分得很开使得两个或两个以上事件同时发生的概率为无穷小。

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}\{N(t, t+\Delta t) > 1\} = 0 \quad (7)$$

(c) 平稳性：令  $\lambda$  是过程的速率，即单位时间内事件发生的平均数：

$$\text{Prob}\{N(t, t+\Delta t) = 1\} = \lambda \Delta t \quad (8)$$

如果  $\lambda$  不是时间的函数，则过程是平稳的。换句话说，时间轴上任何一个元间隔内发生一个事件的概率完全相同。

$n$  的概率密度函数，即单位时间内事件的个数，是大家熟知的泊松分布：

$$f(n) = (\lambda^n / n!) e^{-\lambda} \quad (9)$$

等价地，事件之间的时间间隔  $T$  的分布是负指数分布：

$$f(T) = \lambda e^{-\lambda T} \quad (10)$$

$n$  的均值是  $\lambda$ ， $n$  的方差是  $\lambda^2$ 。同理， $T$  的均值为  $\lambda^{-1}$ ， $T$  的方差是  $\lambda^{-2}$ 。

由于过程的独立性和平稳性，时间  $T$  可以从时间轴的任意点上开始测量。因此，如果大地震的发生是个泊松过程，由前一次地震起测量50年的一个区间和从今天起测量50年的一个区间就完全一样，因为下一次事件“不知道”前一次事件是在什么时候发生的。

当然这并不意味着所有区间的可能性都一样。图1示出式(10)的时间间隔分布。注意，短间隔比长间隔更可能出现。这意味着事件往往以较长的间隔分成小群成丛地发生(图2)。这种明显的成丛性并不表示较密间隔事件之间的依赖性比较大间隔事件之间的更大。

通常会认为时间的随机性将导致事件有均匀的间隔，这种直观假设是错误的。

如果不考虑变量  $n$  (单位时间内的事件次数)，而是选择变量  $m(t) = \sum n$ ，即直到时间  $t$  为止的累积事件次数，这种过程是马尔科夫(无后效)过程，称为纯增殖过程。

### 马尔科夫过程

马尔科夫过程是一种随机过程，在这种过程中每一状态仅依赖于紧挨着这一状态的前一个状态。因此，如果变量  $x$  构成一个独立过程，那么它的累加和  $\sum x$  必然构成一个马尔科夫过程。

连续马尔科夫过程称为“扩散过程”；它们也许对于了解地震生成的基本过程是重要的。离散马尔科夫过程分两类：(a) 在空间和时间上都是离散的；(b) 在空间上离散而在时间上连续。

所有泊松型过程都是第二种类型。通常这种过程在于计算事件的个数。如果事件的个数稳定上升，谓之增殖过程；否则，它是增消过程。如果增殖率与消亡率差别很大，可以称为移入或移出过程。当事件发生彼此独立时，事件间的时间间隔  $T$  的分布和在纯泊松过程一

