

第 3 章

不确定性

作者

Christopher Frey (美国), Jim Penman (英国)

Lisa Hanle(美国), Suvi Monni (芬兰), 和 Stephen Ogle (美国)

目录

3. 不确定性	
3.1 引言	6
3.1.1 不确定性分析概述	6
3.1.2 不确定性分析的总体结构	6
3.1.3 关键概念和术语	7
3.1.4 不确定性分析的基础	8
3.1.5 不确定性原因	9
3.1.6 减少不确定性	11
3.1.7 方法学选择的影响	12
3.2 量化不确定性	12
3.2.1 数据和信息来源	12
3.2.1.1 与模式有关的不确定性	12
3.2.1.2 源/汇和活动的经验数据	13
3.2.1.3 作为信息来源之一的专家判断	17
3.2.2 量化不确定性的技术	17
3.2.2.1 模式不确定性	17
3.2.2.2 经验数据的统计分析	18
3.2.2.3 引出专家判断的方法	18
3.2.2.4 选择概率密度函数的优良做法指南	19
3.2.3 合并不确定性的方法	24
3.2.3.1 方法 1：误差传播	24
3.2.3.2 方法 2：蒙特卡罗模拟	28
3.2.3.3 方法 1 和 2 的混合方法	33
3.2.3.4 方法间比较	33
3.2.3.5 方法选择的指导	35
3.3 不确定性与时间自相关	35
3.4 使用其他合适的技术	35
3.5 报告和归档	35
3.6 示例	38
3.7 技术背景信息	52
3.7.1 方法 1 变量和公式	52
3.7.2 方法 1—趋势不确定性公式的详细内容	53
3.7.3 处理方法 1 结果不对称的高度不确定性	55
3.7.4 计算对不确定性贡献的方法	57
参考文献	59

公式

公式 3.1 合并不确定性—方法 1—乘法.....	25
公式 3.2 合并不确定性—方法 2—加减法.....	25
公式 3.3 不确定性半范围的纠正因子.....	55
公式 3.4 纠正不确定性半范围.....	55
公式 3.5 不对称置信区间—几何均值.....	56
公式 3.6 不对称置信区间—几何标准偏差.....	56
公式 3.7 误差传播的高/低不确定性半范围.....	56
公式 3.8 类别X的贡献—对称不确定性的方差.....	57
公式 3.9 类别X的贡献—不对称不确定性的方差.....	57

图

图 3.1 一般不确定性分析的总体结构.....	7
图 3.2 准确性和精度图示：.....	8
图 3.3 以排放因子表示的对称和不对称不确定性示例.....	9
图 3.4 排放测量和排放速率均值的不确定性的示例.....	13
(a) 单位间变率.....	13
(b) 变率分布的不确定性.....	14
(c) 均值不确定性.....	14
图 3.5 一些常用概率密度函数模式的示例（如依据 Frey 和 Rubin, 1991）.....	21
图 3.6 蒙特卡罗方法图解.....	30
图 3.7 绝对排放和单个类别趋势（由排放因子乘以活动速率估算得到）的蒙特卡罗分析计算方法... ..	32
图 3.8 蒙特卡罗模拟结果的频率散点图实例.....	33
图 3.9 相对于算术均值的不确定性不对称范围的估算，呈现以误差传播方法计算的基于不确定性半范围的对数正态分布.....	57

表

表 3.1 处理不同的不确定性原因的一般策略.....	11
表 3.2 方法 1 不确定性计算.....	27
表 3.3 一般不确定性报告表格.....	37
表 3.4 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例（基于芬兰统计数据，2005）.....	39

框

框 3.1 详细专家判断的简明示例.....	19
框 3.2 蒙特卡罗不确定性估算处理相关性的示例.....	23
框 3.3 处理概率性分析中的模式不确定性.....	34

3 不确定性

3.1 导言

本章为估算和报告与年排放和清除量估算以及排放和清除随时间变化的趋势有关的不确定性提供指导。本章根据清单编制者的观点写就的，并结合实例提供了将类别不确定性纳入国家净排放总量和趋势的不确定性估算的两种方法。

3.1.1 不确定性分析概述

不确定性估算是一份完整的温室气体排放和清除清单的基本要素之一。推导的不确定性可用于国家水平及趋势估算以及诸如各类别的排放因子、活动数据和其他估算参数等分量。因此，本指南构建了一个估算清单不确定性的结构性方法。包括以下方法：

- 确定清单中使用的单个变量的不确定性（如特定类别的排放估算、排放因子、活动数据等）；
- 将不确定性成份纳入总清单；
- 确定趋势中的不确定性；以及
- 识别清单中不确定性的重要来源，以帮助安排收集数据和改进清单努力的优先顺序。

尽管下述方法旨在估算国家清单的不确定性，但至关重要的是要认识到会存在统计方法未予考虑的不确定性，包括由以下因素引起的不确定性：漏算或重复计算，或其他概念误差，或不完全理解可能会引起模式估算不准确性的过程。

首先，不确定性分析应视为一种方法，可用于帮助安排减少将来清单中不确定性的国家努力的优先顺序，并对方法选择进行指导。因此，用来归因不确定性值的方法必须实用、具有科学依据、非常完善，可应用于的不同类别的源排放与汇清除、方法和国情，并且要以清单用户易于理解的方式予以介绍。提供了参考节，就本章讨论的主题提供了更详细、更理论性的资料。

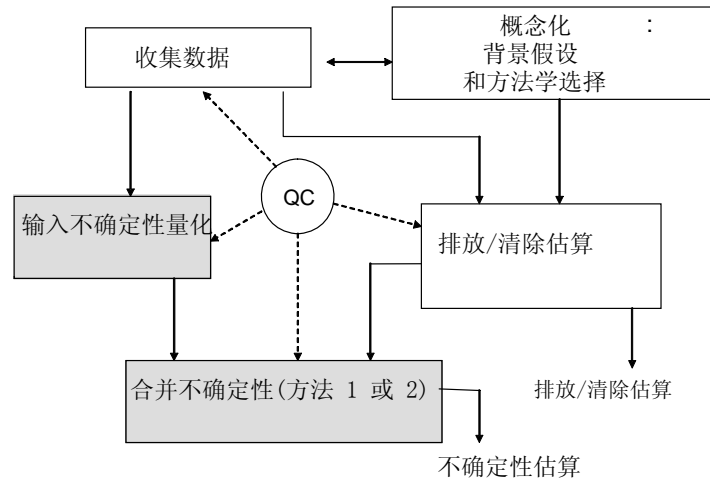
进行定量不确定性分析的方法是，估算单个类别和总清单的排放和清除估算的 95% 置信区间。95% 置信区间的定义请参见 3.1.3 节，关键概念和术语。

3.1.2 不确定性分析的总体结构

本节是对不确定性分析总体结构（如图 3.1 所示）的简要概述。排放/清除估算基于：(1) 概念化；(2) 模式；和 (3) 输入数据和假设（如排放因子和活动数据）。以上三项都可能成为不确定性的来源。从概念化开始分析。这是一组关于清单或部门结构的假设。这些假设一般包括地理区域范围、平均时间、类别、排放或清除过程和包括的气体。假设和方法学选择决定了对数据和信息的需求。数据、假设和方法学选择之间相互作用，如图中的双箭头所示。例如，更高级别方法可能需要的类别分类能力可能取决于数据可获得性。数据（无论是基于经验或专家判断）需要经过适当的数据收集和 QC 程序，第 2 章“数据收集方法”和第 6 章“质量保证/质量控制和验证”分别对此进行了详细阐述。

简单的模式可以是各个类别活动和排放因子的算术相乘，然后对所有类别加总，但是某些类别可能会使用复杂的过程模式。数据收集得到的数据和信息能够输入到更特定的不确定性数据和判断知识库（如图所示），且 3.2.1 节“数据和信息的来源”有详细讨论。3.2.1 节讨论了概念化、模式和数据中不确定性的具定原因；3.2.2 节则列举了量化输入数据中不确定性的技术。这些必需的数据包括百分比不确定性估算和基本概率密度函数（PDF-详见 3.1.4 节），以输入排放清单不确定性分析。3.2.3 节详细讨论了合并输入不确定性、以获得单个类别和总清单不确定性估算的方法。在此提供了两种合并不确定性的方法。方法 1 是比较简单的以数据表为基础的计算程序，这些程序都基于简化计算的假设。方法 2 是以蒙特卡罗模拟为基础，应用范围更加宽泛。两种方法都提供了与温室气体总清单有关的总体不确定性估算。

图 3.1 一般不确定性分析的总体结构



注释：阴影框是本章重点。

3.1.3 关键概念和术语

与进行不确定性分析有关的定义包括 *不确定性*、*准确性*、*精确性* 和 *变异性*。这些术语有时会被随意使用，可能被错误理解。事实上，它们都有明确的统计定义，应用于了解量化和报告的内容。以下按照字母顺序列举了一些定义：

准确性： 真实值与重复测量的观测值或变量估算平均值的一致。准确的测量或预测没有偏差，即没有系统性误差。

偏差： 缺乏准确性。偏差（系统性误差）的产生原因可能是无法捕捉所有相关过程，或者可获得的数据无法代表所有真实情况，或者因为仪器误差。

置信区间： 要估算的区间的数量真实数值是固定的常数，但却是未知的，如某个国家某年的年度总排放量。置信区间是包含具有规定信度（概率）的某未知固定数量的真实数值的范围。温室气体清单中使用的置信区间通常为 95%。从传统的统计角度来看，95% 的置信区间是指有 95% 的概率包含该数量真实的未知数值。另一种解释是，置信区间是可以有把握地宣称与观测到的数据或信息相一致的范围。95% 的置信区间在概率密度函数在第 2.5 和第 97.5 个百分点之间。

精度： 同一个变量反复测量结果的一致。精度越高，随机误差越少。精度独立于准确性。

概率密度函数 (PDF)： 概率密度函数 (PDF) 描述可能数值的范围和相对可能性。估算其数值未确定的固定常量的数量时，概率密度函数可用于描述 *不确定性*，即可用于描述内在 *变率*。对排放清单进行不确定性分析的目的在于，量化总排放量及与特定类别相对应的排放量和活动的未知固定数值的 *不确定性*。因此，在本章中，假定概率密度函数是用来估算不确定性而非变率，除非另外说明。

随机误差： 在均值上下随机变化。随机误差与精度成反比。通常，随机误差的量化依据均值，但是均值可能会出现偏差。因此，随机误差的概念与系统性误差不同。

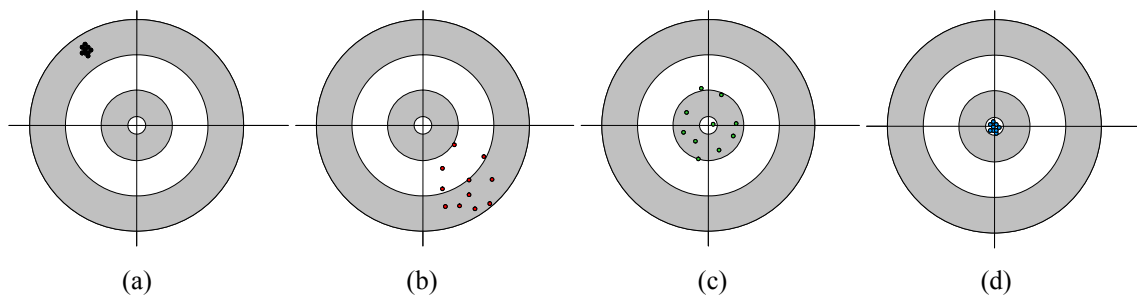
系统性误差： 表示 *偏差*（缺乏准确性）的另一术语。

不确定性： 缺乏对变量真实数值的了解，可被描述为以可能数值的范围和可能性为特征的概率密度函数。不确定性取决于分析者的知识状况，而后者又取决于可用数据的质量与数量以及对基础过程和推导方法的了解。

变率 长期变量、空间或总体数目的异质性 (Morgan 和 Henrion, 1990; Cullen 和 Frey, 1999)。例如，由于排放源的设计不同（电厂间或空间变率）以及某排放源不同时期的操作条件不同（电厂内变率），可能会产生变率。变率是系统或自然的内在属性，而不受分析者影响。

图 3.2 准确性和精度图示：

(a) 不准确但精确；(b) 不准确亦不精确；(c) 准确但不精确；(d) 既精确亦准确。



准确的清单是指在当前判断能力情况下，既没有高估或低估；精确的清单是指从实际操作角度尽可能地减少不确定性。图 3.2 提供了准确性和精度的概念比较。准确的清单没有偏差，但可以是精确的，也可以是不精确的。精确的清单可能只有很低的不确定性，但是如果清单不准确，则清单估算系统性地高于或低于真实排放或清除值。不准确或偏差的产生原因可能是，未能捕捉所有相关的排放或清除过程，或者可获得的数据不代表真实情况。没有预先确定的精确程度，部分是因为某些类别的内在变率。

3.1.4 不确定性分析的基础

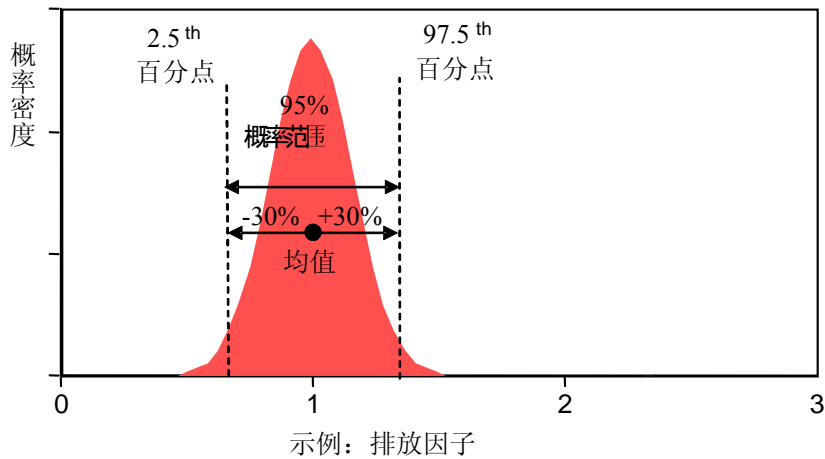
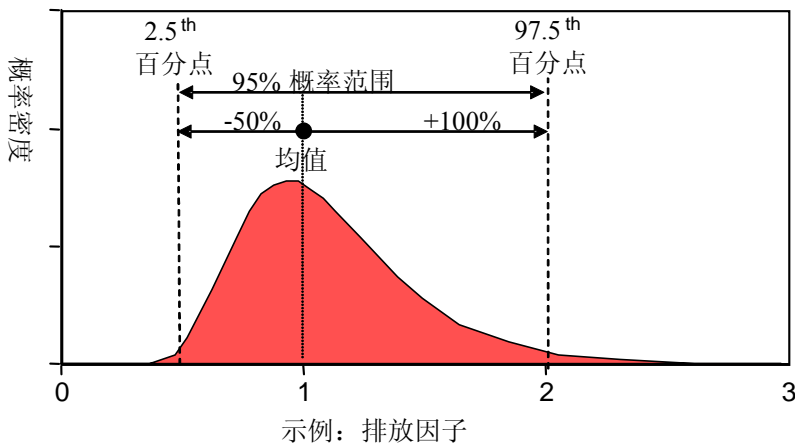
本章使用了两个主要统计概念—概率密度函数（PDF）和上节中定义的置信区间。本章主要讨论了可量化的不确定性，但是通常还存在无法量化的不确定性。定量不确定性分析一般主要依据下列方面处理随机误差：系统的内在变率和可获得数据的有限样品大小、测量误差的随机因素或者专家判断得到的不确定性随机因素的有关推论。相反，由于概念化、模式、测量技术或记录、数据推导等其他系统的不完善而引起的系统性误差可能更难量化。如 3.5 节“报告和归档”所述，对尚未量化的可能不确定性来源的优良做法是对其进行描述，尤其是来源的概念化、模式和数据，并在以后努力对其量化。

优良做法要求尽可能地预防概念化、模式和模式输入的偏差，比如使用合适的 QA/QC 程序。如果不能预防偏差，优良做法是在创建清单的均值估算时识别和纠正这些偏差。尤其是用于报告清单的点估算应当尽可能地无偏差。如果偏差最大限度地得到纠正，则不确定性分析可以集中量化与均值估算有关的随机误差。

优良做法要求在量化随机误差时使用 95% 的置信区间。这也可以表示为中心估算的百分比。如果概率密度函数对称分布，置信区间则可以方便地表示为正负一半置信区间范围除以变量估算数值（如 $\pm 10\%$ ）。如果概率密度函数不是对称分布，就需要另外说明置信区间的上限和下限（如 -30% ， $+50\%$ ）。

如果非负变量的不确定性范围相对均值足够小，则通常把不确定性描述成均值的对称范围，如图 3.3 (a) 所示。例如，排放均值是 1.0 单位，不确定性的第 2.5 个百分点是 0.7 单位，第 97.5 个百分点是 1.3 单位，那么不确定性范围可以描述为 1.0 单位 $\pm 30\%$ 。但是，如果不确定性的相对范围很大，而且不确定性与非负变量（如排放因子）相关，那么不确定性范围与均值不对称，如图 3.3(b) 所示。例如，排放均值是 1.0 单位，不确定性的第 2.5 个百分点是 0.5 单位，第 97.5 个百分点是 2.0 单位，那么不确定性范围可以描述为 1.0 单位 $-50\% \sim +100\%$ 。在后一种情况下，通常用乘法总结不确定性比用加法更方便。在上述示例中，95% 概率范围的下限是均值的 1/2，上限则是均值的 2 倍。这种范围通常被称为“2 倍”。“n 倍”的不确定性是指范围的下限是均值的 $1/n$ ，上限是均值的 n 倍。因此，10 倍不确定性的范围是 $0.1 \times$ 平均值 $\sim 10 \times$ 平均值。10 倍不确定性通常被称为“1 个数量级”。10 的高次幂被称为“n 个数量级”，比如 10^3 倍被称为 3 个数量级。

图 3.3 以排放因子表示的对称和不对称不确定性示例

(a) 均值 $\pm 30\%$ 的对称不确定性示例(b) 均值 $-50\% \sim +100\%$ （即倍数 2）的不对称不确定性示例

3.1.5 不确定性原因

很多原因会导致排放和清除的清单估算与真实基础数值不同。一些不确定性原因（如取样误差或仪器准确性的局限性）可能产生界定明确的、容易描述特性的潜在不确定性的范围估算。其他不确定性原因（如偏差）可能更难识别和量化（Rypdal 和 Winiwarter, 2001）。*优良做法*是在不确定性分析中尽可能解释所有不确定性原因，并且明确纪录是否未包括一些不确定性原因。

清单编制者应当考虑 8 大类主要的不确定性原因¹：

- **缺乏完整性：** 这种情况是，由于过程未被识别或者测量方法还不存在，无法获得测量结果或其他数据。一般情况下，这会引起来不完整概念化而造成偏差，但是视情况不同，也可能造成随机误差。
- **模式：** 模式可以是简如常数乘子（如排放因子），并增加复杂程度，如对复杂的过程模式。使用模式估算温室气体排放和清除可能会引起不确定性，包括偏差和随机误差，原因很多：
 - (i) 模式是真实系统的简化，因而不很精确。比如，计算机编程可能有误差和近似；模式解决方案可能不具有代表性，以及空间和时间覆盖范围不能充分代表整体。

¹ 更详细的讨论请参见 Morgan 和 Henrion (1990) 以及 Cullen 和 Frey (1999)。

- (ii) 内推法是在一系列输入中的模式应用，据视为该模式适合于这些输入。然而，在某些情况下，如果模式是依据未经确认的输入数值组合进行评价的，就可能会发生“隐内推”(Cullen 和 Frey, 1999)。
 - (iii) 外推法（在已知有效的模式预测范围外的模式应用）会引起不确定性；
 - (iv) 模式的替代构造也会引起不同的估算；以及
 - (v) 包括活动数据和参数的模式输入通常依据有限信息取近似值，这样会在模式构造外引起另外的不确定性。
- **缺乏数据：** 在一些情况下，可能仅仅是无法获得说明某排放或清除特点必需的数据。在这些情况下，常用方法是使用相似类别的替代数据，或者使用内推法或外推法作为进行估算的基础。
 - **数据缺乏代表性：** 这种不确定性来源与缺乏以下两者的完整相应有关：可获得数据的条件和真实排放/清除或活动的条件。例如，排放数据可能在发电厂满负荷运行时可获得，而在启动条件下或负荷变化时无法获得。这时，数据只与需要的排放估算部分相关。一般情况下，缺乏代表性会引起偏差。
 - **统计随机取样误差：** 这种不确定性来源与有限大小的随机样本的数据有关，通常取决于取样总体与样品本身大小（数据点数）的方差²。通常可以通过增加抽取的独立样品数来减少这类不确定性。这里，**优良做法**是正确区分前文定义的**变率**和**不确定性**。为了对清单进行不确定性分析，一般关注的是国家水平的年平均不确定性，而不是短期或小地理范围可能产生的全范围变率。较大的样品不会减少内在变率，然而能使置信区间变小，而置信区间是估算不确定性随机因素的基础。
 - **测量误差：** 测量误差（可能是随机或系统性的）产生于以下原因：测量、记录和传输信息误差；有限的工具解决方案；测量标准和推导资料的不精确数值；从外部资源获得的和数据缩减算法中使用的常数及其他参数的不精确数值（如 *IPCC 指南* 的缺省数值）；纳入到测量方法和估算程序中的近似值及假设；和/或明显相同条件下对排放或清除或相关变量反复观察的变化。
 - **错误报告或错误分类：** 此处不确定性可能产生于排放或清除的定义不完整、不清晰或有错误。一般情况下，这种不确定性原因会引起偏差。
 - **丢失数据：** 不确定性可能会引起试图进行的测量无法获得数值。一个实例是低于检测限度的测量。这种不确定性会引起偏差和随机误差。如果测量数值低于检测限度，则可以估算不确定性的上限。有严格的统计技术专门处理未测出数据和其他类型的丢失数据（如随机丢失的数据）(Cohen 和 Whitten, 1998; Gelfand, 1996; Zhao 和 Frey, 2004b)。这些技术可能要求对无法获得数据的分布部分进行估算或归因。

