电 子 科 技 大 学
UNIVERSITY OF ELECTRONIC SCIENCE AND TECHNOLOGY OF CHINA

博士学位论文

DOCTORAL DISSERTATION

（电子科技大学图标）

论文题目　认知不确定性下复杂系统的可靠性分析与评估

学 科 专 业　**机械工程**
学　　　号　**201311080103**
作 者 姓 名　**米金华**
指 导 教 师　**黄洪钟　　教授**

分类号＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿ 密级＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

UDC 注1＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

学　位　论　文

认知不确定性下复杂系统的可靠性分析与评估

（题名和副题名）

米金华

（作者姓名）

指导教师　黄洪钟　教　授

电子科技大学　成　都

（姓名、职称、单位名称）

申请学位级别　博士　学科专业　机械工程

提交论文日期 **2016.03.29** 论文答辩日期 **2016.09.30**

学位授予单位和日期　电子科技大学　**2016** 年 **12** 月

答辩委员会主席＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

评阅人＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

注1：注明《国际十进分类法UDC》的类号。

Reliability Analysis and Assessment of Complex System under Epistemic Uncertainty

A Doctoral Dissertation Submitted to

University of Electronic Science and Technology of China

Major: **Mechanical Engineering**

Author: **Jinhua Mi**

Supervisor: **Prof. Hong-Zhong Huang**

School: **School of Mechatronics Engineering**

独创性声明

本人声明所呈交的学位论文是本人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。据我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得电子科技大学或其它教育机构的学位或证书而使用过的材料。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示谢意。

作者签名：________________　　　　日期：　　年　　月　　日

论文使用授权

本学位论文作者完全了解电子科技大学有关保留、使用学位论文的规定，有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅。本人授权电子科技大学可以将学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文。

（保密的学位论文在解密后应遵守此规定）

作者签名：________________　　导师签名：________________

日期：　　年　　月　　日

摘 要

随着现代工程系统结构复杂度的增加以及运行环境的复杂化，建立在大量样本数据基础上的传统可靠性分析与评估技术已不能满足现代工程系统需求。特别对于航空、航天、电力和核电站等具有严苛可靠度要求的复杂系统，一旦发生故障将造成重大的经济损失，产生严重的社会影响。由于实验条件的局限性、测量数据的随机性、结构模型的复杂性以及认知能力的差异性等，工程复杂系统可靠性研究需要考虑众多不确定性因素。随着对系统失效机理和潜在规律的逐渐认识，基于传统二态假设的系统可靠性分析方法，已经无法完整描述部件性能、系统性能以及系统可靠性之间的关系。同时，对于多部件冗余系统，由于外部环境影响、内部元件老化、工作人员误操作等因素造成系统中多个部件同时失效而引起的系统安全事故愈发频繁。事实上，相关失效已经成为系统失效的一个普遍特征。因此，利用传统可靠性理论对复杂系统进行可靠性建模分析和评估无法完整体现出复杂系统的特点，难以满足实际工程需要。

为此，针对复杂系统可靠性分析与评估的需求，本文从部件状态分析、系统结构分析、系统可靠性分析及系统寿命评估等不同层面，对复杂系统在考虑多状态特性、认知不确定性、失效相关性以及动态特性下的可靠性分析及评估进行探讨，从多维度建立考虑多种因素影响的复杂系统可靠性分析及评估理论框架，系统地研究和完善复杂系统可靠性分析和评估理论方法并应用于工程实际。

本文主要开展了以下研究工作：

(1) 基于信任通用生成函数的复杂多态系统可靠性分析。针对现有方法建模能力的不精确性，以及对系统认知不足造成的多态系统部件状态及概率的不确定性，应用证据理论来对系统中存在的认知不确定性进行表征。借助通用生成函数对多态系统的建模和计算优势，提出一种拓展的信任通用生成函数，对存在认知不确定性的多态系统进行可靠性分析。为考虑共因失效的影响，将共因失效与信任通用生成函数相融合，通过算例和工程实例以验证该方法的正确性和精确性。结果表明，该方法可以有效避免和克服区间方法中区间扩张与过评估问题。

(2) 基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析。从系统结构分析入手，利用贝叶斯网络对复杂多态系统进行可靠性建模与分析。当系统中存在认知不确定性时，针对传统贝叶斯网络中使用精确值描述节点概率的不足，运用区间值三角模糊数对节点的模糊信息进行表述。采用共因失效的显式建模方法，以增加独立节点的方式实现共因失效的贝叶斯网络建模，提出了基于区间值模糊贝

叶斯网络和考虑共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。实例分析表明，该方法能够明确量化和表达认知不确定性以及共因失效对系统可靠性的影响，有效地解决多种因素影响下的复杂系统可靠性分析与评估问题。

(3) 基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估方法。研究了考虑认知不确定性和多共因组影响下的复杂多态系统可靠性评估方法。首先利用证据理论对系统及部件进行了状态空间重构，引入表达认知不确定性的状态形成新的状态空间。随后对贝叶斯网络节点的状态概率表进行更新，实现证据理论与多态贝叶斯网络的融合。针对复杂冗余系统中存在的多共因组现象，提出了基于证据理论的多态贝叶斯网络方法。工程实例分析表明，该方法能够准确处理复杂系统中的认知不确定性、多态特性等问题，且能融合改进的β因子参数模型处理多共因组情况，具有较高的计算效率和实用价值。

(4) 认知不确定性下复杂系统可靠性的综合评估。研究了考虑认知不确定性及系统动态失效特性的复杂系统可靠性综合评估方法。对于系统动态失效相关关系，基于系统结构和失效模式分析建立了系统动态故障树模型，提出了一种拓展的概率盒来表达系统认知不确定性。同时，为了考虑可修单元的更换策略，利用贝叶斯网络和蒙特卡洛方法对系统可靠性进行综合评估。该方法克服了传统方法对大量数据的依赖性，能充分利用试验数据、设计数据、现场数据以及历史经验数据，是一种较全面且行之有效的方法。实例结果表明，该方法可实现复杂系统的可靠性综合评估，且能较容易地应用于工程实践。

关键词：认知不确定性，多态系统，证据理论，通用生成函数，贝叶斯网络

ABSTRACT

With the increasing complexity and larger size of modern advanced engineering systems, the traditional reliability analysis and evaluation technology which is based on a large number of sample data can not meet the demand of complex system. Especially for the complex systems which have stringent reliability requirements, such as aviation, aerospace, power and nuclear power plants systems. The limitations of experimental conditions, the randomness of measured data, the complexity of system structure and the differences in cognitive abilities, which have made the uncertainties been introduced into the engineering system reliability analysis. As well as the further understanding of system failure mechanism and physics developed continuously, it has been observed that the reliability analysis methods based on binary theory has already cannot reflect the relationship between component performances and system performances. At the same time, due to the increased redundancy system structure, the contribution of independent failure to system has decreased and, the dependent failure of multiple components has become a common feature of system failure. Therefore, when using the traditional reliability theory to conduct the reliability modeling, analysis and assessment of complex system, it cannot reflect the complexity character of this kind of systems, and cannot meet the engineering needs.

Aimed at the engineering application requirement of reliability analysis and evaluation of complex system, this dissertation carries on a systemic research, including components states definition, structure analysis, reliability analysis and life assessment. The reliability analysis and evaluation of complex system, when multi-state properties, epistemic uncertainties, common cause failures (CCFs) and dynamic properties are discussed. A theoretical framework on system reliability analysis and evaluation based on complexity system has been established. The primary research contributions and innovative outcomes are summarized as follows:

(1) Reliability analysis of complex system under epistemic uncertainty based on belief universal generation function (UGF) method. Because of the complexity of engineering systems, and the fact that insufficient data are only available to obtain the precise state probability of components, an extended UGF based on D-S evidence theory (belief function theory) and interval theory is introduced in this paper to conduct

the reliability analysis of multi-state systems (MSSs) with epistemic uncertainty. The behavior of CCFs is further incorporated, and the occurrence probability of CCFs is evaluated using a weighted impact vector method. The proposed method has applied to an computer numerical control (CNC) machine system. The case study shows that the belief UGF method can effectively avoid the interval expansion problem and the overestimation problem involved in the interval UGF method, and the proposed method can be used to provide a reliable way to evaluate the reliability of MSSs with interval data and CCFs.

(2) Reliability analysis of complex MSS with CCF based on interval-valued fuzzy Bayesian network (BN). Due to the diversity of input information and the system failure factors, it is often difficult to get sufficient data to obtain the accurate failure probabilities of basic events in complex system. In consideration of the epistemic uncertainty caused by lack of probability statistical information, the fuzzy theory is employed to express the fuzzy information of system, and the basic events failure probabilities are described by interval-valued fuzzy numbers. Taking account of the influence of CCF to system reliability and the widespread presence of MSS in engineering practices, a method for reliability modeling and assessment of a MSS with CCF based on interval-valued fuzzy BN is proposed by taking the advantage of graphic representation and uncertainty reasoning of BN. The model is applied to an engineering system to demonstrate its effectiveness and capability for directly calculating the system reliability on the basis of multi-state probabilities of components.

(3) Reliability evaluation of complex MSS with multiple CCF groups based on belief BN. Based on the BN method for reliability analysis of MSS, the evidence theory is employed for the state space reconstruction of MSS, an uncertain state which used to express the epistemic uncertainty is introduced in the new state space. The integration of evidence theory with BN is achieved by updating the conditional probability tables. When the multiple CCF groups are considered in complex redundant system, a modified β factor parametric model is introduced to model the CCF in system, and an evidence theory based BN method is proposed for the reliability analysis and evaluation of complex multi-state system. The reliability analysis of feeding control system for CNC heavy-duty horizontal lathes by this method has shown that the present method has high computational efficiency and strong practical value.

(4) Comprehensive reliability assessment of complex system under epistemic

uncertainty based on BNs and Monte-Carlo (MC) simulations. The complexity of the system structure and failure mechanism makes it more difficult for reliability assessment of these systems. Uncertainty, dynamic and nonlinearity characteristics always exist in engineering systems due to the complexity introduced by the changing environments, lack of data and random interference. In view of the dynamic characteristics within the system, it makes use of the advantages of the dynamic fault tree (DFT) for characterizing system behaviors. An extended probability-box (P-Box) is proposed to convey the present of epistemic uncertainty induced by the incomplete information about the data. By mapping the DFT into an equivalent BN, relevant reliability parameters and indexes have been calculated. Furthermore, the MC simulation method is utilized to compute the DFT model with consideration of system replacement policy. The analysis of example complex electromechanical system indicates that this integrated approach is more flexible and effective for assessing the reliability of complex dynamic systems.

Keywords: epistemic uncertainty, multi-state system (MSS), evidence theory, universal generation function (UGF), Bayesian network (BN)

目 录

图目录

表目录

主要符号及缩略语

D	识别框架
2^D	识别框架的幂集
$m(\cdot)$	基本概率分配函数
$Bel(\cdot)$	信任函数
$Pl(\cdot)$	似然函数
$\mathbf{g}_j$	部件 j 性能状态空间
$g_{j,i}$	部件 j 第 i 个状态性能值
$[p_{j,i}]$	部件 j 第 i 个状态概率区间
$\underline{p}_{j,i}$	部件 j 第 i 个状态概率下限
$\overline{p}_{j,i}$	部件 j 第 i 个状态概率上限
$U(\cdot)$	系统通用生成函数
$U^B(\cdot)$	系统信任通用生成函数
$U^I(\cdot)$	系统区间通用生成函数
$U^C(\cdot)$	系统考虑共因失效时的通用生成函数
Φ	系统结构函数
Ω	通用生成函数复合算子
$1_w^+(\cdot)$	系统性能需求为 w 时的似然操作算子
$1_w^-(\cdot)$	系统性能需求为 w 时的信任操作算子
$\lambda_{i,k}^j$	部件第 i 个状态向第 $i-k$ 个状态的退化概率
$\mu_{i,k}^j$	部件第 i 个状态向第 $i+k$ 个状态的修复概率
Q_i	i 个部件同时失效的概率
Q_s	系统失效概率
α	共因失效 α 因子
$\hat{\alpha}_k$	α 因子模型第 k 个估计参数
Q_t	部件总的失效概率
$Q_k^{(m)}$	m 个部件的系统发生 k 个部件共因失效的概率
V_k	部件退化值
I_n	权值影响向量
F_i	影响向量中第 i 个元素
$P(\cdot)$	贝叶斯网络节点概率

$\pi(\cdot)$	某节点所有父节点集合
$\tilde{p}$	模糊数
p^l	模糊数 $\tilde{p}$ 的下界
p^m	模糊数 $\tilde{p}$ 的中值
p^u	模糊数 $\tilde{p}$ 的上界
$\mu_{\tilde{p}}(\cdot)$	模糊数 $\tilde{p}$ 的隶属函数
$\underline{M}(\tilde{p})$	模糊数 $\tilde{p}$ 的下界均值
$\bar{M}(\tilde{p})$	模糊数 $\tilde{p}$ 的上界均值
$[\tilde{p}]$	区间值模糊数
$\underline{\tilde{p}}$	区间值模糊数$[\tilde{p}]$下界
$\bar{\tilde{p}}$	区间值模糊数$[\tilde{p}]$上界
$\mu_{[\tilde{p}]}(\cdot)$	区间值模糊数$[\tilde{p}]$的隶属函数
$\underline{M}([\tilde{p}])$	三角模糊数 $\tilde{p}$ 的下界均值
$\bar{M}([\tilde{p}])$	三角模糊数 $\tilde{p}$ 的上界均值
$\tilde{P}(\cdot)$	节点模糊概率
$[\tilde{P}](\cdot)$	节点区间值模糊概率
$\vec{p}$	归一化后的模糊数
$[\vec{p}]$	归一化后的区间值模糊数
$R(t)$	可靠度函数
$\lambda(t)$	失效率函数
Λ	贝叶斯网络节点状态值空间
β	共因失效 β 因子
PRF	比例折算系数
$\boldsymbol{\beta}$	处理后的 β 因子集合
v	变异系数
$\mathbf{R}$	实数集
$\mathbf{F}$	实数集 $\mathbf{R}$ 上的数映射到区间$[0,1]$内的非增函数集
F_L	函数集 $\mathbf{F}$ 的下边界
F^U	函数集 $\mathbf{F}$ 的上边界
$Var(\cdot)$	变量方差
$E(\cdot)$	变量均值
t_R	可靠寿命
t_{px}	部件伪失效时间

$F(\cdot,t)$	变量分布函数
$\Re$	拓展的概率盒
A	基于拓展的概率盒表示的系统不确定程度
$\mathbf{X}(t)$	系统 t 时刻的结构函数
S_i	系统第 i 个最小路集
z_R	标准正态分布 $N(0,1)$ 的 R 分位数
$[I]_g(\cdot)$	部件概率重要度
$l([\cdot])$	区间数的长度
$p_{i,j}$	第 i 个区间数大于第 j 个区间数的可能度
$\mathbf{P}$	可能度矩阵
$\boldsymbol{\omega}$	可能度矩阵 $\mathbf{P}$ 的排序向量
RBD	可靠性框图(Reliability Block Diagram)
FTA	故障树分析(Fault Tree Analysis)
BDD	二元决策图(Binary Decision Diagram)
BP	基本参数模型(Basic Parameter Model)
MGL	多希腊字母模型(Multiple Greek Letter Model)
MSS	多状态系统(Multi-State System)
UGF	通用生成函数(Universal Generation Function)
IUGF	区间通用生成函数(Interval UGF)
BN	贝叶斯网络(Bayesian Network)
MCS	蒙特卡洛仿真(Monte-Carlo Simulation)
CPT	条件概率表(Conditional Probability Table)
DSET	DS 证据理论(Dempster-Shafer Evidence Theory)
BPA	基本概率分配函数(Basic Probability Assignment)
CCF	共因失效(Common Cause Failure)
P-box	概率盒(Probability Box)
SSI	应力-强度干涉模型(Stress Strength Interference)
PRF	比例折算系数(Proportional Reduction Factor)

第一章 绪 论

1.1 选题背景及研究意义

现代大型机电装备是集机、电、光、液、气等多类技术于一体的多功能复杂机电系统，系统内部关系复杂，由成百上千个子系统以及上万个零部件等组成，而系统性能将直接影响整机的工作效率。复杂机电系统具有不确定性、非线性等特性，其中非线性是系统复杂性产生的根本原因，它表示系统特性不能用简单的线性模型描述。复杂机电系统对可靠性要求严苛，如航空、航天、电力系统等，系统一旦发生故障将造成重大的经济损失和严重的社会影响。复杂机电系统工作环境严酷，主要受冲击、振动、高温、低温等因素的影响。例如，一些水下工作机电装备受压变形，应力过大将会引起工作部件及支承损坏等；长期贮存的装备由于受潮、盐雾、霉菌及积尘等影响，容易引起绝缘下降和短路过载。对于复杂机电系统，某些关键部件一旦失效，可能导致整机无法工作，从而影响其使用寿命。

可靠性作为衡量产品质量的重要指标，已经越来越受到人们的重视，其研究的范围包括可靠性设计、可靠性分析、可靠性试验和可靠性评估等[1]。系统的可靠性刻画了产品的寿命特征，包含可靠度、平均寿命、失效率、可靠寿命等可靠性指标。对于大型的复杂机电系统，由于其系统结构复杂，制造成本高，往往不具备全系统试验的条件，因此，进行长时间、大批量的统计试验对其可靠性指标的评定既不经济也不现实。实际工程中，通常较难获得整个系统的寿命数据或仅能获得极少的寿命试验数据，但获得部分关键部件的寿命试验数据相对容易。随着我国科学技术的不断发展，大型复杂系统及重型产品的可靠性研究技术已引起了国家的高度重视。复杂系统的可靠性分析与评估技术研究符合国家重大战略需求，具有重要的研究意义，相关的可靠性理论和技术问题亟待解决。

目前，复杂系统可靠性研究存在以下问题：

在考虑复杂系统特点的可靠性研究中，对系统的复杂性和复杂系统还没有给出明确的定义。与不确定性相关的两个概念包括随机性和模糊性，它们分别对应系统中的两类不确定性，即随机不确定性和认知不确定性。不确定性来源于人们对客观世界的认识水平和把握的过程中存在的局限性。其中，随机不确定性源于系统行为的固有随机性，表示发生在未来的不确定性事件，且其发生概率的大小也是不确定的一类不确定性；认知不确定性是由于知识的不完备、数据缺乏、认知偏差等因素造成的，来源于对客观事物主观认识上的不足，即认知的模糊性和

未确知性，通常也称其为主观不确定性，它会随着对系统认识的深入以及信息的增加而减少[2]。随着现代工程系统复杂度及冗余度的增加，部件的独立失效对系统失效的贡献逐渐减小，但多个部件相关失效而引起的系统失效事件却呈增长趋势。复杂系统可靠性分析中，相关失效是造成随机故障的主要因素，共因失效已成为系统可靠性分析中的一个重要问题。

传统的系统可靠性分析往往将系统状态假设为二态，但在实际工程中，由于系统结构复杂，工作状态、工作效率以及工作环境的变化等，使得系统可能出现降额工作的状态。这时，传统可靠性分析中的二态假设以及基于二态假设的相关理论研究将不再适用于这类系统；基于此，国外学者提出了多态系统的概念[3-5]。目前，对于多态系统研究，主要是从系统结构入手对系统状态进行表征；但如何将不确定性信息、共因失效信息与多态系统相融合，对系统状态进行更精确的定义，从而更准确地评估系统的可靠性，仍需深入研究。

针对实际工程中复杂系统所面临的诸多不确定性、多状态特性以及共因失效等问题，本文在传统故障树分析方法基础上，借用贝叶斯网络和蒙特卡洛仿真等技术，利用模糊理论、证据理论、概率盒等方法处理系统中由于数据不足或信息缺失引起的不确定性问题，开展考虑认知不确定性、共因失效、动态特性以及多状态特性的复杂多态系统可靠性分析及评估研究，以形成一个较为准确的对复杂系统可靠性分析及评估的综合框架。该框架为复杂系统使用寿命预测、可靠性分析和评价提供理论依据，为制定提高系统可靠性、安全性和寿命的措施提供指导，也是满足重大装备高可靠性和低维修成本的综合高性能要求的一项极为重要的研究课题。实现最大限度的降低生产成本，发挥机械装备的作用，避免意外的事故和灾害，这对我国经济可持续发展和建设节约型社会具有重要的指导意义。

1.2 复杂系统可靠性分析与评估方法研究现状

1.2.1 多态复杂系统可靠性分析方法

在进行复杂系统可靠性分析与评估研究时，传统可靠性理论方法存在诸多局限性。复杂系统能够在多重效率及多种性能状态下完成设定工作任务，其工作状态不仅包含“正常工作”和“完全失效”两种状态，在两者之间还存在着有限个离散的工作(或失效)状态，此类系统即称为多状态系统。因此，基于二态部件假设的传统可靠性理论对复杂系统进行可靠性分析和评估时，不能完整体现出复杂系统的特点以及系统可靠性与系统性能之间的关系，无法满足工程需要。针对上述不足，Barlow 和 Wu 于 20 世纪 70 年代提出了多态系统的概念，如电力、管道、生产与制造、航空航天系统等均为典型的多态系统(Multi-State System, MSS)[3-6]。

这类系统能够准确地定义部件的多状态特性，准确分析系统失效的过程以及部件性能的变化对系统性能和可靠性的影响。多态系统理论在复杂系统可靠性分析与评估领域起着关键的作用，具有广阔的应用前景。

目前，主要采用以下四种方法对多态系统进行可靠性分析。

(1) 多态故障树方法

传统故障树分析方法中部件和系统只有两种状态，为了表达系统中部件和系统的多态特性，需要对传统故障树方法加以改进。Huang[7]提出了适用于具有多失效模式的多态故障树分析方法。Xue[8]将传统二态系统故障树推广到多态系统，并给出了多态故障树定量分析的程序。曾亮[9]提出了基于模块化思路的多态故障树生成方法。Pourret 等[10]基于布尔模型构建方法，提出了多态系统不可用度计算方法。周忠宝等[11]提出了基于贝叶斯网络的多态故障树分析方法，并实现了多态雷达系统故障树顶事件概率以及部件重要度的计算。利用多态故障树进行多态系统可靠性分析时，系统随状态数的增多，计算过程也相应复杂，这在一定程度上限制了该方法的应用。

(2) Markov 过程方法

Markov 过程方法作为一类特殊的参数离散、状态空间离散的随机过程，它在多态系统可靠性分析中的应用相对广泛，形成了较为成熟的理论。Dimitrov 等[12]利用 Markov 过程方法建立了多态系统可靠性模型，可用以描述、评估以及控制系统可靠性特征。Soro 等[13]基于 Markov 过程方法实现了在最小维修和预防性维修两种情况下的多态退化系统性能分析和评估。Krasztof 等[14]利用半-Markov 过程进行了船舶的安全性分析。Lisnianski 等[15]采用 Markov 模型研究解决发电单元的多态可靠性问题。Lisnianski[16]利用 Markov 过程方法计算多态部件状态概率，再应用通用生成函数方法进行多态系统可靠性分析，实现了随机过程方法和通用生成函数方法的结合，减少了 Markov 过程的计算复杂度。Liu 和 Kapur[17]基于非齐次马尔科夫模型建立了动态多态不可修系统的可靠性评估模型，并对系统性能定义了两类可靠性指标。当部件数量或部件状态数增加时，Markov 过程方法的计算过程较为复杂。

(3) 蒙特卡洛仿真方法

Fishman[18]利用蒙特卡洛仿真(Monte-Carlo Simulation, MCS)方法进行多态系统可靠性分析及提高计算效率的研究。樊鹤红等[19]利用蒙特卡洛仿真方法研究了多态环形网络系统的可靠性分析。Fan 和 Sun[20]提出了随时间变化的状态转移蒙特卡洛仿真方法，用于多态 P2P 网络系统可靠性评估。Zio 和 Levitin 等[21]利用蒙特卡洛方法研究了多态系统可靠性分析中的重要度问题。Ramirez-Marquez 和 Coit[22]

提出了一种多态系统复合重要度指标，并采用蒙特卡洛方法对其可靠性进行估计。蒙特卡洛仿真方法是解决可靠性领域复杂问题的一种重要方法，但它需要进行大量的模拟，一定程度上限制了该方法的应用。

(4) 通用生成函数法

通用生成函数法(Universal Generation Function, UGF)作为连接离散数学与连续数学的桥梁，是目前多态系统可靠性分析中一种常用方法，通常也称作发生函数法。该方法首先由 Ushakov[23]提出，后经 Levitin 等[24-33]拓展推广，该方法可实现不同类型的多态系统的可靠性及生存性分析。Li 和 Zio[6]针对传统的蒙特卡洛方法进行多态系统可靠性计算时存在的计算量大，无法解决复杂大系统的多态系统可靠性问题，将通用生成函数引入到部件的多态可靠性分析中，采用加法算子集成各部件的多态可靠性分析结果实现系统综合退化分析。Levitin[34]、Yeh[35]、Amari[29]等利用通用生成函数方法分别实现了具有两种失效模式的多态系统、多态 k/n 非循环节点网络以及多故障模式的多态系统可靠性分析。Levitin、Xing[30]和 Ramirez-Marquez[26]利用通用生成函数法进行了考虑故障传播的多态系统性能和可靠性分析，同时研究了由二态部件组成的多态系统的可靠度置信区间。Ding 和 Lisnianski[36,37]针对不完全和不精确数据及降低计算复杂度的考虑，在传统集合理论的基础上提出模糊通用生成函数，定义了模糊多态系统，并将模糊通用生成函数方法应用于多态系统可靠性分析和评价中。随后，针对模糊多态系统，Liu 等[38]提出了一种改进的可靠性评估方法，以解决状态转移概率中的不确定性问题。Li[39]针对多态系统可靠性评估问题，对通用生成函数法进行了随机模糊拓展。Destercke 和 Sallak[40]基于信任函数理论，分析了认知不确定性下的信任通用生成函数拓展方法。针对系统数据不足问题，李春阳等[1,41]将区间分析方法与通用生成函数法相结合，提出了多态系统可靠性分析的区间通用生成函数方法等。

此外，文献[42]对多态系统可靠性的基本概念和系统的结构函数进行了详细的梳理和准确的定义。在 Huang[43]提出了广义多态 $k/n(G)$ 系统之后，Li 和 Zuo[44]在多态 $k/n(G)$ 系统建模及可靠度计算方面也做了大量的研究工作。Levitin[45]提出了具有相关部件的多态系统可靠性分析的新方法。Lisnianski 和 Levitin[33,45-46]提出一种结合马尔科夫模型和通用生成函数方法的多态系统可靠性计算方法。

1.2.2 复杂系统动态可靠性分析与评估

近几十年来，国内外学者提出了许多复杂系统的可靠性建模方法，模型精度也逐渐提高。经典的静态建模技术，包括可靠性框图(Reliability Block Diagram, RBD)模型、故障树(Fault Tree Analysis, FTA)模型、二元决策图(Binary Decision

Diagram, BDD)模型等已被广泛应用于静态系统可靠性建模。但静态建模方法无法考虑系统部件失效的时间关系、顺序关系以及功能相关性等动态失效特征，因此，其建模能力有限，无法处理系统动态特性问题。当考虑到现代机电系统复杂性，许多动态建模技术，如马尔科夫模型[47]、动态故障树模型[48]、Petri 网[49]等已经广泛用于具有动态特性的系统可靠性建模。动态故障树分析方法是由 Dugan 教授[50-51]提出的一种成熟并且重要的动态系统可靠性分析方法。至今，已获得较多关于动态故障树分析法的拓展研究成果。Hao 等[52]给出了动态故障树基本事件排序的三个标准，并提出了逻辑门转换方法。Huang 等[53]针对嵌入式系统提出了一种改进的分解方法，采用动态模块独立子树逐层检测并求解的方法评估系统可靠性。Lindhe 等[54]提出了一种基于马尔科夫链的动态故障树近似计算方法，并将这种方法用于供水系统风险建模，最终用标准蒙特卡洛仿真方法进行可靠度求解。考虑不同逻辑门间相关的重复事件时，Merle 等[55]提出了一种针对动态故障树中存在优先动态门和重复事件的新分析求解方法，该方法能推导出顶事件的结构函数并计算其发生概率。Ge 等[56]提出改进的顺序二元决策图的方法对存在相关重复事件的动态故障树进行定量分析。当考虑动态故障树模型中状态爆炸和计算效率问题时，Mo[57]提出了一种基于多值决策图的动态故障树分析方法，主要应用于大型动态系统可靠性分析。为了克服传统可靠性评估中故障树规模增加的缺点，Chiacchio 等[58]提出了一种可以减小大型动态故障树的计算工作量的威布尔合成方法。

此外，蒙特卡洛仿真方法也是复杂动态系统可靠性分析的一种常用分析方法。通过蒙特卡洛仿真，不仅能够计算系统可靠度，同时还能够评估各种相关因素(如系统可维修性、相关性等)对系统可靠性的影响。Rao 等[59]应用蒙特卡洛方法对动态逻辑门进行计算，发现该方法能较好的缓解状态空间爆炸问题。Taheriyoun 和 Moradinejad[60]将故障树分析法和蒙特卡洛仿真相结合，对污水处理厂进行可靠性分析。Manno 等[61]提出了基于蒙特卡洛方法的高水平的建模框架，该框架整合了故障树分析方法，可对具有时间相关性的复杂系统进行可靠性评估。文献[62]对可修的动态故障树进行了定义，并且基于自适应转换系统形式提出了一种命名为 RAATSS 的 Matlab 工具箱。当同时考虑可修与不可修子系统时，该工具箱可用以对顶事件进行建模并且估计其发生概率。基于动态故障树的结构函数，Merle 等[63]提出了一种基于蒙特卡洛仿真的定量计算方法，并利用结构函数和蒙特卡洛方法得到了系统的最小顺序割集。Zhang 等[64]提出了一种基于蒙特卡洛仿真的动态故障树方法，用于计算同步相量测量装置的可靠性指标。

1.2.3 复杂系统中存在的共因失效问题

传统的系统可靠性分析通常假设部件和子系统之间是相互独立的，而对于实际工程中的大型复杂系统，部件失效往往不是相互独立的，相关失效普遍存在。因此，在复杂系统可靠性分析中，忽略系统失效的相关性可能导致输出结果产生较大偏差[65-66]。由于受外部环境影响、部件或系统内部元件老化、工程人员误操作等因素，造成系统内部多个部件同时失效的行为，称之为共因失效(Common Cause Failure, CCF)。共因失效中的共因，即共同原因，包括极端的环境条件、外界载荷、维修错误和系统设计缺陷等[1]。共因失效作为相关失效的一种普遍形式，对评估复杂多部件冗余系统可靠性具有很大的影响。

近年来，共因失效问题得到了国内外学者的广泛关注，在考虑共因失效的系统可靠性分析[67-71]和共因失效率估算[72-75]等方面已取得一定成果。针对具有共因失效的系统可靠性建模分析，目前有两类基本方法：隐式方法和显式方法。Vaurio等[68]运用隐式方法结合共因失效和通用程序进行系统可靠性分析，简化了布尔操作运算和故障树定量分析。对于考虑共因失效的多态系统可靠性分析，Byeon 等[69]运用动态故障树将独立失效和共因失效相结合，研究了变电站的共因失效问题。Levitin[33]运用通用生成函数分析具有共因失效的不可修多态系统的可靠性。李春洋[70]建立并求解了考虑共因失效的多态系统可靠性优化模型。同时，也发展了较多的对系统共因失效进行表征的参数模型，如α因子模型、β因子模型、基本参数模型(Basic Parameter Model, BP)[76]、多希腊字母模型(Multiple Greek Letter Model, MGL)[77]、平方根模型[78]等。

由 Fleming[79]最先提出的β因子模型，因其方法简单、适用性强而被广泛应用于工程实际。后来，为了进一步满足工程实际需求，许多学者对β因子模型进行了改进。针对三层构架的安全检测系统，Bukowski 等[80]提出了改进的β因子模型，可处理由一个应力造成多个不同工作单元同时失效的问题。Hokstad 等[81]提出了多β因子模型，并通过数值映射的方法给出了β因子的评估方法。针对同时具有多重共因失效组的情形，Kančev 等[82]将β因子模型进行了分解，提出针对单个组件失效事件的显式建模方法。BÖRCSÖK[83]详细阐述了共因失效的评估问题，并运用β因子模型评估 2 中取 1 系统的可靠性。然而，β因子模型的基础是根据已发布的统计数据和工程经验，只能用作粗略估计，并不能得到一个较精确的结果[84]。

随后，Mosleh 和 Siu[85-86]提出了一种多参数模型，即α因子模型，该模型可用来处理任何冗余级别系统的共因失效问题。它通过失效率的比率近视计算模型中的参数，以适应工程系统中统计数据较少的情况[87]。随着对共因失效发生机理的进一步研究，美国核管理委员会建立了基于α因子模型的共因失效参数评估数据

库[87-88]。近年来，以α因子模型为基础提出了众多的参数估计方法，并且根据工程实际需要，将α因子进行了合理拓展[75,89]。其中，针对如何结合经验数据计算共因失效率，Vaurio[75]基于一致性映射方法，应用经验的α因子评估稳健映射参数，提出一种共因失效率评估中考虑不完全及模糊信息的不确定性评估方法。Hassija等[89]提出一种实效的α因子评估方法，并对β因子模型与α因子模型在多种冗余配置中的评估进行了比较，结果表明α因子模型更适用于大型冗余系统。Zhang[85,90-91]提出了一种分解的α因子模型，并应用到应急给水系统的共因失效分析中。为降低模型的复杂度，Warren[92]提出一种简化的α因子模型，为制定适用于特定部件的失效判据提供指导。

目前，对于考虑共因失效的系统可靠性分析和评估，主要针对传统二态系统的共因失效问题进行探讨[93]。研究发现，考虑共因失效的多态系统可靠性分析方法与传统二态系统可靠性分析方法存在较大差异。Levitin[33]、谢里阳等[94]应用改进的通用生成函数方法，对考虑共因失效的不可修多态系统进行可靠性分析，建立了由二态部件组成的多态系统的可靠性评估体系。基于共因失效的发生与作用机理，谢里阳[65]还建立了基于载荷离散化方法以及通用生成函数的多态系统可靠性定量评估模型。由于共源失效的发生将引起同一个共源组的多个部件同时失效，Levitin[95]分析了共源失效中的共因失效问题。

当多态系统在工作过程中受到的外界载荷超过部件的设计极限时，部件将会发生失效。因此，考虑外界载荷的不确定性时，对于发生此类共因失效的多态系统，其可靠性分析和评估还有待进一步研究。

1.2.4 基于贝叶斯网络的复杂系统可靠性分析

贝叶斯网络(Bayesian Network, BN)是故障树的继承和发展，可通过一个有向无环图进行系统建模，是一套定义完整的概率推理的数学模型[96]。贝叶斯网络由Pearl[97-98]提出，能够表达随机变量之间复杂的相关关系，在多态和非确定故障逻辑描述方面具有明显的优势[99]，现已广泛应用于可靠性和安全性分析领域，尤其是对系统中存在的相关性评估、风险维修分析等。Yin[100]和Zhou[101]运用静态贝叶斯网络对多态系统的可靠性进行评估。后来，许多学者致力于将动态故障树转换为动态贝叶斯网络的动态模型的研究，实现了系统动态特性与系统可靠性建模和评估方法的融合[102-103]。Cai 等[104]提出了一种基于贝叶斯网络的冗余系统可靠性评估方法，包括并联系统、选举系统等，并考虑共因失效和不完全覆盖等问题。Khakzad 等[105]提出了具有不同概率分布函数类型的冷备件门和顺序执行门的一种新的建模形式，并应用离散时间贝叶斯网络进行复杂过程系统的风险评估及安全

性分析。Kabir 等[106]应用贝叶斯网络求解 Pandora 暂态故障树，该方法是一种动态分析技术且能捕捉与系统失效顺序相关的动态特性。为了克服传统故障树分析方法的不足，Wu 等[107]将预测、敏感性分析和诊断分析技术融入到动态贝叶斯网络推理中，提出了一种系统决策方法。对于具有多种不确定性的复杂系统，常用贝叶斯网络进行可靠性分析，同时该方法概率推理方便且能处理系统的复杂性问题，因此，该方法在执行系统可靠性估计中具有明显的优势。Su 等[108]提出了一种基于贝叶斯网络可靠性模型量化建模的因果逻辑方法，用于考虑环境因素和不确定性的风力发电机组可靠性分析，并利用基于期望的调节方法实现最终的量化分析。

1.3 认知不确定性量化方法概述

在传统系统可靠性研究中，常将事件发生概率视为已知。但是在实际工程中，由于对系统认知不完全，不宜采用传统概率方法对系统进行可靠性建模与分析。因此，系统的不确定性也是复杂系统的重要特性。通常，不确定性可分为两类：随机不确定性和认知不确定性。随机不确定性也称客观不确定性，来源于系统固有偶然性或变异性，是不可避免的。随机不确定性的描述和传播常用概率论方法来处理。认知不确定性是由于知识的不完备以及数据的缺乏造成的，也称主观不确定性[109-110]。由于系统复杂、试验样本数有限以及数据不足，通常不能得到系统状态性能水平和状态概率的精确值，但可用语言形式表示系统状态或概率的上下限。此时，基于概率的方法将不再适用，而非概率方法如证据理论[111-112]、模糊理论[113]、概率盒[114-121]、区间理论[122]、随机集理论[123]、信息差理论[124]、可能性理论[125]、贝叶斯方法[126]等，已被提出并发展用于复杂系统的不确定性分析。

1.3.1 证据理论

证据理论首先由 Dempster[127-128]提出，后被 Shafer[129]进一步推广，因此也称为 D-S 证据理论(Dempster-Shafer Evidence Theory, DSET)。该理论是表达和处理认知不确定性的一种重要方法。证据理论的基本思想是应用一定的映射方法来获取概率的上、下界，以概率边界来反映对可能结果集合幂集的信任程度[130]。具体而言，证据理论通过基本概率分配函数(Basic Probability Assignment, BPA)获得后验置信区间，并应用似然函数和信任函数分别作为描述命题不确定性的置信区间上限和下限[131-132]。证据理论通常也称作信任函数理论，其基本定义及操作运算可参考文献[131-134]。

Shenoy[135]应用证据理论对专家系统中的不确定性进行量化和管理。不确定性推理中，如何将独立或部分可靠的信息资源进行融合已经成为一个十分重要的问

题。Haenni 等[136]在证据理论框架下，提出了一种处理不完整信息的通用模型，突出了不确定性推理中不完整信息的重要性。Zhou 等[137]结合后验概率支持向量机和 D-S 证据理论，提出一种信息融合的结构损伤检测方法。Zhou 等[138]应用 D-S 证据理论，提出应用于水质评价的多传感器数据融合方法。针对不确定性的建模和推理，Kohlas 等[139]将 D-S 证据理论进行了拓展，并将其用于处理具有不确定性参数的可靠性推理问题。针对原有 Dempster 提出的合成规则所具有的逻辑冲突问题，Ali 等[140]提出一种新的合成规则。Sun 等[141]提出基于 D-S 证据理论的滚动轴承故障诊断方法，该方法首先将故障样本数据与模糊专家系统作比较，接着取得随机似然值，最后基于数据融合规则获得诊断结果。Basiura 等[142]介绍了实际工程决策的不确定性传播的概念，当输入参数包含不完整信息且表示为模糊随机变量时，提出应用模糊随机变量和 D-S 证据理论处理不确定性传播问题的方法。Yang 等[143]提出一种新方法测量证据理论中两组证据间的相异度。针对如何通过不完整的两两对比对待选方案进行排序的问题，Pan 等[144]基于信息熵和 D-S 证据理论，提出对于群决策问题的一种改进的排序方法。Liu 等[145]应用修正的 D-S 证据理论对主观和客观的信息进行融合，并应用模糊逻辑量化主观信息，实现对系统模糊性和不确定性的处理，使 AGV 决策子系统的决策更准确、可靠。随着网络和通讯系统不同来源的不确定性和不精确性的增长，Mellouk 等[146]应用证据理论实现了对网络和通讯系统不确定性的管理。人因错误的相关性评估是人因可靠性分析中一个重要的问题，Su[147]基于证据理论和层次分析法，提出一种人因可靠性分析中的相关性处理模型。

目前，国内亦有许多学者应用证据理论对系统不确定性进行了研究。秦良娟[148]利用证据理论实现了专家经验的综合，并进行了复杂系统的可靠性评价。姜潮等[130]基于证据理论，结合区间分析技术，提出了基于证据理论的结构可靠性分析方法。该方法可减少不确定论域上待计算的焦元个数，以及在各焦元上极限状态方程的计算次数，具有较高的计算效率。对于变量间的相关性，王彬[149]还将椭球模型和 Copula 函数引入到证据理论，提出考虑相关性的证据理论模型，并将其应用到结构可靠性分析中。杨建平[131]探究了证据理论在复杂系统可靠性分析中的应用，建立了不确定性量化框架与传递模型。郭惠昕等[150]将证据理论与区间分析方法相结合，提出了一种广义的可靠性优化设计方法，此方法具有更强的不确定性处理能力。复杂工程问题中，耦合的多学科系统中存在不确定性因素，基于此，阎京妮[151]提出了基于证据理论的多学科可靠性优化设计方法。锁斌等[152]基于证据理论，建立了典型系统的非精确概率可靠性模型，并研究了系统中不确定性的传播问题。周旷等[153]针对航天产品的数据特点，利用样本数据构建分布函数的概率上下限，

通过证据理论将其转化为概率度量，实现产品非参数可靠性及寿命评估。对大型复杂系统进行可靠性评估时，所收集到的现场数据较少，针对此，冯静[154]提出了基于修正证据组合规则并融合多源信息实现对复杂产品的可靠性综合评估。当系统同时存在随机、模糊和区间等多种信息时，孟欣佳等[155]利用信息熵转换方法和随机变量的区间化方法，提出基于证据理论的多源不确定性下的系统可靠性分析方法。针对可靠性工程中的信息多源性问题，赵仿泽[156]利用证据理论融合多源先验信息，研究了基于证据理论的 Bayes 可靠性评估方法及其应用。马丽娜[157-158]提出了基于证据理论的 ML-II 融合方法，并应用证据理论对 Bayes 方法中具有不确定性的先验信息进行表达，研究了证据理论在 Bayes 可靠性评估中的应用。许鹏飞等[159]利用证据理论研究了具有信息冲突问题的不对称表决系统的可靠性评估。

1.3.2 模糊理论

作为不确定性处理的基本理论之一，目前，模糊理论已被广泛应用于实际工程系统中的不确定分析。针对不完全和不精确数据处理，Ding 等[36-37]定义了模糊多态系统，提出了模糊通用生成函数，并将其引入到多态系统可靠性分析和评价中。李彦锋等[47]提出了一种新的模糊动态故障树分析方法。Li[39]基于通用生成函数法，进行了多态系统可靠性评估的随机模糊拓展。刘宇等[38,160]将模糊理论应用于多态系统可靠性和更换维修决策分析中。Basiura 等[142]针对系统输入具有不完整信息的问题，提出基于模糊随机变量和 D-S 证据理论的不确定性传播方法。陈东宁、姚成玉等[161-162]将模糊理论引入到贝叶斯网络中，促使贝叶斯网络能处理系统模糊信息和不确定信息，提出基于贝叶斯网络的模糊可靠性分析及评估方法。针对多态系统的可靠性分析，马德仲等[163]提出了基于模糊概率的多态系统可靠性分析方法，以解决多态贝叶斯网络根节点的各状态概率难以用精确值表示的问题。陆莹等[164]将模糊贝叶斯网络方法应用到地铁运营安全风险预测中。当模糊数的上下界无法确知时，可应用区间值模糊数进行处理。张瑞军、张路路等[165-166]提出了基于区间三角模糊数的多态贝叶斯网络可靠性分析方法。对于多属性决策问题，姚瑞璞[167]将单个决策属性值表示为三角模糊数，提出了基于区间值三角模糊数的多属性决策方法；张市芳[168]提出了一种拓展的动态多属性决策分析方法。对于权重未知的指标决策问题，黄智力等[169]提出了基于三角模糊数型数据比较可能度关系的多指标决策方法。当灰色预测模型的数据序列为三角模糊序列时，曾祥艳等[170]采用将原序列分解为三个含有等量信息的数据序列的方式，通过对新序列的处理，实现原三角模糊序列的灰色预测。至今，对模糊数和三角模糊数的运算以及数据

归一化问题，已有文献作了较为详细的定义和推理证明[167-173]。

1.3.3 概率盒

不确定性研究的主要目的是减小不确定性对系统的影响，因此，首要任务是研究如何对不确定性进行表征和量化。在没有精确的概率模型下考虑认知不确定性时，概率盒具有一定的优势。概率盒(Probability Box, P-box)由不确定变量的累积分布函数的上下边界(区间型)构成[114]，它被广泛应用于不同工程领域的可靠性和风险分析。为建立概率盒与其他不确定性表达方法之间的联系，Destercke 等[115]给出了概率盒的通用定义。Montgomery 等[116]应用贝叶斯概率盒对具有多参数分布的系统进行风险评估。针对具有参数不确定性的结构可靠性分析，Zhang 等[119]基于概率盒提出了区间蒙特卡洛方法[117]、区间重要度抽样方法[118]和区间半蒙特卡洛仿真方法。概率盒还作为一种视觉化工具被 Mehl 等[120]应用于费用不确定性分析中。此外，Yang 等[121]研究了同时考虑随机和认知不确定性下包含随机变量和概率盒变量的混合可靠性分析方法。对于同时包含区间和概率不确定性信息的系统，P-boxes 和 D-S 证据结构均可用以实现两种信息的统一，然而，二者均面临区间不连续的缺陷。Bouissou 等[174]考虑变量间相关信息，提出广义 P-boxes 概念，减小了现有方法造成的损失。Schöbi[175]结合稀疏多项式混沌扩张与参数概率盒对随机和认知不确定性进行描述，实现不确定性传播的建模，并将提出的方法应用于基准分析函数和桁架结构的不确定性分析。Du 等[176]提出一种新的概率盒理论研究策略，以解决机械装备健康状况监测问题。针对传统模式识别中特征提取过程的信息缺失问题，Ding 等[177]通过概率盒提取不同类型的累积不确定性测度建立 SVM 特征库，形成了一种具有高识别率的模式识别方法。在国内，杜奕等[178]将概率盒与 D-S 结构体相结合，提出一种新的信息融合方法，并应用于机械故障信号信息融合方面的研究。刘信恩等[179]应用概率盒理论对随机和认知不确定性进行联合表征，解决了面积度量量化模型的局限性和不充分性。肖钊等[180]运用概率盒理论描述由于数据不全和信息缺失导致的不确定性，提出基于区间泰勒展开理论的不确定性传播算法，并利用 Copula 函数研究了考虑概率盒之间相关性的不确定性传播算法[181]。

