

根据长期树木年轮记录再现美国大平原的干旱

C. W. 斯托顿 D. M. 麦克

1、引言 近百年内，美国大平原普遍发生的几次干旱造成农业崩溃，引起经济危机。其中十九世纪 90 年代、二十世纪 30 年代和 50 年代的干旱最引人注目。严重干旱重现的经验概率对研究水资源和农业生产规划很有意义。但目前的降水资料不能描绘十九世纪以前的干旱史。近来的研究证明了利用树木年轮资料延长区域干旱历史的实用性。这些研究仅是个别州的干旱，范围较小。大范围的，斯托克顿和麦克（1975）曾用美国西部的树木年轮再现了密西西比河以西地区的干旱空间分布型。再现表明，此区域的干旱具有 22 年周期（米切尔等，1979）。然而，这只是山区年轮与平原干旱的遥相关，用在

整个大平原上是不够的。

1980、1981 年夏我们在大平原西侧采到新的样本。本文应用这些最新的和他人提供的大平原的年轮资料，再现出二十世纪 30 年代和 50 年代的干旱，并证明 22 年干旱周期的存在。

2、资料 四个区域树木年轮采集点见图 1。

年轮资料以指数形式表示。为消除树龄的影响，把年轮宽度作了标准化处理，滤掉生长趋势，提取气候趋势信息。滤除趋势项采用的拟合函数随采样环境而不同。文中 A 区用三次曲线，C 区和 D 区用指数递减规律，B 区同时采用了多项式和指数形式。

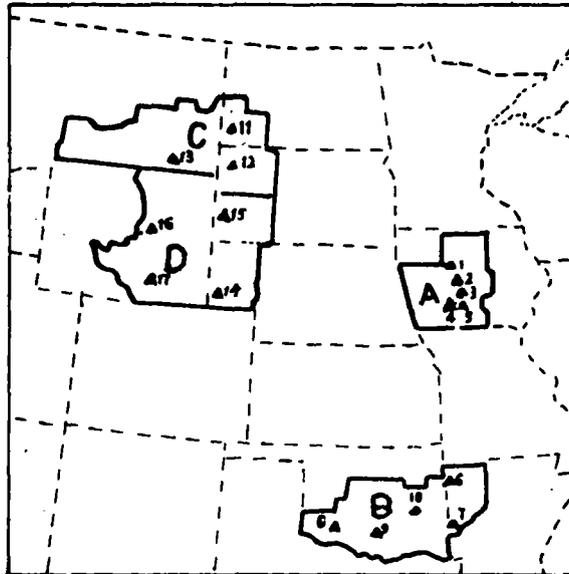


图 1 研究区域与树木年轮采样点

气候资料包括各测站的月降水和气温。1931—1978年部分资料由Asheville, N. C. 的国际气候中心得到。区域序列由各区平均资料得出。

3、度量干旱的年轮指数 树木年轮指数反映了年轮形成过程中多种气候要素与生物学变量共同的影响。1933—1977年年轮指数与当地气候有关，文中年轮指数与月平均气温、月降水量的偏相关系数见图2。

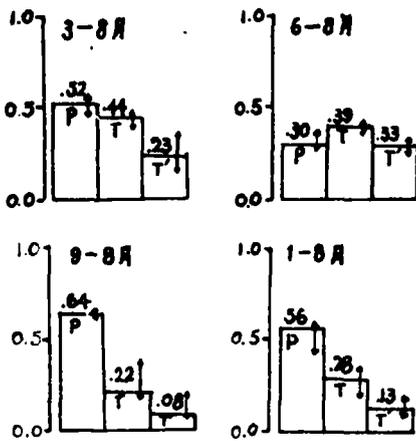


图2 年轮与温度、降水的偏相关系数

各组小长方形中，左侧为滤去过去生长量的影响后年轮指数与降水的偏相关系数，中间为年轮指数与温度的偏相关系数，右侧是除去过去生长量与降水二者的影响时年轮指数与温度的关系。