尤其是在外推法中，如果从近期源/汇数据外推估算没有数据的关注年份的清单，就会产生不确定性（请参见第 5 章“时间序列一致性”）。通常，外推得到的估算被报告为“临时”估算，获得相关数据后就要进行更新。然而，在更新以前，可能需要使用临时清单。与外推法有关的其他不确定性是一种模式不确定性。与外推法有关的误差可能是系统性的、随机的或者两者兼而有之。如果曾经使用外推法并有后续纠正，就有可能推导过去观测到的误差分布的数据。如果在临时估算中存在偏差，那么分布均值就不为零，而且偏差可以被量化。该分布能够表示预测真实源/汇流量能力的误差，这种预测能力基于过去使用的外推法。如果外推方法变化，可以使用专家判断量化不确定性。

如果可以确定均值概率密度函数，就可以通过统计方法量化各种不确定性原因。如 3.2 节所述，量化不确定性的方法包括：经验数据的统计分析；引出（量化）表示为概率密度函数的专家判断；或两者结合。然而，可能会存在定量不确定性分析（以概率密度函数表示）中不易纳入的结构不确定性。结构不确定性的例子包括，错误识别或错误指定需要分析的系统以及与使用模式有关的可能问题（例如模式的不适当性或模式误差）。这些情况一般都不属于统计学的范围（ISO 1993）³，虽然已经提出了处理模式不确定性的概率方法（如 Evans 等, 1994）。例如，可以根据专家判断使用替代模式加权。表 3.1

2 数值总体方差是总体中每个数值和均值差值平方的平均数。总体的样本方差是样本数值和样本均值的差值平方的总和，再除以样品数值个数减 1。

3 解决这些不确定性来源是有可能的。例如，通过比较模式输出和测量数值可以解决至少一部分与模式误差有关的不确定性。取决于模式输出和测量值的比较方法，可以识别与模式有关的偏差，这些偏差可能随着模式系统类型的不同而变化。

表 3.1
处理不同的不确定性原因的一般策略

不确定性原因	策略			其它评价 ¹
	评估的概念化和模式构造	经验和统计	专家判断	
缺乏完整性	√			是否忽略了系统的关键因素？如果是，那么系统误差可量化或不可量化后果是什么？适当的 QA/QC 可以帮助避免这种情况。
模式 (偏差和随机误差)	√	√	√	模式构造是否完整和准确？确认模式后，模式预测的不确定性是什么？如果无法获得统计确认数据，那么基于专家判断的模式准确性和精度的估算是多少？
缺乏数据			√	如果缺乏数据，能否使用专家判断根据类似（替代）数据或理论考虑进行推导？可能与缺乏完整性和模式不确定性有关。
数据缺乏代表性	√	√	√	
统计随机取样误差		√		例如根据数据和样品大小的变率估算置信区间的统计理论。
测量误差：随机因素		√	√	
测量误差：系统性因素 (偏差)	√		√	QA/QC 和检验可能提供认知。
错误报告或错误分类		√	√	适当的 QA/QC 可以帮助避免这种情况。
丢失数据		√	√	由于未检测测量或其他类型的丢失数据，使用统计或基于判断的方法估算不确定性。

¹ 优良做法是按照第 6 章的指南在推导不确定性估算前应用 QA/QC 和验证程序或结合两者。QA/QC 和验证程序为预防错误和识别（最好是纠正）偏差提供了有用基础。

而且，QA/QC 必须预防或帮助检测及纠正误差的错误报告和错误分类。如果使用的不确定性方法没有覆盖潜在的 QA/QC 问题，在不确定性分析和 QA/QC 中就会出现重复。

提供了在分析中处理不同的不确定性原因的方法。一些不确定性原因（如错误报告/错误分类）被识别后，可以通过实施QA/QC程序、提高数据收集和/或方法减少或消除。

3.1.6 减少不确定性

在编制清单过程中，必须尽可能地减少不确定性，尤其要确保模式和收集的数据充分代表真实情况。在减少不确定性的努力中，应该优先考虑对整个清单不确定性有重大影响的清单输入，而不是对评估影响很小甚至可忽略的输入，请参见第 4 章“方法学选择和识别关键类别”。确定减少不确定性优先顺序的工具包括**关键类别分析**（参见第 4 章）和评估特定类别的不确定性对清单总不确定性的贡献（请参见 3.2.3）。根据出现的不确定性原因，可以通过 7 大类方法减少不确定性：

- **改进概念化：** 提高所选结构性假设的包容性可以减少不确定性。一个例子是更好地处理季节性效应，以获得更加准确的 AFOLU 部门排放或清除年估算。
- **改进模式：** 改进模式结构和参数化可以更好地了解 and 描述系统性误差和随机误差，以及减少这些不确定性原因。
- **改进代表性：** 这可能包括分级法或其他取样策略，如 3.2.1.2 节所列举。这对清单的农业、林业和土地利用部分的类别特别重要，但也适用于其他情况，如同一类别中使用了不同科技。例如，在保证代表性的情况下，可以使用连续排放监测系统（CEMS）减少某些来源和气体的不确定性。CEMS 在使用的设施中产生代表性数据，然而要代表整个源类别，随机样本或者组成类别的整套单个设施都需要 CEMS 数据。使用 CEMS 时，浓度和流量都会改变，就需要这两个方面的同步取样。

- **使用更精确的测量方法：** 可以通过以下方法减少测量误差：使用更精确的测量方法；避免简化假设；以及确保适当使用和校准测量科技。请参见第 2 章“数据收集方法”。
- **收集更多测量数据：** 增加样品大小，可以减少与随机取样误差相关的不确定性。填补数据漏缺可以减少偏差和随机误差。这对测量和调查均适用。
- **消除已知的偏差风险：** 方法有：确保仪器仪表准确地定位和校准（参见第 2 章 2.2 节）；模式或其他估算程序按照部门卷中决策树和其他方法学选择的指示均保证适当和具有代表性；以及系统性地使用了专家判断。
- **改进知识状况：** 通常，增进对引起排放和清除的类别和过程的了解可以帮助发现以及纠正不完整问题。*优良做法*是依据新知识持续提高排放和清除估算（请参见第 5 章“时间序列一致性”）。

3.1.7 方法学选择的影响

选择排放和清除估算的方法级别会在两个不同方面影响不确定性分析。首先，只要实施得当，使用更高级别的清单方法一般均会减少不确定性，因为这些方法会减少误差，并且更好地表示系统的复杂性。其次，某些情况下，使用更高级别的方法可能会增加不确定性估算。通常，估算的不确定性出现这种增加，并非实际表示知识减少，相反，它反映了对现有知识局限性的更实际的了解。如果低级别方法中对温室气体排放描述不完整，或者更高级别方法的使用显示了从前方法未能体现的复杂性和不确定性，就会出现这种情况。这确实说明以前低估了不确定性，而在实际中使用更高级别的方法会产生更加准确的不确定性估算。在一些情况下，两种不同的清单编制方法相对时，不确定性会增加，因为每种方法均有不同的数据要求。例如，有时汇总排放估算会更准确，因为其估算是以容易测量得到的数值为基础，或与之比较。然而分类的估算可能需要在缺乏验证估算的数据或能力时进行另外的假设。同一类别内或不同类别间，分类的适合程度会有区别。

3.2 量化不确定性

在识别与清单估算有关的不确定性原因后，清单编制者应该收集适当的信息，以制定 95% 置信区间的国家和特定类别的不确定估算。在理想情况下，排放和清除估算以及不确定性范围均能从特定类别的测量数据中推导出来。由于用这种方法测量每种排放源/汇类别可能不可行，则可能就需要其他量化不确定性的方法。获得定量不确定性估算的实用方法是，使用可以得到的最佳估算值（通常是测量数据、发布信息、模式输出和专家判断的结合）。*准则 2-5* 卷部门指南提供了与本章描述的方法结合使用的缺省不确定性估算。

尽管通常视为测量数据中的不确定性比基于模式的不确定性估算更严格，同样基于模式的估算比基于专家判断的模式更严格，然而真正的层级取决于类别和/或特定国家的国情。尤其，*优良做法*是确保不确定性代表清单应用和国情，并包括表 3.1 中列举的所有不确定性原因。

本节由三个相互联系的主要小节组成。3.2.1 节主要介绍能够识别和量化不确定性（可能的话）的数据和信息来源。3.2.2 节主要介绍了预防或纠正偏差和量化模式输入中不确定性随机因素的方法。3.2.3 节介绍了合并输入不确定性、从而获得单个排放和清除类别以及总排放清单的不确定性估算的两种方法。

3.2.1 数据和信息来源

本节对获得定量不确定性估算的数据和信息来源进行识别。有 3 大类数据和信息来源：模式中的信息；与排放测量有关的经验数据和调查及普查得到的活动数据；以及基于专家判断、已量化的不确定性估算。

3.2.1.1 与模式有关的不确定性

模式代表了真实的系统。一般情况下，建模包括对纳入和排除内容的选择，以及对模式内现象的详细（或汇总）程度的选择。因此，模式通常并不是真实系统的精确模拟。模式结构通常被视为是使用的公式和模式的输入及输出组成(Kirchner, 1990)。更普遍的情况下，模式可能被视为是反映真实系统运行

的假设。因此，模式不确定性中有两个关键考虑：(1)识别了正确的和最相关的真实系统，并构造了作为创建模式适当基础的概念化；以及(2)模式是所选择系统的准确反映。概念化不确定性描述的是缺乏对需要创建模式的系统和关注的概念化的适当识别。模式不确定性描述的是缺乏与目标系统和概念化相关的适当模式创建。

概念化不确定性：未说明适当和相关的清单结构假设被称为概念化不确定性（Cullen 和 Frey, 1999），通常会引起估算偏差。概念化不确定性原因通常包括描述误差、专业判断误差和假设的不完整说明（EPA, 1997）。

模式不确定性：不确定性产生于对所选概念化建模方式的缺陷。有时候，这些缺陷是由可获得数据的局限性造成的。一个模式可能有其他结构性误差来源，如没有适当考虑排放对周围条件的敏感性或其他因子。建模可以成为估算特定类别排放或清除以及管理整个清单数据的基础。在一些情况下，模式不确定性意义重大。通常情况下，很少描述模式不确定性或根本不描述。

3.2.1.2 源/汇和活动的经验数据

本节描述了经验数据来源和对不确定性的影响，并且涉及测量排放数据、文献获得数据和活动数据。

测量排放/清除数据中获得的不确定性估算

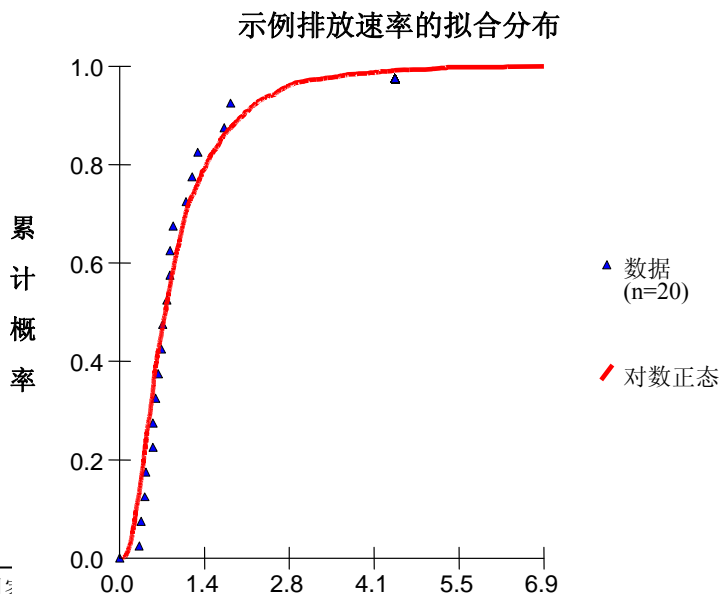
本节假设使用优良做法（如第2章和第6章“质量保证/质量控制和验证”所列）取得数据。在从测量的排放数据中估算不确定性时，需要考虑的因素包括：（a）数据的代表性和偏差的可能性；（b）测量结果的精度和准确性；（c）样本大小和测量结果的个别间变率，及其对年排放/清除均值不确定性的影响程度；（d）排放/清除的年际变率以及估算是基于年份平均值还是基于某特定年份。

代表性取样（或取样设计）是指对典型系统特征、操作条件、时间段和/或关注地理区域的测量。个别测量结果的精度和准确性取决于测量使用的设备和规则。样本大小通常要权衡更多数据需求和测量成本间的平衡。在一些情况下（如持续监控），样本大小可能要足够大，才能够有效地作为普查而不是数据的部分样本。一般来说，一段短期时间（如小时、天、星期）到另一段时间的数据变率取决于类别的特征。如果目标是编制年平均排放或清除的估算，就需要判断短期内进行的测量是否能代表长期的速率，如果不能，测量计划是否需要延长时间段。例如，流量测量（排放因子数据）应当能够代表整个年份。这点在 AFOLU 部门中尤其重要，因为排放在很大程度上取决于气候条件，而气候条件在生长期和冬季通常不同。

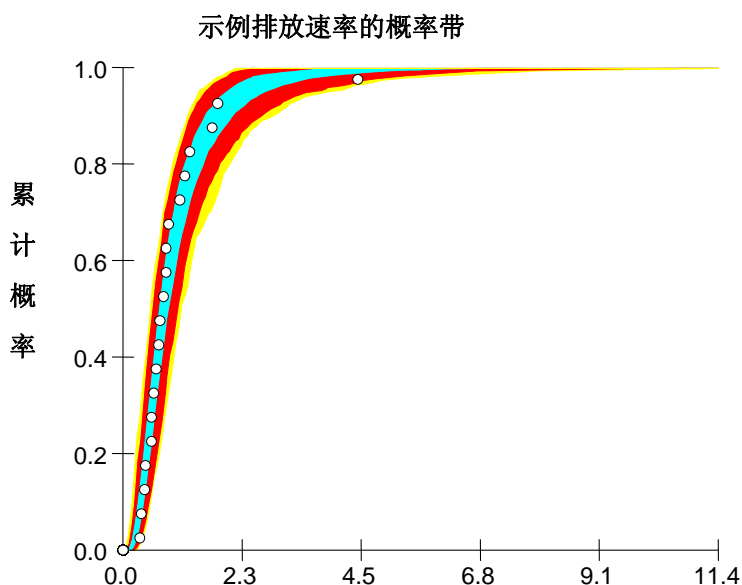
图 3.4 排放测量和排放速率均值的不确定性的示例

（a）排放中单位间变率的拟合分布；（b）由于样本小而引起的拟合分布的不确定性（ $n=20$ ）；（c）平均排放速率的不确定性。

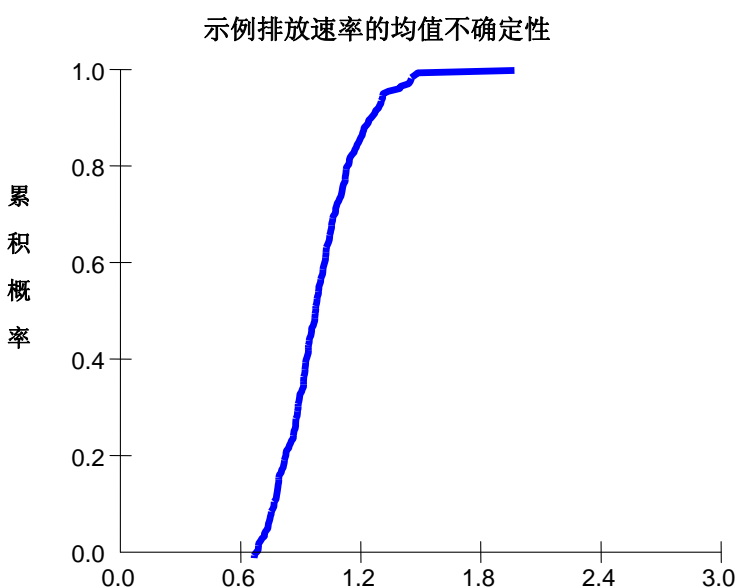
（a）单位间变率



(b) 概率分布的不确定性



(c) 均值不确定性



第二个例子，假设想要估算某特定类别国家年度排放的不确定性，例如汽油动力客车的排放。不同汽车的排放速率各不相同，如图 3.4(a)所示单位间变率。因为单位间变率分布的估算采用可能会有随机取样误差的有限的小数据样本，因此关于车辆间变率真实却未知的总体分布仍然有不确定性（如图 3.4(b)所示）。而且长期内，任何车辆的排放均有单位内变率。然而，出于编制国家年度估算的需要，重点应放在所有这些车辆在一年期框架内对总排放的共同贡献。这种情况下，我们关注的并不是车辆间变率的范围，而是所有车辆平均排放速率不确定性的范围（如图 3.4(c)）。通常，不确定性范围要大大小于车辆间（或更宽泛的，单位间）变率（如 Frey 和 Zheng, 2002）。因此，如果分析目标需要以均值不确定

性（而不是个别单位间变率）为基础的评估，将分析集中在前者就很重要。不这样做，就会造成对不确定性范围的高估。

对点排放持续监控或实施定期取样计划以捕捉特定活动模式时，可能会有足够具代表性的经验数据可以作为估算平均年度排放不确定性的基础。例如，如果几个年份的这类数据均能获得，那么就可以量化这些年份的平均年度估算，并且使用年份间年度估算分布对 95% 置信区间的年度平均值进行评估。如果年平均平均值是以许多单个类别数据为基础的，不同年份之间的误差就不太可能相关。这会对趋势不确定性估算造成影响，如 3.3 节“不确定性和时间自相关”所述。然而，对于扩散类别（如农作物），如果由气候决定，则自相关度高，这会影响某特定评估所需数据的代表性。

如果不能获得持续排放测量结果，则可以使用定期排放测量结果来估算不确定性。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表示年排放的相关的概率密度函数。这项任务可能很复杂。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：

- 启动和关闭可能产生与活动水平数据相关的不同排放速率。在这种情况下，数据必须进行分割，并且推导出分别的排放因子和概率密度函数，以适用稳定态、启动和关闭条件。
- 排放因子可能取决于负荷。在这种情况下，可能需要对总排放估算和不确定性分析进行分级，以便考虑例如用全容量百分比来表示的负荷。其实现可以通过排放速率对可能控制变量（如排放对负荷）的回归分析和散点图，而负荷成为所需活动水平数据的一部分。
- 为另一种目的进行的测量可能不具有代表性。例如，出于安全原因在煤矿和垃圾填埋点进行的甲烷测量可能不一定反映总排放，因为可能只是在怀疑甲烷排放过高时，作为履约检查进行的测量。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之间的比率。
- 系统性短期测量可能无法适当地对随机事件（如降雨）取样。随机事件会在短期内造成大量流量，并在年排放中占重要部分。如果取样策略遗漏了这些事件的重要部分，那么平均年排放估算就会严重偏差。农业土壤中的氧化亚氮排放就属于这类。

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，在许多情况下，用于推断不确定性的测量数目非常少。理论上，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）。虽然通常视为数据分布拟合的基础需要大约 8–9 个数据点（最好更多），但如果数据是随机并具代表性的样本，为了拟合数据分布就需要更基本和关键的假设。如果假设有效，那么样本大小就影响从样本中估算的统计量的置信区间范围。为了推导方便，许多分析者均希望样本尽量小，然而这样的推导与代表性的关键问题无关。数据不会仅仅因为样本大小的增加而更有代表性。

如果样本较小，参数估算会存在很大的不确定性，这些不确定性将在清单中使用的不确定性量化中反映出来。此外，如果样本非常小，通常不可能依靠统计方法来区别替代参数分布的拟合良好性（Cullen 和 Frey 1999, 158-159 页）。因此，在选择一个适当的参数分布拟合非常小的数据集时，需要进行判断。在变化系数（标准偏差除以均值）小于大约 0.3 并且有合理置信度的情况下，正态分布可能是一个合理的假设（Robinson, 1989）。当变化系数很大且变量为非负量时，那么正斜分布（诸如对数正态分布）可能是适当的。分布选择指南请参照下面 3.2.2.2 和 3.2.2.4 节。

在大数据集中，如果标准误差是样品标准偏差除以样品个数的平方根，则均值不确定性通常估算为正负标准误差的 1.96（或大约 2）倍。这种计算是以正态分布的假设为基础的。然而，在确定排放因子时通常会遇到样品/测量数小的情况，就要用从 t-分布得到的“包含因子”（用 k 表示）代替 1.96 倍。对于小样本， k 在 95% 区间内大于 1.96，然而如果样本数增加到大约 30 或超过 30，就会逐渐靠近 1.96。然而，如果均值不确定性不是对称分布，那么就可以使用初始引导模拟等数值方法获得均值的置信区间。

如果年估算是以几个年份的平均值为基础，平均值的不确定性代表了平均年份的不确定性，而不是年际变率。如果目标是估算某一特定年份源/汇流量的不确定性，优良做法是对年度总流量进行最佳估算，并对一年期内一致使用的模式和数据有关的不确定性进行量化。如果使用的是年平均估算，那么应用于特定年份时，估算不确定性应该用相对均值的年际变率（包括测量误差）描述，然而应用于平均年份时，应该用平均值的置信区间描述。

从发表的参考文献获得的排放因子和其他参数的不确定性估算

当特定地点数据无法获得时，清单应当尽可能地依据从适合国情的已发表的研究中得到的排放因子。如果不能获得足够的国家特定信息，则可以从反映国情的其他已发表研究中推导信息，或可从《本准则》第 2—5 部门卷获得排放因子或其他估算参数。部门卷提供的因子是根据被判断为典型的国情推导的。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。

在使用公布的排放因子或其他估算参数时，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，可以根据原始测量计划或试验的数据评估不确定性和概率密度函数。
- 精心设计的测量计划和试验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。在其他情况下，就需要将表 3.1 列举的不确定性原因考虑在内的专家判断，从测量结果外推得到该类别的工厂总体（3.2.1.3 节详细介绍了如何引出专家判断）。
- 《本准则》的缺省值：对于大多数排放因子和其他估算参数，部门准则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相反证据，否则假定概率密度函数为正态分布。然而，清单编制者应该评估缺省值对其国情的代表性。如果判断缺省值不具有代表性，而该类别对于清单又非常重要，如果无法从国家特定排放因子或其他估算参数中得到足够的原始研究，那么就应该在专家判断的基础上对假设进行改进。

缺省方法是每个国家获得最准确估算需要的详细程度与大多数国家能获得或易获得输入数据的平衡。缺省方法通常是简化的，可能会在国家估算中引起严重的不确定性。在许多缺省方法内，提供了选择不同的详细程度，以反映清单编制者是否有适合国情的详细数据，还是需要极度依赖一般的缺省值。而一般缺省值对某一国家活动的实际总体的代表程度可能变化很大。例如，与化石燃料燃烧来源全球总体的缺省碳排放因子相关的不确定性在 IPCC 方法学中可以描述为非常低（5—10 个百分点），然而某个国家的专家可能会知道本国这些燃料的性能特点与全球平均值相差甚远。在上述国家中，使用缺省值可能会引起严重不确定性，因此**优良做法**是尽可能地使用国家特定估算。因此始终应当考虑缺省不确定性值的适用性。