1.3.4 区间分析方法

利用随机理论或模糊理论对不确定性问题进行求解时，事先要确定参数的概率密度函数或隶属函数，然而，由于数据样本量少、数据本身存在误差等问题，常通过工程人员经验对其进行评定，具有较大的主观性。因此，为反映客观实际，

减少人为因素的影响，并考虑参数不确定性，许多学者将区间理论引入到不确定性分析中，以提高计算结果的可靠性。在工程实际应用中，采用区间数描述不确定量，并认为此非确定量是某闭区间上一个大小未知的确定值，这种描述更符合工程习惯，容易为工程人员所接受[1,182-186]。区间分析方法仅需不确定量的上下界，而不需确定其分布类型或隶属函数，从而降低了对原始数据的要求，因此很快被应用到工程不确定性分析中，并取得了较好的成果。

以区间数为研究对象的数学分析方法称为区间分析方法。区间分析方法起源于 20 世纪 50 年代末，Michigan 大学的 Dwyer 于 1951 年在《线性代数》给出了区间运算的定义[187]。随后，波兰的 Warmus、日本的 Sunaga 和美国的 Moore 等数学家分别独立提出了区间数及其运算，其中 Moore[188-190]提出的区间算法的概念被发展并广泛应用于工程实际中。如在结构设计、制造和工程分析中，零件长度、载荷等参数均可用区间数进行描述。由于老化、蠕变、磨损或者操作流程的改变等，会导致结构系统性能特征的波动，因此，在对这类结构系统进行设计时，需考虑变量在其均值附近扰动而形成的性能波动区间等因素[191-195]。

目前，关于区间数及区间分析方法的研究主要包括：区间数理论[196]、数值分析[187]、区间数规划[197]、区间数统计[198]和控制方面[187]等。区间数的运算仅满足类似实数运算的交换律和结合律，而不满足分配率等其他运算准则。工程应用表明，区间数能够有效地表示多种类型的不确定参数。目前，由于受到噪声、测量手段的限制等，企业累积的大量生产数据往往不完整或不精确。因此，参数的概率分布难以估计，也较难选择合适的隶属度函数。针对此，区间数可较好地表达数据的不确定性，能克服上述问题[199]。但由于无法考虑区间数之间的相关性而导致区间运算的扩张等问题，严重制约了区间分析方法在工程中的广泛应用[200-202]。

1.4 本文的研究思路与内容安排

1.4.1 问题的提出及研究思路

现代工程系统日趋复杂化和大型化，同时，由于实验条件的局限性，测量数据的随机性，结构模型的复杂性以及认知能力的差异性等，工程系统可靠性分析中存在着众多不确定性因素。随着对系统失效机理和潜在规律的把握逐渐加深，基于传统二态假设的系统可靠性分析方法已不能完整体现出部件性能、系统性能以及系统可靠性之间的关系。而对于多部件冗余系统，由于外部环境影响、部件或系统内部元件老化、工作人员误操作等原因，引起系统多个部件同时失效而造成的系统安全事故越发频繁。因此，基于部件失效统计独立假设的传统系统可靠性分析方法，已不适用于现代复杂系统。事实上，相关失效已经成为系统失效的

一个普遍特征。此外，在复杂系统可靠性分析中，也不可忽略部件失效顺序关系和功能相关关系等动态失效特性。因此，利用传统可靠性理论对复杂系统进行可靠性建模分析与评估时无法完整体现出复杂系统的特点，较难满足工程需要。

针对上述传统系统可靠性分析方法所面临的诸多问题，本文拟对复杂系统的认知不确定性、多状态特性、动态特性以及共因失效问题等进行如下探讨：

(1) 基于通用生成函数对多态系统的数学表达和计算优势，利用证据理论处理系统中存在的认知不确定性，并考虑共因失效对系统的影响，研究认知不确定性下考虑共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。

(2) 考虑到贝叶斯网络对多态系统的图形表达和推理优势，利用模糊理论中区间值三角模糊数对贝叶斯网络节点的模糊信息进行表述，将共因失效引入到贝叶斯网络结构中。从网络结构角度研究认知不确定性下考虑共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。

(3) 基于证据理论对不确定性问题处理的优势以及贝叶斯网络对多态系统建模的优势，考虑工程中复杂冗余系统存在的多共因组现象，将证据理论与多态贝叶斯网络相融合，实现对存在认知不确定性和多共因组的复杂多态系统的逻辑关系表达和概率推理。

(4) 概率盒在没有精确的概率模型下处理不确定参数方面具有优势，综合考虑系统动态特性、认知不确定性以及部件更换策略，研究基于贝叶斯网络以及蒙特卡洛仿真的复杂系统可靠性综合评估方法。

1.4.2 研究内容及结构

针对复杂系统可靠性分析与评估的需求，本文从部件状态分析、系统结构分析、系统可靠性分析及系统寿命评估等不同层面，对复杂系统在考虑多状态特性、认知不确定性、失效相关性以及动态特性下的可靠性分析及寿命评估和预测进行探讨，建立考虑多种因素的基于复杂系统的可靠性分析和综合评估理论框架，系统地研究和完善复杂系统可靠性分析与评估理论方法及工程应用。论文的主要内容如下：

(1) 基于信任通用生成函数法的复杂多态系统可靠性分析。通用生成函数对多态系统具有表达和计算优势，而基于区间理论的通用生成函数法对多态系统可靠性分析过程中存在区间扩张与过评估问题，同时，共因失效对工程系统可靠性的影响不容忽视。本论文拟提出拓展的信任通用生成函数方法，研究考虑认知不确定性和共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。

(2) 基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析。由于信息输入以

及系统故障影响因素的多样性，在复杂多态系统可靠性分析时往往较难获取系统及部件状态性能及概率的精确值。且对于复杂冗余系统，部件失效之间具有相关关系。认知不确定性和共因失效对复杂系统可靠性分析和评估至关重要。本文采用区间值模糊数对部件概率进行描述，拟提出基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析方法。

(3) 考虑多共因组影响下基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估。对于多部件冗余复杂系统，由于多个耦合机制造成系统单个部件同时存在于多组共因失效事件的状况时有发生。同时，证据理论具有灵活的对认知不确定性进行描述的公理体系。本文将证据理论与多态贝叶斯网络相融合，拟提出考虑多共因组影响下基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估方法。

(4) 认知不确定性下的复杂系统可靠性综合评估。对于不具备全系统试验条件的复杂系统，对其可靠性指标的评定不能像对元器件那样进行长时间、大批量的统计试验，因此，较难获得整个系统的寿命数据或试验数据。本文基于少量的试验数据、现场数据、设计数据以及工程经验，采用贝叶斯网络和蒙特卡洛仿真方法，考虑系统认知不确定性和动态特性，并考虑部件更换策略，构建复杂系统的可靠性综合评估框架。从而实现对传统系统可靠性分析与评估方法的完善，使其具有更广泛的工程适用性。

本论文共分为六章，围绕复杂系统可靠性分析与评估中系统复杂性和认知不确定性两个核心问题展开研究。本论文基本结构以及各章的逻辑关系如图 1-1 所示。

各章的具体内容描述如下：

第一章为绪论，主要介绍论文的研究背景、意义和研究现状，同时概述本论文的研究思路和主要研究内容。

第二章基于信任通用生成函数法，研究考虑共因失效影响的复杂多态系统可靠性分析问题。

第三章将介绍多态系统贝叶斯网络方法及其拓展，提出基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析方法。

第四章考虑多共因组对系统可靠性的影响，将证据理论与贝叶斯网络相融合，开展基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估方法研究。

第五章综合考虑系统动态特性、认知不确定性，完善传统系统可靠性分析与评估方法，构建复杂系统可靠性综合评估框架。

第六章将总结本文的研究工作，并对未来研究工作提出展望。

本论文致力于考虑认知不确定性、多态性、动态特性及共因失效等复杂特性的系统可靠性分析及评估方法研究。其中，第二章至第五章从系统结构函数建模

分析和网络结构建模分析两个角度，分别对传统通用生成函数和贝叶斯网络方法进行拓展，从而实现复杂系统可靠性分析和评估新方法的构建。第二章至第五章分别采用证据理论、模糊理论和拓展参数化概率盒对系统中的认知不确定性进行表达。第二章的信任通用生成函数对多状态系统进行可靠性分析时，需要知道部件的状态性能及相应的状态概率。当实际工程中无法获得足够的失效和维修数据，不能准确获得系统状态及状态概率时，第二章的方法将不适用。此时第三章采用区间值模糊数来对系统中存在的模糊信息进行表达，提出基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析方法。第三章的方法能够较好地解决复杂多态系统可靠性分析问题，但考虑其涉及的区间值模糊数运算以及概率数据归一化处理时计算复杂度较高，第四章结合第二章证据理论对认知不确定性表达的优势，以及第三章贝叶斯网络对系统建模分析的图形化表达优势，提出基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估方法。第五章在前面三章的基础上，考虑系统动态失效特性及部件更换策略，提出拓展的概率盒对系统不确定性信息进行表达，基于贝叶斯网络和拓展概率盒实现对复杂系统可靠性的综合评估。

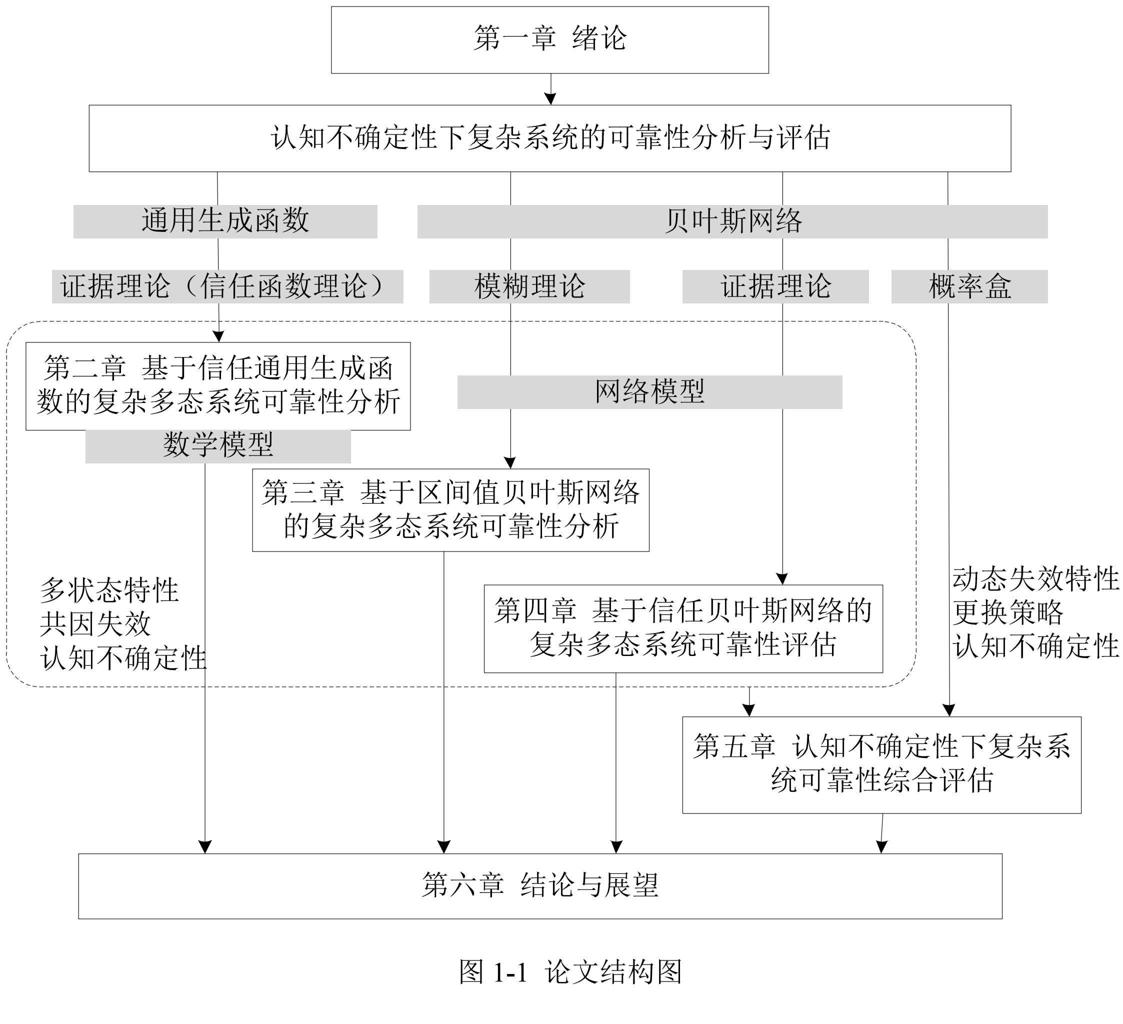


图 1-1 论文结构图

第二章 基于信任通用生成函数的复杂多态系统可靠性分析

2.1 引言

工程系统往往要求在给定工作条件下完成指定工作任务，通常情况下，多态系统能够在多重效率下完成任务或任务执行期表现出多种性能水平[24]。近几十年来，多态系统已引起了国内外专家与学者的广泛关注，并针对该类系统提出了多种可靠性分析模型及方法，如拓展的布尔模型，随机过程法，蒙特卡洛仿真法，通用生成函数法等[25-40]。经过长期的工程实践发现，对于结构功能复杂的系统，从计算复杂程度来讲，前三种方法适用于较小规模多态系统；而通用生成函数法由于具有较高的计算效率，更适用于工程实际。通用生成函数法作为现代离散数学中的一种重要方法，已成为大型多态系统可靠性建模和评估的实用工具。

为了保证产品的高可靠性和高安全性，在系统设计研制过程中，尤其是在设计初期，设计者往往面临着可用数据不足或信息不完备的情况[203]。目前，许多学者基于模糊理论、区间理论、证据理论等对传统通用生成函数法进行了改进与拓展，提出了模糊通用生成函数[36-38]、区间通用生成函数[1,41]、信任通用生成函数[40]等新的方法，以此来进行由于数据不足、信息缺失、或数据不完全以及不精确等等情况下考虑认知不确定性的复杂多态系统可靠性分析。此外对于多部件冗余的复杂系统，共因失效作为一类统计相关失效，已成为工程系统可靠性分析中关键问题之一。

综上所述，现有研究集中于利用通用生成函数对存在共因失效的多态系统进行可靠性分析[27-33]；及将区间数学和信任函数与通用生成函数相结合来处理多态系统不确定性建模问题[1,39,41]。然而，如何同时考虑共因失效和不确定性的情况下对复杂多态系统进行可靠性分析还是一个待研究的课题。鉴于此，本章拟针对系统的复杂性和数据不完备性问题，将拓展通用生成函数与证据理论相结合，进而提出一种针对认知不确定性下的多态系统进行可靠性分析的新方法。结合α因子模型在数据不足情况下参数评估的优势，本章将运用权值影响向量法来对系统中共因失效的概率进行量化。

基于前面的研究思路，本章将首先简单介绍通用生成函数及区间通用生成函数，并基于证据理论提出一种拓展的信任通用生成函数。当考虑多态系统中的共因失效时，将信任通用生成函数与区间通用生成函数的形式进行合理的修正，使其能够对共因失效进行表达。接着应用α因子模型及权值影响向量法计算系统中存在的共因失效的发生概率。随后提供一个数值算例来验证本章所提方法。考虑

到全局优化方法可处理所有约束条件，故本章应用该算法来得到系统可靠度的真值区间，并将优化结果与信任通用生成函数及区间值通用生成函数法得到的结果进行比较。最后将本章提出的拓展的信任通用生成函数对大型挖掘机整流回馈系统进行可靠性分析，验证所提方法的工程适用性。

2.2 通用生成函数及其在多态系统可靠性分析中的拓展应用

通用生成函数法是多态系统可靠性分析的一种重要方法，该方法可直观的表征系统及部件的状态性能与状态概率间的关系。同时，通用生成函数法较为灵活，具有较强的可拓展性，已被广泛应用于不同系统结构和工作条件下的各种合成算子设计中。

多态系统可靠性分析的基础是各部件的状态性能以及对应的状态概率。当应用概率方法进行多态系统可靠性分析时，需确定每个部件状态的概率和性能水平，这就需要大量的信息及数据。然而，由于系统结构复杂、试验样本数不足等问题，在工程实际中得到状态性能水平以及状态概率的精确值较为困难；但状态概率的上下限是较容易获取的。此时，概率可靠性分析方法将不再适用，而诸如区间理论、模糊理论、可能性理论以及证据理论等非概率方法，被引入到可靠性领域中，用来处理数据不足下的多态系统可靠性分析问题。

2.2.1 证据理论

证据理论[131]定义于识别框架D上，识别框架D是一个离散集合，该集合由一系列的统计独立且相互排斥的有限个判别假设组成。此外，识别框架D是变量x的一个样本空间，该样本空间包含了变量x的所有可能取值。信任函数是基于D的一个幂集，即：2^D；若识别框架D包含n个元素，则幂集就具有2^n个元素。幂集2^D中每一个组成元素称为识别框架D的一个焦元，即每一个$m(X)>0$的集合X。基本概率分配函数$m(X)$是定义在识别框架D上用来描述焦元差异性的函数，即$m(X):2^D \to [0,1]$，表示将幂集2^D中每个元素(焦元)X映射为[0,1]区间内的一个确定的数$m(X)$的一个映射函数，该值表示对焦元X的精确信任程度，满足如下条件：

(1) 空集$\varnothing$的概率分配函数等于0；即，$m(\varnothing)=0$；

(2) 函数$m(X)$具有归一性；即，$\sum_{X\in 2^D} m(X)=1$。

条件(2)表示幂集2^D上焦元的基本概率分配函数之和等于1，$m(X)$表示每个焦元的基本概率分配函数。对于$\forall X \subseteq D$，$m(X)$表示焦元X的精确的信任度；$m(D)$表示不确定的程度以及对命题的不可知程度[207]。

对于任何识别框架D上的事件X，即$X \subseteq D$，其信任函数和似然函数定义如

下：

$$Bel\left(X\right)=\sum_{\substack{Y\subseteq X\\X\subseteq D}}m\left(Y\right) \tag{2-1}$$

$$Pl\left(X\right)=\sum_{Y\cap X\neq\varnothing}m\left(Y\right) \tag{2-2}$$

式(2-1)中$Bel(X)$表示事件X发生隐含信息的总质量，可以将其看作一组概率测度的下限，表征对“事件X为真”的信任程度。$Pl(X)$描述了事件X与信息$m(Y)$的一致性程度，可以将其看作概率测度的上限，表征对“事件X非假”的信任程度。因此，$Pl(X)-Bel(X)$的值就成为了事件X由于信息不足引起的不确定性程度的一个度量，即为对于事件X的认知不确定性[134]。从而，这一对函数$[Bel(X),Pl(X)]$构成了事件X的一个综合的不确定性区间，可用来描述焦元X的不确定性。图2-1描述了事件X的信任度在证据理论中的划分方法。

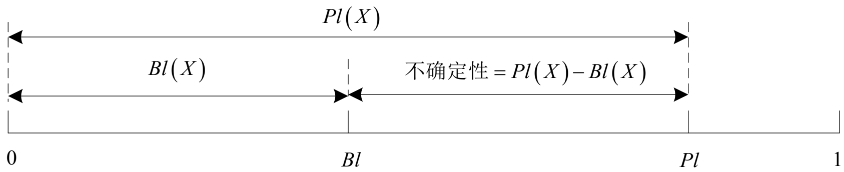


图2-1 证据理论对于焦元X的信任程度划分

当识别框架D上每个元素的不确定区间长度$[Bel(X),Pl(X)]$等于0时，证据理论即退化为贝叶斯理论。$[Bel(X),Pl(X)]=[0,1]$则表示关于焦元X的完全信息缺失，无可用信息，说明此证据对于事件X是不可知的。

2.2.2 信任通用生成函数

设某部件具有N个状态，各个状态的性能水平表示为$X=\{x_1,x_2,\cdots,x_N\}$，且对应于第i个状态x_i的状态概率为$p_i=\Pr\{X=x_i\}$，其中$1\le i\le N$。$\{p_1,p_2,\cdots,p_N\}$中的元素即表示每个状态性能水平所对应的状态概率。因此，应用通用生成函数方法，可以将部件的状态性能水平空间变量X的通用生成函数表示为：

$$U\left(z\right)=\sum_{i=1}^{N}p_i z^{x_i} \tag{2-3}$$

假设n部件系统中第j个部件具有m_j个状态，性能状态空间可用$\mathbf{g}_j=\{g_{j,1},g_{j,2},\cdots,g_{j,m_j}\}$表示，相应的状态概率区间为$[\underline{p}_{j,1},\overline{p}_{j,1}],\cdots,[\underline{p}_{j,m_j},\overline{p}_{j,m_j}]$。Denoeux[208]提出了一种基于概率区间计算质量函数的方法，并在文献[209]中证明了该方法的可用性和有效性。识别框架内的焦元较少时，为了提高计算效率，可

对区间$[\underline{p}_{j,i},\overline{p}_{j,i}]$作如下近似进而得到一个精确的质量函数[40,208-209]：

$$m(S)=\begin{cases}\underline{p}_{j,m} & \left(S=g_{j,m}\right)\\ 1-\sum_{m=1}^{m_j}\underline{p}_{j,m} & \left(S=\left\{g_{j,1},g_{j,2},\cdots,g_{j,m_j}\right\}\right)\\ 0 & else\end{cases} \tag{2-4}$$

式中，S为一个包含部件j所有状态的集合，$m(S)$是状态空间$\mathbf{g}_j$的一个质量函数，表征着每个元素状态概率区间到[0,1]上的映射。基于上式的质量函数$m(S)$映射方法，部件j的焦元可以表示为$[g]_{j,1},[g]_{j,2},\cdots,[g]_{j,k_j}$。假设系统包含$n$个部件，当部件性能水平$g_j$为集值并且可表示为$[g]_j$($1\le j\le n$，$[g]_j\subset\mathbf{g}_j$)时，系统结构在映射前后的关系为：

$$\Phi\left([g]_1,\cdots,[g]_n\right)=\left\{\Phi\left(g_1,\cdots,g_n\right)\middle|g_j\in[g]_j\right\} \tag{2-5}$$

令$m_{j,i}$为部件j第i个状态焦元$[g]_{j,i}$($1\le i\le k_j$，$1\le j\le n$)的质量，则每个部件j的状态信息可转换为一个z函数，即为信任通用生成函数。将具有k_j个性能状态的部件j的信任通用生成函数定义为：

$$U_j^B\left(z\right)=\sum_{i=1}^{k_j}m_{j,i}z^{[g]_{j,i}} \tag{2-6}$$

为了获得多态系统的信任通用生成函数，应用符号Ω表示信任通用生成函数中的复合算子，如下式定义：

$$\Omega_\phi\left(U_1^B\left(z\right),U_2^B\left(z\right)\right)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\sum_{i_2=1}^{k_2}m_{1,i_1}\cdot m_{2,i_2}z^{\Phi\left([g]_{1,i_1},[g]_{n,i_2}\right)} \tag{2-7}$$

当系统性能水平值为区间值时，利用区间算法[41]可得到式(2-7)中的Φ函数。则具有n个部件的多态系统信任通用生成函数可以表示为：

$$U_s^B\left(z\right)=\Omega_\phi\left(U_1^B\left(z\right),\cdots,U_n^B\left(z\right)\right)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{j,i_j}z^{\Phi\left([g]_{1,i_1},\cdots,[g]_{n,i_n}\right)} \tag{2-8}$$

当系统性能需求为w时，应用如下的两个操作算子可计算事件X的似然函数和信任函数[40]：

$$1_w^+\left(z^\Phi\right)=\begin{cases}1 & \Phi\left([g]_1,\cdots,[g]_n\right)\cap w\neq\varnothing\\ 0 & 其他\end{cases} \tag{2-9}$$

$$1_w^-\left(z^\Phi\right)=\begin{cases}1 & \Phi\left([g]_1,\cdots,[g]_n\right)\subseteq w\\0 & 其他\end{cases}\tag{2-10}$$

式(2-9)中，$\Phi([g]_1,\cdots,[g]_n)\cap w\neq\varnothing$ 表示区间值性能 Φ 中至少有一个元素大于或等于系统性能需求 w。式(2-10)中，$\Phi([g]_1,\cdots,[g]_n)\subseteq w$ 表示区间值性能 Φ 中所有元素均大于或等于系统性能需求 w。例如，当一个三状态系统的状态空间为 $\{1.5,2,\{1.5,2\}\}$，系统性能需求为 $w=1.7$ 时，可得 $1_w^+(z^{1.5})=0$，$1_w^+(z^2)=1$，$1_w^+(z^{\{1.5,2\}})=1$，且 $1_w^-(z^{1.5})=0$，$1_w^-(z^2)=1$，$1_w^-(z^{\{1.5,2\}})=0$。当系统状态性能水平满足系统需求 w 时，系统可靠度的上限 $Pl(w)$ 和下限 $Bel(w)$ 可用如下两式进行计算：

$$Pl\left(w\right)=1_w^+\left(U\left(z\right)\right)=1_w^+\left(\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}z^\Phi\right)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}1_w^+\tag{2-11}$$

$$Bel\left(w\right)=1_w^-\left(U\left(z\right)\right)=1_w^-\left(\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}z^\Phi\right)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}1_w^-\tag{2-12}$$

综上，当系统性能需求为一个区间 $w=[\underline{w},\overline{w}]$ 时，系统可靠度的上限 $Pl(w)$ 和下限 $Bel(w)$ 分别为：

$$Bel\left(w=[\underline{w},\overline{w}]\right)=\sum_{i=1}^{k}m_i\left(\Phi\left([g]_1,\cdots,[g]_n\right)\subseteq w\right)\tag{2-13}$$

$$Pl\left(w=[\underline{w},\overline{w}]\right)=\sum_{i=1}^{k}m_i\left(\Phi\left([g]_1,\cdots,[g]_n\right)\cap w\neq\varnothing\right)\tag{2-14}$$

式(2-13)和式(2-14)中的质量函数可用马尔科夫模型来计算[38,208]。应用马尔科夫模型对多状态系统衰退过程建模时，系统或多状态元件的性能状态可用马尔科夫模型的离散状态来表示。对于包含 n_0 个部件的系统，设不可修多态部件 j 的第 i 个状态概率为 p_i^j，$i=1,\cdots,k_j$。$\lambda_{i,k}^j$ 为部件从第 i 个状态向第 $i-k$ 个状态的退化概率，则第 i 个状态的概率转移强度为：

$$\frac{\mathrm{d}p_i^j\left(t\right)}{\mathrm{d}t}=\sum_{k=1}^{k_j-i}\lambda_{i+k,k}^j\,p_{i+k}^j\left(t\right)-\sum_{k=1}^{i-1}\lambda_{i,k}^j\,p_i^j\left(t\right)\tag{2-15}$$

由于状态转移概率是不变的，第 i 个状态转移强度可以用式(2-15)表示。其初始条件为：

$$\begin{cases}p_{k_j}^j\left(0\right)=1\\p_i^j\left(0\right)=0\end{cases}\quad(i=1,\cdots,k_{j-1})$$

上式表示部件 j 在 $t=0$ 时刻处于最佳性能状态水平。由于退化率 λ 为区间数，

则第i个状态的转移强度也为一区间$[\mathrm{d}\underline{p}_i^j(t)/\mathrm{d}t, \mathrm{d}\overline{p}_i^j(t)/\mathrm{d}t]$，即：

$$\frac{\mathrm{d}\underline{p}_i^j(t)}{\mathrm{d}t} = \sum_{k=1}^{k_j-i} \underline{\lambda}_{i+k,k}^j p_{i+k}^j(t) - \sum_{k=1}^{i-1} \overline{\lambda}_{i,k}^j p_i^j(t) \tag{2-16}$$

$$\frac{\mathrm{d}\overline{p}_i^j(t)}{\mathrm{d}t} = \sum_{k=1}^{k_j-i} \overline{\lambda}_{i+k,k}^j p_{i+k}^j(t) - \sum_{k=1}^{i-1} \underline{\lambda}_{i,k}^j p_i^j(t) \tag{2-17}$$

将式(2-16)和式(2-17)分别带入式(2-15)，应用拉普拉斯(Laplace, *LS*)变换及*LS*反变换对获得的两个一阶微分方程进行求解，得到部件j的状态概率区间，将其表示为时间的函数$[\underline{p}_{k_j}^j(t), \overline{p}_{k_j}^j(t)]$，最终得到式(2-6)中的质量函数。

2.2.3 区间通用生成函数

为了形成与 2.3.2 节的方法进行比较，本节将介绍称之为区间通用生成函数(Interval UGF, IUGF)的非概率方法。定义区间数为$[y]=[\underline{y},\overline{y}]=\{y \mid \underline{y} \le y \le \overline{y}\}$，对于区间数$[x]=[\underline{x},\overline{x}]$和$[y]$，以下运算符成立：

$$[x]\cdot[y] = \left[\min\left\{\underline{x}\underline{y}, \underline{x}\overline{y}, \overline{x}\underline{y}, \overline{x}\overline{y}\right\}, \max\left\{\underline{x}\underline{y}, \underline{x}\overline{y}, \overline{x}\underline{y}, \overline{x}\overline{y}\right\}\right] \tag{2-18}$$

当$\underline{x} \ge 0, \underline{y} \ge 0$，即两个区间数均为非负区间数时，式(2-18)简化为：

$$[x]\cdot[y] = \left[\underline{x}\underline{y}, \overline{x}\overline{y}\right] \tag{2-19}$$

令$prob_i = \{[p_{i,1}],[p_{i,2}],\cdots,[p_{i,N_i}]\}$为系统第$i$个部件区间值状态概率的集合，可得到部件$i$的区间通用生成函数为：

$$U_{G_i}^I(z) = \sum_{j=1}^{N_i} \left[p_{i,j}\right] z^{x_{ij}} \tag{2-20}$$

根据部件的状态性能和状态概率，可通过系统状态及复合算子由部件的通用生成函数推导出系统通用生成函数。用Ω表示复合算子时，则系统的区间通用生成函数为：

$$U_s^I(z) = \Omega\left(U_{G_1}^I(z), U_{G_2}^I(z), \cdots, U_{G_k}^I(z)\right) = \sum_{s=1}^{N_s} prob_s z^{perf_s} \tag{2-21}$$

式中，N_s为系统状态数，$perf_s$和$prob_s$分别表示状态性能和相应的状态区间概率。对于具有两个部件的系统，当部件的状态性能均为精确值时，复合算子Ω可定义为：

$$\Omega\left(U_{G_1}(z), U_{G_2}(z)\right) = \sum_{l=1}^{N_1}\sum_{k=1}^{N_2} [p_{1k}]\cdot[p_{2l}] z^{perf(x_{1k}, x_{2l})} \tag{2-22}$$

当系统为两部件串联时，则系统性能水平等于部件性能水平的最小值，即 $perf_1(x_{1k},x_{2l})=\min(x_{1k},x_{2l})$。当系统性能水平等于所有部件性能水平的最大值时，有 $perf_2(x_{1k},x_{2l})=\max(x_{1k},x_{2l})$。当系统性能水平等于部件性能水平之和时，有 $perf_3(x_{1k},x_{2l})=x_{1k}+x_{2l}$。

当系统性能需求水平为 w 时，系统可靠度 $[R_s^I]$ 为：

$$\left[R_s^I\left(w\right)\right]=P\left\{perf\geq w\right\}=\sum_{s=1}^{M_s}\left[prob_s\right]\cdot p\left(perf_s-w\geq 0\right) \tag{2-23}$$

2.3 基于 α 因子模型及权值影响向量法的共因失效概率计算

2.3.1 α 因子模型

本节选用 α 因子模型来对系统中存在的共因失效进行分析。在 α 因子模型中，共因失效的概率取决于部件失效比率以及总的失效概率。对于一个由三部件 A，B 和 C 并联组成的系统；当系统存在共因失效时，部件 A 的失效概率将由如下 4 部分组成：

(1) $P(A_I)$，部件 A 独立失效概率；

(2) $P(C_{AB})$，部件 A 与 B 共因失效概率；

(3) $P(C_{AC})$，部件 A 与 C 共因失效概率；

(4) $P(C_{ABC})$，由共因失效造成的三个部件均失效的概率。

因此，部件 A 的失效概率计算式为：

$$P(A_T)=P(A_I)+P(C_{AB})+P(C_{AC})+P(C_{ABC}) \tag{2-24}$$

假设 $P(A_I)=P(B_I)=P(C_I)=Q_1$，$P(C_{AB})=P(C_{AC})=P(C_{BC})=Q_2$ 且 $P(C_{ABC})=Q_3$。则部件 A 的失效概率可以表示为：

$$Q_t=Q_1+2Q_2+Q_3 \tag{2-25}$$

定义 α 因子为 $\alpha_1=Q_1/Q_t$，$\alpha_2=2Q_2/Q_t$，$\alpha_3=Q_3/Q_t$，则系统失效概率 Q_s 可以表示为：

$$\begin{aligned}Q_s&=P\left(A_I\right)+P\left(B_I\right)+P\left(C_I\right)+P\left(C_{AB}\right)+P\left(C_{AC}\right)+P\left(C_{BC}\right)+P\left(C_{ABC}\right)\\&=3Q_1+3Q_2+Q_3\\&=3\left(\alpha_1Q_t\right)+\frac{3}{2}\left(\alpha_2Q_t\right)+\left(\alpha_3Q_t\right)\end{aligned} \tag{2-26}$$

对于具有 m 个部件的系统，Q_t 表示每个部件总的失效概率，α_k 为包含 k 个部件失效的事件概率与系统发生失效事件总概率之比。对于交错试验，在一次测试

过程中当仅对一个部件进行试验，且当一次失效发生后接着进行其它部件的试验，此时α因子可定义为[87-88]：

$$\alpha_k = \frac{\begin{pmatrix} m-1 \\ k-1 \end{pmatrix} Q_k^{(m)}}{Q_t} \tag{2-27}$$

式中，$Q_k^{(m)}$表示m个部件的系统发生k个部件共因失效的概率，且$\sum_{k=1}^{m}\alpha_k = 1$。应用最大似然估计法，可得$\alpha$因子的估计值为：

$$\hat{\alpha}_k = \frac{n_k}{\sum_{j=1}^{m} n_j} \tag{2-28}$$

式中，$\hat{\alpha}_k$表示α因子模型的第k个估计参数，n_j为j个部件同时失效的基本事件数目，$1 \le j \le m$，n_k为k个相同部件失效中总的基本事件数，n_k可应用权值影响向量法来计算，下面将给出具体的计算方法。

2.3.2 权值影响向量法

依据共因失效的严格定义，当共因失效发生时，多个冗余部件将同时发生失效。然而在实际工程中，部件通常呈现出退化的特性而不是直接失效。鉴于此，本节将引入一个部件退化值V_k来描述冗余部件和共因失效事件发生概率间的关系。V_k值从实质上描述的是部件退化的严重程度，即由于发生功能降级造成的部件失效概率。对于部件共因失效有如下 4 类影响因素：外部环境、内部元件老化、设计制造和安装质量以及人因误差等[210]。本章仅考虑前两类影响因素，具体解释如下：

(1) 外部环境影响。当部件工作环境的严酷度超过其设计极限时，外部环境影响因子开始逐渐对部件退化因子产生影响。在外部环境影响下，可考虑引入应力-强度干涉模型(Stress Strength Interference, SSI)来计算部件退化值V_k。考虑到多数产品对环境应力的抵抗能力服从正态分布，故选用正态分布来表征产品的环境应力和耐受能力，则应力-强度干涉模型可表示为图 2-2 所示。当环境应力满足或超过产品的耐受能力时，具有较低耐受能力的产品将在环境应力作用下发生失效，因此，可应用环境应力概率密度曲线与部件强度概率密度曲线之间的交叠区域面积定义由于环境应力造成的部件退化值V_k。

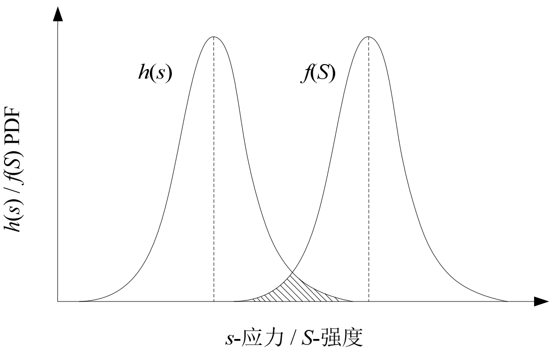


图 2-2 应力-强度干涉模型计算部件退化值 V_k

(2) 内部元件老化。V_k 定义为由于组件内部元件老化而导致其失效的概率。部件失效概率可应用经典寿命分布来评估，如利用指数分布评估电子类产品的失效概率，利用威布尔分布评估机械类产品的失效概率等。

当部件的退化值被看做为其失效概率时，多种影响因素下的平均事件影响向量可通过所有可能失效的适当组合来计算。基于退化值 V_k 的权值影响向量计算公式如表 2-1 所示，表中 I_n 为影响向量，F_n 为影响向量中的元素，对于不大于 3 个部件的系统，这些参数的计算十分简单[87,210]。

表 2-1 部件退化的权值影响向量评估

n	影响向量元素 $I_n=(F_0,F_1,F_2,\cdots)$				
	F_0	F_1	F_2	F_3	…
2	$(1-V_1)$ $(1-V_2)$	$V_1(1-V_2)+$ $V_2(1-V_1)$	V_1V_2	—	—
3	$(1-V_1)$ $(1-V_2)$ $(1-V_3)$	$V_1(1-V_2)(1-V_3)+$ $V_2(1-V_1)(1-V_3)+$ $V_3(1-V_1)(1-V_2)$	$V_1V_2(1-V_3)+$ $V_1V_3(1-V_2)+$ $V_2V_3(1-V_1)$	$V_1V_2V_3$	—
…	—	—	—	—	—

应用权值影响向量，包含 k 个部件同时失效的基本事件数目计算式为[87]：

$$n_k=\sum_{i=1}^{m}w_i\overline{F}_k(i) \tag{2-29}$$

式中，m 为共因失效分析中共因失效的类别数；w_i 表示第 i 类共因失效影响因素的权重，可通过工业可靠性数据库分析以及专家经验获取；$\overline{F}_k(i)$ 可依据表 2-1 计算得到。

2.3.3 算例分析

假设一个系统由控制器和主体部件两部分组成，其中，控制器属于电子组件，

其寿命分布服从指数分布且分布参数为λ。主体部件为机械组件，假设其寿命分布服从两参数威布尔分布，且参数为α和β[210]。部件退化值V_k、影响向量I_n及分布参数的信息如表 2-2 所示。

表 2-2 模型参数及权值影响向量法的计算结果

影响因子	参数	w_i	V_1	V_2	权值影响向量
外部环境影响	$s\sim N(0,1)$ $S_1\sim N(3.1,1.5^2)$ $S_2\sim N(3.2,0.7^2)$	0.329	0.21	0.06	(0.743, 0.245, 0.0126)
内部元件老化	$\lambda_1=35;\alpha_1=7,\beta_1=17$ $\lambda_2=46;\alpha_2=7.3,\beta_2=15$	0.671	0.12	0.1	(0.792, 0.0196, 0.012)

表 2-2 中权值w_i由是基于现有的对应组件的共因失效事件数据库确定，V_1和V_2值分别对应在不同影响因子下的组件退化值。由式(2-27)和式(2-28)计算可得：

$$n_1=0.0938, n_2=0.0122, \alpha_2=0.1151 \tag{2-30}$$

则该系统的共因失效概率α_c为 0.1151。

2.4 多态系统中共因失效与信任通用生成函数融合

为了综合考虑共因失效对多态系统性能的影响，本节将对通用生成函数提出进一步改进，本节所提的改进方法基于以下三条假设：

(1) 系统为不可修系统；

(2) 部件的广义强度统计独立；

(3) 系统中存在N类共因失效组，且每个共因组(如，共因组j)由r_j个相同元素组成。

由 2.3.2 节可知，共因失效概率仅与失效部件的数目相关，且与某特定部件是不相关的[1,211]。假设当载荷大于部件承受极限或受到外部冲击时，共因组中所有部件所承受的载荷将超过其强度极限，造成共因组中所有相同部件同时失效。

本章仅对共因组的两种失效模式进行讨论。一种是部件独立失效，另一种是共因组中所有部件同时或在一个尽可能小的时间区间内失效。令$U_i(z)$为共因组独立失效时的通用生成函数，α_c为共因失效发生概率，则具有一个共因失效事件的子系统其通用生成函数$U_i^C(z)$为：

$$U_i^C(z)=(1-\alpha_c)U_i(z)+\alpha_c z^{x_c} \tag{2-31}$$

式中，x_c表示当共因失效发生时共因组的输出性能水平。

对于一个由k_s种类型部件组成的子系统S，当不考虑共因失效时，系统S的通用生成函数为$U_s(z)$，假设该系统共因失效仅由一种外部载荷引起，且这k_s种类型部件的极限工作应力满足$h_1 < h_2 < \cdots < h_{k_s}$。当系统中类型$i$ ($i=1,\cdots,k_s$)所有部件在共因作用下的失效概率为$C_{1,\cdots,i}$时，系统S的通用生成函数为$U_{1,\cdots,i}^{C}(z)$，表示类型1至类型i中所有部件由于外部载荷失效[1,211]，从而推导出考虑共因失效时系统通用生成函数为：

$$U_s^C(z)=U_s(z)\left(1-\sum_{i=1}^{k_s}C_{1,\cdots,i}\right)+\sum_{i=1}^{k_s}U_{1,\cdots,i}^{C}(z)C_{1,\cdots,i} \tag{2-32}$$

综上所述，在共因失效情况下，整个系统的通用生成函数可以由其子系统的通用生成函数及系统结构通过式(2-22)复合算子Ω合理运算得到。

2.5 算例分析

本节将应用本章所提方法对具有三个管道的流体传输系统进行可靠性分析。流体传输系统结构如图 2-3 所示(此系统来源于文献[1, 40-41])，在该系统中，所有部件的状态性能为精确值，每个状态的概率如表 2-3 所示。

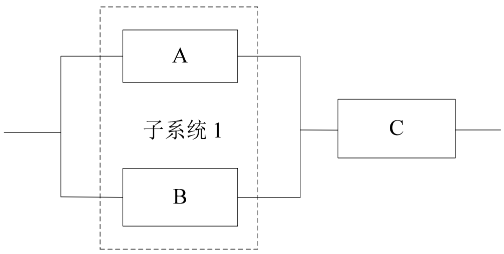


图 2-3 某流体传输系统

表 2-3 流体传输系统状态性能及状态概率表

部件i	x_{i1}	$[p_{i1}]$	x_{i2}	$[p_{i2}]$	x_{i3}	$[p_{i3}]$
A	0	[0.096,0.0102]	1	[0.095,0.105]	1.5	[0.795,0.805]
B	0	[0.090,0.110]	1.5	[0.195,0.205]	2	[0.695,0.705]
C	—	—	0	[0.035,0.042]	4	[0.958,0.965]

2.5.1 基于信任通用生成函数系统可靠性分析

依据式(2-4)和式(2-6)，系统各部件的信任通用生成函数为：

$$U_A^B(z)=0.096z^0+0.095z^1+0.795z^{1.5}+0.014z^{0,1,1.5} \tag{2-33}$$

$$U_B^B(z)=0.090z^0+0.195z^{1.5}+0.695z^2+0.02z^{0,1.5,2} \tag{2-34}$$

$$U_C^B(z)=0.035z^0+0.958z^4+0.007z^{0,4} \tag{2-35}$$

由于部件A和部件B并联，则子系统 1 的性能水平等于部件A和B性能水平之和。依据式(2-8)得到子系统 1 的信任通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_{sub1}^B(z)=\Omega_{sum}\left(U_A^B(z),U_B^B(z)\right)&=0.00864z^0+0.00855z^1+0.09027z^{1.5}\\&+0.06672z^2+0.018525z^{2.5}+0.22105z^3+0.552525z^{3.5}+0.00126z^{0,1,1.5}\\&+0.00192z^{0,1.5,2}+0.0019z^{1.2.5,3}+0.00273z^{1.5,2.5,3}+0.0159z^{1.5,3,3.5}\\&+0.00973z^{2,3,3.5}+0.00028z^{0,1,1.5,2,2.5,3,3.5}\end{aligned} \tag{2-36}$$

子系统 1 和部件C并联，则整个系统的性能水平等于子系统 1 和部件C性能水平的较小值，故得到整个系统的信任通用生成函数为：

$$U_s^B(z)=\Omega_{\min}\left(U_{sub1}^B(z),U_C^B(z)\right) \tag{2-37}$$

依据式(2-8)-式(2-12)，当系统性能需求$w=1.5$时，系统可靠度的上限$Pl(w)$和下限$Bel(w)$分别为：

$$Pl^B(w=1.5)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}1_w^+\left(z^{\Phi([g]_1,\cdots,[g]_n)\cap w\neq\varnothing}\right)=0.9484 \tag{2-38}$$

$$Bel^B(w=1.5)=\sum_{i_1=1}^{k_1}\cdots\sum_{i_n=1}^{k_n}\prod_{j=1}^{n}m_{ji_j}1_w^-\left(z^{\Phi([g]_1,\cdots,[g]_n)\subseteq w}\right)=0.9253 \tag{2-39}$$

则系统信任可靠度区间为：

$$\left[R_s{}^B\right]=\left[Bel^B(w),Pl^B(w)\right]=[0.9253,0.9484] \tag{2-40}$$

对于图 2-3 中的系统，若假设部件A和部件B受到共因失效事件的影响，且共因失效的发生概率由 2.3 节中的方法计算得到：$\alpha_c=0.1151$。依据已经计算得到的子系统 1 的信任通用生成函数$U_{sub1}^B(z)$，根据式(2-31)，共因失效下子系统 1 的信任通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_{sub1}^{B,C}(z)=(1-\alpha_c)U_{sub1}^B(z)+\alpha_c z^0&=0.12275z^0+0.00757z^1+0.07988z^{1.5}\\&+0.05904z^2+0.01639z^{2.5}+0.195607z^3+0.488929z^{3.5}\\&+0.001115z^{0,1,1.5}+0.001699z^{0,1.5,2}+0.00168z^{1.2.5,3}+0.002416z^{1.5,2.5,3}\\&+0.01407z^{1.5,3,3.5}+0.00861z^{2,3,3.5}+0.000248z^{0,1,1.5,2,2.5,3,3.5}\end{aligned} \tag{2-41}$$

整个系统在共因失效下的信任通用生成函数为：

$$U_s^{B,C}(z)=\Omega_{\min}\left(U_{sub1}^{B,C}(z),U_C^B(z)\right) \tag{2-42}$$

当系统需求为$w=1.5$时，若考虑共因失效，由式(2-11)和式(2-12)可计算系统

可靠度的下限 $Bel(w)$ 和上限 $Pl(w)$，此时，系统信任可靠度区间为：

$$\left[R_s^{B,C}\right]=\left[Bel^{B,C}\left(w=1.5\right),Pl^{B,C}\left(w=1.5\right)\right]=\left[0.8187,0.8392\right] \tag{2-43}$$

