

# 附录 1

---

## 不确定性分析的概念基础

## 联合主席、编者和专家

不确定性估算和清单质量的跨领域方法专家会议

联合主席

Taka Hiraishi(日本)

Buruhani Nyenzi(坦桑尼亚)

评审编辑

Richard Odingo(肯尼亚)

**专家组：不确定性分析的概念基础**

联合主席

Ian Galbally(澳大利亚)和 Newton Paciornik(巴西)

背景报告作者

Ian Galbally(澳大利亚), Newton Paciornik(巴西)和 Milos Tichy(捷克共和国)

参加人员

Wiley Barbour(美国), Leandro Buendia(IPCC 国家温室气体清单项目技术支持小组), Franck Jacobs(安提瓜), Naoki Matsuo(日本), Richard Odingo(肯尼亚), Daniela Romano(意大利)和 Milos Tichy(捷克共和国)

## 目 录

## 附录 1 不确定性分析的概念基础

A1.1 引言.....	A1.5
A1.2 统计学概念.....	A1.5
A1.2.1 表述不确定性.....	A1.5
A1.2.2 单个样本、平均值和置信区间.....	A1.6
A1.2.3 选择不确定性的适当度量.....	A1.6
A1.2.4 概率函数.....	A1.7
A1.2.5 选择概率密度函数的优良作法指南.....	A1.8
A1.2.6 不确定性分析的特征概率密度函数.....	A1.9
A1.3 清单不确定性的来源.....	A1.9
A1.4 清单不确定性的评估、记录和传播.....	A1.10
A1.4.1 输入资料中不确定性的确定和记录.....	A1.10
A1.4.2 代表性取样、算法和协方差.....	A1.12
A1.4.3 不确定性的传播.....	A1.15
A1.4.4 整个清单中不确定性的传播.....	A1.17
A1.4.5 协方差和自相关.....	A1.17
A1.4.6 清单分量中不确定性的系统汇编.....	A1.18
A1.5 应用.....	A1.18
A1.5.1 清单中逐年差异和趋势的显著性.....	A1.18
A1.5.2 各种方法的拼接.....	A1.20
A1.5.3 敏感性分析和确立国家清单研究优先领域.....	A1.21
A1.6 研究需求.....	A1.21
参考文献.....	A1.22

**图**

图 A1.1 关于资料代表性的行动流程图和决策树..... A1.13

**表**

表 A1.1 1990 年国家废弃物填埋量估算..... A1.7

# 附录 1 不确定性分析的概念基础

## A1.1 引言

需要一种结构性途径来发展估算清单不确定性的方法学。需求包括：

- 确定清单中各单项不确定性的方法；
- 累积整个清单中各单项不确定性的方法；
- 通过考虑不确定性信息来确定清单逐年差异和长期趋势显著性的方法；
- 了解这些信息的可能利用，包括识别需要进一步研究和观测的领域以及量化国家温室气体清单的逐年和长期变化；
- 了解可能存在的其它不确定性，例如那些由于不正确的定义(不能通过统计平均来处理)而引起的不确定性。

该附录是关于本报告讨论温室气体清单不确定性时使用的概念基础。在本附录的结尾讨论了需要进一步研究的有关清单不确定性的一些问题。

## A1.2 统计学概念

一些基本的统计学概念和术语对于了解温室气体清单的不确定性至关重要。这些术语具有普通的语言含义、统计学文献中的特定含义以及在某些情况下与清单不确定性相关的其它特定含义。对于定义，读者可参照附录 3 的词汇表、联合国气候变化框架公约附属科技咨询机构的定义(SBSTA-UNFCCC, 1999)以及国际标准组织的不确定性指南(ISO, 1993)。

估算温室气体清单不确定性的过程基于所关注变量(输入量)的某些特性，因为是根据这些变量的相应数据集进行估算的。理想的信息包括：

数据集的算术平均(平均值)；

数据集的标准偏差(方差的平方根)；

平均值的标准偏差(平均值的标准误差)；

数据的概率分布；

该输入量与清单计算所使用的其它输入量之间的协方差。

### A1.2.1 表述不确定性

不确定性分析的一个重要方面是表述与单独估算或整个清单相关的不确定性的方法。《1996 年 IPCC 国家温室气体清单指南修订本》(《IPCC 指南》)指出：“如果具有充足的信息能够确定常规统计分析的基本概率分布，就应该计算 95%的置信区间作为范围的定义。利用经典分析(Robinson, 1989)或蒙特卡罗技术(Eggleston, 1993)可以估算不确定性范围。否则，将必须由国家专家来评估范围。”

这一陈述表明：置信区间是由估算量的累积分布函数的 2.5%和 97.5%所定义的置信界限来指示的。以另一种方式，清单中一个不确定量的范围应该被表述为：(1)估算量的实际值位于由置信界限所定义区间内的概率为 95%；

(2)实际值高于或低于该范围的可能性是相同的。

## A1.2.2 单个样本、平均值和置信区间

汇编清单不确定性的一个关键问题是数据集的标准偏差与样本平均的标准偏差之间的差异。根据不同情况，与所分析信息(排放速率、活动数据或排放因子)相关的不确定性，可能是样本总体的标准偏差或者是样本平均的标准偏差(ISO 1993)。

平均值的标准偏差，又被称为平均值的标准误差，是样本数据集的标准偏差除以数据点数的平方根。数据集的标准偏差和方差并不随观测数量发生系统变化，但是平均值的标准偏差随着观测数量的增加而减少。在相当多的统计学和物理学文献中，平均值的标准偏差被称为平均值的标准误差。但是对于这个统计量，国际标准组织(ISO, 1993)推荐使用术语“平均值的标准偏差”。

使用标准偏差估算置信区间的界限(在此情况下为 95%置信区间)直接取决于数据集的概率分布或选来代表数据集的概率函数。对于某些概率分布，包括后面将要讨论的那些概率分布，存在把标准偏差与需要的置信区间联系起来的分析关系。附录 3(词汇表)和 ISO(1993)中给出了一些例子。通常，假定所考虑的变量为正态分布，在这种情况下，置信界限相对于平均值是对称的。对于 95%的置信区间，置信界限近似为该变量的 2 个标准偏差(在平均值上、下)。

在许多情形下，清单输入变量的不确定性量化可能要涉及与专家判断相结合的少量数据分析。由于这个原因，评审小数据集的信息内容十分必要。已经进行了许多关于少量观测数据集所包含的不确定性信息量的有用研究(Manly, 1997; Cullen 和 Frey, 1999)。检验项是标准偏差估算的 95%置信区间。这是在标准偏差估算中的不确定性：本质上，不同观测数据集的标准偏差可能会发生变化，尽管这些观测数据集都是对于同一个量进行测量而得到的。Cullen 和 Frey(1999)已经提供了数据，根据这些数据可以推导出一个正态分布变量的标准偏差的 95%置信区间界限，其中用来计算标准偏差的样本是某一特定数量的观测结果。为了重复确定标准偏差，95%置信区间的界限为：

- 7 个观测：0.64 和 2.2 乘以根据大量观测估算的标准偏差；
- 20 个观测：0.76 和 1.5 乘以根据大量观测估算的标准偏差；
- 100 个观测：0.88 和 1.2 乘以根据大量观测估算的标准偏差。

