

6

不确定性的量化

联合主席、编者和专家

不确定性估算和清单质量的交叉部门方法学专家会议联合主席

Taka Hiraishi (日本)

Buruhani Nyenzi (坦桑尼亚)

评审编辑

Richard Odingo (肯尼亚)

不确定性量化专家组联合主席

Jim Penman (英国)

Semere Habetsion (厄立特里亚)

背景报告作者

Kay Abel (澳大利亚)

Simon Eggleston (英国)

Tinus Pullus (荷兰)

参加人员

Simon Eggleston (英国)

Christopher Frey (美国)

Kari Gronfors (芬兰)

Niklas Höhne (联合国气候变化框架公约秘书处)

Charles Jubb (澳大利亚)

Katarina Mareckova (斯洛伐克共和国)

Jeroen Meijer (IPCC 国家温室气体清单项目技术支持小组)

Frank Neitzert (加拿大)

Todd Ngara (津巴布韦)

Tinus Pulles (荷兰)

Emmanuel Rivière (法国)

Arthur Rypinski (美国)

Martiros Tsarukyan (亚美尼亚)

Peter Zhou (博茨瓦纳)

目 录

6 不确定性的量化

| | |
|-----------------------------------|------|
| 6.1 概述 | 6.5 |
| 6.2 识别不确定性的来源..... | 6.6 |
| 6.2.1 与连续性排放监测相关的不确定性..... | 6.6 |
| 6.2.2 与直接确定排放因子相关的不确定性..... | 6.6 |
| 6.2.3 与源自公开发表文献的排放因子相关的不确定性 | 6.7 |
| 6.2.4 与活动水平数据相关的不确定性..... | 6.8 |
| 6.2.5 专家判断 | 6.8 |
| 6.3 合并不确定性的方法..... | 6.12 |
| 6.3.1 不同方法之间的比较和方法选择..... | 6.13 |
| 6.3.2 方法 1: 应用简化假设估算源类别的不确定性..... | 6.13 |
| 6.3.3 方法 1: 累计和报告 | 6.18 |
| 6.4 方法 2: 应用蒙特卡罗分析估算源类别的不确定性..... | 6.18 |
| 6.4.1 方法 2: 趋势中的不确定性..... | 6.21 |
| 6.4.2 报告方法 2: 不确定性分析..... | 6.22 |
| 6.5 应用蒙特卡罗模拟时的考虑事项..... | 6.24 |
| 6.5.1 指定清单输入的概率分布..... | 6.24 |
| 6.5.2 需要多大努力来表示清单输入不确定性的特性? | 6.25 |
| 6.5.3 选择模拟方法和模拟样本大小..... | 6.25 |
| 6.5.4 清单输入之间的相关 | 6.26 |
| 6.5.5 相关重要吗? | 6.26 |
| 6.5.6 处理相关的一些方法 | 6.26 |
| 6.5.7 指定清单输入的相关 | 6.26 |
| 6.5.8 分析清单输出 | 6.26 |
| 6.5.9 鼓励使用适当的技术 | 6.27 |
| 6.6 结论 | 6.27 |
| 附录 6A.1 表 6.1 (方法 1) 中的公式推导 | 6.28 |
| 附录 6A.2 方法 1: 不确定性计算的实例 | 6.31 |
| 参考文献 | 6.33 |

图

| | | |
|-------|-------------------------------|------|
| 图 6.1 | 蒙特卡罗方法图解 | 6.20 |
| 图 6.2 | 蒙特卡罗模拟结果的频率散点图实例 | 6.21 |
| 图 6.3 | 单个源类别绝对排放和趋势的蒙特卡罗分析计算图解 | 6.22 |

表

| | | |
|-------|-------------------------|------|
| 表 6.1 | 方法 1：不确定性的计算和报告 | 6.17 |
| 表 6.2 | 方法 2：不确定性的报告 | 6.23 |
| 表 6.3 | 方法 1：不确定性计算和报告的实例 | 6.31 |

6 不确定性的量化

6.1 概述

本章描述估算和报告不确定性的优良作法，这些不确定性与年排放的估算以及排放随时间的变化趋势有关。作者根据清单汇编的观点来识别不确定性的种类，并说明如何以一致的方式获得专家判断。本章提供了两种方法，把不同源类别的不确定性合并为国家总排放估算的不确定性，并介绍了方法 1 的应用实例。

本章与第 2 至 5 章中描述的特定排放源类别的《优良作法指南》、附录 1 “不确定性分析的概念基础”中讨论的一般性原则、以及有关方法学选择（第 7 章“方法学选择与重新计算”）和质量保证/质量控制（第 8 章“质量保证和质量控制”）的章节是一致的。

不确定性估算是一个完整排放清单的基本要素之一。正如第 7 章“方法学选择与重新计算”所指的，不确定性信息并非用于争论清单估算的正确与否，而是为帮助确定未来改进清单准确性的优先努力方向，并指导有关方法学选择的决策。清单汇编者认为：对于大多数国家和源类别，温室气体排放的估算是相当准确的。可是，按照《1996 年 IPCC 国家温室气体清单指南修订本》（简称《IPCC 指南》）准备的国家清单通常包含很大范围的排放估算，从仔细测量的、确实完整的某些工程化学品的排放数据，到变化很大的来自土壤和水沟的 N_2O 通量的数量级估算。

清单估算具有多种用途。对于其中一些用途，只有国家总量是重要的；而对于其它一些用途，温室气体和源类别的细节也非常重要。为了使数据与用途相匹配，用户必须能够了解总估算量及其分量的实际可靠性。因此，用来表达不确定性的方法必须实用、具有科学依据、非常完善可被应用于不同的源类别、方法和国情，并且以易于理解的方式提供给非专家的清单用户。

存在许多原因使得实际排放和汇可能不同于国家清单所计算出的数值，附录 1 详细讨论了这些原因。对于一些不确定性的来源（即取样误差或仪器精度的局限性），可以得到其定义明确的、容易描述特性的潜在误差范围的估算。可是，对于其它不确定性的来源，则可能非常难于描述它们的特性。本章叙述了如何说明定义明确的统计不确定性和非针对性描述其它类型不确定性的信息，以及如何把这些信息合并以得到总清单及其组分的不确定性的特性。

在理想情况下，排放估算和不确定性范围都能从特定排放源的测量数据中推导出来。但是，由于不可能以这种方式测量每一种排放源，因此，估算通常是基于作为总体代表的典型排放源的已知特性。这样就引进了额外的不确定性，因为必须假定：平均来说，这些排放源的总体表现就象已经被测量的排放源一样。有时候，对这些典型源的了解足以经验性地确定其不确定性分布。然而，在实践中，为了明确指出不确定性的范围，通常需要专家判断。

在这种情况下，获得不确定性定量估算的实用方法是使用可以得到的最佳估算值，即可以利用的测量数据和专家判断的结合。因此，本章提出的方法可用于第 2 至 5 章中讨论的特定源类别的不确定性范围，也可以考虑加入新的经验数据（当这些经验数据可以得到时）。本章还描述了引出专家判断的方法，这些方法可以某种方式把专家判断中偏差的风险性减少到最小；并且讨论了如何把排放因子和活动水平数据中的不确定性合并起来以便估算源类别和清单的总体不确定性及趋势的不确定性。

本章应用了两种主要的统计学概念：概率密度函数和置信界限。附录 3 “词汇表”中正式定义了上述概念，附录 1 “不确定性分析的概念基础”中则详细地讨论了这些概念。简言之，概率密度函数描述了潜在值的范围和相对可能性。置信界限则给出了一个范围，对于某一特定的概率，一个不确定量的潜在值被认为位于此范围内。这个范围被称为置信区间。《IPCC 指南》建议使用 95% 的置信区间，即该区间包含未知真实值的概率为 95%。

本章介绍的不确定分析没有考虑全球增暖潜力（GWPs）的不确定性。对于报告来说，在《联合国气候变化框架公约》第三次缔约方会议上采用的 GWP 值事实上已经成为固定的加权因子。可是，应该记住 GWP 值实际上具有很大的不确定性，对二氧化碳当量总排放进行总体评估时应该考虑这一事实。

6.2 识别不确定性的来源

单独排放源（例如发电厂、机动车辆、奶牛）的排放不确定性估算是直接测量的仪器特性、校准和取样频率的函数，或者（更通常）是典型排放源的排放因子及相应活动水平数据的不确定性的综合。应该使用概率密度函数来描述排放因子和活动水平数据的不确定性。在可以得到数据时，这样做就能根据经验确定概率密度函数的形式。否则，需要遵循 6.2.5 节“专家判断”中提出的标准来应用专家判断。下面，6.2.1 至 6.2.4 节给出了在不同数据可获得性情形下的典型情况的例子。这些章节是按照对其不确定性评估的需求顺序来排列的。

选择不同的估算方法可以影响不确定性，这在 *优良作法* 中反映出来，其中较高等级的方法（假如这些方法被很好地执行）通常应该与较低的不确定性相联系。一般而言，与模式选择有关的不确定性将在被选模式的不确定性范围中得到反映。

6.2.1 与连续性排放监测相关的不确定性

虽然对排放的连续监测相对来说很少见，但它通常与特定源类别的 *优良作法* 一致。在这种情形下，可以直接确定概率密度函数，因而也可以直接确定包括 95% 置信界限的排放不确定性。代表性取样要求用于测量的设备必须依照第 8 章关于质量保证和质量控制问题提出的原则和标准来安装和操作。如果这样做了，就不可能出现不同年份之间误差的相关。因此，两年之间排放差异（趋势的不确定性）的概率密度函数将只与年排放的概率密度函数相关。假设这两个概率密度函数都是正态的，那么排放差异的概率密度函数也是正态的：

公式 6.1

$$\text{平均值} = \mu_1 - \mu_2$$

公式 6.2

$$\text{标准偏差} = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^{1/2}$$

其中， μ_1 和 μ_2 为 t_1 和 t_2 年的排放平均值， σ_1 和 σ_2 为 t_1 和 t_2 年排放的概率密度函数的标准偏差。（平均值或平均值差异的）95% 置信界限将由正负近似两个标准偏差得出¹。

6.2.2 与直接确定排放因子相关的不确定性

在一些实例中，有可能得到某一地点的定期排放测量。如果这些测量可以与代表性的活动水平数据联系起来（当然这一点非常重要），那么就有可能确定特定地点的排放因子以及相关的表示年排放的概率密度函数。

这项任务很复杂。为了获得代表性，可能需要对数据进行分割（或分级）以反映典型的操作条件。例如：

- *相对于活动水平数据，启动和关闭可能产生不同的排放速率。* 在这种情况下，应该使用针对稳态、启动和关闭条件推导出的不同排放因子和概率密度函数来对数据进行分割。
- *排放因子取决于负荷。* 在这种情况下，可能需要对总排放估算和不确定分析进行分级，以便考虑例如用全容量的百分比来表示的负荷。这可以通过排放速率对可能控制变量（例如排放对负荷）的回归分析和散点图来实现，负荷成为所需活动水平数据的一部分。

¹ 对于小于 30 的样本，应该使用学生 t 分布来估算置信区间。

- 为另一种目的进行的测量可能不具有代表性。例如，在煤矿和垃圾填埋点出于安全原因进行的甲烷测量也许不能反映总排放。在这种情况下，为了进行不确定性分析，就应该估算测量数据和总排放量之间的比率。