2.5.2 基于区间通用生成函数系统可靠性分析

依据式(2-20)，系统三个部件的区间通用生成函数分别为：

$$U_A^I\left(z\right)=\left[0.096,0.0102\right]z^0+\left[0.095,0.105\right]z^1+\left[0.795,0.805\right]z^{1.5} \tag{2-44}$$

$$U_B^I\left(z\right)=\left[0.090,0.110\right]z^0+\left[0.195,0.205\right]z^{1.5}+\left[0.695,0.705\right]z^2 \tag{2-45}$$

$$U_C^I\left(z\right)=\left[0.035,0.042\right]z^0+\left[0.958,0.965\right]z^4 \tag{2-46}$$

子系统 1 的性能水平等于部件 A 和 B 之和。依据式(2-21)和式(2-22)，得到子系统 1 的区间通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_{sub1}^I\left(z\right)=\Omega_{sum}\left(U_A^I\left(z\right),U_B^I\left(z\right)\right)&=\left[0.009,0.011\right]z^0+\left[0.009,0.012\right]z^1\\&+\left[0.090,0.110\right]z^{1.5}+\left[0.067,0.072\right]z^2+\left[0.019,0.022\right]z^{2.5}\\&+\left[0.221,0.239\right]z^3+\left[0.553,0.568\right]z^{3.5}\end{aligned} \tag{2-47}$$

由于子系统 1 与部件 C 串联，则系统性能水平等于子系统 1 和部件 C 性能水平的最小值。故得到系统的区间通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_s^I\left(z\right)=\Omega_{\min}\left(U_{sub1}^I\left(z\right),U_C^I\left(z\right)\right)&=\left[0.042,0.054\right]z^0+\left[0.082,0.011\right]z^1\\&+\left[0.087,0.106\right]z^{1.5}+\left[0.064,0.069\right]z^2+\left[0.018,0.021\right]z^{2.5}\\&+\left[0.212,0.231\right]z^3+\left[0.529,0.548\right]z^{3.5}\end{aligned} \tag{2-48}$$

在系统性能需求 $w=1.5$ 时，依据式(2-23)，计算得到系统区间值可靠度 $[R_s^I]$ 为：

$$[R_s^I(w=1.5)]=[0.909,\ 0.974] \tag{2-49}$$

若假设部件 A 和 B 受到共因事件的影响，且共因事件的发生概率 $\alpha_c=0.1151$，依据式(2-31)，共因失效下子系统 1 的区间通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_{sub1}^{I,C}\left(z\right)=\left(1-\alpha_c\right)U_{sub1}\left(z\right)+\alpha_c z^0&=\left[0.123,0.125\right]z^0+\left[0.008,0.010\right]z^1\\&+\left[0.080,0.097\right]z^{1.5}+\left[0.059,0.064\right]z^2+\left[0.016,0.019\right]z^{2.5}\\&+\left[0.196,0.212\right]z^3+\left[0.490,0.502\right]z^{3.5}\end{aligned} \tag{2-50}$$

则共因失效下系统的区间通用生成函数为：

$$U_s^{I,C}(z)=\Omega\left(U_{sub1}(z),U_C(z)\right)=[0.152,0.164]z^0+[0.007,0.010]z^1$$
$$+[0.077,0.094]z^{1.5}+[0.057,0.061]z^2+[0.016,0.018]z^{2.5}$$
$$+[0.187,0.204]z^3+[0.468,0.485]z^{3.5} \tag{2-51}$$

系统性能需求$w=1.5$时，由式(2-23)可得共因失效下系统的区间值可靠度为：

$$\left[R_s^{I,C}(w=1.5)\right]=[0.805,\ 0.862] \tag{2-52}$$

2.5.3 基于全局优化方法的系统可靠性分析

本节将应用全局优化方法计算三部件流体传输系统的可靠度。子系统 1 的可靠度为$R_{sub1}=p_{A3}+p_{A2}p_{B3}+p_{A2}p_{B2}+p_{A1}p_{B2}+p_{A1}p_{B3}$。可靠度$R_{sub1}$的上下限可以通用下面的两个优化方法来计算：

(1) 对于上限，取目标函数为$\max R_{sub1}$；优化约束条件为$p_{A1}+p_{A2}+p_{A3}=1$，$p_{B1}+p_{B2}+p_{B3}=1$，$0.096\le p_{A1}\le 0.102$，$0.095\le p_{A2}\le 0.105$，$0.795\le p_{A3}\le 0.805$，$0.090\le p_{B1}\le 0.110$，$0.195\le p_{B2}\le 0.205$，$0.695\le p_{B3}\le 0.705$。

(2) 对于下限，目标函数为$\min R_{sub1}$；约束条件与(1)相同。

应用MATLAB优化工具箱，得到子系统1的可靠度为$[R_{sub1}^G]=[0.9774,0.9825]$。显然，部件$C$的可靠度区间值为$[R_C]=[0.958,0.965]$，则得到系统可靠度区间$[R_s^G]$为：

$$\left[R_s^G\right]=\left[R_{sub1}^G\right]\cdot\left[R_C\right]=[0.9774,\ 0.9825][0.958,\ 0.965]=[0.9363,0.9481] \tag{2-53}$$

若在子系统 1 中考虑发生概率为$\alpha_c=0.1151$的共因失效事件的影响，计算系统可靠度得：

$$\left[R_s^{G,C}\right]=\left(\left[R_{sub1}^C\right]-\alpha_c\right)\cdot\left[R_C\right]=[0.8261,0.8370] \tag{2-54}$$

全局优化方法在计算系统可靠度时，考虑了所有约束条件，该方法得到的系统可靠度可看作真实值区间，故可将全局优化方法计算结果作为其他分析方法比较的参考值。表 2-4 中给出了通过应用信任通用生成函数、区间通用生成函数及全局优化三种方法计算得到的系统可靠度结果。

表 2-4 三种方法计算的系统可靠度

方法	$[R_s(w=1.5)]$	$[R_s^C(w=1.5)]$
BUGF	[0.9253, 0.9484]	[0.8187,0.8392]
IUGF	[0.909, 0.974]	[0.805, 0.862]
全局优化方法	[0.9363, 0.9481]	[0.8261,0.8370]

由表 2-4 可得$[R_s^G]\subseteq[R_s^B]\subseteq[R_s^I]$，这表明区间通用生成函数计算得到的系统可靠度区间比可看作真实值的全局优化方法计算结果要大；而信任通用生成函数计算得到的系统可靠度区间比区间通用生成函数法计算得到的可靠度区间更接近真实值。此外，信任通用生成函数方法的计算程序更为简略，其计算复杂度主要由焦元数量决定，从而使得此方法的计算复杂度在可接受的范围内[40]。比较表 2-4 中考虑共因失效时的系统可靠度R_s^C和不考虑共因失效时的可靠度R_s，显然考虑共因失效时的系统可靠度明显减小，也就是说，共因失效对系统可靠度有一定的影响，因此，在系统可靠度分析时，有必要考虑共因失效对系统的影响。

2.6 实例分析：挖掘机整流回馈系统可靠性分析

目前，大型矿用挖掘机向着高速、重载、高精度等方向发展，其结构日益复杂，维修和更换工作难度日益增大。同时，大型矿用挖掘机作为露天采矿的主要装备，其可靠度和安全性的要求也越来越高。电气系统是控制和协调挖掘机完成采矿任务的关键系统，由于挖掘机工作环境不稳定、极易过载及机械部分的频繁动作，使得其对电气系统具有更高的可靠性要求。

2.6.1 大型挖掘机整流回馈系统

整流回馈系统中主变压器的二次侧电源直接与整流回馈柜相连，整流回馈柜内部由两套容量相同的控制柜并联运行，其中一套为主装置(Analog Front End, AFE)，另外一套为从装置，并联后的直流输出母线作为公用直流母线，为各机构逆变器提供直流电源。电涌保护箱用于限制系统中因雷电引起的过电压，及因系统操作产生的过电压。制动单元柜和制动电阻用于将电机快速制动过程中产生的再生电能直接转化为热能，以免其反馈到电源网络中直接作用于变频器的直流电路部分，从而保证变频器和电源网络的平稳运行。

为了高效的对整流回馈系统进行可靠性分析，本节忽略了对系统可靠性影响较小的部件，从而实现了系统的简化。简化后的整流回馈系统如图 2-4 所示。

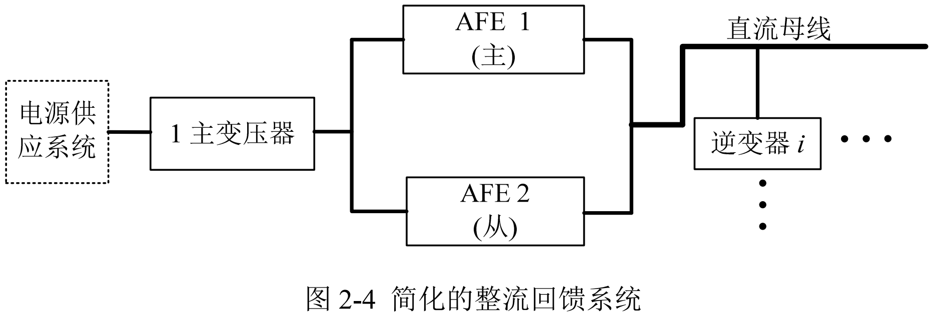


图 2-4 简化的整流回馈系统

2.6.2 整流回馈系统可靠性分析

如图 2-4 所示，电流通过变压器分别传输到并联的主整流器和从整流器中。整流器的输出作为公用直流母线并且为逆变器和电机提供直流电。变压器在额定电压下工作具有较高的工作效率，但当电压过高或过低时则较易磨损。长时间的超负荷工作会大大降低变压器寿命。对于此类能量传输系统，变压器的性能根据其工作效率可分为 3 个状态：完全工作(状态 0)，降额工作(状态 1)和完全失效(状态 2)。两套独立的模拟前端单元 AFE 分别组成的整流控制柜 2 和 3 假设其性能为两个状态，正常性能水平为状态 0，性能水平为零时表示为状态 2。

应用本章所提的区间多态模型来分析具有多态部件的挖掘机整流回馈系统的状态概率分布和性能，其中状态性能用整个整流回馈系统每个部件在不同状态对完全工作状态性能影响的比率来表示。由于挖掘机结构的复杂性和任务的特殊性，与之相关的统计信息往往是不足的，此时可根据领域工程人员或专家描述，将性能状态和可能的转移率表示为区间数。从而，整个整流回馈系统可看作一个流量型的多态系统，系统各个部件的性能状态水平及转移强度大小如表 2-5 所示。

表 2-5 系统状态性能水平和转移强度

状态性能 $[g]_i^j$ 转移率 $\lambda_{i,k}^j\,(10^{-5}\mathrm{h}^{-1})$		状态 i 2	1	0
部件 j	变压器 1	0	[0.35,0.6]	[0.75,1.0]
		$\lambda_{1,2}^1=[5.9,7.6]$	$\lambda_{0,2}^1=[2.8,5.6]$	$\lambda_{0,1}^1=[7.6,9.7]$
	主 AFE 2	0	—	[0.5, 0.75]
		$\lambda_{0,2}^2=[5.6,8.3]$	—	—
	从 AFE 3	0	—	[0.5, 0.75]
		$\lambda_{0,2}^3=[5.6,8.3]$	—	—

由表 2-5 可知，部件状态转移率为区间值，根据式(2-15)-式(2-17)计算部件 1 的转移强度，转移强度上下限计算如下：

$$\begin{cases}\dfrac{d\underline{p}_0^1(t)}{dt}=-\underline{p}_0^1(t)\left(\overline{\lambda}_{0,1}^1+\overline{\lambda}_{0,2}^1\right)\\ \dfrac{d\underline{p}_1^1(t)}{dt}=\underline{p}_0^1(t)\underline{\lambda}_{0,1}^1-\underline{p}_1^1(t)\overline{\lambda}_{1,2}^1\\ \dfrac{d\underline{p}_2^1(t)}{dt}=\underline{p}_0^1(t)\underline{\lambda}_{0,2}^1+\underline{p}_1^1(t)\underline{\lambda}_{1,2}^1\end{cases} \tag{2-55}$$

$$
\begin{cases}
\dfrac{d\overline{p}_0^1(t)}{dt} = -\overline{p}_0^1(t)\left(\underline{\lambda}_{0,1}^1+\underline{\lambda}_{0,2}^1\right) \\
\dfrac{d\overline{p}_1^1(t)}{dt} = \overline{p}_0^1(t)\overline{\lambda}_{0,1}^1 - \overline{p}_1^1(t)\underline{\lambda}_{1,2}^1 \\
\dfrac{d\overline{p}_2^1(t)}{dt} = \overline{p}_0^1(t)\overline{\lambda}_{0,2}^1 + \overline{p}_1^1(t)\overline{\lambda}_{1,2}^1
\end{cases}
\tag{2-56}
$$

式中，$t \geq 0$，初始条件为 $p_k^l(0)=1$，$p_i^l(0)=0(i \neq k)$。应用 LS 变换，得到如下线性方程：

$$
\begin{cases}
sp_0^1(s)-1 = -\left(\lambda_{0,1}^1+\lambda_{0,2}^1\right)p_0^1(s) \\
sp_1^1(s) = \lambda_{0,1}^1 p_0^1(s) - \lambda_{1,2}^1 p_1^1(s) \\
sp_2^1(s) = \lambda_{0,2}^1 p_0^1(s) + \lambda_{1,2}^1 p_1^1(s)
\end{cases}
\tag{2-57}
$$

应用 LS 反变换，区间状态概率的区间上、下限分别表示为时间的函数，即：

$$
\begin{cases}
P_0^1(t) = \left[e^{-\left(\overline{\lambda}_{0,2}^1+\overline{\lambda}_{0,1}^1\right)t}, e^{-\left(\underline{\lambda}_{0,2}^1+\underline{\lambda}_{0,1}^1\right)t}\right] \\
P_1^1(t) = \left[\dfrac{\underline{\lambda}_{0,1}^1\left(e^{-\left(\overline{\lambda}_{0,2}^1+\overline{\lambda}_{0,1}^1\right)t} - e^{-\overline{\lambda}_{1,2}^1 t}\right)}{\left(\overline{\lambda}_{1,2}^1-\overline{\lambda}_{0,1}^1-\overline{\lambda}_{0,2}^1\right)}, \dfrac{\overline{\lambda}_{3,2}^1\left(e^{-\left(\underline{\lambda}_{0,2}^1+\underline{\lambda}_{0,1}^1\right)t} - e^{-\underline{\lambda}_{1,2}^1 t}\right)}{\left(\underline{\lambda}_{1,2}^1-\underline{\lambda}_{0,1}^1-\underline{\lambda}_{0,2}^1\right)}\right] \\
P_2^1(t) = 1-P_1^1(t)-P_0^1(t)
\end{cases}
\tag{2-58}
$$

由式(2-58)可知，部件 1 的状态概率区间为时间 t 的函数，部件 1 在不同时刻的状态概率区间如表 2-6 所示。

表 2-6 部件 1 在时刻 t 时各状态的区间概率值

状态概率 p_i		状态 i		
		0	1	2
t (h)	0	1	0	0
	10	[0.9985, 0.9989]	[0.0008, 0.0010]	[0.0001, 0.0007]
	50	[0.9924, 0.9943]	[0.0038, 0.0048]	[0.0009, 0.0038]
	100	[0.9848, 0.9887]	[0.0075, 0.0096]	[0.0017, 0.0077]
	1000	[0.8581, 0.8923]	[0.0678, 0.0890]	[0.0187, 0.0741]

依据式(2-6)，各部件信任性能率分布可用信任通用生成函数表示：

$$
U_j^B(z,t) = \sum_{i=1}^{k_j} m_i^j z^{[g]_i^j} = \sum_{i=1}^{k_j} \underline{p}_i^j(t) z^{[g]_i^j} + \left(1-\sum_{i=1}^{k_j}\underline{p}_i^j(t)\right) z^{\Phi\left([g]_1^j \cdots [g]_{k_j}^j\right)}
\tag{2-59}
$$

(1) 对于变压器 1，在 $t=1000\text{h}$ 时的信任通用生成函数为：

$$U_1^B(z,1000)=0.0187z^0+0.0678z^{[0.35,0.6]}$$
$$+0.8581z^{[0.75,\ 1.0]}+0.0554z^{0,[0.35,0.6],[0.75,\ 1.0]} \tag{2-60}$$

(2) 对于整流器 2 和 3，在 $t=1000\text{h}$ 时信任通用生成函数分别为：

$$U_2^B(z,1000)=0.0545z^0+0.9204z^{[0.5,\ 0.75]}+0.0251z^{0,[0.5,\ 0.75]} \tag{2-61}$$

$$U_3^B(z,1000)=0.0545z^0+0.9204z^{[0.5,\ 0.75]}+0.0251z^{0,[0.5,\ 0.75]} \tag{2-62}$$

式中，$p_0^2(t)=[e^{-\overline{\lambda}_{0,2}^2 t},e^{-\underline{\lambda}_{0,2}^2 t}]$ 且 $p_2^2(t)=1-p_0^2(t)$，类似地 $p_0^3(t)=[e^{-\overline{\lambda}_{0,2}^3 t},e^{-\underline{\lambda}_{0,2}^3 t}]$ 且 $p_2^3(t)=1-p_0^3(t)$。

(3) 对于整个系统，由于主整流柜 2 与从整流柜 3 并联，则依据式(2-7)可得到并联整流柜 2 和 3 的联合信任通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_{2,3}^B(z,t=1000)&=\Omega\left(U_2^B(z,1000),U_3^B(z,1000)\right)\\&=\sum_{l=1}^{3}\sum_{k=1}^{3}m_k^2(t)\cdot m_l^3(t)z^{\left([g]_k^2+[g]_l^3\right)}\\&=0.0030\text{z}^0+0.1004z^{[0.5,0.75]}+0.8471z^{[1,1.5]}+0.0028z^{0,[0.5,0.75]}\\&\quad+0.0462z^{[0.5,0.75],[1,1.5]}+0.0006z^{0,[0.5,0.75],[1,1.5]}\end{aligned} \tag{2-63}$$

整流柜 2 和 3 并联后与变压器 1 串联，故整个系统的信任通用生成函数为：

$$\begin{aligned}U_s^B(z,t=1000)&=\Omega\left(U_1^B(z,t),U_{2,3}^B(z,t)\right)\\&=\sum_{l=1}^{6}\sum_{k=1}^{4}m_k^1(t)\cdot m_l^{2,3}(t)z^{\min\left([g]_k^1,[g]_l^{2,3}\right)}\\&=0.02164z^0+0.06737z^{[0.35,0.6]}+0.08615z^{[0.5,0.75]}+0.7269z^{[0.75,1.0]}\\&\quad+0.00019z^{0,[0.35,0.6]}+0.0024z^{0,[0.5,0.75]}+0.03964z^{[0.5,0.75],[0.75,1.0]}\\&\quad+0.00572z^{0,[0.35,0.6],[0.5,0.75]}+0.04693z^{0,[0.35,0.6],[0.75,1.0]}\\&\quad+0.00051z^{0,[0.5,0.75],[0.75,1.0]}+0.00259z^{0,[0.35,0.6],[0.5,0.75],[0.75,1.0]}\end{aligned} \tag{2-64}$$

当系统性能需求为 $w=[0.75,1.0]$ 时，由式(2-13)和式(2-14)计算得到系统的可靠度为 $[Bel(w),Pl(w)]=[0.7269,0.9027]$。从而可知，整流回馈系统在时间 $t=1000\text{h}$ 时，综合不确定区间可靠度上下限的相对偏差为 0.1758。然而，对于一些可靠度要求较高的复杂系统，这样大的不确定性是不可接受的。对于大型矿用挖掘机，极端的工作环境、复杂的系统结构及不同的工作任务均会增加系统的不确定性并降低整个系统的可靠度。同时，以上因素也是引起系统可靠度区间上、下限具有较大偏差的首要原因。

2.7 本章小结

本章应用证据理论表征由于数据不精确性和认知有限性造成的部件状态概率的不确定性。在证据理论的基础上提出一种拓展的通用生成函数方法来对部件状态概率为区间值的多态系统进行可靠性分析。针对区间数的具体特点，对于用来表达状态概率精确信任程度的质量函数，本章应用马尔科夫模型来计算部件在任意给定时刻的状态概率区间值。当考虑共因失效对系统的影响时，本章选用 α 因子模型对共因失效进行建模和计算。同时考虑不同类型的影响因子造成系统共因失效，本章引入权值影响向量来定量计算共因失效的发生概率。最后，将共因失效与多态系统信任通用生成函数及区间通用生成函数进行融合。由于全局优化方法考虑了系统中所有的约束条件，本章将全局优化方法得到的优化结果作为信任通用生成函数法及区间通用生成函数法计算结果的比较与参考。相较于区间通用生成函数法，信任通用生成函数法能以较简单的形式将共因失效纳入考虑，且能避免和克服区间扩张与过评估问题。算例分析表明本章提出的信任通用生成函数法是可行的。

本章工作建立在部件的状态性能及相应的状态概率是已知，且能用某种非概率的形式(如，区间数)表达的情况下，然而实际工程系统中，仅能得到一部分失效和维修数据，往往不能直接获取系统的状态概率。系统状态性能的测度及状态概率的计算是另一个需要解决的问题，同时，需在部件可靠度参数(如，失效率、维修率等)的评估中考虑认知不确定性。

第三章 基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析

第二章给出了基于结构函数形式，考虑共因失效和认知不确定性下的复杂多态系统可靠性分析方法，本章将利用贝叶斯网络的图形化表达以及推理的优势，从网络结构模型的角度对复杂多态系统的可靠性进行分析。当系统中存在认知不确定性时，针对传统贝叶斯网络节点概率精确值描述的不足，采用区间值三角模糊数对节点的模糊信息进行表述。同时考虑共因失效对系统可靠性的影响，以及第二章α因子模型在数据不足时参数估计的局限性，本章采用β因子模型对系统共因失效事件的概率进行计算。基于区间值模糊贝叶斯网络，提出考虑共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。

3.1 引言

贝叶斯网络基于一套定义完整的概率推理理论，能够表达随机变量之间复杂的相关关系，目前已被应用于大量实际工程中，尤其是相关性评估、风险维修性分析等。对于实际工程系统表现出的多状态特性，静态贝叶斯网络已经被用来进行多态系统的可靠性评估[100-101]。之后，考虑系统的动态特性，许多学者研究了动态故障树与动态贝叶斯网络的关系，通过将动态故障树转换为动态贝叶斯网络，从而实现动态系统可靠性建模和评估[102-103]。贝叶斯网络推理基于精确的节点概率描述，但对于存在认知不确定性或模糊性的多态系统，此时，如何应用贝叶斯网络实现此类复杂多态系统的可靠性分析是一个值得研究的问题。

对于复杂系统中广泛存在的共因失效问题，经过文献的调研，以及第二章α因子模型的参数估计发现，虽然目前已有学者和研究机构应用α因子模型对某些特定系统的共因失效进行了深入研究，并形成了较完整的研究体系以及相关数据库。然而，在实际工程中，对于大型、超大型复杂系统，往往不具备系统级可靠性试验的条件，同时能够获得的部件级可靠性试验数据也相当有限。此时，将无法得到足够的试验数据来实现α因子模型的参数估计，这已成为制约α因子模型广泛使用的一大难题。因此，鉴于β因子模型具有的简单以及适用性广等特点，本章采用β因子模型对复杂系统中的共因失效进行量化。

本章主要分为以下三个部分，首先逐层深入地介绍贝叶斯网络、多态贝叶斯网络、模糊多态贝叶斯网络方法。当考虑系统中模糊不确定性时，采用区间值三角模糊数对节点的模糊信息进行表述，给出区间值模糊多态贝叶斯网络的定义以及区间值模糊数的归一化处理方法。然后将系统中存在的共因失效通过显式建模

方法以新增共因节点的方式融入贝叶斯网络建模的程序中，并给出最常用的共因失效量化的β因子参数模型。最后，将基于区间值模糊多态贝叶斯网络对具有共因失效的多态卫星天线双轴定位机构传动系统进行可靠性分析。通过对实际工程系统的分析表明，本章的方法能够处理工程系统中由于数据缺失或认知不足造成的模糊性，并能够对具有共因失效问题的多态系统进行可靠性分析。

3.2 考虑认知不确定性的贝叶斯网络建模

3.2.1 贝叶斯网络

贝叶斯网络(Bayesian Networks, BNs)是一种概率关系的图形表达，由 Pearl 首先提出[98]。它由一个有向无环图和一组条件概率表(Conditional Probability Table, CPT)组成。在有向无环图中，节点表示随机变量，节点与节点之间的有向弧表示所连接节点间的依赖关系[97-98]。假定A与B是两个随机事件，且$P(B)>0$，基于贝叶斯公式，在事件B已发生的条件下事件A发生的条件概率为：

$$P\left(A|B\right)=\frac{P\left(B|A\right)P\left(A\right)}{P\left(B\right)} \tag{3-1}$$

式中，$P(A)$和$P(B)$分别为A与B的先验概率或边缘概率，$P(A|B)$和$P(B|A)$分别为A与B的后验概率。假定A有n个可能的状态$a_1,a_2,\cdots,a_n$，依据全概率公式，$P(B)$的表达式如下：

$$P\left(B\right)=\sum P\left(B|A=a_i\right)P\left(A=a_i\right) \tag{3-2}$$

图 3-1 为一个简单的贝叶斯网络，在该贝叶斯网络中，$A_i\,(i=1,2,3,4)$表示一组事件，事件之间的有向弧表示对应事件之间的因果关系。对于节点A_1，网络中没有指向该节点的弧，同时也没有父节点，因此它是一个根节点，具有边缘概率分布。A_2和A_3是中间节点。由于A_4没有引出有向弧，也没有子节点，因此它是叶节点。用$\pi(A_i)$表示节点A_i所有父节点的集合。根据联合概率分布的链规则，图中所有节点的联合概率分布为[212]：

$$\begin{aligned}P\left(A_1,A_2,A_3,A_4\right)&=\prod_{i-1}^{4}P\left(A_i|\pi\left(A_i\right)\right)\\&=P\left(A_1\right)P\left(A_2|A_1\right)P\left(A_3|A_1,A_2\right)P\left(A_4|A_1,A_2,A_3\right)\end{aligned} \tag{3-3}$$

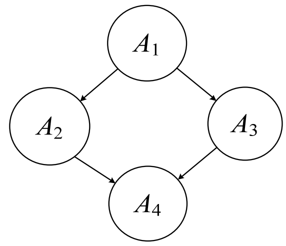


图 3-1 一个简单的贝叶斯网络示例

运用贝叶斯网络中事件间的条件相关关系，可很方便的通过先验概率分布来导出后验分布，进而对系统进行可靠性评估。贝叶斯网络的向后推理能力使其能够进行部件的重要度评估、系统的故障诊断等。贝叶斯网络具有描述多状态特征及事件之间逻辑关系的不确定性的能力，因此，贝叶斯网络能够表达随机不确定性以及变量之间的相关性，故已被广泛用于系统可靠性分析中[97-101,213-215]。

3.2.2 多态贝叶斯网络

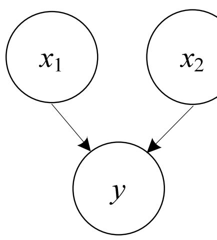
当贝叶斯网络中的节点状态退去二态假设条件，即节点存在多个状态，此时传统的贝叶斯网络将推广为多态贝叶斯网络。在实际工程中，系统和部件往往具有多种故障模式且呈现不同的故障状态。多态系统可靠性建模往往是在故障树分析的基础上采用拓展的多态故障树分析方法。为了利用贝叶斯网络概率推理的优势，通常将多态故障树通过如下步骤转化为多态贝叶斯网络模型。

(1) 将故障树中的底事件转化为贝叶斯网络中的根节点；对于故障树中的重复事件，贝叶斯网络中只需对应建立一个节点；贝叶斯网络中根节点的先验分布由故障树中相应底事件的失效分布来决定。

(2) 故障树的逻辑门与输出事件(对应中间事件)一起转化为贝叶斯网络中的相应非根节点；其条件概率分布由故障树中逻辑门对应的逻辑算子决定。

(3) 故障树中各个事件间的连接关系应用贝叶斯网络的有向弧进行连接。

图 3-2 即为一个简单的三节点三状态贝叶斯网络，其条件概率表如图所示。



x_1	x_2	0	1	2 y
0	0	0.9	0.1	0
0	1	0.1	0.9	0
0	2	0.1	0.1	0.8
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	0	0.1	0.1	0.8
2	1	0.1	0.3	0.6
2	2	0	0	1.0

图 3-2 多态贝叶斯网络及 CPT

3.2.3 模糊多态贝叶斯网络

为了表征由于对系统认知不足及信息有限等原因造成的主观不确定性对系统可靠性的影响，一些学者提出将贝叶斯网络的连续节点变量进一步推广为模糊节点变量[165]。当贝叶斯网络节点的故障概率难以用精确值表示时，采用模糊子集来表示节点的故障概率。为了便于运算，本节仅采用三角模糊数对节点的模糊故障概率进行描述。

定义 3.1：三角模糊数。若模糊数 $\tilde{p}=(p^l,p^m,p^u)$， p^l 和 p^u 分别表示 $\tilde{p}$ 所支撑的上下界，且 $0<p^l\le p^m\le p^u$， p^m 表示 $\tilde{p}$ 的中值，则称 $\tilde{p}$ 为一个三角模糊数，其隶属函数为：

$$\mu_{\tilde{p}}(p)=\begin{cases}0, & 0<p<p^l\\ \dfrac{p-p^l}{p^m-p^l}, & p^l\le p\le p^m\\ \dfrac{p^u-p}{p^u-p^m}, & p^m\le p\le p^u\\ 0, & p^u<p\end{cases} \tag{3-4}$$

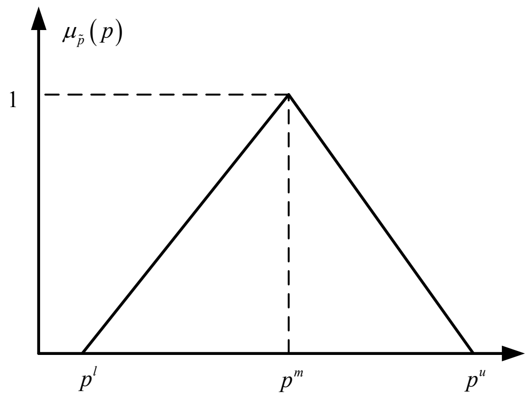


图 3-3 三角模糊数 $\tilde{p}$ 的隶属函数

对于两个三角模糊数 $\tilde{p}_1=(p_1^l,p_1^m,p_1^u)$， $\tilde{p}_2=(p_2^l,p_2^m,p_2^u)$，定义如下 4 种基本运算法则[168-169,171]：

$$\tilde{p}_1+\tilde{p}_2=\left(p_1^l+p_2^l,p_1^m+p_2^m,p_1^u+p_2^u\right) \tag{3-5}$$

$$\tilde{p}_1\times\tilde{p}_2\approx\left(p_1^l\cdot p_2^l,p_1^m\cdot p_2^m,p_1^u\cdot p_2^u\right) \tag{3-6}$$

$$\frac{1}{\tilde{p}_1}=\left(\frac{1}{p_1^u},\frac{1}{p_1^m},\frac{1}{p_1^l}\right) \tag{3-7}$$

$$k\tilde{p}_1=\left(kp_1^l,kp_1^m,kp_1^u\right) \tag{3-8}$$

对于三角模糊数 $\tilde{p}=(p^l,p^m,p^u)$，其上下界均值可用下式来计算：

$$\bar{M}\left(\tilde{p}\right)=2\int_0^1\beta\left[p^l+\left(1-\beta\right)p^u\right]d\beta \tag{3-9}$$

$$\underline{M}\left(\tilde{p}\right)=2\int_0^1\alpha\left[p^l-\left(1-\beta\right)p^m\right]d\alpha \tag{3-10}$$

式中，$\alpha,\beta\in[0,1]$。

对于具有有限个节点的贝叶斯网络，节点的集合为 $\mathbf{X}=\{x_1,x_2,\cdots,x_i,\cdots,x_n\}$ (i=1,2,⋯,n)。设节点 x_i 具有 k_i 个模糊故障状态，则其状态空间为 $\mathbf{x}_i=\{x_{i,1},x_{i,2},\cdots,x_{i,j},\cdots,x_{i,k_i}\}$ ($j=1,2,\ldots,k_i$)。设节点 x_i 处于故障状态 x_{i,k_i} 的故障概率是一个模糊子集，且 p^m-p^l 和 p^u-p^m 分别为模糊子集的左右模糊区间，取值越大表示模糊化程度越强。μ_i^j 为节点 x_i 在模糊故障状态 j 时的隶属度，其表征节点故障信息的模糊不确定性程度，即节点故障概率的模糊性，且有：

$$\sum_{j=1}^{k_i}\mu_i^j=1 \tag{3-11}$$

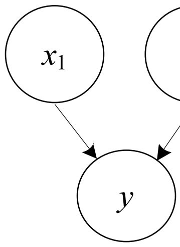
隶属函数表示节点故障概率隶属于某一个集合的程度，且为[0,1]区间上的一个确定数值。根据三角模糊数的定义，每一个三角模糊数都有一个非模糊数与之相对应，找到能够最大程度表征此模糊数的一个数值的过程叫做去模糊，通常也叫做解模糊。目前，去模糊的方法有很多，包括均值面积法、重心法、积分值法等[163-164]。这里仅介绍均值面积法和重心法。对于模糊数 $\tilde{p}=(p^l,p^m,p^u)$，运用均值面积法计算得到其对应的非模糊数为：

$$S\left(\tilde{p}\right)=\frac{p^l+2p^m+p^u}{4} \tag{3-12}$$

根据力学上重心的概念，可将三角模糊数的重心也即为其均值，定义为[170]：

$$F_{\tilde{p}}=\frac{\int p\mu\left(p\right)dp}{\int\mu\left(p\right)dp}=\frac{p^l+p^m+p^u}{3} \tag{3-13}$$

利用专家知识以及实际经验对贝叶斯网络的条件概率表进行重构，从而使得传统贝叶斯网络不能表达的部件故障逻辑关系、不确定性及多态特性得到了体现。因此，利用贝叶斯网络处理变量的多态性时，可选用不同的状态取值来表征节点的不同故障状态，只需调整相应节点的 CPT 即可。图 3-4 为一个简单的具有三状态节点的模糊贝叶斯网络及其 CPT。



x_1	x_2	0	1	2 y
0	0	$p_{1,1}$	$p_{1,2}$	$p_{1,3}$
0	1	$p_{2,1}$	$p_{2,2}$	$p_{2,3}$
0	2	$p_{3,1}$	$p_{3,2}$	$p_{3,3}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	0	$p_{m\text{-}2,1}$	$p_{m\text{-}2,2}$	$p_{m\text{-}2,3}$
2	1	$p_{m\text{-}1,1}$	$p_{m\text{-}1,2}$	$p_{m\text{-}1,3}$
2	2	p_{m1}	p_{m2}	p_{m3}

图 3-4 多态模糊贝叶斯网络及 CPT

图 3-4 中，节点 y 处于各个状态的概率值 $\tilde{p}_{i,j}$ ($1 \le i \le m$，$1 \le j \le 3$)为模糊数。图 3-4 中的条件概率表中，各节点的故障状态可用其所对应的变量符号取值($k = 0,1,2$ 等)表示。贝叶斯网络节点间的故障逻辑关系可用条件概率 $P(y = k | x_1, x_2)$ 来表达，从而节点间的故障逻辑关系将转化为模糊贝叶斯网络中对应节点的 CPT。此外，通过改变 CPT 中的条件概率可实现系统故障机理变化的表征。当部件为 3 状态($0,1,2$)时，将上例中具有两个父节点的模糊多态贝叶斯网络作进一步拓展，得到如表 3-1 所示的具有 n 个父节点($x_1, x_2, \cdots, x_n$)的节点 y_i 的 CPT[161]。

表 3-1 多态贝叶斯网络 CPT

x_1	x_2	$\cdots$	x_n	$P(y_i = y_i^1 \| x_1, x_2, \cdots, x_n)$	$\cdots$	$P(y_i = y_i^m \| x_1, x_2, \cdots, x_n)$
0	0	$\cdots$	0	$p_{i,1}^1$	$\cdots$	$p_{i,1}^m$
0	0	$\cdots$	1	$p_{i,2}^1$	$\cdots$	$p_{i,2}^m$
0	0	$\cdots$	2	$p_{i,3}^1$	$\cdots$	$p_{i,3}^m$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2	$\cdots$	0	$p_{i,3^n-2}^1$	$\cdots$	$p_{i,3^n-2}^m$
2	2	$\cdots$	1	$p_{i,3^n-1}^1$	$\cdots$	$p_{i,3^n-1}^m$
2	2	$\cdots$	2	$p_{i,3^n}^1$	$\cdots$	$p_{i,3^n}^m$

由故障树转化而来的贝叶斯网络的根节点变量为 x_i ($i = 1,2,\cdots,n$)，中间节点变量为 y_j ($j = 1,2,\cdots,m$)，叶节点变量为 T_v ($v = 1,2,\cdots,l$)，采用模糊数 $x_i(k_i)$，$y_j(k_j)$ 和 T_v 分别描述对应节点的故障状态，当根节点故障状态的模糊概率为 $\tilde{P}(x_{i,k_i})$ 时，叶节点 T 处于故障状态 T_v 的模糊概率为：

$$\begin{aligned}\tilde{P}\left(T=T_v\right) &= \sum_{x_1,\cdots,x_n,y_1,\cdots,y_m} \tilde{P}\left(x_1,\cdots,x_n,y_1,\cdots,y_m,T=T_v\right) \\ &= \sum_{\pi(T)} \tilde{P}\left(T=T_v \middle| \pi(T)\right) \prod_{j=1}^{m} \sum_{\pi(y_j)} \tilde{P}\left(y_j \middle| \pi(y_j)\right) \prod_{i=1}^{n} \tilde{P}\left(x_i^{k_i}\right) \\ &= \sum_{\pi(T)} \tilde{P}\left(T=T_v \middle| \pi(T)\right) \sum_{\pi(y_1)} \tilde{P}\left(y_1 \middle| \pi(y_1)\right) \times \cdots \\ &\quad \times \sum_{\pi(y_m)} \tilde{P}\left(y_m \middle| \pi(y_m)\right) \times \cdots \times \tilde{P}\left(x_{1,k_1}\right) \times \cdots \times \tilde{P}\left(x_{1,k_n}\right)\end{aligned} \tag{3-14}$$

式中，$\pi(T)$ 表示节点 T 的父节点集合，$\pi(y_1)$ 表示节点 y_1 的所有父节点集合。当节点 x_i 的故障状态为 x_{i,k_i} 时，叶节点 T 处于故障状态 T_v 的模糊条件概率为：

$$\tilde{P}\left(T=T_v \middle| x_i = x_{i,k_i}\right) = \frac{\tilde{P}\left(T=T_v, x_i = x_{i,k_i}\right)}{\tilde{P}\left(x_i = x_{i,k_i}\right)} \tag{3-15}$$

式中，$\tilde{P}(T=T_v, x_i = x_{i,k_i})$ 表示节点 x_i 的故障状态为 x_{i,k_i} 与节点 T 处于故障状态 T_v 时的模糊联合概率。利用贝叶斯网络可在子节点发生故障已知的情况下计算其父节点发生故障的后验概率，即当叶节点 T 故障状态为 T_v 时，根节点 x_i 的故障状态为 $x_i^{k_i}$ 的后验概率为：

$$\tilde{P}\left(x_i = x_{i,k_i} \middle| T=T_v\right) = \frac{\tilde{P}\left(T=T_v, x_i = x_{i,k_i}\right)}{\tilde{P}\left(T=T_v\right)} \tag{3-16}$$

3.2.4 区间值模糊多态贝叶斯网络

当三角模糊数 $\tilde{p}$ 在任意点 x 的隶属度无法用一个精确的数值来表达时，可以通过一定方法得到该点隶属度的一个范围区间，假设该范围可用 $[\underline{\mu}_{\tilde{p}}(x), \overline{\mu}_{\tilde{p}}(x)]$ 表示。此时可对三角模糊数进行区间推广，构造出区间值三角模糊数。因此，当贝叶斯网络节点故障模糊子集的上限、下限难以用精确值表达时，可引入区间变量代替精确值，构建区间模糊贝叶斯网络[165-166]。采用区间值三角隶属函数来对节点的模糊故障概率进行描述。

定义 3.2：区间值三角模糊数。令区间数 $\tilde{p} = [\underline{\tilde{p}}, \overline{\tilde{p}}]$，设其上下界 $\overline{\tilde{p}}$ 和 $\underline{\tilde{p}}$ 均为模糊数，即 $\underline{\tilde{p}} = (\underline{p}^l, p^m, \underline{p}^u)$，$\overline{\tilde{p}} = (\overline{p}^l, p^m, \overline{p}^u)$，且参数满足 $0 < \overline{p}^l \le \underline{p}^l \le p^m \le \underline{p}^u \le \overline{p}^u$，则称 $\tilde{p} = [\underline{\tilde{p}}, \overline{\tilde{p}}]$ 为一个区间值三角模糊数，本章将其表示为：

$$[\tilde{p}] = \left[\left(\underline{p}^l, p^m, \underline{p}^u\right), \left(\overline{p}^l, p^m, \overline{p}^u\right)\right] \tag{3-17}$$

式中，$\overline{\tilde{p}} = (\overline{p}^l, p^m, \overline{p}^u)$ 表示区间上限三角模糊数，$\underline{\tilde{p}} = (\underline{p}^l, p^m, \underline{p}^u)$ 表示区间下限三角模糊数[172]。在一些文献中，也将区间值三角模糊数表示为[168]：

$$\left[\tilde{p}\right]=\left(\left[\overline{p}^{l},\underline{p}^{l}\right],p^{m},\left[\underline{p}^{u},\overline{p}^{u}\right]\right) \tag{3-18}$$

设某区间值三角模糊数如图 3-5 所示，则其隶属函数为：

$$\mu_{[\tilde{p}]}(p)=\begin{cases} 0, & 0\le p<\overline{p}^{l} \\ \left[\overline{p}^{l},p\right], & \overline{p}^{l}\le p<\underline{p}^{l} \\ \left[1-\dfrac{p^{m}-p}{p^{m}-\underline{p}^{l}},1-\dfrac{p^{m}-p}{p^{m}-\overline{p}^{l}}\right], & \underline{p}^{u}<p\le p^{m} \\ \left[1-\dfrac{p-p^{m}}{\underline{p}^{u}-p^{m}},1-\dfrac{p-p^{m}}{\overline{p}^{u}-p^{m}}\right], & p^{m}<p\le \overline{p}^{u} \\ \left[\underline{p}^{u},p\right], & \underline{p}^{u}\le p<\overline{p}^{u} \\ 0, & \overline{p}^{u}\le p<1 \end{cases} \tag{3-19}$$

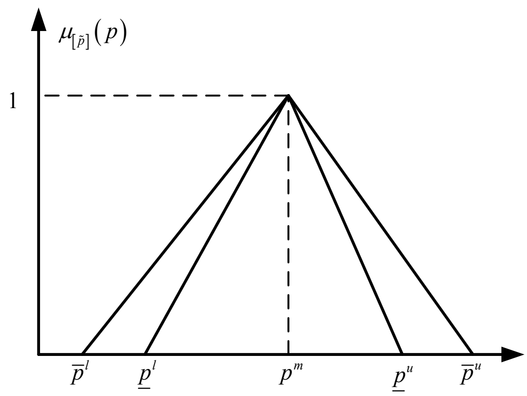


图 3-5 区间值三角模糊数隶属函数

对于非负区间值模糊数 $[\tilde{p}]_1=[(\underline{p}_1^l,p_1^m,\underline{p}_1^u),(\overline{p}_1^l,p_1^m,\overline{p}_1^u)]$ 和 $[\tilde{p}]_2=[(\underline{p}_2^l,p_2^m,\underline{p}_2^u),(\overline{p}_2^l,p_2^m,\overline{p}_2^u)]$，其基本运算法则如下[167]：

$$\begin{aligned}\left[\tilde{p}\right]_1+\left[\tilde{p}\right]_2&=\left[\left(\overline{p}_1^l+\overline{p}_2^l,p_1^m+p_2^m,\overline{p}_1^u+\overline{p}_2^u\right),\left(\underline{p}_1^l+\underline{p}_2^l,p_1^m+p_2^m,\underline{p}_1^u+\underline{p}_2^u\right)\right]\\&=\left(\left[\overline{p}_1^l+\overline{p}_2^l,\underline{p}_1^l+\underline{p}_2^l\right],p_1^m+p_2^m,\left[\underline{p}_1^u+\underline{p}_2^u,\overline{p}_1^u+\overline{p}_2^u\right]\right)\end{aligned} \tag{3-20}$$

$$\begin{aligned}\left[\tilde{p}\right]_1\times\left[\tilde{p}\right]_2&=\left[\left(\overline{p}_1^l\cdot\overline{p}_2^l,p_1^m\cdot p_2^m,\overline{p}_1^u\cdot\overline{p}_2^u\right),\left(\underline{p}_1^l\cdot\underline{p}_2^l,p_1^m\cdot p_2^m,\underline{p}_1^u\cdot\underline{p}_2^u\right)\right]\\&=\left(\left[\overline{p}_1^l\cdot\overline{p}_2^l,\underline{p}_1^l\cdot\underline{p}_2^l\right],p_1^m\cdot p_2^m,\left[\underline{p}_1^u\cdot\underline{p}_2^u,\overline{p}_1^u\cdot\overline{p}_2^u\right]\right)\end{aligned} \tag{3-21}$$

$$\frac{1}{[\tilde{p}]_1}=\left[\left(\frac{1}{\overline{p}_1^u},\frac{1}{p_1^m},\frac{1}{\overline{p}_1^l}\right),\left(\frac{1}{\underline{p}_1^u},\frac{1}{p_1^m},\frac{1}{\underline{p}_1^l}\right)\right]$$
$$=\left(\left[\frac{1}{\overline{p}_1^u},\frac{1}{\underline{p}_1^u}\right],\frac{1}{p_1^m},\left[\frac{1}{\underline{p}_1^l},\frac{1}{\overline{p}_1^l}\right]\right) \tag{3-22}$$

$$k[\tilde{p}]_1=\left[\left(k\overline{p}_1^l,kp_1^m,k\overline{p}_1^u\right),\left(k\underline{p}_1^l,kp_1^m,k\underline{p}_1^u\right)\right]$$
$$=\left(\left[k\overline{p}_1^l,k\underline{p}_1^l\right],kp_1^m,\left[k\underline{p}_1^u,k\overline{p}_1^u\right]\right) \tag{3-23}$$