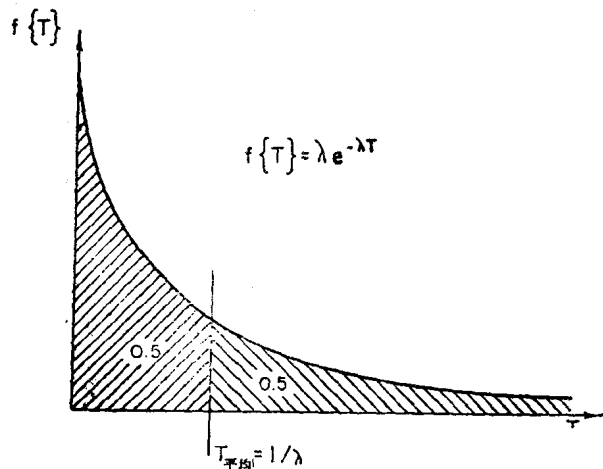


图1 时间间隔的指数分布，正如在纯泊松过程和具有独立增量的马尔科夫过程中看到的， $\lambda$  为单位时间内事件的平均次数

样，即

$$f(T) = \lambda e^{-\lambda T} \quad (11)$$

式中  $\lambda$  是单位时间内事件的平均个数。

### 更新过程

更新过程是发生事件的时间间隔分布  $f(T)$  可以为任何形式的一般点过程。泊松过程是一种特殊的更新过程。然而在通常情况下，更新过程是非马尔科夫性的。

从起始直到时间  $t$ ，事件个数的期望值称为更新函数  $H(t)$ 。对于一个任意过程，更新函数已由考克斯 (1962) 根据事件间时间分布的拉普拉斯变换得到。在平稳更新过程的这种特殊情况下有：

$$H(t) = t/\mu \quad (12)$$

式中  $\mu$  是事件之间的平均间隔。

我们可以构造一个更新过程，使得从事件  $i$  到事件  $j$  的间隔分布为  $f_{ij}(T)$  来取代已有的唯一间隔分布  $f(T)$ 。当所有的时间间隔相互独立时，我们得到一个所谓半马尔科夫过程。从  $i$  类事件到  $j$  类事件的转换序列形成了一个马尔科夫链。

例如，我们可以把地震事件当作隶属  $n$  个不同的区域的事件来分析，且假设从区域到区域的事件序列形成一个  $n$  种状态的马尔科夫链。这意味着发生在区域  $k$  的一个事件概率依赖于发生了前一个事件的区域。

现在让我们定义  $n^2$  个间隔时间分布。如果区域  $i$  的一个事件和区域  $j$  的一个事件之间发生的时间间隔服从  $f_{ij}(T)$  分布，那么产生的更新过程是半马尔科夫过程。这类过程的理论可以变得相当复杂，但是对于  $n=2$  的情况和分布函数  $f_{ij}$  的简单的有理拉普拉斯变换的情况，已经得到了简单的结果。

### 广义泊松过程与叠加泊松过程

分析更新过程的另一种方法是把它们当作简单泊松过程的广义化来讨论。

例如，假设有  $k$  个间歇活动的地震区，且令  $p_i$  是区域  $i$  的活动时间的百分比。如果在活动时每个区域内地震的发生遵从速率为  $\lambda_i$  的泊松过程，且所有过程彼此独立，这系统的联合输出由叠加得到：

$$\text{Prob}\{n\} = \frac{1}{kn!} \sum_{i=1}^k p_i \lambda_i^n e^{-\lambda_i} \quad (13)$$

此称为复合泊松分布。可看到这种分布可对地方性地震资料提供一种相当好的拟合。

泊松过程的另一种可能的推广是假设过程变化率  $\lambda$  不是常数。已分析过两种主要情况：

(a) 如果变化率是时间的函数  $\lambda(t)$ ，过程可以是非平稳的、弱平稳的或摆动的（准平稳的）。在这几种情况里，每单位时间内发生  $n$  个事件的概率显然是：

$$\text{Prob}\{n\} = \frac{[\lambda(t)]^n}{n!} e^{-\lambda(t)} \quad (14)$$

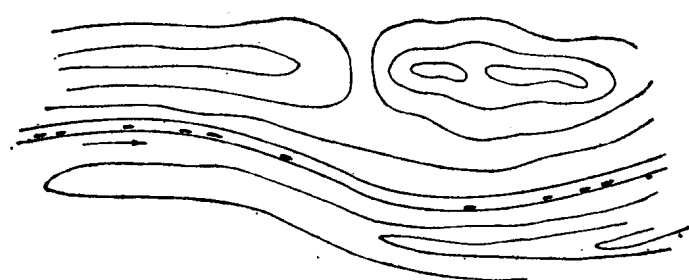


图2 图1所描述的过程的一个实现  
(汽车在一条单行线上运行情况)。明显的成丛性是由短间隔事件比长间隔事件更可能发生这个事实引出的

可以证明,从0时刻到 $t$ 时刻,事件次数 $N(t)$ 有均值为

$$E\{N(\tau)\} = \int_0^t \lambda(u) du \quad (15)$$

的泊松分布。如果引进时间尺度的非线性变换,使新的时间参数 $\tau$ 与真实时间有如下关系:

$$d\tau = \lambda(t) dt \quad (16)$$

我们可以把依赖于时间的泊松过程变换成单位速率的纯泊松过程,这种方法已经成功地应用于余震序列的分析,其中速率随时间作双曲线衰减。

(b) 如果速率 $\lambda$ 是服从 $f(\lambda)$ 分布的随机变量,我们有一个双随机泊松过程。当 $f(\lambda)$ 不依赖时间时,这个过程是平稳的。

通过组合(a)和(b)这两种推广,我们几乎可以产生任何类型的更新过程。对于研究地震的情况而言,泊松过程的这些推广的使用是有限的,因为我们知道地震之间不是完全独立的。肯特柴恩从泊松定理得出的迭加特性大概是最重要的结果。

如果我们有由一个单一系统(如地球)产生的一系列广义泊松过程,可以期望这些过程的参数将等同比分布于整个系统。例如,地震发生的平均速率就会具有某个全球性的分布函数。在这种情况下,可以证明所有这些单个过程的叠加渐近趋向于纯泊松过程。

这样,即使地震发生的局部过程明显地偏离泊松过程,它们在广泛的区域内或全球规模的叠加,可被处理为仿佛这些地震都是完全独立的。在地震统计学中这是许多调查研究人员已证实了的结果。

## 建立地震过程的模型

### 引言

随机模型是数学模拟,它意在给出与被模拟的过程相同的统计性质。许多年来,地震被认为是地球对周期应力的一种响应。下面是曾提出过的地震发生的周期:42分钟,1天,14.8天,29.6天,6个月,1年,11年和19年。这些周期中大多数认为与太阳-地球-月亮系统的轨道频率有关。

太阳和月亮的万有引力是作用在地球上的最大的外界应力。至今地震时间序列的傅里叶分析还得不到与日月周期对应的有效谱线(图3)。这是一个令人惊异的结果,也是一个仍然有待详细解释的结果。杰弗里斯提出地震是由于应变逐渐积累产生的随机弹塑屈服引起的。他论证道,如果地震是由特定强度的脆性破裂引起的,那么日月周期就会变为处于统治地位的因素,用不着傅里叶分析,它们也会明显地显示出来。

大地震序列的统计模型比较容易产生。已由工程师和统计学家采用了一种成功的模型有两个假设:(a)一年内地震的次数是均值为 $\lambda$ 的泊松随机变量;(b)地震的震级 $M$ 是个有累积分布的函数

$$F(M) = 1 - e^{-\lambda^M} \quad (M \geq 0) \quad (17)$$

的随机变量。当我们只用一个区域的大地震目录时,这种我们称作“大地震模型”的模型就特别重要。它为平均复发周期、出现频率最高的地震的极大值以及超越已知震级的期望地震次数提供了适当的预测。