如果数据样本足够大，则可以应用标准统计拟合良好性检测，并与专家判断相结合，来帮助决定用哪一种概率密度函数来描述数据（如果需要的话，对数据进行分割）的变率，以及如何对其进行参数化。可是，在许多情形下，用于推断出不确定性的测量数目非常少。通常，只要有三个或三个以上的数据点，并且数据是所关注变量的随机代表性样本，那么，就有可能应用统计技术来估算许多双参数分布（例如正态分布、对数正态分布）的参数值，这些双参数分布可用于描述数据集的变率（Cullen 和 Frey, 1999, 116-117 页）。如果样本较小，参数估算会存在很大的不确定性，这些不确定性将在对排放清单不确定性的量化过程中反映出来。此外，如果样本非常小，通常不可能依靠统计方法来区别可供选择的参数分布的适合度（Cullen 和 Frey, 1999, 158-159 页）。因此，在选择一个适当的参数分布以配合非常小的数据集时，需要相当强的判断力。在变化系数小于 0.3 的情况下，正态分布可能是一个合理的假设（Robinson, 1989）。当变化系数很大且为非负量时，那么正斜分布诸如对数正态分布可能是适当的。附录 1 “不确定性分析的概念基础” 提供了关于分布选择的指导，下面的 6.2.5 节 “专家判断” 则概述了在此背景下专家判断的应用。

6.2.3 与源自公开发表文献的排放因子相关的不确定性

当无法得到特定地点的数据时，*优良作法*通常是利用排放因子来估算排放，这些排放因子是从与《IPCC 指南》以及第 2 至 5 章中描述的特定源类别的《优良作法指南》相一致的文献中获得的，它们是在被判定为典型的特殊情况下测量出来的。因而，存在与原始测量以及在非原始测量环境下使用这些因子相关的不确定性。对于每个源类别来说，它是《优良作法指南》的一个关键函数，可以指导对排放因子进行选择，以最大限度地减少这一来源的不确定性。特定源类别指南还指出，在任何可能的地方，不确定性范围可能与这些因子的使用相关。

在使用这些排放因子时，对相关不确定性的估算应该考虑：

- *包括特定国家数据的原始研究*。对于测量得到的排放因子，根据原始测量的数据可以评估不确定性和概率密度函数。精心设计的测量计划将能提供覆盖各种工厂及其维护、规模和使用年限的样本数据，所以可以直接应用排放因子及其不确定性。在其它情况下，将需要专家判断来根据测量数据推测那种特定源/汇类别的工厂总量。
- *《优良作法指南》*。对于大多数排放因子，特定源类别的《优良作法指南》提供了缺省的不确定性估算，在缺乏其它信息时应该使用这些估算值。除非可以得到明确的证据，否则假定概率密度函数为正态分布。不过，清单机构应该评估缺省值对其自身状况的代表性。如果认为缺省值不具有代表性，而该源类别对于清单又非常重要，那么就应该在专家判断的基础上对假设进行改进。

过高或过低估算基年排放的排放因子有可能在后来的年份里仍然如此。因此，排放因子引起的不确定性具有与时间相关的趋势。

6.2.4 与活动水平数据相关的不确定性

和排放因子相比，活动水平数据通常与经济活动的联系更为密切。由于常常通过确定的价格刺激和财政需求来准确地核算经济活动，因此活动水平数据的不确定性较小，并且不同年份之间的相关较低。活动数据一般是由国家统计机构收集并定期公布。作为数据收集程序的一部分，这些机构可能已经评估了与其所收集数据相关的不确定性，这些不确定性可用于构建概率密度函数。这些信息并没有公布的必要，所以优良作法是直接与统计机构联系。由于经济活动数据的收集通常并不是出于估算温室气体排放的目的，因此在利用这些数据之前应评估它们的适用性。

在覆盖性、代表性和逐年可重复性方面可能出现的一般问题和特别问题的例子是：

- **统计差异的解释。**能源平衡的统计差异通常表示所报告的初始燃料量和识别出的“最终消费”及“转换”的燃料量之间的差异。它们可以表示数据不确定性的^{大小}，特别是考虑长时间序列时。
- **能源平衡的解释。**生产、使用和进/出口数据应该一致。如果不一致，表明可能存在不确定性。
- **交叉检验。**可以比较应用于同一排放源^的两种活动水平数据以提供不确定性范围的示值。例如，交通工具的燃料使用总量应该与各种交通工具的公里数与其燃料消费效率的乘积的总量相对应。
- **交通工具的数量和类型。**一些国家有详细的交通工具登记数据库，包括交通工具的类型、使用年限、燃料种类和排放控制技术^等数据，所有这些数据对于源自交通工具的甲烷（CH₄）和氧化亚氮（N₂O）排放的详细自下而上清单非常重要。其它国家没有这些详细信息，因而将导致不确定性的增加。
- **跨国界燃料走私。**这一点非常重要，可能会给活动水平数据带来偏差。作为一种交叉检验，可以比较现有的燃料消费量和部门燃料使用总量。
- **生物量燃料。**在不存在这些燃料正规市场的地方，与普通燃料相比，其消费估算可能非常不准确。
- **牲畜种群数据。**其准确性取决于国家普查和调查方法的范围及可靠性。对于寿命短于一年的动物，可能有不同的核算规则。

清单机构也可能承担专项研究以便收集额外的活动水平数据，从而在**关键源类别**（即根据第 7 章“方法学选择与重新计算”所描述的，在绝对排放水平、排放趋势或绝对排放水平与趋势两者方面，那些对一国的直接温室气体总清单具有重大影响的源类别）的优先努力方面与优良作法保持一致。

很难评估与活动水平数据相关的概率密度函数。应该依照下面有关解释专家判断的建议，把本章所概述的程序应用于可以获得的信息中。

6.2.5 专家判断

当缺乏经验数据时，对排放因子或直接排放测量的不确定性估算必须建立在专家判断的基础之上。活动水平数据的不确定性估算通常基于专家判断，并在可能的情况下通过前面描述的那些交叉检验来进行。

专家是指那些在某一特定领域具有特殊技能或知识的人；判断则是指专家根据所提供的或可利用的信息而形成的估算或结论。重要的是选择排放清单输入方面的专家，因为需要对其不确定性进行估算。

这里，专家判断的目的是通过考虑相关信息构建一个概率密度函数，诸如：

- 该排放源类似于其它排放源吗？如何比较潜在的不确定性？
- 对排放过程了解得如何？是否已经识别出所有可能的排放源？
- 排放因子变化范围的物理界限是什么？除非过程是可逆的，否则其排放不可能小于零，这也许限制了很宽的不确定性范围。质量平衡的考虑或其它过程的数据可能为排放设立了上限。
- 排放与大气浓度一致吗？排放在特定地点和较大尺度的大气浓度中得到反映，这可能再次限制了排放速率。

即使对数据集应用经典统计技术，仍然需要一定程度的专家判断，因为人们必须判断数据是否是具有代表性的随机样本。如果是，则需要判断使用什么方法来分析这些数据。这可能既需要技术上的判断，又需要统计学方面的判断。对于较小的非正态分布或经过检查的数据集，特别需要解释²。从专家获得数据的正式方法被称为专家引出。

专家引出中的可能偏差

只要情况允许，应该使用适当的协议来引出专家关于不确定性的判断。一旦专家被确定下来，就要设计引出规则，以便克服专家在形成不确定性判断时，单凭经验方法（有时候称为直观推断法）所造成的偏差。

经验法所造成的最普通的无意识偏差包括：

- *实用性偏差*。这种判断基于比较容易记住的结果。
- *代表性偏差*。这种判断基于有限的数据和经验，而没有充分考虑其它相关证据。
- *固定和调节偏差*。在进行不确定性估算时，固定于某一范围的一个特定值上，而没有对其进行充分的调节。

为了消除前两种偏差的潜在来源，引出规则应包括对相关证据的评审。为了消除第三种偏差的潜在来源，必须在专家对分布中间值做出判断之前，首先要求专家对极端值做出判断。当一个专家给出过于狭窄的数值范围时，即被称为“自负”。根据 Morgan 和 Henrion (1990)，专家们通常系统地低估不确定性。因此，最好是避免自负，以免低估真实的不确定性。

另外，还存在出现有意识偏差的可能性：

- *动机偏差*。这是由于专家期望影响结果或者避免与以前对某一问题的立场相矛盾而造成的。
- *专家偏差*。这是由于不合格的专家期望作为该领域的真正专家出现而造成的，通常会导致自负的不确定性估算。
- *管理偏差*。在这种情形下，专家做出达到组织目的的判断，而不是反映清单输入实际状态的判断。
- *选择偏差*。这是由于清单机构只选择那些顺从机构愿望的专家而造成的。

避免这些偏差的最好方法是仔细选择专家。

可以从个人或团体那里引出专家判断。专家团有助于分享知识，因此可能成为专家引出的诱导、构成和调节步骤的一部分。不过，团体的互动可能引入其它偏差。因此，通常在个人基础上引出专家判断更好。

² 在这些情形下，应该考虑一种数值方法，例如自助法(bootstrap)，来表示取样分布的特性。Cullen 和 Frey(1999)、Frey 和 Rhodes(1996)及 Frey 和 Burmaster(1999)描述了表示平均值取样分布特性的方法。

专家引出规则

专家引出规则的一个著名例子是斯坦福的 SRI 规则。下面描述了 SRI 规则的五步步骤，并在框 6.1 “详细专家判断实例的简要介绍” 中介绍了该协议的实际应用。

- **诱导:** 建立与专家的和睦关系，描述引出的背景。解释所使用的引出方法及其如此设计的理由。引出者还应该试图向专家解释最通常出现的偏差，并识别出专家中存在的可能偏差。
- **规划:** 明确定义所寻求判断的量，例如包括年份和国家、排放源类别、所使用的平均时间（一年）、排放因子平均值的不确定性焦点、排放清单模式的结构。清楚地识别出调节因素和假设（例如应该是典型条件下的年平均排放）。
- **调节:** 和专家一起工作，识别出与需要不确定性判断的量相关的所有数据、模式和理论。
- **引出:** 要求专家对不确定性做出判断。下面关于引出的部分描述了一些可供选择的方法。
- **确认:** 分析专家的响应，并向专家提供有关其判断所得结论的反馈。已经引出的判断真的是专家所表达的意思吗？在专家判断中是否存在不一致的地方？

引出专家判断的方法

在引出步骤中所使用的方法应取决于专家对概率分布的熟悉程度。通常使用的一些方法是：

- **固定值:** 估算高于（或低于）某一任意值的概率，通常重复三到五次。例如，排放因子小于 100 的概率是多少？
- **固定概率:** 估算与指定的较高（或较低）概率相关的值。例如，2.5% 概率的排放因子（即排放因子低于或高于该值的机率只有四十分之一）是多少？
- **区间法:** 该方法着重于中值和四分值。例如，要求专家选择一个排放因子值，使得真正的排放因子高于或低于该值的机率相等，这就是中值。然后，专家把分布范围的低端分成两部分，使得专家自己认为排放因子位于任何一个部分的机率相等（25% 的概率）；对分布的另一端重复这一过程。最终，可以使用固定概率或固定值的方法得到对极值的判断。
- **图解法:** 专家绘制他/她自己的分布。由于一些专家对自己的概率分布知识过于自信，所以应该慎重使用这一方法。