上述基本运算法则中涉及到区间数的加法运算，乘法运算和除法运算规则，其中，区间数的乘法规则见第二章式(2-18)。当区间数$[x]$和$[y]$均为正区间数时，其加法运算和除法运算规则为：

$$[x]+[y]=\left[\underline{x}+\underline{y},\overline{x}+\overline{y}\right] \tag{3-24}$$

$$\frac{[x]}{[y]}=\frac{[\underline{x},\overline{x}]}{[\underline{y},\overline{y}]}=[\underline{x},\overline{x}]\cdot\left[\frac{1}{\overline{y}},\frac{1}{\underline{y}}\right]=\left[\frac{\underline{x}}{\overline{y}},\frac{\overline{x}}{\underline{y}}\right] \tag{3-25}$$

定义 3.3：对于区间值三角模糊数$[\tilde{p}]=[(\underline{p}^l,p^m,\underline{p}^u),(\overline{p}^l,p^m,\overline{p}^u)]$，其上界均值$\bar{M}([\tilde{p}])$和下界均值$\underline{M}([\tilde{p}])$分别为：

$$\bar{M}\left([\tilde{p}]\right)=\int_0^1\alpha\left[\overline{p}^u+\left(p^m-\overline{p}^u\right)\alpha\right]d\alpha+\int_0^1\beta\left[\underline{p}^u+\left(p^m-\underline{p}^u\right)\beta\right]d\beta$$
$$=\frac{\overline{p}^u+4p^m+\underline{p}^u}{6} \tag{3-26}$$

$$\underline{M}\left([\tilde{p}]\right)=\int_0^1\alpha\left[\overline{p}^l+\left(p^m-\overline{p}^l\right)\alpha\right]d\alpha+\int_0^1\beta\left[\underline{p}^l+\left(p^m-\underline{p}^l\right)\beta\right]d\beta$$
$$=\frac{\overline{p}^l+4p^m+\underline{p}^l}{6} \tag{3-27}$$

式中，$\alpha,\beta\in[0,1]$，依据式(3-26)和式(3-27)，计算得到区间值三角模糊数的区间均值为$M([\tilde{p}])=[\underline{M}([\tilde{p}]),\bar{M}([\tilde{p}])]$。

当根节点的所有故障状态区间值模糊概率$[\tilde{p}](x_{i,k_i})$已知时，通过对式(3-14)进行拓展，可得叶节点T处于故障状态T_v的区间值模糊概率为：

$$\begin{aligned}\left[\tilde{P}\right]\left(T=T_v\right)=&\sum_{x_1,\cdots,x_n,y_1,\cdots,y_m}\left[\tilde{P}\right]\left(x_1,\cdots,x_n,y_1,\cdots,y_m,T=T_v\right)\\&=\sum_{\pi(T)}\left[\tilde{P}\right]\left(T=T_v\left|\pi(T)\right.\right)\cdot\\&\prod_{j=1}^{m}\sum_{\pi(y_j)}\left[\tilde{P}\right]\left(y_j\left|\pi(y_j)\right.\right)\prod_{i=1}^{n}\left[\tilde{P}\right]\left(x_{i,k_i}\right)\\&=\sum_{\pi(T)}\left[\tilde{P}\right]\left(T=T_v\left|\pi(T)\right.\right)\sum_{\pi(y_1)}\left[\tilde{P}\right]\left(y_1\left|\pi(y_1)\right.\right)\times\cdots\\&\times\sum_{\pi(y_m)}\left[\tilde{P}\right]\left(y_m\left|\pi(y_1)\right.\right)\times\cdots\times\left[\tilde{P}\right]\left(x_{1,k_1}\right)\times\cdots\times\left[\tilde{P}\right]\left(x_{n,k_n}\right)\end{aligned}\tag{3-28}$$

依据式(3-15)，当叶节点T故障状态为T_v时，根节点x_i的故障状态x_{i,k_i}的区间值模糊后验概率为：

$$\left[\tilde{P}\right]\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)=\frac{\left[\tilde{P}\right]\left(T=T_v,x_i=x_{i,k_i}\right)}{\left[\tilde{P}\right]\left(T=T_v\right)}\tag{3-29}$$

式中，$[\tilde{P}](T=T_v,x_i=x_{i,k_i})$为根节点$x_i$处于故障状态$x_{i,k_i}$，叶节点$T$处于故障状态$T_v$的后验概率的区间值模糊子集。取区间值模糊子集的重心值$E[[\tilde{P}](x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.)]$为转化的精确值，则可实现对区间值模糊子集的精确化处理[162,165-166]。

3.2.5 区间值三角模糊概率的归一化方法

一般来讲，概率的取值应处于区间[0,1]内，当对模糊贝叶斯网络中间节点及叶节点进行模糊条件概率推理时，计算的结果存在超出[0,1]区间的情况，这是不符合实际的，此时可用如下的归一化方法来对条件概率数据进行处理[173]。设由N个三角模糊数组成的一组概率数据为$\tilde{p}_i=(p_i^l,p_i^m,p_i^u)$，$(1\le i\le N)$，令

$$t=\sup_{i=1,\cdots N}\left(\tilde{p}_i\right)=\sup_{i=1,\cdots N}\left(p_i^l,p_i^m,p_i^u\right)=\sup_{i=1,\cdots N}\left(p_i^u\right)\tag{3-30}$$

设$t=p_k^u\,(1\le k\le N)$,对应于概率数据组中的第k个模糊数$\tilde{p}_k=(p_k^l,p_k^m,p_k^u)$的上界值，定义归一化因子为：

$$w=\frac{1-p_k^m}{\max\left(1,p_k^u\right)-p_k^m}\tag{3-31}$$

应用如下方法对三角模糊数$\tilde{p}_i$进行归一化处理，归一化后的第i个模糊数据可以表示为：

$$\vec{p}_i=\left(p_i^m-w\left(p_i^m-p_i^l\right),p_i^m,p_i^m+w\left(p_i^u-p_i^m\right)\right)\tag{3-32}$$

由式(3-32)可得到一组归一化后的模糊概率。

因此，对前文模糊数的归一化方法进行如下的拓展。对于由 N 个区间值三角模糊数组成的模糊概率数据 $[\tilde{p}]_i=([\overline{p}_i^l,\underline{p}_i^l],p_i^m,[\underline{p}_i^u,\overline{p}_i^u])$，$1\le i\le N$，式(3-30)可进一步拓展为：

$$[t]=\sup_{i=1,\cdots N}\left([\tilde{p}]_i\right)=\sup_{i=1,\cdots N}\left(\left[\overline{p}_i^l,\underline{p}_i^l\right],p_i^m,\left[\underline{p}_i^u,\overline{p}_i^u\right]\right)=\sup_{i=1,\cdots N}\left(\left[\underline{p}_i^u,\overline{p}_i^u\right]\right) \tag{3-33}$$

式中，$[\underline{p}_1^u,\overline{p}_1^u],\cdots,[\underline{p}_i^u,\overline{p}_i^u],\cdots,[\underline{p}_N^u,\overline{p}_N^u]$ 表示由区间值模糊数上界数据构成的一组区间数，式(3-33)表示取这一组区间数的上确界。此时将涉及到区间数的大小比较，本节应用基于可能度的 NSG 方法来处理。

对于区间数 $[p]_i^u=[\underline{p}_i^u,\overline{p}_i^u]$ 和 $[p]_j^u=[\underline{p}_j^u,\overline{p}_j^u]$，日本学者 Nakahara 等[216-217]提出了区间数大小比较的可能度公式，即：

$$P\left([p]_i^u\ge[p]_j^u\right)=\min\left\{\max\left\{\frac{\overline{p}_i^u-\underline{p}_j^u}{\left(\overline{p}_i^u-\underline{p}_i^u\right)+\left(\overline{p}_j^u-\underline{p}_j^u\right)},0\right\},1\right\} \tag{3-34}$$

上式表示区间数 $[p]_i^u$ 以 $P([p]_i^u\ge[p]_j^u)$ 的可能度大于 $[p]_j^u$，$P([p]_i^u\ge[p]_j^u)>0.5$ 表示 $[p]_i^u$ 大于 $[p]_j^u$ 的可能性较大，本章在进行区间数大小比较时认定 $[p]_i^u$ 大于 $[p]_j^u$，否则 $[p]_i^u$ 小于 $[p]_j^u$。

设 $[t]=[p]_k^u$（$1\le k\le N$），其对应于概率数据组中第 k 个区间值模糊数 $[\tilde{p}]_k=([\overline{p}_k^l,\underline{p}_k^l],p_k^m,[\underline{p}_k^u,\overline{p}_k^u])$ 的上界值，对式(3-31)进行改进得到如下新的归一化因子：

$$[w]=\frac{1-p_k^m}{\max\left(1,[p]_k^u\right)-p_k^m} \tag{3-35}$$

式中，新的归一化因子为一个区间数。下面对这一组区间值三角模糊数进行归一化处理，得到第 i 个归一化的区间值三角模糊数为：

$$[\bar{p}]_i=\left(p_i^m-[w]\left(p_i^m-[p]_i^l\right),p_i^m,p_i^m+[w]\left([p]_i^u-p_i^m\right)\right) \tag{3-36}$$

式(3-35)和式(3-36)中涉及的区间数的运算可用前面所提的区间数运算规则来完成。

3.3 系统可靠性的共因失效建模程序

3.3.1 共因失效贝叶斯网络建模

运用贝叶斯网络来建立共因失效下系统可靠性模型的关键是将共因失效部件的失效率 λ_t 分解为独立失效率 λ_I 和共因失效率 λ_c[218]。本节将通过以下几种典型系

统的共因失效建模来说明基于贝叶斯网络模型建立系统可靠性共因失效模型的基本程序。对于具有 m 个状态的部件，假定状态“0”代表部件处于完好状态，状态“1”代表部件处于完全失效状态，在状态“0”与状态“1”之间有$(m-2)$个状态，这$(m$-2)个状态表示部件处于完好状态与完全失效状态之间的不同的性能水平。

(1) 串联系统

串联系统是系统可靠性分析中最为简单，也最为常见的一种典型系统。一个由 n 个部件构成的串联系统，令 $R_i(t)$ 和 $\lambda_i(t)$ 分别表示部件 i 的可靠度和失效率，$R_s(t)$ 表示系统的可靠度，则串联系统数学模型为[219]：

$$R_s\left(t\right)=\prod_{i=1}^{n}R_i\left(t\right)=\prod_{i=1}^{n}\exp\left(\int_0^t\lambda_i\left(t\right)dt\right) \tag{3-37}$$

当两部件串联系统存在共因失效时，其贝叶斯网络模型如图 3-6 所示。图中，$X_i\,(i=1,2)$是根节点，D_1 和 D_2 是中间节点，X_1 与 C，X_2 与 C，以及 D_1 与 D_2 之间都是串联关系。

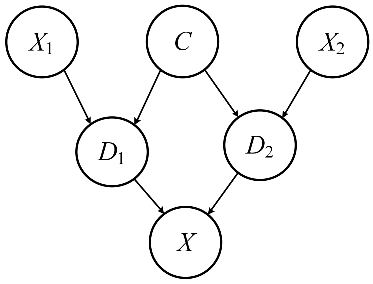


图 3-6 考虑共因失效的串联系统 BN 模型

本章采用大写字母表示事件或贝叶斯网络中的节点，小写字母表示与大写字母相对应的变量。则两部件串联系统可靠度的数学表达式为[213]：

$$\begin{aligned}P\left(x=0\right)&=\sum_{x_1,x_2,c,d_1,d_2}P\left(x_1,x_2,c,d_1,d_2,x\right)\\&=\sum_{d_1,d_2}\{P\left(x=0\middle|d_1,d_2\right)\cdot\sum_{x_1,c}\left[P\left(d_1=0\middle|x_1,c\right)P\left(x_1\right)P\left(c\right)\right]\\&\quad\cdot\sum_{x_2,c}\left[P\left(d_2=0\middle|x_2,c\right)P\left(x_2\right)P\left(c\right)\right]\}\\&=P\left(x_1=0\right)P\left(x_2=0\right)P\left(c=0\right)\end{aligned} \tag{3-38}$$

(2) 并联系统

两部件并联系统的贝叶斯网络模型与串联系统基本相似，其区别在于上面的图 3-6 中的 D_1 与 D_2 由串联关系变成了并联关系。两部件并联系统可靠度的数学模

型表达如下：

$$R_s(t)=1-\prod_{i=1}^{n}\left[1-R_i(t)\right] \tag{3-39}$$

当 $X_1=X_2$ 时，对应的两部件为同一类部件，则系统可靠度的表达式为：

$$\begin{aligned}P(x=0)&=\sum_{x_1,x_2,c,d_1,d_2}P(x_1,x_2,c,d_1,d_2,x)\\&=\sum_{d_1,d_2}\{P(x=0|d_1,d_2)\cdot\sum_{x_1,c}\left[P(d_1=0|x_1,c)P(x_1)P(c)\right]\\&\cdot\sum_{x_2,c}\left[P(d_2=0|x_2,c)P(x_2)P(c)\right]\}\\&=2P(x_1=0)P(c=0)-P^2(x_1=0)P(c=0)\end{aligned} \tag{3-40}$$

3.3.2 β 因子参数模型

直接精确测量共因失效事件的发生概率是非常困难的，因此，现有研究通常采用参数化建模的方法来量化共因失效发生概率，如 α 因子方法、β 因子方法等。这些参数值一般由工程经验来确定，或从现有相关文献中获取，本文将采用 β 因子参数模型法来分析传动系统的共因失效[84]。

假设 P_t 为部件的总失效概率，将其分为独立失效概率 P_{ind} 和相关失效概率 P_{ccf}。假设部件服从指数分布，用 λ_t、λ_{ind} 和 λ_{ccf} 分别表示整个部件、独立部分和相关部分的失效率，参数 β 被定义为相关失效的概率在总失效概率中所占的比重[66]，即：

$$\begin{aligned}\beta&=\frac{P_{ccf}}{P_t}=\frac{P_{ccf}}{P_{ind}+P_{ccf}}=\frac{1-\exp(-\lambda_{ccf}\cdot t)}{1-\exp(-\lambda_t\cdot t)}\\&=\frac{1-\exp(-\lambda_{ccf}\cdot t)}{\left(1-\exp(-\lambda_{ind}\cdot t)\right)+\left(1-\exp(-\lambda_{ccf}\cdot t)\right)}\end{aligned} \tag{3-41}$$

β 因子反映了相关部件对环境应力的敏感程度，如物理和人因的影响。如果相关的部件对环境应力敏感，β 因子的取值将会较大。β 因子的取值可直接通过使用现场数据和专家经验获得。一般来说，β 因子取值范围约为 0 至 0.25，$\beta=0$ 表示共因失效事件没有发生。对于硬件失效，专家经验给出其失效的 β 因子范围约为 0.001 至 0.10。

3.4 实例分析：卫星天线双轴定位机构传动系统可靠性分析

随着航天技术的发展，高可靠、长寿命逐渐成为航天产品的普遍需求，同时也成为了航天工业的最终目标。双轴定位机构被广泛应用于军事通信卫星、星际

探测卫星以及地球观测卫星等多种卫星系统中[42,220-221]。作为卫星天线常用的控制机构，双轴定位机构直接关系着天线的指向精度，并影响卫星发射和运行的可靠性[220]。

3.4.1 卫星天线双轴定位机构传动系统

双轴定位机构是实现卫星在较大范围内旋转，且保持较高指向精度的重要部件。根据统计，双轴定位机构失效概率相对较高，对其开展可靠性分析具有非常重要的意义。从功能上讲，双轴定位机构可划分为两个子系统：传动系统和控制系统，本节仅对传动系统进行研究。传动系统通过调整俯仰轴和方位轴来实现卫星天线的精确指向，根据传动系统的结构和基本工作原理，传动系统的可靠性框图为串-并联结构，如图 3-7 所示。图中，俯仰轴和方位轴均由步进电机、驱动轴和谐波减速器串联连接而成。本文将俯仰轴和方位轴之间视为简单的并联连接关系，也就是说，其中一个轴失效不会导致整个系统的失效。

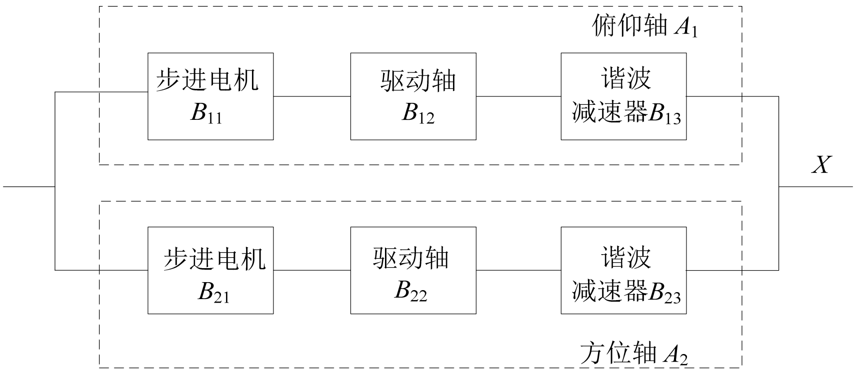


图 3-7 传动系统的可靠性框图

由于指向机构的俯仰轴和方位轴是并联结构，两组部件的状态(A_1 是俯仰轴的状态， A_2 是方位轴的状态)与系统状态(X)之间的关系如下：两组部件都失效会导致整个传动系统失效；如果一组部件失效，另一组部件部分失效，系统处于部分失效状态；只要两组部件中任何一组完好工作，系统则处于正常工作状态。

3.4.2 系统可靠性框图到贝叶斯网络的映射

贝叶斯网络与可靠性框图在结构原理上具有相似性，由可靠性框图模型向贝叶斯网络模型的转化过程包含以下步骤：

(1) 为系统中每个部件创建一个根节点并指定其在贝叶斯网络中的状态空间；

(2) 指定根节点的先验概率分布；

(3) 再为每个子系统创建一个对应的节点并指定其状态空间；

(4) 根据逻辑关系为所有的非根节点确定条件概率分布[101]。

以传动系统为例来延伸上述可靠性框图向贝叶斯网络的映射方法。得到如图 3-8 所示传动系统贝叶斯网络的拓扑结构。根据 3.4.1 节，两组部件可视为具有 3 个状态的子系统。步进电机和谐波减速器都具有 3 个状态：失效、部分失效和工作。驱动轴只有 2 个状态：失效和工作。对于叶节点表示的系统事件 X ：$x=0$ 表示工作状态，$x=1$ 表示部分失效，$x=2$ 表示失效。由根节点 B_{i1} 、B_{i2} 与 B_{i3} ($i=1,2$) 的串联关系得到贝叶斯网络中间节点 A_1 、A_2 的条件概率表如表 3-2 所示。中间节点 A_1 和 A_2 是并联关系，从而得到叶节点 X 的条件概率表如表 3-3 所示。

由于卫星天线双轴定位机构系统复杂，研制成本高，不可能对其进行大批量可靠性试验，同时也不能获得足够多的现场数据，进而导致双轴定位机构存在数据不足问题，此时，根节点状态分布概率需要根据相关领域专家经验来确定[42,83-84]。表 3-4 中给出了图 3-8 中贝叶斯网络根节点在 $t=3000\text{h}$ 时的区间三角模糊先验概率分布[42]。

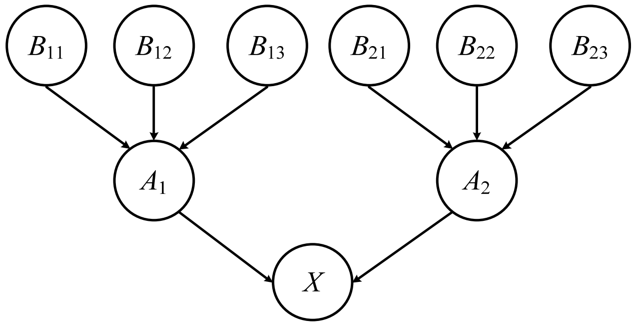


图 3-8 传动系统贝叶斯网络

表 3-2 中间节点 A_1 与 A_2 的条件概率表

b_{11},b_{21}	b_{12},b_{22}	b_{13},b_{23}	a_1,a_2		
			0	1	2
0	0	0	1	0	0
0	0	1	0	1	0
0	0	2	0	0	1
0	2	0	0	0	1
0	2	1	0	0	1
0	2	2	0	0	1
1	0	0	0	1	0
1	0	1	0	1	0
1	0	2	0	0	1
1	2	0	0	0	1
1	2	1	0	0	1
1	2	2	0	0	1
2	0	0	0	0	1
2	0	1	0	0	1
2	0	2	0	0	1
2	2	0	0	0	1
2	2	1	0	0	1
2	2	2	0	0	1

表 3-3 叶节点 X 的条件概率表

a_1	a_2	x		
		0	1	2
0	0	1	0	0
0	1	1	0	0
0	2	1	0	0
1	0	1	0	0
1	1	0	1	0
1	2	0	1	0
2	0	1	0	0
2	1	0	1	0
2	2	0	0	1

表 3-4 根节点的区间三角模糊先验概率分布

根节点	状态值	状态区间值模糊概率
	0	[[0.9991, 0.9994],0.9995,[0.9996, 0.9998]]
B_{i1}	1	[[1.7,1.9],2,[2.2, 2.4]] e-4
	2	[[2.5, 2.9],3,[3.2, 3.6]] e-4
	0	[[0.9989, 0.9992],0.9993,[0.9994, 0.9997]]
B_{i2}	1	—
	2	[[6.3, 6.8],7,[7.3, 8.0]] e-4
	0	[[0.9986, 0.9989],0.9990,[0.9991, 0.9995]]
B_{i3}	1	[[3.1, 3.7],4,[4.3, 4.6]] e-4
	2	[[5.4, 5.8],6,[6.4, 6.9]] e-4

3.4.3 基于区间值模糊多态 BN 的系统可靠性分析

根据贝叶斯网络中节点之间的连接关系，可较容易的确定与系统和子系统对应的叶节点和中间节点的边缘概率分布。本节直接运用区间值三角模糊数的运算规则进行贝叶斯网络推理计算，依据式(3-38)和(3-40)，系统在各个状态下的概率为：

$$[\tilde{p}](X=j)=\sum[\tilde{p}](b_{11},b_{12},b_{13},a_1,b_{21},b_{22},b_{23},a_2,x) \tag{3-42}$$

式中，$b_{i1},b_{i3},a_1,a_2,x\in\{0,1,2\}$，$b_{i2}\in\{0,2\}$，$i=1,2$，$j=0,1,2$。基于式(3-42)与图 3-8 中的贝叶斯网络，得到系统可靠度的详细表达式为：

$$\begin{aligned}
[\tilde{P}](X=0)&=\sum_{b_{11},\cdots,b_{23},a_1,a_2}[\tilde{P}](b_{11},\cdots,b_{23},a_1,a_2,x)\\
&=\sum_{a_1,a_2}[\tilde{P}](X=0|a_1,a_2)\\
&\cdot\prod_{j=1}^{2}\left\{\sum_{b_{j1},b_{j2},b_{j3}}[\tilde{P}](a_j|b_{j1},b_{j2},b_{j3})\prod_{i=1}^{3}[\tilde{P}](b_{j,i})\right\}\\
&=\sum_{a_1,a_2}[\tilde{P}](T=T_v|a_1,a_2)\\
&\cdot\sum_{b_{11},b_{12},b_{13}}[\tilde{P}](a_1|b_{11},b_{12},b_{13})\times[\tilde{P}](b_{11})\times[\tilde{P}](b_{12})\times[\tilde{P}](b_{13})\\
&\cdot\sum_{b_{21},b_{22},b_{23}}[\tilde{P}](a_2|b_{21},b_{22},b_{23})\times[\tilde{P}](b_{21})\times[\tilde{P}](b_{22})\times[\tilde{P}](b_{23})
\end{aligned} \tag{3-43}$$

中间节点 A_1 和 A_2 的区间值三角模糊边缘概率分布如表 3-5 所示。

表 3-5 A_1 与 A_2 的区间值三角模糊边缘概率分布

中间节点	状态值	状态区间值模糊概率
A_1,A_2	0	[[0.996604, 0.997502], 0.997802, [0.998101, 0.999000]]
	1	[[4.790082, 5.591916], 5.992602, [6.493348, 6.996884]]e-4
	2	[[1.417951, 1.548839], 1.599190, [1.689590, 1.850787]]e-3

依据式(3-43)，得到整个传动系统的区间值模糊概率分布如表 3-6 所示。表 3-6 中叶节点 X 处于正常状态时的三角模糊概率值的上界区间大于 1，此时需要运用 3.2.5 节的区间值三角模糊概率归一化方法来处理，系统最终的(归一化的)区间值模糊概率分布如表 3-6 所示。

表 3-6 传动系统的区间值模糊概率分布

叶节点	状态值	状态区间值模糊概率
X	0	[[0.997000, 0.999216], 0.999995, [1.000875, 1.003097]]
	1	[[1.587869, 2.044891], 2.275775, [2.615854, 3.079512]]e-6
	2	[[2.010585, 2.398903], 2.557409, [2.854713, 3.425412]]e-6
叶节点	状态值	归一化的状态区间值模糊概率
X	0	[[0.999979, 0.999994], 0.9999950, [0.999997, 1]]
	1	[[2.271995, 2.275415], 2.275775, [2.276305, 2.280191]]e-6
	2	[[2.554405, 2.557162], 2.557409, [2.557872, 2.562178]]e-6

当不考虑系统中存在的模糊不确定性时，取根节点概率区间值三角模糊数的中间值作为各节点状态的精确概率值。运用 MATLAB 及 BNT 工具箱计算中间节点 A_1 和 A_2 的边缘概率分布及系统叶节点 X 处于各个状态的概率，结果如表 3-7 和表 3-8 所示。

表 3-7 不考虑模糊不确定性时 A_1 与 A_2 的边缘概率分布

A_1, A_2 状态值	2	1	0
状态概率	1.599190e-3	5.992602e-4	0.997802

表 3-8 不考虑模糊不确定性时传动系统的概率分布

X 状态值	2	1	0
状态概率	2.557409e-6	2.275775e-6	0.999995

经对比，表 3-7，表 3-8 分别与表 3-5，表 3-6 中的计算结果相吻合，进而验证了区间值三角模糊数运算的正确性，同时也说明了可应用区间值三角模糊数来表征系统状态的模糊性和不确定性。应用式(3-26)和式(3-27)对表 3-6 中归一化的系统状态区间值模糊概率进行处理，得到系统处于状态 0，1 和 2 的概率均值区间为：

$$\begin{cases} M([\tilde{P}](x=0)) = [0.999992,\ 0.999996] \\ M([\tilde{P}](x=1)) = [2.275085,\ 2.276599]\text{e-6} \\ M([\tilde{P}](x=2)) = [2.556867,\ 2.558281]\text{e-6} \end{cases} \tag{3-44}$$

3.4.4 考虑 CCF 时基于区间值模糊多态 BN 的系统可靠性分析

在不改变系统其它部件的情况下，采取硬件冗余的方法可显著改善系统的稳定性。共因失效是相关失效的一种重要形式，其广泛存在于机械系统及其零部件中。此外，共因失效是冗余系统的一种主要失效形式，共因失效的存在使得系统每一种失效模式的联合失效概率大大增加，直接导致了冗余系统可靠性的降低。

对于可靠性要求极高的系统，如航空航天系统、核动力系统等，相关失效是该类系统中机械部件的一类不容忽视的失效形式。传统系统可靠性分析方法往往假设系统不同部分的失效之间是独立的，或为了简化分析过程直接忽略系统失效的相关性，这将导致系统的可靠性分析结果存在较大误差[42,83-84,220-221]。

继续以传动系统为例，假定传动系统中所有部件的寿命服从指数分布，若将系统不完全失效状态严格归类为失效状态时，则根据式(3-37)可以计算出 A_1 和 A_2 的区间值模糊失效率为：

$$\left[\tilde{\lambda}\right]_1=\left[\tilde{\lambda}\right]_2=\left[\left[3.335001,6.336018\right],7.334730,\ \left[8.337084,11.33926\right]\right]\text{e-7} \tag{3-45}$$

由于卫星天线双轴定位机构的运行环境非常复杂，故其共因失效因子应取一个较大值，本节取传动系统的共因失效因子为 10%。根据式(3-41)，共因失效事件的区间值三角模糊失效率为：

$$\left[\tilde{\lambda}_c\right]=\left[\left[3.703909,7.034076\right],\ 8.141735,\left[9.253136,12.58015\right]\right]\text{e-8} \tag{3-46}$$

在 $t=3000\text{h}$ 时共因节点的概率分布如表 3-9 所示。

表 3-9 共因失效节点 C 的概率分布

C 状态值	区间值三角模糊概率分布
0	[[0.999622, 0.999722], 0.999756, [0.999789, 0.999889]]
2	[[1.111111, 2.110000], 2.442222, [2.775556, 3773333]]e-4

基于本章 3.2 节和 3.3 节提出的贝叶斯网络构建方法，得到共因失效下传动系统的贝叶斯网络模型如图 3-9 所示。

由于共因节点 C 只考虑两个状态，中间节点 A_1 和 A_2 分别具有三个状态，则可得到下一层中间节点 D_1 、D_2 的条件概率分布如表 3-10 所示。由于节点 D_1 、D_2 均为三状态节点，因此在考虑共因失效时叶节点 X 的条件概率分布表与表 3-10 相同。

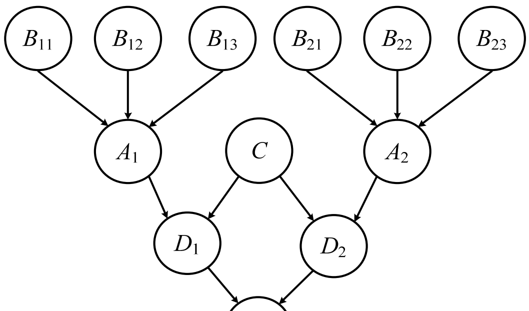


图 3-9 考虑共因失效的传动系统贝叶斯网络模型

表 3-10 节点 D_1 与 D_2 的条件概率表

a_1, a_2	c	(或) d_1, d_2		
		0	1	2
0	0	1	0	0
0	2	0	0	1
1	0	0	1	0
1	2	0	0	1
2	0	0	0	1
2	2	0	0	1

根据式(3-40)，得到系统可靠度的详细表达式为：

$$
\begin{aligned}
\left[\tilde{p}^c\right](x=0) &= \sum[\tilde{p}]\left(b_{11},b_{12},b_{13},a_1,d_1,b_{21},b_{22},b_{23},a_2,d_2,c,x\right)\\
&= \sum_{d_1,d_2}\{[\tilde{p}]\left(x=0\middle|d_1,d_2\right)\\
&\cdot\sum_{a_1,c}[\tilde{p}]\left(d_1\middle|a_1,c\right)[\tilde{p}](c)\cdot\sum_{b_{11},b_{12},b_{13}}\left[[\tilde{p}]\left(a_1\middle|b_{11},b_{12},b_{13}\right)[\tilde{p}](b_{11})[\tilde{p}](b_{12})[\tilde{p}](b_{13})\right]\\
&\cdot\sum_{a_2,c}[\tilde{p}]\left(d_2\middle|a_2,c\right)[\tilde{p}](c)\cdot\sum_{b_{21},b_{22},b_{23}}\left[[\tilde{p}]\left(a_2\middle|b_{21},b_{22},b_{23}\right)[\tilde{p}](b_{21})[\tilde{p}](b_{22})[\tilde{p}](b_{23})\right]\}
\end{aligned} \tag{3-47}
$$

依据式(3-42)和式(3-47)，得到共因失效下中间节点 D_1 和 D_2 以及系统 X 的区间值三角模糊概率分布分别如表 3-11 和表 3-12 所示。对表 3-11 进行分析，发现该表中系统处于 0 状态的区间值三角模糊概率的上界区间大于 1，故需要对整个概率分布进行归一化处理。应用 3.2.5 节所提方法，计算得到归一化因子[w]为[0.001518, 0.005453]，则可得到归一化后的传动系统区间值三角模糊概率分布如表 3-12 所示。

表 3-11 中间节点 D_1 与 D_2 的区间值模糊概率分布

中间节点	状态值	状态区间值模糊概率
D_1, D_2	0	[[0.996227, 0.997225], 0.997558, [0.997891, 0.998889]]
	1	[[4.788271, 5.590361], 5.991140, [6.491978, 6.996108]]e-4
	2	[[1.528360, 1.759326], 1.843022, [1.966910, 2.228500]]e-3

表 3-12 考虑共因失效时传动系统的区间值模糊概率分布

叶节点	状态值	状态区间值模糊概率
	0	[[0.997000, 0.999216], 0.999995, [1.000875, 1.003097]]
X	1	[[1.587869, 2.044891], 2.275775, [2.615854, 3.079512]]e-6
	2	[[2.010585, 2.398903], 2.557409, [2.854713, 3.425412]]e-6
叶节点	状态值	归一化的状态区间值模糊概率
	0	[[0.999975, 0.999993], 0.9999945, [0.999996, 1]]
X	1	[[2.562530, 2.566861], 2.567298, [2.567918, 2.572971]]e-6
	2	[[3.390945, 3.396273], 3.396731, [3.397447, 3.405289]]e-6

对表 3-12 中归一化后的系统状态区间值三角模糊概率进行处理，由式(3-26)和式(3-27)计算得到共因失效下系统处于状态 0、1 和 2 的概率均值区间分别为：

$$\begin{cases} M([\tilde{P}^c](x=0)) = \left[0.999991,\ 0.999996\right] \\ M([\tilde{P}^c](x=1)) = \left[2.566431,\ 2.568347\right]\text{e-6} \\ M([\tilde{P}^c](x=2)) = [3.395690,\ 3.398277]\text{e-6} \end{cases} \tag{3-48}$$

比较表 3-6 和表 3-12，共因失效下传动系统处于状态 0 的概率(见表 3-12)要明显大于不考虑共因失效时的概率值(见表 3-6)。这表明共因失效对卫星天线双轴定位机构传动系统的可靠性有显著影响，在设计中有必要采取措施来避免或减少共因失效对系统的影响。

3.5 本章小结

本章在传统贝叶斯网络和模糊理论基础上，提出区间值模糊多态贝叶斯网络的定义以及区间值模糊数的归一化处理方法。以共因失效量化的常用模型(β 因子参数模型)为基础，本章将系统中存在的共因失效以新增独立节点的方式融入贝叶斯网络建模过程中。运用基于区间值模糊多态贝叶斯网络对具有共因失效的多态系统进行可靠性分析，结果验证了本章所提方法可有效处理工程系统中由于数据缺失或认知不足造成的模糊性，并能够对具有共因失效问题的多态系统进行可靠性分析。本章方法充分利用贝叶斯网络的概率推理优势，在不需要计算系统最小割集，或确定系统失效概率复杂代数表达式的情况下，可有效表征和量化认知不确定性及共因失效对系统可靠性的影响，符合工程实际需求。因此，本章所提方法具有较强的工程意义。本章仅对部件存在 3 种状态的情况进行了实例研究，也仅考虑俯仰轴和方向轴之间的共因失效。然而，本章所提方法可处理更多状态的复杂系统及更加复杂的共因失效情况。贝叶斯网络可简便计算每个共因事件的后验概率分布及每个部件的重要度。此外，本章所提的多态系统定性和定量评估方法也可对系统故障诊断和维修策略的制定提供理论依据。

第四章 基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估

上一章所提出的基于区间值模糊贝叶斯网络的方法，虽然能够较好地解决复杂多态系统可靠性分析问题，但其涉及到区间数、模糊数、区间值模糊数的运算以及概率数据的归一化处理，造成该方法的计算复杂度较高。因此，对于结构和系统特性十分复杂的系统，第三章的系统可靠性分析方法将具有一定的局限性。与模糊理论相比，证据理论也能单独处理不确定性问题，且具有更加灵活的不确定性描述的基本公理体系。因此，考虑到证据理论对不确定性问题处理的优势以及贝叶斯网络对多态系统建模的优势，建立基于证据理论的多态贝叶斯网络具有一定的工程意义。对于工程中复杂冗余系统存在的多共因组现象，标准的β因子模型无法处理此类问题，因此需对其进行改进。本章将进行基于证据理论，研究考虑多共因组的复杂多态系统的可靠性评估。

4.1 引言

数据的不足或信息缺失等造成的不确定性是系统可靠性分析中不可忽视的命题。由于证据理论在对系统不确定性进行描述时具有更加灵活的基本公理体系，且能通过独立的框架对不确定性问题进行处理[131-132]，目前已被广泛应用于工程系统中不确定性的建模、量化、推理和管理等[135-139]。在对于基于证据理论的贝叶斯网络模型研究方面，目前 Simon 等[222]应用证据理论对系统中的认知不确定性进行量化，然后通过贝叶斯网络推理实现系统可靠性分析。Zhao 等[223]应用基于证据理论的贝叶斯网络，研究了不完整原始参数以及主观参数对分布系统可靠性的影响。锁斌等[224-225]将证据理论引入到贝叶斯网络中，实现了具有多失效模式的导弹发动机的可靠性分析。李硕[226]将证据理论与静态贝叶斯网络和离散时间贝叶斯网络相结合，实现了液压系统的可靠性分析。Sallak 等[227]将证据理论与贝叶斯网络相结合进行了多态系统可靠性分析。证据理论在实际工程中的应用表明，它能够较好地处理系统可靠性分析中的不精确信息，而且能够得到比区间分析方法更多的有效信息。

对于复杂多部件冗余系统，由于多个耦合机制造成系统冗余部件同时存在于多组共因失效事件的状况时有发生，当系统中存在多个共因组时，传统标准的β因子参数模型中单一的β因子已不能对多个共因失效事件进行量化。因而，需要对其进行修正，使其能够处理存在多共因组情况下系统共因失效问题。

基于区间值模糊贝叶斯网络对复杂多态系统进行可靠性分析时，其计算复杂

度较大，同时，为考虑多共因组对系统可靠性的影响，本章提出了证据理论下存在多共因组的多态贝叶斯网络方法。对于复杂系统的认知不确定性问题，本章采用证据理论对系统中存在的认知不确定性进行量化。对于系统的多状态特性，通过证据理论实现对系统及基本部件的状态进行状态空间重构，将表达认知不确定性的状态引入新的状态空间中，并对其根据统计数据及专家经验进行合理的赋值。利用证据理论对贝叶斯网络进行拓展，实现具有认知不确定性的复杂多态系统的结构表达以及概率推理。针对系统中多共因组的问题，提出改进的 β 因子参数模型，并且将该模型与基于证据理论的多态贝叶斯网络相融合，从而实现贝叶斯网络对考虑认知不确定性和多共因组的系统结构状态表达及概率推理。

4.2 基于证据理论的多态贝叶斯网络认知不确定性量化

4.2.1 证据理论下多态贝叶斯网络节点定义

对于图 3-2 中的三节点贝叶斯网络，设根节点 x_1 和 x_2 均为三状态节点，状态值空间为 $\Lambda=\{0,1,2\}$。其中，$x_i=0$ 表示节点 x_i 所对应的部件故障事件不发生，$x_i=1$ 表示部件不完全故障，$x_i=2$ 表示部件完全故障。当考虑系统中存在认知不确定性时，对各节点定义一个状态为 $x_i=[0,1,2]$，表示不能确定节点 x_i 处于何种状态，可能处于三种状态中的任何一种。在证据理论下，定义该三节点贝叶斯网络可靠性分析模型的识别框架为 $D=\{0,1,2,[0,1,2]\}$；定义基本概率分配函数 $m:2^D\rightarrow[0,1]$，其幂集表示为：

$$2^D=\left\{m\left(x=\varnothing\right)=0;m\left(x=0\right);m\left(x=1\right);m\left(x=2\right);m\left(x=\left[0,1,2\right]\right)\right\} \tag{4-1}$$

式中，节点 x_i 的故障概率所存在的认知不确定性用焦元 $[0,1,2]$ 表示。根据 2.2.1 节对信任函数的定义，对于识别框架 D 上的非空事件 $A:\{x=0\}$，$B\subseteq A$，则事件 A 的信任函数为：

$$Bel\left(A\right)=\sum_{B\subseteq A}m\left(A\right)=m\left(x=0\right) \tag{4-2}$$

上式描述了事件 $A:\{x=0\}$ 的信任程度，表示不计算基本概率分布中分配给未知部分的概率时，对假设的信任区间下限[226]。依据似然函数的定义，用 $Pl(A)$ 描述对事件 A 的不信任程度，即对假设的信任区间上限，则事件 A 的似然函数为：

$$Pl\left(A\right)=\sum_{B\cap A\neq\varnothing}m\left(B\right)=m\left\{x=0\right\}+m\left\{x=\left[0,1,2\right]\right\} \tag{4-3}$$

由式(4-2)和式(4-3)得事件 A 发生概率区间为 $[P](A)=[Bel(A),Pl(A)]$。同理可计算识别框架下其他非空事件的发生概率区间。

工程中对系统进行贝叶斯网络建模时，常应用将故障树转化为贝叶斯网络的方法。在考虑认知不确定性及系统多状态特性时，故障树中具有两个基本事件的逻辑或门和与门均转化为图 3-2 中的三节点贝叶斯网络模型，但节点之间的逻辑关系不同。证据理论下对于由三状态与门和或门转化的多态贝叶斯网络，节点 y 的条件概率表分别如表 4-1 和表 4-2 所示。

表 4-1 证据理论下三状态与门转化为条件概率表

x_1	x_2	y					
		0		1		2	
		Bel	*Pl*	*Bel*	*Pl*	*Bel*	*Pl*
0	0	1	1	0	0	0	0
0	1	1	1	0	0	0	0
0	2	1	1	0	0	0	0
0	[0,1,2]	1	1	0	0	0	0
1	0	1	1	0	0	0	0
1	1	0	0	1	1	0	0
1	2	0	0	1	1	0	0
1	[0,1,2]	0	1	0	1	0	0
2	0	1	1	0	0	0	0
2	1	0	0	1	1	0	0
2	2	0	0	0	0	1	1
2	[0,1,2]	0	1	0	1	0	1
[0,1,2]	0	1	1	0	0	0	0
[0,1,2]	1	0	1	0	1	0	0
[0,1,2]	2	0	1	0	1	0	1
[0,1,2]	[0,1,2]	0	1	0	1	0	1

表 4-2 证据理论下三状态或门转化为条件概率表

x_1	x_2	y					
		0		1		2	
		Bel	*Pl*	*Bel*	*Pl*	*Bel*	*Pl*
0	0	1	1	0	0	0	0
0	1	0	0	1	1	0	0
0	2	0	0	0	0	1	1
0	[0,1,2]	0	1	0	1	0	1
1	0	0	0	1	1	0	0
1	1	0	0	1	1	0	0
1	2	0	0	0	0	1	1
1	[0,1,2]	0	0	0	1	0	1
2	0	0	0	0	0	1	1
2	1	0	0	0	0	1	1
2	2	0	0	0	0	1	1
2	[0,1,2]	0	0	0	0	1	1
[0,1,2]	0	0	1	0	1	0	1
[0,1,2]	1	0	0	0	1	0	1
[0,1,2]	2	0	0	0	0	1	1
[0,1,2]	[0,1,2]	0	1	0	1	0	1

通过贝叶斯网络推理，可求出节点 y 的信任可靠度 $Bel(y=0)$ 为：

$$Bel\left(y=0\right)=\sum_{x_1,x_2} Bel\left(y=0 \middle| x_1,x_2\right) Bel\left(x_1\right) Bel\left(x_2\right) \tag{4-4}$$

似然可靠度 $Pl(y=0)$ 为：

$$Pl\left(y=0\right)=\sum_{x_1,x_2} Pl\left(y=0 \middle| x_1,x_2\right) Pl\left(x_1\right) Pl\left(x_2\right) \tag{4-5}$$

从而此节点的实际可靠度 $P(y=0)$ 将属于区间 $[Bel(y=0),Pl(y=0)]$。

4.2.2 证据理论下多态贝叶斯网络推理

4.2.1 节针对具有三个节点的三态贝叶斯网络做了定义并进行了简单推理，本节对其进行推广。如图 4-1 所示，设多态贝叶斯网络具有 n 个根节点 $x_1,x_2,\cdots,x_n$，其中节点 x_i 有 l_i 个状态；叶节点 y 有 l_y 个状态。则节点 y 处于各个状态的概率与根节点状态间的关系可表示为

$$P\left(y=y^j \middle| x_1=x_1^{k_1},\cdots,x_n=x_n^{k_n}\right)=\frac{P\left(y=y^j,x_1=x_1^{k_1},\cdots,x_n=x_n^{k_n}\right)}{P\left(x_1=x_1^{k_1},\cdots,x_n=x_n^{k_n}\right)} \tag{4-6}$$

式中，$1\le j\le k_y$，$1\le i\le n$ 且 $1\le k_i\le l_i$。设根节点 x_i 处于第 k_i 个状态时的故障概率的区间为：

$$[P]\left(x_i=x_i^{k_i}\right)=\left[Bel\left(x_i^{k_i}\right),Pl\left(x_i^{k_i}\right)\right] \tag{4-7}$$

其中 $Bel(x_i^{k_i})$ 和 $Pl(x_i^{k_i})$ 可根据节点 x_i 的条件概率表计算得到。

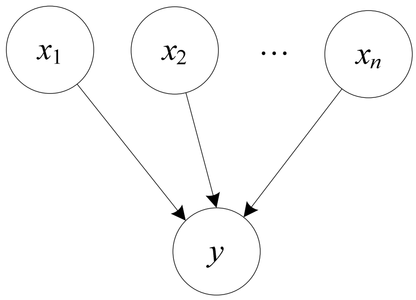


图 4-1 多状态贝叶斯网络

在证据理论下贝叶斯网络中节点 y 处于第 j 个状态 y^j 的条件概率为：

$$[P]\left(y=y^j \middle| x_1=x_1^{k_1},\cdots,x_n=x_n^{k_n}\right)=\left[Bel\left(y^j\right),Pl\left(y^j\right)\right] \tag{4-8}$$

取证据理论下节点条件概率区间的中值为节点静态条件概率，即

$$P\left(y=y^{j}\left|x_{1}=x_{1}^{k_{1}},\cdots,x_{n}=x_{n}^{k_{n}}\right.\right)=\frac{\left[Bel\left(y^{j}\right)+Pl\left(y^{j}\right)\right]}{2} \tag{4-9}$$

同理，根节点 x_i 处于状态 $x_i^{k_i}$ 的静态故障概率为：

$$P\left(x_{i}=x_{i}^{k_{i}}\right)=\frac{\left[Bel\left(x_{i}^{k_{i}}\right)+Pl\left(x_{i}^{k_{i}}\right)\right]}{2} \tag{4-10}$$

从而，得到节点 y 处于第 j 个故障状态的故障概率为：

$$P\left(y=y^{j}\right)=P\left(y=y^{j}\left|x_{1}=x_{1}^{k_{1}},\cdots,x_{n}=x_{n}^{k_{n}}\right.\right)P\left(x_{1}=x_{1}^{k_{1}}\right)\cdots P\left(x_{n}=x_{n}^{k_{n}}\right) \tag{4-11}$$