对于非正态分布，可以使用自助法(Manly, 1997)对合成数据样本的置信区间估算的不确定性进行类似分析，得到和上面类似的结果。这些计算着重强调了需要大量观测以精确估算任何量的方差、标准偏差和平均值的标准误差。本质上，根据少量观测通过方差(和一个假定的概率分布)估算的置信区间具有与观测相关的不确定性，并且在这些情形下，更多的观测可能增加或者减小这些计算出的不确定性界限。最终，大量观测将减小标准偏差的不确定性界限。

## A1.2.3 选择不确定性的适当度量

下面是两个假设的例子，说明选择平均值的标准误差和数据集的标准偏差作为适当的不确定性。

在第一个例子中，已经在 9 种特别情形下测量了来自热带大草原生物量燃烧的一种温室气体的排放因子，其数值在 0 和  $6 \cdot 10^{-3}$  千克/千克(单位生物质燃烧量的排放量)之间变化，该数据集的算术平均和标准偏差分别为  $2 \cdot 10^{-3}$  千克/千克和  $1 \cdot 10^{-3}$  千克/千克，有时候写成  $2 \pm 1 \cdot 10^{-3}$  千克/千克。在 IPCC 清单算法中，如果那一年使用的排放因子是算术平均，那么适当的清单不确定性就必须以平均值的标准误差为基础，即为  $1 \cdot 10^{-3} / \sqrt{9}$  千克/千克或者  $3.3 \cdot 10^{-4}$  千克/千克，它比标准偏差小三倍。平均值和 95%置信区间则为  $2 \pm 0.7 \cdot 10^{-3}$  千克/千克。

第二个例子涉及清单的一个分量，已经对该分量在某一特定年份进行了多种情形下的单独估算。在清单审计期间，这种重新计算的发生是约定方法论变化的结果或出现新数据的结果。在此情形下，它是适当样本集的标准偏差，而不是平均值的标准偏差。

利用表 A1.1 给出的国家废弃物填埋估算数据集可以对这一点进行说明。为了计算来自废弃物的温室气体排放，需要相关的活动数据。

我们注意到平均值和基于 6 种估算平均值的标准误差的 95%置信区间为  $14,958 \pm 3,107$ 。然而，在这种情形下，如果要使用 1996 年的清单估算，则只有一个估算值，适当的清单不确定性可以根据数据集的标准偏差来计算。

特别是，如果只根据表 A1.1 的数据，那么与 1996 年估算值相关的 95%置信区间应该是两个标准差，即  $12,840 \pm 7,610$ 。由于只有一种估算，因此需要重新对数据进行评估。这种情况的发生是因为 1996 年的估算值不是许多独立估算的平均值。

选择不确定性的适当测量取决于分析的背景。如果每个清单时期只能获得一个数据点，那么不确定性范围应该基于总体的概率密度函数，假如这一函数已知或者可以根据其它来源推导出来。作为清单专家评审过程的一部分，应该对这些选择进行评审。

来源和估算年份	填埋量(千公吨)
技术委员会, 1991	12,274
顾问, 1994	11,524
国家清单, 1994	14,663
国家清单修订, 1995	16,448
国家清单修订, 1996	12,840
研究评论, 1995	22,000
<b>平均</b>	<b>14,958</b>
<b>标准偏差</b>	<b>3,883</b>

## A1.2.4 概率函数

当对一个清单的输入量进行多次确定时，可以获得一系列具有变率的数据。问题是如何以一种简洁的方法来表示这种变率。一种途径是确定下述简要统计量(ISO, 1993; Cullen 和 Frey, 1999):

- 算术平均;
- 方差;
- 斜度(分布的不对称);
- 峰度(分布的峰值)。

可是，当根据频率(95%置信界限)确定输入资料的不确定性界限时，需要有关数据集及其简要统计量的额外信息。这些额外信息可通过把数据表示为累积概率分布或概率密度分布来获得(ISO, 1993; Cullen 和 Frey, 1999)。第

6 章“不确定性的量化”采用了这种方法，经验累积分布提供了百分点和数据之间的一种关系<sup>1</sup>。某一个百分点是数据集的数值小于或等于输入量的某一特定值的百分比。

对于后面计算复杂系统误差传播的任务(使用分析或计算方法)，经验概率分布不实用。通常方法是用分析函数来代替经验分布，这里的分析函数是指累积分布函数(CDF)或概率密度函数(PDF)，PDF 是 CDF 的第一级导数。事实上，这些函数是不确定性过程模式的第一分量。此外，它们仅仅是对真实数据的一种近似。这些概率函数对于不确定性分析的两个方面很必要，即需要这些函数用于不确定性的传播以及确定所考虑量的置信区间。

从统计学文献中可以获得许多概率函数，它们通常表示物质世界的特定情形。这些函数的例子及其所表示的情形是：

- 正态分布：人类身高；
- 对数正态分布：环境中化学品的浓度。

这些函数也可以节略的形式来代表在数据可能范围内存在已知物理界限的情形。

其它分布可用来表示过程信息的缺乏。例如：

- 均匀分布：在给定范围内的所有值都具有相同的概率；
- 三角分布：指定上、下限以及在此范围内的首选值。

问题是识别出最适合于一个数据集的函数非常困难。一种方法是使用斜度和峰度的平方来定义适合于数据的函数形式(Cullen 和 Frey, 1999)，然后通过最小二乘法拟合或其它方法使函数适合于数据集。可以利用检验来评估适合度，包括  $\chi^2$  检验和其它检验(Cullen 和 Frey, 1999)。在许多情况下，在给定的概率界限内，几种函数都能令人满意地适合于数据集。这些不同的函数在很少或没有数据限制的极值处可能具有非常不同的分布，选择一种函数而不是另一种函数可能会系统地改变不确定性分析的结果。Cullen 和 Frey(1999)重申了在这些情况下以前作者的建议，即必须了解控制概率函数选择的基本物理过程。根据这些物理知识，检验可以提供有关函数是否令人满意地适合于数据的指导。

## A1.2.5 选择概率密度函数的优良作法指南

正如前面所阐述的，排放清单可比性、一致性和透明性的标准可以得到最大限度地满足，如果：

- 使用最低数量的概率函数；
- 这些概率函数众所周知，基础良好。

这样的概率函数即为缺省的概率函数。

准确的标准也可以得到满足，如果：

- 缺省的概率函数能够很好地适合于数据；
- 在缺省的概率函数不能很好地适合于数据或者具有令人信服的科学证据表明应使用另一种概率函数的情况下，使用更适当的概率函数。

下面，《优良作法指南》描述了清单机构应该如何满足这些标准：

---

<sup>1</sup>关于数据集及其表示为经验累积概率分布的关键点是无法获得小于  $50/n$  或大于  $(100-50/n)$ (这里的  $n$  是观测的数量)百分点概率的可能值信息。事实上，末端的概率数据非常不确定。

- (1) 当可以获得经验数据时，第一选择应该是假定数据为正态分布(如果负值是不真实的，要以完整的或截尾函数形式来避免负值)，除非数据的散点图表明另一种分布更好；
- (2) 当可以利用专家判断时，采用的分布函数应该是正态分布或如(1)中的对数正态分布，并用附录 3 中描述的均匀分布或三角分布进行补充；