计算第一步为年轮指数 X_t 与区域降水(温度) Y_t 间的偏相关系数，并消除“过去生长量 X_{t-1} ”的影响。第二步计算 X_t 与温度的相关系数，其中消除了“过去生长”和降水共同影响。

在以月份组的气候资料中，前一年9月至次年8月为整年的降水与年轮指数相关最好，并随日数减少各组相关程度降低。年温度(9—8月)与年轮指数相关甚微，但夏季温度(7—8月)比同期降水相关程

度高。这很可能是潜在蒸散量(PE)对夏季树木水份平衡影响日益重要的缘故。

4、再现 a、方法 利用多元线性回归将1933—77年逐年(9—8月)降水资料对年轮指数序列进行了校订。

首先着重在单个采群中估计局部降水的影响，再以局部降水估计区域降水。第一阶段回归模式中，区域降水量 Y_t 为 t 年预报量，当年年轮指数 X_t 为预报因子，模式如下：

$$y_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + a_2 x_t + a_3 x_{t+1} + e_t \quad (1)$$

式中 a_0, a_1, a_2, a_3 为回归系数， e_t 为残差。

(1)式中系数用逐步回归估计(德雷珀(Draper)与史密斯(Smith), 1966)，并得降水方程：

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_{t-1} + \hat{a}_2 x_t + \hat{a}_3 x_{t+1} \quad (2)$$

(2)式相当于年轮指数的时间过滤器，试图用来弥补个别年轮中异常气候的影响(斯托克顿, 1975年)。“^”表示估计值。

计算给出了十七个年轮采集点的回归方程和方差比：

$$R^2 = \left[\sum_{t=1}^N (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \right] / \left[\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 \right] \quad (3)$$

其中 N 为样本容量(45年)， y 为 y_t 在1933—77的样本平均值， R^2 为方差比，它是对反映局地或某区域降水信息强度的一种度量。尽管有的序列信息弱，但四个区中采样却提供很强的信息。各区由最佳序列得出的方差百分率为44%—54%。

将长期树木年轮指数代入回归方程，重建局地降水序列，这是单个采样的再现。

再现的第二阶段由单个序列得出区域降水最小面积估计值。以某个区单个采样点重建序列为背景，对1933—77年区域降水区进行回归分析，模式如下：

$$z_t = b_0 + b_1 \hat{y}_{1,t} + b_2 \hat{y}_{2,t} + \dots + b_m \hat{y}_{m,t} + e_t \quad (5)$$

这里 $\hat{y}_{i,t}$ 为从(2)式中得到的第 i 个采样的

重建序列。逐步引进预报因子直到满足 R^2 水平，并使最后的方程至少含有三个预报因子。系数估计值服从再现方程：

$$\hat{z}_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \hat{y}_{1,t} + \hat{b}_2 \hat{y}_{2,t} + \dots + \hat{b}_m \hat{y}_{m,t} \quad (6)$$

(6) 式中回归系数大小表示不同年轮采样对区域再现的相对重要程度。这些系数有赖于预报因子的方差，为便于比较，给出系数标准化形式：

$$\hat{b}_i' = s_y / s_z \hat{b}_i$$

式中 b_i 为从(6)式中得出的第 i 个因子的回归系数， b_i' 为标准化后的系数， s_y 、 s_z 分别为区域降水 z_t 的样本标准差以及第 i 个单点采样重建 $\hat{y}_{i,t}$ 序列标准差。第三个引进的预报因子系数小，且 R^2 变化小，说明第三个采样点对再现 A 区和 B 区序列的精确性贡献不大。

把区域降水的单个采样的重建序列代进区域回归方程中可得到区域降水的长期再现序列。

b、区域重建序列的精度 时间序列图(图3略)表明，再现区域降水和实测一致。都在平均值上下摆动。1933—77年校订期间的方差比为0.44—0.56，以百分率表示的转换到校订期重建序列的标准差由D区到B区为10%—13%。分析10年最干和最湿期指出，湿年标准差比干年高3%以上，这也许由于树木生长对超过适宜降水的那部分敏感性下降的原因。