对于由故障树转化而来的具有 n 个根节点、m 个中间节点的贝叶斯网络。根节点变量 x_i ($i=1,2,\cdots,n$)的第 k_i 个状态表示为 x_{i,k_i} ($1\le k_i\le l_i$)；中间节点变量 y_j ($j=1,2,\cdots,m$)第 k_j 个状态表示为 y_{j,k_j} ($1\le k_j\le l_j$)；叶节点处于第 v 个状态的变量为 T_v ($v=1,2,\cdots,q$)。根据上述推理方法，叶节点 T 处于故障状态 T_v 的故障概率为：

$$[P]\left(T=T_{v}\right)=\left[Bel\left(T=T_{v}\right),Pl\left(T=T_{v}\right)\right] \tag{4-12}$$

式中，区间上限 $Pl(T=T_v)$ 即为叶节点的似然故障概率，可用下式计算：

$$\begin{aligned}
Pl\left(T=T_{v}\right)&=\sum_{x_{1},\cdots,x_{n},y_{1},\cdots,y_{m}}Pl\left(x_{1},\cdots,x_{n},y_{1},\cdots,y_{m},T=T_{v}\right)\\
&=\sum_{\pi(T)}Pl\left(T=T_{v}\left|\pi\left(T\right)\right.\right)\prod_{j=1}^{m}\sum_{\pi(y_{1})}Pl\left(y_{j}\left|\pi\left(y_{j}\right)\right.\right)\prod_{i=1}^{n}Pl\left(x_{i}^{k_{i}}\right)\\
&=\sum_{\pi(T)}Pl\left(T=T_{v}\left|\pi\left(T\right)\right.\right)\sum_{\pi(y_{1})}Pl\left(y_{1}\left|\pi\left(y_{1}\right)\right.\right)\times\cdots\\
&\times\sum_{\pi(y_{m})}Pl\left(y_{m}\left|\pi\left(y_{m}\right)\right.\right)\times\cdots\times Pl\left(x_{1}=x_{1,k_{1}}\right)\times\cdots\times Pl\left(x_{n}=x_{n,k_{n}}\right)
\end{aligned} \tag{4-13}$$

区间下限 $Bel(T=T_v)$ 为叶节点的信任故障概率，表示为：

$$\begin{aligned}
Bel\left(T=T_{v}\right)&=\sum_{x_{1},\cdots,x_{n},y_{1},\cdots,y_{m}}Bel\left(x_{1},\cdots,x_{n},y_{1},\cdots,y_{m},T=T_{v}\right)\\
&=\sum_{\pi(T)}Bel\left(T=T_{v}\left|\pi\left(T\right)\right.\right)\prod_{j=1}^{m}\sum_{\pi(y_{1})}Bel\left(y_{j}\left|\pi\left(y_{j}\right)\right.\right)\prod_{i=1}^{n}Bel\left(x_{i}^{k_{i}}\right)\\
&=\sum_{\pi(T)}Bel\left(T=T_{v}\left|\pi\left(T\right)\right.\right)\sum_{\pi(y_{1})}Bel\left(y_{1}\left|\pi\left(y_{1}\right)\right.\right)\times\cdots\\
&\times\sum_{\pi(y_{m})}Bel\left(y_{m}\left|\pi\left(y_{m}\right)\right.\right)\times\cdots\times Bel\left(x_{1}=x_{1,k_{1}}\right)\times\cdots\times Bel\left(x_{n}=x_{n,k_{n}}\right)
\end{aligned} \tag{4-14}$$

式中，$\pi(T)$ 和 $\pi(y_j)$ 分别表示叶节点 T 和中间节点 y_j 的父节点集合。由式(4-8)-式(4-14)可得，叶节点处于第 v 个故障状态时的静态概率为：

$$P\left(T=T_v\right)=\frac{\left[Bel\left(T=T_v\right)+Pl\left(T=T_v\right)\right]}{2} \tag{4-15}$$

在正向推理得到贝叶斯网络叶节点的故障概率的基础上，与贝叶斯网络反向推理类似，通过对证据理论下的贝叶斯网络的反向推理可以得到根节点T的后验故障概率。当叶节点$T=T_v$时，根节点$x_i=x_{i,k_i}$的后验概率的区间可以用下式计算：

$$[P]\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)=\begin{bmatrix}\min\left(Bel\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right),Pl\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)\right),\\ \max\left(Bel\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right),Pl\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)\right)\end{bmatrix} \tag{4-16}$$

当$Bel(x_i=x_{i,k_i},T=T_v)$和$Pl(x_i=x_{i,k_i},T=T_v)$分别表示根节点$x_i=x_{i,k_i}$与叶节点$T=T_v$的信任联合概率与似然联合概率时，由贝叶斯定理可知式(4-16)中，

$$Bel\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)=\frac{Bel\left(x_i=x_{i,k_i},T=T_v\right)}{Bel\left(T=T_v\right)} \tag{4-17}$$

$$Pl\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)=\frac{Pl\left(x_i=x_{i,k_i},T=T_v\right)}{Pl\left(T=T_v\right)} \tag{4-18}$$

得到叶节点T处于故障状态T_v时，根节点x_i处于状态x_{i,k_i}的后验故障概率为：

$$P\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)=\frac{\left[Bel\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)+Pl\left(x_i=x_{i,k_i}\left|T=T_v\right.\right)\right]}{2} \tag{4-19}$$

贝叶斯网络中的根节点和叶节点分别反映了系统的故障原因和故障状态特征。因此，通过正向推理可以计算系统各故障状态的概率，实现对系统故障状态的一个定量的把握。贝叶斯网络的反向推理则能够根据系统故障状态计算得到故障原因的后验概率，实现对系统故障类型的预测和判断，对系统可靠性的改善具有一定指导意义。

4.3 考虑多共因组的系统可靠性建模分析

4.3.1 多共因组下修正的β因子参数模型

共因失效表达了一类特殊的相关失效事件，反映了由某一原因所造成一类部件失效事件同时发生的现象。包含冗余部件的系统相关失效的发生，与独立失效不同，相关失效是由耦合机制的存在所造成的。共因失效在概率风险评估中已经被公认为是一个最具挑战的问题，尤其是在核电站安全系统概率风险评估中已被广泛关注。

如前所述，相关失效主要有两种建模方法：隐式方法和显式方法。当造成共

因失效的原因十分明显，并且能够作为一个独立基本事件并入故障树模型中时，通常采用显式建模方法。而当共因失效原因更为复杂时，一般采用隐式建模方法。目前，对于单个共因失效事件通常采用β因子参数模型进行处理。对于一个部件失效同时存在于多个不同的共因失效组，且每个共因组基于特定的耦合机理时，其建模过程较为复杂。下面将基于传统的β因子参数模型介绍一种改进的显式建模方法来对这类共因失效进行处理，从而使其能够处理部件失效同时存在于多个由不同耦合机理造成的多共因组失效问题。

考虑由于组件内部物理间相互作用、功能相关、环境相关以及人因等造成的相关失效时，β因子参数模型已被广泛应用于此类由某单一原因造成的共因失效的处理[84]。参数β可以用部件相关失效部分的概率与部件总的失效概率的比值来表示，3.3.2 节中式(3-41)已给出其数学描述[66]。

对于两部件并联系统，若两部件完全相同，且$P(A_1)=P(A_2)=P_A$，则系统失效的概率可以表示为：

$$P_{sys}=P\left(A_1\right)P\left(A_2\right)=P_A^2 \tag{4-20}$$

对于存在共因失效的部件A_1，其显式故障树建模方法如图 4-2 所示，当部件单独失效或共因失效发生时，都会造成部件的失效。根据故障树逻辑门关系可知这是一个或门的关系，此时部件的失效概率可以表示为：

$$P\left(A_1\right)=P_{A_1\_ind}+P_{A_1\_ccf} \tag{4-21}$$

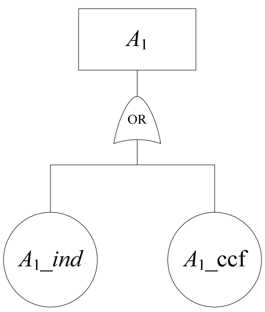


图 4-2 部件共因失效故障树显式建模方法

为了说明β因子模型的应用，需要将故障树模型中各个部件进行如下的简化。对于基本部件A_1和A_2，应用上述显式建模方法，将其失效概率分为独立失效和共因失效两部分，且由式(3-41)的标准β因子模型可得$P_{A_1_ccf}=P_{A_2_ccf}=\beta P_A$，从而将系统进一步表示为如图 4-3(a)所示的故障树。以Sys表示系统失效事件，运用布尔代数的运算规则将系统失效事件Sys进行如下简化处理：

$$
\begin{aligned}
Sys = A_1A_2 &= \left(A_1\_ind + A_1\_ccf\right)\left(A_2\_ind + A_2\_ccf\right) \\
&= \left(A_1\_ind + A\_ccf\right)\left(A_2\_ind + A\_ccf\right) \\
&= A_1\_ind \cdot A_2\_ind + A\_ccf \cdot \left(A\_ccf + A_1\_ind + A_2\_ind\right) \\
&= A_1\_ind \cdot A_2\_ind + \underbrace{A\_ccf \cdot A\_ccf}_{A\_ccf} + \underbrace{A\_ccf \cdot A_1\_ind}_{0} + \underbrace{A\_ccf \cdot A_2\_ind}_{0} \\
&= A_1\_ind \cdot A_2\_ind + A\_ccf
\end{aligned} \tag{4-22}
$$

最终将原考虑共因失效的两部件并联系统故障树模型简化为图 4-3(b)。

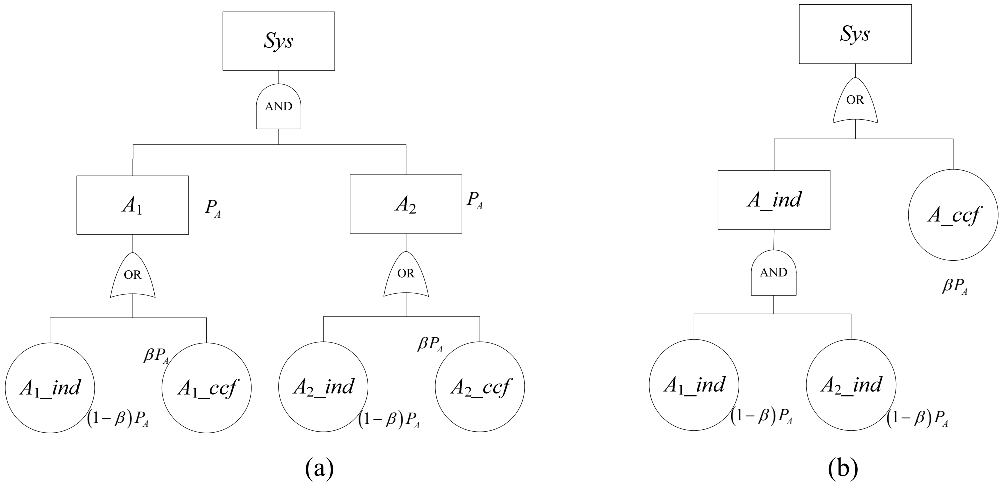


图 4-3 共因失效事件的故障树显式建模与简化 (a) 两部件并联系统故障树；(b) 两部件并联系统简化故障树

由式(4-22)可得系统失效概率：

$$
\begin{aligned}
P\left(Sys\right) &= P\left(A_1\_ind \cdot A_2\_ind + A\_ccf\right) \\
&= P\left(A_1\_ind\right) \cdot P\left(A_2\_ind\right) + P\left(A\_ccf\right) \\
&= \left(1-\beta\right)P\left(A\right) \cdot \left(1-\beta\right)P\left(A\right) + \beta P\left(A\right)
\end{aligned} \tag{4-23}
$$

将上式进行推广[83]，给出存在于多共因失效组 $CCFG_1, CCFG_2, \cdots, CCFG_k$ 中的部件 A 的显式建模方式如图 4-4 所示。

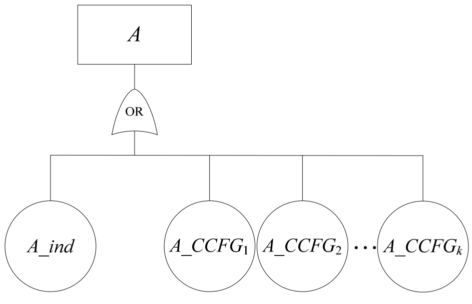


图 4-4 故障树中的多共因组显式建模

部件 A 的失效概率可以表示为：

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A\_ind) + P(A\_ccf) \\ &= P(A\_ind) + P(A\_CCFG_1 \cup \cdots \cup A\_CCFG_k) \\ &= P(A\_ind) + P(A\_CCFG_1) + \cdots P(A\_CCFG_k) \end{aligned} \tag{4-24}$$

将部件 A 的失效概率分为共因失效概率 P_{A_ccf} 和独立失效概率 P_{A_ind} 两部分，应用 β 因子模型可得：

$$\begin{aligned} P_{A\_ccf} &= P_{A\_CCFG_1} + P_{A\_CCFG_2} + \cdots + P_{A\_CCFG_k} \\ &= \beta_1 P_A + \beta_2 P_A + \cdots + \beta_k P_A = P_A \sum_{i=1}^{k} \beta_i \end{aligned} \tag{4-25}$$

$$P_{A\_ind} = (1 - \sum_{i=1}^{k} \beta_i) P_A \tag{4-26}$$

4.3.2 模型的局限性及解决方案

由于 β 因子由专家经验判断获得，当修正的 β 因子参数模型中存在较多共因组时，多个 β 因子之间可能发生如下的逻辑矛盾情况：$(\beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_k) > 1$。即多共因组失效的概率之和大于部件总的失效概率，这不符合工程实际。因此，本章采用比例折算系数法(Proportional Reduction Factor, PRF)处理模型中的这一缺陷[83]。定义比例折算系数为：

$$PRF = \frac{1}{\sum_{j=1}^{k} \beta_j} \tag{4-27}$$

根据式(4-27)产生一组处理后的 β 因子集合为：

$$\boldsymbol{\beta} = [\beta_1', \beta_2', \cdots, \beta_k'] = PRF[\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_k]. \tag{4-28}$$

从而分别得到折算后事件的共因失效部分 P'_{A_ccf} 和独立失效部分 P'_{A_ind} 为：

$$P'_{A\_ccf} = P_A \sum_{i=1}^{k} \beta_i' \tag{4-29}$$

$$P'_{A\_ind} = (1 - \sum_{i=1}^{k} \beta_i') P_A = 0 \tag{4-30}$$

上述 PRF 方法的实质是将累积的共因失效部分在 β 因子上进行一个均衡处理，该方法在一定程度上从理论方面削弱了共因失效部分超出部件总失效部分的矛盾。本节所提比例折算系数方法只是解决这类逻辑矛盾的一种方法，其他任何能够对这类矛盾进行处理的方法均可适用。

4.3.3 存在多共因组的贝叶斯网络节点处理

不考虑共因失效情况下，应用故障树分析方法对系统进行建模时，故障树的基本事件表示不同部件的失效事件，事件之间是相互独立的。如前所述，当系统建模中考虑共因失效时，可将部件总的失效分为独立失效和相关失效两部分。其中独立失效部分，表示部件受到某个单独的原因造成此部件失效；而相关失效部分表示由于一个共同的耦合机理造成多个部件同时失效，这些同时失效的部件即构成一个共因失效组。当某一部件受到多个不同的耦合机理影响，分别造成多组部件同时失效时，表示部件存在于多个共因失效组中。

如前所述，部件 A 存在于多共因失效组 $CCFG_1, CCFG_2, \cdots, CCFG_k$ 中。结合如图 4-4 所示的显式建模方法所得的故障树模型，及故障树向贝叶斯网络转化的方法，将图 4-4 中的故障树转化为如图 4-5 所示的贝叶斯网络。

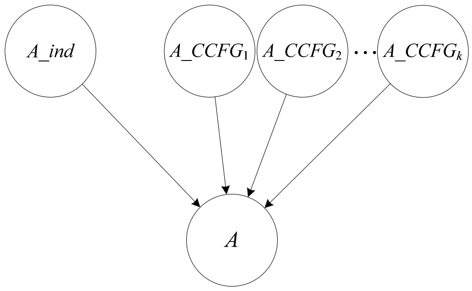


图 4-5 多共因组贝叶斯网络节点

已知节点 A 独立失效概率为 $P(A_{ind})$，各共因节点对应的 β 因子分别为 $\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_k$。当 $(\beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_k) < 1$ 时，由式(4-23)-式(4-26)可得，节点 A 的失效概率为：

$$
\begin{aligned}
P'(A) &= P(A_{ind}) + P(A_{ccf}) = P(A_{ind}) + \frac{\sum_{i=1}^{k} \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^{k} \beta_i} P(A_{ind}) \\
&= \frac{1}{1 - \sum_{i=1}^{k} \beta_i} P(A_{ind})
\end{aligned} \tag{4-31}
$$

当各共因组节点的 β 因子之和大于 1，即 $(\beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_k) > 1$ 时，应用 4.3.2 节的比例折算系数法对 β 因子进行处理，由式(4-27)-式(4-30)得节点 A 的失效概率为：

$$
P'(A) = P'_{A\_ccf} + P'_{A\_ind} = P_A \sum_{i=1}^{k} \beta'_i + 0 = P_A \cdot PRF \cdot \sum_{i=1}^{k} \beta_i \tag{4-32}
$$

4.4 实例分析 1：卫星天线双轴定位机构传动系统可靠性分析

为了与第三章的结果形成对比，对图 3-8 所示卫星天线双轴定位机构传动系统贝叶斯网络进行进一步的处理。考虑系统中存在的不确定性时，对于根节点，除了原来的三个确知状态 0，1，2，根据 4.2.1 节的定义方法，再定义一个不确定的状态{0,1,2}，以表示无法确定部件到底处于何种状态的情况。由 4.2.2 节的证据理论下多态贝叶斯网络推理方法，将节点 A_1 和 A_2 的条件概率表由表 4-2 拓展为表 4-3，不确定性下叶节点 X 的条件概率表与 4.4.2 节表 3-3 相同。此时，图 3-8 中的系统贝叶斯网络模型在证据理论下将演变成如图 4-6 的形式。

表 4-3 不确定性下中间节点 A_1 与 A_2 的条件概率表

b_{11},b_{21}	b_{12},b_{22}	b_{13},b_{23}	a_1,a_2					
			Bel			*Pl*		
			0	1	2	0	1	2
0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	1	0	1	0	0	1	0
0	0	2	0	0	1	0	0	1
0	0	[0,1,2]	0	0	0	1	1	1
0	2	0	0	0	1	0	0	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
[0,1,2]	[0,1,2]	0	0	0	0	1	1	1
[0,1,2]	[0,1,2]	1	0	0	0	0	1	1
[0,1,2]	[0,1,2]	2	0	0	1	0	0	1
[0,1,2]	[0,1,2]	[0,1,2]	0	0	0	1	1	1

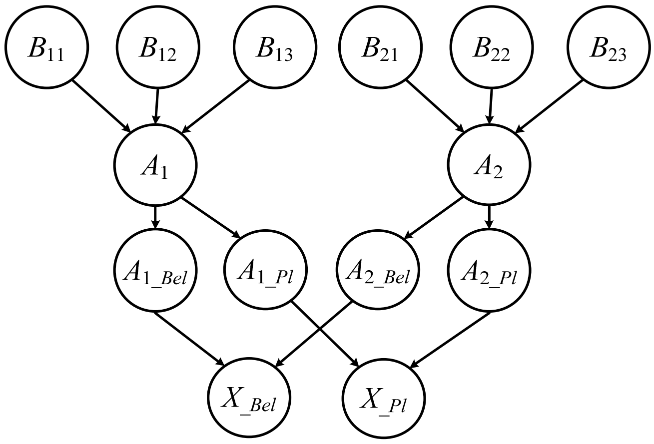


图 4-6 卫星天线双轴定位机构传动系统信任贝叶斯网络模型

为了得到一个较严格的结果，本章取根节点区间值模糊概率的下限区间的下限值作为各节点处于此状态的精确值，得到系统根节点各状态的概率值如表 4-4 所示。

表 4-4 考虑不确定性时根节点状态概率

节点	0	1	2	[0,1,2]
B_{i1}	0.9991	1.7e-4	2.5e-4	4.8e-4
B_{i2}	0.9989	—	6.3 e-4	4.7e-4
B_{i3}	0.9986	3.1e-4	5.4e-4	5.5e-4

根据贝叶斯网络推理方法，得到中间节点 A_1 和 A_2 的边缘概率分布及叶节点 T 各状态的概率分布分别如表 4-5 和表 4-6 所示。

表 4-5 A_1 与 A_2 的信任和似然边缘概率分布

中间节点	状态值	信任概率 *Bel*	似然概率 *Pl*
	0	0.996604	0.998101
A_1, A_2	1	4.790082e-4	1.976844e-3
	2	1.419367e-3	2.917203e-3

表 4-6 证据理论下传动系统的概率分布

叶节点	状态值	信任概率 *Bel*	似然概率 *Pl*
	0	0.997003	0.999976
X	1	1.589226e-6	1.534954e-5
	2	2.014604e-6	8.459324e-6

取根节点区间值模糊概率的中值作为证据理论下贝叶斯网络的输入，最终得到此种情况下传动系统的概率分布为：

$$\begin{cases} P(X=0)=0.999995 \\ P(X=1)=2.275775\text{e-6} \\ P(X=2)=2.557409\text{e-6} \end{cases} \tag{4-33}$$

与表 4-6 中的结果比较发现，取根节点区间值模糊概率中值计算所得的系统处于各状态的精确概率值介于表 4-6 中对应状态信任概率和似然概率之间，表明基于证据理论的贝叶斯网络的计算结果是正确的。同时，将表 4-6 中的结果与表 3-6 中归一化后的区间值模糊概率相比较，发现表 3-6 中系统处于各状态的概率区间属于表 4-6 中系统处于相应状态的概率区间。上述比较表明基于证据理论的贝叶斯网络的计算结果的不确定性在一定程度上大于第三章的区间模糊贝叶斯网络计算结果。这是因为，在证据理论下进行贝叶斯网络推理时，选择根节点区间值模糊概率的下限区间的下限值作为各节点处于此状态的精确值，这相当于将不确定状态的概率值作了最大化处理，从而造成本章基于证据理论的结果不确定性较大。但基于证据理论的贝叶斯网络概率推理过程避免了区间值模糊概率计算中的模糊运算、区间运算，在计算复杂度和计算效率方面具有较大的优势。因此，可根据工程实

际需要，在这两种方法中择优选择精度较高或是效率较高的方法。

4.5 实例分析 2：某卧车进给系统可靠性分析

4.5.1 DL 系列某重型数控卧式车床进给子系统

近年来，国内外重型卧式车床的可靠性研究已经引起了广泛的关注[228-232]。DL 系列卧式车床通常是用来进行回转体等零件的加工，比如轴类和盘类零件等；能完成包括各种内外圆柱面、锥面、圆弧面、螺纹(含多头螺纹)、切槽和特种型面等加工。DL 系列卧式车床有多种可选配附件，包括铣削刀架、镗孔车端面刀架、磨头等，满足现代大型装备的高精度的粗、精加工。因此，该系列车床被广泛应用于能源、交通、航空航天等重型机械制造行业。DL 系列卧式车床为数控型车床，它包含如下四个工作轴：X 轴为刀架横向运动轴，Z 轴为刀架纵向运动轴，U_1 轴为左刀排运动轴，U_2 轴为右刀排运动轴。X 和 Z 轴采用光栅尺进行位置检测，U_1 和 U_2 轴伺服电机均采用绝对值编码器作位置检测。DL 系列某重型数控卧式车床的电器控制与驱动系统的工作逻辑框图如图 4-7 所示。

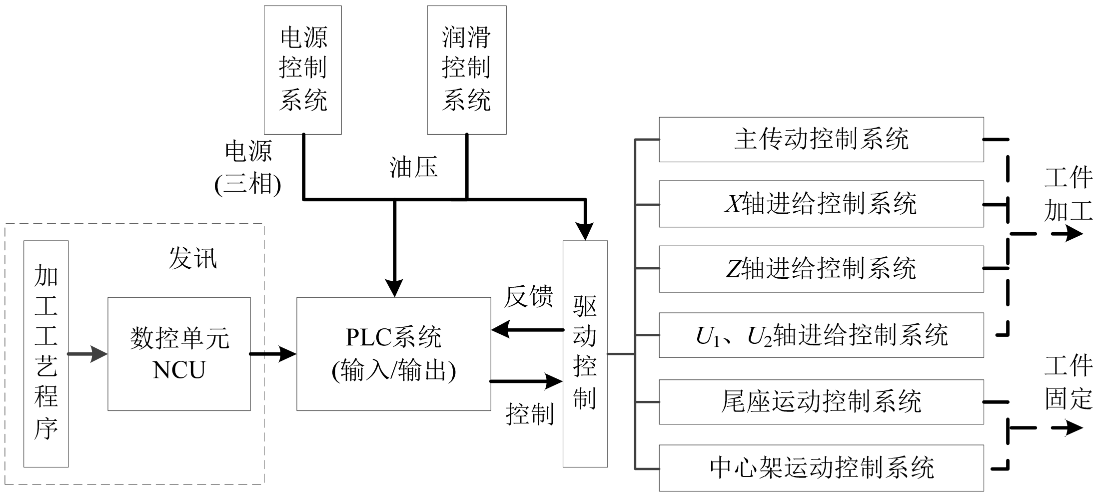
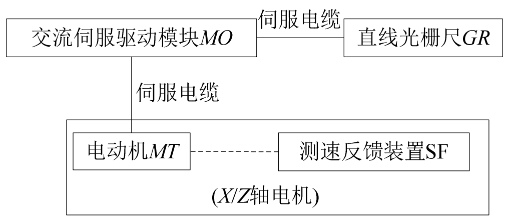


图 4-7 DL 系列某重型数控卧式车床电器控制与驱动系统功能框图

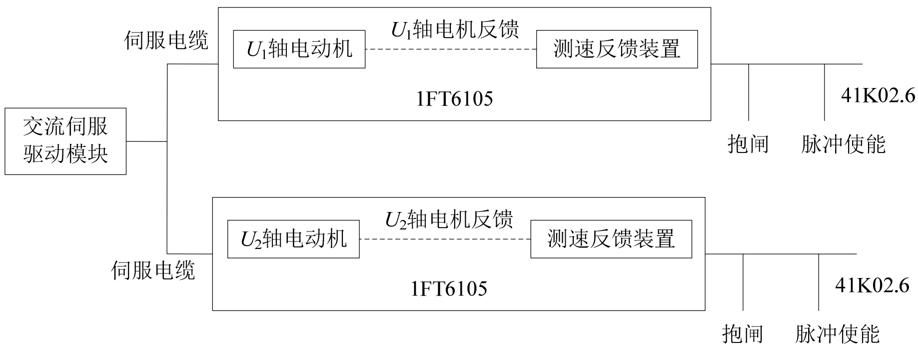
DL 系列卧式车床的电器控制与驱动系统包含 10 个子系统：电源控制系统和润滑系统用于提供稳定的电能和液压；尾座运动控制系统与中心架运动控制系统用于固定待加工的部件；主传动控制系统与 X 、Z 、U_1 、U_2 轴进给系统共同执行加工任务；此外还包括 PLC 输入系统和 PLC 输出系统。其中，进给控制系统包含 4 个子系统：X 轴、Z 轴 U_1 和 U_2 轴进给控制系统。X 轴进给控制系统工作原理如图 4-8(a)所示。由伺服驱动模块(MO)产生的控制信号通过伺服电缆(EW)控制 X 轴进给系统的电机(MT)。X 轴电机模块除电动机外，同时还存在一个速度反馈装置

(*SF*)。直线光栅尺(*GR*)通过伺服电缆将 X 轴方向的直线度值反馈至伺服驱动模块，对 X 轴电机的进给量进行调整，为 X 轴的进给提供动力。Z 轴与 X 轴具有相似的电气控制方式。

U_1 轴和 U_2 轴进给控制系统工作原理如图 4-8(b)所示，同样是伺服驱动模块通过西门子伺服电缆对 U_1、U_2 轴电机进行控制。与 X 轴和 Z 轴不同的是，U_1 轴和 U_2 轴共有一个伺服驱动模块。在车床进行加工时，U_1 轴和 U_2 轴进给量达标时，电机实现抱闸，并且通过 PLC 输出控制继电器(*RE*)实现电机脉冲使能。



(a)



(b)

图 4-8 DL 系列卧式车床进给系统工作原理图 (a) *X*/*Z* 轴进给系统工作原理图；(b) U_1/U_2 轴进给系统工作原理图

采用故障树分析方法对 DL 系列卧式车床进给系统进行可靠性建模。重型车床工作环境严酷，由于环境冲击造成的部件的共因失效无法忽略[83,233-234]。本章采用修正的 β 因子参数模型来处理系统中存在的多共因组问题。而后采用贝叶斯网络推理计算系统可靠度和失效率。

4.5.2 进给系统多态 BN 建模及其与多共因组的融合

通过对进给系统的功能和失效机理分析，取“进给系统功能失效”为故障树建模的顶事件。系统主要功能失效模式包括：电机无法启动、轴超出行程、短路、电子器件损坏、几何精度超标、结构疲劳裂纹等。对系统进行故障树建模时只分

析到部件级而不进行零件级的失效分析。因此，建立进给系统的故障树如图 4-9 所示。故障树的符号含义如表 4-7 所示。

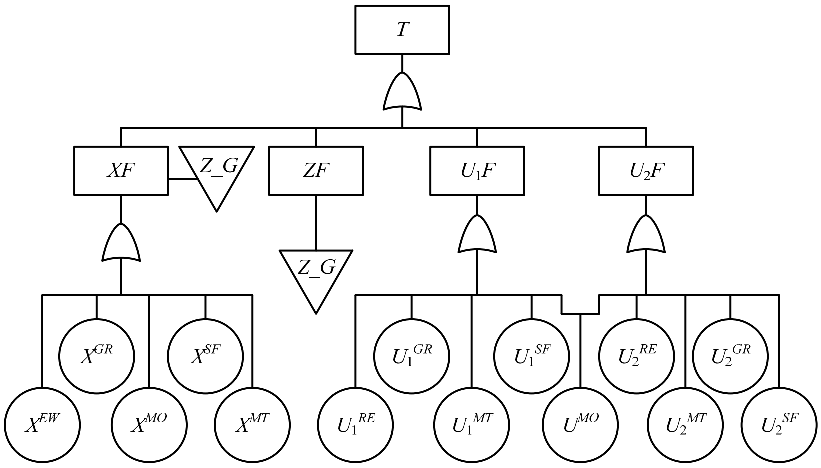


图 4-9 进给系统故障树模型

表 4-7 进给系统故障树事件列表

符号	事件	符号	事件
T	进给系统功能失效	Z_G	X 轴进给系统功能失效相似事件
XF	X 轴进给系统功能失效	U^{MO}	U 轴驱动模块失效
ZF	Z 轴进给系统功能失效	U_1^{RE}	U_1 轴电流继电器失效
U_1F	U_1 轴进给系统功能失效	U_1^{GR}	U_1 轴直线光栅尺失效
U_2F	U_2 轴进给系统功能失效	U_1^{MT}	U_1 轴电机失效
X^{EW}	X 轴伺服电缆失效	U_1^{SF}	U_1 轴速度反馈装置失效
X^{GR}	X 轴直线光栅尺失效	U_2^{RE}	U_2 轴电流继电器失效
X^{MO}	X 轴驱动模块失效	U_2^{GR}	U_2 轴直线光栅尺失效
X^{SF}	X 轴速度反馈装置失效	U_2^{MT}	U_2 轴电机失效
X^{MT}	X 轴电机失效	U_2^{SF}	U_2 轴速度反馈装置失效

由于系统中不同子系统间存在多个相同或相似的部件，因此，极有可能由于某一种原因造成这类相同或相似的部件同时失效。因此，当考虑由人因影响、功能相关及环境因素等原因造成部件之间发生共因失效时，系统中存在如下几种共因失效事件或共因失效组：

(1) 部件 MO 存在于一个共因失效事件 $C^{MO}=\{X^{MO},Z^{MO},U^{MO}\}$，根据专家经验，取其共因因子 $\beta^{MO}=0.1$。

(2) 各个子系统中所有部件 GR 和 SF 分别同时失效，此时共因失效事件可以分别表示为 $C^{GR}=\{X^{GR},Z^{GR},U_1^{GR},U_2^{GR}\}$ 和 $C^{SF}=\{X^{SF},Z^{SF},U_1^{SF},U_2^{SF}\}$。此两个共因失效事件所对应的共因因子分别为 $\beta^{GR}=0.2$， $\beta^{SF}=0.15$。

(3) 与部件 EW 和 RE 有关的共因失效事件为 $C^{EW}=\{X^{EW},Z^{EW}\}$ 和 $C^{RE}=\{X^{RE},Z^{RE}\}$，其共因因子为 $\beta^{EW}=\beta^{RE}=0.15$。

(4) 部件 X^{MT} 存在于多个共因失效组中 $CCFG_1^{MT}=\{X^{MT},Z^{MT}\}$、$\{X^{MT},U_1^{MT}\}$、$\{X^{MT},U_2^{MT}\}$、$\{Z^{MT},U_1^{MT}\}$、$\{Z^{MT},U_2^{MT}\}$、$\{U_1^{MT},U_2^{MT}\}$；$CCFG_2^{MT}=\{X^{MT},Z^{MT},U_1^{MT}\}$、$\{X^{MT},Z^{MT},U_2^{MT}\}$、$\{Z^{MT},U_1^{MT},U_2^{MT}\}$ 和 $CCFG_3^{MT}=\{X^{MT},Z^{MT}，U_1^{MT}，U_2^{MT}\}$。对于两部件同时失效、三部件同时失效以及四部件同时失效的三种情况，对应的共因因子分别为 $\beta_1^{MT}=0.25$、$\beta_2^{MT}=0.2$ 和 $\beta_3^{MT}=0.15$。

经文献调研及工程经验，得到系统中各部件的失效率及 $t=3000\text{h}$ 时失效概率如表 4-8 所示。

表 4-8 系统各部件失效率及失效概率

部件编码	失效率 λ (10^{-6}/h)	失效概率 (t=3000h)
MO	0.2	0.0006
EW	0.6	0.0018
GR	2	0.0060
MT	7	0.0208
SF	0.5	0.0015
RE	2	0.0060

根据故障树向贝叶斯网络的转换方法及 4.3.1 节中修正的 β 因子模型，应用显式建模方法将进给系统由故障树转换的贝叶斯网络进行分解。对于贝叶斯网络的根节点，考虑共因失效时，将其分解为独立失效部分及共因失效部分。从而得到如图 4-10 所示的考虑多共因组的系统贝叶斯网络。

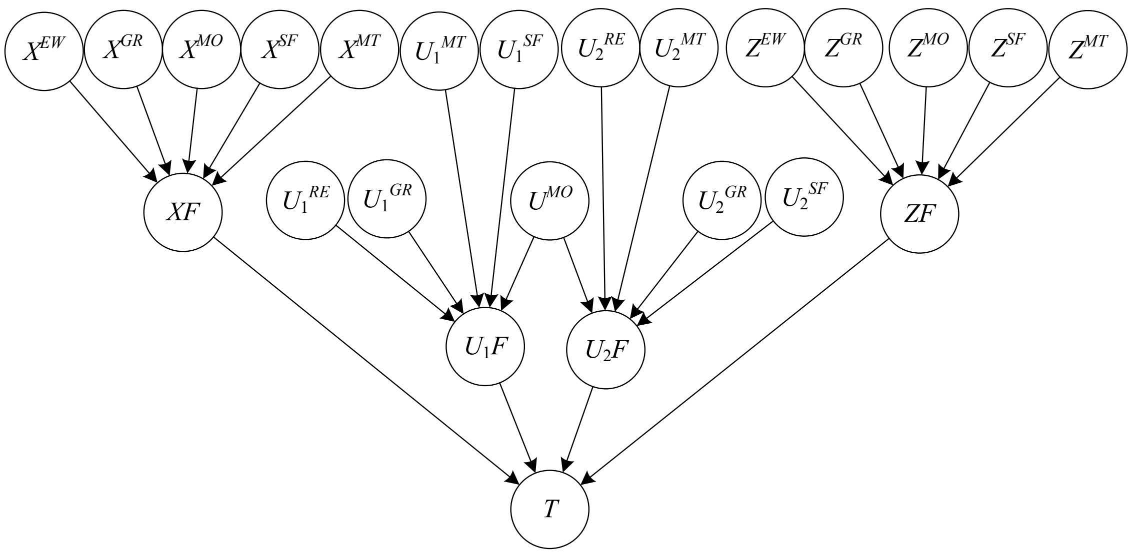


图 4-10 考虑系统共因失效的系统贝叶斯网络

图 4-10 中贝叶斯网络与不考虑共因失效时系统贝叶斯网络的结构相同，不同的是根节点的概率进行了重新定义，此时将各部件共因失效纳入考虑。当考虑共因失效时，表 4-8 中的失效概率为各部件的独立失效概率，此时应用修正的β因子模型对所有根节点失效概率进行更新。

对于部件A，由式(4-31)计算得到不存在多共因组的各基本部件更新后的失效概率分别为$P'(EW)=0.0021$、$P'(RE)=0.0071$、$P'(GR)=0.0075$、$P'(SF)=0.0018$、$P'(MO)=0.0007$。对于存在多共因组的部件MT，其不满足所有共因组β因子和大于 1 的限制，因此仍用式(4-31)计算其失效概率：

$$\begin{aligned}
P'\left(MT\right) &= P\left(MT_{ind}\right)+P\left(MT_{ccf}\right) \\
&= P\left(MT_{ind}\right)+P\left(\left(CCFG_1^{MT}\right)\right)+P\left(\left(CCFG_2^{MT}\right)\right)+P\left(\left(CCFG_3^{MT}\right)\right) \\
&= P\left(MT_{ind}\right)+\left(\frac{\sum_{i=1}^{3}\beta_i^{MT}}{1-\sum_{i=1}^{3}\beta_i^{MT}}\right)P\left(MT_{ind}\right) \\
&= \frac{1}{1-\sum_{i=1}^{3}\beta_i^{MT}}P\left(MT_{ind}\right)
\end{aligned} \tag{4-34}$$

由于$(\beta_1^{MT}+\beta_2^{MT}+\beta_3^{MT})<1$，不存在修正的$\beta$因子模型中的逻辑矛盾关系。因此对于上式，无需应用比例折算系数法进行处理，直接带入数据计算得到部件MT在考虑共因失效时的总失效概率为$P'(MT)=0.0520$。

4.5.3 证据理论下卧车进给系统可靠性分析

电机作为卧式车床的主要动力输出部件，其工作状态将直接影响车床的加工效率。因此，考虑 DL 系列卧式车床进给系统中各电机的工作状态除了正常工作和完全失效外，还存在一个降额工作的状态。因此，电机的状态空间为$\{0,1,2\}$，其中 0 表示正常工作状态，1 表示降额工作状态，2 表示完全失效状态。而系统中其他部件都考虑为只具有正常和完全失效两个状态。当系统由于系统结构复杂、部件间耦合关系复杂，可获得的可靠性相关数据较少时，考虑系统中存在的认知不确定性，引入不确定状态$[0,1,2]$。假设所有部件寿命服从指数分布，通过文献调研并结合领域专家经验知识，得到机床进给控制系统基本部件在 3000h 时处于各状态的失效概率如表 4-9 所示。

表 4-9 3000h 时融合共因失效后部件处于各状态的概率

部件编号	部件状态			
	0	1	2	[0,1,2]
MO	0.9993	-	0.0007	-
EW	0.9979	-	0.0021	-
GR	0.9925	-	0.0075	-
MT	0.9304	0.0089	0.0520	0.0087
SF	0.9982	-	0.0018	-
RE	0.9929	-	0.0071	-

对于图 4-10 的贝叶斯网络，应用 4.2.1 和 4.2.2 节中基于证据理论的贝叶斯网络节点定义方法及概率推理方法，得到其中间节点 XF 、 ZF 、 U_1F 和 U_2F 的条件概率表分别如表 4-10 和 4-11 所示。

表 4-10 证据理论下中间节点 XF 与 ZF 的条件概率表

X^{EW} Z^{EW}	X^{GR} Z^{GR}	X^{MO} Z^{MO}	X^{SF} Z^{SF}	X^{MT} Z^{MT}	(或) XF,ZF					
					Bel			Pl		
					0	1	2	0	1	2
0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0
0	0	0	0	2	0	0	1	0	0	1
0	0	0	0	[0,1,2]	0	0	0	1	1	1
0	0	0	2	0	0	0	1	0	0	1
0	0	0	2	1	0	0	1	0	0	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2	2	2	0	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	1	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	2	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	[0,1,2]	0	0	1	0	0	1

表 4-11 证据理论下中间节点 U_1F 与 U_2F 的条件概率表

U^{RE}	U^{GR}	U^{MO}	U^{SF}	U^{MT}	(或) U_1F,U_2F					
					Bel			*Pl*		
					0	1	2	0	1	2
0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0
0	0	0	0	2	0	0	1	0	0	1
0	0	0	0	[0,1,2]	0	0	0	1	1	1
0	0	0	2	0	0	0	1	0	0	1
0	0	0	2	1	0	0	1	0	0	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2	2	2	0	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	1	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	2	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	[0,1,2]	0	0	1	0	0	1

证据理论下系统贝叶斯网络如图 4-11 所示，叶节点T的条件概率表如表 4-12 所示。

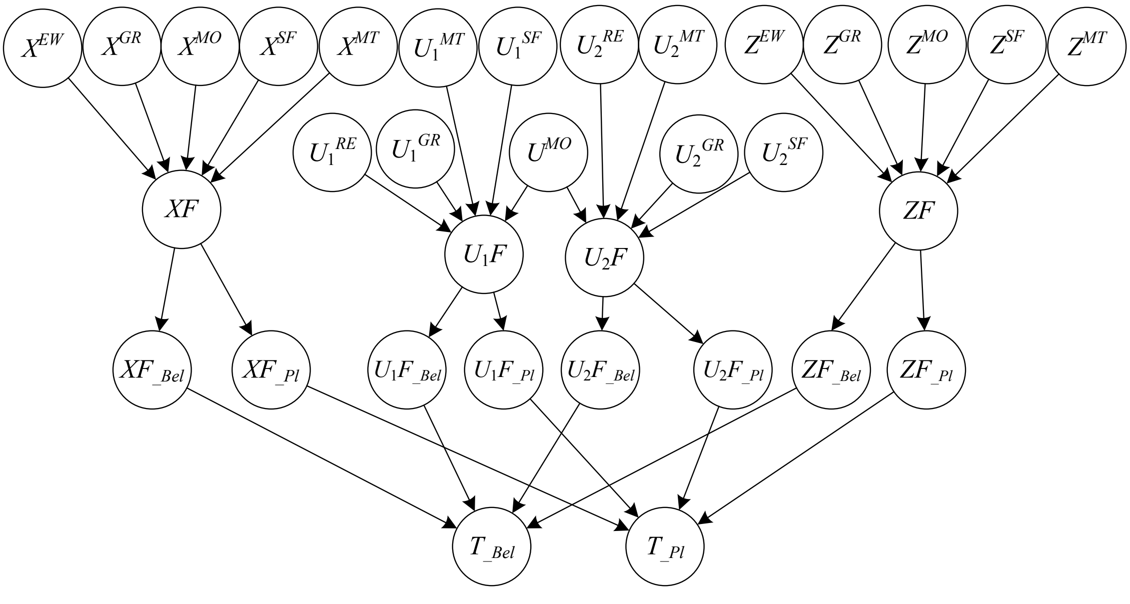


图 4-11 证据理论下系统贝叶斯网络

表 4-12 证据理论下叶节点 T 的条件概率表

XF	ZF	U_1F	U_2F	(或) T					
				$T_{\_Bel}$			$T_{\_Pl}$		
				0	1	2	0	1	2
0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	0	1	0	1	0	0	1	0
0	0	0	2	0	0	1	0	0	1
0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
0	0	1	1	0	1	0	0	1	0
0	0	1	2	0	0	1	0	0	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2	2	1	0	0	1	0	0	1
2	2	2	2	0	0	1	0	0	1

由证据理论下的多态贝叶斯网络推理方法得中间节点 XF 、ZF 、U_1F 和 U_2F 的信任概率和似然概率如表 4-13 所示。

表 4-13 中间节点各状态信任概率及似然概率值

节点代码	状态值					
	Bel			Pl		
	0	1	2	0	1	2
XF	0.919180	0.008793	0.063432	0.927775	0.017388	0.072027
ZF	0.919180	0.008793	0.063432	0.927775	0.017388	0.072027
U_1F	0.914575	0.008749	0.068125	0.923127	0.017301	0.076677
U_2F	0.914575	0.008749	0.068125	0.923127	0.017301	0.076677

由式(4-13)和(4-14)得，叶节点 T 处于状态 0 时的信任概率和似然概率为：

$$\begin{aligned}Bel(T=0) &= P(T\_Bel=0) = \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Bel(XF,ZF,U_1F,U_2F,T=0)\\ &= \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Bel(T=0|XF,ZF,U_1F,U_2F)\prod_{i=1}^{n} Bel(x_i^{k_i})\\ &= \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Bel(T=0|XF,ZF,U_1F,U_2F)\\ &\quad Bel(XF)Bel(ZF)Bel(U_1F)Bel(U_2F)\end{aligned} \tag{4-35}$$

$$\begin{aligned}Pl(T=0) &= P(T\_Pl=0) = \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Pl(XF,ZF,U_1F,U_2F,T=0)\\ &= \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Pl(T=0|XF,ZF,U_1F,U_2F)\prod_{i=1}^{n} Pl(x_i^{k_i})\\ &= \sum_{XF,ZF,U_1F,U_2F} Pl(T=0|XF,ZF,U_1F,U_2F)\\ &\quad Pl(XF)Pl(ZF)Pl(U_1F)Pl(U_2F)\end{aligned} \tag{4-36}$$

计算得到认知不确定性下考虑系统共因失效和不考虑共因失效两种情况下，叶节点 T 分别处于各状态的信任概率和似然概率如表 4-14 所示。为了说明认知不确定性对系统可靠度的影响，此处将表 4-9 中部件 MT 的不确定状态视为状态 0，即部件正常，此时，计算得到四种情况下系统服役时间为 3000h 时处于各状态的概率如表 4-14 所示。

表 4-14 叶节点 T 各状态的概率

叶节点 T 状态值		考虑多共因失效组 0	1	2
认知不确定性下	信任概率 Bel	0.706706	0.027431	0.232005
	似然概率 Pl	0.733514	0.056553	0.280306
忽略认知不确定性	状态概率	0.733514	0.028204	0.238282
叶节点 T 状态值		不考虑共因失效 0	1	2
认知不确定性下	信任概率 Bel	0.808964	0.030368	0.119782
	似然概率 Pl	0.838640	0.062523	0.161703
忽略认知不确定性	状态概率	0.838640	0.031195	0.122977