只有当存在令人信服的理由(根据经验观测或具有理论依据的专家判断)时，才使用其它分布。

## A1.2.6 不确定性分析的特征概率密度函数

与国家温室气体清单中变量的不确定性量化及其累计相关的 PDF 特征是：

- PDF 的数学形式；
- 确定 PDF 所需的输入参数；
- 确定 PDF 的这些参数与所描述量的可用数据之间的关系；
- 根据用来确定 PDF 参数的数据集计算出的平均值、方差和平均值的标准误差。

在选择输入值和 PDF 时，清单汇编者必须区分以下情况：适当的不确定性是数据集的标准偏差或置信区间，或者适当的不确定性是平均值的标准误差。

如前所述，选择错误的估算不确定性的方法将会导致错误的结果。

## A1.3 清单不确定性的来源

不确定性的一些来源可以通过统计平均来处理，另外一些来源则超出了统计学的范围（ISO，1993）。

清单的不确定性至少来源于三种不同的过程：

- 来自定义的不确定性(例如意义不完整、不清楚，或者错误定义了一种排放或吸收)；
- 来自产生排放或吸收过程的自然变率的不确定性；
- 来自对过程或量的评估结果的不确定性，依据所使用的方法，包括(1)来自测量的不确定性；(2)来自取样的不确定性；(3)来自未被完整描述的参考数据的不确定性；(4)来自专家判断的不确定性。

由不良定义引起的不确定性与源类别的完整性及其归属有关，应该在进行不确定性分析之前尽早地消除。

由自然变率引起的不确定性是排放过程所固有的，可以通过对代表性数据进行统计分析来处理。

由不完善测量引起的不确定性包括：

- 在测量、记录和传输数据方面的个人偏差；

- 有限的仪器分辨率或识别阈值；
- 不正确的测量标准或参考材料；
- 从外部来源获得的并用于数据处理的不正确的常数或其它参数(例如来自《IPCC 指南》的缺省值)；
- 测量方法和估算程序中包含的近似和假设；
- 对排放或吸收或明显处于相同条件下的相关量的重复观测的变化。

尽管连续的排放测量能够减少总体不确定性，但它通常对于温室气体排放评估的应用很有限。更经常使用的是周期性和随机性取样，因而引入更多的不确定性，例如：

- *随机取样误差*：这种不确定性与有限样本大小的随机样本的数据相关，通常取决于(选取该样本的)总体方差及样本自身的大小(资料点的数量)；
- *缺乏代表性*：这种不确定性与可用数据的条件和真实世界排放或活动的条件之间缺乏完整的对应相关。例如，排放数据可能是在发电厂满负荷运转而不涉及启动或负荷变化的情形下获得的。在这种情形下，数据只与期望得到的排放估算部分地相关。

根据定义，由专家判断引起的不确定性不能通过统计平均来处理，因为仅在经验数据稀少或无法获得的情况下才应用专家判断。可是，如果根据这里和第 6 章“不确定性的量化”所概述的实际程序来处理专家判断的话，就可以利用统计程序把专家判断与用于分析的经验数据结合起来。

为了评估清单的不确定性，必须考虑上述不确定性的所有来源。

国际标准组织(ISO, 1993)强调：对于“自然物质”，由取样及获得代表性样本的需求引起的不确定性可能超过由测量技术引起的不确定性。取样问题涉及到对清单不确定性的评估；获得代表性取样的成功或失败则直接影响清单的不确定性。确定清单不确定性的问题混合了误差分析中的统计问题以及把统计学和清单概念与真实世界发生事件相匹配的问题。

## A1.4 清单不确定性的评估、记录和传播

### A1.4.1 输入资料中不确定性的确定和记录

作为清单输入资料的每个物理量的测量都存在一些相关的不确定性。在一些精选的例子中，诸如分子重量比，其不确定性可以忽略不计；但在几乎所有其它情况下，都需要对不确定性进行评估。

有几个基本原则可以指导估算清单输入不确定性的*优良作法*。理想的情形是：输入量有几百个测量数据，可以通过经典统计方法估算置信区间。然而，在大多数情况下，只能获得少量数据或完全没有数据。四种类型的信息能以不同程度处理特定的情况，它们是：

- 可以获得的输入量的测量数据；
- 有关输入量极值的信息；
- 有关控制输入量及其方差的基本过程的信息；

- 专家判断。

有关输入资料不确定性信息的收集和记录对于不确定性分析的成功和透明度至关重要。框 A1.1 列出了一个详尽透明的不确定性分析所需要的信息，这与*优良作法*是一致的。在真实条件下，不可能获得所有的信息，因此可能需要专家判断。

<b>框 A1.1</b>	
<b>对国家温室气体清单每个输入量进行透明的不确定性分析所需要的信息</b>	
(1)	输入量的名称；
(2)	单位；
(3)	对该输入量所代表的空间、时间和系统范围的描述；
(4)	量的输入值；
(5)	详细说明该输入值是一系列数据的平均值还是一个单独的观测值；
(6)	详细说明所需要的不确定性是样本平均的标准偏差还是总体的标准偏差；
(7)	可以获得的输入量的样本大小或估算值数量；
(8)	对样本平均标准偏差的估算或对总体标准偏差的估算；
(9)	根据对影响输入量的控制因子和过程的知识所估算的方差；
(10)	基于科学分析和专家判断的输入量数值的上、下限；
(11)	首选的概率密度函数；
(12)	确定概率密度函数的输入参数；
(13)	对不确定性的基础或原因的简明解释；
(14)	与专家判断来源及此表中所用数据有关的参考资料；
(15)	不确定性分析的同行评审文件。

### A1.4.1.1 专家判断

当不太可能获得可靠数据或者现有的清单数据缺乏足够的统计信息时，必须引出专家关于输入数据本质和特性的判断。专家可能不愿意提供关于数据质量和不确定性的定量信息，相反更愿意提供不确定性或其它定性输入的相对水平。第 6 章“不确定性的量化”讨论的引出协议可能有助于克服这些顾虑。并且，如果必要的话，应该让专家知道：在缺乏专家判断时，可以应用 IPCC 缺省的不确定性范围。

如果专家判断考虑了所有可以获得的数据，包括对被检测输入量具有专门知识或经验的人的合理意见，并且如果专家判断已形成文件，这些文件可以清楚地解释专家判断以满足外界的详细审查，那么利用专家判断进行不确定性的定量估算是可以接受的(Cullen 和 Frey, 1999)。通过专家判断或其它方式进行不确定性估算的关键要求是考虑所有可能的不确定性来源。

通常，只有少量的观测数据被用来确定清单的输入数据，因此在很大程度上必须依赖于专家判断。应该认识到：清单不确定性定量分析的结果最多只是提供了对清单不确定性的一种估算，而且这些置信区间本身也存在很大的不确定性。