框 6.1 详细专家判断实例的简要介绍

假如清单机构已经确定了一个有关发电厂甲烷排放的专家，希望得到她对于这一源类别的年平均排放不确定性的判断。作为诱导步骤的一部分，引出者已经向专家解释了该分析的一般性目的和所使用的专家引出规则。在构成步骤，引出者与专家合作，提出的引出规则。例如，虽然清单机构想要的只是年平均排放的不确定性估算，但是专家可能会告诉引出者，她更愿意分别提供有关发电厂启动、部分负荷和满负荷运行的判断；为了得到年平均排放的综合不确定性，就应该对上述判断进行权衡。此后，引出者评审与评估相关的专家信息，诸如可能已经对类似的发电厂或其它燃烧源进行的测量。在引出步骤，引出者可能会要求专家给出一个上限值，使获得较高值的机率只有四十分之一（2.5%）。在得到该值以后，引出者要求专家解释这一估算的推理基础，诸如可能导致这一高排放速率的发电厂的运行情景。然后，对范围的下限，或许中值、25%的百分点、75%的百分点重复这一过程。可以混合使用固定值和固定概率的方法。引出者应该把这些结果绘制在一幅图上，以便可以识别出任何不一致的地方，并在专家可以利用的时间内进行修正。在确认步骤，引出者将确信专家对其判断得到很好地描述而感到满意。引出者还可能会关注专家对出现其判断所提供区间以外值的可能性的反应，从而确保该专家没有过于自信。

有时候，可以得到的专家判断由一个范围组成，或许再加上一个最可能的值。在这些情况下，应用下述原则：

- 当专家只提供上、下限值时，假定概率密度函数为均匀分布，变化范围对应于 95% 的置信区间。
- 当专家还提供一个最可能的值时，假定概率密度函数为三角分布，并使用最可能的值作为众数；同时假定上、下限值都排除了总体的 2.5%。分布不必是对称的。

有关专家引出的其它一些信息来源包括 Spetzler 和 von Holstein（1975）、Morgan 和 Henrion（1990）、Merkhofer（1987）、Hora 和 Iman（1989）及 NCRP（1996）。

专家判断的主观性增加了对质量保证和质量控制程序的需求，以改进不同国家之间不确定性估算的可比性。因此，作为国家存档程序的一部分，专家判断应整理成文，并鼓励清单机构评审专家判断，特别是对关键源类别的判断。文件应该包括：

- 判断的参考编号；
- 日期；
- 所涉及的人员及其从属关系；
- 被判断的量；
- 判断的推理基础，包括考虑的所有资料；
- 得到的概率分布，或者变化范围和最可能的值以及随后推导出的概率分布；
- 所有外部评审者的鉴定；
- 所有外部评审的结果；
- 清单机构的正式批准，详细说明批准日期和批准人。

6.3 合并不确定性的方法

一旦确定了源类别的不确定性，就可以把它们合并起来，以提供任何年份总清单的不确定性估算以及总清单随时间变化趋势的不确定性。

正如在本报告附录 1 和《IPCC 指南》（报告说明书）附录 1 中详尽讨论的那样，误差传播公式提供了两种方便的规则，可以根据加法和乘法来合并互不相关的不确定性：

- **规则 A:** 当不确定量由加法合并时，总和的标准偏差为相加量的标准偏差的平方之和的平方根，其中标准偏差都以绝对项表示（该规则严格适用于互不相关的变量）。

根据这一描述，当总和的不确定性以百分比项表示时，可以推出一个简单公式如下：

公式 6.3

$$U_{\text{total}} = \frac{\sqrt{(U_1 \cdot x_1)^2 + (U_2 \cdot x_2)^2 + \dots + (U_n \cdot x_n)^2}}{x_1 + x_2 + \dots + x_n}$$

其中， U_{total} 为所有量的总和的百分比不确定性（95%置信区间的一半除以总量即平均值，以百分比表示）； x_i 和 U_i 分别表示不确定量及其相关的百分比不确定性。

- **规则 B:** 当不确定性量用乘法合并时，应用同一规则，但标准偏差都必须表示为适当平均值的分数（该规则几乎适用于所有随机变量）。

对于乘积的不确定性（用百分比项表示），也可以推出一个简单公式：

公式 6.4

$$U_{\text{total}} = \sqrt{U_1^2 + U_2^2 + \dots + U_n^2}$$

其中， U_{total} 为所有量的乘积的百分比不确定性（95%置信区间的一半除以总量，以百分比表示）； U_i 为与每个量相关的百分比不确定性。

温室气体清单主要是排放因子和活动水平数据的乘积之和。因此，规则 A 和 B 可以被重复使用以估算总清单的不确定性。在实践中，在清单源类别中发现的不确定性，从几个百分点变化到几个数量级，并且可能是相关的。这与规则 A 和 B 的变量不相关且标准偏差约小于平均值的 30% 的假设不一致，但在这些情况下，仍然可以使用规则 A 和 B 以获得近似结果。作为一种选择，可以使用随机模拟（蒙特卡罗方法），即如果概率分布、变化范围和相关结构已经被适当量化的话，可以用它们把不确定性合并起来。因此，下面描述了不确定性分析的两种方法。

- **方法 1:** 使用误差传播公式并通过规则 A 和 B 来估算源类别的不确定性，源类别不确定性的简单合并就可以估算一年的总体不确定性以及趋势的不确定性。
- **方法 2:** 使用蒙特卡罗分析来估算源类别的不确定性，然后使用蒙特卡罗技术来估算一年的总体不确定性以及趋势的不确定性。

在方法 1 中，还可以一种严格的方式使用蒙特卡罗分析，来合并活动水平数据和排放因子的不确定性，这些不确定性具有很宽的或非正态的概率分布，或这两种特点都具备的概率分布。这一方法也有助于处理方法 1 中的用过程模式估算而不是用经典的“排放因子乘以活动水平数据”估算的源类别。下面 6.3.1 节讨论了两种方法之间的选择。

6.3.1 不同方法之间的比较和方法选择

使用方法 1 或方法 2 将会比以前更深入地了解各个源类别和温室气体对任何年份总排放的不确定性以及不同年份之间总排放趋势的贡献。

方法 2 在英国清单中的应用 (Eggleston 等, 1998) 表明: 95% 的置信区间是不对称的, 大约位于平均值的 7% 以下和 20% 以上。方法 1 的应用 (见附录 6A.2 “方法 1: 不确定性计算的实例”) 表明: 不确定性大约为 $\pm 20\%$ 。由于方法 1 固有的近似意味着它不可能处理不对称, 因此, 这种比较是令人鼓舞的。从物理学上看, 方法 2 中识别出不对称的原因是, 一些非常不确定的源类别的不确定性范围受到有关排放不可能小于零的认识的限制。方法 2 可以利用这一认识, 但是方法 1 不能。对于不同年份之间的趋势, Eggleston 等 (1998) 用方法 2 所进行的研究表明: 95% 的置信区间基本上是对称的, 位于平均值的 5% 上下³; 而相应的方法 1 研究结果则给出了约 $\pm 2\%$ 的范围。方法 1 所得到的值较小, 部分原因是其估算的是 1990-1997 年期间的趋势, 而方法 2 估算的是 1990-2010 年期间的趋势。但这并不能说明所有的差异。不过, 两种方法对于趋势的不确定性都给出了类似的量级, 即该不确定性小于任何年份总排放的不确定性。

不同方法之间更进一步的比较对于增进理解非常有用。方法 1 以数据表为基础, 非常容易应用, 但很难表现出还采用方法 2 的清单机构的任何额外努力。因此, 目前, 对于所有进行不确定性分析的国家, 报告方法 1 的结果就是 *优良作法*; 对于所有具备充足资源和专门知识的清单机构, 采用方法 2 就是 *优良作法*。

6.3.2 方法 1: 应用简化假设估算排放源类别的不确定性

方法 1 是利用误差传播公式来估算不确定性。首先, 使用规则 B 近似法, 合并不同源类别和温室气体的排放因子和活动水平数据的变化范围; 其次, 使用规则 A 近似法, 获得国家排放以及基年和当年之间国家排放趋势的总体不确定性。

要利用表 6.1 “方法 1: 不确定性的计算和报告” 来执行方法 1, 可以为这种方法设计商业电子数据表软件。在源类别层面完成该表, 并使用与第 2 至 5 章中部门《优良作法指南》相一致的活动水平数据和排放因子的不确定性范围。不同的气体应该分别按照二氧化碳当量输入 (即排放应该乘以 100 年的 GWP 值)。使用下述两种敏感性来估算趋势的不确定性:

- **A 型敏感性:** 基年和当年之间总排放差异的变化, 以百分比表示, 是由于基年和当年的某一特定源类别和气体的排放增加 1% 而引起的。
- **B 型敏感性:** 基年和当年之间总排放差异的变化, 以百分比表示, 是由于当年的某一特定源类别和气体的排放增加 1% 而引起的。

从概念上说, A 型敏感性是由于同等地影响基年和当年排放的不确定性而引起的, B 型敏感性则是由于只影响当年排放的不确定性而引起的。不同年份之间完全相关的不确定性将与 A 型敏感性相联系, 不同年份之间不相关的不确定性将与 B 型敏感性相联系。上面 6.2.1 至 6.2.4 节的讨论表明: 排放因子的不确定性倾向于具有 A 型敏感性, 活动水平数据的不确定性倾向于具有 B 型敏感性。可是, 这种联系并非永远如此。为了反映特殊的国情, 可以把 A