对于校订期以前的年份，重建序列分别被选择站的降水序列证实。实测与再现序列的相关系数表示于图4。校订期与更早年序列相关太小，已被采用做为一种证据不足证明。事实上没有一个区域相关系数下降超过0.04，因此校订期的方差比 R^2 可以度量长期序列的精确性。

改变样本容量可使校定期的统计量发生变化。当样本容量很小时，年轮指数中非气候噪音变得相当大。我们以三个采样点估计这一影响，方法为：①用延长到十八世纪初的髓心重新计算年轮指数；②把新的指数代

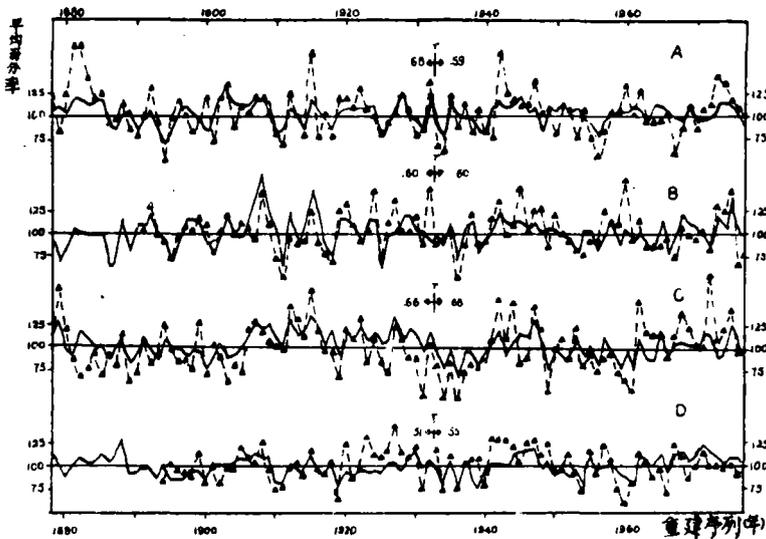


图4 采样点实测降水序列(断线)与区域再现降水序列(实线)
(相关系数由1933—1977年及其更早年相关统计给出)

入单个采样的回归方程；③比较1933—77年期间重建序列中大样本与小样本的方差比 R^2 。下面列出 R^2 的值，括号内为样本容量数。

俄克拉荷马州	Arbuckles	0.54 (28)	0.22 (5)
北达科他州	Buming Cool Uein	0.45 (20)	0.47 (10)
南达科他州	Guster	0.45 (38)	0.38 (13)

校定期间Arbuckles采样点样本容量相差最大； R^2 值也显著不同，另外两个采集点样本容量影响较小。因此，后文中一般分析到1700年，B区分析到1750年。

5、再现的讨论 区域再现突出地表明干旱和不旱年具有集中发生的特点，以干旱区数概括看得更清楚（图5）。早年明显地集中在十八世纪50年代后期和十九世纪60年代。其连年发生的干旱即使二十世纪30年代也难以相比。其中每世纪仅出现一、二次，延续十年或十年以上的非干期最显著的出现在1825—1838年，紧接在极旱的十九世纪20年代初之后。

图6（略）给出了四个区平均的大范围干旱史。前面提到的现象在平均序列中也很明显，序列中似乎存在大于40年的长波振动。干—湿—干期的交替与持续始于十九世纪90年代后期，结束在二十世纪40年代末前