更复杂的模型需要加入非马尔科夫效应(余震序列)。企图用简单马尔科夫过程来模拟

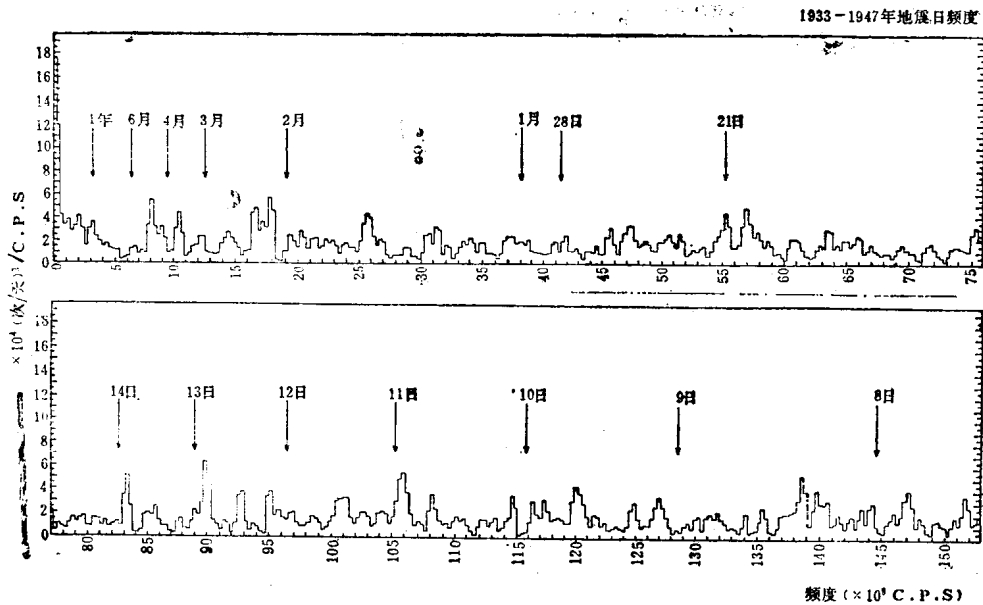


图3 世界地震的傅里叶功率谱

注意：图中无相应于日月周期的明显峰值，这证明由太阳和月亮的吸引力产生的影响与地震活动不同相，这大概是由于就日月力而论，地震断层的方位是随机的缘故。

余震序列，往往是失败的。安艺敬一和维尔-琼斯做过这种尝试，不过他们对余震的期望震级随时间的衰减作了预测。

### 地震过程的启发式模型

设想在克朗代克找到了金矿，并且我们希望把金矿的发现当作一个点过程来描述。每找到一次称作一个“发现”，并赋予它一个时间  $t$ ，以及地理坐标  $(l, \varphi)$ ，表示金矿总量的量值  $M$  与每一次“发现”有关。

显然，勘探者之间存在有信息，因此成功的发现将吸引着成群的勘探者去同一地区。这些人搜遍这块土地，直到把这块地区的每块金子都找出为止，我们可以称这种现象为“再发现序列”。

现在，让我们来注意“发现”量值的分布函数  $f(M)$ 。金矿床的分布依赖于地质因素，而与勘探者之间的相互影响无关。它也完全不依赖于发现率。无论勘探者们在一个月还是在10年内挖完给定的采掘区，他们都将找出相同数量的金子。

$f(M)$  还有另一个与地震过程有重要关系的特性。金矿分布在“矿脉”或“矿区”内是个事实。换句话说，平均量值与坐标  $(l, \varphi)$  内的距离函数有关。像  $M$  这样的随机变量，马西朗在1970年做了广泛讨论，他把这种量值称为“分区变量”，它们在统计地质学中起核心作用。

由分区变量构成的过程可以当作空间序列来对待，即是一个在空间域而不是在时间域内延伸开的随机变量的集合。矿床中矿的含量由空间序列描述。许多时间序列中的类似概念（像平滑、滤波、混淆等）都可以应用于空间序列。

在目前这个我们要称做“克朗代克模型”的模型里，这个埋在地下的（潜在的）空间序列（金子的分布）和发现金矿的时间序列之间存在着明显的区别，时间过程可以看作对空间

序列产生影响的一个抽样过程。我们可以说后一过程嵌入前者之中。作为一级近似，可以忽略矿床耗尽这一点，故空间序列与抽样过程无关。因此我们可以把局部平均样品含量当作该区域的矿砂含量的估计量。当然在采矿实践中人们也是这么做的。一旦在足够多的点子上知道了这潜在的空间序列，我们就可以用内插法和外推法预测任何样品的可能矿砂含量。

这时，“余发现序列”仅仅是发现的随机性的影响和相继发现之间依赖关系的影响，与金矿床的结构毫无关系。如果两个过程之间存在依赖关系（即如果探矿者们能预先得知有关矿脉位置的信息），就不存在余发现序列了，而是一个量值逐步递减的有次序发现序列。