³ 特别是差异达 $6\pm 5\%$ 的排放。

型敏感性应用于活动数据，把 B 型敏感性应用于排放因子。A 型敏感性和 B 型敏感性是为进行相关分析而引进的简化。

一旦计算出由 A 型敏感性和 B 型敏感性而引入国家清单的不确定性，就可以利用误差传播公式（规则 A）对其求和，从而得到趋势的总体不确定性。

表 6.1 “方法 1：不确定性的计算和报告”中的 A 至 Q 栏包含下列信息：

- A 和 B 表示 IPCC 的源类别和温室气体。
- C 和 D 分别为基年和当年的清单估算⁴，针对 A 和 B 栏中详细说明了源类别和温室气体，以二氧化碳当量表示。
- E 和 F 分别包含活动数据和排放因子的不确定性，根据本章前面所描述的经验数据和专家判断的混合方法推导得出，输入值为 95%置信区间的一半除以平均值，以百分比表示。平分 95%置信区间的原因是，如果以“正负 x%”来简单地指示不确定性，那么 E 和 F 栏的输入值会对应于常见的正负值，因此这种专家判断可以被直接输入数据表。如果已知不确定性非常不对称，那么在平均值和信度界限之间输入较大的百分比差异。
- G 为利用误差传播公式（规则 B）按照 E 和 F 栏中的数据推导出的源类别的综合不确定性。因此，G 栏的输入是 E 和 F 栏输入的平方之和的平方根。
- H 表示 G 栏的不确定性，用当年国家总排放的百分比表示。这种方法可以表示由所考虑的源类别引入到国家排放总量中的不确定性的程度。H 栏每行的输入等于 G 栏输入乘以 D 栏输入，再除以 D 栏底部的合计。H 栏底部的合计是对当年国家总排放的百分比不确定性的估算，根据上面的输入应用规则 A 计算得到。对 H 栏所有输入的平方求和，再取平方根，就可以获得 H 栏合计。
- I 表示基年和当年之间排放的百分比差异如何变化以响应基年和当年源类别排放的 1% 增加。这揭示了排放趋势对于排放估算中系统不确定性的敏感性（即基年和当年之间相关），也即上面定义的 A 型敏感性。附录 6A.1 提供了 I 栏输入的公式推导。
- J 表示基年和当年之间排放的百分比差异如何变化以响应当年源类别排放的 1% 增加。这揭示了排放趋势对于排放估算中随机误差的敏感性（即基年和当年之间不相关），也即上面描述的 B 型敏感性。附录 6A 推导了 J 栏输入的公式。
- K 利用 I 和 F 栏的信息来表示由排放因子的不确定性而引入排放趋势的不确定性，假设不同年份之间排放因子的不确定性相关。如果用户决定不同年份之间排放因子的不确定性不相关，那么应该用 J 栏输入代替 I 栏输入，并且结果乘以 $\sqrt{2}$ 。附录 6A 推导了 K 栏输入的公式。
- L 利用 J 和 E 栏的信息来表示由活动水平数据的不确定性而引入排放趋势的不确定性，假设不同年份之间活动水平数据的不确定性不相关。如果用户决定不同年份之间活动水平数据的不确定性相关，那么应该用 I 栏输入代替 J 栏输入，但结果不乘以 $\sqrt{2}$ 。附录 6A.1 推导了 L 栏输入的公式。
- M 是对由所考虑的源类别引入到国家排放趋势中的不确定性的估算。在方法 1 中，使用规则 B 可以从 K 和 L 栏的数据推导出 M。因此，M 栏输入是 K 和 L 栏输入的平方之和的平方根。该栏底部的合计是对趋势总

⁴ “当年”是指获得清单数据的最近年份。

体不确定性的估算，可以根据上面的输入利用误差传播公式计算得到。对 M 栏所有输入的平方求和，然后求平方根，就可以获得 M 栏合计。附录 6A.1 说明了 M 栏输入及其合计的公式。

- N 到 Q 栏为指标和脚注对照。
- N 包含 D、M 或 R，取决于排放因子的不确定性范围是否建立在源类别指南中的缺省值信息（D）、特定目的的测量（M）或者国家参考信息（R）的基础之上。
- O 包含 D、M 或 R，取决于活动水平数据的不确定性范围是否建立在部门指南中的缺省值信息、特定目的的测量或者国家参考信息的基础之上。
- P 包含用于估算该源类别不确定性的所有专家判断的参考编号。
- Q 包含表格底部解释性脚注的编号，以识别出不确定性数据（包括测量数据）的参考文件或者其它与此相关的注释。

附录 6A.2 “方法 1：不确定性计算的实例” 提供了一个电子数据表的例子，包括所有的数字资料。

表 6.1

方法 1：不确定性的计算和报告

| A | B | C | D | E | F | G | H | I | J | K | L | M |
|-------------------------------|-----------------|-------------------------|-------------------------|----------|----------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|--------------------------|------------------------------------|--------------------|
| IPCC 源类别 | 温室气体 | 基年排放 | t 年排放 | 活动数据不确定性 | 排放因子不确定性 | 综合不确定性 | 占 t 年国家总排放百分比的综合不确定性 | A 型敏感性 | B 型敏感性 | 由排放因子不确定性引入到国家排放趋势中的不确定性 | 由活动数据不确定性引入到国家排放趋势中的不确定性 | 引入到国家总排放趋势中的不确定性 |
| | | 输入数据 | 输入数据 | 输入数据 | 输入数据 | $\sqrt{E^2 + F^2}$ | $\frac{G \cdot D}{\sum D}$ | 注解 B | $\frac{D}{\sum C}$ | I • F 注解 C | $J \cdot E \cdot \sqrt{2}$ 注解 D | $\sqrt{K^2 + L^2}$ |
| | | CO ₂ 当量 (Gg) | CO ₂ 当量 (Gg) | % | % | % | % | % | % | % | % | % |
| 例如： 1.A.1. 能源工业 燃料 1 | CO ₂ | | | | | | | | | | | |
| 例如： 1.A.1. 能源工业 燃料 2 | CO ₂ | | | | | | | | | | | |
| 等等... | ... | | | | | | | | | | | |
| | | $\sum C$ | $\sum D$ | | | | $\sqrt{\sum H^2}$ | | | | | $\sqrt{\sum M^2}$ |
| 合计 | | | | | | | | | | | | |

| 表 6.1 (续) | | | | | |
|----------------------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|------------|
| 方法 1: 不确定性的计算和报告 | | | | | |
| A (续) | B (续) | N | O | P | Q |
| IPCC 源类别 | 温室气体 | 排放因子 质量指标 | 活动数据 质量指标 | 专家判断 参考编号 | 脚注 参考编号 |
| | | 注解 E | 注解 E | | |
| 例如: 1.A.1 能源工业 燃料 1 | CO ₂ | | | | |
| 例如: 1.A.1. 能源工业 燃料 2 | CO ₂ | | | | |
| 等等... | ... | | | | |
| | | | | | |
| 合计 | | | | | |

注解 A 如果只知道某一源类别的总体不确定性（不是分别对于排放因子和活动数据），那么：

- 如果不同年份的不确定性相关，在 F 栏输入不确定性，在 E 栏输入 0；
- 如果不同年份的不确定性不相关，在 E 栏输入不确定性，在 F 栏输入 0。

注解 B

$$\frac{0.01 \cdot D_x + \sum D_i - (0.01 \cdot C_x + \sum C_i)}{(0.01 \cdot C_x + \sum C_i)} \cdot 100 - \frac{\sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100$$

注解 C

在假定排放因子之间不存在相关的情形下，应该使用 B 型敏感性，并且结果要乘以 $\sqrt{2}$ ：

$$K_x = J_x \cdot F_x \cdot \sqrt{2}$$

注解 D

在假定活动数据之间存在相关的情形下，应该使用 A 型敏感性，但结果不需要乘以 $\sqrt{2}$ ：

$$L_x = I_x \cdot E_x$$

注解 E

请使用下面的缩写：

D – IPCC 源类别缺省值；

M – 测量值；

R – 国家参照数据。

6.3.3 方法 1：累计和报告

表 6.1 “方法 1：不确定性的计算和报告”中包括每个源类别、燃料（适当的情况下）和温室气体，因此可用于报告。

如上所述，尽管方法 1 考虑随时间的相关，但它并不考虑源类别之间的相关，而这种相关可能发生的原因是相同的活动数据或排放因子被用于多次估算。通常，一种气体在一种排放源中处于支配地位，从而降低了任何相关的影响。但是，对于矿物燃料，相关可能很重要，因为几种子源类别使用具有相同排放因子的一种特定燃料，并且如果（有时候情况就是如此）对一种燃料总消费的了解要好于对按源类别分解后的燃料消费的了解，由于受总消费所产生的限制，那么在统计量里面将存在隐相关。在不确定性被合并之前，可以通过累计不同源类别到单个燃料的总消费水平上来处理这种相关。在报告不确定性时，这会造某些细节的损失，但能处理出现重大相关的情况（例如，当源类别层面的累计大于预期值时的矿物燃料排放的不确定性）。附录 6A.2 提供了方法 1 使用英国数据计算的例子，其中矿物燃料就是以这种方式累计的。这种方法的优点是允许与第 7 章“关键源类别分析”所建议的排放源类别相兼容。

6.4 方法 2：应用蒙特卡罗分析估算排放源类别的不确定性

方法 1 所需的简化假设在方法 2 中并不严格。方法 2 应用蒙特卡罗分析来合并不同源类别的不确定性。

蒙特卡罗分析的原理是：根据各自的概率密度函数选择排放因子和活动数据的随机值，然后计算相应的排放值。利用计算机多次重复这一过程，每次计算的结果用来构建总排放的概率密度函数。可以在源类别层面，对不同源类别的累计或对清单进行蒙特卡罗分析。

蒙特卡罗分析能够处理任何可能形状和宽度的概率密度函数，也能够处理相关的变化程度（随时间的相关和源类别之间的相关），还能处理更为复杂的模式（例如垃圾填埋中的甲烷排放的一级延迟）以及简单的“排放因子乘以活动水平数据”的计算。

Eggleston 等（1998）提供了一个例子，把蒙特卡罗分析应用于国家温室气体清单，以估算总排放及排放趋势的不确定性。McCann 等（1994）则提供了另一个应用蒙特卡罗分析的例子。Fishman（1996）概述了蒙特卡罗方法。

和所有的方法一样，只有当正确地执行蒙特卡罗分析时，该方法才能提供令人满意的结果。这就要求分析人员具有对清单科学和技术方面的了解。当然，只有当输入资料包括任何专家判断都非常可靠时，结果才会是正确的。

蒙特卡罗方法由图 6.1 所示的五个定义明确的步骤组成。只有前两个步骤需要用户自身的努力，其余步骤将由软件包来处理。6.5.3 节包含了对各种软件包的简短讨论。

- **步骤 1—确定源类别的不确定性。**确定基本数据的不确定性，包括排放因子和活动数据及其相关的平均值和概率分布函数，以及不同源类别之间的任何交叉相关。考虑 6.2.1 至 6.2.5 节中的信息。