后，与十九世纪20年代前期到十九世纪60年代中期的序列相似。

二十世纪30年代由于1934、1936、1939年干旱的强度，故其平均重建序列与实测情况有所区别。然而，经数年平均后，二十世纪30年代的干旱不象十八世纪50年代、十九世纪20年代、60年代那样严重。注意到再现1933—77年期间严重干旱比实际弱，所以说再现往往趋向于保守。1936、1939、1934年分别为278年中的三级、四级、七级干旱。但在三年移动平均中，因1935年（相对不旱年）的平滑作用，使得二十世纪30年代并不表现为五个干旱高峰之最。干旱强度与持续性叠加后，历史上主要干旱基本上集中在十八世纪50年代后期，十九世纪20年代初、60年代初、90年代中期和二十世纪30年代中期。超过干旱强度的经验概率表示于图7中。图7表明，二十世纪30年代最严重干旱概率占2%，50年代占5%。10年移动平均，二十世纪30年代干旱概率超过5%，50年代超过12%。但仅仅以概率推断未来是冒险的，特别考虑到早年发生的集中性，一旦进入干旱“体系”（“regime”），给定年的干旱概率可能比简单的经验概率表示的更严重。

6、重建序列的谱特征 用谱和交叉谱检查重建序列的谱特征。本文用自相关、互相关函数的付立叶变换估计其特征，利用詹

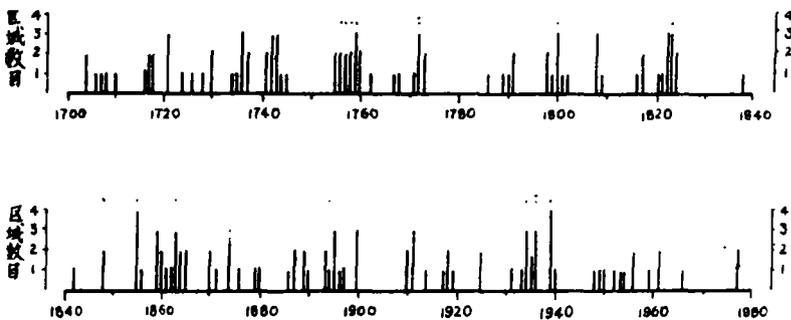


图5 1700—1977年再现中的干旱区域数

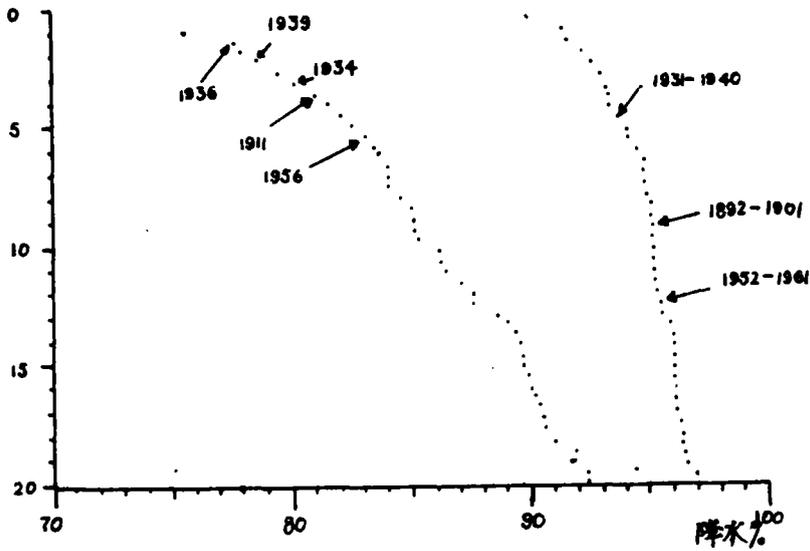


图7 各不同置信水平下的经验概率

(曲线由再现的四个区域平均序列得出,左侧为各年的曲线,右侧为10年滑动平均曲线。并注明了近百年的严重干旱)