## A1.4.2 代表性取样、算法和协方差

代表性取样的问题与构建适当算法来估算排放的问题紧密联系。代表性取样问题的提出是因为清单必须包括国家边界内以及清单时期所有的排放(或吸收)。然而,测量结果受到时间和空间的限制。不同活动的排放按照活动数据与相关排放因子的乘积来计算,这些变量的数据必须对所考虑的空间和时间范围内的真实世界具有代表性。如果一个排放因子是根据与不同类型的过程或产品相关的所有排放因子的加权平均来计算的,其中权重是不同生产/产品占总量的百分比,则认为该排放因子具有代表性。如果活动数据包括了考虑时期内的所有活动,则认为该活动数据具有代表性。在许多情况下,无法获得某一地区或某一特定过程的活动数据和排放因子,因而需要利用在不同地区或根据不同类型过程确定的排放因子来估算排放,这就是外推过程。另外,有可能利用代理变量来计算排放值。当利用外推或代理变量时,必须对所选数值的代表性进行评估。如果使用类似的条件或过程,那么数据的代表性越强,结果也越准确。

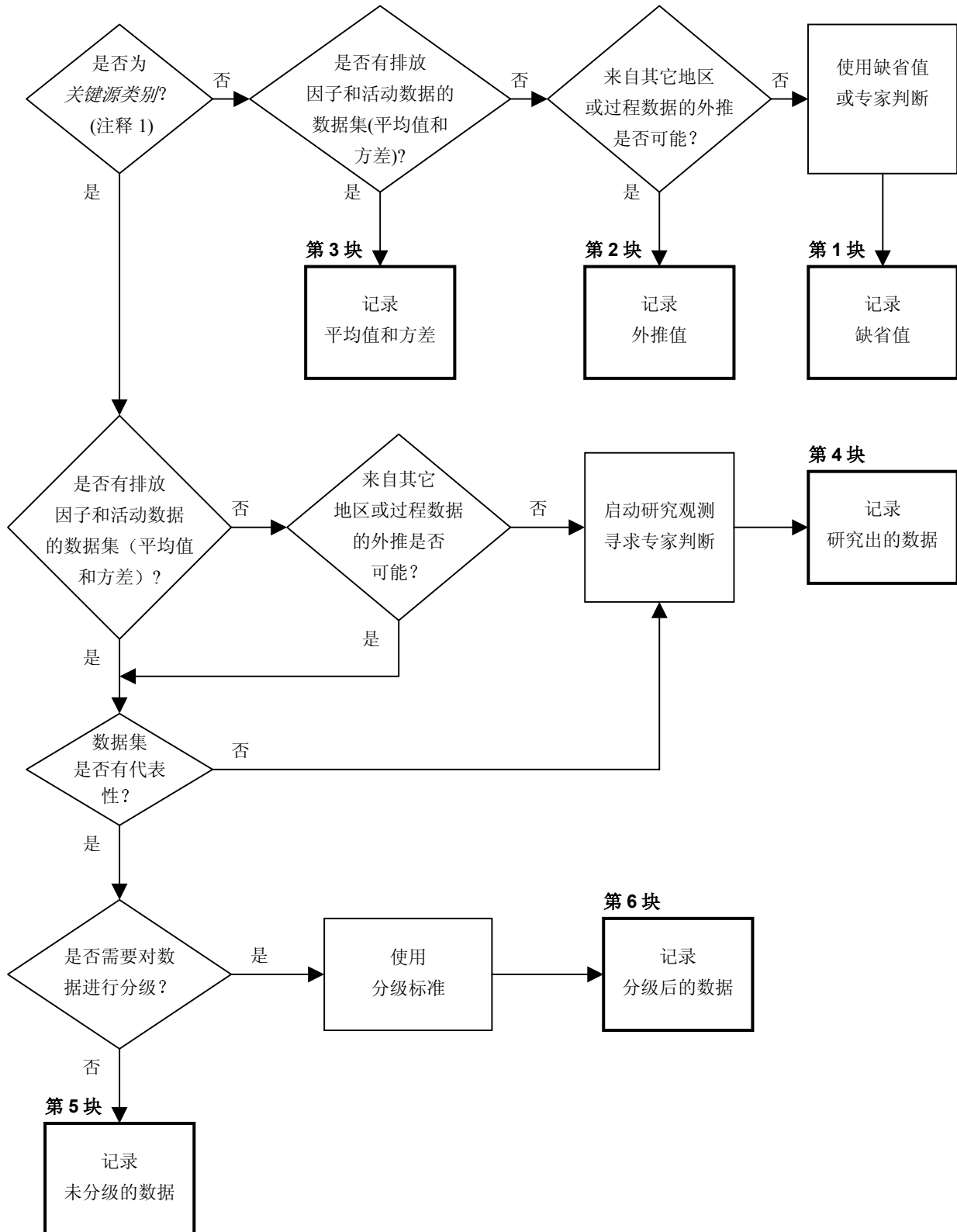
如果可用数据来自随机取样,应用统计方法可以估算与外推相关的不确定性。不过,在国家清单的情形下,很少有数据来自随机取样。因此,考虑到温室气体排放和吸收的不均匀特性,关于外推的关键问题是与非代表性或代表性取样相关的不确定性。例如,把从灌溉水稻得到的排放速率外推到包括雨养水稻的乡村地区将会带来很大的不确定性。相反,可以把农村的活动数据划分成灌溉水稻和雨养水稻,从而得到非常可靠的分析。在生物圈中,均一性很少存在,因此分级是一种管理和减少清单估算不确定性的强有力方法。

如果具备充足的资源,就可以进行监测活动,设计测量结果的分级样本,选择最适合的变量对样本(产品、过程、工厂、领土、人口)进行分级。完整的数据集可用于估算概率密度函数和简要统计量,然后利用统计工具来计算平均值的偏差和方差、置信区间及误差分布。当区域水平上的数据丢失时,如果小心选择具有类似来源特征的数据,就有可能根据现有文献来外推出相关信息。在此情形下,需要专家判断。

这一活动/过程包括了最少量的程序,图 A1.1 中的决策树概述了这些步骤。

首先,要确定数据是否来自关键的排放源类别(如第 7 章“方法学选择与重新计算”所描述的)。如果该源类别不是一个关键源,那么,就可以利用现有的数据集、外推值、缺省值或专家判断,并把这些数据记录下来。如果该源类别是一个关键源,那么,将有一个现存的完整数据集,或者有可能外推出一个数据集,或者需要开始观测或收集数据。然后,要检验数据集的代表性(为了增加/改进准确性,可能需要对数据进行分级)。最后,要记录所有的数据。图 A1.1 描述了这些过程。必须考虑数据的平均时间与清单的平均时间,以及数据的地理适用性。例如,某一排放因子的数据可能是由在某国某个地点的特定条件下进行的短期(例如每小时、每天)测量得到的,但是可能需要利用这一数据来估算另一个不同国家的年排放及其不确定性。要鼓励分析人员应用合理的判断和方法,获得具有适当代表性的不确定性估算作为排放清单的输入。尽管这种调节并非永远正确,但是比应用没有代表性的数据集要好。因此,分析人员承担了证明用于某一特定评估的假设是否合理的义务,同时分析人员应该小心使用“缺省值”,因为它们实际上也许并不能直接应用于某一特定情形。

图 1.1 关于数据代表性的行动流程图和决策树



**注释 1:** 关键源类别是指在国家温室气体排放清单中作为优先的排放源，因为就绝对排放水平、排放趋势或绝对排放水平与趋势两者来讲，它对估算全国总的直接温室气体排放清单有重大影响。(参见第 7 章“方法学选择及重新计算”的第 7.2 节“确定国家关键源类别”。)