- **步骤 2—建立软件包。**蒙特卡罗软件包中应该包括排放清单计算、概率密度函数和相关值。

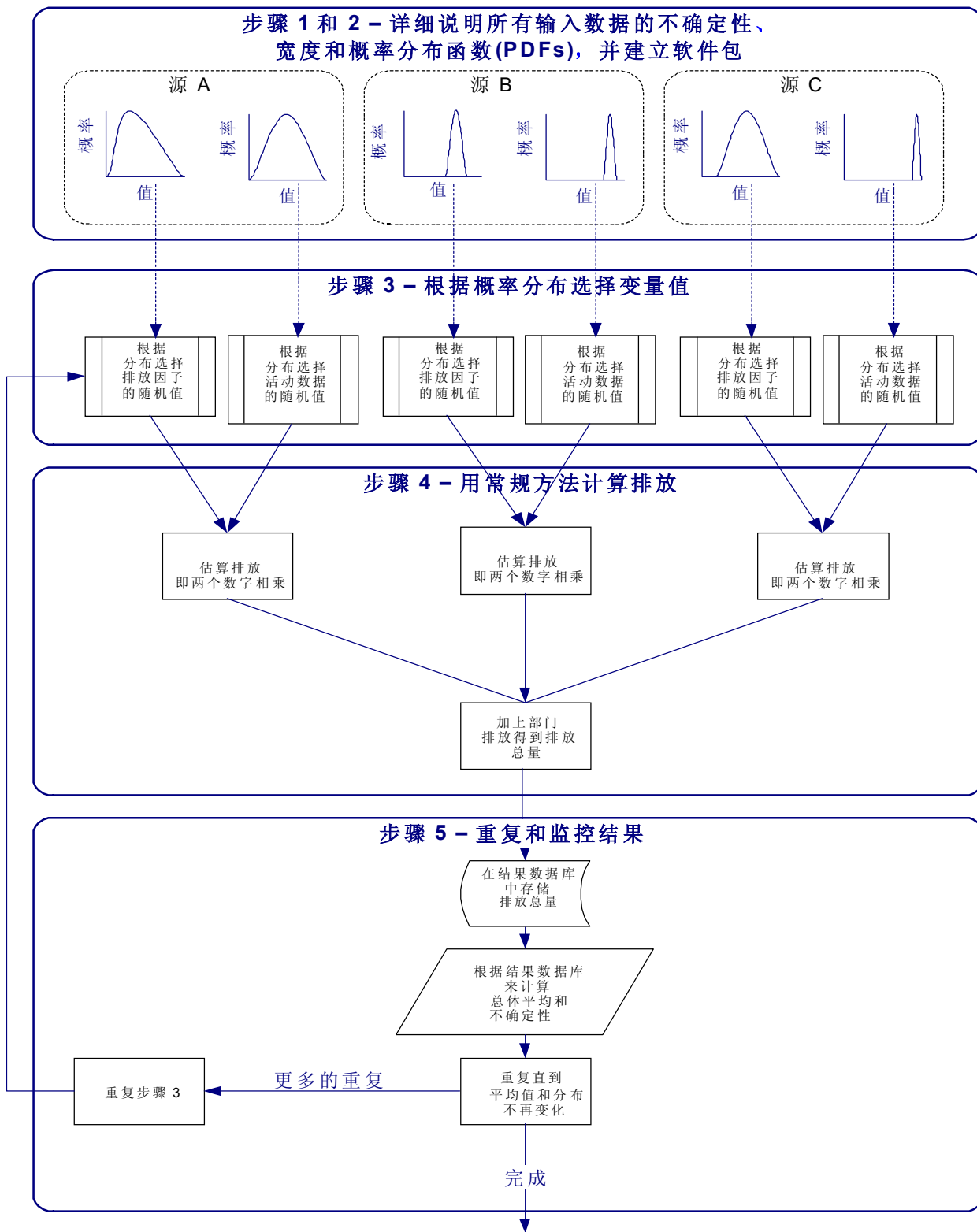
软件包将自动地执行后面的步骤。

- **步骤 3—选择随机变量。**这是重复的起点。对于每一个输入数据项（排放因子或活动数据），可以从该变量的概率密度函数中随机选择一个数值。

- **步骤 4—估算排放。**应用步骤 3 选择的变量估算总排放。图 6.1 给出的例子假定了三种排放源类别，都是根据“活动水平数据乘以排放因子”来估算的，然后求和得到总排放。计算可能更为复杂。为了获得用二氧化碳当量表示的国家总排放，温室气体排放应该乘以 GWP 值。对于 100%的相关，是很容易合并的；但是好的蒙特卡罗软件包还允许包括其它的相关。因为排放计算应该与用来估计国家清单的计算相同，因此，可以把蒙特卡罗过程完全地包括在年排放估算中。

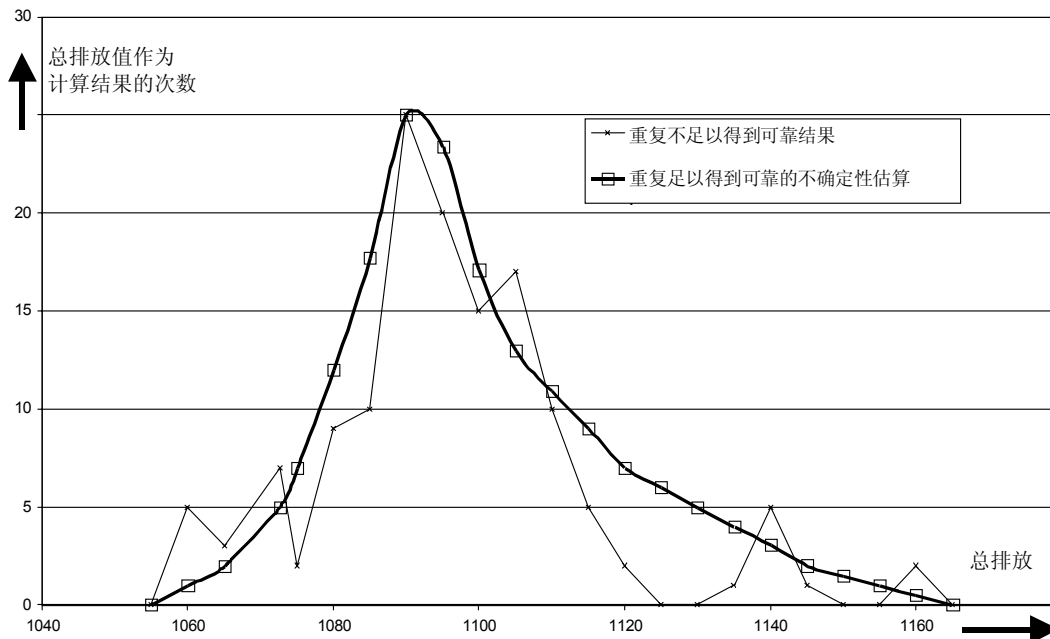
- **步骤 5—重复和监控结果。**把步骤 4 计算出的排放总量存储起来，然后从步骤 3 开始重复这一过程。所存储的排放总量的平均值就是对总排放的估算，其分布就是对结果的概率密度函数的估算。随着过程的重复，平均值接近最终答案。当平均值的变化小于某一预先确定的量时，可以终止计算。当对 95%置信范围的估算变化不超过 $\pm 1\%$ 时，那么就能得到一个足够稳定的结果。通过绘制排放估算的频率散点图，可以检查结果的收敛，该散点图应该是相当平滑的（图 6.2，蒙特卡罗模拟结果的频率散点图实例）。可以通过软件包来进行这些操作，用户只要指定重复次数或收敛标准即可。

图 6.1 蒙特卡罗方法图解



这个例子假设三种排放源类别的排放都是根据“活动水平数据乘以排放因子”计算的。

图 6.2 蒙特卡罗模拟结果的频率散点图实例



6.4.1 方法 2：趋势中的不确定性

应用方法 2 蒙特卡罗方法，可以估算某一特定年份绝对排放以及趋势中的不确定性。过程是对上节所描述步骤的简单扩展。

这里，趋势定义为基年和所关注年（ t 年）之间的差异。因此，需要建立蒙特卡罗分析，以便同时对这两年进行估算。过程是：

- 步骤 1—确定源类别的不确定性。** 确定每个排放因子和活动的概率密度函数。该过程与前面描述的过程相同，但该过程需要对基年和当年进行，并且需要考虑数据之间的关系。对于许多源类别来说，每年将使用相同的排放因子（即两年的排放因子 100% 相关）。在这种情况下，描述一种分布，并根据这一分布选择每年用于步骤 3 的数值。技术或做法的变化将会使排放因子随时间而改变；在此情形下，应该使用两个排放因子，它们的相关性较低或为零。如果排放因子包含一个随机因素或者无法预测其逐年变化，那么应该使用单独的排放因子（例如，矿物燃料碳含量依照燃料的市场供应量而变化，并且还包含其自身的不确定性）。通常，假定不同年份之间的活动速率不相关，因此应该输入两个分布，即使它们的参数相同。这样，在步骤 3 将会根据这些分布产生两个不同的随机选择。所使用的计算机软件包还可能建立其它的相关，如果可以得到充足的信息，就可以利用计算机软件包的这些能力。不过，这只在少数情形下是必要的。
- 步骤 2—建立软件包。** 可以按照前面描述的方法建立软件包，除了概率分布函数必须捕获两年排放之间的关系，并且趋势计算必须是两个单独但又同步的计算（对基年和 t 年排放）。在假定输入数据 100% 相关（主要是一些排放因子）的情况下，必须根据概率分布函数，谨慎选择相同的随机值对两年进行估算。然后，最终计算必须得到两年之间的差异。

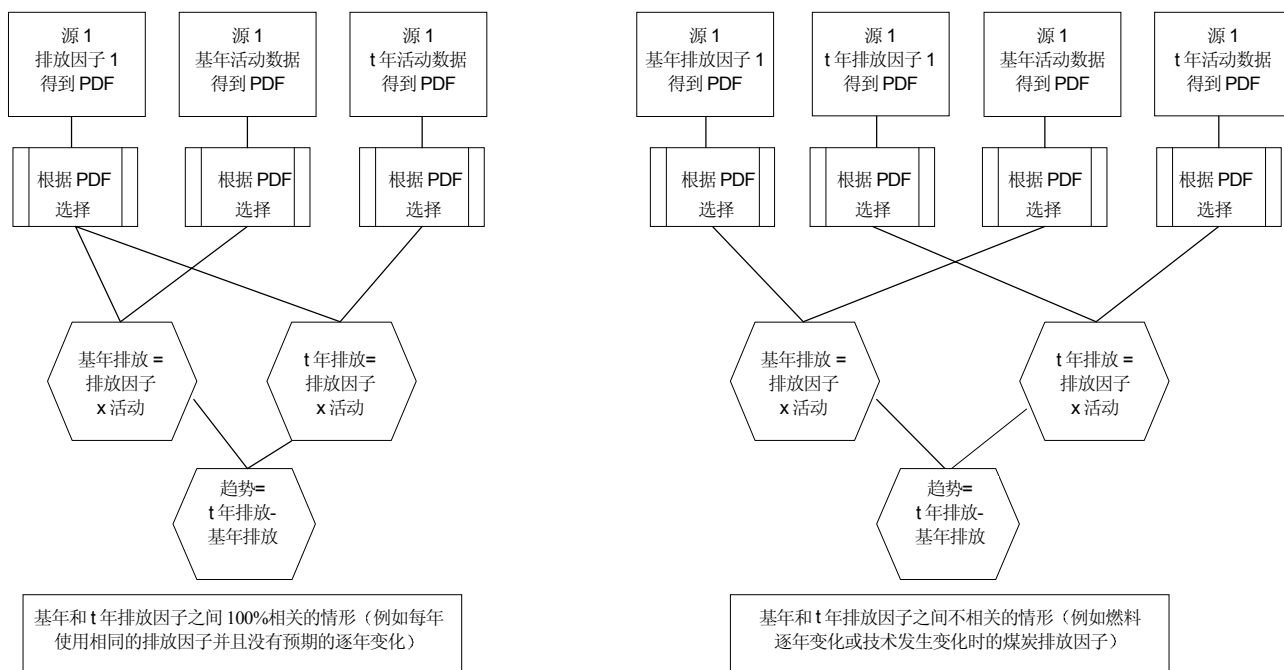
在大多数情况下，软件包将自动地执行后面的步骤。

- 步骤 3—选择随机变量。** 如前所述，计算机程序将继续进行，考虑概率密度函数（PDF）之间的任何相关。下面的图 6.3 显示了趋势分析的计算方法。
- 步骤 4—估算排放。** 正如前面所描述的，步骤 3 选择的变量将用于估算总排放。

- **步骤 5-结果。**把步骤 4 计算的排放总量以数据文件存储起来。然后从步骤 3 开始重复这一过程，直到结果出现适当的收敛。这里考虑的事项与前述相同。同时估算的一系列结果包括基年的总排放和部门排放，t 年的总排放和部门排放，以及它们之间总排放或任何部门排放之间的差异（趋势）。