另一个例子是使用缺省值估算 AFOLU 部门的国家特定排放和清除。不确定性可能很高，除非知道能获得的缺省参数对国情的适合程度。如果在与类别数据的特征相差很多的国家或区域使用缺省数据，会引起排放或清除估算的严重系统性（偏差）误差。

与活动数据相关的不确定性

与排放因子相比，活动数据通常与经济活动的联系更为密切。然而，和排放因子数据不同，通常均没有适合拟合分布和估算不确定性的替代活动水平数据估算的统计样本。常常有确定的价格刺激和财政需求来准确地计算经济活动。因此与排放因子数据相比，活动水平数据的不确定性往往较小，并且不同年份之间的相关较低。活动数据通常由国家统计机构定期收集和公布，而作为收集数据步骤的一部分，机构可能已对与数据有关的不确定性进行了评估。可以使用这些以前编制的不确定性估算构建概率密度函数。这些信息不一定已公布，所以推荐做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和清除的目的，因此**优良做法**是在利用这些数据之前评估不确定性估算的适用性。

以下方法可能有助于评估特定情况下活动数据的不确定性：

基于完整样本（普查）的活动数据：普查数据在原则上是指基于对每种活动情况均进行计算的活动数据。普查一般会出现系统性和随机误差。系统性误差产生于系统性不完全计算或重复计算。随机误差一般是一系列普通误差的总和。通常可以预计随机误差是正态分布，无序列关联。由于活动数据通常是由同样的人按照同样的过程为每次观察收集的，所以每年系统性误差数值很有可能近似。识别完整样本活动数据的潜在不确定性有以下几种方法：这些方法通常是 QA/QC 计划的组成部分：

- 检查随机误差的大小；查找随着时间的波动；以及应该与所关注数据高度相关的序列中的不同波动。
- 检查偏差误差，交叉检查关注数据和其他相关信息。例如，可以在燃料供应链中查找并比较煤产量、煤进口/出口量和报告的消耗量。或者，可以研究独立收集的数据、但又与关注数据高度相关的活动，例如报告的燃料输入与电量输出。还可以查找通过不同方法收集的不同频率（如月度、年度）的活动数据。

- 交叉检查的一个例子是解释如国家能源数据内的统计差异。比较从 IPCC 参考方法中推导的能源相关的二氧化碳排放与其他来源得到的排放估算是正式的交叉检查

基于普查的活动数据在图 3.2 所示的分类学中通常是“精确但不准确”，随机误差小，然而偏差误差较大。交叉检查能提供潜在偏差误差的上下限，有时候会得到偏差误差的真实估算。上下限中潜在的偏差误差通常可以用截断均匀分布来表示：交叉检查显示不可观察的真实值必然存在于特定范围内，然而没有依据判断范围内哪一点的可能性大一点或小一点。然而，由于活动数据的偏差误差很可能高度相关，因此各年份报告数值和未知真实数值的差异可能保持一致，因此在估算趋势不确定性时应当考虑到这一特点。

基于随机样本的活动数据：一些活动数据是从样本调查中得到的，如消费者调查、土地利用调查或森林覆盖调查。在这些情况下，数据中会出现正态分布并且长期不相关的取样误差。进行取样的机构一般能够就取样误差提供建议。如果无法获得信息，仍可能直接识别或推导样本和总体大小，并且计算取样误差。

3.2.1.3 作为信息来源之一的专家判断

许多情况下，无法获得与源、汇或清单活动输入直接相关的经验数据。这种情况中，处理缺乏适当数据的一种可行解决方案是，从领域专家处获得关于清单输入最佳估算和不确定性的知情判断。第 2 章“数据收集方法”讨论了正式的专家引出规则的基础。2.2 节和附录 2A.1 还特别提供了专家判断和引出的一般处理方法。附录 2A.1 提供了专家引出规则的细节。本章 3.2.2.3 节推荐了根据专家判断引出不确定性的方法。

3.2.2 量化不确定性的技术

本节讨论了利用前节描述的数据和信息来源来量化不确定性的关键技术。本节着重于模式不确定性、经验数据的统计分析、识别和选择概率密度函数以及引出关不确定性的专家判断的方法。

3.2.2.1 模式不确定性

概念化和模式的不确定性比模式输入不确定性更难解决。概念化和模式不确定性有关的最重要问题就是，两者均有可能造成排放和清除估算的严重偏差。因此，这些不确定性原因的处理方法应当以评估和纠正已知或可疑的偏差为目标。

很明显，《2006 年指南》规定了概念化的适当规范，对概念化的合适解释取决于专家和利益相关者的输入，他们熟悉要估算排放和清除的系统。概念化必须在本《指南》的范围内完整地列举所有关键因素，但不得引起冗余或重叠。而且，概念化必须适用于覆盖的地理范围、时间段和一致认可的温室气体集。

模式不确定性一般可以通过几种方式解决。一种方法就是认识应用的模式的局限性，并定性讨论使用模式得到的估算不确定性的影响。然而，定性警告在提供不确定性可能量级的定性认知方面用处不大，而且定性警告本身也不被视为是**优良做法**。估算不确定性至少有三种主要方法：（1）为验证起见，比较具有独立数据的模式结果；（2）比较替代模式的预测；以及（3）对模式不确定性量级有关的专家判断。可以结合使用这些方法。

比较独立数据的模式预测可以用来评估模式的精度和准确性，并且如第 6 章所述，是验证的主要方面。这类比较可以显示模式是否系统性地过高或过低地预测了关注数量。然而，要获得直接验证模式的数据可能很困难。然而，有时这类比较是最好的或唯一的选择，而且可以帮助识别无法解释的不一致性，从而可以判断能够通过参数选择纠正的模式偏差。

其他情况下，可能还有替代模式，可用于预测同样关注数量。根据替代模式对不同数据或理论假设的依赖性，对模式预测的比较也许可以提供关于不一致量级的有用认知。如果两个或两个以上模式不一致，并不能够证明某一模式错误，因为两个或所有的模式均可能出错。

根据对清单编制使用的模式与独立数据和/或替代模式进行的比较结果，最好是能修正模式假设或参数以减少偏差。可以通过如何合并运行模式的数据和参数的专家判断，或更正式的，用蒙特卡罗分析定量来评估剩余的不确定性。

3.2.2.2 经验数据的统计分析

经验数据的统计分析是可以用来量化清单、排放因子和其他估算参数的不确定性的方法，可以归纳为下列几个主要步骤（如 Frey 和 Zheng, 2002）：

- 步骤 1：编制并评估一个排放因子、活动数据和其他估算参数的数据库。一般情况下这类数据均代表了变率。
- 步骤 2：通过建立单个活动和排放因子的经验分布函数（在该函数中，纵向绘制数据排序，横向绘制数据数值—详见 Cullen 和 Frey, 1999）使数据形象化。
- 步骤 3：拟合、评估和选择替代概率密度函数模式，以代表活动数据和排放因子数据的变率。
- 步骤 4：变率分布均值的不确定性特征描述。如果均值的标准误差足够小（如 3.2.1.2 节讨论），那么可以假设其正态分布，而不论样本大小或数据偏斜度。如果均值的标准误差很大，可以假设为对数正态分布，或使用其他方法（如初始引导模拟）估算均值的不确定性。在后一种情况下，也可以使用能公开获得的软件工具。
- 步骤 5：一旦适当地说明了不确定性，就可以使用其作为概率性分析的输入，以估算总排放中的不确定性。
- 步骤 6：推荐使用敏感性分析确定哪些清单的输入不确定性对整体不确定性贡献最大，以及安排对这些关键不确定性进行估算的优先顺序（请参照第 4 章“方法学选择和识别关键类别”）。
- 步骤 3 一般包括：识别拟合数据的候选参数概率密度函数，估算这类分布中的参数和评估拟合良好性（如 Cullen 和 Frey, 1999）。如果数据集含有低于某测量方法检测限度的数值（称为非检测）（如 Zhao 和 Frey, 2004a），可以使用更加严格的方法。即使如果数据含有两个或两个以上无法继续分离的亚组，亦可结合使用分布（如 Zheng 和 Frey, 2004）。

3.2.2.3 引出专家判断的方法

如果经验数据不足或不能完全代表所有不确定性原因（表 3.1），估算不确定性就需要专家判断。本节着重讲述引出（量化）不确定性专家判断，并用概率密度函数形式表示的方法。引出是将专家对不确定性的判断转化成量化概率密度函数的过程。第 2 方面章就以下提供了指导：专家定义、选择专家的考虑因素、专家判断的可能偏差的来源和如何避免偏差、以及推荐的专家引出规则。在不确定性中，专家引出的关键目标是描述某一变量可能数值的知识状况。因此，强迫在专家中达成一致是不必要也不需要的；在两个或两个以上专家对同一个变量进行判断时，更有用的是考虑数值的整个范围。

引出（获得）专家判断过程的目的是构建一个考虑相关信息的概率密度函数，这些信息诸如：

- 该类别是否与其他类别相似？可以如何比较不确定性？
- 对排放或清除过程了解得如何？是否识别了所有可能的源或汇？
- 排放因子或其他估算参数变化范围的物理界限是什么？质量平衡的考虑因素或其它过程数据可能会对排放或清除速率设置了上限。
- 排放和清除估算与可能用来验证清单的独立数据是否一致？

专家引出的关键问题是克服*可获得性*、*代表性和固定及调节*的一般性直观偏差（如第 2 章附录 2A.1“专家引出规则所述”），以避免得到不确定性的“自负”估算。‘自负’是指不确定性范围过于狭窄的情况。因此，最好是避免自负，以免低估真实的不确定性。*优良做法*是使用正式的引出规则，如第 2 章附录 2A.1 详细描述斯坦福/SRI 规则。尤其，这些规则包括在实际引出步骤前的几个步骤，让专家熟悉目的及引出方法并鼓励专家考虑所有相关数据、模式、理论和其他推导方法。这样，专家就更加能够对不确定性进行无偏差估算。

要用于引出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，一个排放因子少于 100 的概率有多大？
- 固定概率：估算与某一特定概率有关的高于（或低于）数值。例如，只有 2.5% 概率（或 1/40 的机率）低于（或高于）该数值的排放因子是什么？
- 区间方法：这种方法强调中位数和四分位数。例如，会要求专家选择一个排放因子的数值，而真实排放因子高于或低于这一数值的可能性是一样的。这就是中位数。然后专家把较低的范围分成两个区间，即他或她视为排放因子在任一区间的概率相同（25% 的概率），对分布的另一端亦重复该步骤。最后，可以使用固定概率或固定值的方法获得对极值的判断。
- 图表：专家自行绘制自己判断的分布。此法使用时必须谨慎，因为有些专家对自己概率密度函数的知识过于自负。

框 3.1 是引出（量化）概率密度函数的专家引出示例。

有时候，唯一能获得的专家判断是某一范围（也许和最可能值一起采用）。在上述情况下，以下规则被视为是*优良做法*：

- 如果专家只提供最较值或较低值，就假设概率密度函数是均匀分布的，而且范围与 95% 置信区间相一致。
- 如果专家也提供了最可能值（通常有可能与清单编制中使用的点估算一样），就假设使用最可能值作为众数的三角概率密度函数，并且高值和低值各排除了 2.5% 的总体。分布不需要是对称的。如果有适当理由，也可以使用其他合理的分布选择，如正态或对数正态分布。

有关专家引出的其他信息来源包括 Spetzler 和 von Holstein (1975), Morgan 和 Henrion (1990), Merkhofer (1987), Hora 和 Iman (1989), 以及 NCRP (1996)。

专家判断的主观性增加了质量保证与质量控制程序的必要性，以提高各国之间不确定性估算的可比较性。因此，应该对专家判断归档，作为国家存档过程的一部分，并鼓励清单编制者对专家判断进行 QA/QC，特别是对*关键类别*的专家判断(请参见第 6 章)。

专家判断的归档要求请参见第 2 章附录 2A.1。

框 3.1 详细专家判断的简明示例

假设清单编制者选定了一位专家负责发电厂的甲烷排放，并希望能获得他/她对这类别年平均排放不确定性的判断。作为激励步骤的一部分，引出者要向专家解释分析的总体目的以及应使用的专家引出规则。在规划步骤中，引出者和专家共同努力，建立特定的引出规则。例如，尽管清单编制者需要的可能只是年平均不确定性估算，专家可能会告诉引出者他/她更希望对电厂的启动、部分负荷和满负荷操作分别提供判断，并且综合这三项判断以得出合并的年平均不确定性。在规划问题之后，引出者审核与评估有关的专家信息，例如对类似的发电厂或其他燃烧来源进行的测量。在引出步骤中，引出者可能会要求专家提供高值，如有 1/40 的机率（2.5% 的概率）得到的数值偏高。在获得数值后，引出者要求专家解释该估算的逻辑基础，如可能引起高排放速率的工厂操作方案。然后，可能在范围下端、或中位数、第 25 个百分点和第 75 个百分点重复这一过程。也许结合使用了固定值和固定概率问题。引出者必须把这些绘制在图表上，以和专家一起在剩余的识别和纠正任何不一致性。在验证步骤中，引出者必须确保该专家确信其判断得到了很好的表达。引出者也可以观察专家如何应对判断区间以外数值可能性，以确保该专家并没有自负。

3.2.2.4 选择概率密度函数的优良做法指南

在选择概率密度函数前，*优良做法*是尽可能地考虑数据中的偏差。如前所述，数据收集和 QA/QC 程序可以帮助防止或纠正偏差。例如，如果能获得木材采伐的国家统计数据，还指出这些数据有 5% 的偏差，那么在估算不确定性的随机因素前可以先对均值估算做 5% 的调整。*优良做法*是在编制点估算排放清单时应当调整偏差。另一个考虑因素是偏差的数量也会随着时间发生变化，因为数据测量或收集程序在变化，或数据收集的地理和时间范围在变化。因此，不同的年份会有不同的偏差纠正。

然而，即使应用了 QA/QC 程序后，只要据信或确知数据中仍然存在偏差，仍然可以使用基于经验或判断的技术解决偏差。在概率性分析中可能引起明显偏差的原因至少有两个：（1）拟合分布的均值可能与清单点估算使用的最可能值不同（如基于专家判断的斜三角分布）；和（2）如果只使用了输入均值的点估算，包含不确定输入的非线性模式的预测均值会与的同一模式的点估算值有出入。因此，这些均是只有不确定性分析之后才可能发现的偏差类型。

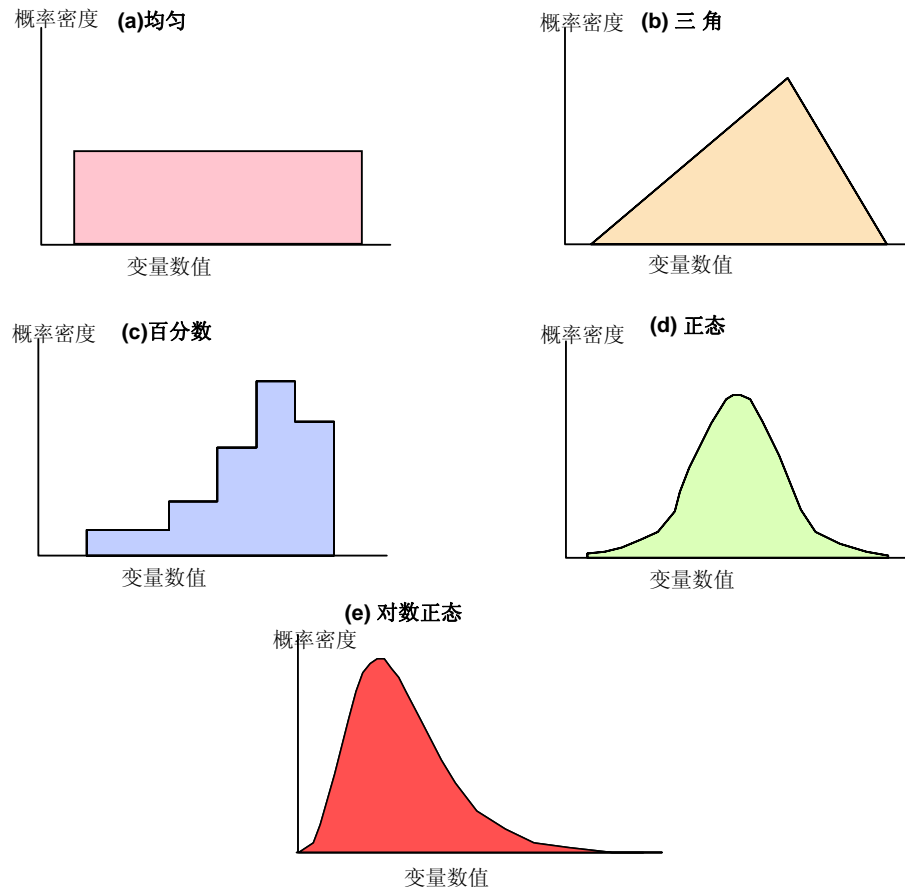
概率密度函数的类型

在统计文献中列举了通常代表某一真实情况的很多概率密度函数。某一特定概率密度函数的选择至少部分取决于函数的定义域（如是否可以有正负值或只能是非负值）、函数值域（如值域是很狭窄或者覆盖了各数量级）、形状（如对称）和产生数据的过程（如相加、相乘）。这些考虑因素的详述见下文有关有实用意义的许多常用分布的简要讨论。这类函数及其表示的情况实例有⁴：

- *正态分布*最适于不确定性范围小而且与均值对称的情况：当许多单个输入对总体不确定性均有贡献而且没有单个不确定性主导总体不确定性时，就会产生正态分布。类似地，如果清单是许多均不主导总体不确定性的单个类别不确定性的总和，那么总体不确定性很可能是正态分布。正态假设通常适用于不确定性相对范围较小的许多类别，如矿物燃料排放因子和活动数据。
- *对数分布*可能适用于已知正斜非负变量不确定性很大的情况。用于土壤的化肥中氧化亚氮的排放因子是典型的清单示例。如果许多不确定性变量相乘，则结果逐渐接近对数正态。由于浓度是一系列过程的结果，而这些过程相乘，浓度数据的分布就接近于对数正态。然而，真实数据可能并不像对数正态分布那么尾重。Weibull 和 Gamma 分布与对数正态分布的属性几乎相似，然而没有那么重尾，因此有时比对数正态更加拟合数据。
- *均匀分布*描述的是获得任何值域内数值的可能性均等。有时，均匀分布可用于表示物理绑定量（如必须在 0—1 间的分数）或表示专家能确定上下限的专家判断。均匀分布是 Beta 分布的特例。
- *三角分布*适用于专家能提供上下限和最佳数值，但没有概率密度函数的其他信息的情况。三角分布可能是不对称的。
- *分位点分布*是一种经验分布，对某一变量值在不同值域的相对可能性做出判断，如图 3.5 所示。这类分布有时对表示不确定性的专家判断很有用。

⁴ 根据数据统计分析编制分布的方法的更多信息请参见 Cullen 和 Frey (1999) 中的描述和图解。其他有用的参考资料包括 Hahn 和 Shapiro (1967), Ang 和 Tang (1975) D'Agostino 和 Stephens (1986), Morgan 和 Henrion (1990), 以及 U.S.EPA (1996, 1997, 1999)。在排放清单中使用的概率性分析的例子请参见 Frey 和 Zheng (2002) 及 Frey 和 Zhao (2004)。

图 3.5 一些常用概率密度函数模式的示例（如依据 Frey 和 Rubin, 1991）



创建概率密度函数需考虑的事宜

以下介绍清单编制者在选择概率密度函数时如何遵照排放清单的可比较性、一致性和透明性的原则。

- 能获得经验数据时，首要的考虑因素是正态分布是否能适当地表示了不确定性。如果变量必须是非负的，那么正态分布的标准偏差不得超过均值的 30%，以避免预测负值时会出现不可接受的高概率。通常应避免正态分布的下尾截断，因为这会改变分布均值和其他统计数据。一般情况下，截断的更好替代是找到更拟合数据的分布。例如，对必须为非负的正斜数据，对数正态、Weibull 或 Gamma 分布通常能够提供可接受的拟合；然而，数据经验分布亦同样可以使用。
- 如果使用了专家判断，采用的分布函数一般情况下可能是正态或对数正态，亦可以适当地补充均匀、三角或分位数分布；
- 如果有强制原因，可以使用从经验观测或由理论讨论支持的专家判断得到的其他分布。

要识别最拟合数据集的函数很困难。一种方法是使用使用斜度和峰度的平方寻找拟合数据的函数形式（Cullen 和 Frey, 1999）。只有在由足够数据可估算峰度和斜度时，才能使用这些数值。函数就通过最小平方拟合或其他方式拟合数据。评估良好拟合度的检测包括卡方检测等（Cullen 和 Frey, 1999）。在很多情况下，在给定的概率限制内，会有几种函数非常拟合数据。如果没有或只有很少的数据限制的极端情况下，这些不同函数就会有完全不同的分布，而且选择一种函数可能会系统性地改变不确定性分析的结果。Cullen 和 Frey (1999)重申了这些情况下以前作者的建议，即只有对基础物理过程的了解才能做出概率函数的正确选择。根据这一物理知识，检测所提供的是关于这一函数是否令人满意地拟合数据的指导。

为了使用经验数据作为编制概率密度函数的基础，首先的关键步骤是要决定总体样本是否是随机和有代表性的。关于数据的几个关键问题包括：

- 数据是否代表了特定国情下排放或活动因子有关的条件？例如，在 AFOLU 中，数据是否能代表管理方法和其他国情？
- 数据是否是随机样本？
- 数据集的平均时间是多少？是否与（对特定年份年排放的）评估一致？例如，排放数据可能是短期内而不是一整年测量得到的。这样就可能需要专家判断以从短期数据外推至长期数据基础。

如果数据是随机、有代表性的样本，那么就可以使用经典的统计技术直接建立分布，即使样本很小。理想情况下，可以获得的数据将代表年平均值，然而可能需要使用合适的平均时间转换数据。对于正态分布，95%的信度区间是总体标准偏差估算的正负 2 倍。其他情况下，数据可以表示所有活动总和的详细普查（如某一特定燃料的总能源使用量）。这时，测量或调查仪器的误差信息可以成为评估不确定性的基础。活动数据不确定性的范围也许可以使用独立方法或一致性检查进行限定。例如，可以通过很多方法比较燃料消耗量数据和产量（包括产量估算）。