在大多数情形下，不可能直接测量某一源类别在某国某年重要时段的大部分排放。清单所需要的是清单年份全国排放和吸收的总和，而直接测量所得到的是某一时段(远远短于一年)某一区域(远远小于国家范围)的排放和吸收。观测到的排放仅仅是所需清单的一小部分，所以需要外推排放的方法。

外推法基于《IPCC 指南》的算法以及对全国清单年份输入量的了解。由于只是最近才对温室气体排放产生兴趣，所以仅在有限的地点和有限的条件范围内进行了量化排放所必须的测量。用来估计排放的算法是一种近似法，它只包括显然来自可用测量结果的主要变量，通常只考虑可用数据的有限变化。同时，由于对排放过程不完全了解，实际排放中许多可能的重要协方差来源从清单计算中消失了。

收集更具代表性的数据并且同时改进算法质量的一种有效方法是执行一项对排放及其相关支撑信息进行分级取样的程序。分级取样是一种普通的统计方法(Cochran, 1963)。

分级取样有几个步骤。第一步需要识别已知对所考虑排放具有重大影响的变量(环境变量、技术变量等)。有关这些变量影响的知识可能来自实验室研究、理论模拟、田间观测或其它途径。识别出关键变量后，必须估算清单范围内这些变量的累积分布。最后，必须检查核对：根据这些分布，可用的观测结果是否构成具有代表性的样本。如果没有，可以对分布进行分级，设计并执行一个取样程序，以获得代表性数据。这些代表性数据可用来修正排放算法。基于代表性数据集的排放算法是高质量清单的一个必要的先决条件。

下面举例说明有关代表性数据的问题。这个例子是关于旱地作物施肥中的  $N_2O$  排放。用来构建当前 IPCC 清单算法以及全球排放因子缺省值的大部分数据来自北半球温带耕作制。Bouwman(1996)提出了一种极好的对源自施肥的  $N_2O$  排放数据(当时可以获得的)进行系统分析的方法，推导出一种只基于氮肥施用量和一个排放因子的算法。然而，正如 Bouwman(1996)所承认的那样，土壤科学指出：存在其它对排放变化起作用的关键因子，包括土壤温度、土壤肥力、降雨频率、降雨量、土壤涝渍以及肥料成分。其结果是，主要根据北半球温带耕作制推导出的排放因子可能在热带炎热气候下并不适合，那里相关的环境变量如土壤温度和降雨频率完全不同于温带地区。当在热带地区应用 IPCC 算法和排放因子(基于可以得到的最佳数据)时，得到的排放估算可能产生无意的偏差，潜在的偏差来源于缺乏适当的热带排放数据。因此，存在有关源自施肥的  $N_2O$  排放基本数据代表性的问题。在缺乏关键排放或吸收的代表性数据的情况下(例如上述源自施肥的  $N_2O$  排放的例子)，必须建立适当的测量，之后对算法和排放因子进行评审。在诸如此类的情况下，全球排放因子缺省值应该被(更适当的)区域缺省值所取代。这一评审数据代表性和填补关键数据空白的过程将会极大地增加清单估算的信度。这是一个降低清单不确定性的关键问题，代表了优良作法。这个例子仅是改进关键数据代表性的许多例子中的一个。

关于不确定性和算法评估的一个相关问题是，在一个根据数据集构建的算法中，可能存在相当大的无法解释的方差。这种无法解释的方差应该在算法(包括指数)的每个参数的不确定性估算中表现出来。随后的不确定性分析必须包括对这些不确定性的考虑。

在活动数据和排放因子之间存在协方差的情况下，分级取样是一种有用的方法。可以通过把活动数据和排放因子分成仔细选择的集合来降低协方差。在 IPCC 清单方法学中，这种方法已经得到广泛应用。

一些蒙特卡罗误差传播的数值软件包在其计算中包括了协方差，需要所有输入量的相关矩阵作为输入。因此，必须具有估算这些相关值的方法或者迂回得到它们的方法。

清单汇编特别是计算排放估算的不确定性引起的问题是确定协方差或各种输入量(在这种情形下即各种活动或者活动及其相关排放因子)之间相关系数的可能值。需要评估各种类别清单(固定燃烧、可移动源、逃逸排放、工业过程、农业和土地利用变化及林业)的相关系数。对相关的了解应该与计算不确定性所用的方法(无论是误差传播方

程还是蒙特卡罗方法)无关。

一个例子是，当设备启动产生累积排放时，单一源类别的活动和排放因子之间就可能会出现相关。在此情形下，较低的局地活动或频繁的短期活动(在时间或空间上)伴随着高排放，较少的长期局地活动伴随着较低排放，这是一种负相关。

类似地，对于来自动物的甲烷排放，一年内动物总量和平均体重之间将存在相关，这可能产生协方差，从而影响动物的甲烷排放。这种协方差对排放的影响可以通过按照动物年龄和季节进行的分解计算而减少到最小。

### A1.4.3 不确定性的传播

有许多方法可用于不确定性的传播，包括那些一般性描述的分析方法、近似方法和数值方法。为了传播国家温室气体清单的不确定性，我们讨论两种常用的方法：基于一阶泰勒级数展开的近似方法(通常被称为误差传播方程)和蒙特卡罗数值方法。

#### A1.4.3.1 误差传播方程

在第一种方法中，排放的不确定性可以通过误差传播方程从活动和排放因子的不确定性中传播(Mandel, 1984; Bevington 和 Robinson, 1992)。目前的《IPCC 指南》介绍了这种方法，使用这种方法的条件是：

- 不确定性相对较小，标准偏差除以平均值要小于 0.3；
- 不确定性具有高斯(正态)分布；<sup>2</sup>
- 不确定性没有重大的协方差。

在这些条件下，所计算的排放速率的不确定性是适当的。可以延伸这种方法以考虑协方差。

误差传播方程是一种把各种函数(包括那些清单中使用的函数)的方差和协方差结合起来的方法。在这种方法中，利用泰勒展开式可以扩展非线性方程。这种方法为附加的线性函数提供了一种精确解，并为两项的乘积提供了一种近似。大多数排放清单是排放 E 的总和，而排放 E 是活动数据 A 和排放因子 F 的乘积。假定两个量都存在某些不确定性，那么这种清单方程对于不确定性的计算是非线性的。因此，误差传播方程仅仅提供了一种对综合不确定性的近似估算，它随着偏差的增大而越来越不正确。因忽略清单中这种非线性而引起的系统误差可以进行个例评估。对于包含反演、较高的幂或者指数项的函数，这种方法非常不准确(Cullen 和 Frey, 1999)。可以包括考虑协方差影响的项。

当活动和排放因子相互独立时，它们对于单一源类别的方差可以根据公式 A1.1 合并起来：

---

<sup>2</sup> 事实上，不确定性具有高斯(正态)分布的条件并不是应用该方法的必要条件。

## 公式 A1.1

$$\sigma_E^2 = \sigma_A^2 F^2 + \sigma_F^2 A^2$$

其中  $\sigma_E^2$  是排放的方差， $\sigma_A^2$  是活动数据的方差， $\sigma_F^2$  是排放因子的方差，A 是活动数据的预期值，F 是排放因子的预期值。