金斯 (Jenkins) 与瓦茨 (Watts) 1968年的帕森 (Parzen) 富和“封闭窗” (“Window Closing”) 函数程序及社会科学统计程序 (spss) 完成计算。样本谱由一级自回归零假设估计。

a、频率特征曲线 干旱周期由重建序列推断。图8 (略) 给出了各个区域的谱密度曲线与实测降水曲线,两者明显一致。分析84—100年长度序列,除B区外,实测谱特征都由再现中类似地反映出。

描述实测与再现序列关系的相关谱图表明,二十年左右的波长带在各区中显著相关 (显著水平95%)。B区与D区在相当长的波长处存在低相关谱,D区可能因在交叉谱分析中较强地依赖于部分站的降水序列,而B区显然是由于俄克拉荷马序列中长波信息弱的原因。

b、长期再现中的周期 图9为1750—1977年平均再现序列的谱密度曲线。图中17年峰值达百分之90显著水平。1700—1977

年再现的峰谱为19年,改变波谱窗变化也不大,峰谱波长是16—19年。

图9还给出了四个区域重建序列中极端年复合序列的谱密度,得到用平均序列代表大平原干旱发生的更准确的表示。

各区再现的谱密度 (图10略) 表明,对平均序列峰值的贡献主要是A区和B区。依阿华州 (A) 显著峰值是23年 (置信水平90%),它在封闭窗下相当稳定,峰距22.0—23.2年。俄克拉荷马州 (B) 显著峰值是17年,相应范围16—22.7年。

西部两个州 (C与D) 谱密度的显著峰值中心为58年 (95%)。改变滞后窗 (Lag-Window), 峰值范围为58—66年。这种长波在时间序列图中反映明显,且C、D两个区波长变化在时间上恰好一致。因为C区和D区的重建序列是从两个完全独立的年轮资料中得到的,这就使人联想到大尺度的影响。

平均再现88年子序列 (* 把1714—1977

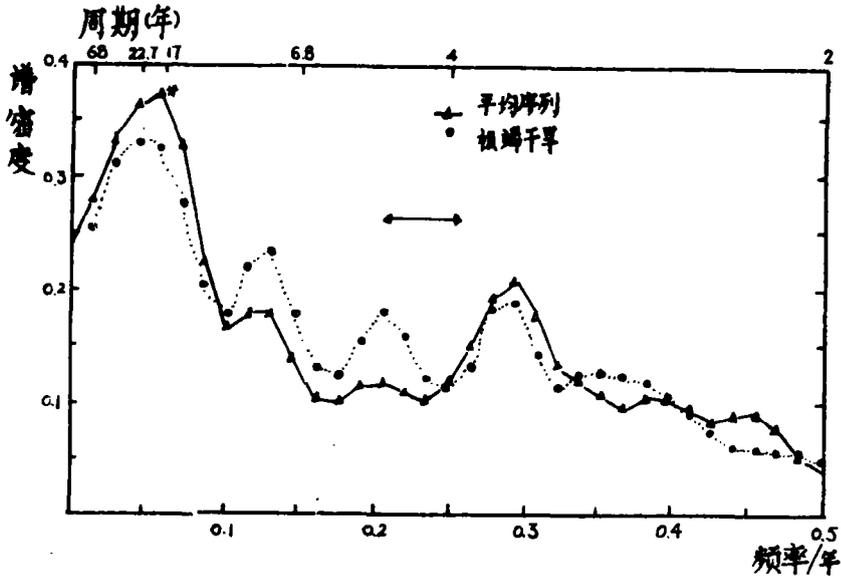


图9 1750—1977年平均再现序列与复合序列的谱密度函数

(•表示显著水平达90%)

年以88划分)的谱分析表明,谱密度并非均匀地表示长记录的所有部分。从图11可见,在1714—1801年中14.7年的显著峰值达95%置信水平,1890—1977年峰值区为22—29年,1892—1889年峰值为58年,但显著水平都未达到90%。