如果数据代表某一类别的国家内变率，则数据均值的不确定性与变率并不一样。由于目标是估算单个国家水平的年平均排放，因此代表国家内变率的数据应当是国家整个地域的平均值，而且必须评估其不确定性，并将其作为清单的基础。相反的，如果能获得汇总程度的国际数据，但没有国家如何对数据分类的详细信息，就会产生更加难以纠正的错配数量。一般在这种情况下，随着地理范围缩小（即如果包括的类别数量减少并如果无法获得特定区域的排放数据），不确定性会增加。因此，为累计的国际数据制定的不确定性范围可能需要拓宽，以适用于个别国家。如果缺乏国家水平相对于累计国际水平的不确定性相对范围估算的经验基础，则可以使用专家判断。

对于基础总体样本，就需要评估数据是否是代表总体的随机样本。如果是，就可以使用经典统计方法确定其分布。如果不是，就需要结合数据分析和与分布有关的专家判断引出。前种情况下，Cullen 和 Frey (1999) 建议使用总结统计数据和图标对数据外推，以评估必要特征（如集中趋势、变化范围及偏斜度）。在选择方法 1 或 2 输入分布的数学或数值表示时，应该考虑检查数据时获得的认知以及对产生数据的过程的了解（请参见 3.2.3 节）。

如果选择参数分布作为拟合数据集的候选，则可以使用‘极大似然估算⁵’或‘动量匹配方法⁶’估算分布参数。分布的拟合良好度可以通过许多方法来评价，包括比较拟合的累积分布函数（CDF）与原数据集、概率图和拟合良好度检测（如 Cullen 和 Frey, 1999）。至关重要的是，选择表示数据集的参数分布不应仅基于拟合良好性检测，而应当基于数据产生过程与分布理论基础的相似性（如 Hahn 和 Shapiro, 1967）。

如果数据是一年不到的平均值，就可能需要对年份的不确定性进行外推。考虑这样一个示例，数据集表示某特定类别的每日平均排放测量的变率。Frey 和 Rhodes (1996) 中详细描述的一个方法是把一个参数分布拟合到每日变率的数据集，使用自助模拟的数值技术估算分布参数的不确定性，以及使用蒙特卡罗方法模拟排放因子的随机年度平均值。使用自助模拟，可以模拟拟合分布参数的取样分布的不确定性（如 Efron 和 Tibshirani, 1993; Frey 和 Rhodes, 1996; Frey 和 Bammi, 2002）。

输入间的依赖性和相关性

本节简单概述了与输入间依赖性和相关性有关的问题。关于本主题的更详细讨论请参见 Morgan 和 Henrion (1990)、Cullen 和 Frey (1999) 以及 Smith 等。 (1992)。

在创建概率性分析时，最好是确定模式，使输入能够尽可能地在统计学上保持独立。例如，与对数据至少部分由差值推导出来的许多子类活动数据进行估算相比，更好的方法是将不确定性纳入更了解的活动累积测量。例如，住宅燃料使用量可以被估算为运输、工业和商业部门总消耗量与总使用量的差值。在这种情况下，住宅燃料使用的不确定性估算与其他子类的燃料使用的不确定性呈负相关，而与总消耗量的不确定性相比甚至可能非常大。因此，与试图分别估算各个子类的不确定性相比，更实际的方法是估算累计类别的不确定性，从而可以获得可靠的估算和交叉检查。

⁵ 极大似然方法选择对观测样本似然最大化的参数数值作为估算（如 Holland 和 Fitz-Simons, 1982）。

⁶ 动量方法通过将相关样本和总体动量视为相等来寻找未知参数的估计算子。该方法易于使用，并提供一致的估计算子。很多情况下，动量估计算子方法会出现偏差（Wackerly, Mendenhall III 和 Scheaffer, 1996; 395–397 页）。395-397)。

依赖性（如果存在）并非总是对不确定性评估很重要。只有当清单不确定性对两个输入间的依赖性敏感以及依赖性非常强烈时，输入间的依赖性才有至关重要。相反，如果清单不确定性对输入间的弱或强依赖性不敏感，那么依赖性对分析就只有相对很小的影响。当然，某些相互依赖性是很重要的，如果没有考虑这些关系，会引起错误的结果。输入间的正相关会引起输出的不确定性范围增加，而负相关会减少输出不确定性的范围。然而，在把两年作为趋势分析的一部分进行比较时，不确定性的正相关会减少趋势的不确定性。

可以考虑将依赖性纳入分析的下述技术：

- 分级或累积类别，以将依赖性的影响最小化；
- 明确依赖性创建模式；
- 使用受限的配对方法（许多软件包中均有）模拟关联；
- 如果能获得多变量的数据集，可以使用重取样的技术；
- 考虑约束或敏感性情况（如一种情况假设独立性，而另一种假设完全正相关）；以及
- 可以使用时间序列技术来分析或模拟时间自相关。

一个简单的例子是，Zhao和Frey（2004a）对下述影响进行了评估：从同一个数据来源获得的不同类别的排放因子不确定性估算是否应视为各类别相互依赖或独立。然后发现对整体清单不确定性没有影响。当然，这一结果只适用于特定的案例研究，在其他应用中需要经过检测。一个更复杂的例子（如框3.2 Ogle等所示），（2003）解释了耕作管理因子的依赖性，这些因子的估算来自单个回归模式的常见数据集，先确定减少耕作与非耕作管理因子的协方差⁷，然后使用该信息在蒙特卡罗模拟中产生适当相关的耕作因子数值⁸。应当考虑输入变量间相关的可能性，并集中于可能有最大依赖性的变量（如对清单不同年份的同一作法应用管理因子，或不同年份管理活动间的相关）。

框 3.2 蒙特卡罗不确定性估算处理相关性的示例

Ogle 等（2003）采用了蒙特卡罗分析评估第2级清单的不确定性，该清单解决了美国土地利用和农业用地管理引起的C土壤变化。管理因子的估算来自大约使用线性混合效应模式的75项已公布调查研究。推导概率密度函数是为了检验管理实施20年后30cm深处的管理效果。估算参考储存使用了国家土地调查说明数据库，该数据库包括美国农业部（USDA）收集到的单个土体数据。概率密度函数以大约3700个单个土体的均值和方差为基础，并考虑了由于集群分布模式引起的单个土体位置的空间自相关。土地利用和管理活动数据已录入美国农业部国家资源清单，这份清单跟踪美国400,000多个点位置的农业土地管理，以及由环保技术信息中心（CTIC）提供的耕作方法的补充数据。蒙特卡罗分析的实施使用了美国分析者开发的商用软件包和代码。他们的分析解释了从常见数据集中得到的估算参数间的依赖性。例如，闲置土地的因子和开发与未开发间的土地利用变化的因子推导，使用了闲置土地的指标变量的单个回归分析，因此是相互依赖的。他们的分析亦解释了土地利用和管理活动数据的依赖性。当模拟输入数值时，因子被视为完全独立于清单的基年和当年，因为执行某一方法时，C土壤管理的相对影响被视为一样的，无论是哪个年份。这样，通过同样的随机种子数值模拟因子。相反，每个气候区域内不同泥土类型的参考碳储备是用不同的随机种子独立模拟的，因为各个区域的储备是根据不同的独立数据集创建的。美国分析者选择使用蒙特卡罗分析时进行50,000次重复。这是令人满意的，因为分析者只报告到小数点后一位，而模拟结果在该重要水平上被视为相对稳定。Ogle等（2003）估算矿质土壤在1982—1997年间增加的平均值是10.8 Tg C yr⁻¹，95%信度区间的范围是6.5到15.3 Tg C yr⁻¹。相反，管理的有机土壤减少的平均值是9.4 Tg C yr⁻¹，范围是从6.4到13.3 Tg C yr⁻¹。更多情况见Ogle等（2003）发现管理因子的变率贡献了土壤碳变化最终估算的整体不确定性的90%。

⁷ 两个变量（x和y）间的协方差是变量间相互依赖程度的指标。有n对数值组成的样本的协方差是，单个x值和x平均值的方差乘以相对的单个y值和y平均值的方差的乘积总和除以（n-1）。

⁸ 这些类型方法的更多讨论和示例请参见Cullen和Frey（1999），Morgan和Henrion（1990）以及USEPA（1996）。这些文件中还含有引证有关文献的参考文献列表。

3.2.3 合并不确定性的方法

一旦确定了某类别活动数据、排放因子或排放的不确定性，就可以将其合并，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。取样理论的结果（如 AFOLU 部门第 4 卷第 2 章 2.5.1 节“基于测量的第 3 级清单”所述）可用于在样品使用于直接测量如碳储备变化的情况。在这些情况下，取样理论提供了给定类别排放/估算不确定性的估算，而不需要单独说明活动和排放因子。

下列各节介绍了估算合并不确定性的两种方法：方法 1 使用简单的误差传播公式，而方法 2 使用了蒙特卡罗或类似的技术。两种方法均可用于排放源或汇，但要取决于每种方法和资源可获得性的假设和限制。3.7.1 和 3.7.2 节对方法 1 和 2 的统计计算方法进行了逐一补充解释。

如 3.2.2.1 节所列，在使用方法 1 或 2 前，必须解决偏差。例如，如 3.2.2.1 节所讨论的，应当对建模方法的偏差和可能不一致进行评估，而且应当采取任何确认能提高清单估算的活动。方法 1 和 2 集中量化清单结果不确定性的随机因素，其中的清单结果已经去除了已知的偏差来源。清单估算可能仍然包括未知偏差，而且在分析中，假设所有的误差均为随机（Winiwater 和 Rypdal, 2001）。

3.2.3.1 方法 1：误差传播

方法 1 是基于误差传播，用来估算整个清单中和关注年份与基年间趋势中单个类别的不确定性。本节描述了关键假设、要求和程序。

要使用表 3.2“方法 1 不确定性计算”来执行方法 1，表 3.2 可以在商业电子数据表软件上创建。使用与部门*优良做法指南*一致的活动数据和排放因子的不确定性范围，在类别水平上完成该表⁹。不同的气体应分别输入其 CO₂ 当量。

方法 1 的关键假设

方法 1 中，排放或清除不确定性的传播可以通过误差传播公式从活动数据、排放因子和其他估算参数的不确定性（Mandel, 1984, Bevinton 和 Robinson, 1992）。如果存在相关，那么可以明确包括该相关，或将数据累积至合适的水平，以减少相关的重要性。方法 1 在理论上亦要求标准偏差除以均值的结果小于 0.3。然而实际中，即使没有严格达到这个标准，并且仍有某种相关，方法仍然可以产生提示结果。方法 1 假设排放和活动因子的不确定性的相对范围在基年和 t 年一样，这个假设通常是正确的，或者大致正确。如果方法 1 的关键假设均不适用，就开发方法 1 的替代版（如参见 3.4 节）或者使用方法 2。

如果标准偏差除以均值后大于 0.3，那么方法 1 的可靠性可以提高。本节中的‘处理方法 1 结果中的不对称高度不确定性’小节描述了如何做到这一点。

方法 1 的关键假设

为了使用方法 1 量化不确定性，需要每个输入均值和标准偏差的估算，以及合并所有输入估算输出的公式。最简单的公式包括统计上独立（不相关）的输入。

一旦确定了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。如下所述，可以使用两条方便规则合并这些不确定性估算，这两条规则通过加法和乘法合并不相关的不确定性。

方法 1 的程序

方法 1 分析分两步使用误差传播公式来估算不确定性。首先，公式 3.1 近似用来合并类别和温室气体的排放因子、活动数据和其他估算参数范围。其次，公式 3.2 近似用来估算基年与当年间国家排放和国家排放趋势的总体不确定性。

⁹ 如果估算取自模式，就输入用来运行模式的活动数据有关的不确定性，以及与模式参数有关的不确定性，而不是排放因子不确定性。可能需要使用专家判断，或与模式结构有关的误差传播计算。如果无法把从某类别模式获得的不确定性估算分割成个别活动和排放因子因素，就在排放因子栏中输入类别的总不确定性，并在活动因子栏中输入 0 不确定性。

年估算的不确定性

误差传播公式¹⁰引出了通过加法和乘法合并不相关不确定性的两条方便规则：

- 当不确定量由乘法合并时，总和的标准偏差是相加量的标准偏差的平方之和的平方根，其中标准偏差均以变量系数（即标准偏差和合适的均值的比率）表示。这条规则大致适用于所有的随机变量。只要变量系数小于大约 0.3，这条规则在一般情况下基本正确。但这条规则不适用于除法。

一个简单公式（公式 3.1）可以用来推导乘积的不确定性（用百分比项表示）：

公式 3.1

合并不确定性—方法 1—乘法

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

其中：

$U_{\text{总和}}$ = 所有量乘积的百分比不确定性（95%置信区间的一半除以总体，以百分比表示）；

U_i = 与每个量相关的百分比不确定性。

- 当不确定量由加法或减法合并时，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，其中标准偏差均以绝对值表示（该规则完全适用于互不相关的变量）。

根据这一描述，一个简单公式（公式 3.2）可以用来推导总和的不确定性（以百分比项表示）：

公式 3.2

合并不确定性—方法 2—加减法

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

其中：

$U_{\text{总和}}$ = 所有量总和的百分比不确定性（95%置信区间的一半除以总体（即均值），以百分比表示）。“不确定性”是以 95% 的信度区间为基础；

x_i 和 U_i = 不确定量与不确定量相关的百分比不确定性。

温室气体清单主要是排放因子、活动水平数据和其他估算参数的乘积之和。因此，公式 3.1 和公式 3.2 可以被重复使用以估算总清单的不确定性。实际中，清单类别的不确定性从几个百分点到数量级不等，而且可能相关。这与公式 3.1 和 3.2 关于变量不相关的假设不一致，与公式 3.2 关于变化系数小于 30% 的假设亦不一致，然而在这些情况下，仍然可以使用公式 3.1 和 3.2 获得相似结果。

趋势中的不确定性

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类别和气体的排放或清除增加 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类别和气体的排放或清除增加 1% 而引起的。

A 型和 B 型敏感性仅是简化计算步骤的中间变量。分析结果不受只有 1% 变化的限制，而取决于各个类别不确定性的范围。

从概念上说，A 型敏感性是由同等影响基年和当年排放或清除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或清除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。排放因子（或其他估算参数）的不确定

¹⁰ 更加广泛的讨论请参见《优良做法指南和不确定性管理》(GPG2000, IPCC, 2000)附录 1 和 1996 IPCC 指南修订本（报告指导）(1996 IPCC 指南, IPCC, 1997)。

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 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 型敏感性是为进行近似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（公式 3.1）对其求和，从而得到趋势的总体不确定性。

方法 1 不确定性计算的工作表

表 3.2“方法 1 不确定性计算”各栏标记为 A 到 M，含有下列信息，其关键公式推导请参见 3.7 节的 3.7.1 小节“技术背景信息”。

- A 和 B 表示 IPCC 的类别和温室气体。
- C 和 D 分别为基年和当年的清单估算¹¹，针对 A 和 B 栏中详细说明了类别和温室气体，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均值，以百分比表示。平分 95%置信区间的理由是，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（公式 3.2）按照 E 和 F 栏中的数据推导出的类别的综合不确定性。因此，G 栏的输入是 E 和 F 栏输入值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。H 栏每行的输入值等于 G 栏输入值的平方乘以 D 栏输入值的平方，再除以 D 栏底部的合计的平方。H 栏底部的数值是对当年国家总排放净量的百分比不确定性的估算，根据以上输入值应用公式 3.1 计算得到。对 H 栏所有输入值求和，然后求平方根，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，以响应基年和当年类别排放/清除的 1%增加。这揭示了排放趋势对于估算中系统性不确定性（即基年和当年之间相关）的敏感性。以上是对 A 型敏感性的定义。
- J 表示基年和当年之间排放的百分比差异如何变化，以响应当年类别排放/清除的 1%增加。这揭示了排放趋势对于估算中随机不确定性（即基年和当年之间不相关）的敏感性。以上是对 B 型敏感性的定义。
- K 利用 I 和 F 栏的信息来表示由排放因子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不确定性不相关，那么应该用 J 栏输入值代替 I 栏输入值，并将结果乘以 $\sqrt{2}$ 。
- 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 $\sqrt{2}$ 。
- M 是对由所考虑的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，这是使用公式 3.2 从 K 栏和 L 栏的数据推出来的。因此，M 栏输入值是 K 和 L 栏输入值的平方之和。该栏底部的合计是对趋势总体不确定性的估算，可以利用误差传播公式根据上面的输入值计算得到。对 M 栏所有输入值求和，然后求平方根，就可以获得 M 栏合计。趋势中的不确定性是相对于清单趋势的 1 个百分点范围。例如，如果当年排放比基年排放多 10%，且 M 栏底部的趋势不确定性被报告为 5%，那么，相对于基年排放的现年排放的趋势不确定性就是 $10\% \pm 5\%$ （或 5%~15% 的增加）。
- 表格底部附有解释性脚注，并提供不确定性数据（包括测量数据）的参考文献或者其它与此相关的注释。

3.6 节方法 1 不确定性计算示例提供了一个电子数据表的例子，包括所有的数字资料。3.7.1 节给出了该方法的细节，3.7.2 节中说明了如何推导趋势不确定性。

¹¹ 当年是指可获得清单数据的最近年份。

表 3.2
方法 1 不确定性计算

GA	K	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放或清除	t 年排放或清除	活动数据不确定性	排放因子/估算参数不确定性	合并不确定性	t 年类别对方差的贡献	A 型敏感性	B 型敏感性	排放因子引进的国家排放趋势的不确定性/估算参数不确定性	活动数据不确定性引进的国家排放趋势的不确定性	在总国家排放趋势引进的不确定性
		输入数据	输入数据	输入数据 注解 A	输入数据 注解 A	$\sqrt{E^2 + F^2}$	$\frac{(G \cdot D)^2}{(\sum D)^2}$	注解 B	$\left \frac{D}{\sum C} \right $	I • F 注解 C	J • E • $\sqrt{2}$ 注解 D	$K^2 + L^2$
		Gg CO2 当量	Gg CO2 当量	%	%	%		%	%	%	%	%
如 ,1.A.1. 能源产业燃料 1	CO ₂											
如 ,1.A.1. 能源产业燃料 2	CO ₂											
等	...											
合计		$\sum C$	$\sum D$				$\sum H$					$\sum M$
					总清单的百分比不确定性		$\sqrt{\sum H}$				趋势中的不确定性:	$\sqrt{\sum M}$

注解 A 如果只知道某一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: 绝对值 $\frac{0.01 \cdot D_x + \sum D_i - (0.01 \cdot C_x + \sum C_i)}{(0.01 \cdot C_x + \sum C_i)} \cdot 100 - \frac{\sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100$

其中

C_x , D_x =从相对栏的 x 行的输入值，表示特定类别

$\sum C_i$, $\sum D_i$ =相对栏清单所有类别（行）的总和

注解 C: 如果假设排放因子间不相关，就使用敏感性 B，然后将结果乘以 $\sqrt{2}$ ：

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

注解 D: 如果假设活动数据相关，就使用敏感性 A，但结果不乘以 $\sqrt{2}$ ：

$$L_x = I_x \cdot E_x$$

处理不对称的高度不确定性

3.7.3 节详细地说明了如果不确定性相对范围对非负量过大，如何解释方法 1 得到的结果。作为方法 1 基础的误差传播方法非常适用于不确定性较小（即要标准偏差除以均值小于 0.3）的情况。如果不确定性较大，使用方法 1 仍然可以得到提示性的结果。然而，如果不进行任何纠正，这种方法会低估乘积（或商数）项的不确定性。另外，如果相对不确定性对非负量较大，那么不确定性范围一般不对称，而方法 1 并不量化这样的不对称性。第 2 个选择是使用方法 2，然而亦不总是可行。第 3 个选择是使用方法 1，并进行纠正。例如，如 3.7.3 节中详细讨论的，可以通过简单的正负 100% 估算相对均值 -65% 到 +126% 的不确定性。在这个例子中，对方法 1 进行适当纠正就可以解决问题。对方法 1 而不是方法 2 进行纠正（如果适用）的好处是可以使用相对简单的基于电子数据表的计算方法，而且不需要使用专业的蒙特卡罗模拟软件。

3.2.3.2 方法 2：蒙特卡罗模拟

蒙特卡罗分析适用于详细的分类别不确定性估算，尤其是在下列情况下：不确定性大；分布非正态；算法是复杂函数和/或某些活动数据集、排放因子间或两者相关。

在蒙特卡罗模拟中，模式输入的伪随机样本产生于为每个输入指定的概率密度函数。样本被称为‘伪随机’是因为他们是由算法（被称为伪随机数发生器（PRNG））产生的。算法可以提供可复制的数字序列（根据 PRNG 输入的随机种子），然而所有序列均具有随机性。可在别处获得详细资料（如 Barry, 1996）。如果模式有两个或两个以上输入，那么每个输入的概率密度函数产生随机样本，并且在模式中输入随机数值可以得到模式输出的一个估算。可以按照需要的重复次数反复这个过程以获得模式输出的多个估算。多个估算是模式输出的概率密度函数的样本数值。通过分析模式输出的密度概率函数的样本，可以推导均值、标准偏差、95% 信度区间和输出密度概率函数的其他属性。因为蒙特卡罗模拟是数值方法，结果的精度通常会随着反复次数增加而提高。关于蒙特卡罗模拟方法以及类似技术（如拉丁超立方取样（LHS））的更多细节，请参见 Hahn 和 Shapiro (1967)、Ang 和 Tang (1984) 以及 Morgan 和 Henrion (1990)。

方法 2 的关键假设

方法 1 所需的简化假设在方法 2 中可以放宽。因此，适用于一般情况数值统计技术（尤其是蒙特卡罗技术）在下列情况下对估算排放/清除的不确定性（从活动测量和排放因子/估算参数的不确定性）比方法 1 更加合适：

- 不确定性很大；
- 是非高斯分布；
- 算法是复杂函数；
- 一些活动数据集、排放因子间或两者之间存在相关；
- 不同年份清单的不确定性不同。

方法 2 的关键要求

蒙特卡罗模拟要求分析者说明概率密度函数（请参见 Fishman, 1996）合理表示了量化不确定性的模式输入。如 3.2.2.4 节描述，可以通过一系列方式获得概率密度函数，包括数据或专家引出的统计分析。一个关键的考虑是创建排放/清除计算模式的输入变量分布，这样依据的是以特别评估相关的平均时间、地点和其他条件因子（如影响农业温室气体排放的气候条件）的一致基本假设。