### 地震理论中的克朗代克模型

为了把前面的模型应用于地震，必须证明地震过程能够展开成两个独立过程，其中一个过程嵌入到另一个过程之中。

在分析1958年智利梅波谷地震的余震序列时发现，当序列渐趋消失时，平均震级保持不变。后来在加利福尼亚、日本、希腊、新西兰和亚速尔一直布罗陀海脊也得到了类似的观测结果。因而，如果 $f(M, t)$ 是余震序列中震级和发震时间的联合分布，我们可以写成

$$f(M, t) = f_1(M)f_2(t) \quad (18)$$

这就是说震级和发震时间相互独立（与等式(2)比较）。

我们可以提出下列假设（震级稳定性）：在任意给定的一个地震过程里，震级的分布是（a）平稳的，（b）与地震发生率无关。

这个假设意味着：地震的震级是区域性变量，且震级分布过程可用与时间无关的空间序列来描述。所以一个地震序列就可以作为描述为这类潜在空间序列的一个随机取样过程。

用平均震级 $\bar{M}$ 在空间上的分布能以很好的近似程度完全确定震级在空间上的分布。这是因为对任意给定区域，震级分布可以用负指数分布来表示（参见等式(17)）：

$$F(M) = 1 - e^{-\beta M} \quad (19)$$

式中 $\beta = L/\bar{M}$ 。因为 $M$ 的分布只包含参数 $\beta$ ，所以 $\beta$ 的空间分布就自然而然地确定了 $M$ 的空间分布。图4表示环太平洋几个消减带上 $\bar{M}$ 随深度变化的分布例子。在所有深度上都显示有地震

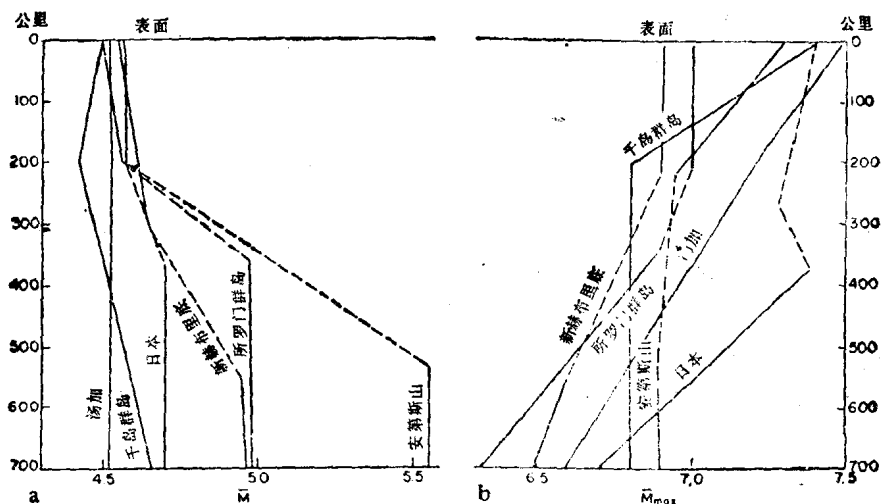


图4 (a)平均震级 (b)最大震级随深度的变化

连续消减带，象汤加，往往有恒定的平均震级，表示当大陆板块插入地幔时，它的结构是不变的。冲积带，象安第斯山脉，表现出较大范围不连续性（虚线），不连续处没有地震发生。最大震级总是随深度减小的

活动性的两个消减带（汤加-斐济和日本）从地表向下直至700公里，震级分布都是相同的。一方面，那些在250—400公里深度含有大家都熟知的地震活动空区的消减带，例如新赫布里底，所罗门群岛和南美的安底斯山，揭示出在地震活动空区的上面和下面，平均震级明显地不同。这个观察结果可看成是支持下面这个假说的：在某中等深度处，没有地震活动的岩石圈板块实际上是下连续的，它不应被描写为单个下降的地质单元。