基于前面部件寿命服从指数分布的假设，将系统部分失效状态视为正常状态时，根据表 4-14 中进给系统处于状态 2 时的信任概率和似然概率可得，认知不确定性和多共因组影响下，系统在时间 $t = 3000$h 时的失效概率处于区间[0.232005, 0.280306]内，系统的失效率为[8.7991e-5, 1.0964e-4]/h。不考虑部件共因失效时，系统在 3000h 时失效概率处于区间[0.119782, 0.161703]，系统的失效率处于区间[4.2529e-5, 5.8794e-5]/h 内。同时，得到整个进给系统在考虑共因失效与不考虑共因失效时的可靠度对比曲线如图 4-12 所示。考虑共因失效但忽略系统认知不确定性时，系统的失效概率为 0.238282，失效率为 9.072629e-5/h。不考虑共因失效且忽略系统认知不确定性时，系统的失效概率为 0.122977，失效率为 4.374068e-5/h。从而得到认知不确定性下与忽略认知不确定性时的系统可靠度对比曲线如图 4-13 所示。

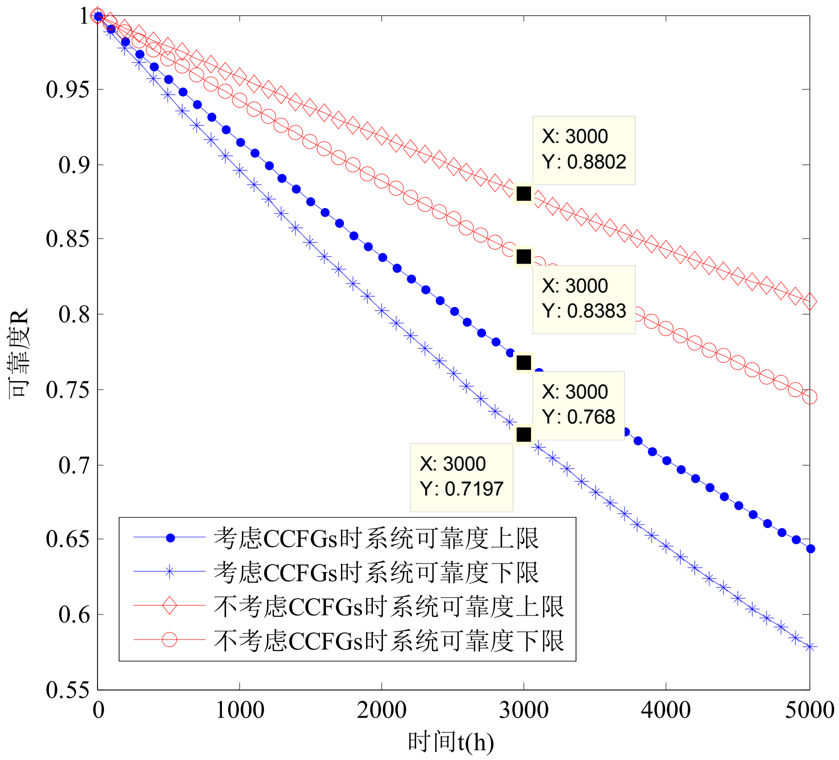


图 4-12 认知不确定性下 CCFGs 对系统可靠度影响曲线对比图

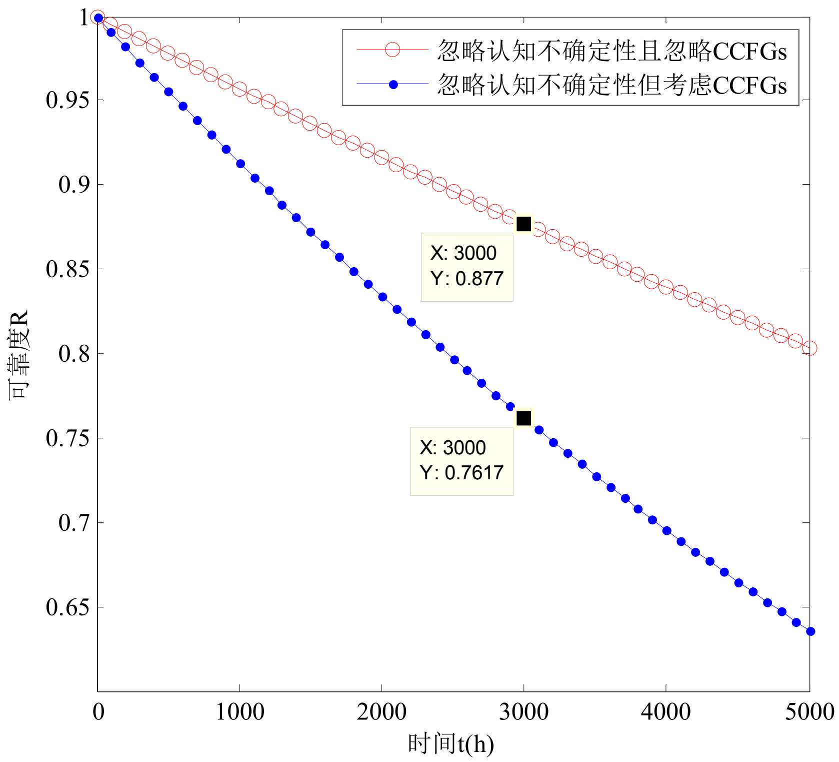


图 4-13 忽略认知不确定性时 CCFGs 对系统可靠度影响曲线对比图

本节对 DL 系列卧室车床进给系统的可靠性进行了研究。基于进给系统的功能分析和失效机理分析，建立了系统故障树模型。运用证据理论对系统中存在的认知不确定性进行量化，并与贝叶斯网络模型相结合实现系统可靠度的计算。同时考虑系统中存在多共因失效组的情况，应用修正的β因子参数模型对多共因组进行建模。由表 4-14 结合图 4-12 对比发现，在进给系统整个服役期间，考虑系统存在的认知不确定性，而不考虑共因失效的影响时，系统在服役时间为 3000h 时的可靠度介于区间[0.808964, 0.838640]内。将这个结果与考虑多共因组时系统的可靠度[0.706706, 0.733514]进行比较可知，共因失效对进给系统的可靠度有较明显的影响。由于在基于证据理论的系统贝叶斯网络的根节点中只考虑了四个电动机中所存在的认知不确定性，而其他几个部件的状态及状态概率都是已知的，因此表 4-14 中忽略认知不确定性时系统处于三个状态的概率是分别介于其对应的信任概率和似然概率之间，说明计算结果是正确的。本章提供了认知不确定性和多共因组影响下复杂系统可靠性分析的一种有效方法。

4.6 本章小结

本章采用证据理论对系统中存在的认知不确定性进行表征。结合贝叶斯网络在系统结构表达以及概率推理的优势，将证据理论与贝叶斯网络相融合，实现了对存在认知不确定性的复杂多态系统的逻辑关系表达和概率推理。当系统存在多个共因组时，本章对传统标准的β因子参数模型进行了改进，提出了修正的β因子参数模型。并将此修正的模型与基于证据理论的贝叶斯网络相融合，实现了贝叶斯网络对系统中存在认知不确定性同时考虑多共因组时的系统结构状态表达以及概率推理。

本章所提方法的验证方面，应用基于证据理论的多态贝叶斯网络方法对第三章的卫星天线双轴定位机构传动系统进行了可靠性分析。当证据理论与贝叶斯网络相结合时，将根节点区间值模糊概率的下限区间的下限值视为各节点处于此状态的精确值，此时，将不确定状态的概率值作了最大化处理。相较于第二章的区间模糊贝叶斯网络方法，本章提出方法的计算结果的不确定性稍大。但本章提出的方法避免了区间值模糊概率计算中的模糊运算、区间运算，从而在计算复杂度和计算效率方面具有一定优势。应用本章提出的方法对存在多共因组并且考虑认知不确定性的 DL 系列某重型数控卧式车床的进给控制系统进行了可靠性分析。结果表明，本章的基于证据理论的多态贝叶斯网络方法能够处理复杂系统中存在的认知不确定性、多态特性，且能结合改进的β因子参数模型处理多共因组情况，具有较高的计算效率和较强的实用价值。

第五章 认知不确定性下的复杂机电系统可靠性综合评估

实际工程中，大型复杂机电系统由于系统结构复杂、制造成本高、样本量小等特点，造成在其可靠性评估过程中，能获得的试验数据、现场数据以及工程经验信息较少。因此，难以从数据分析的角度对该类系统的寿命和可靠性进行精确的评估。此外，由于数据的缺乏，认知不确定性以及动态失效特性的存在，为大型复杂机电系统可靠性综合评估提出了新的挑战。因此，采取相应的可靠性技术手段，考虑系统或部件的动态特性、不确定性及维修性时，以合理评估复杂机电系统可靠性指标，并形成对系统的综合可靠性评价完整的框架体系具有重要的研究价值。

5.1 引言

可靠性评估贯穿整个产品寿命周期，包含以下 4 个方面的技术内容：

(1) 可靠性建模：其目的是建立一个可靠性模型，以描述整个系统及其组成单元之间的失效逻辑关系。

(2) 可靠性数据收集及处理：收集可靠性测试数据、不同任务环境下的现场数据，并转换为同一类型的统计数据，是可靠性评估的一项基础工作。

(3) 组成单元的可靠性评估：包括对各类统计数据进行单元可靠性点估计以及置信区间估计。

(4) 系统可靠性综合：根据组成单元可靠性评估结果以及建立的系统模型，对整个系统的可靠性进行综合评估[235-236]。

目前，国内外学者提出了许多复杂系统的可靠性建模方法，模型精度也逐渐得到提高。一些经典的静态建模技术，包括可靠性框图模型、故障树模型、二元决策图模型等已被广泛应用到静态系统建模中。针对现代机电系统失效过程的复杂性，发展起来了许多动态建模技术，如马尔科夫模型[47]、动态故障树模型[48]、Petri 网[49]等，这些模型已经应用于具有动态特性的复杂工程系统可靠性建模。但对于存在相关失效行为等动态系统的可靠性研究工作仍有待完善。除动态特性外，不确定性也是存在于复杂系统中的一种重要特性。系统不确定性研究的主要目的是减小不确定性对系统的影响，因此，需要首先研究如何对不确定性进行表达和量化。此外，工程中常用维修和更换部件的方法来提高整个系统的可靠性并延长其使用寿命。因此，如何综合考虑系统动态特性、不确定性以及部件维修更换等多种因素影响，实现系统的综合评估是复杂系统可靠性研究的关键。

考虑现代复杂机电系统中的动态特性，利用动态故障树具有的动态建模能力的优势，在系统结构及系统故障机理分析的基础上建立系统的动态故障树模型。并借助于贝叶斯网络的概率逻辑推理优势，将动态故障树转化为贝叶斯网络进行求解。对于系统中认知不确定性，借助概率盒在处理概率模型参数不确定性方面的优势，基于传统概率盒的定义，提出一种拓展的概率盒来表达系统中的认知不确定性。考虑具有可维修部件的复杂机电系统的更换策略时，应用蒙特卡洛仿真方法求解具有复杂特性的系统动态故障树模型。该方法能够对系统可靠度、平均寿命以及组件重要度等可靠性指标进行合理计算，并能评估各类因素(如系统可维修性、认知不确定性等)对系统可靠性的影响，实现系统整体可靠性水平的把握，为提高系统可靠性措施的制定提供理论依据。

5.2 动态故障树建模

Dugan 等[50-51]提出的动态故障树分析方法，克服了传统故障树方法不能解决系统序列相关性等不足，并应用动态逻辑门来描述系统序列规则和随机失效行为。常用的动态门包括：优先与门、功能相关门和备件门[52,57,59]。

(1) 优先与门：当与门的输入事件按照由左向右有序的发生时，输出事件发生，这样的逻辑与门即为优先与门。优先与门的输入可以是基本事件或其他逻辑门的输出事件。

(2) 功能相关门：由若干个状态相关事件和一个触发输入事件组成。触发输入可以是一个基本事件或动态故障树中其他逻辑门的输出事件。触发事件的发生将引起基本事件的发生，即基本事件与触发事件功能相关。

(3) 备件门：备件门用来对具有备份的系统进行建模，该类系统的失效标准不能由系统基本事件组合来表达。备件门由一个基本主件及若干个具有相同功能的备件组成，令主件的失效率为λ，则备件的失效率可定义为$\alpha\lambda$。根据备件的失效机理，备件门可以分为冷备件门($\alpha=0$)、热备件门($\alpha=1$)和温备件门($0<\alpha<1$)。

5.3 参数估计及认知不确定性的表达

5.3.1 变异系数法估计寿命分布参数

当系统或产品整机及其零部件寿命都用随机变量T表示时，常用变量均值$E(T)$来定量描述系统或产品能正常工作多长时间，方差$Var(T)$表示随机变量的离散程度或不确定程度[236-237]。但方差反映随机变量离散程度是一个绝对值，它不能比较不同平均寿命情况下的离散程度。因此，本章引入变异系数v来对寿命的离散

程度进行描述。它定义为标准差与平均寿命之比[237]，即：

$$v(T)=\frac{\sqrt{Var(T)}}{E(T)} \tag{5-1}$$

大量的工程实践表明，变异系数更便于实际应用。已知系统组件或单元的寿命分布并给定各部件可靠寿命时，可应用变异系数法对系统寿命分布进行参数估计。

(1) 寿命T服从指数分布的部件，令其分布函数为$F(t;\lambda)$且$F(t)=\exp\{-\lambda t\}$，其中λ为指数分布参数，即失效率。令$\theta=1/\lambda$，表示部件平均失效时间。$F(t;\lambda)$是一个均值$E(T)=\theta$的单调递增函数，方差$Var(T)=\theta^2$。定义指数分布变异系数v_{Exp}为：

$$v_{\mathrm{Exp}}(T)=\frac{\sqrt{Var(T)}}{E(T)}=\frac{\sqrt{\theta^2}}{\theta}=1 \tag{5-2}$$

指数分布的变异系数为常数 1，与分布参数无关，即其不确定程度是固定的。对于寿命服从指数分布的部件，其可靠度为R时的可靠寿命t_R^{Exp}与参数λ存在如下关系：

$$t_R^{\mathrm{Exp}}=\frac{1}{\lambda}\ln\frac{1}{R} \tag{5-3}$$

式中，R为部件可靠度，且$0\le R\le 1$。因此在已知某可靠寿命时，可应用式(5-3)求得部件分布参数λ。

(2) 对于两参数威布尔分布$F(t;\beta,\eta)$，分布函数$F(t)=1-\exp\{-(t/\eta)^{\beta}\}$，其中$\beta$为形状参数，$\eta$为尺度参数。威布尔分布的均值和方差为$E(T)=\eta\Gamma(1+1/\beta)$和$Var(T)=\eta^2[\Gamma(1+2/\beta)-\Gamma^2(1+1/\beta)]$，其中，$\Gamma(\alpha)=\int_0^{\infty}x^{\alpha-1}e^{-x}dx$ ($\alpha>0$)[238]。威布尔分布的变异系数v_{Wb}为：

$$v_{\mathrm{Wb}}(T)=\frac{\sqrt{Var(T)}}{E(T)}=\frac{\sqrt{\eta^2\left[\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right)-\Gamma^2\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right]}}{\eta\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right)}=\sqrt{\frac{\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right)}{\Gamma^2\left(1+\frac{1}{\beta}\right)}-1} \tag{5-4}$$

威布尔分布变异系数只与形状参数β有关，且随着β的增大而减小，即变量的不确定性程度随参数β的增加而变小。在确定某部件寿命变异系数后，可由式(5-4)计算威布尔分布的形状参数。寿命服从威布尔分布的系统或部件，其分布参数与可靠度为R时的可靠寿命t_R^{wb}存在如下关系：

$$t_R^{\mathrm{Wb}}=\eta\left(-\ln R\left(t\right)\right)^{\frac{1}{\beta}} \tag{5-5}$$

因此，在给定部件可靠度 R 下的可靠寿命 t_R^{Wb} 和寿命变异系数 v_{Wb} 时，可由式(5-4)确定其形状参数，然后代入式(5-5)，计算得尺度参数，最终完全确定部件的寿命分布形式。由于式(5-5)较难计算，运用 Matlab 软件得变异系数 v_{Wb} 与形状参数 β 关系如图 5-1 所示。

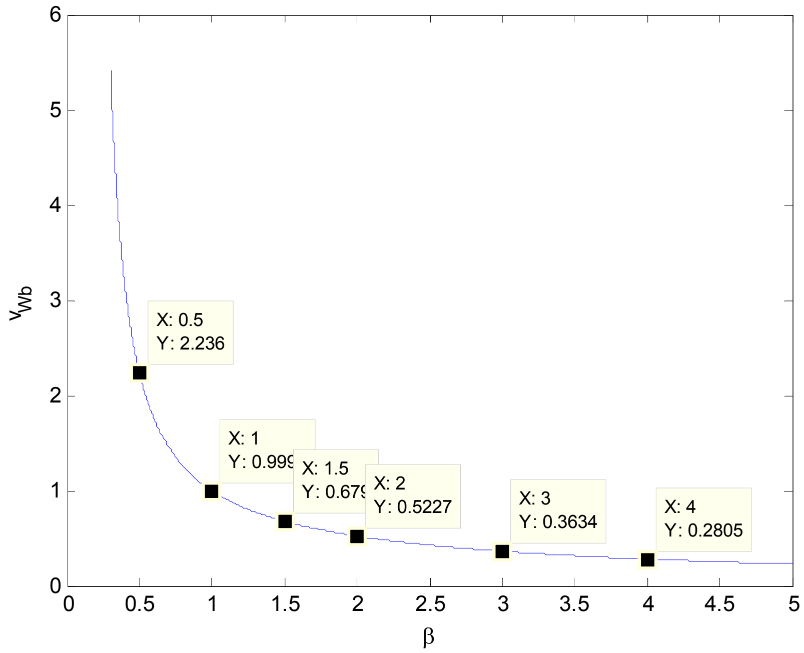


图 5-1 威布尔分布下变异系数 v_{wb} 与形状参数 β 的关系

由图 5-1 可知，威布尔分布变异系数 v_{Wb} 随形状参数 β 的增大而减小，说明 β 越小，随机变量的离散程度越大。

(3) 寿命服从对数正态分布 $F(X;\mu,\sigma)$ 的部件，μ 为位置参数，即对数均值；σ 为形状参数，也即对数方差；分别表示复合变量 $X=\ln(t)$ 的均值和标准差。因此，原始变量 T 的均值和方差分别为 $E(T)=\exp\{\mu+\sigma^2/2\}$ 和 $Var(T)=(\exp\{\sigma^2\}-1)\exp\{2\mu+\sigma^2\}$[238]。对数正态分布的变异系数 v_{Logn} 为：

$$\begin{aligned}v_{Logn}\left(T\right)&=\frac{\sqrt{Var\left(T\right)}}{E\left(T\right)}=\frac{\sqrt{\left(e^{\sigma^2}-1\right)e^{2\mu+\sigma^2}}}{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}\\&=\frac{\sqrt{\left(e^{\sigma^2}-1\right)e^{2\mu+\sigma^2}}}{\sqrt{e^{2\mu+\sigma^2}}}=\sqrt{e^{\sigma^2}-1}.\end{aligned} \tag{5-6}$$

式(5-6)表明，对数正态分布变量的变异系数只与对数标准差 σ 有关，且随着 σ

的增大而增大。在确定部件分布寿命变异系数后，由式(5-6)可计算对数正态分布参数σ。由于对数正态分布变异系数与对数均值无关，使得对其估计较为容易，其分布参数μ和σ与可靠度为R时的可靠寿命t_R^{Logn}之间存在如下关系：

$$t_R^{Logn} = \exp\left\{\mu - \sigma z_R\right\} \tag{5-7}$$

式中，z_R是标准正态分布$N(0,1)$的R分位数，可通过查找标准正态分布的分位数表得到。从而，在给定部件可靠寿命t_R^{Logn}时，可计算得到其对数均值μ，最终获得完整寿命分布形式。

工程中，往往很难获取系统及其部件准确的寿命数据。但根据现场数据、寿命试验数据以及工程人员经验等，通常可由少量数据提取出某些关键部件的寿命上限与下限。此时，部件使用寿命可用实数集$\mathbf{R}$上的一个有界闭区间T^I来表示，即：

$$T^I = \left[T_L, T^U\right] = \left\{T \in \mathbf{R} : T_L \le T \le T^U\right\} \tag{5-8}$$

式中，T是一个区间变量，T_L和T^U分别为其下界和上界。区间数T^I的均值$\bar{T}$和偏差T^r可定义为：

$$\bar{T} = \frac{T_L + T^U}{2}, T^r = \frac{T^U - T_L}{2} \tag{5-9}$$

将区间变量T^I进一步表示为：

$$T^I = \left[\bar{T} - T^r, \bar{T} + T^r\right] \tag{5-10}$$

得到寿命变量T的变异系数为：

$$\tilde{v} = \frac{T^r}{\bar{T}} = \frac{T^U - T_L}{T^U + T_L} \tag{5-11}$$

通过文献调研及查阅相关设计手册可知，式(5-11)是工程中较合理的一个变异系数估计法。依据式(5-9)-式(5-11)及工程人员经验给定各关键部件寿命区间，即可确定各个部件的寿命变异系数取值。同时当给定部件寿命分布和可靠寿命时，通过式(5-2)-式(5-7)可以计算得到其寿命分布参数，最终可完整确定其寿命分布。

5.3.2 拓展参数化概率盒下认知不确定性的表征

考虑由于系统数据的不完整性而引入的认知不确定性时，给定系统及部件的可靠寿命为区间数，由式(5-4)、式(5-6)和式(5-11)可知，当威布尔分布的形状参数β和对数正态分布的对数标准差σ都分别看作一个精确的数值时，参数η和μ则被定义为区间参数，即$[\eta_L, \eta^U]$和$[\mu_L, \mu^U]$。因此，本章引入参数化概率盒来表达系统

的参数不确定性。

概率盒已被广泛用在风险分析领域来量化以及表达不确定性[115-116,120]，同时它也是一种基于边界概率分布解决统计问题的有效工具。令非负随机变量 X 表示部件寿命， $F^U(t)$ 和 $F_L(t)$ 是随机变量 X 在实数 $\mathbf{R}$ 上的两个累积分布函数，且 $F(t)=P\{X\le t\}$。设 $\mathbf{F}$ 是将实数集 $\mathbf{R}$ 上的数映射到区间 $[0,1]$ 内的非增函数集，F_L 和 F^U 分别为函数集 $\mathbf{F}$ 的上下边界。此时，概率盒定义为满足约束条件 $F_L(t)\le F(t)\le F^U(t)$ 的一个概率族，且 $F\in\mathbf{F}$。在可靠性工程中，生存概率能够更直观的反映组件的性能。因此，类似地，基于概率盒的定义，从生存分析的角度提出一种拓展的概率盒且定义如下：

$$\Re=\left\{R(t),\forall t\in\mathbf{R}\middle|R_L(t)\le R(t)\le R^U(t)\right\} \tag{5-12}$$

式中， $R(t)=P\{X>t\}=1-F(t)$。拓展的概率盒用 $R(t)$ 表示，且知道它被不精确的给定于上下边界 R^U 和 R_L 之间。假设某变量 X_{Wb} 服从参数 $\beta=2$ 以及 $\eta=[50,70]$ 的威布尔分布，且 X_{Logn} 服从参数 $\sigma=0.25$ 及 $\mu=[5,5.5]$ 的对数正态分布，从而可以通过获取分布的包络得到威布尔分布和对数正态分布的概率盒以及拓展的概率盒，分别如图 5-2(a)和图 5-2(b)所示。

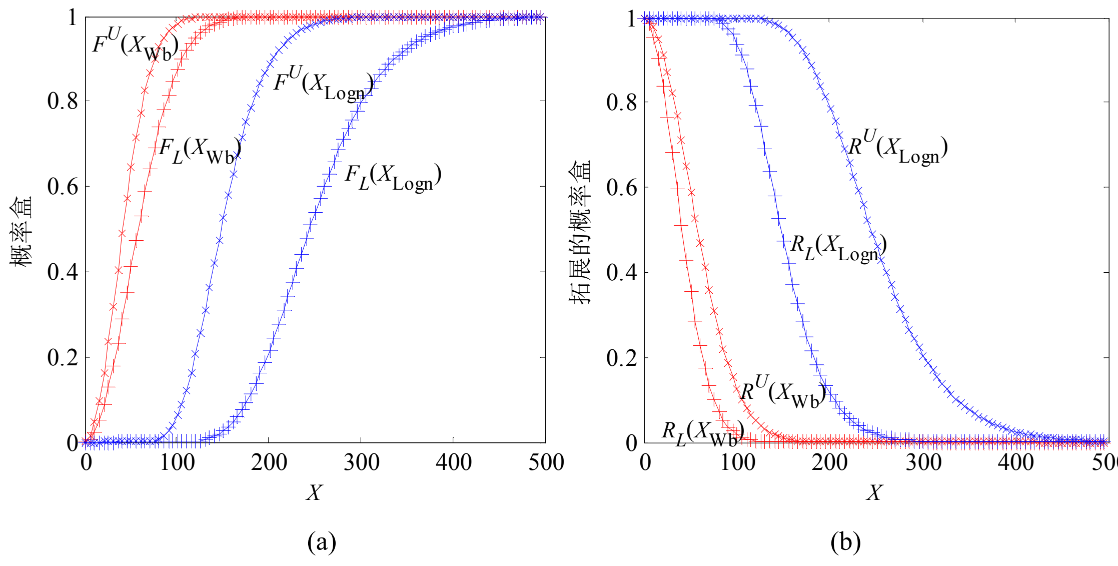


图 5-2 参数化概率盒及其拓展 (a) 概率盒示例；(b) 拓展的概率盒示例

图 5-2(a)表示考虑系统参数不确定性时，随机变量 X 分别服从威布尔分布和对数正态分布时的概率盒，即其对应部件的失效概率将处于该分布包络内。图 5-2(b)表示部件寿命分别服从威布尔分布和对数正态分布时的拓展概率盒，即其生存概率(可靠度)将处于该包络内。将拓展概率盒分布的上下边界间区域的面积 A_{rea} 用以

描述系统不确定性的程度，定义为：

$$\begin{aligned} A_{rea} &= \int_0^{+\infty}\left(1-F_L\left(t\right)\right)dt-\int_0^{+\infty}\left(1-F^U\left(t\right)\right)dt \\ &= \int_0^{+\infty}R^U\left(t\right)dt-\int_0^{+\infty}R_L\left(t\right)dt \\ &= ET^U-ET_L \end{aligned} \tag{5-13}$$

式(5-13)表明系统或部件的不确定性可用上下边界平均寿命之差(ET^U-ET_L)来表达，这为采用优化算法来最小化系统不确定性提供了一个可选的优化目标。因此，本章采用经典的统计学方法基于观测数据来确定寿命置信区间[119,121]，从而应用 5.3.1 节变异系数法计算得到未知的分布参数于一个区间内，即可表达为一个区间数。本节定义了一种拓展的概率盒，为具有不确定性参数的分布参数估计提供了一种实用的方法。

5.4 复杂动态系统可靠性评估

5.4.1 基于贝叶斯网络的复杂系统寿命评估方法

本章采用由 Marquez、Neil 和 Fenton 提出的基于事件的贝叶斯网络可靠性模型来计算系统寿命[240-241]。模型中，部件、基本事件和故障树逻辑门的寿命都用连续节点表示，节点之间通过输入弧连接到下一事件层。动态系统中，故障树的静态逻辑门及常用的动态逻辑门的输出事件概率分布，及输出事件的失效时间与其输入事件失效时间之间的逻辑关系推导如下[240-243]。

(1) 与门：所有输入事件或部件 $X_i\,(i=1,\cdots,n)$都失效，输出事件发生。用T_i表示组件 X_i的寿命，此时可用随机变量T_{AND}表示与门的失效时间，并定义为：

$$T_{AND}=\max_{T_i}\left\{T_i\right\} \tag{5-14}$$

与门的输出在时间区间$(0,t]$上的失效概率为：

$$\begin{aligned} F_{\mathrm{AND}}\left(t\right) &= P\left(T_{AND}\le t\right)=P\left(T_1\le t,\cdots,T_n\le t\right) \\ &= P\left(\max_{T_i}\left\{T_i\right\}\le t\right) \end{aligned} \tag{5-15}$$

(2) 或门：当输入至少有一个失效时，输出才失效。因此根据或门失效逻辑，将其寿命定义为：

$$T_{OR}=\min_{T_i}\left\{T_i\right\} \tag{5-16}$$

或门输出的失效概率表示为：

$$\begin{aligned} F_{OR}(t) &= P(T_{OR} \le t) = 1 - P(T_1 > t, \cdots, T_n > t) \\ &= P\left(\min_{T_i}\{T_i\} \le t\right) \end{aligned} \tag{5-17}$$

(3) 优先与门：优先与门是在与门的基础上考虑了事件发生的顺序逻辑优先关系。因此，对于具有两个输入事件 X_1 和 X_2 的优先与门，其失效时间 T_{PAND} 可以定义为：

$$T_{PAND} = \begin{cases} T_2 & T_1 \le T_2 \\ \infty & \text{其他} \end{cases} \tag{5-18}$$

优先与门输出的寿命分布为：

$$F_{PAND}(t) = P(T_{PAND} \le t) = P(T_1 \le T_2 \le t) \tag{5-19}$$

(4) 冷备件门：当不考虑备份系统或备件单元的贮存时间，及工作子系统之间的切换时间时，冷备件门输出寿命 T_{CSP} 等于主件 X_{pr} 的寿命 T_{pr} 及其备件寿命 T_i(处于激活状态的备件系统 X_i)之和。因此，可得 $T_{CSP} = T_{pr} + T_1 + \cdots + T_n$。此时冷备件门输出的失效概率为：

$$\begin{aligned} F_{CSP}(t) &= P(T_{CSP} \le t) = P(T_{pr} + T_1 +, \cdots, +T_n \le t) \\ &= F_{pr}(t) * F_1(t) * \cdots * F_n(t) \end{aligned} \tag{5-20}$$

上式表示备件门的失效分布函数等于主件单元 $F_{pr}(t)$ 与备件单元 $F_i(t)$ 的卷积。

(5) 温备件门：对于具有一个主件 X_{pr} 与一个备件 X_{sp} 的温备件系统，备件在正常工作状态时的失效率大于其处于备用模式时的失效率。令 T_{pr} 为主件的寿命，T_{sp} 和 T'_{sp} 分别表示备件处于工作状态和备用模式时的寿命。因此，由温备件门失效逻辑关系得其寿命 T_{WSP} 为：

$$T_{WSP} = \begin{cases} T_{pr} & \text{若 } T'_{sp} \le T_{pr} \\ T_{pr} + T_{sp} & \text{若 } T'_{sp} > T_{pr} \end{cases} \tag{5-21}$$

由式(5-21)可知，当备件先于主件失效，即 $T'_{sp} \le T_{pr}$ 时，系统寿命等于主件寿命 T_{pr}；当主件失效，备件未失效进而转为工作状态时，系统寿命为 $T_{pr} + T_{sp}$。

(6) 热备件门：由于热备件门同与门具有相同的失效逻辑，具有一个热备件的系统其寿命 T_{HSP} 等于备件单元及主件单元寿命的最大值，即 $T_{HSP} = \max(T_{pr}, T_{sp})$。

(7) 功能相关门：对于不可修系统，功能相关门与或门具有相似的失效逻辑关系，可以用或门进行建模。因此具有功能相关门的系统其寿命可以用式(5-16)和式(5-17)计算。

在以上逻辑框架下，基本部件或事件的边缘寿命分布可以用某一参数或经验

分布来定义。在定义了寿命及静态逻辑门、动态逻辑门的失效概率后，可通过本节的方法将具有不同种类逻辑门的系统在任意任务时间 t 的可靠度进行计算，且可通过文献[240]中的方法求解。

5.4.2 基于蒙特卡洛方法的复杂动态系统寿命评估方法

由多个部件和子系统组成的关联系统，运用故障树建模方法建立系统静态或动态故障树。当系统部件服从指数分布、威布尔分布或对数正态分布时，可应用蒙特卡洛方法对故障树模型进行仿真。通过蒙特卡洛仿真进行抽样得系统故障树中所有最小路集的失效时间后，取系统所有最小路集中最短的寿命作为系统寿命的一次抽样值。通过对抽样结果的统计分析可得系统相应的可靠性指标。仿真过程简单且容易实现，不需要得到系统故障树的结构函数。

5.4.2.1 系统最小路集与平均寿命的关系

(1) 仿真模型

具有 n 个基本部件 $X_i\,(i=1,2,\cdots,n)$的系统，S 表示系统结构，且

$$S=\left\{X_1,X_2,\cdots,X_i,\cdots,X_n\right\} \tag{5-22}$$

已知每个基本部件的分布函数为$F_i(t)\,(i=1,2,\cdots,n)$，系统成功树的结构函数用$\Phi[\mathbf{X}(t)]$表示。其中$\mathbf{X}(t)$为其在t时刻时基本事件$x_i(t)\,(i=1,2,\cdots,n)$构成的向量，有：

$$\mathbf{X}(t)=\left\{x_1(t),x_2(t),\cdots,x_i(t),\cdots,x_n(t)\right\} \tag{5-23}$$

式中，$x_i(t)=1$表示当第i个基本单元在t时刻失效，也即在t时刻第i个底事件发生；否则，$x_i(t)=0$，在t时刻第i个底事件不发生。可得当系统在t时刻运作良好，即在t时刻系统成功事件发生，$\Phi[\mathbf{X}(t)]=1$；否则，$\Phi[\mathbf{X}(t)]=0$。

(2) 仿真运行过程

运用蒙特卡洛仿真方法，对每个基本事件进行抽样，获得每个基本事件正常工作时间的简单样本。令第i个部件正常工作时间抽样值为$t_i=F_i^{-1}(\eta)$。设系统有m个最小路集，第i个最小路集为$S_i\,(1\le i\le m)$，包含v个基本单元正常事件x_j $(1\le j\le v)$。此时，最小路集S_i可以表示为：

$$S_i=\prod_{j=1}^{v}x_j=\prod_{x_j\in S_i}x_j \tag{5-24}$$

系统正常事件S可表示为基本单元正常事件x_j的积之和形式，即：

$$S = S_1 + S_2 + \cdots + S_m = \sum_{i=1}^{m} S_i = \sum_{i=1}^{m}\left(\prod_{x_j \in S_i} x_j\right) \tag{5-25}$$

对于n部件系统，任意第k次蒙特卡洛寿命抽样仿真，得到n个部件或底事件的一组寿命抽样值为$(t_1^k,\cdots,t_n^k)$。系统的一个最小路集代表系统的一个正常工作状态。由于最小路集中一个底事件发生失效将会导致最小路集失效，即只有最小路集中所有事件都正常工作，最小路集才正常工作[244-245]。因此第k次寿命抽样时，S_i最小路集正常工作时间为：

$$T_i^k = \min_{x_j \in S_i}\left(t_j^k\right) \tag{5-26}$$

式中，上标k表示第k次寿命抽样，下标j表示单元或底事件的序号且$1 \le j \le n$。只要系统存在一个最小路集，系统就能正常工作。因此，第k次寿命抽样，系统的寿命为：

$$T_k = \max_{1 \le i \le m}\left(T_i^k\right) \tag{5-27}$$

重复前面的抽样过程N次，即寿命抽样的仿真次数为N，得到系统平均寿命的一个抽样值为$T_{s_mean} = 1/N\sum_{k=1}^{N} T_k$。用$Y_k$表示第$k$次抽样求得的顶事件发生时间，将$Y_k$依次与事先给定的$N$个时间$t_k$进行比较，若顶事件在给定时间内发生，即$Y_k > t_k$，则说明系统成功，累积$t_k$时刻内成功的次数$N_k$。最终根据前面的统计数据，得到系统的可靠性指标，在给定时刻t_k系统的可靠度为$R_k = N_k / N$。

根据上述分析，可得系统寿命仿真流程如图 5-3 所示[244-245]。

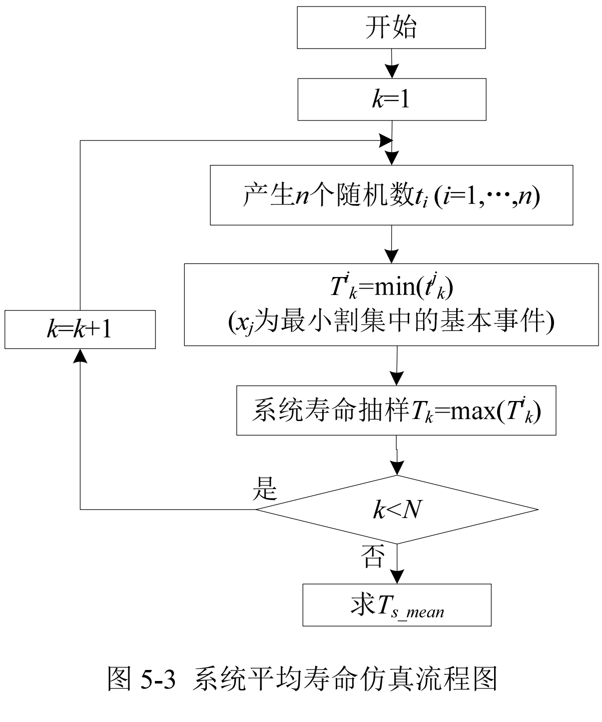


图 5-3 系统平均寿命仿真流程图

5.4.2.2 基于蒙特卡洛仿真方法的系统平均寿命评估

根据文献调研及工程经验，复杂系统可靠性分析中组件更换的影响是不可忽视的[246]。因此，本节在考虑部件更换情况下，应用蒙特卡洛仿真方法对系统进行平均寿命评估，最后将考虑部件更换的结果与不考虑时的结果作比较。

(1) 当系统为不可修时，为了计算系统寿命，需要在系统故障建模后首先得到其最小路集。为描述复杂系统的动态特性，采用动态故障树对系统可靠性进行建模。此时，故障树顶事件的发生不仅与底事件的组合有关，还与底事件的发生顺序有关。为了反映动态故障树的这一特性，通常把静态故障树中最小割集扩展为最小顺序割集：最小顺序割集即为导致动态故障树顶事件发生的最小失效事件序列[59]。

依据上述原理，文献[247]中的方法可将静态故障树的最小路集扩展为动态故障树的最小顺序路集。主要包括如下几个步骤：

1) 按逻辑约束用相应的与门、或门代替动态门；本文相关的优先与门按逻辑约束可用与门代替，冷备件门可用或门代替，热备件门也用或门代替。

2) 生成替换后的静态成功树的最小路集。

3) 按照时间约束把最小路集扩展为最小顺序路集。先将最小路集分为静态路集和动态路集，只需把动态子集扩展为程序序列集。

当给定部件的寿命参数分布时，可应用蒙特卡洛仿真方法计算系统可靠性指标。应用 Matlab 产生每个组件的随机失效时间，运用图 5-3 中的步骤进行 M 次仿真，最终计算得到系统平均寿命。

(2) 假设部件更换或修复后修复如新，即系统采用完好维修策略。考虑部件更换时，采用蒙特卡洛仿真方法，利用基本组件的平均寿命来计算整个系统的平均寿命，以评估系统的使用寿命。

设系统l个部件中，有l_1个部件的寿命服从指数分布，l_2个部件的寿命服从威布尔分布，l_3个部件的寿命服从对数正态分布，且$l_1+l_2+l_3=l$。定义t_x为某一基本部件寿命，对应此时刻的可靠度为$R_x(t_x)$。

寿命服从指数分布的部件，依据式(5-3)可得部件失效率为λ_x且$x=1,2,\cdots,l_1$。

寿命服从威布尔分布的部件，由式(5-5)可得：

$$t_x=\eta_x\left(-\ln R_x\left(t_x\right)\right)^{1/\beta_x} \tag{5-28}$$

式中，$x=l_1+1,l_1+2,\cdots,l_2$。

寿命服从对数正态分布的部件，由式(5-7)可得：

$$t_{xR}=\exp\left\{\mu_x-\sigma_x z_{xR}\right\} \tag{5-29}$$

式中，$x=l_2+1,l_2+2,\cdots,l_3$，z_{xR}是标准正态分布$N(0,1)$的R分位数。

采用基于蒙特卡洛仿真的方法计算系统寿命的流程如图 5-4 所示，其主要步骤包括：

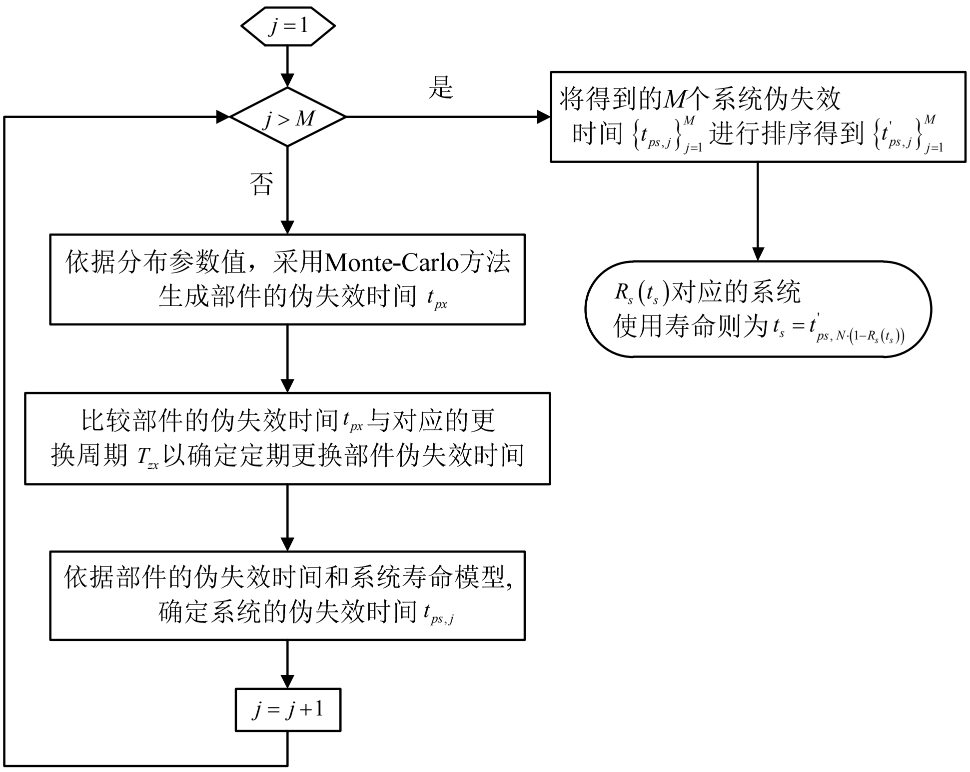


图 5-4 基于蒙特卡洛仿真的方法计算系统寿命的流程图

步骤一：采用蒙特卡洛仿真方法，依据λ_x可分别生成寿命服从指数分布的部件的伪失效时间t_{px}^{Exp} ($x=1,2,\cdots,l_1$)；依据η_x和m_x，则可生成使用寿命服从威布尔分布的部件伪失效时间t_{px}^{Wb} ($x=l_1+1,l_1+2,\cdots,l_2$)；依据σ_x和μ_x，则可生成寿命服从对数正态分布的部件的伪失效时间t_{px}^{Logn} ($x=l_2+1,l_2+2,\cdots,l$)。

步骤二：模拟部件的实际更换情况，以确定进行定期更换部件的伪失效时间。对于进行定期更换的部件，若生成的伪失效时间t_{px}小于等于更换周期T_{zx}，则说明该部件在t_{px}处失效。若生成的伪失效时间t_{px}大于更换周期T_{zx}，则说明在此更换周期内，该部件未失效，然后进入下一个更换周期，重新生成该部件的伪失效时间(即进行更换)并与更换周期进行比较，确定部件是否在此更换周期失效，最终确定部件的伪失效时间。在仿真过程中，需要通过部件的伪失效时间t_{px}和更换周期T_{zx}共同来确定进行定期更换的部件的伪失效时间。

步骤三：根据系统路集与系统平均寿命之间的关系，在某一次仿真过程中，系统伪失效时间 t_{ps} 等于系统所有最小路集的伪失效时间的最大值；而路集的伪失

效时间等于其各个底事件中最短的伪失效时间。其中，对于定期更换部件，其失效时间需要依据单件的仿真失效时间与更换周期共同确定。

步骤四：重复步骤一至步骤三M次，即可以得到M个系统伪失效时间$\{t_{ps,j}\}_{j=1}^{M}$，对$\{t_{ps,j}\}_{j=1}^{M}$按从小到大进行排序得到$\{t'_{ps,j}\}_{j=1}^{M}$，$R_s\left(t_s\right)$对应的系统平均寿命即为$t_s = t'_{ps,N\cdot(1-R_s(t_s))}$。

5.4.3 基于可能性理论的区间数排序方法

在系统寿命评估的基础上，为了获得更多的系统可靠性信息，需要对系统可靠性以及系统部件重要度进行评估。部件重要度与系统结构、部件寿命分布及任务时间相关。因此，对部件重要度的排序将会对系统设计及系统监测位置确定具有重要指导作用。

工程中最常用的重要度概念包括：概率重要度、结构重要度和关键重要度。本章主要关注部件的概率重要度且据此确定系统薄弱环节。当考虑系统中的不确定性时，具有n个部件的系统其第i个部件的概率重要度定义为：

$$\left[I\right]_g\left(i\right)=\frac{\partial\left[g\left(F\right)\right]}{\partial\left[F\right]_i\left(t\right)},\quad i=1,2,\cdots,n \tag{5-30}$$

式中，$[F]_i(t)$表示部件i在任务时间t的区间失效概率或不可靠度，$[g(F)]$表示故障树顶事件的区间概率函数，$[g(F)]$是系统不可靠度。

在获得部件重要度并表示为区间数后，利用区间数排序方法可实现部件的排序。为了比较每个部件在整个系统中的失效发生率，本章应用下述的基于可能度的 NSG 排序方法[217,248-249]来对用区间数表示的部件重要度进行排序。对于区间数$[a]=[\underline{a},\overline{a}]$和$[b]=[\underline{b},\overline{b}]$，令区间数的长度$l([a])$和$l([b])$为：

$$l\left(\left[a\right]\right)=\overline{a}-\underline{a},\quad l\left(\left[b\right]\right)=\overline{b}-\underline{b} \tag{5-31}$$

定义区间数$[a]\ge[b]$的可能度为：

$$\begin{aligned}
p\left(\left[a\right]\ge\left[b\right]\right)&=\min\left\{0,1-\max\left(\frac{\overline{a}-\underline{b}}{l\left(\left[a\right]\right)+l\left(\left[b\right]\right)},0\right)\right\}\\
&=\begin{cases}1 & \underline{a}\ge\overline{b}\\ \dfrac{\overline{a}-\underline{b}}{l\left(\left[a\right]\right)+l\left(\left[b\right]\right)} & \overline{a}>\underline{b}\text{ and }\underline{a}<\overline{b}\\ 0 & \overline{a}\le\underline{b}\end{cases}
\end{aligned} \tag{5-32}$$