蒙特卡罗分析能够处理任何可能的物理形状和范围的概率密度函数，亦能够处理不同的相关程度（随时间的相关和源/汇类别之间的相关）。蒙特卡罗分析可以处理简单的模式（如源和汇总的排放清单，使用倍乘因子对清单进行估算），亦可以处理更为复杂的模式（例如垃圾填埋中甲烷排放的一级延迟）。

方法 2 的程序

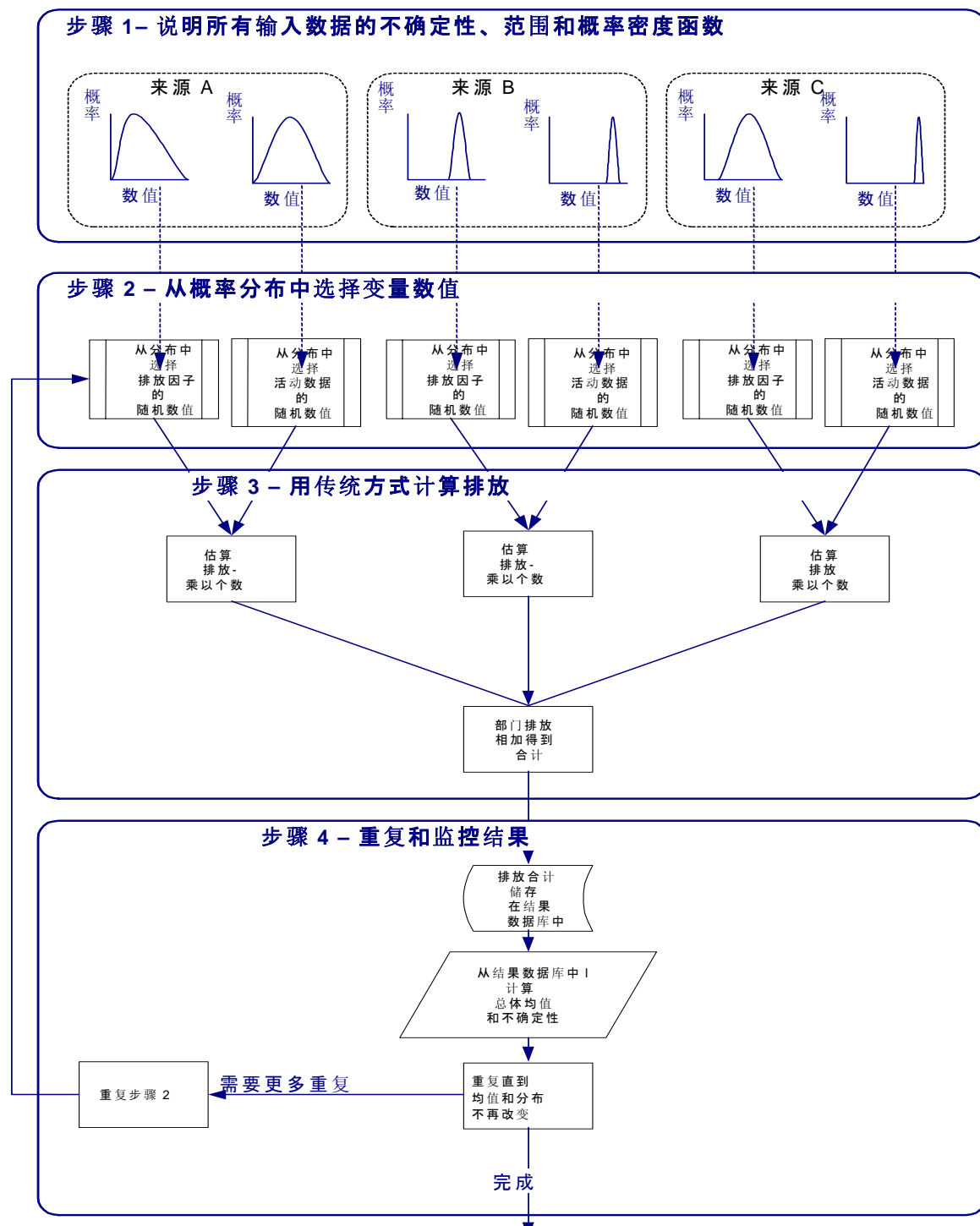
蒙特卡罗分析的原理是：根据各自的概率密度函数选择排放因子、活动数据和其他估算参数的随机值，然后计算相应的排放值。利用计算机多次重复这一过程，每次计算的结果用来构建总排放的概率密度函数。可以对不同类别的累计或对整个清单进行类别水平的蒙特卡罗分析。统计软件包很容易获得—其中一些包括非常方便用户的蒙特卡罗算法¹²。

与其他方法一样，如果运用得当，蒙特卡罗分析就会提供令人满意的结果。这就要求分析者对清单有科学和技术方面的了解。当然，只有在输入数据（包括专家判断）可靠时，结果才有效。

蒙特卡罗方法由图 3.7 所示的四个定义明确的步骤组成。使用者只需要完成第一个步骤，软件包会处理剩下的步骤。蒙特卡罗软件包应该确定了排放清单计算、概率密度函数和相关数值。软件包将自动地执行后面的步骤。在一些情况下，清单编制者可以决定自己编写运行蒙特卡罗模拟的程序，可以使用统计软件来完成。以下“选择模拟技术和样本大小”一节对不同软件包有简短讨论。

¹² Winiwarter 和 Rypdal (2001), Eggleston 等。(1998) 和 Monni 等。(2004) 提供了一些例子，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。(1994). 在 Bevington 和 Robinson (1992), Manly (1997), Morgan 和 Henrion (1990), 以及 Cullen 和 Frey (1999) 介绍这种方法更详细的描述和应用。Ogle 等 (2003) 在框 3.2 中提供了另一个应用蒙特卡罗分析的简明例子。(2003).

图 3.6 蒙特卡罗方法图解



步骤 1: 说明类别不确定性。这包括估算参数和活动数据，相关的均值和概率密度函数以及相关性。可以按照 3.2.1 和 3.2.2 节的指导评估不确定性。关于相关性评估的指导，请参见本节中的“输入间的依赖性和相关性”及框 3.2。

步骤 2: 选择随机变量。选择输入数值。输入数值是清单计算中使用的估算。这是重复的起点。对于每一个输入数据项，从该变量的概率密度函数中均随机选择了一个数值。

步骤 3: 估算排放和清除 应用步骤 2 选择的变量在输入数值的基础上估算总排放和清除。对于 100% 的相关，是很容易合并的；然而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纳入年排放估算。

步骤 4： 重复和监控结果。 重复和监控结果。把步骤 3 计算出的排放总体存储起来，然后从步骤 2 开始重复这一过程。重复的结果可以用来计算均值和概率密度函数。

方法 2 中的趋势不确定性

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值以及趋势中的不确定性。该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）之间的百分比差异¹³。因此，需要建立蒙特卡罗分析，以便同时对这两年进行估算。以下步骤说明了整个过程。

步骤 1： 说明源/汇类别不确定性。 确定排放因子、活动数据和其他估算因子的概率密度函数。这与上述过程基本一样，但基年和当年均需要重复上述步骤，以及需要考虑数据之间的联系。对许多类别来说，每年均可以使用同样的排放因子（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数据不确定性不相关，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，很可能这只在少数情形下才是必要的。

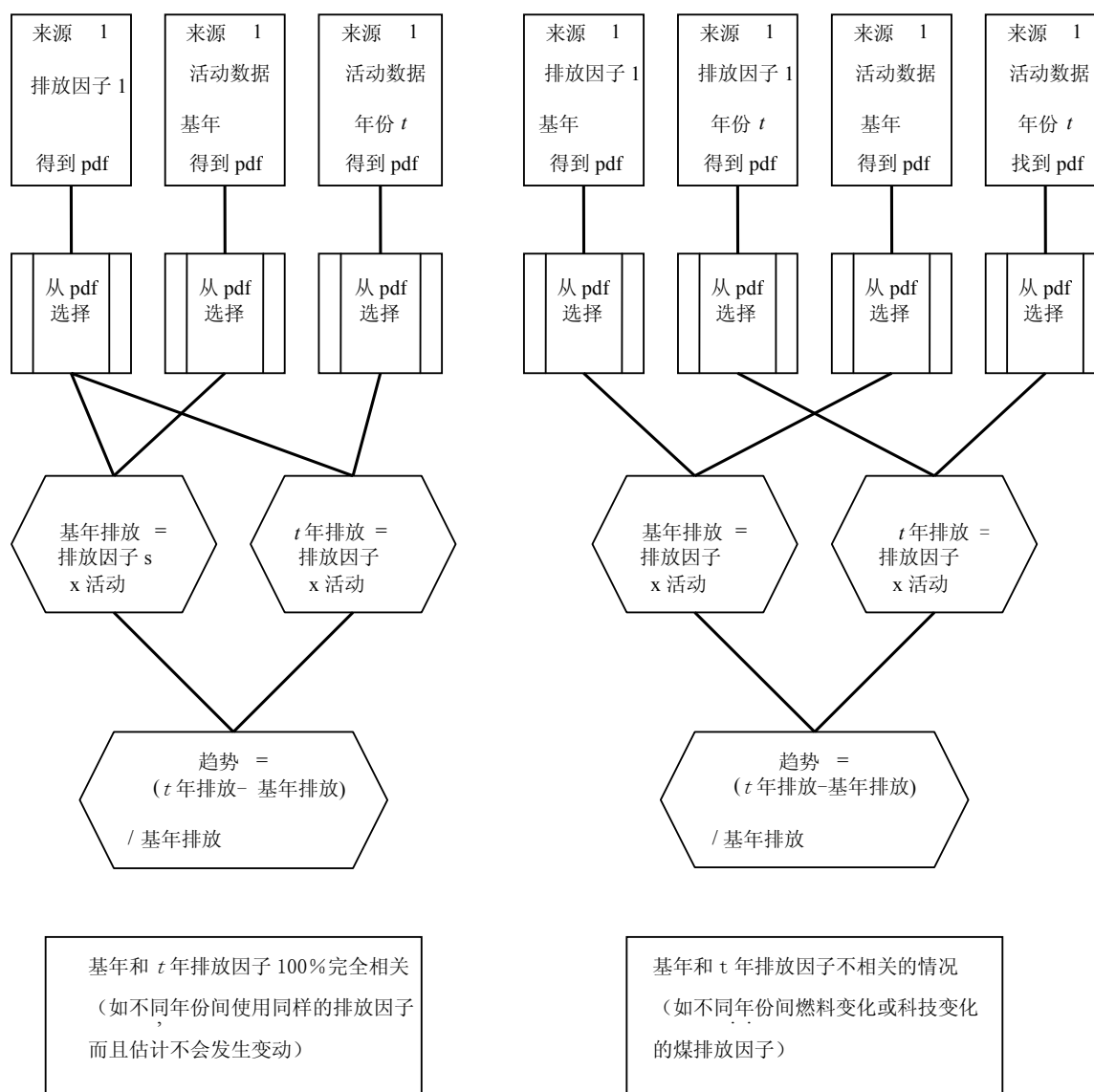
步骤 2： 选择随机变量。 如前所述，计算机程序将继续进行，考虑概率密度函数（PDF）之间的任何相关。下面的图 3.7 显示了趋势分析的计算方法。

步骤 3： 估算排放。 正如前面所描述的，步骤 2 选择的变量将用于估算总排放。

步骤 4： 结果。 把步骤 3 计算的排放总体以数据文件存储起来。然后从步骤 2 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/清除和部门排放/清除， t 年的总排放/清除和部门排放/清除，以及它们之间总排放/清除或任何部门排放/清除之间的百分比差异（趋势）。

¹³ 百分比差异 = $(t \text{ 年数值} - \text{基年数值}) / \text{基年数值}$

图 3.7 绝对排放和单个类别趋势（由排放因子乘以活动速率估算得到）的蒙特卡罗分析计算方法



选择模拟技术和样本大小

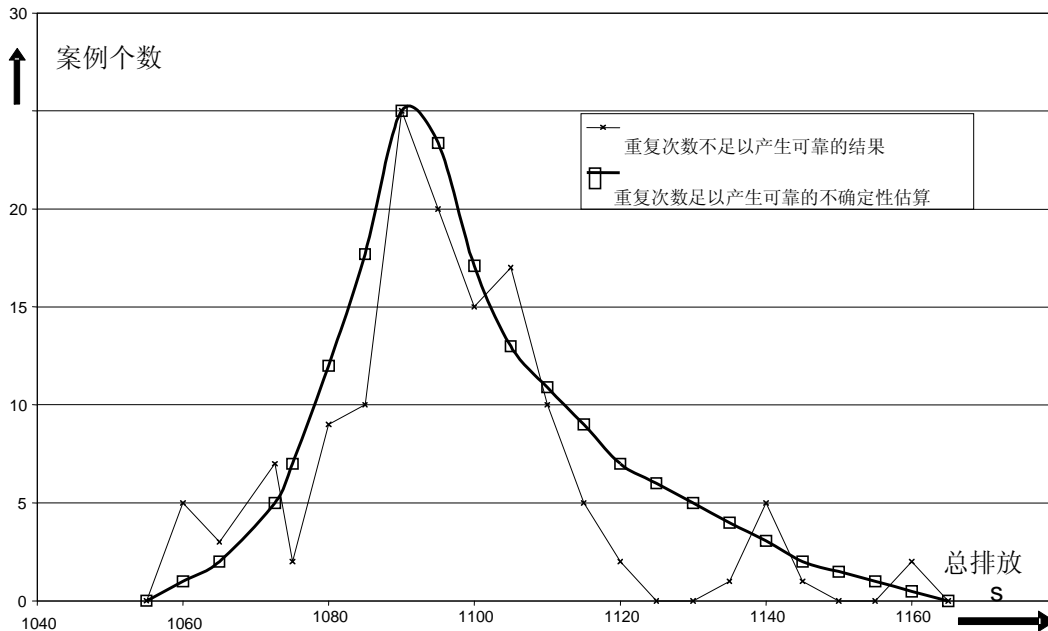
应用蒙特卡罗模拟时有几种可利用的商用软件工具。这些工具可以单独使用，亦可以加载到常用电子数据表程序。许多软件工具提供可选的不同取样方法（包括随机蒙特卡罗模拟和拉丁超立方取样（LHS）变异），这样即使样本大小只有数百个，仍能产生‘更光滑’的模式输出分布。使用LHS的不足之处在于必须提前决定重复次数。这是因为两个或两个以上的LHS模拟不能合并，由于使用了重叠的层，会引起结果解释的困难。在一些情况下，拉丁超立方取样会对概率密度函数的较高矩量进行低估，因为分层方法排除如随机数据集中的很高或很低数值集群。总的建议是把随机蒙特卡罗模拟作为缺省方法，因为如有必要，它有足够的灵活性在越来越大的模拟样本大小中继续使用随机模拟直到输出分布收敛¹⁴。

要确定反复次数，可以通过设置模式运行次数（先验值，如 10,000），然后允许模拟继续运行直到达到设置值或者允许均值在终结模拟前达到相对稳定点。例如，当确认 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。可以通过绘制排放估算的频率散点图进行检查。该散点图应该是相当平滑的（请参见图 3.8）。

¹⁴ Cullen 和 Frey (1999)提供了拉丁超立方取样和蒙特卡罗模拟比较的更多信息（207—213 页）。207-213)。

另一种替代方法是在 95% 置信区间创建中的百分点的标准误差的基础上，对当前的重复数目的精度进行评估。如果每个百分点（2.5 和 97.5）的置信区间范围小于报告的精度，那么反复次数一定要足够（如排放是小数点后仅保留一位的报告数值，而且百分点置信区间小于 0.1，如 0.005）。因此，蒙特卡罗百分比估算在有同样反复次数的其他模拟的报告数字中不太可能改变。

图 3.8 蒙特卡罗模拟结果的频率散点图实例



3.2.3.3 方法 1 和 2 的混合方法

对某些清单，可能方法 1 只适用于大多数而不是全部的源和汇类别。例如，许多源和汇可以使用排放因子和活动数据量化，然而有一些则必须使用模式或更加复杂的计算程序。而且，依赖性可能只对一部分类别很重要，或者可能只有一部分类别的不确定性范围很大。这些情况下，基于蒙特卡罗的方法则更加灵活，而且通常会产生较好的结果。

如果清单编制者只在类别子集使用了方法 2，可以将结果和方法 1 相结合得出国家总排放和趋势的不确定性估算。如果相关不是障碍，可以把分类后的信息输入到方法 1 中做到这一点。如果类别子集中有重要的相关，那么子集可以在方法 2 中分别处理，然而在方法 1 中作为累积的类别。在后种情况下，在方法 1 表的 C 栏和 D 栏输入基年和 t 年子集累积的总排放。在 G 栏中输入方法 2 分析得出的 t 年总排放不确定性的结果，在 M 栏中输入方法 2 分析得出的对国家总排放趋势的贡献的结果。涉及类别的不确定性贡献可以通过方法 1 的误差传播规则与其他类别的不确定性贡献进行合并。

在一些情况下，清单中大多数类别不确定性可以通过方法 2 进行估算，少数使用方法 1 估算。可以把方法 1 某些类别的不确定性估算纳入方法 2 中，以合并总清单的不确定性。其方法是使用从方法 1 中不确定性半范围挑选一个合适的概率密度函数模式，以代表每个类别的不确定性，作为蒙特卡罗模拟的一部分。一般情况下，如果不确定性范围很小，正态分布是合理的选择；如果不确定性范围大，就可以选择对数正态分布。正态与对数正态分布假设的更多讨论，请参见 3.2.3.1 节中的‘处理方法 1 不对称的高度不确定性’小节。

3.2.3.4 方法间比较

在此介绍了两种不确定性分析的方法：

- 方法 1：使用公式 3.1 和 3.2 估算类别的不确定性，简单合并各类不确定性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，还可以一种有限制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密度函数，或这两种特点均具备的概率密度函数。这一方法亦有助于处理方法 1 中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类别。下面 3.2.3.5 节讨论了两种方法之间的选择。

使用任一方法均会提供认知，了解个别类别和温室气体如何对某个年份总估算的不确定性和随时间变化的排放趋势做出贡献。

在英国清单（Baggott 等，2005）应用方法 2，这表明 95% 信度区间是不对称的，并且位于小于 2003 估算平均值 6% 和大于 2003 估算平均值 17% 之间。英国得到的结果考虑了土壤中 N₂O 流量不确定性的较大范围以及矿物燃料燃烧对总排放的较贡献。同一个清单使用方法 1 表明有 ±17% 的不确定性。根据趋势，据估算英国 CO₂ 当量的总净排在 1999 到 2003 年间下降了 13%。使用方法 2 表明 95% 置信区间大致对称，大约在 -11% 到 -16% 之间。相应的方法 1 结果给出的范围大约是 ±2%（即 -11% 到 -15%）。因此两种方法给出的趋势不确定的量级相似。

以芬兰为例，如 3.6 节所示，方法 2 得出的 2003 年不确定性（包括温室气体源和汇）是 -14 到 +15%，方法 1 则是 ±16%。在芬兰，AFOLU 部门的碳储备变化是不确定性的主要来源，而矿物燃料对总排放贡献最大。由于方法 1 内在的近似性说明，它不能处理不对称，这种比较很有启发。从物理学上看，方法 2 识别出不对称的原因是，一些非常不确定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 可以利用这一额外认识，然而方法 1 不能。方法 2 得到的芬兰 1990-2003 年趋势的不确定性是 -18 ~ +23%（百分点），方法 1 得到的是 ±19%（百分点）。

如果使用了同样的输入假设集且不确定性相对很小，方法 1 和方法 2 对基于合成清单数据的个案研究的单独评估显示了极好的一致性（Frey，2005）。例如，对某个案研究，方法 1 得到当年清单 ±6% 和趋势 ±10% 的估算（以百分点相对平均百分比变化表示），使用同样输入假设的方法 2 产生了基本一样的结果。如果排放因子和活动数据的不确定性范围翻倍，方法 1 和方法 2 的基本估算不确定性会继续保持一致，大约是总排放均值的 ±13%。两种情况下，趋势不确定性大约是 ±20%（百分点）。然而，方法 2 得到的趋势不确定性结果稍微有点不对称，是 -19% ~ +22%。因此，随着不确定性范围增加，预计方法 2 会比方法 1 更适合说明不确定性的范围和斜度。

尽管方法 1 和 2 均侧重于通过模式宣传随机因素，*优良做法*是结合任一方法与处理模式不确定性的方法。框 3.3 给出了如何在级别 3 的情况下处理模式不确定性的示例。

而且，尽管方法 1 是以关键简化假设为基础，但可能增加误差传播公式的复杂性以增加该方法的灵活性。例如，包括相加项的误差传播公式可以更加准确地传播相乘和商数模式中以及不确定性倾斜时的不确定性。

框 3.3 处理概率性分析中的模式不确定性

级别 3 建模方法是为增加灵活性，这样就可以使用比级别 1 或 2 更加完善的代表国情的模式编制国家清单。尤其，*优良做法*是解决模式输入和结构中的不确定性。输入不确定性处理活动数据和描述环境背景可能需要的其他辅助信息，例如 AFOLU 部门清单中的气候和土壤特性。模式结果的不确定性可归因于不完整的算法和参数化。基于经验的方法常用来评估结构不确定性（Monte 等，1996）。1996 这个方法要求对排放估算和试验或国家监控网络的测量结果进行比较，以获得基于模式的清单的有效性以及解决建模数值中偏差和方差（Falloon 和 Smith 2003）。

统计学推导出来的关系可以用来量化级别 3 清单中模式结构误差的不确定性，解决基于估算方差的不精确性或如均方根误差等类似测量，并且同时处理基于模式和测量数值重要统计学差异的偏差（Falloon 和 Smith 2003）。实际上，基于模式的排放会根据偏差进行调节，以更准确地表示排放。而且，统计推导关系会产生各个条件下的方差衡量，该方差与基于模式的数值相关，与级别 1 和级别 2 的排放因子不确定性相似。为了完成评估，可以使用误差传播公式或蒙特卡罗方法将模式输入的不确定性（如活动数据）与模式结构不确定性合并。