平均地方震级  $\bar{M}$  的物理解释涉及到几个无关变量的讨论，尤其是平均断层面积  $\bar{A}$  和平均构造应力  $\bar{\sigma}$ 。在余震序列的情况下，没有理由假设在序列持续过程中  $\bar{A}$  在变化；因此，观测到  $\bar{M}$  的稳定性就意味着应力的平稳性。这可用如下理由来解释，由于和主震能量相比余震能量很小，也因为进入这个地区的再生能量流与余震所引起的累积应力降相抵消。

另一方面，在通常情况下不能随便就假设  $\bar{\sigma}$  平稳。例如，苏伊赫罗已经注意到，一个地区大地震之后，等式 (19) 中的参数  $\beta$  的值突然增大。换句话说，在一次大的应变减小之后，平均震级  $\bar{M}$  下降到较低的值。有理由把这种结果归因于平均区域应力  $\bar{\sigma}$  的阶梯状下降。因此，现在我们就面临着修改原来的震级稳定性假设，需要考虑由于大地震造成的应力衰竭现象。显然，地震发生的时间过程不能简单地与地震分布的潜在空间序列分开，因为前者是通过区域应力变化影响后者的。

要解决这个困难相当简单。我们知道，地方平均震级不仅在短暂的余震序列期间是常数；在数十年的时间过程中它也是平稳的，每个序列都包含一个有代表性的大地震的个数。就是这个观测结果，导致古登堡、埃文登、杜达、卡尼克和许多其他作者假定  $\beta$  是一个区域不变量。这就意味着平均地方震级呈现出长期的平稳性。换句话说，大地震发生后， $\bar{M}$  的变化必定要看作是加在区域性平稳平均值  $\bar{M}$  上的一个瞬时值。

不过这使我们得出一个结论，它在地震危险性估计中起着重要的作用。因为很大一部分地震都相当于余震，所以和一个地区的正常应力状态相比，地震的任何随机抽样实际上是表现该区的低应力状态。

因此，使用  $\beta$  值将会系统地低估了正常、平稳条件下区域所应有的平均震级。但是它又正好是与地震危险性估计有关的一组必要条件。

$\bar{M}$  对区域地震的平均值估计过低，还有另外一个原因。根据定义，震级大约正比于地震能量的对数，而变量的对数的平均只能是几何平均的对数：

$$E[\log x] = \sum_n \log x_i / n = \log \prod_n x_i^{1/n} \quad (20)$$

因而，对应于  $\bar{M}$  的能量将是样本总能量的几何平均，它总是比算术平均小。从图 5 可以看到这种低估的一个例子，图 5 表示南美安第斯山深源地震的能量谱和震级分布。能量谱展示了在 6.5—7.0 震级范围内能量释放的显著的极大值。而  $\beta$  值（或者换言之， $\bar{M}$  的直接估计值）导致平均地方震级值仅在 5.0—5.5 范围内。对  $\beta$  和  $\bar{M}$  的估计方法无论怎样推敲，也无法克服这些不一致之处，因为在用震级来作为地震大小的标度时，这种不一致是固有的。

最后，用地震发生的克朗代克类模型可以对地震过程结构有透彻的理解。只要用来描述地震大小的变量是被充分了解的，则克朗代克模型可用于预测目的。在很多情况下，平均地震矩  $\bar{M}$  比平均震级  $\bar{M}$  对区域平均应力状态可给出更一致的估计。防止地震样本被低应力的余震干扰的另一种方法是使用极值方法，这种方法将在下面（四）中讨论。



## 柯尔莫柯洛夫过程

40年代初期，被世界大战隔开的日本和美国的地球物理学家几乎同时做出了重大发现。他们发现一个区域内的地震次数随它们的震级大小按指数下降。这种关系通常称为“震级-频度关系”

$$\log_{10} N(M) = a - bM \quad (21)$$

式中  $N(M)$  是震级大于  $M$  的地震次数，而  $a$  和  $b$  是不变的参数。很容易对这个方程进行归一化，以得到一个区域内的震级的频度分布。