当各种变量相关但不确定性较小时，下面的方法有效。两个变量之间的协方差  $\text{cov}(x,y)$  可以根据它们的相关系数  $r_{xy}$  和标准偏差推导如下：

## 公式 A1.2

$$\text{cov}(x, y) = r_{xy} \sigma_x \sigma_y$$

公式 A1.1 被扩展为：

## 公式 A1.3

$$\sigma_E^2 = \sigma_A^2 F^2 + \sigma_F^2 A^2 + 2r_{AF} \sigma_A \sigma_F AF$$

对公式 A1.3 的检验表明：在极端情形下，如果两个分量之间的相关逼近其极值+1.0 和-1.0，并且变化系数相同，那么其乘积的方差可能加倍或趋于零。在实际情况下，排放因子和活动数据之间的相关应该通过对数据分级或把出现协方差的源类别结合起来处理，第 6 章“不确定性的量化”关于特定源类别的优良作法的建议中采用了这些方法。

为了估算独立源  $E_1$  和  $E_2$  之和的不确定性，其中  $E = E_1 + E_2$ ，可以应用公式 A1.4 表示的误差传播方程：

## 公式 A1.4

$$\sigma_E^2 = \sigma_{E_1}^2 + \sigma_{E_2}^2$$

如果不同源类别(或汇)相关，那么公式 A1.4 提供的误差传播方程就不成立，应该用公式 A1.5：

## 公式 A1.5

$$\sigma_E^2 = \sigma_{E_1}^2 + \sigma_{E_2}^2 + 2r_{E_1 E_2} \sigma_{E_1} \sigma_{E_2} E_1 E_2$$

一旦总和超过两项，出现协方差，在可以获得资源的情况下，应用蒙特卡罗方法更好。

### A1.4.3.2 蒙特卡罗方法

在下列情况下，数值统计方法特别是蒙特卡罗方法适合于估算排放速率的不确定性(来自活动测量和排放因子的不确定性)：

- 不确定性较大；
- 其分布为非高斯分布；
- 算法是复杂函数；
- 一些活动数据集、排放因子或两者之间存在相关。

排放因子或活动数据或两者的不确定性通常很大，并且可能不是正态分布。在这些情况下，很难或不可能利用常规统计方法来合并不确定性。蒙特卡罗分析能够处理这种情况。其原理是通过电子计算机多次进行清单计算，在用户最初指定的不确定性分布范围内，每次使用(通过计算机)随机选择的不确定的排放因子或模式参数和活动数据。该过程产生一个与排放因子、模式参数和活动数据的输入不确定性分布相一致的清单估算的不确定性分布。这种方法需要大量数据和计算时间，但是非常适合处理诸如国家温室气体清单这种广大系统内不确定性传播和累计的问题。有关这种方法更详细的描述和应用参见附录 3 “词汇表”、Bevington 和 Robinson(1992)、Manly(1997)和 Cullen 和 Frey(1999)。

#### A1.4.4 整个清单中不确定性的传播

在估算出每种排放的不确定性以后，清单中不确定性传播的任务要比算法中不确定性传播的任务简单，因为在累计排放和吸收时只使用加法和减法。

在累计不确定性时，出现两种不同的过程。第一，单一气体排放的累计服从已经讨论过的不确定性传播的规则。另一种情况是几种气体不确定性的累计，在此种情况下，必须把排放和吸收换算成共同的衡量尺度，这一过程要应用全球增暖潜力(GWPs)。然而，对于氮氧化物( $\text{NO}_x$ )、一氧化碳(CO)和挥发性有机化合物(VOCs)，没有 IPCC 可接受的 GWP 值。因此，这些气体的排放和吸收不能包括在累计的排放清单的不确定性中。此外，应该记住，GWP 值存在与其相关的很大的不确定性，在对等量二氧化碳总排放进行总体科学评估时，应该考虑这一点。

由于被累计的一些变量不是高斯分布，方差较大，并且与其它变量相关，因此，应用蒙特卡罗方法来累计它们的不确定性更好。第 6 章“不确定性的量化”介绍了如何应用该方法来进行清单不确定性的计算。

作为一种有效的近似，一种选择是使用中心极限理论来估算清单的总体不确定性(Cullen 和 Frey, 1999)。有关中心极限理论的假设是：

- 排放和吸收项的数量很大；
- 任何单独的项在总和中都不处于支配地位；
- 排放和吸收相互独立。

如果情况确实如此，那么所有项的方差之和等于总清单的方差，并且总排放的分布为正态分布。因此，由平均值上下大约两个标准偏差定义区间就是清单的 95%置信区间。正如上面所指出的，这种方法是一种总量近似。它在累计不确定性方面的应用是作为清单不确定性系统中方法 1 的一种选择。第 6 章描述的进行不确定性分析的简化电子数据表就使用了这一方法。

#### A1.4.5 协方差和自相关

下面的讨论假定使用蒙特卡罗程序进行不确定性传播的计算。

清单两个分量的排放(或吸收)估算由函数  $E_1(t)$  和  $E_2(t)$  来表示，其中  $t$  指清单估算年份。这些估算的不确定性分别由  $\delta_1(t)$  和  $\delta_2(t)$  表示。

在总清单中，至少有四种重要的协方差来源，它们是：

- 对于几种排放估算使用共同的活动数据(如发生在来自燃烧的一系列气体中)；
- 一组排放估算的相互限制(如为许多过程提供输入的某种燃料的总使用量或总粪肥生产量)；
- 与新的过程、技术等相关的活动和排放因子的演变，从而可以减少不同时期的不确定性；
- 影响一系列排放或吸收的(经济、气候、资源方面的)外部驱动力。

为了计算不确定性，我们只对 $\delta_1(t)$ 和 $\delta_2(t)$ 所表示的不确定性之间的协方差感兴趣。尽管在 $E_1(t)$ 和 $E_2(t)$ 之间的确出现了协方差，并且这种协方差与了解和预测排放或吸收的问题相关，但它与累计不确定性等问题并不太相关。因此，在上述四种协方差来源中，前三种对于确定不确定性至关重要。特别是当几种气体从同一过程排放出来时，诸如矿物燃料燃烧或生物量燃烧，就会产生第一种来源的协方差(即对一系列清单分量使用共同的活动数据)。在两种不同的排放估算中使用相同的活动数据将导致两个排放估算之间的正相关。消除这种协方差来源的一种有效方法是把多个方程综合成一个公式，包含一种活动数据和几种排放因子的总和(以二氧化碳当量来表示)。

当一系列活动或排放因子存在相互限制时，出现第二种类型的协方差，即输入一个总活动，在几个排放过程和算法中，规定每部分的排放都除以总活动。这种类型的一个例子是在不同的粪肥管理系统之间分摊厩肥。在这种情形下，如果同时确定所有的部分及其不确定性，那么就可以完全地确定该系统。消除这种协方差的适当方法是留下一部分未被确定，并通过其它部分和总量之间的差异来确定它。这就消除了确定其它项与剩余分量之间相关的必要性。可是，如果在已经确定的部分之间或者已经确定的部分与总活动之间存在相关，那就必须量化这些相关，并用于不确定性传播的计算。