3.2.3.5 方法选择的指导

如果满足适用性条件（相对低的不确定性，来源间不相关，方法 1 明确处理的除外），方法 1 和方法 2 会产生相同的结果。然而，可能自相矛盾的是，只有在清单中广泛合适地应用了级别 2 和级别 3 方法，这些条件才最有可能产生最令人满意的结果，因为这些方法会给出最准确，亦可能是最精确的结果。因此，在方法选择和级别选择间没有直接的理论联系。实际中，如果使用了级别 1 方法，经常使用方法 1 量化如在 AFOLU 部门的复杂系统的排放/清除估算的不确定性，而应用级别 2 和级别 3 方法时，更可能使用方法 2。

如果选择了方法 2，作为 QA/QC 活动的一部分，亦要鼓励清单编制机构使用方法 1，因为方法 1 会提供认知，而且这不需要大量的额外工作。如果使用了方法 2，在报告不确定性时，最好使用总体不确定性估算（请参见 3.2.3.3 节）。

3.3 不确定性与时间自相关

如果一个时间序列内的排放因子、活动数据来源或估算方式发生变化，相关的不确定性来源亦会变化。方法 2 在创建概率密度函数成分时要清楚地考虑这一点。在方法 1 中，应在表中输入目前百分比不确定性，而且如果变化贯穿整个序列，就表示年际排放因子不确定性良好相关的假设已经无效。A 型敏感性必须替代 B 型敏感性。如果年度数据是自相关，那么通常两个年份的差异会比不相关的少，假设自相关为正。

‘时间序列’可以指 t 年与基年年份间排放的年度比较，如表 3.2 和表 3.3 中给出的一般报告表格所示；亦可以指考虑了时间自相关的更广泛的统计方法集。关于后一种的解释，统计时间序列技术可以用来更加准确地考虑时间自相关以减少不确定性估算。例如，如果短期内排放变化（如发电厂排放），在给定的时间段里排放取决于最近的时间段的排放和循环中上一点的排放。例如，发电厂可能需要一些时间以对负荷进行重大改变。这时，当前小时的排放就在某些程度上受到限制，取决于上一小时的排放。而且，发电厂可能会对负荷的每日变动做出反应，这种变动在日际间很相近。因此，某天给定小时的排放可能与前一天给定小时的排放相关。同样的，亦可以有长期季度循环，如从一年到另一年，可能会引起时间相关。统计时间序列方法可以拟合经验数据的合适样本，以解释这些时间相关。模式响应的未解释部分被称为随机或白噪音项。白噪音项表示了预测排放输出能力的不确定性。Abdel-Aziz 和 Frey (2003)给出了在排放估算中应用时间序列模式的具体示例。

3.4 使用其他合适的技术

这里提供的指南并不排除使用其他改进的方法。例如，应用方法 1 时，清单编制者可能希望从一般误差传播公式中推导相似的方法，以解决更加复杂的相关或 t 年对基年不确定性范围的差异。只要对这些改进进行合适归档和解释，就与优良做法一致。而且，本文件并没有覆盖分析者可能面临的所有情况。因此，清单编制者应该查看本章末引用的参考文献，以获得进行不确定性分析的其他建议。

3.5 报告和归档

需要进行更多的努力，来收集量化不确定性评估所需的信息和数据，以及实施模式合并参数、类别和整个清单不确定性。然而，如果没有采取步骤，对不确定性评估进行报告和归档，以实质性地提高收集数据和整个清单的质量，所有的努力均不会给国家清单带来太多效果。把国家进行不确定性评估的努力与在 QA/QC 系统内实施数据质量调查两者结合起来，可以解决这个问题。

归档不确定性分析需要大量输入和假设，因此报告所有信息是不可行的。报告的信息必须足够多，以提供关键假设、方法选择和详细的结果。总之，文件必须能够支持估算，并允许复制不确定性估算。尤其，文件必须解答以下问题（因为这些问题和特定变量相关）：

- 解决了哪些不确定性原因（请参见表 3.1）。
- 解决不确定性原因使用了哪些方法（请参见表 3.1）。
- 作为估算不确定性基础而使用的数据或模式的来源是什么。

- 对偏差估算，合适地解释在相对或绝对基础上（说明是哪个，并给出适当的单位）表示的误差量级。
- 如果不确定性是在数据基础上估算的，解释不确定性与变率的不同，以及在选择和分析数据时如何处理合适的地理范围、平均时间（如年）和其他代表性考虑因素。提供数据本身的简单总结，包括均值，样本标准偏差和样本大小。如果数据被分级或包含其他不确定性因素，提供其他合适的详细情况（如用来获得数据的测量方法的精度和准确性）。
- 对于用范围或分布表示的随机误差估算，提供足够的信息以确定范围（如正负百分比变化相对均值或概率密度函数）。
- 对于以专家判断为基础的不确定性估算，必须对以下信息进行归档和存档：
 - (i) 专家判断的参考编号；
 - (ii) 日期；
 - (iii) 所涉专家的姓名；
 - (iv) 专家背景（证明人，作用等）；
 - (v) 所判断的变量；
 - (vi) 判断的逻辑基础，包括纳入考虑的任何数据。这应该包括分布的高端、低端和集中趋势的基本原理；
 - (vii) 最后得到的概率密度函数或范围以及随后推导的最可能数值和概率密度函数；
 - (viii) 确定外部评审人员；
 - (ix) 外部评审结果；
 - (x) 清单编制者的批准，注明日期和批准人
- 解释两个或两个以上的输入间的任何相关或依赖性，或解释自相关。
- 解释某个国家或情况下可能特殊的考虑因素，如使用各种统计技术处理未测出、混合分布、外推法等。
- 解释方法 1 和方法 2 之间的结果差异。

除了把清单输入的不确定性估算归档，还必须对使用的一般方法以及方法是否主要是基于方法 1 或方法 2，提供归档。对这些方法的修改均必须作出解释，并且给出正当理由。

不确定性报告亦需要讨论，被怀疑无法代表所有不确定性原因的量化不确定性估算的限制和警告。在收集不确定性评估的输入信息的过程中（如作为概率密度函数基础的实验或专家判断、概念化说明和模式不确定性），必须将各种确认的不确定性的可能原因进行归档，包括可能存在的偏差。这些可能原因无论是否量化均要归档，并且要包括可以如何减少原因的特别建议。

类似的，当报告和解释定量不确定性评估的结果时，至关重要的是要谨记用来合并不确定性的方法的局限性。例如，尽管方法 1 可以解决一些相关的原因，然而在不确定性评估过程中应当对可能存在的其他相关原因有关的可能偏差（如类别间）进行归档。

表 3.3 是报告清单不确定性的通用表，不管使用的是哪种方法。如果排放/清除点估算与均值估算不一样，优良做法是在报告国家清单时，E、F、G 和 J 栏显示的不确定性范围要根据使用点进行估算。如果点估算与均值估算不同，那么建议考虑其不同的原因，最好校正点估算以确定并解释偏差。

表 3.3 一般不确定性报告表格

表 3.3 一般不确定性报告表格														
A	B	C: 基年排放/ 清除	D: <i>t</i> 年排放/ 清除	E: 活动数据不确定性		F: 排放因子/估算参数不 确定性（如果使用了一种 以上估算参数就进行合 并）		G 合并不确定性		H 对 <i>t</i> 年方差 的贡献 (比例)	I <i>t</i> 年国家排放的清单 趋势较基年增加 (基年的%)	J 与基年相比，在总 国家排放趋势引进 的不确定性		K 方法和意见
				Gg CO ₂ 当 量	Gg CO ₂ 当 量	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
E.g.,1.A.1. 能源产业燃 料 1	CO ₂													
E.g.,1.A.1. 能源产业燃 料 2	CO ₂													
等	...													
合计										1.000				

注释：

C 栏： 类别和气体 Gg CO₂ 当量的基年排放。

D 栏： 类别和气体 Gg CO₂ 当量的 *t* 年排放。*t* 年是关注年份或当年。

E 栏和 F 栏： 应尽可能地报告活动和排放因子估算（E 栏和 F 栏）的不确定性，然而已认识到某些类别的一些计算方法不适用于这类报告。那么，如果无法获得这些信息，表中项目可空白。

G 栏： 必须报告每个类别的相对均值估算的不确定性估算，即使某种情况下不确定性无法按活动和排放因子进一步分类。在表底部，报告总清单中不确定性。这必须从方法 1 或 2 计算结果得到，而且不能仅通过栏内数量加来确定。

H 栏： 报告‘对不确定性的贡献’。这是通过把每个类别的方差除以清单总方差 ($\sigma_x^2 / \sum \sigma_x^2$) 估算得到的。如果使用了方法 1，就通过表 3.2H 栏的输入值除以表 3.2 中同一栏中的‘合计’值进行计算。在 3.2.3 节中，提供了在使用方法 2 和不确定性不对称情况下应用的一般方法。

I 栏： 报告清单趋势，估算为：

$$\text{Mean Trend (\%)} = \left(\frac{\text{Year } t \text{ emissions} - \text{Base year emissions}}{\text{Base year emissions}} \right) \bullet 100 .$$

按行分别报告每个类别，并在栏底部报告总清单。

J 栏： 这是类别趋势的不确定性。对表底部的‘合计’，应当给出整个清单趋势的总体不确定性。趋势不确定性是以相对于清单趋势的百分点为基础的。例如，如果清单趋势是 -5%，且如果 95% 趋势概率范围是 -8% 到 -3%，那么趋势不确定性就报告为 -3% 到 +2%。

K 栏： 说明使用的是方法 1 或方法 2，以及能帮助解释方法学或信息来源的其他意见。

E, F, G 和 J 栏的一般意见： 每个栏均提供了两个子栏以帮助报告不对称的不确定性范围。例如，如果不确定性范围是 -50% 到 +100%，那么‘50’就应该在‘(-)%’的子栏中报告，‘100’则在‘(+)%’子栏中报告。

3.6 示例

本节介绍了清单不确定性估算的两个示例，均以芬兰 2003 温室气体排放清单为基础。这些均是特定国家的示例，在此只用来说明步骤和一般认知。各个国家间特定的不确定性估算和结果均不同。

表 3.4 示例是基于方法 1，并用方法 1 工作表（表 3.2）的一般格式表示。结果说明，*t* 年的净排放（示例中是 2003 年）是 67,730 Gg CO₂ 当量，不确定性是 ±15.9%，对应于 56,970 ~ 78,490 Gg CO₂ 当量的 95% 概率范围。根据表中报告的基年和 *t* 年总清单，平均趋势是从 1990—2003 年排放增加了 42%。趋势不确定性是 ±19%（百分点），对应于相对基年排放 24% ~ 61% 的 95% 趋势概率范围。

表 3.5 示例是基于方法 2，并用表 3.3 中不确定性一般报告表的格式表示。结果说明，*t* 年的净排放是 67,730 Gg CO₂ 当量，不确定性是 -14 到 +15%，对应于 58,490 ~ 78,130 Gg CO₂ 当量的 95% 概率范围。根据表中报告的基年和 *t* 年总清单，平均趋势是从 1990—2003 年排放增加了 42%。趋势不确定性是 -18 ~ +23%（百分点），对应于相对基年排放 25% ~ 65% 的 95% 趋势概率范围。

这些示例说明了如果总体不确定性相对很小，方法 1 和方法 2 的结果非常相似。然而，方法 2 更加灵活，可以量化概率（如 *t* 年清单的）范围的不对称性。

表 3.4 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例（基于芬兰统计数据，2005）

累积层次和不确定估算只适用于芬兰，并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当量	t 年排放 或清除 Gg CO ₂ 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %
1.A 燃料燃烧活动												
液体	CO ₂	27 232	27 640	2%	2%	3%	0.0001	0.2320	0.5806	0.46%	1.64%	0.03%
固体	CO ₂	15 722	22 753	2%	3%	3%	0.0001	0.0080	0.4780	0.02%	1.08%	0.01%
气体	CO ₂	5 073	9 350	1%	1%	1%	0.0000	0.0447	0.1964	0.04%	0.28%	0.00%
泥炭	CO ₂	5 656	10 676	4%	5%	7%	0.0001	0.0552	0.2243	0.28%	1.36%	0.02%
1.A.1 能源工业												
液体	CH ₄	6	7	2%	75%	75%	0.0000	0.0000	0.0001	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	26	30	2%	75%	75%	0.0000	0.0001	0.0006	0.01%	0.00%	0.00%
固体	CH ₄	9	16	2%	75%	75%	0.0000	0.0001	0.0003	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	85	162	2%	50%	50%	0.0000	0.0009	0.0034	0.04%	0.01%	0.00%
气体	CH ₄	4	9	1%	75%	75%	0.0000	0.0001	0.0002	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	18	51	1%	50%	50%	0.0000	0.0005	0.0011	0.03%	0.00%	0.00%
生物量	CH ₄	2	31	20%	50%	54%	0.0000	0.0006	0.0006	0.03%	0.02%	0.00%
	N ₂ O	10	80	20%	150%	151%	0.0000	0.0014	0.0017	0.21%	0.05%	0.00%
泥炭	CH ₄	5	7	5%	50%	50%	0.0000	0.0000	0.0002	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	141	226	5%	150%	150%	0.0000	0.0005	0.0047	0.08%	0.03%	0.00%
1.A.2 制造业和建筑												
液体	CH ₄	9	7	2%	75%	75%	0.0000	0.0001	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	39	41	2%	75%	75%	0.0000	0.0003	0.0009	0.02%	0.00%	0.00%
固体	CH ₄	4	2	2%	75%	75%	0.0000	0.0001	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	108	90	2%	50%	50%	0.0000	0.0013	0.0019	0.07%	0.01%	0.00%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例 (基于芬兰统计数据, 2005)

累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当量	t 年排放 或清除 Gg CO2 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %
气体	CH ₄	5	6	1%	75%	75%	0.0000	0.0000	0.0001	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	17	19	1%	50%	50%	0.0000	0.0001	0.0004	0.01%	0.00%	0.00%
生物量	CH ₄	20	19	15%	50%	52%	0.0000	0.0002	0.0004	0.01%	0.01%	0.00%
	N ₂ O	111	81	15%	150%	151%	0.0000	0.0016	0.0017	0.24%	0.04%	0.00%
泥炭	CH ₄	4	3	5%	50%	50%	0.0000	0.0001	0.0001	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	56	29	5%	150%	150%	0.0000	0.0011	0.0006	0.16%	0.00%	0.00%
IA.3 运输业												
a. 民航	CH ₄	0.4	0.3	5%	100%	100%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	4	4	5%	150%	150%	0.0000	0.0000	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
b. 道路运输												
汽油	CH ₄	78	40	1%	50%	50%	0.0000	0.0015	0.0008	0.07%	0.00%	0.00%
装有催化转化器的汽车	N ₂ O	32	410	1%	378%	378%	0.0005	0.0076	0.0086	2.89%	0.01%	0.08%
装有催化转化器的汽车	N ₂ O	59	22	1%	259%	259%	0.0000	0.0013	0.0005	0.34%	0.00%	0.00%
柴油	CH ₄	12	6	1%	50%	50%	0.0000	0.0002	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	68	84	1%	158%	158%	0.0000	0.0003	0.0018	0.04%	0.00%	0.00%
天然气	CH ₄	0.0	2	1%	50%	50%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	0.0	0.0	1%	150%	150%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
c. 铁路	CH ₄	0.2	0.2	5%	110%	110%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	2	1	5%	150%	150%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例 (基于芬兰统计数据, 2005)

累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当量	t 年排放 或清除 Gg CO2 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %
d. 水运航行												
渣油&汽油/柴油	CH ₄	0.5	1	10%	100%	100%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	2	3	10%	150%	150%	0.0000	0.0000	0.0001	0.00%	0.00%	0.00%
汽油	CH ₄	7	4	20%	100%	102%	0.0000	0.0001	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	0.4	0.6	20%	150%	151%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
e. 其他运输业												
汽油&柴油	CH ₄	5	6	30%	50%	58%	0.0000	0.0000	0.0001	0.00%	0.01%	0.00%
汽油	N ₂ O	1	1	30%	150%	153%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
柴油	N ₂ O	4	4	30%	150%	153%	0.0000	0.0000	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
IA.4 其他部门												
液体	CH ₄	19	15	3%	75%	75%	0.0000	0.0002	0.0003	0.02%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	56	47	3%	75%	75%	0.0000	0.0007	0.0010	0.05%	0.00%	0.00%
固体	CH ₄	2	0.6	10%	75%	76%	0.0000	0.0001	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	0.5	0.3	10%	50%	51%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
气体	CH ₄	0.1	0.3	5%	75%	75%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	1	1	5%	50%	50%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
生物量	CH ₄	282	307	15%	150%	151%	0.0000	0.0020	0.0064	0.30%	0.14%	0.00%
	N ₂ O	56	61	15%	150%	151%	0.0000	0.0004	0.0013	0.06%	0.03%	0.00%
泥炭	CH ₄	1	1	25%	50%	56%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
	N ₂ O	1	2	25%	150%	152%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
IA.5 未说明												
液体	CH ₄	2	2	7%	75%	75%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例 (基于芬兰统计数据, 2005)

累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M	
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当量	t 年排放 或清除 Gg CO2 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %	
	N ₂ O	6	9	7%	75%	75%	0.0000	0.0000	0.0002	0.00%	0.00%	0.00%	
气体	CH ₄	0.3	0.4	13%	75%	76%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%	
	N ₂ O	1	2	13%	50%	52%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%	
1.B 燃料中的溢散排放													
1.B.2 油和天然气													
a. ii	油-喷焰燃烧	CO ₂	123	63	50%	0%	50%	0.0000	0.0024	0.0013	0.00%	0.09%	0.00%
a.iii. 4	油-精炼	CH ₄	8	10	2%	90%	90%	0.0000	0.0000	0.0002	0.00%	0.00%	0.00%
b.iii.4	天然气—传输和存储	CH ₄	4	12	3%	0%	3%	0.0000	0.0001	0.0003	0.00%	0.00%	0.00%
b.iii.5	天然气—分发	CH ₄	0	40	5%	0%	5%	0.0000	0.0008	0.0008	0.00%	0.01%	0.00%
2 工业过程和产品使用													
2.A.1	水泥生产	CO ₂	786	500	2%	5%	5%	0.0000	0.0130	0.0105	0.06%	0.03%	0.00%
2.A.2	石灰生产	CO ₂	383	513	2%	3%	4%	0.0000	0.0007	0.0108	0.00%	0.03%	0.00%
2.A.3 和 2.A.4	石灰石和白云 石使用 ¹	CO ₂	99	148	7%	9%	11%	0.0000	0.0002	0.0031	0.00%	0.03%	0.00%
2.A.3 和 2.A.4	纯碱 ¹	CO ₂	18	20	7%	2%	7%	0.0000	0.0001	0.0004	0.00%	0.00%	0.00%
2.B.2	硝酸生产	N ₂ O	1 595	1 396	5%	100%	100%	0.0004	0.0184	0.0293	1.84%	0.21%	0.03%
2.B.8.b	乙烯	CH ₄	4	5	5%	20%	21%	0.0000	0.0000	0.0001	0.00%	0.00%	0.00%
2.B.10	其他	CO ₂	60	147	12%	5%	13%	0.0000	0.0013	0.0031	0.01%	0.05%	0.00%
2.C.1	钢铁生产	CH ₄	5	9	3%	20%	20%	0.0000	0.0000	0.0002	0.00%	0.00%	0.00%
2.D	源于燃料和溶剂使用的非 能源产品	CO ₂	640	830	50%	5%	50%	0.0000	0.0017	0.0174	0.01%	1.23%	0.02%
2.F.1	制冷和空调	HFCs	0	578	26%	0%	26%	0.0000	0.0121	0.0121	0.00%	0.45%	0.00%
2.F.2	发泡剂	HFCs	0	25	24%	0%	24%	0.0000	0.0005	0.0005	0.00%	0.02%	0.00%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例（基于芬兰统计数据，2005）

累积层次和不确定估算只适用于芬兰，并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当量	t 年排放 或清除 Gg CO ₂ 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %
2.F.4 气溶胶	HFCs	0	63	10%	0%	10%	0.0000	0.0013	0.0013	0.00%	0.02%	0.00%
2.G.1 电气设备	SF ₆	87	22	88%	0%	88%	0.0000	0.0021	0.0005	0.00%	0.06%	0.00%
2.G.3.a 医疗应用	N ₂ O	62	40	30%	20%	36%	0.0000	0.0010	0.0008	0.02%	0.04%	0.00%
2.H.3 其他（f-气体的分组数据）	HFCs, PFCs, SF ₆	8	21	38%	0%	38%	0.0000	0.0002	0.0004	0.00%	0.02%	0.00%
3 AFOLU												
3.A.1 肠道发酵	CH ₄	1 868	1 537	0%	31%	31%	0.0000	0.0235	0.0323	0.72%	0.00%	0.01%
3.A.2 粪便管理	CH ₄	215	222	0%	16%	16%	0.0000	0.0018	0.0047	0.03%	0.00%	0.00%
3.A.2 粪便管理	N ₂ O	623	461	0%	83%	83%	0.0000	0.0089	0.0097	0.74%	0.00%	0.01%
3.B.1.a 仍为林地的林地												
生物量的碳存储变化	CO ₂	-23 798	-21 354	0%	35%	35%	0.0122	0.2640	0.4486	9.24%	0.00%	0.85%
3.B.2.a 仍为农地的农地												
矿质土壤的碳存储净变化	CO ₂	-535	-1 113	0%	100%	100%	0.0003	0.0074	0.0234	0.74%	0.00%	0.01%
有机土壤的碳存储净变化	CO ₂	1 813	1 324	20%	90%	92%	0.0003	0.0264	0.0278	2.37%	0.79%	0.06%
3.B.3.a 仍为草地的草地												
矿质土壤的碳存储净变化	CO ₂	-1 181	2 907	0%	100%	100%	0.0018	0.0964	0.0611	9.64%	0.00%	0.93%
有机土壤的碳存储净变化	CO ₂	109	67	30%	90%	95%	0.0000	0.0019	0.0014	0.17%	0.06%	0.00%
3.B.4.ai 仍为泥炭地的泥炭地	CO ₂	503	547	15%	208%	208%	0.0003	0.0036	0.0115	0.74%	0.08%	0.01%
3.B.4.ai 仍为泥炭地的泥炭地	CH ₄	5	6	15%	208%	208%	0.0000	0.0000	0.0001	0.01%	0.00%	0.00%
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	CO ₂	180	91	10%	70%	71%	0.0000	0.0035	0.0019	0.24%	0.03%	0.00%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例 (基于芬兰统计数据, 2005)