图 6.3 单个源类别绝对排放和趋势的蒙特卡罗分析计算图解

(估算为排放因子乘以活动速率)



6.4.2 报告方法 2：不确定性分析

下面的数据格式适用于报告排放的蒙特卡罗模拟结果，这些排放来自不同源类别、燃料（适当的情况下）和表示为二氧化碳当量的温室气体。在表 6.2 中，国家排放趋势中的总体不确定性在 I 和 J 栏的底部出现。正如 6.3.1 节“不同方法之间的比较和方法选择”所阐述的那样，进行方法 2 分析的清单机构也要应用表 6.1 来报告方法 1 分析的结果。

表 6.2

方法 2：不确定性的报告

| A | B | C | D | E | F | G | H | I | J |
|--------------------------|-----------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|-----------------|--------------------|-----------------|-------------------|--------------------|
| IPCC 源类别 | 温室气体 | 基年排放 | t年排放 | t年排放的不确定性 (用源类别排放的百分比表示) | | 引入到 t 年国家总排放中的不确定性 | t年和基年之间排放的百分比变化 | t年和基年之间百分比变化的可能范围 | |
| | | CO ₂ 当量 (Gg) | CO ₂ 当量 (Gg) | 在(2.5个百分点)以下的% | 在(97.5个百分点)以上的% | (%) | (%) | 较低的% (2.5个百分点) | 较高的% (97.5个百分点) |
| 例如 1.A.1 能源工业 燃料 1 | CO ₂ | | | | | | | | |
| 例如 1.A.2 能源工业 燃料 2 | CO ₂ | | | | | | | | |
| 等等... | ... | | | | | | | | |
| 合计 | | | | | | | | | |

6.5 应用蒙特卡罗模拟时的考虑事项

蒙特卡罗模拟要求分析人员对每个模式输入（其不确定性将得到量化）指定其概率分布。这里，假设模拟能够合理地代表真实的世界。可以通过各种方法得到概率分布，包括对数据进行统计分析，或者引出专家判断。一个关键性的考虑事项是指定所有输入的概率分布，以便它们都建立在相同的关于平均时间、地点和与特定评估相关的其它调节因素（例如影响农业温室气体排放的气候条件）的基本假设之上。因此，分析人员不应该假定来自另一个国家的不确定性分布可以直接应用于一个清单的输入。

6.5.1 指定清单输入的概率分布

蒙特卡罗模拟要求识别出所有的模式输入，并指定其相应的概率分布。本章已对基于专家判断引出而获得分布的方法进行了回顾。Cullen 和 Frey（1999）描述并图示了基于数据统计分析而获得分布的方法。其它有用的参考文献包括 Hahn 和 Shapiro（1967）、Ang 和 Tang（1975）、D'Agostino 和 Stephens（1986）、Morgan 和 Henrion（1990）、USEPA（1996, 1997, 1999）。Frey 等（1998, 1999）给出了一些应用于排放清单的概率分析的例子。

为了利用数据作为获得分布的基础，关键的第一步是确定该数据是否是随机的代表性样本（当一个样本来自一个总体时）。所询问的有关数据的一些关键问题包括：

- 该数据能够代表与特定国情的排放或活动因子相关的各种条件吗？
- 该数据是一个随机样本吗？
- 与该数据集相联系的平均时间是多少？它与评估的平均时间（对特定年份的年排放）相同吗？

如果该数据是随机的代表性样本，那么可以利用经典统计技术直接确定分布，即使样本很小。可能需要使用适当的平均时间对数据进行转换。附录 1 “不确定性分析的概念基础”和 2.5 节“选择概率密度函数的优良作法指南”提供了选择概率密度函数的一般性建议。

在理想的情况下，可用数据将表示一个排放因子的年平均或活动数据的年总量。在此情形下，该数据将代表来自年平均总体分布的单个样本，所估算的总体标准偏差能够适当衡量年排放的不确定性。对于其它情形，该数据可能代表对所有活动总和的彻底普查（例如某一特定燃料的能源使用总量）。在此情形下，有关测量结果或测量仪器的误差信息将构成不确定性评估的基础。可以利用独立的方法或一致性检验来界定活动数据的不确定性范围。例如，燃料消费数据可以与燃料生产的估算量进行比较，包括通过各种方法对燃料生产所作的估算。

对于一个总体样本，评估的最关键方面就是该数据是否是随机的，并且是否对总体具有代表性。如果满足这些条件，就可以使用经典统计方法来确定分布。如果不满足上述条件，就必须联合使用数据分析和专家引出来确定分布。在前一种情形下，Cullen 和 Frey（1999）建议使用概要统计量和图表来检测数据集，以评估其基本特征（例如主要趋势、变化范围、不对称性）。当选择用数学或数字表示的分布作为蒙特卡罗模拟的输入时，应考虑通过检测数据所获得的知识以及对数据产生过程的了解。

一旦选择一个特定分布作为适合数据集的候选分布时，可以应用诸如“最大可能性估算”⁵或“动差匹配法”⁶等技术来估算分布的参数。有许多方法可用来评估分布的适合度，包括拟合的累积分布函数（CDF）与原始数据集的比较、概率散点图以及拟合良好性检测（例如 Cullen 和 Frey, 1999）。最重要的是，对表示数据集的参数分布的

⁵ 最大可能性方法是估算参数值，从而使观测样本的可能性（联合概率函数或联合密度函数）达到最大。

⁶ 动差法通过使相应样本和总体动差相等来获得未知参数的估算值。该方法容易使用，并能提供一致的估算。在许多情况下，动差法的估算存在偏差（Wackerly, Mendenhall III 和 Scheaffer, 1996; 395-397 页）。

选择应该不只是建立在拟合良好性检测的基础之上，而且应该建立在数据产生过程与分布理论基础的相似性基础之上（例如 Hahn 和 Shapiro, 1967）。

如果数据的平均时间少于一年，那么就有必要外推全年的不确定性。考虑一个例子，其中数据集表示某一特定源类别的日平均排放测量值的变率。Frey 和 Rhodes (1996) 详细描述了一种方法，即为日变率数据集提供一个参数分布，利用被称为“自助法模拟”的数值技术估算该分布参数的不确定性，并通过蒙特卡罗方法模拟排放因子的随机年平均值。利用自助法模拟，可以模拟适合分布的参数取样分布的不确定性（例如 Efron 和 Tibshirani, 1993; Frey 和 Rhodes, 1996; Frey 和 Burmaster, 1999）。

自助法模拟的一种简单形式运行如下：根据适合的分布，使用蒙特卡罗方法模拟与原始数据集样本大小相同的一个随机合成的数据集，这个合成的数据集被称为自助法样本。对于自助法样本，可以计算任何统计量或参数，诸如一个适合该数据集的新分布的平均值或参数，根据自助法样本估算出的统计量或参数被称为该统计量或参数的自助法复制。然后多次重复这一过程（通常 500 到 1000 次），得到相应数量的自助法样本和复制出的统计量。每次统计量都取不同的值，因为自助法样本是仿照原始数据集的随机样本。因此，这一方法是一种估算取样分布（对于任何类型分布的任何统计量，只要统计量存在）的数值技术。本质上，自助法模拟是一种模拟随机取样误差的数值技术。500 到 1000 个自助法样本意味着相应数量的可供选择的分布，根据这些分布，原始数据集可能已经是一个随机样本。对于这些可供选择的分布，每一种分布都反映了上面例子中的日变率。分析人员可以据此模拟一年的排放估算（即 365 个日排放的随机样本，求和后得到年排放总量，或平均后得到年平均排放因子），从而产生 500 到 1000 个年平均或年排放总量的估算值。这些估算值的分布将会在随机取样误差的基础上，描述年排放的不确定性。这个例子的一个关键假设是，日平均排放测量值之间不存在自相关，并且这些日值对于全年条件具有代表性，例如样本可以包括所有的季节性影响。

6.5.2 需要多大努力来表示清单输入不确定性的特性？

在理想情况下，专注于表示清单输入不确定性特性的努力应该与对总体不确定性评估的重要性成正比。如果花费大量时间详尽收集的某一源类别的数据及专家判断对总体不确定性影响很小，那就是没有很好地利用有限资源。同样，评估的缺点之一就是不能投入合理的资源来定量表示输入的不确定性，而清单的总体不确定性对于这些不确定性又高度敏感。因此，许多进行概率模拟的分析人员建议使用迭代法来进行模拟。在不确定性分析的最初迭代中，可以对输入的不确定性进行初步评估，该不确定性只通过清单进行传播，以便初步识别出不确定性的主要来源。参考文献如 Morgan 和 Henrion (1990)、Frey 和 Cullen (1999) 以及其他等人描述了评估所有输入重要性的方法。一个相对简单的方法是计算清单输出分布模拟值和每一输入分布模拟值之间的相关系数，该相关反映了两者之间线性关系的强度。相关系数的量级越大，输入不确定性和输出不确定性之间的相关关系就越强，这表明应该把该输入考虑为“敏感”输入。许多软件包将自动为用户进行敏感性计算，并用图表来表示结果。

在识别出敏感输入后，可以适当改进对这些敏感输入不确定性的估算。然后，在更大的信度上进行最终的不确定性分析。和不敏感的输入相比，重要的输入已经相应地得到更多的关注。

关于迭代的另一个要点是关于不确定性分析的长期性。初次进行蒙特卡罗模拟可能是令人生畏的。不过，随着清单机构从这些分析中获得经验，可能会发现在未来很容易对分析进行改进。对于所有涉及到的人员，蒙特卡罗分析是一个典型的学习过程，因为它能提出关于排放清单基础和质量的關鍵性重要问题。因此，随着时间的流逝，蒙特卡罗模拟将有助于决定在哪里收集数据，从而改进清单的信度。

6.5.3 选择模拟方法和模拟样本大小

有几种商业软件工具可用于进行蒙特卡罗模拟，例如 Crystal Ball、@Risk、Analytica 和 Mathematica。前两种是内插式软件，一般用于电子数据表程序。许多软件工具提供不同的取样方法，包括随机蒙特卡罗模拟和拉丁超立方取样 (LHS) 的变量。如果只有几百个样本，那么 LHS 可以产生看上去“更为平滑”的模式输出分布。使用 LHS 的缺点是人们必须提前决定迭代的次数，这是由于两个或更多的 LHS 模拟将使用重叠层因而不能被合并，从而导致

很难解释结果。在一些情况下，LHS 可能会低估概率分布的较高动差，因为分级法会排除随机数据集可能出现的非常高或低的数值。总的来说，建议使用随机蒙特卡罗模拟作为缺省方法，因为它具有机动性，在必要的时候能继续对越来越大的模拟样本进行随机模拟，直到模式输出收敛为止。Cullen 和 Frey (1999) 提供了有关 LHS 和蒙特卡罗模拟之间比较的更多信息 (207-213 页)。

6.5.4 清单输入之间的相关

通常，当开始进行概率分析时，分析人员考虑的一个关键问题是模式输入之间是否存在相关。在理想情况下，最好是定义模式，以便所有输入在统计学上尽可能相互独立。与其试图估算许多子排放源类别的活动数据（这些数据至少有一部分是根据差异推导出来的），不如对已知的活动总量指定不确定性。例如，可以根据燃料总消费量与交通、工业和商业部门燃料使用量之间的差异来估算居民燃料使用量。在此情形下，居民燃料使用量的不确定性估算将与其它子排放源类别燃料使用量的不确定性呈负相关，并且与总消费量的不确定性相比，其不确定性可能非常之大。因此，与其试图单独估算每一个子排放源类别的不确定性，不如估算总消费量的不确定性更为实用，这样可以获得较准确的估算值，并能进行交叉核对。