样本长度对88年子序列当然太短,因此在讨论异常峰值频率时必须考虑一定的频带宽度。下面是88年子序列中的22年周期。

①1890—1977年,三个区各有一峰谱,但只有D区峰值达95%显著水平。

②1801—1889年除B区外都不存在达90%显著水平的周期。

③1714—1801年各个区都不存在22年周期。

7、结论 再现表明,同时考虑干旱程度、范围、持续时间时,二十世纪30年代、50年代的干旱至少在干旱程度上与十八世纪50年代中后期、十九世纪20年代初中期、50年代中期到60年代后期及90年代相当。

尽管二十世纪30年代因三个极旱年(1934、

1936、1939年)而著名,还是不如3—10年条件平均期间的1860年、1757年干旱中心那样严重。1936年划为278年中第三个最旱年,并给出了再现的误差范围。纵观历史各个年代可见,超过二十世纪30年代的干旱仅占5%,超过二十世纪50年代的占12%。

周期性研究揭示出四个区平均的干旱是有韵律的,具有平均19年的周期。但这个周期既不是所有区域的,也不是某一个区域所有时段的特征。谱分析表明,经统计检验各区域长期再现中的显著周期(置信水平90%以上)为:

蒙大拿州东南部	58年
怀俄明州东部	58年
依阿华州	22年
俄克拉荷马州	17年

依阿华和俄克拉荷马州对平均序列中19年周期贡献最大。88年子序列的分析表明,1714—1801年蒙大拿和怀俄明州存在14—15年周期。22年干旱韵律在近88年(1890—1977年)最清楚,在1801—1889年已不很

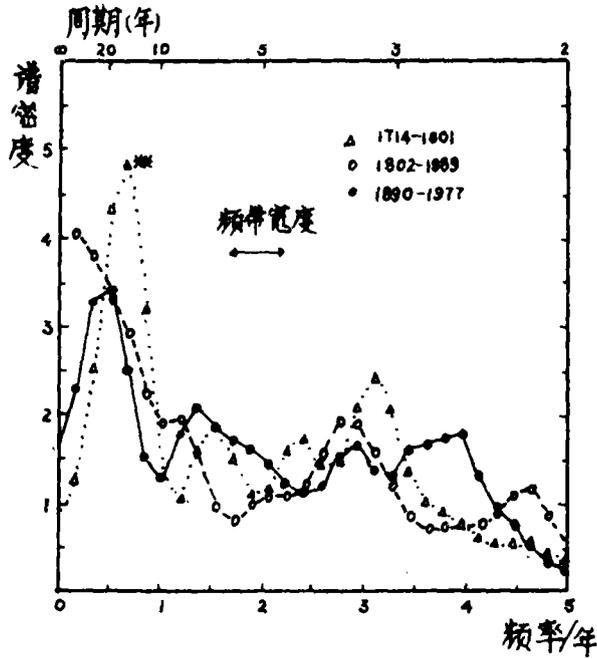


图 11 各子序列区域平均再现的谱密度
(“.”表示置信水平达95%)

明显，1714——1801年则一点也不清楚。

以上的结果有助于干旱的预测。首先假定大平原地区存在22年干旱重现期，其次是周期长度，给出15——25年的变化范围。另外，一个地方的干旱韵律不能推广到所有地区，蒙大拿州东南部和怀俄明州东部干旱主要特征是序列中58年的长波变化，其它两个州没有这样的周期特征。最后，这些论点基于22年周期应用于局地干旱预测可能会遇到某些困难。因为22年周期不排斥太阳活动与干旱的可能联系，尤其是太阳活动本身的长

期变化。然而，无论太阳活动的结果怎样影响干旱，它还是常常被当地其它因素所掩盖。因此，以相当大的尺度研究干旱重现性，寻找干旱与太阳活动之间的联系也许更有意义，另外，新近采集的年轮资料与目前的方法用于大范围干旱史的研究将更准确。我们希望在近期以准确的资料考查这种关系。

任谨、朱晓葵译自《Journal of Climate and Applied Meteorology》，
22卷第一期（1983年）