累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当量	t 年排放 或清除 Gg CO2 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	CH ₄	16	8	10%	70%	71%	0.0000	0.0003	0.0002	0.02%	0.00%	0.00%
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	N ₂ O	2	1	10%	70%	71%	0.0000	0.0000	0.0000	0.00%	0.00%	0.00%
3.C.2 施用石灰	CO ₂	618	277	20%	20%	28%	0.0000	0.0127	0.0058	0.25%	0.16%	0.00%
3.C.4 管理土壤中的 N ₂ O 直接 排放; 农业土壤	N ₂ O	3 486	2 608	0%	227%	227%	0.0077	0.0494	0.0548	11.23%	0.00%	1.26%
3.C.4 管理土壤中的 N ₂ O 直接 排放; N 化肥使用, 林地	N ₂ O	27.0	11.3	10%	380%	380%	0.0000	0.0006	0.0002	0.22%	0.00%	0.00%
3.C.5 管理土壤中的 N ₂ O 间接 排放	N ₂ O	735	592	0%	334%	334%	0.0009	0.0095	0.0124	3.18%	0.00%	0.10%
4 废弃物												
4.A 固体废弃物处理	CH ₄	3 678	2 497	0%	43%	43%	0.0003	0.0574	0.0525	2.47%	0.00%	0.06%
4.D.1 家庭废水处理和排放												
人口稀疏地区	CH ₄	118	95	15%	32%	35%	0.0000	0.0015	0.0020	0.05%	0.04%	0.00%
人口稠密地区	CH ₄	12	13	5%	104%	105%	0.0000	0.0001	0.0003	0.01%	0.00%	0.00%
人口稀疏地区	N ₂ O	21	18	10%	380%	380%	0.0000	0.0002	0.0004	0.09%	0.01%	0.00%
人口稠密地区	N ₂ O	84	66	5%	380%	380%	0.0000	0.0011	0.0014	0.43%	0.01%	0.00%
4.D.2 工业废水处理和排放	CH ₄	22	19	10%	104%	105%	0.0000	0.0003	0.0004	0.03%	0.01%	0.00%
4.D.2 工业废水处理和排放	N ₂ O	28	17	5%	380%	380%	0.0000	0.0005	0.0004	0.17%	0.00%	0.00%
4.E 其他 养鱼业的 N 输入	N ₂ O	8	3	10%	380%	380%	0.0000	0.0002	0.0001	0.07%	0.00%	0.00%
合计		47 604	67 730				0.0252					0.0349
					总清单的百分比不 确定性		15.9%				趋势中的不确定性	18.7%

表 3.4(续) 在芬兰应用方法 1 不确定性分析示例 (基于芬兰统计数据, 2005)

累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:	F:	G	H	I	J	K	L	M
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当量	t 年排放 或清除 Gg CO2 当量	活动数据 不确定性 %	排放因子/ 估算参数 不确定性 %	合并不确 定性 %	t 年源/汇类别对 方差的贡献	A 型敏感 性 %	B 型敏感 性 %	排放因子引进的国家排 放趋势的不确定性/估算 参数不确定性 %	活动数据不确定性引 进的国家排放趋势的 不确定性 %	在总国家排放趋 势引进的不确定 性 %

¹ 不确定性评估是基于芬兰在 2003 清单中使用的累积层次, 因此玻璃产量不能被独立。

表 3.5 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:		F:		G		H	I	J		K
IPCC 类别	气体	基年排放 或清除 Gg CO2 当 量	t 年排放或 清除 Gg CO2 当 量	活动数据不确 定性 (-) % (+) %		排放因子不确 定性 (-) % (+) %		合并不确定性 (-) % (+) %		对 t 年方差 的贡献 (比例)	t 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	与基年相比, 在总国家 排放趋势引进的不确定 性 (-) % (+) %		方法和意见 方法 2
1.A 燃料燃烧活动														
液体	CO ₂	27 232	27 640	2	2	2	2	3	3	0.0061	1	-3	3	
固体	CO ₂	15 722	22 753	2	2	3	3	3	3	0.0061	45	-3	3	
气体	CO ₂	5 073	9 350	1	1	1	1	1	1	0.0002	84	-3	3	
泥炭	CO ₂	5 656	10 676	4	4	5	5	6	7	0.0050	89	-11	11	
1.A.1 能源工业														
液体	CH ₄	6	7	2	2	75	10	75	12	0.0000	18	-32	39	
	N ₂ O	26	30	2	2	75	10	75	12	0.0000	15	-30	39	
固体	CH ₄	9	16	2	2	75	10	75	12	0.0000	91	-43	59	
	N ₂ O	85	162	2	2	50	50	50	50	0.0001	91	-23	25	
气体	CH ₄	4	9	1	1	75	10	76	11	0.0000	140	-57	87	

表 3.5 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到（芬兰统计数据，2005） 累积层次和不确定估算只适用于芬兰，并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:		F:		G		H	I	J		K
IPCC 类别	气体	基年排放或清除 Gg CO2 当量	t 年排放或清除 Gg CO2 当量	活动数据不确定性		排放因子不确定性		合并不确定性		对 t 年方差的贡献 (比例)	t 年国家排放的清单趋势较基年增加 (基年的%)	与基年相比，在总国家排放趋势引进的不确定性		方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
	N ₂ O	18	51	1	1	50	50	51	50	0.0000	188	-37	39	
生物量	CH ₄	2	31	20	20	50	50	52	57	0.0000	1 370	-398	544	
	N ₂ O	10	80	20	20	70	150	71	154	0.0001	729	-260	374	
泥炭	CH ₄	5	7	5	5	50	50	50	50	0.0000	37	-18	21	
	N ₂ O	141	226	5	5	70	150	70	148	0.0007	60	-33	41	
1.A.2 制造工业和建筑														
液体	CH ₄	9	7	2	2	75	10	75	12	0.0000	-19	-21	27	
	N ₂ O	39	41	2	2	75	10	75	12	0.0000	4	-25	30	

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到（芬兰统计数据，2005） 累积层次和不确定估算只适用于芬兰，并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A	B	C:	D:	E:		F:		G		H	I	J		K
IPCC 类别	气体	基年排放或清除 Gg CO2 当量	t 年排放或清除 Gg CO2 当量	活动数据不确定性		排放因子不确定性		合并不确定性		对 t 年方差的贡献 (比例)	t 年国家排放的清单趋势较基年增加 (基年的%)	与基年相比，在总国家排放趋势引进的不确定性		方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
固体	CH ₄	4	2	2	2	75	10	74	12	0.0000	-44	-13	20	
	N ₂ O	108	90	2	2	50	50	50	50	0.0000	-17	-11	12	
气体	CH ₄	5	6	1	1	75	10	75	11	0.0000	35	-35	45	
	N ₂ O	17	19	1	1	50	50	50	50	0.0000	13	-14	16	
生物量	CH ₄	20	19	15	15	50	50	51	53	0.0000	-7	-20	26	

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A IPCC 类别	B 气体	C: 基年排放 或清除 Gg CO2 当 量	D: t 年排放或 清除 Gg CO2 当 量	E: 活动数据不 确定性		F: 排放因子不 确定性		G 合并不确定性		H 对 t 年方差 的贡献 (比例)	I t 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	J 与基年相比, 在总国家 排放趋势引进的不确定 性		K 方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
	N ₂ O	111	81	15	15	70	150	70	151	0.0001	-28	-20	27	
泥炭	CH ₄	4	3	5	5	50	50	50	50	0.0000	-29	-9	11	
	N ₂ O	56	29	5	5	70	150	70	150	0.0000	-49	-11	14	
I.A.3 运输业														
a. 民航	CH ₄	0.4	0.3	5	5	57	100	57	100	0.0000	-12	-12	15	
	N ₂ O	4	4	5	5	70	150	70	148	0.0000	-1	-17	21	
b. 道路运输														
汽油	CH ₄	78	40	1	1	50	50	50	50	0.0000	-49	-6	6	
装有催化转化器的汽车	N ₂ O	32	410	1	1	94	378	94	392	0.0174	1 176	-446	643	
装有催化转化器的汽车	N ₂ O	59	22	1	1	86	259	86	259	0.0000	-63	-11	16	
柴油	CH ₄	12	6	1	1	50	50	50	50	0.0000	-51	-5	5	
	N ₂ O	68	84	1	1	99	158	99	157	0.0001	23	-59	94	
天然气	CH ₄		2	1	1	50	50	49	50					
	N ₂ O		0.0	1	1	70	150	70	149					
c. 铁路	CH ₄	0.2	0.2	5	5	60	110	60	110	0.0000	-30	-11	13	
	N ₂ O	2	1	5	5	70	150	70	149	0.0000	-30	-13	17	
d. 水运航行														
渣油&汽油/柴油	CH ₄	1	1	10	10	57	100	57	99	0.0000	2	-19	22	
	N ₂ O	2	3	10	10	70	150	70	149	0.0000	36	-30	39	
汽油	CH ₄	7	4	20	20	57	100	59	104	0.0000	-42	-16	22	
	N ₂ O	0.4	1	20	20	70	150	71	154	0.0000	56	-49	71	
e. 其他运输业														
汽油&柴油	CH ₄	5	6	30	30	50	50	54	63	0.0000	15	-43	67	

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A IPCC 类别	B 气体	C: 基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当 量	D: <i>t</i> 年排放或 清除 Gg CO ₂ 当 量	E: 活动数据不 确定性		F: 排放因子不 确定性		G: 合并不确定性		H: 对 <i>t</i> 年方差 的贡献 (比例)	I: <i>t</i> 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	J: 与基年相比, 在总国家 排放趋势引入的不确定 性		K 方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
汽油	N ₂ O	1	1	30	30	70	150	72	156	0.0000	9	-41	67	
柴油	N ₂ O	4	4	30	30	70	150	72	158	0.0000	-5	-37	60	
I.A.4 其他部门														
液体	CH ₄	19	15	3	3	75	10	74	13	0.0000	-19	-18	20	
	N ₂ O	56	47	3	3	75	10	76	13	0.0000	-15	-21	25	
固体	CH ₄	2	1	10	10	75	10	76	20	0.0000	-72	-6	8	
	N ₂ O	0.5	0.3	10	10	50	50	51	52	0.0000	-27	-12	14	
气体	CH ₄	0.1	0.3	5	5	75	10	75	15	0.0000	132	-49	62	
	N ₂ O	1	1	5	5	50	50	50	50	0.0000	124	-27	32	
生物量	CH ₄	282	307	15	15	70	150	71	151	0.0013	9	-28	38	
	N ₂ O	56	61	15	15	70	150	71	150	0.0000	9	-28	38	
泥炭	CH ₄	1	1	25	25	50	50	53	60	0.0000	1	-32	46	
	N ₂ O	1	2	25	25	70	150	71	155	0.0000	13	-38	57	
I.A.5 未说明														
液体	CH ₄	2	2	7	7	75	10	75	17	0.0000	43	-31	46	
	N ₂ O	6	9	7	7	75	10	75	17	0.0000	45	-33	43	
气体	CH ₄	0.3	0.4	13	13	75	10	75	23	0.0000	64	-41	55	
	N ₂ O	1	2	13	13	50	50	51	52	0.0000	64	-31	37	
1.B 燃料中的溢散排放														
1.B.2 油和天然气														
a.ii 油-喷焰燃烧	CO ₂	123	63					50	50	0.0000	-49	-29	85	b
a.iii.4 油精炼	CH ₄	8	10	2	2	90	90	90	90	0.0000	27	-41	53	
b.iii.4 天然气—传输和存储	CH ₄	4	12					3	3	0.0000	236	-113	334	b

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A IPCC 类别	B 气体	C: 基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当 量	D: <i>t</i> 年排放或 清除 Gg CO ₂ 当 量	E: 活动数据不 确定性		F: 排放因子不 确定性		G 合并不确定性		H 对 <i>t</i> 年方 差的贡献 (比例)	I <i>t</i> 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	J 与基年相比, 在总国家 排放趋势引进的不 确定性		K 方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			
b.iii5 天然气一分发	CH ₄	0	40					5	5	0.0000				b,c
2 工业过程														
2.A.1 水泥生产	CO ₂	786	500	2	2	5	5	5	5	0.0000	-36	-2	2	
2.A.2 石灰生产	CO ₂	383	513	2	2	3	3	4	4	0.0000	34	-4	4	
2.A.3 和 2.A.4 石灰石和白云石使用	CO ₂	99	148	4	7	9	5	10	10	0.0000	50	-13	14	d
2.A.3 和 2.A.4 纯碱 ¹	CO ₂	18	20	4	7	2	1	5	7	0.0000	10	-9	10	d
2.B.2 硝酸生产	N ₂ O	1 595	1 396	5	5	57	100	57	100	0.0126	-13	-7	8	
2.B.8.b 乙烯	CH ₄	4	5	5	5	20	20	20	21	0.0000	32	-9	10	
2.B.10 其他	CO ₂	60	147	8	12	5	5	10	13	0.0000	145	-35	40	
2.C.1 钢铁生产	CH ₄	5	9	3	3	20	20	20	20	0.0000	85	-8	8	
2.D 源于燃料和溶剂使用的非能源产品	CO ₂	640	830	50	50	5	5	50	50	0.002	30	-71	156	
2.F.1 制冷和空调	HFCs, PFCs	0	578					11	26	0.0001	4 584 122	-519 745	1 206 234	b
2.F.2 发泡剂	HFCs		25					24	24	0.0000				b,c
2.F.4 气溶胶	HFCs		63					10	10	0.0000				b,c
2.G.1 电气设备	SF ₆	87	22					88	88	0.0000	-75	-22	41	b
2.G.3.a 医疗应用	N ₂ O	62	40	30	30	20	20	34	38	0.0000	-36	-23	35	
2.H.3 其他 (f-气体的分组数据)	HFCs, PFCs, SF ₆	8	21					38	38	0.0000	164	-123	292	b
3 AFOLU														
3.A.1 肠道发酵	CH ₄	1 868	1 537					20	31	0.0015	-18	-3	3	b
3.A.2 粪便管理	CH ₄	215	222					16	16	0.0000	3	-4	5	b
3.A.2 粪便管理	N ₂ O	623	461					83	27	0.0006	-26	-15	17	b
3.B.1.a 仍为林地的林地														

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A IPCC 类别	B 气体	C: 基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当 量	D: t 年排放或 清除 Gg CO ₂ 当 量	E: 活动数据不 确定性		F: 排放因子不 确定性		G: 合并不确定性		H: 对 t 年方差 的贡献 (比例)	I: t 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	J: 与基年相比, 在总国家 排放趋势引进的不确定 性		K 方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
生物量的碳存储变化	CO ₂	-2 3798	-2 1354					35	35	0.5662	-10	-19	25	b
3.B.2.a 仍为农地的农地														
矿质土壤的碳存储净变化	CO ₂	-535	-1 113					99	101	0.0125	108	-242	393	b
有机土壤的碳存储净变化	CO ₂	1 813	1 324	20	20	90	90	89	95	0.0152	-27	-32	54	
3.B.3.a 仍为草地的草地														
矿质土壤的碳存储净变化	CO ₂	-1 181	2 907					99	100	0.0852	-346	-2223	1067	b
有机土壤的碳存储净变化	CO ₂	109	67	30	30	90	90	90	103	0.0000	-39	-29	50	
3.B.4.ai 仍为泥炭地的泥炭地	CO ₂	503	547	15	15	80	208	80	212	0.0074	9	-32	48	
3.B.4.ai 仍为泥炭地的泥炭地	CH ₄	5	6	15	15	80	208	80	208	0.0000	6	-32	46	
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	CO ₂	180	91	10	10	70	70	71	71	0.0000	-50	-12	15	
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	CH ₄	16	8	10	10	70	70	70	71	0.0000	-49	-12	15	
3.C.1.a 在林地燃烧的生物量	N ₂ O	2	1	10	10	70	70	70	72	0.0000	-50	-11	15	
3.C.2 施用石灰	CO ₂	618	277	20	20	20	3	25	22	0.0000	-55	-11	15	
3.C.4 管理土壤中的 N ₂ O 直接排放: 农业土壤	N ₂ O	3 486	2 608					76	227	0.2170	-25	-19	29	b
3.C.4 管理土壤中的 N ₂ O 直接排放: N 化肥使用, 林地	N ₂ O	27	11	10	10	94	380	94	386	0.0000	-58	-17	32	
3.C.5 管理土壤中的 N ₂ O 间接排放:	N ₂ O	735	592					81	334	0.0303	-19	-19	25	b
4 废弃物														
4.A 固体废弃物处理	CH ₄	3 678	2 497					43	43	0.012	-32	-14	16	b
4.D.1 家庭废水处理 and 排放														
人口稀疏地区	CH ₄	118	95	15	15	32	20	34	27	0.000	-20	-16	20	
人口稠密地区	CH ₄	12	13					60	109	0.000	9	-16	20	b

表 3.5 (续) 使用一般不确定性报告表报告方法 2 不确定性分析示例 排放、清除和不确定性从 2003 年芬兰国家清单中得到 (芬兰统计数据, 2005) 累积层次和不确定估算只适用于芬兰, 并不作为对其他国家的推荐不确定性或累计层次。

A IPCC 类别	B 气体	C: 基年排放 或清除 Gg CO ₂ 当 量	D: <i>t</i> 年排放或 清除 Gg CO ₂ 当 量	E: 活动数据不 确定性		F: 排放因子不 确定性		G 合并不确定性		H 对 <i>t</i> 年方差 的贡献 (比例)	I <i>t</i> 年国家排放的清单趋 势较基年增加 (基年的%)	J 与基年相比, 在总国家 排放趋势引进的不 确定性		K 方法和意见 方法 2
				(-) %	(+) %	(-) %	(+) %	(-) %	(+) %			(-) %	(+) %	
人口稀疏地区	N ₂ O	21	18	10	10	94	380	94	378	0.000	-13	-29	40	
人口稠密地区	N ₂ O	84	66	5	5	94	380	94	378	0.000	-21	-25	34	
4.D.2 工业废水处理和排放	CH ₄	22	19					61	109	0.000	-15	-17	22	b
4.D.2 工业废水处理和排放	N ₂ O	28	17	5	5	94	380	94	388	0.000	-37	-19	27	
4.E 其他 养鱼业的 N 输入	N ₂ O	8	3	10	10	94	380	94	391	0.000	-62	-12	18	
合计		47 604	67 730					14	15		42	-18	23	

^aH 栏的输入值是将各个类别的变量 (从蒙特卡罗模拟工具得到) 除以清单总变量得到的。

^b使用了更加复杂的估算不确定性方法, 因此活动数据和排放因子不确定性不填。得到的不确定性表示在 G 栏中。

^c如果基年排放是零, 不计算趋势。

^d不确定性评估是基于芬兰在 2003 清单中使用的累积层次, 因此玻璃产量不能被独立。

3.7 技术背景信息

3.7.1 方法 1 变量和公式

本节覆盖了方法 1 使用的统计计算方法的基础，作为 3.2.3.2 节方法 1 的补充信息：误差传播与表 3.2“方法 1 不确定性计算”。本节对计算使用的关键变量和公式进行了定义。

变量的解释

C_x = C 栏和 x 行输入的数值，基年清单中各个类别的排放或清除

$\sum C_i$ = 基年清单中所有类别（行）的排放和清单之和

D_x = D 栏和 x 行输入的数值， t 年清单中各个类别的排放或清除

$\sum D_i$ = t 年清单中所有类别（行）的排放和清单加总

A-F 栏

各个类别排放和清算的输入数据、活动数据和排放因子不确定性

G 栏：

使用误差传播公式的合并不确定性。请参见 3.2.3.1 节中的公式 3.1。

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

H 栏

对不确定性的贡献。请参见 3.2.3.1 节中的公式 3.2。

$$H_x = \frac{(G_x \cdot D_x)^2}{(\sum D_i)^2}$$

使用误差传播方程得到总排放不确定性。

$$\frac{\sqrt{\sum (G_i \cdot D_i)^2}}{\sum D_i} = \sqrt{\sum H_i}$$

I 栏：

I 栏的输入值表示基年和 t 年之间排放差异如何变化以响应基年和 t 年类别 x 排放的 1% 增加。这表示了排放估算中排放趋势对于对称不确定性的敏感性—即基年和 t 年相关的敏感性。这被描述为 A 型敏感性。

I_x = 两年内类别 x 增加的百分比趋势—没有增加的百分比趋势

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

J 栏

J 栏的输入表示基年与 t 年之间排放的百分比差异如何变化以响应 t 年类别排放的 1% 增加。这揭示了排放趋势对于排放估算中随机不确定性误差的敏感性（即基年和 t 年之间不相关）。这被称为 B 型敏感性。

I_x = t 年内类别 x 增加 1% 的百分比趋势—没有增加的百分比趋势

$$\begin{aligned} &= \frac{0.01 \cdot D_x + \sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100 - \frac{\sum D_i - \sum C_i}{\sum C_i} \cdot 100 \\ &= \frac{D_x}{\sum C_i} \end{aligned}$$

K 栏

假设两年使用的排放因子相同，而实际排放因子完全相关，那么引进的百分比误差在两年内相同。因此由排放因子引进趋势的不确定型公式如下：

$$\begin{aligned} K_x &= \text{sensitivity A} \bullet \text{uncertainty of emission factor} \\ &= I_x \bullet F_x \end{aligned}$$

如果假设排放因子间不相关，就应当使用敏感性 B，然后将结果乘以 $\sqrt{2}$ ，理由请参见 L 栏的平均偏差：

$$\begin{aligned} K_x &= \text{sensitivity B} \bullet \text{uncertainty of emission factor} \bullet \sqrt{2} \\ &= J_x \bullet F_x \bullet \sqrt{2} \end{aligned}$$

L 栏

趋势是基年与 t 年的排放差异，因此必须考虑基年和 t 年的活动数据不确定性。使用误差传播公式合并的两种不确定性并假设不确定性在基年和 t 年一样：

$$\begin{aligned} &= \sqrt{(\text{uncertainty (activity data, base year)})^2 + (\text{uncertainty (activity data, year } t))} \\ &\approx \sqrt{(\text{uncertainty (activity data, year } t)})^2 \bullet 2} \\ &= E_x \bullet \sqrt{2} \end{aligned}$$