因此，我们观察  $a = \log_{10} N(0)$  的大小，即震级大于 0 的地震次数的对数。用此式去减<sup>1)</sup> 方程 (21) 的两边，就得到归一化公式：

$$\begin{aligned} \log_{10} [1 - F(M)] &= \log_{10} \frac{N(M)}{N(0)} \\ &= -bM \end{aligned} \quad (22)$$

由此得到

$$1 - F(M) = e^{-\beta M} \quad (M \geq 0) \quad (23)$$

式中  $\beta = b / \log_{10} e = 1 / \bar{M}$ ，且  $F(M)$  是地震震级的累积概率分布。频度分布  $f(M)$  是  $F(M)$  的一阶导数：

$$f(M) = \beta e^{-\beta M} \quad (M \geq 0) \quad (24)$$

问题：在加利福尼亚得到  $\beta = 2.0$ ， $a = 4.97$ （每年）。在任意给定年内，估计平均震级和震级大于 4.0 的地震的平均样本的大小。答案：平均震级是

$$\bar{M} = 1/\beta = 0.5 \quad (M \geq 0)$$

为了在改变原点时指数分布不变，即如果我们使用基础震级  $M_{min}$  代替零震级，频度分布函数式 (24) 就变成：

$$f(M) = \beta \exp[-\beta(M - M_{min})] \quad (M \geq M_{min}) \quad (25)$$

因此平均震级变成：

$$\bar{M} = M_{min} + \beta^{-1} \quad (M \geq M_{min}) \quad (26)$$

因为加利福尼亚的  $M_{min} = 4.0$ ，我们求出  $\bar{M} = 4.5$ ，同理，每年地震的估计次数是：

$$N(0) = 10^a = 10^{4.97}$$

为了寻找震级大于 4.0 的地震次数  $N(4.0)$ ，我们注意到：

$$N(4.0) \div N(0) = [1 - F(4.0)] \div [1 - F(0)]$$

因为累积概率分布表示小于给定震级地震的比例，又因为定义  $F(0) = 0$ ，我们得到：

1) 原书为用  $N(0)$  去除方程两边——译者。

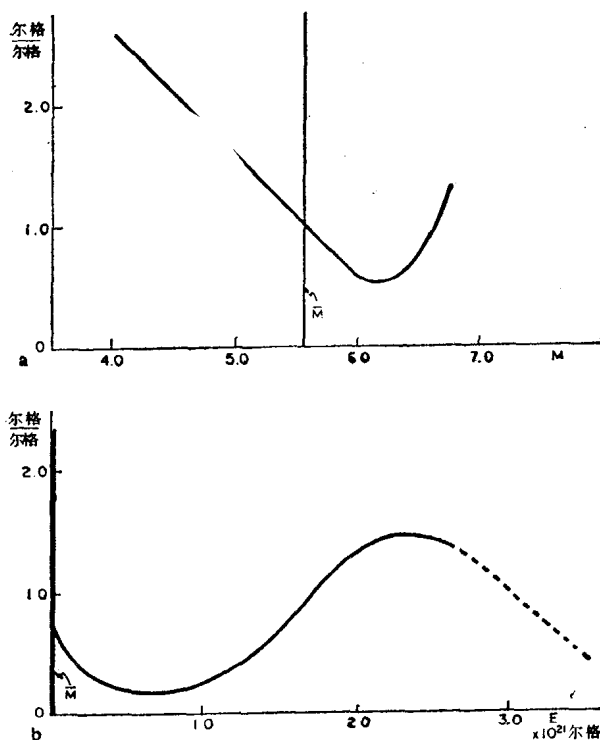


图5 南美深源地震能量释放率（500公里以下）在6.5级以上有一个峰值  
传统的震级频度图 (a) 导致平均震级估计值至少比给出单位能量区间释放能量的谱 (b) 小一个数量级