6.5.5 相关重要吗？

必须记住的一个要点是：即使相关存在，它们对于不确定性的评估可能也并不重要。只有当相关存在于两个清单不确定性对其敏感的输入之间且相关很强的情形下，输入之间的相关才是重要的。相反，输入之间较弱的相关或者清单不确定性对其不敏感的输入之间较强的相关都对分析的影响很小。

6.5.6 处理相关的一些方法

如果认为输入之间的相关很重要，可以应用各种方法在分析中考虑相关。这些方法包括：(1)直接模拟相关；(2)对源类别进行分级或累计以把相关的影响减小到最低程度；(3)使用有限配对法模拟相关（许多软件包中都包括这一方法）；(4)在可以得到多变量数据集的情况下使用再取样技术；(5)考虑有限的或敏感性情况（例如假定一个不相关的例子和一个完全正相关的例子）。Cullen 和 Frey (1999)、Morgan 和 Henrion (1990) 以及 USEPA (1996) 提供了更为详细的讨论和这些方法的应用实例，这些文章还列出了引用的所有相关文献。

6.5.7 指定清单输入的相关

许多软件包允许指定模式输入之间的相关（例如 Iman 和 Conover, 1982）。在一些情形下，这些软件包可能只对 LHS 提供这一功能；而在其它情形下，也可能与随机蒙特卡罗模拟一起使用。高级用户应该注意这些方法中的一个细节，即这些软件工具可能导致任何两个或多个分布之间的秩相关，而不是样本相关。可是，人们可以使用一些方法来指定某些类型分布的样本相关，诸如多变量正态分布（例如 Morgan 和 Henrion, 1990 或 Cullen 和 Frey, 1999）。

6.5.8 分析清单输出

许多软件包允许用户显示概率密度函数 (PDF) 和累积分布函数 (CDF)，并为给定的模式输入提供概要统计量的输出。通常，对于任意给定的情况，CDF 曲线将比 PDF 曲线更为平滑。此外，CDF 考虑了对中值、95%置信区间或任何其它分布百分点的定量解释。因此，为了实用的目的，CDF 通常对表示模式输出最为有用。PDF 则对获得有关输出的定性知识非常有用，诸如输出是否正偏。

6.5.9 鼓励使用适当的技术

这里提供的指南并不打算排除使用改进后的方法。此外，本文件并未覆盖分析人员可能面对的所有情形。因此，鼓励清单机构参照下面所引用的文献，它们可以提供更多有关如何进行不确定性分析的建议。

6.6 结论

本章所描述的方法将使清单机构能够估算和报告任何年份总排放的不确定性、不同年份之间趋势的不确定性以及每种排放源类别对总体不确定性所作的贡献。这些信息应该有助于确定改进未来清单准确性的优先努力方向，并且可以说明总体和趋势不确定性对于单个源类别不确定性降低的响应情况。

附录 6A.1

表 6.1（方法 1）中的公式推导

变量的解释

C_x = C 栏和 x 行的输入值

n = 排放源类别的数量（行数）

$\sum C_i$ = 清单中所有排放源类别（行数）的总和，从 i=1 到 i=n

A-F 栏

输入数据

G 栏

利用误差传播公式所合并的不确定性

$$G_x = \sqrt{E_x^2 + F_x^2}$$

H 栏

作为 t 年总排放百分比的综合不确定性

$$H_x = \frac{G_x \cdot D_x}{\sum D_i}$$

利用误差传播公式获得 H 栏合计（总体排放不确定性）：

$$\text{Total of column H} = \frac{\sqrt{\sum_x \left[\left(\sum_x D_x \right)^2 \cdot (H_x)^2 \right]}}{\sum_x D_x} = \sqrt{\sum_x H_x^2}$$

I 栏

I 栏输入表示基年和 t 年之间的排放差异如何变化以响应基年和 t 年源类别 x 排放的 1% 增加。这揭示了排放趋势对于排放估算中系统不确定性的敏感性，即基年和 t 年之间相关的敏感性。该敏感性被描述为 A 型敏感性。

I_x = 当源类别 x 在基年和 t 年以 1% 速率增加时的百分比趋势 - 没有增加时的百分比趋势

$$= \frac{0.01 \cdot D_x + \sum D_i - (0.01 \cdot C_x + \sum C_i)}{(0.01 \cdot C_x + \sum C_i)} \cdot 100 - \frac{\sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100$$

J 栏

J 栏输入表示基年和 t 年之间的排放差异如何变化以响应 t 年源类别 x 排放的 1% 增加。这揭示了排放趋势对于排放估算中随机不确定性误差的敏感性，即基年和 t 年之间不相关的敏感性。该敏感性被描述为 B 型敏感性。

$$\begin{aligned}
 J_x &= \text{当源类别 } x \text{ 在 } t \text{ 年以 } 1\% \text{ 速率增加时的百分比趋势} - \text{没有增加时的百分比趋势} \\
 &= \frac{0.01 \cdot D_x + \sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100 - \frac{\sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100 \\
 &= \frac{D_x}{\sum C_i}
 \end{aligned}$$

K 栏

如果假设在基年和 t 年使用相同的排放因子，且实际排放因子完全相关，那么由此引入的百分比误差在这两年是相等的。因此，由排放因子引入趋势中的不确定性公式为：

$$\begin{aligned}
 K_x &= \text{A 型敏感性} \cdot \text{排放因子的不确定性} \\
 &= I_x \cdot F_x
 \end{aligned}$$

在假定排放因子不相关的情况下，应该使用 B 型敏感性，其结果需要乘以 $\sqrt{2}$ ，在下面 L 栏的公式推导中给出这样做的原因：

$$\begin{aligned}
 K_x &= \text{B 型敏感性} \cdot \text{排放因子的不确定性} \cdot \sqrt{2} \\
 &= I_x \cdot F_x \cdot \sqrt{2}
 \end{aligned}$$

L 栏

趋势为基年和 t 年排放之间的差异。因此，必须考虑基年和 t 年活动数据的不确定性。假设基年和 t 年的不确定性相同，利用误差传播公式，这两个不确定性合并为：

$$\begin{aligned}
 &= \{(\text{基年活动数据的不确定性})^2 + (\text{t 年活动数据的不确定性})^2\}^{1/2} \\
 &\approx \{(\text{t 年活动数据的不确定性})^2 \cdot 2\}^{1/2} \\
 &= E_x \cdot \sqrt{2}
 \end{aligned}$$

由于假设两年的活动数据是独立的，L 栏等于：

$$\begin{aligned}
 L_x &= \text{B 型敏感性} \cdot \text{合并的两年活动数据的不确定性} \\
 &= J_x \cdot E_x \cdot \sqrt{2}
 \end{aligned}$$

在假定两年活动数据之间相关的情况下，应该使用 A 型敏感性但不使用 $\sqrt{2}$ 因子。

$$L_x = I_x \cdot E_x$$

M 栏

M 栏描述了由活动数据和排放因子的不确定性而引入趋势中的综合不确定性。

$$M_x = \sqrt{K_x^2 + L_x^2}$$

利用下面的误差传播公式把 M 栏 M_i 的输入合并起来，可以获得趋势的总体不确定性。

$$\text{Total of column M} = \frac{\sqrt{\sum_x \left[\left(\sum_x (D_x - C_x) \right)^2 \cdot (M_x)^2 \right]}}{\sum_x (D_x - C_x)} = \sqrt{M_1^2 + M_2^2 + \dots + M_n^2}$$

附录 6A.2 方法 1：不确定性计算的实例

下面的数据表给出了一个计算英国国家温室气体清单的实例。

表 6.3

方法 1：不确定性计算和报告的实例

| | A | B | C | D | E | F | G | H | I | J | K | L | M |
|-----|-----------|--------------------|----------------------------|----------------------------|--------------|--------------|--------|-----------------------------------|---------|--------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------|
| | IPCC 源类别 | 温室气体 | 基年排放 1990 | t年排放 1997 | 活动数据 不确定性 | 排放因子 不确定性 | 综合不确定性 | 作为 t 年国家 总排放百分 比的综合不 确定性 | A 型敏感性 | B 型敏感性 | 由排放因子不 确定性引入到 国家排放趋势 中的不确定性 | 由活动数据不 确定性引入到 国家排放趋势 中的不确定性 | 引入到国家总 排放趋势中的 不确定性 |
| | | | CO ₂ 当量 (Gg) | CO ₂ 当量 (Gg) | % | % | % | % | % | % | % | % | % |
| 1A | 煤 | CO ₂ | 238 218 | 142 266 | 1.2 | 6 | 6.1 | 1.2 | -0.0966 | 0.1840 | -0.58 | 0.31 | 0.66 |
| 1A | 石油 | CO ₂ | 208 684 | 196 161 | 1 | 2 | 2.2 | 0.6 | 0.0076 | 0.2538 | 0.02 | 0.36 | 0.36 |
| 1A | 天然气 | CO ₂ | 111 052 | 181 691 | 2 | 1 | 2.2 | 0.6 | 0.1039 | 0.2351 | 0.10 | 0.66 | 0.67 |
| 1A | 其它(废弃物) | CO ₂ | 138 | 741 | 7 | 20 | 21.2 | 0.0 | 0.0008 | 0.0010 | 0.02 | 0.01 | 0.02 |
| 1B | 固体燃料转化 | CO ₂ | 2 573 | 1 566 | 1.2 | 6 | 6.1 | 0.0 | -0.0010 | 0.0020 | -0.01 | 0.00 | 0.01 |
| 1B | 石油和天然气 | CO ₂ | 8 908 | 6 265 | 1 | 14 | 14.0 | 0.1 | -0.0024 | 0.0081 | -0.03 | 0.00 | 0.03 |
| 2A1 | 水泥生产 | CO ₂ | 6 693 | 6 157 | 1 | 2 | 2.2 | 0.0 | 0.0001 | 0.0080 | 0.00 | 0.01 | 0.01 |
| 2A2 | 石灰生产 | CO ₂ | 1 192 | 1 703 | 1 | 5 | 5.1 | 0.0 | 0.0008 | 0.0022 | 0.00 | 0.00 | 0.01 |
| 2A3 | 石灰石和白云石使用 | CO ₂ | 1 369 | 1 551 | 1 | 5 | 5.1 | 0.0 | 0.0004 | 0.0020 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2A4 | 纯碱使用 | CO ₂ | 116 | 120 | 15 | 2 | 15.1 | 0.0 | 0.0000 | 0.0002 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2B | 氨生产 | CO ₂ | 1 358 | 814 | | 5 | 5.0 | 0.0 | -0.0005 | 0.0011 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2C1 | 钢铁生产 | CO ₂ | 3 210 | 1 495 | 1.2 | 6 | 6.1 | 0.0 | -0.0019 | 0.0019 | -0.01 | 0.00 | 0.01 |
| 5D | 土地利用变化和林业 | CO ₂ | 31 965 | 27 075 | 5 | 54 | 54.2 | 2.1 | -0.0027 | 0.0350 | -0.14 | 0.25 | 0.29 |
| 6C | 城市固体废弃物焚烧 | CO ₂ | 660 | 29 | 7 | 20 | 21.2 | 0.0 | -0.0007 | 0.0000 | -0.01 | 0.00 | 0.01 |
| | | CO ₂ 合计 | 616 137 | 567 634 | | | | | | | | | |
| 1A | 所有燃料 | CH ₄ | 2 507 | 1 975 | 1.2 | 50 | 50.0 | 0.1 | -0.0004 | 0.0026 | -0.02 | 0.00 | 0.02 |
| 1B1 | 煤矿 | CH ₄ | 17 188 | 6 687 | 1 | 13 | 13.0 | 0.1 | -0.0116 | 0.0087 | -0.15 | 0.01 | 0.15 |
| | 固体燃料转化 | CH ₄ | 215 | 173 | 6 | 50 | 50.4 | 0.0 | 0.0000 | 0.0002 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 1B2 | 天然气转化 | CH ₄ | 8 103 | 7 301 | 2 | 15 | 15.1 | 0.2 | -0.0001 | 0.0094 | 0.00 | 0.03 | 0.03 |
| | 进海石油和天然气 | CH ₄ | 2 402 | 1 957 | 10 | 26 | 27.9 | 0.1 | -0.0003 | 0.0025 | -0.01 | 0.04 | 0.04 |
| 2C | 钢铁生产 | CH ₄ | 16 | 13 | 1.2 | 50 | 50.0 | 0.0 | 0.0000 | 0.0000 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 4A | 肠发酵 | CH ₄ | 19 177 | 18 752 | 1 | 20 | 20.0 | 0.5 | 0.0016 | 0.0243 | 0.03 | 0.03 | 0.05 |
| 4B | 粪肥管理 | CH ₄ | 2 338 | 2 325 | 1 | 30 | 30.0 | 0.1 | 0.0003 | 0.0030 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| 4F | 田间燃烧 | CH ₄ | 266 | 0 | 25 | 50 | 55.9 | 0.0 | -0.0003 | 0.0000 | -0.02 | 0.00 | 0.02 |
| 6A | 固体废弃物处理 | CH ₄ | 23 457 | 17 346 | 15 | 46 | 48.4 | 1.2 | -0.0052 | 0.0224 | -0.24 | 0.48 | 0.53 |
| 6B | 废水处理 | CH ₄ | 701 | 726 | 15 | 48 | 50.3 | 0.1 | 0.0001 | 0.0009 | 0.01 | 0.02 | 0.02 |
| 6C | 废弃物焚烧 | CH ₄ | 1 | 1 | 7 | 50 | 50.5 | 0.0 | 0.0000 | 0.0000 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| | | CH ₄ 合计 | 76 371 | 57 257 | | | | | | | | | |