由于假设两年的活动数据独立，L 栏等于：

$L_x = B$ 型敏感性 • 两年活动数据的合并不确定性

$$= J_x \bullet E_x \bullet \sqrt{2}$$

如果假设活动数据相关，就使用敏感性 A，但结果不乘以 $\sqrt{2}$ ：

$$L_x = I_x \bullet E_x$$

M 栏

趋势的不确定性是由活动数据和排放因子的不确定性引起的。

$$M_x = K_x^2 + L_x^2$$

使用下面的误差传播公式合并 M 栏中的输入值 M_i 以获得趋势的总不确定性：

$$\text{Total uncertainty of the trend} = \sqrt{\sum M_i}$$

3.7.2 方法 1—趋势不确定性公式的详细内容

下列步骤说明了如何使用 A 型和 B 型敏感性计算趋势不确定性（请参见 3.2.3.1 节）。

1) 评估 Y 年水平不确定性的方法假设，类别和气体不相关，或者一直累积，直到累积类别可以被视为不相关。

2) 国家总排放趋势的不确定性（M 栏底部的数量）可以估算为：

$$U_T = \sqrt{\sum_{i=1}^N U_i^2}$$

其中 U_T 是国家总排放趋势的不确定性， U_i 是由类别 i 和气体引进 U_T 的不确定性。

3) 我们用

$$U_i = \sqrt{(U_{E,i}^2 + U_{A,i}^2)}$$

其中 $U_{E,i}$ 是与类别 i 和气体的排放因子有关的不确定性引入 U_i 的不确定性， $U_{A,i}$ 是类别 i 和气体的活动数据有关的不确定性引入 U_i 的不确定性。

4) 我们从 E 栏和 F 栏知道，哪些与类别 i 和气体的活动数据及排放因子有关的不确定性是以百分比表示的，然而我们还不知道这些不确定性如何影响总排放趋势，这就是 $U_{E,i}$ 和 $U_{A,i}$ 需要的。因此，

$$U_{E,i} = A_i u_{e,i} \quad \text{和} \quad U_{A,i} = B_i u_{a,i}$$

其中 A_i 是与类别 i 和气体有关的 A 型敏感性， $u_{e,i}$ 是 F 栏排放因子有关的百分比不确定性， B_i 是类别 i 和气体有关的 B 型敏感性， $u_{a,i}$ 是与 E 栏活动数据有关的百分比不确定性。基本上 A 型和 B 型敏感性是弹性的，分别将基年和 Y 年自相关的百分比差异以及不相关的百分比差异与总排放的百分比变化相联系。该方法允许转化该假设，或允许排放因子和活动数据在年份间自相关，或不允许任何一个自相关。

5) 可以通过公式计算基年和 Y 年类别及气体加总表达的趋势的 A 型和 B 型不确定性，由于不相关，不确定性可能影响基年或 Y 年，所以引进了 $\sqrt{2}$ 这个因子。目前公式假设对 B 型敏感性，Y 年排放与基年没有太大差异，如果情况不是如此，我们必须为不相关不确定性分别引进基年和 Y 年的考虑，而不是 $\sqrt{2}$ 因子。

A 型敏感性偏差

趋势可以表示如下（假设 1990 年是基年）：

$$100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} - \sum_{i=1}^N e_{i,1990}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}} \right)$$

如果类别 i 和气体增加了 1%（与 A 型敏感性代表年份间相关不确定性的影响的假设一致），趋势就变成：

$$100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} + 0.01 e_{i,y} - \left(\sum_{i=1}^N e_{i,1990} + 0.01 e_{i,1990} \right)}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990} + 0.01 e_{i,1990}} \right)$$

而 A 型敏感性变成：

$$100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} + 0.01 e_{i,y} - \left(\sum_{i=1}^N e_{i,1990} + 0.01 e_{i,1990} \right)}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990} + 0.01 e_{i,1990}} \right) - 100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} - \sum_{i=1}^N e_{i,1990}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}} \right)$$

这与 GPG2006.18 页注释 B 对 A 型敏感性给出的公式是一样的。

B 型敏感性

关于 B 型敏感性，我们假设类别 i 和气体只在 y 年增长 1%。这种情况下趋势变为：

$$100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} + 0.01 e_{i,y} - \sum_{i=1}^N e_{i,1990}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}} \right)$$

而敏感性 B_i 变成：

$$100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} + 0.01 e_{i,y} - \sum_{i=1}^N e_{i,1990}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}} \right) - 100 \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N e_{i,y} - \sum_{i=1}^N e_{i,1990}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}} \right)$$

在括号间所有分子项相抵消，除了 $0.01 e_{i,y}$ 乘以 100 后变成 $e_{i,y}$ ，所以 B_i 可以简化为 $\frac{e_{i,y}}{\sum_{i=1}^N e_{i,1990}}$ ，亦就

是 GPG2000 中 6.16 页 J 栏顶部的公式。

3.7.3 处理方法 1 结果不对称的高度不确定性

本节提供了指导，说明如何纠正方法 1 的不确定性大估算偏差，以及如何把不确定性范围转化成以对数正态为基础的不对称 95% 概率范围。

纠正高不确定性的不确定性估算：方法 1 的近似误差传播方法产生了不确定性半范围 (U) 的估算，表示为相对清单结果均值的百分比。由于总体清单不确定性的不确定性变大，误差传播方法会系统性地低估不确定性，除非模式是纯粹相加的。然而，大多数清单是在项的加总基础上估算的，每一个项均是乘积（如排放因子和活动数据的乘积）。误差传播方法对这种相乘项均不精确。经验研究的结果显示，在一些情况下，使用方法 1 估算的不确定性可能被低估；分析者可以使用纠正因子，例如 Frey (2000) 提议。Frey (2003) 评估了合并不确定性的分析方法的结果，与通常有涉及相加、相乘和商数模式不同不确定性范围的较大样本的蒙特卡罗模拟相比较。误差传播和蒙特卡罗模拟得到的模式输出不确定性半范围估算与少于 100% 的数值非常吻合。随着总清单不确定性增加到更高层次，就会产生由误差传播方法引起的总清单不确定性系统性低估。模拟估算和误差传播估算的关系是非常协调的。因此，在 U 表示的总清单不确定性大（如大于 100%）的情况下，可以从可适用的比较中推导纠正因子，并表示为：

公式 3.3 不确定性半范围的纠正因子

$$F_C = \left[\frac{(-0.720 + 1.0921U - 1.63 \cdot 10^{-3} U^2 + 1.11 \cdot 10^{-5} U^3)}{U} \right]^2$$

注释：如果 $U > 100\%$ 而模式包括相乘或商数项，使用
 $U > 230\%$ 时不一定可靠
 模式纯粹是相加时不一定适用。

其中：

U = 误差传播估算得到的不确定性半范围，单位是百分比

F_C = 方差分析估算的纠正因子，纠正不确定性与未纠正不确定性的无量纲比

U 从 100% ~ 230% 变化时，基于经验的纠正因子产生 1.06 ~ 1.69 的数值。纠正因子用来推导新的、纠正的总清单不确定性半范围估算 $U_{corrected}$ ，然后使用这个估算推导置信区间。

公式 3.4 纠正不确定性半范围

$$U_{corrected} = U \cdot F_C$$

其中：

$U_{纠正}$ = 纠正的误差传播估算得到的不确定性半范围，单位是百分比

方差分析估算的误差通常相对于大约小于 100% 的不确定性半范围 (U) 则很小。如果纠正因子适用于 $U > 100\%$ 到 $U < 230\%$ 数值，U 估算的一般误差在大多数情况下在正负 10% 以内。在高度确定性下，纠正因子不一定很可靠，因为它是以 10% ~ 230% 的范围校准的。

计算高度不确定性的不对称置信区间：为了只在不确定性均值和半范围的基础上计算模式输出的置信区间，必须假设一个分布。对于纯粹相加的模式，以及不确定性半范围小于大约 50% 的模式，正态分布通常是模式输出形式的准确假设。这种情况下，可以假设与均值有关的对称性不确定性范围。对于相乘模式，或者不确定性对非负变量很大，对数正态分布通常是模式输出形式的准确假设。这种情况下，不确定性范围与均值不对称，尽管总清单变量可以用方法 1 正确估算。这里，我们提供一种的可行方法，可计算大致不对称的不确定性范围，以误差传播的结果和 Frey(2003) 开发的一种方法为基础。95%

置信区间的一个关键特点是，它们对于小范围的不确定性大致对称，而对大范围不确定性呈正斜。后一个结果对非负变量是必要的。

对数正态分布的参数可以通过几种方式定义，例如几何均值和几何标准偏差。几何均值可以在算术平均值和算术标准偏差的基础上估算。

公式 3.5 不对称置信区间—几何均值

$$\mu_g = \exp\left\{\ln(\mu) - \frac{1}{2} \ln\left(1 + \left[\frac{U}{200}\right]^2\right)\right\}$$

其中：

μ_g = 几何均值

μ = 算术平均值

几何标准偏差的计算方式：

公式 3.6 不对称置信区间—几何标准偏差

$$\sigma_g = \exp\left\{\sqrt{\ln\left(1 + \left[\frac{U}{200}\right]^2\right)}\right\}$$

其中：

σ_g = 几何标准偏差

置信区间的估算可以依据几何均值、几何标准偏差和标准正态分布的反转累积概率分布（使用对数算术转换）。

公式 3.7 误差传播的高/低不确定性半范围

$$U_{low} = \left(\frac{\exp\{\ln(\mu_g) - 1.96 \ln(\sigma_g)\} - \mu}{\mu}\right) \times 100$$

$$U_{high} = \left(\frac{\exp\{\ln(\mu_g) + 1.96 \ln(\sigma_g)\} - \mu}{\mu}\right) \times 100$$

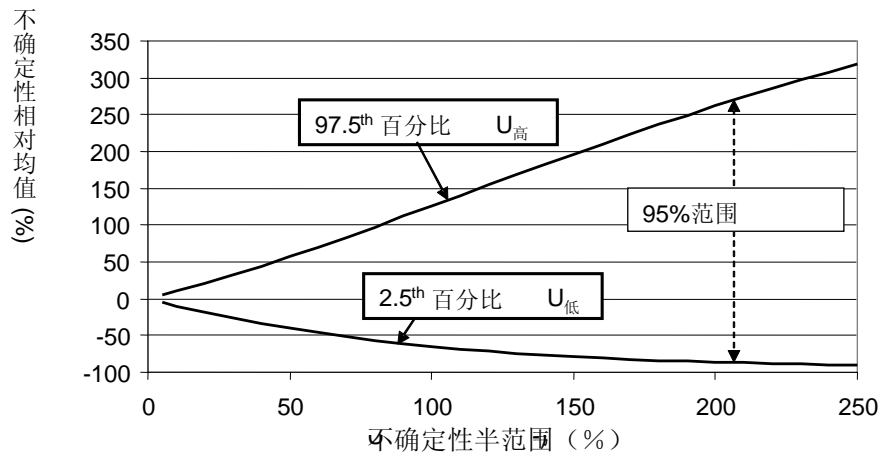
其中：

$U_{低}$ = 误差传播估算得到的不确定性较低半范围，单位是百分比

$U_{高}$ = 误差传播估算得到的不确定性较高范围，单位是百分比

为了说明这些公式的使用，请考虑一个例子。假设均值是 1.0，且误差传播估算得到的不确定性半范围是 100%。这种情况下，几何均值是 0.89，几何标准偏差是 1.60。百分点相对均值的 95% 概率范围用公式 3.7 中 $U_{低} \sim U_{高}$ 的区间表示。在示例中，结果是 -65% ~ +126%。相反，如果使用正态分布作为不确定性估算的基础，估算的范围大约是 $\pm 100\%$ ，获得负值的概率大约是 2%。图 3.9 说明了 95% 概率范围上下限（分别是第 2.5 个和第 97.5 个百分点）的敏感性，其计算是假设以误差传播方法获得的估算不确定性半范围基础上的对数正态分布。如果均值小于大约 10 ~ 20% 的不确定性半范围，则不确定性范围与均值大致对称。随着不确定性半范围 U 变大，图 3.9 所示的 95% 不确定性范围变大而且不对称。例如，如果 U 是 73%，那么估算的概率范围大概是 -50% 到 +100%，或因数 2。

图 3.9 相对于算术均值的不确定性不对称范围的估算，呈现以误差传播方法计算的基于不确定性半范围的对数正态分布



3.7.4 计算对不确定性贡献的方法

计算对不确定性贡献的方法是依据清单方差分配至各个类别方差。

如果不确定性对称，那么可以在类别的基础上估算方差，方法是：

公式 3.8 类别 X 的贡献—对称不确定性的方差

$$\sigma_x^2 = \left(D_x \frac{U_x}{200} \right)^2$$

其中：

U_x = 类别 x 的不确定性半范围，单位是百分比；

D_x = 类别 x 的总排放或清除，对应于表 3.5D 栏的输入值。

σ_x^2 = 类别 x 排放或清除方差。

即使不确定性不对称，方差估算亦可以依据算术标准偏差或变化系数。方差就是算术偏差的平方。类别的方差可以通过变化系数 v_x 估算得到，方法是：

公式 3.9 类别 X 的贡献—不对称不确定性的方差

$$\sigma_x^2 = (D_x v_x)^2$$

一旦知道了类别的方差，就应该把所有类别的方差加总。结果是清单中近似总方差。然而，这个结果不太可能与蒙特卡罗模拟结果完全一致，原因有至少一个或多个：(1) 因为蒙特卡罗模拟的样本变动，蒙特卡罗的方差估算可能会偏离真实值；(2) 分析计算是以各个类别合并不确定性正态或对数正态分布为基础，而蒙特卡罗模拟可以提供一系列分布假设；和(3) 蒙特卡罗模拟可能会说明对方差贡献的分析计算没有说明的非线性和依赖性。如果排放清单计算是线性或近似线性的，且没有实质性相关，结果就应当相当一致。而且，蒙特卡罗方法‘对方差的贡献’的估算方法是近似的。对于可能解释所有对方差的贡献的方法（如 Sobol’s 方法，Fourier 幅度 敏感性检测），敏感性测量更加复杂（如 Mokhtari 等，2006）。因此，这里描述的方法是可行的妥协方案。

参考文献

- Abdel-Aziz, A., and Frey, H.C. (2003). 'Development of Hourly Probabilistic Utility NO_x Emission Inventories Using Time Series Techniques: Part I-Univariate Approach', *Atmospheric Environment*, 37:5379-5389 (2003).
- Ang, A. H-S., and Tang, W.H., (1984). *Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Volume 2: Decision, Risk, and Reliability*. John Wiley and Sons, New York .
- Ang, A. H-S., and Tang, W.H., (1975). *Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Volume 1*. John Wiley and Sons, New York.
- Baggott, S.L., Brown, L., Milne, R., Murrells, TP., Passant, N., Thistlethwaite, G., Watterson, J.D. (2005) "UK Greenhouse Gas Inventory, 1990 to 2003: Annual Report for submission under the Framework Convention on Climate Change", April 2005. pub AEA Technology, UK ref AEAT/ENV/R/1971, ISBN 0-9547136-5-6.
- Barry, T.M. (1996), Recommendations on the testing and use of pseudo-random number generators used in Monte Carlo analysis for risk assessment, *Risk Assessment*, 16(1):93-105.
- Bevington, P.R. and Robinson, D.K. (1992). *Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences*. McGraw-Hill: New York.
- Cohen A.C. and Whitten B. (1998). *Parameter Estimation in Reliability and Life Span Models*, M. Dekker: New York.
- Cullen, A.C. and Frey, H.C. (1999), *Probabilistic Techniques in Exposure Assessment: A Handbook for Dealing with Variability and Uncertainty in Models and Inputs*, Plenum: New York.
- D'Agostino, R.B. and Stephens, M.A. (eds.) (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.
- Evans, J.S., Graham J.D., Gray, G.M., and Sielken Jr, R.L. (1994). "A Distributional Approach to Characterizing Low-Dose Cancer Risk," *Risk Analysis*, 14(1):25-34 (February 1994).
- Falloon, P. and Smith, P. (2003). Accounting for changes in soil carbon under the Kyoto Protocol: need for improved long-term data sets to reduce uncertainty in model projections. *Soil Use and Management*, 19, 265-269.
- Frey, H.C. and Rubin, E.S. (1991). *Development and Application of a Probabilistic Evaluation Method for Advanced Process Technologies*, Final Report, DOE/MC/24248-3015, NTIS DE91002095, Prepared by Carnegie-Mellon University for the U.S. Department of Energy, Morgantown, West Virginia, April 1991, 364p.
- Frey, H.C. and Rhodes, D.S. (1996). "Characterizing, Simulating, and Analyzing Variability and Uncertainty: An Illustration of Methods Using an Air Toxics Emissions Example," *Human and Ecological Risk Assessment: an International Journal*, 2(4):762-797 (December 1996).
- Frey, H.C. and Bammi, S. (2002). Quantification of Variability and Uncertainty in Lawn and Garden Equipment NO_x and Total Hydrocarbon Emission Factors, *J. Air & Waste Manage. Assoc.*, 52(4), 435-448.
- Frey, H.C., Zheng, J., Zhao, Y., Li, S., and Zhu, Y. (2002). Technical Documentation of the AuvTool Software for Analysis of Variability and Uncertainty, Prepared by North Carolina State University for the Office of Research and Development, U.S. Environmental Protection Agency, Research Triangle Park, NC. February 2002.
- Frey, H.C. and Zheng, J. (2002). "Probabilistic Analysis of Driving Cycle-Based Highway Vehicle Emission Factors," *Environmental Science and Technology*, 36(23):5184-5191 (December 2002).
- Frey, H.C. (2003), "Evaluation of an Approximate Analytical Procedure for Calculating Uncertainty in the Greenhouse Gas Version of the Multi-Scale Motor Vehicle and Equipment Emissions System," Prepared for Office of Transportation and Air Quality, U.S. Environmental Protection Agency, Ann Arbor, MI, May 30, 2003.
- Frey, H.C. (2005), "Comparison of Approach 1 and Approach 2," January 2005, unpublished analysis done for this Chapter.

- Gelfand, A. E. (1996). *Gibbs Sampling, The Encyclopedia of Statistical Sciences* (editors: Kotz J., Reed C. and Banks D.), John Wiley and Sons, New York, 283-292.
- Hahn, G.J., and Shapiro, S.S. (1967) *Statistical Models in Engineering*, Wiley Classics Library, John Wiley and Sons, New York.
- Holland, D.M and Fitz-Simons, T. (1982) "Fitting statistical distributions to air quality data by the maximum likelihood method," *Atmospheric Environment*, 16(5):1071-1076.
- Hora, S.C. and Iman, R.L. (1989). Expert opinion in risk analysis: The NUREG-1150 methodology, *Nuclear Science and Engineering*, 102:323-331.
- IPCC (1997). Houghton, J.T., Meira Filho, L.G., Lim, B., Tréanton, K., Mamaty, I., Bonduki, Y., Griggs, D.J. and Callander, B.A. (Eds). *Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Inventories*. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), IPCC/OECD/IEA, Paris, France.
- IPCC (2000). Penman, J., Kruger, D., Galbally, I., Hiraishi, T., Nyenzi, B., Emmanuel, S., Buendia, L., Hoppaus, R., Martinsen, T., Meijer, J., Miwa, K., and Tanabe, K. (Eds). *Good Practice Guidance and Uncertainty Management in National Greenhouse Gas Inventories*. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), IPCC/OECD/IEA/IGES, Hayama, Japan.
- ISO (1993). "Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM)" prepared by ISO, IEC, BIPM, IFCC, OIML, IUPAC, IUPAP and published by ISO, Switzerland in 1993.
- Kirchner, T.B. (1990). Establishing modeling credibility involves more than validation, Proceedings, On the Validity of Environmental Transfer Models, Biospheric Model Validation Study, Stockholm, Sweden, October 8-10.
- Manly, B.F.J. (1997). *Randomization, Bootstrap, and Monte Carlo Methods in Biology, Second Edition*, Chapman and Hall.
- McCann, T.J. and Associates, and Nosal, M. (1994). Report to Environmental 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):741-752.
- Mokhtari, A., Frey H.C. and Zheng J. (2006). "Evaluation and recommendation of sensitivity analysis methods for application to Stochastic Human Exposure and Dose Simulation (SHEDS) models," *Journal of Exposure Assessment and Environmental Epidemiology*, Accepted December 2, 2005, In press.
- Monni, S., Syri, S. and Savolainen I. (2004). 'Uncertainties in the Finnish greenhouse gas emission inventory' *Environmental Science and Policy* 7, pp.87-98.
- Monte, L, Hakanson, L., Bergstrom, U., Brittain, J. and Heling, R. (1996). Uncertainty analysis and validation of environmental models: the empirically based uncertainty analysis. *Ecological Modelling*, 91, 139-152.
- Morgan, M.G., and Henrion, M. (1990). *Uncertainty: A Guide to Dealing with Uncertainty in Quantitative Risk and Policy Analysis*, Cambridge University Press, New York.
- NARSTO (2005). Improving Emission Inventories for Effective Air Quality Management Across North America, NARSTO, June 2005.
- 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.
- Ogle, S.M., Breidt, F.J., Eve, M.D. and Paustian, K. (2003). Uncertainty in estimating land use and management impacts on soil organic carbon storage for U.S. agricultural lands between 1982 and 1997. *Global Change Biology* 9:1521-1542.
- Smith, A.E, Ryan, P.B. and Evans J.S. (1992). The effect of neglecting correlations when propagating uncertainty and estimating the population distribution of risk, *Risk Analysis*, 12:467-474.
- Spetzler, C.S., and von Holstein, S. (1975). Probability Encoding in Decision Analysis, *Management Science*, 22(3).
- Statistics Finland. (2005). *Greenhouse gas emissions in Finland 1990-2003. National Inventory Report to the UNFCCC*, 27 May 2005.
- 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.

- USEPA (1997). Guiding Principles for Monte Carlo Analysis, EPA/630/R-97/001, Risk Assessment Forum. U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC.
- USEPA (1999). Report of the Workshop on Selecting Input Distributions for Probabilistic Assessments, EPA/630/R-98/004, U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC, January 1999. <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.
- Winiwarter, W. and Rypdal K. (2001). "Assessing the uncertainty associated with national greenhouse gas emission inventories: a case study for Austria," *Atmospheric Environment*, 35(22):5425-5440.
- Zhao, Y. and Frey, H.C. (2004a). "Development of Probabilistic Emission Inventory for Air Toxic Emissions for Jacksonville, Florida," *Journal of the Air & Waste Management Association*, 54(11):1405-1421.
- Zhao, Y., and Frey, H.C. (2004b). "Quantification of Variability and Uncertainty for Censored Data Sets and Application to Air Toxic Emission Factors," *Risk Analysis*, 24(3):1019-1034 (2004).
- Zheng, J. and Frey H.C. (2004). "Quantification of Variability and Uncertainty Using Mixture Distributions: Evaluation of Sample Size, Mixing Weights and Separation between Components," *Risk Analysis*, 24(3):553-571 (June 2004).