当新的测量方法、新的记录数据方法或新的技术消除现有的不确定性并引进新的不确定性时，就引起了第三种协方差，从而降低了该序列对时间的自相关程度。当技术、测量方法和统计数据的收集不发生变化时，自相关会很高；而当上述因素改变时，自相关则很低。工程和社会科学拥有大量的信息有助于分析这些变化的速率(Grübler等，1999)。既然国家清单的记录在长度上接近十年，因此有必要分析这种协方差。

## A1.4.6 清单分量中不确定性的系统汇编

前面的章节已经描述了确定清单中单一温室气体排放或吸收的不确定性的优良作法的关键特征。框 A1.2 介绍了这些特征。

需要对 IPCC 的标准报告表进行修正，以便包括不确定性的信息。在概要表中，所记录的信息可以被限制在界限分别为 2.5%和 97.5%的置信区间内。框 A1.1 和 A1.2 所描述的全部信息都应该被记录下来。第 6 章“不确定性的量化”详细介绍了清单不确定性分析的实际操作。

## A1.5 应用

### A1.5.1 清单中逐年差异和趋势的显著性

清单不确定性分析的一个主要分量是确定国家排放中的逐年和长期差异。

如果在一个时间序列中考虑  $t_1$  和  $t_2$  年，那么这两年之间的总排放差异可以用 A1.4.5 节中定义的符号表示为：

**公式 A1.6**

$$\Delta E(t_1 - t_2) = E(t_1) - E(t_2)$$

该差异的方差定义为：

**公式 A1.7**

$$\sigma_{\Delta E}^2 = \sigma_{E_1}^2 + \sigma_{E_2}^2 - 2 \text{cov}(\delta E_1, \delta E_2)$$

或者

**公式 A1.8**

$$\sigma_{\Delta E}^2 = \sigma_{E_1}^2 + \sigma_{E_2}^2 - 2r_{\delta E_1 \delta E_2} \sigma_{E_1} \sigma_{E_2}$$

其中：

$$E_1 = E(t_1)$$

$$E_2 = E(t_2)$$

因此，如果已知估算的清单不确定性的自协方差或自相关函数，那么就可以确定逐年差异的显著性。（注意：术语自协方差对自相关如同协方差对相关一样。）为了估算总清单中不同年份之间不确定性的相关，可以考虑增加两个自相关的序列，来表示清单中许多不确定性分量中的两个分量。该组合序列的自协方差包括单项的自协方差加上一个分量以考虑清单两个分量之间的时间滞后协方差。对于任何超过两项的评估，建议使用蒙特卡罗分析。

**框 A1.2****确定排放和吸收估算不确定性的优良作法的关键特征**

- (1) 使用可以获得的观测结果和专家判断来确定输入量的不确定性；
- (2) 系统、透明地记录这些输入资料；
- (3) 检测可以获得的排放数据以确定是否进行了代表性取样；
- (4) 设计另外的取样；如果没有得到代表性取样，对关键源类别的参数、缺省值和算法进行修正；
- (5) 利用各领域的《优良作法指南》，选择一个可以表示数据的概率密度函数；
- (6) 评估输入量之间任何重要的相关(协方差)；
- (7) 如果不确定性很小且为高斯分布，通过近似法传播不确定性；否则
- (8) 在可以获得资源的情况下，通过蒙特卡罗方法传播不确定性；
- (9) 记录不确定性。

Enting(1999)介绍了一种对指定时段内某个量的趋势不确定性进行的类似分析。例如，考虑一个时间序列中两个不同年份(间隔为 $\Delta t$ 年)的排放  $E(t)$ 和  $E(t + \Delta t)$ 。这一时期趋势的方差为：

**公式 A1.9**

$$\text{var}(\Delta E) = 2\sigma_E^2(1 - r_{\delta E}(\Delta t))$$

这说明，与同等大小的随机不确定性相比，对于正自相关的不确定性来说，排放趋势中的不确定性较小。对于

相关的排放和吸收，需要研究清单不确定性估算的自相关以及一个清单年份内和后来的不同清单年份之间不确定性估算的交叉相关的自相关。

## A1.5.2 各种方法的拼接

随着国家清单汇编的继续，在一些情形下，必须改变用于计算特定排放或吸收的算法。这种情况的发生或者是因为对有关算法形式了解的改进，或者是因为活动数据可获得性的某些变化。在这些情形下，最好的方法是应用新的方法重新计算以前年份的清单。在一些情形下，这是不可能的；因此需要一些方法的“拼接”或者把用不同方法得到的估算结合成一个一致的时间序列。下面描述了优良作法中基本的统计学理论，有关如何在清单中运用这些理论的实践指南可以在第 7 章“方法学选择与重新计算”中找到。两种方法估算的排放(或吸收)用函数  $P(t)$  和  $Q(t)$  来表示，其中  $t$  是清单估算年。在任何特定的年份，当可以获得这两个估算值时，它们之间将会存在差异，拼接的任务就是检查该差异。存在三种可能性：两个排放估算值的差异可能为常数；两个排放估算值可能互相成比例；或者它们可能通过一个常数差异和一个比例项而相关。在这里分析的例子中，考虑接近常数的差异。(对于两个其它例子可以进行类似的分析。事实上，对于第三个例子，一种线性回归分析是适当的。)

在时间  $t$ ，两个排放估算值之间差异的不确定性可以表示为：

### 公式 A1.10

$$\text{不确定性} = \delta \Delta_{P-Q}(t)$$

$$\text{其中 } \Delta_{P-Q}(t) = P(t) - Q(t)$$

理想的情形是为许多年确定这一差异，以及考虑  $P$  和  $Q$  的不确定性来确定平均差异的不确定性。上面的一横表示  $t_1$  和  $t_2$  年差异的多年平均， $\delta$  表示该平均差异的不确定性。在这个例子中，可以通过校正  $Q(t)$  到  $P(t)$  并增加  $t_1$  到  $t_2$  时期平均的  $\Delta_{P-Q}(t)$  来拼接序列  $P(t)$  和  $Q(t)$ ，从而构成一个可以接受的估算值序列。估算方法的变化可能会改进或者降低估算质量。如果证明  $Q(t)$  是一种改进，那么应该尽可能长地使用校正到  $P(t)$  上的  $Q(t)$ ，即  $P(t)$  应该被用尽直到时间  $t_1$ ，然后是  $Q(t) + \overline{\Delta_{P-Q}}(t)$ 。相反，如果  $P(t)$  是首选，它应该被用尽直到时间  $t_2$  等。

在一个国家清单的实践中，可能出现三种情形：在  $P(t)$  和  $Q(t)$  之间可能没有重叠的年份；可能会有有限年份的重叠，它对于修正上面讨论的两个序列之间差异的过程是不适当的；可能存在许多年份的重叠。