式中，$a_L\ge 0,b_L\ge 0$。上式计算的可能度直接反应了区间数$[a]$大于$[b]$的可能性大

小。即当 $p([a]\geq[b])>0.5$ 时，区间数 $[a]\geq[b]$ 的可能性较大。在式(5-32)测度方法基础上衍生出如下的区间排序方法。

对 n 部件系统，其部件重要度均表示为区间数 $[a_i]=[\underline{a}_i,\overline{a}_i]$ 且 $i=1,2,\cdots,n$，对这一组区间数两两逐一按式(5-31)和式(5-32)进行比较，计算相应的可能度为 $p_{i,j}$ 且 $p_{i,j}=p([a_i]\geq[a_j])$ （$i=1,2,\cdots,n$；$j=1,2,\cdots,n$）。建立可能度矩阵 $\mathbf{P}$ 并表示为：

$$\mathbf{P}=\begin{pmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} & \cdots & p_{1,n} \\ p_{2,1} & p_{2,2} & \cdots & p_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n,1} & p_{n,2} & \cdots & p_{n,n} \end{pmatrix} \tag{5-33}$$

定义 $\lambda_i=\sum_{j=1}^{n}p_{i,j}$ 为可能度矩阵 $\mathbf{P}$ 第 i 行元素之和，得到相应的行和矩阵 $\boldsymbol{\lambda}=[\lambda_1 \quad \lambda_2 \quad \cdots \quad \lambda_n]^{\mathrm{T}}$。而后计算出矩阵 $\mathbf{P}$ 的排序向量为 $\boldsymbol{\omega}=(\omega_i)$，其中 ω_i 为：

$$\omega_i=\frac{1}{n(n-1)}\left(\lambda_i+\frac{n}{2}-1\right) \tag{5-34}$$

部件重要度区间数 $[a_i]$ 可根据向量 $\boldsymbol{\omega}$ 中的元素进行排序。这种排序方法能够用来评估或比较各部件相对于系统的重要程度。

比较本章介绍的基于可能度的排序方法与确定的排序方法，本章方法的一个明显的优点是它不仅能够比较区间数的大小，同时评估了两个区间数的差异度。也就是说，本方法能够反映区间数的不确定程度。因此，基于可能度的排序方法更适用于工程实际且具有重要的理论意义。

5.5 实例分析：某复杂机电系统可靠性评估

现代机械产品都是由成千上万的零部件组成的多功能的复杂机电系统，部件性能直接影响整个产品的工作效率。同时，由于系统环境影响、缺乏足够的数据支撑以及随机干扰等，使得复杂机电系统中往往存在不确定性以及动态失效特性等[203]。

5.5.1 某复杂机电系统描述

根据对某复杂机电系统结构功能分析及系统的故障模式及影响分析，划分其关键子系统并确定该系统关键及重要部件，建立如图 5-5 所示系统任务功能原理图。系统由控制子系统、能源供应子系统、动力传动子系统和液压子系统四大子系统组成。其中，控制子系统包含两个并联的控制模块，用以控制主阀的开闭；同时控制系统还将信号传输至液压系统，实现对液压系统任务执行的控制。动力传动

子系统是整个系统的关键子系统之一，由涡轮机、减速器和泵组成。根据系统工作原理及结构属性分析，该系统具有两种工作模式：正常工作模式和应急工作模式。当系统处于应急工作模式时，能源供应子系统由两个阀件组成；在正常工作模式下，能源供应子系统仅有一个关键主阀。

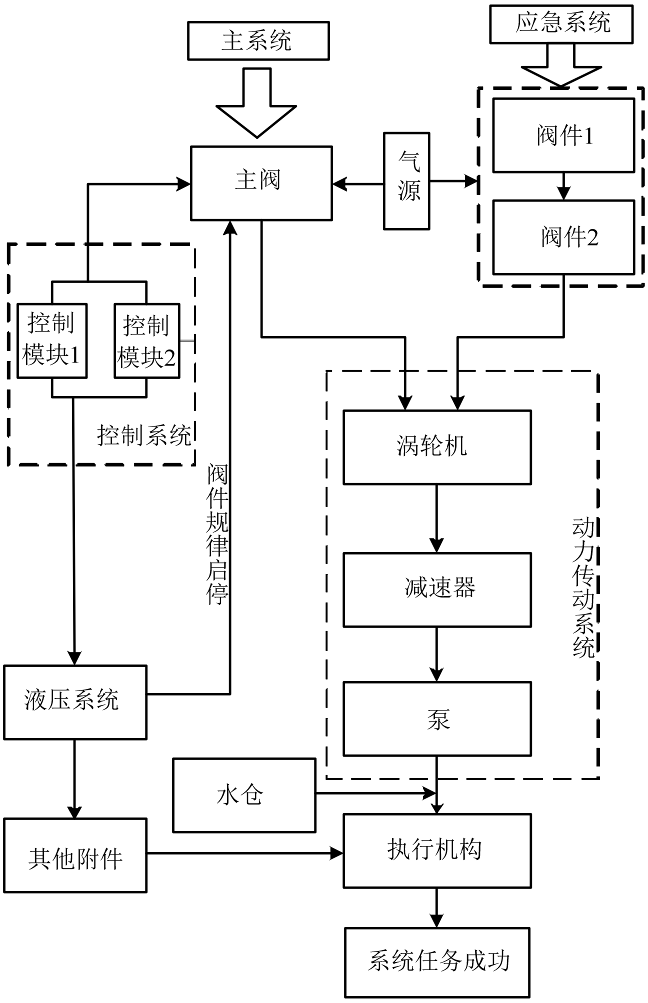


图 5-5 某复杂机电系统工作原理图

分析上述复杂机电系统的特有结构功能属性，在进行该系统使用寿命分析建模时，做出如下假设：

(1) 假设该系统中的部件寿命与其内部关键有寿零组件同分布且同寿命。

(2) 忽略在该系统运行过程中，基本没有出现过故障或出现故障次数与设备总开机年数之比小于或等于设定阈值的零组件，例如在本实施例中设定阈值为 0.01。

(3) 该系统中各部件进行定期维修或更换时，视其为修复如新。

5.5.2 某复杂机电系统寿命评估

5.5.2.1 系统动态故障树建模

图 5-5 中，将应急工作模式视为正常工作模式的一个冷备份；控制系统的第二控制模块视为第一控制模块的热备份。正常工作模式下，液压系统在接收到控制系统信号后打开主阀；而在主阀工作之前，液压系统必须处于正常工作状态，否则，主阀无法打开。因此，液压系统的失效将直接导致主阀进入失效状态，也就是说液压系统与主阀之间有功能相关关系。

因此，引入动态逻辑门中的冷备件们、热备件门和功能相关门来描述此系统中的顺序失效规则和动态失效逻辑关系。本章基于系统的失效机理分析，取“复杂机电系统任务失败”作为故障树分析中的顶事件，建立如图 5-6 的动态故障树模型。图中符号的意义如表 5-1 所示。

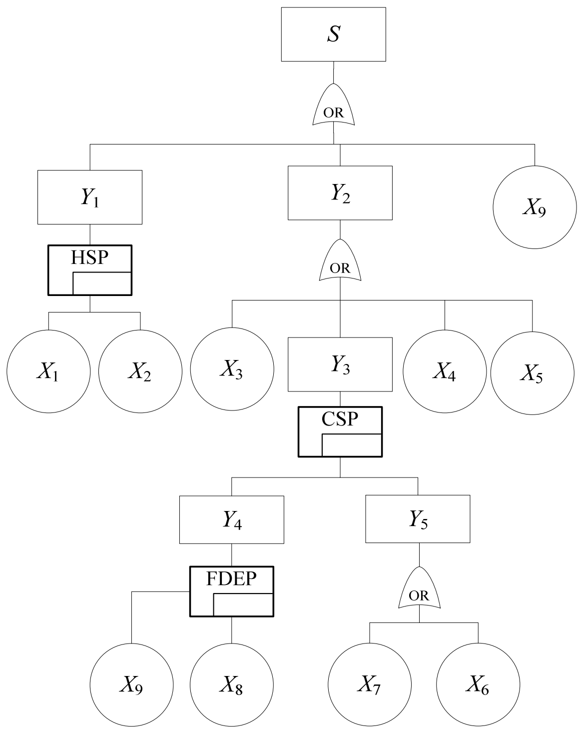


图 5-6 某复杂机电系统动态故障树模型

表 5-1 系统动态故障树事件编号及事件描述

编号	事件描述	编号	事件描述
S	某复杂机电系统任务失败	X_3	涡轮机故障
Y_1	控制系统故障	X_4	减速器故障
Y_2	动力传输系统故障	X_5	泵故障
Y_3	动力为传输到下级单元	X_6	阀件#1故障
Y_4	正常工作模式失效	X_7	阀件#2 故障
Y_5	应急工作模式失效	X_8	主阀故障
X_1	控制模块#1 故障	X_9	液压系统故障
X_2	控制模块#2 故障		

依据上行法(Fussell-Vesely)[250-251]及 5.4.2 节方法，得到顺序化后的故障树 4 个顺序路集包括：$S_1=\{X_1,X_3,X_4,X_5,X_8,X_9\}$，$S_2=\{X_1,X_3,X_4,X_5,X_6,X_7,X_9\}$，$S_3=\{X_2,X_3,X_4,X_5,X_8,X_9\}$，$S_4=\{X_2,X_3,X_4,X_5,X_6,X_7,X_9\}$。根据系统基本部件机械和电气特性，将其寿命变量假设为分别服从指数分布、威布尔分布和对数正态分布。基于加速寿命试验数据和现场数据，将该复杂机电系统不同子系统以及部件的寿命分布以及寿命区间整理于表 5-2 中。

表 5-2 基本部件及子系统寿命分布及寿命区间

编号	基本部件	寿命分布	寿命区间 $[t_{R=0.95},t_{R=0.5}]$
X_1	控制模块#1	$\mathrm{Exp}(\lambda_1);\mathrm{Exp}(\lambda_2)$	—
X_2	控制模块#2	$\mathrm{Wb}(\beta_1,\eta_1);\mathrm{Wb}(\beta_2,\eta_2)$	[1841, 4200]
X_3	涡轮机	$\mathrm{Wb}(\beta_3,\eta_3)$	[4733.4, 7000]
X_4	减速器	$\mathrm{Wb}(\beta_4,\eta_4)$	[2100, 7000]
X_5	泵	$\mathrm{Wb}(\beta_5,\eta_5)$	[4200, 5600]
X_6	阀件#1	$\mathrm{Logn}(\mu_6,\sigma_6)$	[1400, 2100]
X_7	阀件#2	$\mathrm{Logn}(\mu_7,\sigma_7)$	[1400, 2100]
X_8	主阀	$\mathrm{Logn}(\mu_8,\sigma_8)$	[4576.6, 5600]
X_9	液压系统	$\mathrm{Logn}(\mu_9,\sigma_9)$	[4200, 4900]

表 5-2 中寿命区间的下限表示部件在置信水平为 0.8 可靠度为 0.95 时的可靠寿命 t_R，上限为可靠度为 0.5 时的可靠寿命。假设系统工作频次为一年 70 次，每次工作两小时。根据工程经验，对于多个电子器件组成的系统，其寿命往往不会服从指数分布。因此，对系统中的控制模块分别作如下两个对比假设：假设其寿命服从指数分布或两参数威布尔分布。

由式(5-1)-式(5-11)及表 5-2 中的数据，可计算各子系统或部件的变异系数，并进一步获得各部件寿命分布参数区间如表 5-3 所示。

表 5-3 基本部件寿命变异系数及分布参数

No.	COV	参数	No.	COV	参数
X_1, X_2	1	$\lambda_1=\lambda_2=1.7\text{e-}4$	X_6	0.2000	$\mu_6=[7.2442,\ 7.5700]$, $\sigma_6=0.1980$;
X_1, X_2	0.3905	$\beta_1=\beta_2=2.769$ $\eta_1=\eta_2=[4794.4,5381.5]$	X_7	0.2000	$\mu_7=[7.2442,7.5700]$, $\sigma_7=0.1980$;
X_3	0.1932	$\beta_3=6.02$, $\eta_3=[7439.4,7752.6]$;	X_8	0.1006	$\mu_8=[8.4287,8.5937]$, $\sigma_8=0.1003$;
X_4	0.5385	$\beta_4=1.935$, $\eta_4=[8459.8,9746.6]$;	X_9	0.0769	$\mu_9=[8.3428,8.4692]$, $\sigma_9=0.0768$;
X_5	0.1429	$\beta_5=8.33$, $\eta_5=[5851.9,5999.3]$;			

5.5.2.2 基于贝叶斯网络的不可修系统寿命评估

根据系统结构及如图 5-6 所示的动态故障树，建立某复杂机电系统贝叶斯网络模型如图 5-7 所示。

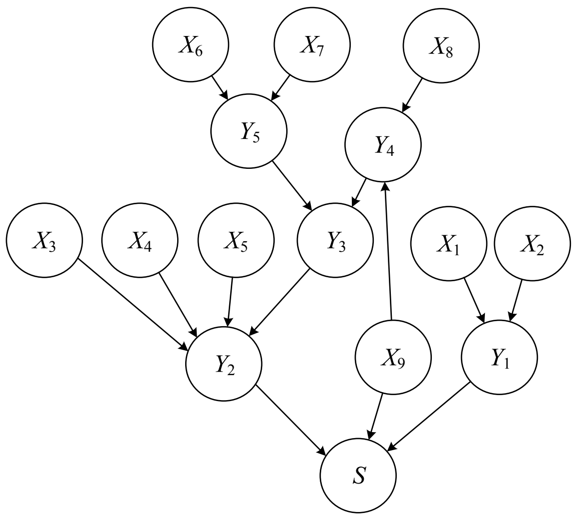


图 5-7 某复杂机电系统贝叶斯网络模型

贝叶斯网络对于现实世界问题建模和求解具有明显的优势，已被广泛应用到风险评估和决策分析中[252]。同时，还能够实现与不确定性相关的风险信息集成以及复杂工程系统的可靠性分析[253]。AgenaRisk 软件能够实现基于贝叶斯网络的风险和可靠性分析[240-241]。本章应用“AgenaRisk. 6.2, Revision 2077”建立如图 5-8 的系统贝叶斯网络模型，得到系统中各子系统部件的寿命分布和平均寿命如表 5-4 所示。

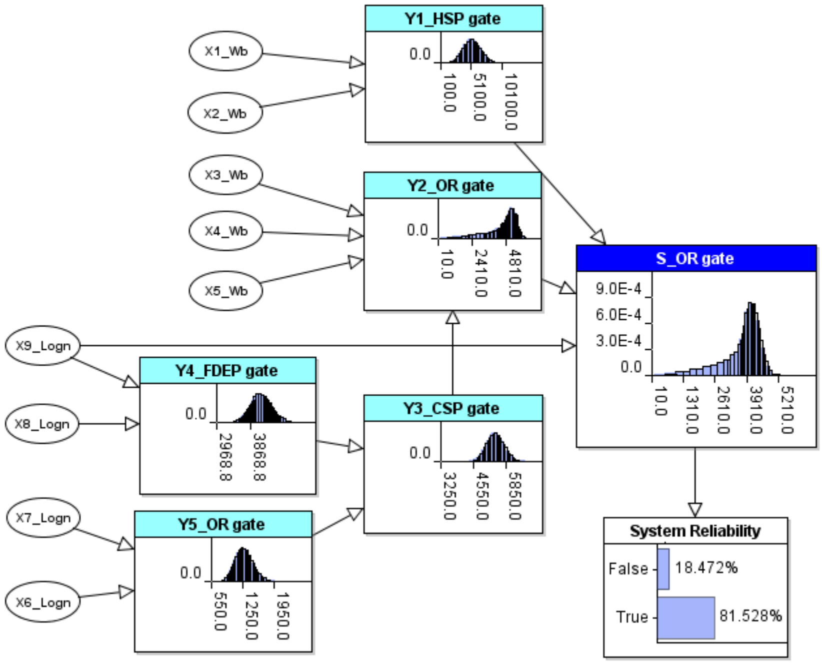


图 5-8 AgenaRisk 软件中建立的 BN 模型(部件 X_1 和 X_2 服从威布尔分布)

表 5-4 部件和子系统平均寿命区间

No.	$X_1, X_2 \sim$ Wb.	$X_1, X_2 \sim$ Exp.	No.	$X_1, X_2 \sim$ Wb.	$X_1, X_2 \sim$ Exp.
X_1, X_2	[4268.5, 4791.3]	5912.8	X_9	[4212.3, 4780.0]	[4212.3, 4780.0]
X_3	[6902.0, 7192.4]	[6902.0, 7192.4]	Y_1	[5213.3, 5850.6]	[8855.8, 8855.8]
X_4	[7509.5, 8648.6]	[7509.5, 8648.6]	Y_2	[4436.6, 4868.7]	[4436.6, 4868.7]
X_5	[5521.1, 5660.2]	[5521.1, 5660.2]	Y_3	[5401.2, 6483.8]	[5401.2, 6483.8]
X_6	[1428.0, 1978.4]	[1428.0, 1978.4]	Y_4	[4132.3, 4726.2]	[4132.3, 4726.2]
X_7	[1428.0, 1978.4]	[1428.0, 1978.4]	Y_5	[1269.0, 1757.7]	[1269.0, 1757.7]
X_8	[4599.9, 5424.9]	[4599.9, 5424.9]	S	[3649.1, 4100.8]	[3411.0, 3761.3]

根据表 5-4 可知，当部件 X_1 和 X_2 寿命服从指数分布时，系统平均寿命区间为[3411.0, 3761.3]h；当部件 X_1 和 X_2 寿命服从两参数威布尔分布时，系统平均寿命区间为[3649.1, 4100.8]h。由图 5-8 可知，当控制模块均服从威布尔分布时，在任务时间 $t=3000$h 时系统可靠度下限为 0.81528。对图 5-8 中节点参数进行重置，可以应用 AgenaRisk 软件非常容易的计算得到系统可靠度。当控制模块寿命服从威布尔分布或指数分布时系统可靠度分别为[0.8153, 0.8665]和[0.7267, 0.7525]。取上百分位数为 0.75 时作为系统使用寿命的边界，从而得到该复杂机电系统当控制模块寿命服从威布尔分布时，其使用寿命区间为[4215.3, 4743.1]h；当控制模块寿命服从指数分布时，其使用寿命区间为[4180.6, 4697.5]h。

5.5.2.3 基于蒙特卡洛方法的可修系统寿命评估

本节基于某复杂机电系统结构函数和可修系统失效机理，应用蒙特卡洛仿真方法来实现系统动态故障树模型的定量分析。前面章节得到系统顺序化后的系统最小路集包括：$S_1=\{X_1,X_3,X_4,X_5,X_8,X_9\}$，$S_2=\{X_1,X_3,X_4,X_5,X_6,X_7,X_9\}$，$S_3=\{X_2,X_3,X_4,X_5,X_8,X_9\}$和$S_4=\{X_2,X_3,X_4,X_5,X_6,X_7,X_9\}$。由式(5-25)将该机电系统成功事件 S 表示为：

$$\begin{aligned}S&=\sum_{i=1}^{4}S_i=S_1+S_2+S_3+S_4=\sum_{i=1}^{m}\left(\prod_{X_j\in S_i}X_j\right)\\&=\left(X_1X_3X_4X_5\ X_8X_9\right)+\left(X_1X_3X_4X_5X_6X_7X_9\right)\\&\quad+\left(X_2X_3X_4X_5\ X_8X_9\right)+\left(X_2X_3X_4X_5X_6X_7X_9\right)\end{aligned}\tag{5-35}$$

应用 Matlab 数值分析软件生成随机数，取抽样次数$M=100,000$。根据 4.2 节中的蒙特卡洛方法过程，当系统不可修时，计算得到当控制模块服从指数分布时，该复杂机电系统平均寿命区间为[3412.7, 3779.0]h；当控制系统服从威布尔分布时，系统平均寿命区间为[3616.8, 4084.8]h。但工程实际中，考虑大型复杂系统部分关键部件通常设计为可修或可更换单元。因此，下面将研究部件更换对系统平均寿命的影响并计算整个系统的使用寿命。

根据前面基本部件的寿命分布及分布参数，设阀件#1 和阀件#2 为可更换部件。根据表 5-2 可知，阀件寿命介于区间[1400, 2100]h 内，因此将其更换时间设定为 1400h。控制模块也假设为可更换部件，其更换时间T_z设定为 2100h。为了比较并且量化各部件更换对整个系统寿命的影响，将系统寿命仿真分为以下 3 种情况，包括：

(1) 仅控制模块为可更换，更换周期$T_z=2100\text{h}$。

(2) 仅考虑阀#1 和阀#2 为可更换部件，更换周期$T_z=1400\text{h}$。

(3) 控制模块和阀件均为可更换部件。

最终，三种情况的仿真结果如表 5-5 所示。

表 5-5 系统在不同更换情况下的平均寿命

平均寿命	不可修		可更换(更换时间 T_z)		
寿命分布 X_1, X_2	BN 方法	MC 方法	MC 方法		
	—	—	X_1, X_2 $T_z = 2100\text{h}$	X_6, X_7 $T_z = 1400\text{h}$	X_1, X_2, X_6, X_7 $T_z = 2100/1400\text{h}$
Exp	[3411.0, 3761.3]	[3412.7, 3779.0]	[3761.6, 4259.3]	[3409.3, 3775.8]	[3765.3, 4257.3]
Wb	[3649.1, 4100.8]	[3616.8, 4084.8]	[3765.5, 4257.3]	[3618.3, 4090.7]	[3762.7, 4260.7]

由表 5-5 可知，当系统为不可修时，应用贝叶斯网络方法与蒙特卡洛方法对系统平均寿命的计算结果几乎完全相同。因此，当假设控制模块寿命服从指数分布时，系统平均寿命区间为[3400, 3780]h；当设其寿命为威布尔分布时，系统平均寿命区间为[3600, 4100]h。考虑系统可修复性时，部件 X_1 和 X_2 的更换将使得系统平均寿命增加为[3760, 4260]h；即控制模块的更换在一定程度上改善了系统寿命和可靠度。但阀件 X_6 和 X_7 的更换对系统寿命几乎没有影响；这是因为阀件#1 和#2 是主阀的两个冷备件，仅当主阀失效后，两个备份阀件才进入工作状态。因此，即使阀件寿命很短，但只要主阀寿命足够长，备件阀的更换对整个系统寿命产生的影响极小。

据此推断，控制模块 X_1 和 X_2 对整个系统的重要度比阀件 X_6 和 X_7 大。由表 5-5 可知，当控制模块寿命被假设服从不同分布时，系统平均寿命具有较大的差异。通过文献调研知道，当系统由多个寿命服从指数分布的部件组成时，系统的寿命却不一定服从指数分布；因此，后续分析中假设控制模块寿命服从威布尔分布。

5.5.3 系统可靠性分析及寿命分布验证

5.5.3.1 某复杂机电系统可靠性分析

根据 5.5.2 节知，该复杂机电系统有 4 个最小路集，因此在任务时间 t_0 时刻系统成功事件的发生概率为：

$$
\begin{aligned}
&P\left(T>t_0\right)=R_S\left(t_0\right)=P(S_1\cup S_2\cup S_3\cup S_4)\\
&=\sum_{i=1}^{4}P\left(S_i\right)-\sum_{\substack{i=1\\ i\neq j}}^{4}P\left(S_iS_j\right)+\sum_{\substack{i=1\\ i\neq j\neq k}}^{4}P\left(S_iS_jS_k\right)-P\left(S_1S_2S_3S_4\right)\\
&=P\left(S_1\right)+P\left(S_2\right)+P\left(S_3\right)+P\left(S_4\right)+P\left(S_2S_3S_4\right)\\
&-\left[P\left(S_1S_2\right)+P\left(S_1S_3\right)+P\left(S_2S_4\right)+P\left(S_3S_4\right)\right]\\
&=2\left[P\left(S_1\right)+P\left(S_2\right)\right]-\left[2P\left(S_1S_2\right)+P\left(S_1S_3\right)+P\left(S_2S_4\right)\right]+P\left(S_2S_3S_4\right)\\
&=2P(x_1)P(x_3)P(x_4)P(x_5)\left[P\left(x_8\right)P\left(x_9\right)+P\left(x_6\right)P\left(x_7\right)P\left(x_9\right)\right]\\
&-P(x_1)P(x_3)P(x_4)P(x_5)\\
&\left[2P\left(x_6\right)P\left(x_7\right)P\left(x_8\right)P\left(x_9\right)+P(x_2)P\left(x_8\right)P\left(x_9\right)+P(x_2)P\left(x_6\right)P\left(x_7\right)P\left(x_9\right)\right]\\
&+P(x_1)P(x_2)P(x_3)P(x_4)P(x_5)P\left(x_6\right)P\left(x_7\right)P\left(x_8\right)P\left(x_9\right)
\end{aligned}
\tag{5-36}
$$

式中，$P(x_i)=P(t_i>t_0)=R(x_i)$，即是部件 x_i 在 t_0 时刻的可靠度。寿命服从指数分布、威布尔分布和对数正态分布的部件在 t_0 时刻的可靠寿命可以用如下三个式子进行计算：

$$R_{Exp}^{k}\left(t_0\right)=P\left(T>t_0\right)=\exp\left\{-\lambda_k t_0\right\},\ k=1,\cdots,K_1 \tag{5-37}$$

$$R_{Wb}^{k}\left(t_0\right)=P\left(T>t_0\right)=\exp\left\{-\left(\frac{t_0}{\eta_k}\right)^{\beta_k}\right\},\ k=1,\cdots,K_2 \tag{5-38}$$

$$R_{Logn}^{k}\left(t_0\right)=P\left(T>t_0\right)=\Phi\left(-\frac{\ln t_0-\mu_k}{\sigma_k}\right),\ k=1,\cdots,K_3 \tag{5-39}$$

式中，K_1，K_2 和 K_3 表示寿命分布分别服从指数分布、威布尔分布和对数正态分布的部件数。根据表 5-2 和表 5-3 中寿命分布和分布参数值，为比较系统修复对系统可靠性的影响，得到该复杂机电系统拓展概率盒如图 5-9 和图 5-10 所示，且得到部件在服从不同寿命分布时的拓展概率盒如图 5-11 和图 5-12 所示。

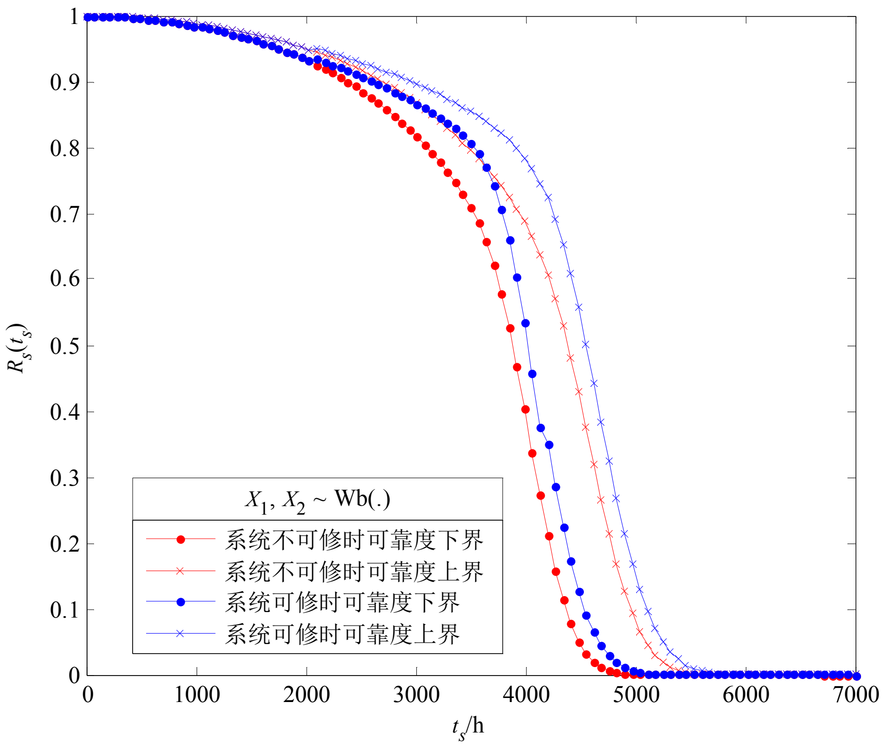


图 5-9 系统可靠度曲线(部件 X_1 和 X_2 服从威布尔分布)

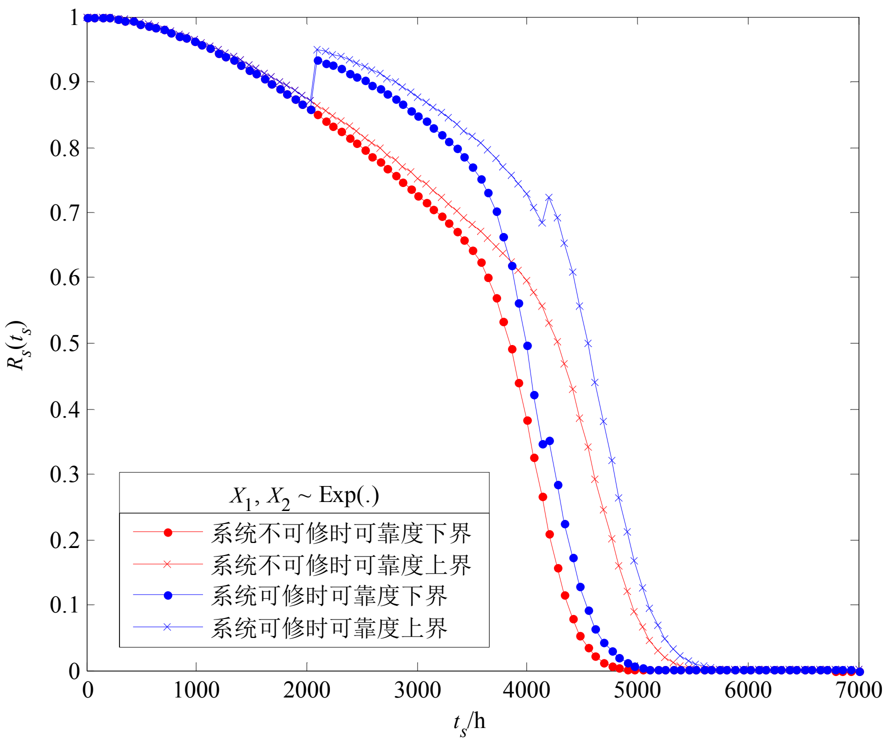


图 5-10 系统可靠度曲线(部件 X_1 和 X_2 服从指数分布)

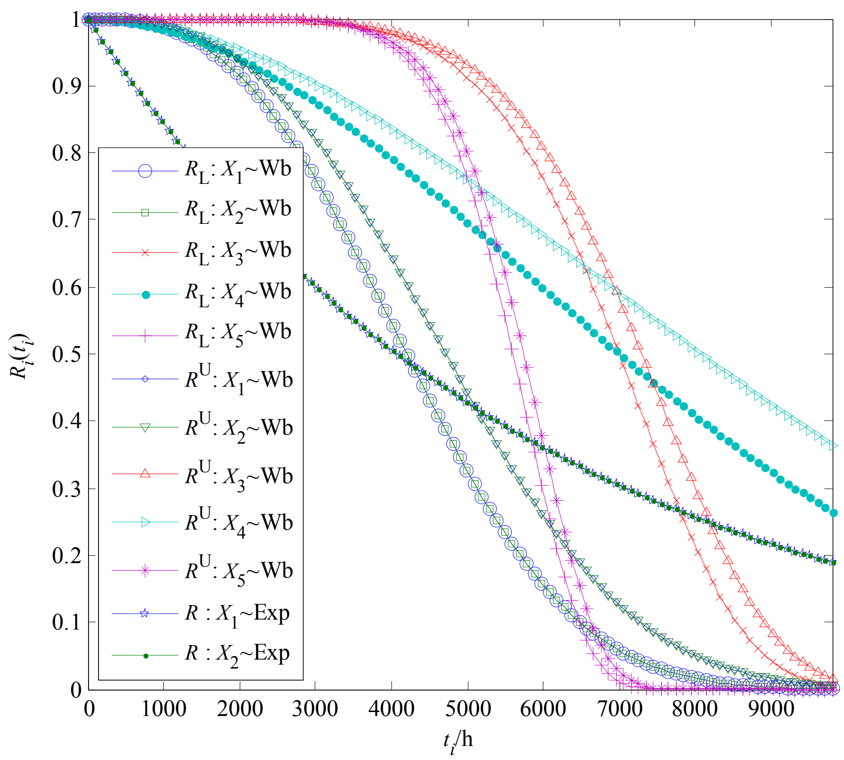


图 5-11 部件 X_1-X_5 可靠度曲线

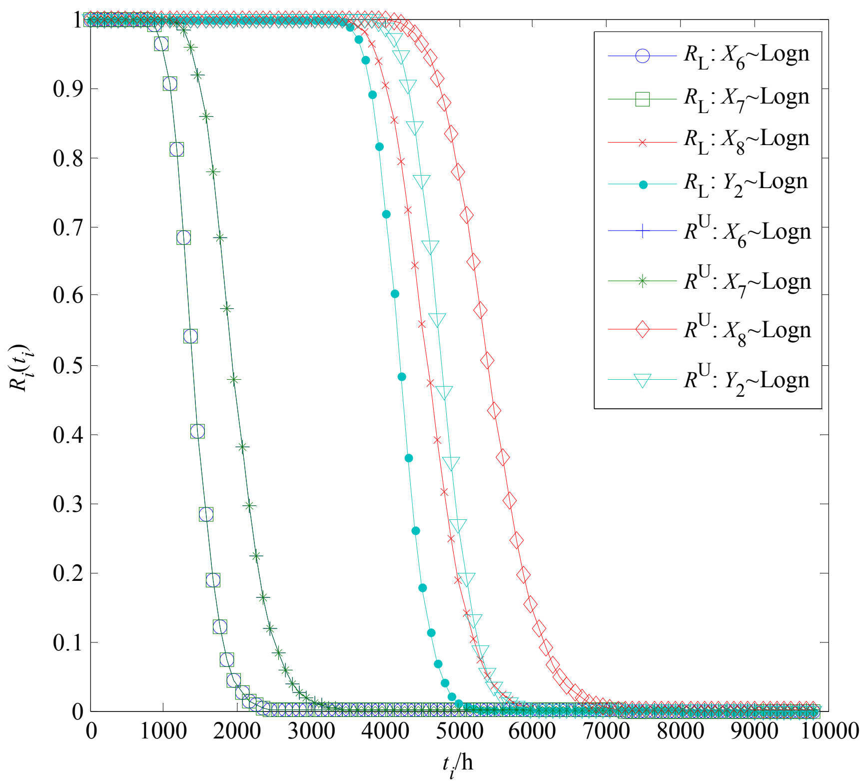


图 5-12 部件 X_6-X_9 可靠度曲线

由图 5-9 可知，当控制模块(X_1 和 X_2)寿命服从威布尔分布且在服役时间 $t=3000\text{h}$ 时，系统可靠度区间为[0.8159, 0.8668]。同时，考虑部件可更换性时，系统可靠度增加到[0.8661, 0.8962]。当部件 X_1 和 X_2 寿命服从指数分布时，系统可靠度拓展概率盒如图 5-10 所示。在服役时间为 3000h 时，系统可靠度区间几乎与贝叶斯网络方法的结果相等，为[0.7267, 0.7525]。当考虑部件可修性时，系统可靠度将增加到[0.8484, 0.8779]。在分析图 5-9 和图 5-10 的拓展概率盒中的系统可靠度曲线趋势后，可以看出在每次部件更换的时候，系统可靠度有一次跳跃，表示部件的更换对系统可靠度在一定程度上有明显的提升。

5.5.3.2 系统寿命分布参数估计

假设系统寿命服从两参数威布尔分布 $\text{Wb}(\beta_s,\eta_s)$，本节应用最小二乘法估计某复杂机电系统寿命分布参数。

对于线性方程：

$$y=a+bx \tag{5-40}$$

根据最小二乘法，参数 a 和 b 的估计值可以用下式计算：

$$\hat{a}=\frac{n\sum_{i=1}^{n}x_iy_i-\sum_{i=1}^{n}x_i\sum_{i=1}^{n}y_i}{n\sum_{i=1}^{n}x_i^{\,2}-\left(\sum_{i=1}^{n}x_i\right)^2} \tag{5-41}$$

$$\hat{b}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_i-\frac{\hat{a}}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i \tag{5-42}$$

对于威布尔分布，通过线性变换得到下式：

$$\ln\ln\frac{1}{R(t)}=-\beta\ln\eta+\beta\ln t \tag{5-43}$$

应用式(5-40)的线性形式对式(5-43)进行改写，令 $y=\ln\ln(1/R(t))$， $x=\ln t$；式(5-40)中的参数 $a=-\beta\ln\eta$，$b=\beta$。威布尔分布参数估计的关键是 x_i 和 y_i 的计算，难点是怎样计算可靠度 $R(t)$。本章中，在考虑部件修复时，计算得到不同任务时间系统可靠度如图 5-9 所示。综上，应用最小二乘法对威布尔分布参数进行估计包括如下步骤：

(1) 根据蒙特卡洛仿真得到的系统可靠度数据 $R(t_i)$ 及相应的可靠寿命 t_i，计算变量 x_i 及 y_i 为 $x_i=\ln t_i$， $y_i=\ln\ln(1/R(t_i))$。

(2) 计算数据均值 $\overline{x}=(1/n)\sum_{i=1}^{n}x_i$ 及 $\overline{y}=(1/n)\sum_{i=1}^{n}y_i$。

(3) 令$l_{xx}=\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$，$l_{xy}=\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})$，计算$l_{xx}$和$l_{xy}$。

(4) 由于威布尔分布参数的估计值$\hat{\eta}$和$\hat{\beta}$，其中，$\hat{\beta}=l_{xy}/l_{xx}$，$\hat{\eta}=\exp(-(\bar{y}-(l_{xy}/l_{xx})\bar{x})/(l_{xy}/l_{xx}))$。最终可得概率密度函数、可靠性函数和失效率函数并表示为：

$$\hat{f}(t)=\frac{\hat{\beta}}{\hat{\eta}}\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}-1}\exp\left[-\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}}\right],\ t\geq 0 \tag{5-44}$$

$$\hat{R}(t)=\exp\left[-\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}}\right],\ t\geq 0 \tag{5-45}$$

$$\hat{\lambda}(t)=\frac{\hat{\beta}}{\hat{\eta}}\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{\beta}-1},\ t\geq 0 \tag{5-46}$$

应用上述方法，同时考虑系统可维修性，估计得到该复杂系统寿命分布参数。形状参数和尺度参数的估计值分别为$\hat{\beta}_s\in[2.8773,3.0669]$和$\hat{\eta}_s\in[3597.03,4426.29]$。威布尔拓展概率盒由四个两参数威布尔分布的包络构成，包括$\mathrm{Wb}(2.8773,3597.03)$，$\mathrm{Wb}(2.8773,4426.29)$，$\mathrm{Wb}(3.0669,3597.03)$和$\mathrm{Wb}(3.0669,4426.29)$，最终可得系统拓展的概率盒如图 5-13 所示，且式(5-46)可计算系统在任务时间t的失效率函数拟合曲线，如图 5-14 所示。

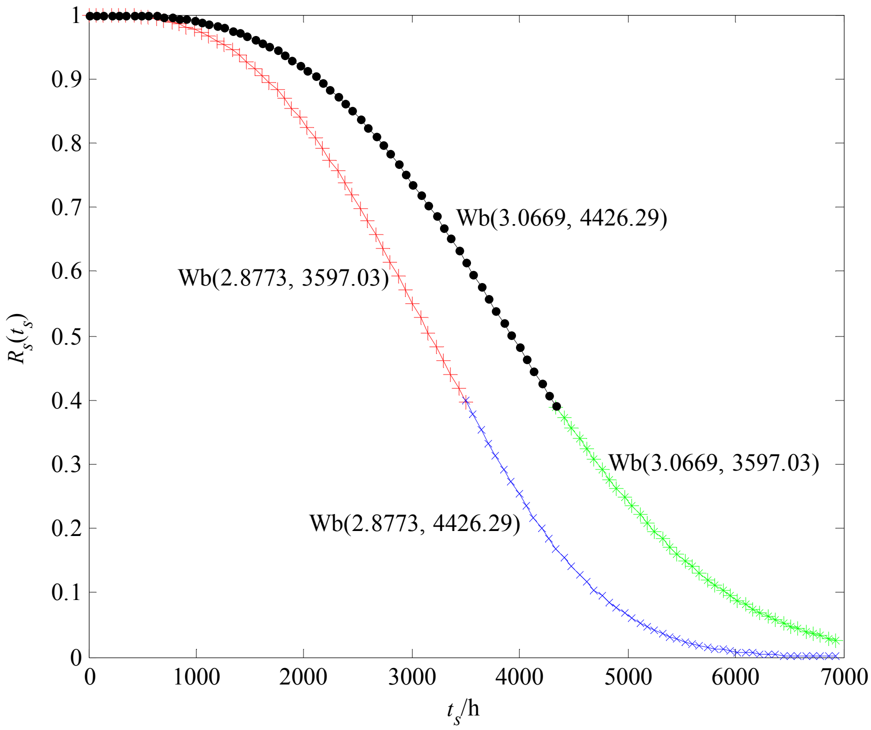


图 5-13 系统可靠度拓展的概率盒

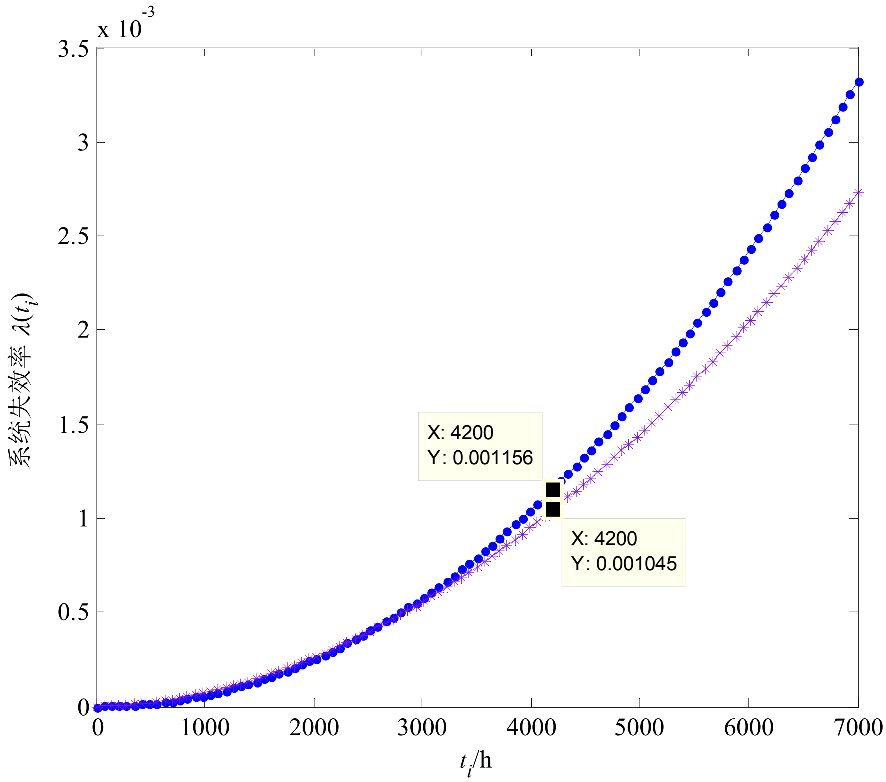


图 5-14 系统失效率拟合曲线

5.5.3.3 部件重要度分析

当控制模块服从威布尔分布时，由式(5-30)可得，任务时间$t = 4200\text{h}$，不考虑部件更换时部件概率重要度如表 5-6 所示，各部件和子系统重要度如图 5-15 所示。

表 5-6 部件概率重要度(系统不可修)

No.	$[I]_g(i)$	No.	$[I]_g(i)$	No.	$[I]_g(i)$
X_1	[0.1412, 0.2844]	X_4	[0.2740, 0.7379]	X_7	0
X_2	[0.1412, 0.2844]	X_5	[0.2255, 0.6384]	X_8	[0.2633, 0.6103]
X_3	[0.2186, 0.6218]	X_6	0	X_9	[0.4236, 0.6384]

当某复杂机电系统为可修系统时，部件在任务时间$t = 4200\text{h}$时的概率重要度列于表 5-7，系统各部件的t时刻重要度曲线如图 5-16。

表 5-7 部件概率重要度(系统可修)

No.	$[I]_g(i)$	No.	$[I]_g(i)$	No.	$[I]_g(i)$
X_1	0	X_4	[0.4544, 0.8802]	X_7	[0.0045, 0.0688]
X_2	0	X_5	[0.3740, 0.7615]	X_8	0
X_3	[0.3625, 0.7417]	X_6	[0.0045, 0.0688]	X_9	[0.7025, 0.7615]