表 6.3

方法 1：不确定性计算和报告的实例

| | A | B | C | D | E | F | G | H | I | J | K | L | M |
|-----------------------|----------|------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------|------------------|--------|-----------------------------------|---------|--------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------|
| | IPCC 源类别 | 温室气体 | 基年排放 1990 | t年排放 1997 | 活动数据 不确定性 | 排放因子 不确定性 | 综合不确定性 | 作为 t 年国家 总排放百分 比的综合不 确定性 | A 型敏感性 | B 型敏感性 | 由排放因子不 确定性引入到 国家排放趋势 中的不确定性 | 由活动数据不 确定性引入到 国家排放趋势 中的不确定性 | 引入到国家总 排放趋势中的 不确定性 |
| | | | CO ₂ 当量 (Gg) | CO ₂ 当量 (Gg) | % | % | % | % | % | % | % | % | % |
| 1A2 和 1A4 和 1A5 | 其它燃烧 | N ₂ O | 3 865 | 3 562 | 1.2 | 195 | 195.0 | 1.0 | 0.0001 | 0.0046 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |
| 1A3 | 交通 | N ₂ O | 1 300 | 3 645 | 1.4 | 170 | 170.0 | 0.9 | 0.0032 | 0.0047 | 0.54 | 0.01 | 0.54 |
| 1B2 | 石油和天然气 | N ₂ O | 3 | 2 | 10 | 110 | 110.5 | 0.0 | 0.0000 | 0.0000 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 2B | 己二酸生产 | N ₂ O | 25 136 | 17 766 | 0.5 | 15 | 15.0 | 0.4 | -0.0067 | 0.0230 | -0.10 | 0.02 | 0.10 |
| 2B | 硝酸生产 | N ₂ O | 4 383 | 3 723 | 10 | 230 | 230.2 | 1.2 | -0.0004 | 0.0048 | -0.08 | 0.07 | 0.11 |
| 4B | 粪肥管理 | N ₂ O | 1 583 | 1 559 | 1 | 509 ^a | 509.0 | 1.1 | 0.0002 | 0.0020 | 0.08 | 0.00 | 0.08 |
| 4D | 农业土壤 | N ₂ O | 29 472 | 29 098 | 1 | 509 | 509.0 | 21.0 | 0.0029 | 0.0376 | 1.47 | 0.05 | 1.47 |
| 4F | 田间燃烧 | N ₂ O | 78 | 0 | 10 | 230 | 230.2 | 0.0 | -0.0001 | 0.0000 | -0.02 | 0.00 | 0.02 |
| 6B | 废水处理 | N ₂ O | 153 | 157 | 1 | 100 | 100.0 | 0.0 | 0.0000 | 0.0002 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 6C | 废弃物焚烧 | N ₂ O | 115 | 11 | 7 | 230 | 230.1 | 0.0 | -0.0001 | 0.0000 | -0.03 | 0.00 | 0.03 |
| | | N ₂ O 合计 | 66 089 | 59 525 | | | | | | | | | |
| 2 | 工业过程 | HFC | 11 374 | 18 447 | 2 | 25 | 25.1 | 0.7 | 0.0104 | 0.0239 | 0.26 | 0.07 | 0.27 |
| 3 | 工业过程 | PFC | 2 281 | 661 | 5 | 19 | 19.6 | 0.0 | -0.0018 | 0.0009 | -0.03 | 0.01 | 0.04 |
| 4 | 工业过程 | SF ₆ | 724 | 1 170 | 10 | 8 | 12.8 | 0.0 | 0.0007 | 0.0015 | 0.01 | 0.02 | 0.02 |
| | | 卤烃和 SF ₆ 合计 | | | | | | | | | | | |
| | 总排放 | GWP 加权合计 | 772 976 | 704 693 | | | | | | | | | |
| | 总体不确定性 | | | | 该年总体不确定性(%) | | | 21.3 | | | 趋势不确定性(%) | | 2.0 |

^a 根据蒙特卡罗模拟中使用的对数分布估算的不确定性，即(97.5个百分点-平均值)/平均值*100。

参考文献：

- Ang, A.H.S. and W.H. Tang (1975). *Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Volume 1*. John Wiley and Sons, New York.
- Cullen, A.C. and H.C. Frey (1999). *Probabilistic Techniques in Exposure and Risk Assessment: A Handbook for Dealing with Variability and Uncertainty in Models and Inputs*. Plenum Press, New York.
- D'Agostino, R.B. and M.A. Stephens (1986). *Goodness of Fit Techniques*. Marcel Dekker, New York.
- Efron, B. and Tibshirani, R.J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall, New York.
- Eggleston, S. et al. (1998). *Treatment of Uncertainties for National Greenhouse Gas Emissions*. Report AEAT 2688-1 for DETR Global Atmosphere Division, AEA Technology, Culham, UK.
- Fishman G.S. (1996). *Monte Carlo: Concepts, Algorithms, and Applications*. Springer-Verlag, New York.
- Frey, H.C. and D.E. Burmaster (1999). 'Methods for Characterization of Variability and Uncertainty: Comparison of Bootstrap Simulation and Likelihood-Based Approaches'. *Risk Analysis*, 19(1): 109-129.
- Frey, H.C. and D.S. Rhodes (1996). 'Characterizing, Simulating, and Analyzing Variability and Uncertainty: An Illustration of Methods Using an Air Toxics Emissions Example'. *Human and Ecological Risk Assessment*, 2(4), pp. 762-797.
- Frey, H.C., Bharvirkar, R., Thompson, R. and Bromberg, S. (1998). 'Quantification of Variability and Uncertainty in Emission Factors and Inventories'. *Proceedings of Conference on the Emission Inventory*, Air & Waste Management Association, Pittsburgh, PA, USA.
- Frey, H.C., Bharvirkar, R. and Zheng, J. (1999). *Quantitative Analysis of Variability and Uncertainty in Emissions Estimation, Final Report*. Prepared by North Carolina State University for U.S. Environmental Protection Agency, Research Triangle Park, North Carolina, USA, July 1999. Available at www4.ncsu.edu/~frey/
- Hahn, G. J. and Shapiro, S. S. (1967). *Statistical Models in Engineering*, John Wiley and Sons, New York.
- Hora, S.C., and R.L. Iman (1989). 'Expert opinion in risk analysis: The NUREG-1150 methodology'. *Nuclear Science and Engineering*, 102, pp. 323-331.
- Iman, R. L. and Conover, W. J. (1982). 'A Distribution-Free Approach to Inducing Rank Correlation Among Input Variables'. *Communications in Statistics*, B11(3), pp. 311-334.
- McCann, T.J. & Associates and Nosal, M. (1994). Report To Environment Canada Regarding Uncertainties In Greenhouse Gas Emission Estimates. Calgary, Canada.
- Merkhofer, M.W. (1987). 'Quantifying judgmental uncertainty: methodology, experiences, and insights'. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, 17(5), pp. 741-752.
- Morgan, M.G. and M. Henrion (1990). *Uncertainty: A Guide to Dealing with Uncertainty in Quantitative Risk and Policy Analysis*. Cambridge University Press, New York.
- NCRP (National Council on Radiation Protection and Measurements) (1996). *A Guide for Uncertainty Analysis in Dose and Risk Assessments Related to Environmental Contamination*. NCRP Commentary No. 14, Bethesda, MD, USA.
- Robinson, J.R. (1989). 'On Uncertainty in the Computation of Global Emissions for Biomass Burning'. *Climatic Change*, 14, pp. 243-262.
- Spetzler, C.S., and von Holstein, S. (1975). 'Probability encoding in decision analysis'. *Management Science*, 22(3), pp. 340-358.
- USEPA (1996). *Summary Report for the Workshop on Monte Carlo Analysis*. EPA/630/R-96/010, Risk Assessment Forum, U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC, USA.
- USEPA (1997). *Guiding Principles for Monte Carlo Analysis*. EPA/630/R-97/001, Office of Research and Development, U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC, USA, March 1997. Available on World Wide Web at: <http://www.epa.gov/ncea/mcpolicy.htm>.

- USEPA (1999). *Report of the Workshop on Selecting Input Distributions For Probabilistic Assessments*. EPA/630/R-98/004, Office of Research and Development, U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC, January 1999. Available on World Wide Web at: <http://www.epa.gov/ncea/input.htm>.
- Wackerly, D. D., Mendenhall III, W. and Scheaffer, R. L. (1996). *Mathematical Statistics with Applications*. Duxbury Press, USA.