在前两个例子中，需要一些额外的信息来确定拼接的有效性。几种可能的方法是：

- 识别出存在非常类似的时间序列的其它地点(国家)，使用这些数据来得到全球或区域的平均差异  $\Delta_{P-Q}(t)$  的估算值，收集所有可以获得的数据直到  $\delta \Delta_{P-Q}(t)$  减小为一个可以接受的不确定性或者所有的数据来源被用尽。
- 当所有数据来源被用尽并且  $\delta \Delta_{P-Q}(t)$  仍然高于终止标准时，接受该时间序列，指明该时间序列从头到尾有一个附加的不确定性，它是由于两个序列之间差异的不确定性引起的。
- 在没有数据重叠或者无法从其它来源获得数据时，需要其它拼接方法。一种可能是应用时间序列技术 (Box 和 Jenkins, 1970) 向前预报  $P(t)$  并及时向后预报  $Q(t)$ ，以查看在围绕拼接的相邻年份里，这些预报值是否与其它数据集在 95% 的置信区间内一致。如果一致，该拼接可以被接受；如果不一致，就必须记录排放(或吸收)估算的不连续性。在这两种情形下，应用于整个时间序列的不确定性至少应该是来自  $P(t)$  和  $Q(t)$  估算的不确定性的综合。

第 7 章“方法学选择与重新计算”讨论了拼接的实际方法。

### A1.5.3 敏感性分析和确立国家清单研究优先领域

为了降低清单的不确定性，进一步研究优先领域的确立应该基于三种主要的特性：

- 源类别或汇的重要性；
- 排放和吸收的不确定性大小；
- 研究成本和预期效益，以清单不确定性的总体降低来衡量。

应用第 7 章“方法学选择与重新计算”描述的标准，可以确定不同源类别的重要性。在相同量级的源类别中，优先权应该给予那些不确定性较大或对趋势影响较大的源类别。

对于每一种排放源，研究选择将取决于不确定性的来源。在大多数情况下，有许多变量可以确定活动和排放因子。优先权应该给予那些最影响总体不确定性的量。在研究选择中，对排放和吸收的进一步分级可以获得较大的效益。事实上，当前许多缺省值是针对很宽泛的条件定义的，这必然导致较大的置信区间。

在目前的背景下，研究成本包括财务成本、所需时间以及其它不能量化的分量。

复杂的计算方法可以确定一个模式(诸如一个清单)输出对于输入量的敏感性。这些方法依赖于对敏感性系数  $\lambda$  的确定，该系数把累积排放  $E_T$  与输入量或参数(在此个例中用  $a$  表示)联系起来。这些方法确定系数为：

公式 A1.11

$$\lambda = \partial E_T / \partial a$$

一些蒙特卡罗分析软件包为此类分析提供了一种选择。该方法已经被用于涉及几十上百种化学反应的大气化学系统(NAS, 1979; Seinfeld 和 Pandis, 1998)。可是，这些化学模式和温室气体清单之间的一个差异反映了现有的知识经验。化学模式通常表示一个封闭系统，该系统质量守恒，存在严格定义的关系，一系列速率常数通常已被量化，而有关温室气体清单中相互作用的程度以及输入量和参数值的知识则少得多。

存在其它方法可以弥补为清单发展的测量和研究优先领域提供输入的需要。有可能通过使用宽泛的假设开发出比较简单的方法，从而为研究优先领域提供指示。这些简单方法的优点是它们可以供所有的清单汇编者使用。有关研究和测量优先权的信息来自 A1.4.2 节“代表性取样、算法和协方差”中讨论的对代表性取样的评估，第 6 章“不确定性的量化”和第 7 章“方法学选择与重新计算”中的不确定性分析，以及各领域的《优良作法指南》(参见第 2 至 5 章)。这些不同的信息输入加上清单汇编者的专家判断为清单编制的优先顺序提供了最佳指导。

## A1.6 研究需求

尽管一些支撑 IPCC 清单的假设是不证自明的，并且已经得到检验，但对支撑这些清单的假设进行系统调研将有助于以有组织的方式来识别不确定性，并设计试验来检验和修正这些假设。这一工作包括定义的问题和排放算法的理论基础。该研究将会加强 IPCC 清单与 IPCC 第一工作组全球痕量气体循环研究之间的知识耦合和信息交换，从而有利于双方的活动。

目前排放和吸收报告中尚未解决的一个方面是所记录的重要数字的位数(数值精度)。ISO(1993)中的方法是：不应该对估算及其标准偏差的数值给予过多的位数。加拿大国家温室气体清单采用了实际报告的数据位数相应于清单不确定性估算的重要数字的位数。如果在整个清单中小心地维持这种联系，就有可能清楚地把数值的不确定性以及与每种源排放相关的不确定性之间的差异形象化。另一种方法是定义报告的最小单位为一固定量，然后使用相同的数值单位报告所有国家的清单以及这些清单中的所有分量。在实际条件下，该方法的优点是可以灵活地审核表格，但是这个问题需要进一步讨论。

## 参考文献:

- Bevington, P. R. and Robinson, D. K. (1992). *Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences*. WCB/McGraw-Hill Boston USA, p. 328.
- Bouwman, A.F. (1996). 'Direct emission of nitrous oxide from agricultural soils'. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 46, pp. 53-70.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1970). *Time Series Analysis forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco, USA, p. 553.
- Cochran, W.G. (1963). *Sampling Techniques*. 2<sup>nd</sup> edition, John Wiley & Sons Inc., New York, p. 411.
- Cullen, A.C. and H.C. Frey, H.C. (1999). *Probabilistic Techniques in Exposure Assessment*, Plenum Publishing Corp., New York, USA, p. 335.
- Eggleston, S. (1993). Cited in IPCC (1996) *Revised Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*, op. cit.
- Enting, I.G. (1999). *Characterising the Temporal Variability of the Global Carbon Cycle*. CSIRO Technical Paper No 40, CSIRO Aspendale, Australia, p. 60.
- Grübler, A., N. Nakićenović, N. and Victor D.G. (1999). 'Dynamics of energy technologies and global change', *Energy Policy*, 27, pp. 247-280.
- IPCC (1996). *Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories: Volumes 1, 2 and 3*. J.T. Houghton et al., IPCC/OECD/IEA, Paris, France.
- ISO (1993). *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement*. International Organisation for Standardization, ISBN 92-67-10188-9, ISO, Geneva, Switzerland, p.101.
- Mandel, J. (1984). *The Statistical Analysis of Experimental Data*. Dover Publications New York, USA, p. 410.
- Manly, B.F.J. (1997). *Randomization, Bootstrap and Monte Carlo Methods in Biology*. 2<sup>nd</sup> edition, Chapman & Hall, p. 399.
- NAS (1979). *Stratospheric Ozone Depletion by Halocarbons: Chemistry and Transport*. Panel on Stratospheric Chemistry and Transport, National Academy of Sciences, Washington D.C., USA, p.238.
- Robinson, J.R. (1989). 'On Uncertainty in the Computation of Global Emissions for Biomass Burning'. *Climatic Change*, 14, pp. 243-262.
- Seinfeld, J.H. and Pandis, S.N. (1998). *Atmospheric Chemistry and Physics*. John Wiley and Sons, New York, USA, p. 1326.
- Subsidiary Body for Scientific and Technological Advice (SBSTA), United Nations Framework Convention on Climate Change (1999). *National Communications from Parties included in Annex 1 to the Convention, Guidelines for the Preparation of National Communications, Draft conclusions by the Chairman*. FCCC/SBSTA/1999/L.5, p. 17.