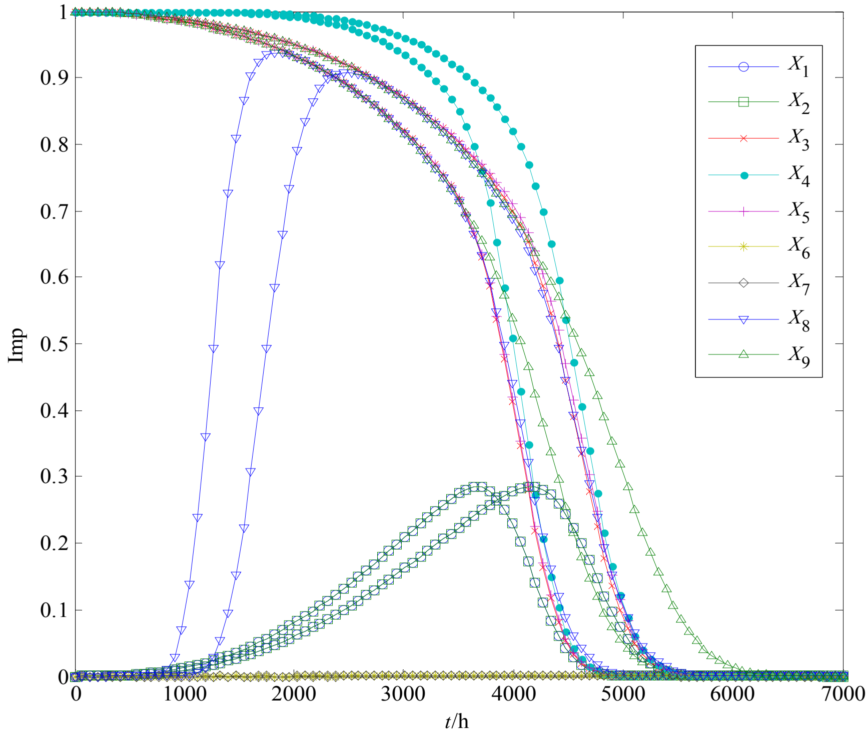


图 5-15 当系统视为不可修系统时部件的重要度

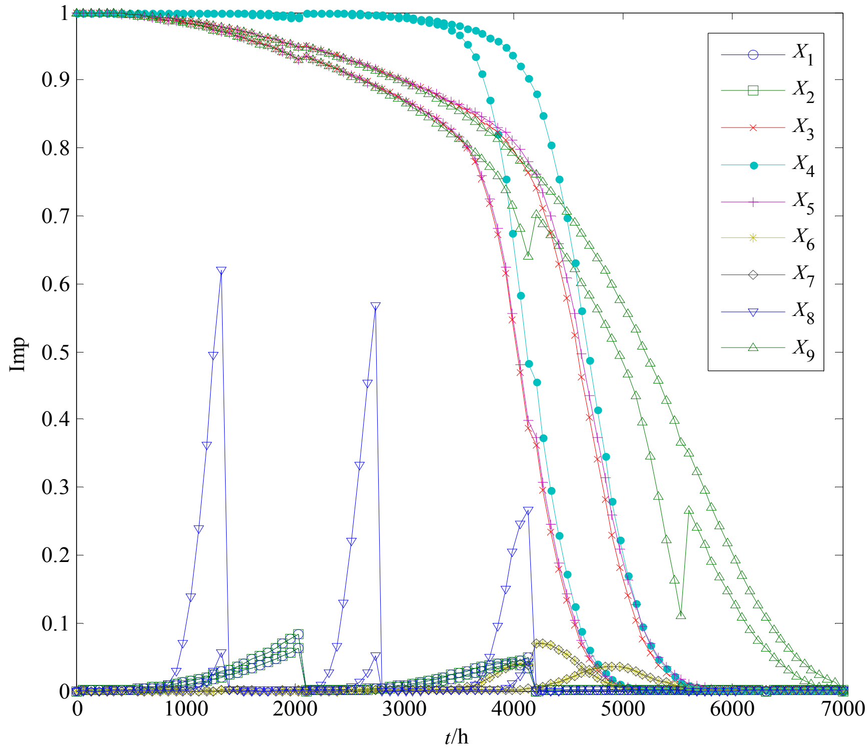


图 5-16 当系统视为可修系统时部件的重要度

应用 5.4.3 节的基于可能度的 NSG 排序方法[217,248-249]对表 5-6 和表 5-7 中的区间重要度进行排序。由式(5-31)-式(5-34)可得，当考虑系统为不可修和可修两种情

况下的可能度矩阵 $\mathbf{P_1}$ 和 $\mathbf{P_2}$ 分别为：

$$\mathbf{P}_1=\begin{pmatrix} 0.5000 & 0.5000 & 0.1204 & 0.0171 & 0.1059 & 1.0000 & 1.0000 & 0.0430 & 0 \\ 0.5000 & 0.5000 & 0.1204 & 0.0171 & 0.1059 & 1.0000 & 1.0000 & 0.0430 & 0 \\ 0.8796 & 0.8796 & 0.5000 & 0.4011 & 0.4856 & 1.0000 & 1.0000 & 0.4779 & 0.3207 \\ 0.9829 & 0.9829 & 0.5989 & 0.5000 & 0.5844 & 1.0000 & 1.0000 & 0.5853 & 0.4631 \\ 0.8941 & 0.8941 & 0.5144 & 0.4156 & 0.5000 & 1.0000 & 1.0000 & 0.4936 & 0.3422 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 \\ 0.9570 & 0.9570 & 0.5221 & 0.4147 & 0.5064 & 1.0000 & 1.0000 & 0.5000 & 0.3323 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0.6793 & 0.5369 & 0.6578 & 1.0000 & 1.0000 & 0.6677 & 0.5000 \end{pmatrix} \tag{5-47}$$

$$\mathbf{P}_2=\begin{pmatrix} 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0000 & 0 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0000 & 0 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0.5000 & 0.3569 & 0.4796 & 1.0000 & 1.0000 & 1.0000 & 0.0895 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0.6431 & 0.5000 & 0.6224 & 1.0000 & 1.0000 & 1.0000 & 0.3665 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0.5204 & 0.3776 & 0.5000 & 1.0000 & 1.0000 & 1.0000 & 0.1321 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 & 0 & 0.5000 & 0.5000 & 1.0000 & 0 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 & 0 & 0.5000 & 0.5000 & 1.0000 & 0 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0000 & 0 \\ 1.0000 & 1.0000 & 0.9105 & 0.6335 & 0.8679 & 1.0000 & 1.0000 & 1.0000 & 0.5000 \end{pmatrix} \tag{5-48}$$

得到矩阵 $\mathbf{P_1}$ 和 $\mathbf{P_2}$ 的排序向量 $\boldsymbol{\omega}_1$ 和 $\boldsymbol{\omega}_2$ 分别为：

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\omega}_1 &= \begin{bmatrix}\omega_1 & \omega_2 & \cdots & \omega_n\end{bmatrix}^{\mathrm{T}} \\ &= \begin{bmatrix}0.0943 & 0.0943 & 0.1312 & 0.1416 & 0.1327 & 0.0764 & 0.0764 & 0.1346 & 0.1464\end{bmatrix}^{\mathrm{T}}\end{aligned} \tag{5-49}$$

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\omega}_2 &= \begin{bmatrix}\omega_1 & \omega_2 & \cdots & \omega_n\end{bmatrix}^{\mathrm{T}} \\ &= \begin{bmatrix}0.0903 & 0.0903 & 0.1379 & 0.1477 & 0.1393 & 0.1042 & 0.1042 & 0.0903 & 0.1585\end{bmatrix}^{\mathrm{T}}\end{aligned} \tag{5-50}$$

根据矩阵 $\mathbf{P_1}$，$\mathbf{P_2}$ 及排序向量 $\boldsymbol{\omega}_1$，$\boldsymbol{\omega}_2$，当系统视为不可修时，各部件重要度 $[I]_g(i)$ 排序为：

$$\begin{aligned}&[I]_{g1}(X_9)\ge[I]_{g1}(X_4)\ge[I]_{g1}(X_8)\ge[I]_{g1}(X_5)\ge[I]_{g1}(X_3)\\ &\ge[I]_{g1}(X_1)\ge[I]_{g1}(X_2)\ge[I]_{g1}(X_6)\ge[I]_{g1}(X_7)\end{aligned}$$

将符号"$\succ$"定义为两个区间数的最优顺序关系，接着相应的排序结果为：

$$\begin{aligned}&[I]_{g1}(X_9)\underset{0.5369}{\succ}[I]_{g1}(X_4)\underset{0.5853}{\succ}[I]_{g1}(X_8)\underset{0.5064}{\succ}[I]_{g1}(X_5)\underset{0.5144}{\succ}[I]_{g1}(X_3)\\ &\underset{0.8796}{\succ}[I]_{g1}(X_1)\underset{0.5000}{\succ}[I]_{g1}(X_2)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g1}(X_6)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g1}(X_7)\end{aligned}$$

当系统视为可修时，重要度排序结果为：

$$[I]_{g2}(X_9)\underset{0.6335}{\succ}[I]_{g2}(X_4)\underset{0.6224}{\succ}[I]_{g2}(X_5)\underset{0.5204}{\succ}[I]_{g2}(X_3)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g2}(X_6)$$
$$\underset{0.5000}{\succ}[I]_{g2}(X_7)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g2}(X_1)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g2}(X_2)\underset{1.0000}{\succ}[I]_{g2}(X_8)$$

如图 5-15 所示，阀件的概率重要度一直保持在较低的水平，是由于它们为主阀的冷备件，仅当主阀失效后，备件阀才被激活进入工作状态。因此阀件#1 和#2 在整个系统中都具有较低的重要度，其可靠度的变化对整个复杂机电系统的可靠度变化没有明显的影响。至于主阀的重要度，开始阶段保持在一个较低的水平，接着逐渐增加伴随着一个减小的过程。备份部件的存在在整个系统中具有一个相对较低的重要度。但是当备份部件由于受到存储或其它某些因素的影响，使得其可靠度逐渐降低时，主阀将被赋予更重要的作用。因此，其可靠度又具有一个增加的过程。

由图 5-16 可知，当考虑控制模块和阀件的维修或更换时，部件每次更换将导致系统所有部件重要度的一次调整。可更换部件的重要度在每次部件更换后将减小，同时整个系统其它不可更换部件的重要度将呈现一个调整增加的过程。由图 5-9 和图 5-10，比较在将系统视为不可修以及考虑其部件可更换两种情况下系统的可靠度，可以明显看出对系统中短寿命部件采取常规维修或更换措施对系统寿命及可靠度的改善和提升具有重要的作用。

5.6 本章小结

对于具有有限系统级测试数据的复杂系统，通过对试验数据、现场数据和设计数据的综合分析和处理，能够将部件的寿命最终表达成闭区间的区间数形式，并应用变异系数法对系统基本单元的寿命分布参数进行估计。当参数用区间数表示时，可将参数不确定性进行表达和处理。为考虑认知不确定性，本章基于概率盒的定义，应用相似的原理定义了一个新的概念，并命名为拓展的概率盒，实现了系统不确定信息较直观的表达。

本章应用动态逻辑门描述复杂机电系统动态失效行为，并建立可描述系统中部件单元间失效逻辑关系的动态故障树。在定义静态和动态逻辑门寿命逻辑关系的基础上，将动态故障树映射成一个等价的贝叶斯网络。应用 AgenaRisk 软件实现贝叶斯网络的计算，从而得到系统平均寿命及系统可靠度，并将其表示为区间数。对于具有可更换部件的可修系统，应用蒙特卡洛仿真方法通过对更换部件伪失效时间进行更新，以实现动态故障树的计算。对比研究表明，基于贝叶斯网络的方法推理简单，更利于在工程实践中实现。而基于蒙特卡洛仿真的方法精度更

高且能对系统维修等多种情况进行更加充分的考虑。因此，工程人员可根据实际工程需要，合理的选择应用这两种方法。复杂系统可靠性综合评价表明，通过对基本部件的合理更换或维修，可明显改善系统可靠性。

在假设系统寿命变量服从两参数威布尔分布的情况下，应用最小二乘法对分布参数进行评估，计算得到系统失效率及概率密度函数。系统概率重要度的分析能够找出整个系统的薄弱环节，从而为系统设计、故障诊断和制定合理的维修计划提供指导依据。本章的复杂系统综合可靠性评估方法克服了传统方法对大量数据的依赖性，充分利用并结合了试验数据、设计数据、现场数据和工程人员经验数据，是一种较为全面且有效的方法。基于此，可进行复杂机电系统可靠性综合评价，为后续系统的设计改善以及可靠性增长研究工作提供理论支撑。

第六章 结论与展望

6.1 全文总结

本文主要研究了认知不确定性、多状态特性、共因失效以及动态失效特性等多因素影响下的复杂系统可靠性建模、分析与评估方法。在现有通用生成函数法、贝叶斯网络、动态故障树等建模方法的基础上，基于证据理论、模糊理论以及概率盒等不确定性量化方法，提出了基于信任通用生成函数法、区间值模糊贝叶斯网络以及信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析及评估方法。同时将系统共因失效通过显式建模、α 因子模型及 β 因子模型量化后与提出的方法相融合，最终实现了考虑多影响因素下的复杂系统可靠性综合评估。

本文的主要研究成果包括：

(1) 提出了基于信任通用生成函数的复杂多态系统可靠性分析方法。针对已有方法建模能力的不足以及对系统缺乏认知造成的多态系统部件状态及概率的不确定性，运用证据理论对系统中存在的认知不确定性进行表征；借助通用生成函数对多态系统的建模和计算优势，提出用信任通用生成函数方法来对系统进行可靠性建模；运用 α 因子模型对共因失效进行建模，并将共因失效引入信任通用生成函数中。最后，将基于信任通用生成函数、区间通用生成函数方法的计算结果与全局优化方法得到的结果作比较，验证了本论文方法的正确性和精确性。实例分析结果表明，该方法较以往的方法有一定的优势，计算结果更精确。

(2) 提出了基于区间值模糊贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性分析方法。从网络结构角度研究了复杂多态系统的可靠性分析方法。当系统存在认知不确定性时，针对传统贝叶斯网络中采用精确值来描述节点概率的不足，运用区间值三角模糊数对节点的模糊信息进行表征。采用 β 因子模型计算系统共因失效事件的概率。提出了基于区间值模糊贝叶斯网络并考虑共因失效的复杂多态系统可靠性分析方法。该方法充分利用了贝叶斯网络的图形化表达以及概率推理优势，能够清晰的量化和表达认知不确定性及共因失效对系统可靠性的影响，不需要进行故障树分析及最小割集的计算，也不需要确定系统不可靠度的复杂代数表达式。

(3) 提出了基于信任贝叶斯网络的复杂多态系统可靠性评估方法。与模糊理论相比，证据理论能够单独对不确定性问题进行处理，且具有更加灵活的不确定性描述方法。对于系统的多状态特性，通过证据理论将表达认知不确定性的状态引入新的状态空间中，并根据统计数据及专家经验进行合理的状态赋值。借助贝叶斯网络系统结构表达及概率推理的优势，将证据理论与多态贝叶斯网络相融合。

应用修正的β因子模型处理工程复杂冗余系统中存在的多共因组现象。提出了证据理论下存在多共因组的多态贝叶斯网络方法。实例分析结果表明，该方法能够处理复杂系统中存在的认知不确定性、多态特性，并且能够融合改进的β因子参数模型处理系统失效中存在多共因组的情况，具有较高的计算效率以及较强的实用价值。

(4) 实现了认知不确定性下复杂系统的可靠性综合评估。由于系统中存在的认知不确定性及系统失效行为的动态特性都会对大型复杂系统可靠性造成十分严重的影响。考虑复杂系统所具有的动态特性，利用动态故障树的动态建模能力优势，基于系统结构和失效模式建立了系统动态故障树模型，提出一种拓展的概率盒来表达系统中由于数据不完备引入的认知不确定性。考虑可修单元的更换策略，利用贝叶斯网络和蒙特卡洛方法对系统可靠性进行综合评估。该方法克服了传统方法对大量数据的依赖性，充分利用并结合了试验数据、设计数据、现场数据和工程人员经验数据，是一种较为全面且有效的方法。为复杂系统可靠性评估提供了一种有效并灵活的综合性方法，实例表明此方法能够较容易的应用于工程实践中。

本文的创新之处包括：从多角度建立相应的模型，实现对具有多状态特性、认知不确定性、失效相关性及动态失效特性的复杂系统进行可靠性分析和评估。针对系统中存在的不同复杂特性，分别应用不同的方法进行建模求解；同时对现有模型方法进行了改进和拓展。其中包括，利用证据理论、模糊理论以及拓展的概率盒对系统中存在的不确定性信息进行处理；采用α因子模型、β因子模型及改进的 β 因子模型对系统中共因失效问题进行建模和计算；应用通用生成函数和贝叶斯网络对多态系统进行可靠性建模等。最终，通过对现有模型的改进及融合，提出了基于拓展的信任通用生成函数、区间值模糊贝叶斯网络和信任贝叶斯网络的复杂系统可靠性分析和评估方法，最终实现了多因素影响下的复杂系统的可靠性综合评估。

6.2 后续工作展望

本论文在考虑认知不确定性、多状态特性、共因失效以及动态特性等情况下对复杂系统可靠性分析和评估进行了创新性的研究工作，实现了现有模型的拓展与工程应用，取得了阶段性的研究成果。随着工程系统的日益复杂，系统将表现出更多的无法预知的特性，复杂系统的可靠性建模、分析和评估相关研究工作尚需进一步发展。在本论文研究的基础上，我们将在后续工作中不断完善本文的工作，并进行以下三个方面的探索：

(1) 多因素影响下复杂系统混合贝叶斯网络可靠性分析与评估。当系统输入同

时存在连续变量和离散变量时，可以利用混合贝叶斯网络实现系统概率推理。需要进一步研究如何将系统认知不确定性、共因失效等多种影响因素综合于此类复杂系统建模中，从而为复杂可靠性分析与评估提供支撑。

(2) 基于多源信息融合的复杂系统可靠性评估与决策。随着现有信息融合技术的不断发展，Bayes 方法、信息熵方法、模糊积分方法以及 D-S 证据理论方法已经成为主流的四类信息融合方法。因此，如何选择合适的模型方法，更充分提取并利用多源可靠性信息，提高复杂系统可靠性计算精度，从而为系统可靠性管理和决策提供可靠的依据具有十分重要的研究意义。

(3) 多因素影响下复杂系统可靠性分析与评估软件系统开发。随着多因素影响下复杂系统可靠性建模、分析和评估框架的逐渐完善，开发一款能够实现复杂系统可靠性分析与评估的软件系统，从而实现系统运行可靠性的优化管理具有重要的工程应用价值。

致 谢

时光如梭，九年前，我怀着激动的心情踏进梦想中的学府，那时候懵懂着、期待着也渴望着。这九年，我一直努力着、勤奋着、拼搏着；有忧伤、有迷茫也有放弃，但更多的是快乐与收获。从本科、硕士再到博士的九年，电子科技大学给予我太多太多。在这里我遇到了许多给予我指导、关心、帮助和支持的老师、同学和朋友，在此，我要向他们致以最诚挚的感谢！

衷心感谢我的导师黄洪钟教授从我硕士到博士阶段给予我的悉心指导与无私帮助。导师学识渊博、治学严谨、人格高尚，具有广阔的视野和敏锐的洞察力，对科研和工作充满了热情。在科研学术方面，导师时常关注我科研进展，对我科研工作给予了充分的认可，为我提供了大量培训、学习和国际交流的机会。从论文选题、课题开展到学术论文及博士学位论文的撰写和修改，都倾注了大量的心血。在生活中关怀细致入微，经常帮助我解答生活中遇到的难题与困惑。导师对工作对人生认真负责的态度将使我受益终身。在此谨向恩师致以我最诚挚的感激！

感谢刘宇教授、汪忠来教授、何俐萍教授、朱顺鹏副教授、李海庆副教授、许焕卫副教授、张小玲副教授、肖宁聪副教授、彭卫文老师在我科研及论文工作中给予的指导、帮助和鼓励。祝愿他们工作顺利，生活幸福！

感谢一直陪伴的师兄师弟师妹，杨圆鉴博士、吕志强博士，殷毅超、付国忠、彭兆春、张小强、黄承赓、郭骏宇、李贺、周杰等博士研究生，以及张伟、晏晶、姜梅等硕士。与他们交流让我深受启迪，感谢他们在学习和科研生活中带给我的欢乐和支持。特别感谢三位师姐，刘征博士、高会英博士、左芳君博士，是她们的鼓励与带动，让我能够把运动变成习惯。

衷心地感谢辛勤养育我的父亲母亲，感谢他们一直以来给予我无私的关爱与鼓励；感谢他们给予的信任与放手，让我可以独立选择自己喜爱的专业与事业。感谢姐姐米维与妹妹米静对父母的照顾，对我学习的鼓励与支持。同时，感谢我的先生李彦锋及其父母，他们的关爱、支持、理解和鼓励让我有了更多的前进动力，祝愿他们身体健康、工作顺利！

最后，感谢各个时期培养和教导我的老师，感谢所有给予我鼓励的朋友和同学。

参考文献

[1] 李春洋. 基于多态系统理论的可靠性分析与优化设计方法研究[D]. 长沙: 国防科技大学, 2010.

[2] 刘国梁. 不确定性结构分析及拓扑优化研究[D]. 西安: 西安电子科技大学, 2012.

[3] Y. K. Gu, J. Li. Multi-state system reliability: a new and systematic review[J]. Procedia Engineering, 2012, 29: 531-536.

[4] A. Lisnianski, D. Elmakias, D. Laredo, et al. A multi-state Markov model for a short-term reliability analysis of a power generating unit[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 98(1): 1-6.

[5] Y. Massim, A. Zeblah, M. Benguediab, et al. Reliability evaluation of electrical power systems including multi-state considerations[J]. Electrical Engineering, 2006, 88(2): 109-116.

[6] Y. F. Li, E. Zio. A multi-state model for the reliability assessment of a distributed generation system via universal generating function[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 106: 28-36.

[7] X. Z. Huang. Fault tree analysis method of a system having components of multiple failure modes [J]. Microelectronics Reliability, 1983, 23(2): 325-328.

[8] J. Xue. On multistate system analysis[J]. IEEE Transactions on Reliability, 1985, 34(4): 329-337.

[9] 曾亮. 多状态系统可靠性建模与故障树分析方法研究[D]. 长沙: 国防科技大学, 1997.

[10] O. Pourret, J. Collet, J. L. Bon. Boolean modelling and evaluation of a multistate-component system[J]. International Journal of Reliability, Quality and Safety Engineering, 2002, 9(2): 183-192.

[11] 周忠宝, 马超群, 周经伦, 等. 基于贝叶斯网络的多态故障树分析方法[J]. 数学的实践与认识, 2008, 38(19): 89-95.

[12] B. Dimitrov, V. Rykov, P. Stanchev. On multi-state reliability systems[C]. Proceedings MMR-2002, 2002: 17-21.

[13] I. W. Soro, M. Nourelfath, D. Ait-Kadi. Performance evaluation of multi-state degraded systems with minimal repairs and imperfect preventive maintenance[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2010, 95(2): 65-69.

[14] K. Krzysztof, J. Miroslaw, D. Przemyslaw. On multi-state safety analysis in shipping[J]. International Journal of Reliability, Quality and Safety Engineering, 2007, 14(06): 547-567.

[15] A. Lisnianski, D. Elmakias, D. Laredo, et al. A multi-state Markov model for a short-term reliability analysis of a power generating unit[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 98(1): 1-6.

[16] A. Lisnianski. Extended block diagram method for a multi-state system reliability assessment[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2007, 92(12): 1601-1607.

[17] Y. W. Liu, K. C. Kapur. Reliability measures for dynamic multi-state nonrepairable systems and their applications to system performance evaluation[J]. IIE Transactions, 2006, 38: 511-520.

[18] G. S. Fishman. The distribution of maximum flow with applications to multistate reliability systems[J]. Operations Research, 1987, 35(4): 607-618.

[19] 樊鹤红, 张明德, 孙小菡. 多工作状态环形光网络的可靠性评估[J]. 东南大学学报(自然科学版), 2005, 35(5): 763-677.

[20] H. Fan, X. Sun. A multi-state reliability evaluation model for P2P networks[J]. Reliability engineering & System safety, 2010, 95(4): 402-411.

[21] E. Zio, L. Podofillini, G. Levitin. Estimation of the importance measures of multi-state elements by Monte Carlo simulation[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2004, 86(3): 191-204.

[22] J. E. Ramirez-Marquez, D. V. Coit. Composite importance measures for multi-state systems with multi-state components[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2005, 54: 517-529.

[23] I. Ushakov. A universal generating function[J]. Soviet Journal of Computer and Systems Sciences, 1986, 24(5): 118-129.

[24] G. Levitin. The universal generating function in reliability analysis and optimization[M]. Berlin, Germany: Springer-Verlag, 2005.

[25] G. Levitin, A. Lisnianski. Importance and sensitivity analysis of multi state systems using the universal generating function method[J]. Reliability Engineering & System Safety, 1999, 65(3): 271-282.

[26] J. E. Ramirez-Marquez, G. Levitin. Algorithm for estimating reliability confidence bounds of multi-state systems[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2008, 93(8): 1231-1243.

[27] G. Levitin. Optimal multilevel protection in series-parallel systems[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2003, 81(1): 93-102.

[28] G. Levitin, S. Amari. Three types of fault coverage in multi-state systems[C]. In Proc. the 8th Int. Conf. Reliability, Maintainability & Safety (ICRMS), Chengdu, China, 2009: 122-127.

[29] G. Levitin, S. V. Amari. Multi-state systems with multi-fault coverage[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2008, 93(11): 1730-1739.

[30] G. Levitin, L. Xing. Reliability and performance of multi-state systems with propagated failures having selective effect[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2010, 95(6): 655-661.

[31] G. Levitin. Optimal structure of multi-state systems with uncovered failures[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2008, 57(1): 140-148.

[32] G. Levitin, L. Xing, H. Ben Haim, et al. Reliability of series-parallel systems with random failure propagation time[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2013, 62(3): 637-647.

[33] G. Levitin. Incorporating common-cause failures into nonrepairable multistate series-parallel system analysis[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2001, 50(4): 380-388.

[34] G. Levitin. Reliability of multi-state systems with two failure-modes[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2003, 52(3): 340-348.

[35] W. C. Yeh. The k-out-of-n acyclic multistate-node networks reliability evaluation using the universal generating function method[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2006, 91(7): 800-808.

[36] Y. Ding, A. Lisnianski. Fuzzy universal generating functions for multi-state system reliability assessment[J]. Fuzzy Sets and Systems, 2008, 159(3): 307-324.

[37] Y. Ding, M. J. Zuo, A. Lisnianski, et al. Fuzzy multi-state systems: general definitions, and performance assessment[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2008, 57(4): 589-594.

[38] Y. Liu, H. Z. Huang. Reliability assessment for fuzzy multi-state systems[J]. International Journal of Systems Science, 2010, 41(4): 365-379.

[39] Y. F. Li, Y. Ding, E. Zio. Random fuzzy extension of the universal generating function approach for the reliability assessment of multi-state systems under aleatory and epistemic uncertainties[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2014, 63(1): 13-25.

[40] S. Destercke, M. Sallak. An extension of universal generating function in multi-state systems considering epistemic uncertainties[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2013, 62(2): 504-514.

[41] C. Li, X. Chen, X. Yi, et al. Interval-valued reliability analysis of multi-state systems[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2011, 60(1): 323-330.

[42] 靳宁. 基于贝叶斯网络的大型星载展开天线多状态可靠性分析[D]. 西安：西安电子科技大学, 2011.

[43] J. Huang, M. J. Zuo, Y. Wu. Generalized multi-state k-out-of-n: G systems[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2000, 49(1): 105-111.

[44] W. Li, M. J. Zuo. Reliability evaluation of multi-state weighted k-out-of-n systems[J]. Reliability Engineering & Systems Safety, 2008, 93(1): 160-167.

[45] G. Levitin. A universal generating function approach for the analysis of multi-state systems with dependent elements[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2004, 84(3): 285-292.

[46] A. Lisnianski, G. Levitin. Multi-state system reliability, assessment, optimization and application[M]. Singapore, World Scientific Publishing Co. Pte.Ttd, 2003.

[47] Y. F. Li, H. Z. Huang, Y. Liu, et al. A new fault tree analysis method: fuzzy dynamic fault tree analysis[J]. Maintenance and Reliability, 2012, 14(3): 208-214.

[48] Y. F. Li, J. Mi, H. Z. Huang, et al. System reliability and assessment for solar array drive assembly based on Bayesian networks[J]. Maintenance and Reliability, 2013, 15(2): 117-122.

[49] H. Z. Huang, H. W. Xu, X. Zu. Petri net-based coordination component for collaborative design[J]. Concurrent Engineering: Research and Applications, 2010, 18(3): 199-205.

[50] J. B. Dugan, S. J. Bavuso, M. A. Boyd. Dynamic fault-tree models for fault-tolerant computer systems[J]. IEEE Transactions on Reliability, 1992, 41(3): 363-377.

[51] J. B. Dugan, K. J. Sullivan, D. Coppit. Developing a low cost high-quality software tool for dynamic fault-tree analysis[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2000, 49(1): 49-59.

[52] J. Hao, L. Zhang, L. Wei. Reliability analysis based on improved dynamic fault tree[M]. Engineering Asset Management 2011, Springer London, 2014: 283-299.

[53] C. Y. Huang, Y. R. Chang. An improved decomposition scheme for assessing the reliability of embedded systems by using dynamic fault trees[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2007, 92(10): 1403-1412.

[54] A. Lindhe, T. Norberg, L. Rosén. Approximate dynamic fault tree calculations for modelling water supply risks[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 106: 61-71.

[55] G. Merle, J. M. Roussel, J. Lesage, et al. Probabilistic algebraic analysis of fault trees with priority dynamic gates and repeated events[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2010, 59(1): 250-261.

[56] D. Ge, M. Lin, Y. Yang, et al. Quantitative analysis of dynamic fault trees using improved sequential binary decision diagrams[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2015, 142: 289-299.

[57] Y. Mo. A multiple-valued decision-diagram-based approach to solve dynamic fault trees[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2014, 63(1): 81-93.

[58] F. Chiacchio, M. Cacioppo, D. D'Urso, et al. A Weibull-based compositional approach for hierarchical dynamic fault trees[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2013, 109: 45-52.

[59] K. D. Rao, V. Gopika, VVSS Rao, et al. Dynamic fault tree analysis using Monte Carlo simulation in probabilistic safety assessment[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2009, 94(4): 872-883.

[60] M. Taheriyoun, S. Moradinejad. Reliability analysis of a wastewater treatment plant using fault tree analysis and Monte Carlo simulation[J]. Environmental Monitoring and Assessment, 2015, 187(1): 1-13.

[61] G. Manno, F. Chiacchio, L. Compagno, et al. MatCarloRe: An integrated FT and Monte Carlo Simulink tool for the reliability assessment of dynamic fault tree[J]. Expert Systems with Applications, 2012, 39(12): 10334-10342.

[62] G. Manno, F. Chiacchio, L. Compagno, et al. Conception of repairable dynamic fault trees and resolution by the use of RAATSS, a Matlab® toolbox based on the ATS formalism[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2014, 121: 250-262.

[63] G. Merle, J. M. Roussel, J. J. Lesage, et al. Quantitative analysis of dynamic fault trees based on the coupling of structure functions and Monte Carlo simulation[J]. Quality and Reliability Engineering International, 2014, 30(1): 143-156.

[64] P. Zhang, K. W. Chan. Reliability evaluation of phasor measurement unit using Monte Carlo dynamic fault tree method[J]. IEEE Trans Smart Grid, 2012, 3(3): 1235-1243.

[65] 周金宇，谢里阳．多状态系统共因失效机理与定量分析[J]．机械工程学报，2008，44(10): 77–82.

[66] J. Mi, Y. F. Li, H. Z. Huang, et al. Reliability analysis of multi-state system with common cause failure based on Bayesian networks[J]. Maintenance and Reliability, 2013, 15(2): 169-175.

[67] 王学敏，谢里阳，周金宇．考虑共因失效的系统可靠性模型[J]．机械工程学报, 2005, 41(1): 24-28.

[68] J. K. Vaurio. An implicit method for incorporating common-cause failures in system analysis[J]. IEEE Transactions on Reliability, 1998, 47(2): 173-180.

[69] Y. Byeon, K. Kwon, J. Kim. Reliability analysis of power substation with common cause failure[C]. International Conference on Power Engineering, Energy and Electrical Drives, 2009: 467-472.

[70] 李春洋，陈循，易晓山．考虑共因失效的多态系统可靠性优化[J]．中国机械工程，2010，21(2): 155-159.

[71] L. Xing. Reliability evaluation of phased-mission systems with imperfect fault coverage and common-cause failures[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2007, 56(1): 58-68.

[72] J. K. Vaurio. Extensions of the uncertainty quantification of common cause failure rates[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2002, 78: 63-69.

[73] J. K. Vaurio. Common cause failure probabilities in standby safety system fault tree analysis with testing) scheme and timing dependencies[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2003, 79: 43-57.

[74] L. Xie, J. Zhou, X. Wang. Data mapping and the prediction of common cause failure probability[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2005, 54(2): 291-296.

[75] J. K. Vaurio. Consistent mapping of common cause failure rates and alpha factors[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2007, 92(5): 628-645.

[76] J. K. Vaurio. Availability of redundant safety systems with common mode and undetected failures[J]. Nuclear Engineering and Design, 1980, 58(3): 415-424.

[77] K. N. Fleming, A. Mosleh, A. P. Kelley. On the analysis of dependent failures in risk assessment and reliability evaluation[J]. Nuclear Safety, 1983, 24(5): 637-657.

[78] 金星，洪延姬，杜红梅. 共因失效系统的可靠性分析方法[M]. 北京：国防工业出版社，2008.

[79] K. N. Fleming. A reliability model for common mode failures in redundant safety systems[R] General Atomic Report, GA-13284, 1974.

[80] J. V. Bukowski, R. Chalupa. Calculating an appropriate multiplier for ßλ when modeling common cause failure in triplex systems[C]. IEEE Proceedings-Annual Reliability and Maintainability Symposium (RAMS), 2010: 1-5.

[81] P. Hokstad, A. Maria, P. Tomis. Estimation of common cause factors from systems with different numbers of channels[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2006, 55(1): 18-25.

[82] D. Kančev, M. Čepin. A new method for explicit modelling of single failure event within different common cause failure groups[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 103: 84-93.

[83] J. Börcsök, S. Schaefer. Estimation and evaluation of common cause failures[C]. Second International Conference on Systems, 2007, 23: 867-882.

[84] J. Braband, R. Vom Hövel, H. Schäbe. Probability of failure on demand-the why and the how[M]. Computer Safety, Reliability, and Security, Springer Berlin Heidelberg, 2009: 46-54.

[85] X. Zheng, A. Yamaguchi, T. Takata. α-Decomposition for estimating parameters in common cause failure modeling based on causal inference[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2013, 116: 20-27.

[86] CCF parameter estimations, 2009 update. U.S. Nuclear Regulatory Commission, 2011.

[87] NUREG/CR-6268, Rev 1_CCF Database and analysis system event data collection, classification, and coding. Washington DC: U.S. Nuclear Regulatory Commission, 2007.

[88] NUREG/CR-5485, Guidelines on modeling common-cause failures in PRA, Washington DC: U.S. Nuclear Regulatory Commission, 1998.

[89] V. Hassija, C. Senthil Kumar, K. Velusamy. A pragmatic approach to estimate alpha factors for common cause failure analysis[J]. Annals of Nuclear Energy, 2014, 63: 317-325.

[90] X. Zheng, A. Yamaguchi, T. Takata. Probabilistic common cause failure modeling after the introduction of defense mechanisms[C]. Proceedings of the International Conference on Nuclear Thermal-Hydraulics Operation and Safety (NUTHOS-9), 2012: 9-13.

[91] X. Zheng, A. Yamaguchi, T. Takata. Probabilistic common cause failure modeling for auxiliary feedwater system after the introduction of flood barriers[J]. Journal of Nuclear Science and Technology, 2013, 50(8): 828-836.

[92] C. G. Warren. Common cause failures: Implementation of a simplified alpha factor model[C]. Proceedings of Reliability and Maintainability Symposium (RAMS), 2010: 1-5.

[93] J. E. Ramirez-Marquez, D. W. Coit. Optimization of system reliability in the presence of common cause failures[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2007, 92: 1421-1434.

[94] 周金宇, 谢里阳, 王学敏. 多状态系统共因失效分析及可靠性模型[J]. 机械工程学报, 2005, 41(6): 66-70.

[95] G. Levitin. Common supply failures in linear multi-state sliding window systems[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2003, 82: 55-62.

[96] N. Khakzad, F. Khan, P. Amyotte. Safety analysis in process facilities: comparison of fault tree and Bayesian network approaches[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2011, 96(8): 925-932.

[97] A. Ebrahimi, T. Daemi. Considering the rare events in construction of the Bayesian network associated with power systems[C]. IEEE 11th International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems (PMAPS), Singapore, 2010: 659-663.

[98] J. Pearl. Fusion, propagation, and structuring in belief networks[J]. Artificial intelligence, 1986, 29(3): 241-288.

[99] 周忠宝, 马超群, 周经伦, 等. 基于动态贝叶斯网络的动态故障树分析[J]. 系统工程理论与实践, 2008, 28(2): 35-42.

[100] 尹晓伟, 钱文学, 谢里阳. 基于贝叶斯网络的多状态系统可靠性建模与评估[J]. 机械工程学报, 2009, 45(2): 206-212.

[101] Z. Zhou, G. Jin, D. Dong, et al. Reliability analysis of multistate systems based on Bayesian networks[C]. 13th Annual IEEE International Conference and Workshop on Engineering of Computer Based Systems (ECBS 2006), 2006: 344-352.

[102] H. Boudali, J. B. Dugan. A discrete-time Bayesian network reliability modeling and analysis framework[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2005, 87(3): 337-349.

[103] H. Boudali, J. B. Dugan. A continuous-time Bayesian network reliability modeling and analysis framework[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2006, 55(1): 86-97.

[104] B. Cai, Y. Liu, Z. Liu, et al. Using Bayesian networks in reliability evaluation for subsea blowout preventer control system[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2012, 108: 32-41.

[105] N. Khakzad, F. Khan, P. Amyotte. Risk-based design of process systems using discrete-time Bayesian networks[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2013, 109: 5-17.

[106] S. Kabir, M. Walker, Y. Papadopoulos. Reliability analysis of dynamic systems by translating temporal fault trees into Bayesian networks[M]. Model-based safety and assessment, Munich, Germany: Springer International Publishing, 2014: 96-109.

[107] X. Wu, H. Liu, L. Zhang, et al. A dynamic Bayesian network based approach to safety decision support in tunnel construction[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2015, 134: 157-168.

[108] C. Su and Y. Fu. Reliability assessment for wind turbines considering the influence of wind speed using Bayesian network[J]. Maintenance and Reliability, 2014, 16(1): 1-8.

[109] N. C. Xiao, H. Z. Huang, Z. L. Wang, et al. Reliability analysis of series systems with multiple failure modes under epistemic and aleatory uncertainties[J]. Proceedings of The Institution of Mechanical Engineers, Part O: Journal of Risk and Reliability, 2012, 226(3): 295-304.

[110] H. Z. Huang, X. Zhang, D. B. Meng, et al. A new multidisciplinary design optimization method accounting for discrete continuous variables under aleatory and epistemic uncertainties[J]. International Journal of Computational Intelligence Systems, 2012, 5(1): 93-110.

[111] G. Curcurù, G. M. Galante, C. M. La Fata. Epistemic uncertainty in fault tree analysis approached by the evidence theory[J]. Journal of Loss Prevention in The Process Industries, 2012, 25(4): 667-676.

[112] Z. Zhang, C. Jiang, G. G. Wang, et al. An efficient reliability analysis method for structures with epistemic uncertainty using evidence theory[C]. ASME 2014 International Design Engineering Technical Conferences and Computers and Information in Engineering Conference, New York, USA, 2014.

[113] J. Mula, R. Poler, J. P. Garcia-Sabater. Material requirement planning with fuzzy constraints and fuzzy coefficients [J]. Fuzzy Sets and Systems, 2007, 158(7): 783-793.

[114] S. Ferson, V. Kreinovich, L. Ginzburg, et al. Constructing probability boxes and Dempster-Shafer structures[M], SAND2003-4015, Albuquerque, NM: Sandia National Laboratories, 2003.

[115] S. Destercke, D. Dubois, E. Chojnacki. Unifying practical uncertainty representations–I: Generalized P-Boxes [J]. International Journal of Approximate Reasoning, 2008, 49(3): 649-663.

[116] V. Montgomery. New statistical methods in risk assessment by probability bounds[D]. UK: University of Durham, 2009.

[117] H. Zhang, R. L. Mullen, R. L. Muhanna. Interval Monte Carlo methods for structural reliability[J]. Structural Safety, 2010, 32(3): 183-190.

[118] H. Zhang. Interval importance sampling method for finite element-based structural reliability assessment under parameter uncertainties[J]. Structural Safety, 2012, 38: 1-10.

[119] H. Zhang, H. Dai, M. Beer, et al. Structural reliability analysis on the basis of small samples: an interval quasi-Monte Carlo method [J]. Mechanical Systems and Signal Processing, 2013, 37(1): 137-151.

[120] C. H. Mehl. P-Boxes for cost uncertainty analysis [J]. Mechanical Systems and Signal Processing, 2013, 37(1): 253-263.

[121] X. Yang, Y. Liu, Y. Zhang, et al. Hybrid reliability analysis with both random and probability-box variables [J]. Acta Mechanica, 2015, 226(5): 1341-1357.

[122] S. Sankararaman, S. Mahadevan. Likelihood-based representation of epistemic uncertainty due to sparse point data and/or interval data [J]. Reliability Engineering & System Safety, 2011, 96(7): 814-824.

[123] F. Tonon. Using random set theory to propagate epistemic uncertainty through a mechanical system[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2004, 85(1): 169-181.

[124] Y. Ben-Haim. Uncertainty, probability and information-gaps[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2004, 85(1): 249-266.

[125] E. Lorini, H. Prade. Strong possibility and weak necessity as a basis for a logic of desires[C]. Working Papers of the ECAI Workshop on Weighted Logics for Artificial Intelligence, Montpellier, France, 2012: 99-103.

[126] P. Soundappan, E. Nikolaidis, R. T. Haftka, et al. Comparison of evidence theory and Bayesian theory for uncertainty modeling[J]. Reliability Engineering & System safety, 2004, 85(1): 295-311.

[127] A. P. Dempster. Upper and lower probabilities induced by a multivalued mapping[J]. The Annals of Mathematical Statistics, 1967, 38(2): 325-339.

[128] A. P. Dempster. A generalization of Bayesian inference[J]. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 1968, 30(2): 205-247.

[129] G. Shafer, A mathematical theory of evidence[M], Princeton, USA: Princeton University Press, 1976.

[130] 姜潮，张哲，韩旭，等. 一种基于证据理论的结构可靠性分析方法[J]. 力学学报，2013, 45(1): 103-115.

[131] 杨建平. 证据理论及其复杂系统可靠性分析方法与应用研究[D]. 成都：电子科技大学, 2012.

[132] J. P. Yang, H. Z. Huang, L. P. He, et al. Failure mode and effects analysis of compressor blades of aeroengines using Dempster-Shafer evidence theory[C]. ASME 2011 International Design Engineering Technical Conferences and Computers and Information in Engineering Conference (IDETC), Washington, DC, USA , 2011: 863–870.

[133] A. P. Dempster. The Dempster-Shafer calculus for statisticians[J]. International Journal of Approximate Reasoning, 2008, 48(2): 365-377.

[134] F. Aguirre, M. Sallak, and W. Schön. Construction of belief function from statistical data about reliability under epistemic unceraintty[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2013, 62(3): 555-568.

[135] P. P. Shenoy. Using Dempster-Shafer's belief-function theory in expert systems[C]. Aerospace Sensing, International Society for Optics and Photonics, 1992: 2-14.

[136] R. Haenni, S. Hartmann. Modeling partially reliable information sources: a general approach based on Dempster-Shafer theory[J]. Information Fusion, 2006, 7(4): 361-379.

[137] Q. Zhou, H. Zhou, Q. Zhou, et al. Structural damage detection based on posteriori probability support vector machine and Dempster–Shafer evidence theory[J]. Applied Soft Computing, 2015, 36: 368-374.

[138] J. Zhou, L. Liu, J. Guo, et al. Multisensor data fusion for water quality evaluation using Dempster-Shafer evidence theory[J]. International Journal of Distributed Sensor Networks, 2013: 1-6.

[139] J. Kohlas, P. A. Monney. A mathematical theory of hints: An approach to the Dempster-Shafer theory of evidence[M]. Springer Science & Business Media, 2013.

[140] T. Ali, P. Dutta, H. Boruah. A new combination rule for conflict problem of Dempster-Shafer evidence theory[J]. International Journal of Energy, Information and Communications, 2012, 3(1): 35-40.

[141] X. Sun, J. Tan, Y. Wen, et al. Rolling bearing fault diagnosis method based on data-driven random fuzzy evidence acquisition and Dempster–Shafer evidence theory[J]. Advances in Mechanical Engineering, 2016, 8(1): 1-8.

[142] B. Basiura, J. Duda, B. Gaweł, et al. Fuzzy random variable and the Dempster-Shafer theory of evidence[M]. Advances in Fuzzy Decision Making. Springer International Publishing, 2015: 49-54.

[143] J. Yang, B. Bai, X. Jiang, et al. A novel method for measuring the dissimilarity degree between two pieces of evidence in dempster-shafer evidence theory[C]. International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering (QR2MSE), 2013: 894-899.

[144] D. Pan, X. Lu, J. Liu, et al. A ranking procedure by incomplete pairwise comparisons using information entropy and Dempster-Shafer evidence theory[J]. The Scientific World Journal, 2014: 1-11.

[145] Y. Liu, W. L. Huang, T. Sun, et al. AGV decision making subsystem based on modified Dempster-Shafer evidence theory and fuzzy logic[C]. IEEE International Conference on Vehicular Electronics and Safety (ICVES), 2012: 169-174.

[146] A. Mellouk, L. Oukhellou, L. Shu, et al. Belief functions and uncertainty management in networks and telecommunication[C]. Annales des télécommunications. Springer, 2014, 69(3-4): 131-133.

[147] X. Su, S. Mahadevan, P. Xu, et al. Dependence assessment in human reliability analysis using evidence theory and AHP[J]. Risk Analysis, 2015, 35(7): 1296-1316.

[148] 秦良娟．证据理论在复杂系统可靠性评价中的应用[J]．西安交通大学学报，1998(8): 102-105

[149] 王彬．考虑相关性的证据理论模型及结构可靠性分析[D]．长沙：湖南大学, 2013.

[150] 郭惠昕，刘德顺，胡冠昱，等．证据理论和区间分析相结合的可靠性优化设计方法[J]．机械工程学报, 2008, 44(12): 35-41.

[151] 阎京妮. 基于证据理论的多学科可靠性优化设计方法[D]. 长沙: 湖南大学, 2013.

[152] 锁斌, 程永生, 曾超, 等. 非精确概率下基于证据理论的典型系统可靠性模型[J]. 系统仿真学报, 2013, 25(2): 317-321.

[153] 周旷, 师义民, 马丽娜. 基于证据理论的航天产品的非参数可靠性评估方法[J]. 航天控制, 2013, 31(3): 91-96.

[154] 冯静. 基于证据理论的可靠性信息融合方法研究[J]. 计算机仿真, 2009, 26(12): 82-85.

[155] 孟欣佳, 敬石开, 刘继红, 等. 多源不确定性下基于证据理论的可靠性分析方法[J]. 计算机集成制造系统, 2015, 21(3): 648-655.

[156] 赵仿泽. 一种基于 D-S 证据理论的 Bayes 可靠性评定方法[J]. 鱼雷技术，2013, (3):175-178.

[157] 马丽娜, 肖华勇, 周旷. 多源验前信息下基于证据理论的 ML-II 融合方法[J]. 火力与指挥控制, 2013, 38(4): 121-124.

[158] 马丽娜. 证据理论在 Bayes 可靠性评估中的应用[J]. 微型机与应用, 2015, 34(6): 62-64.

[159] 许鹏飞, 潘东波, 杨阳, 等. 基于 D-S 证据理论的不对称表决系统可靠性研究[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2014, (12): 193-200.

[160] 刘宇. 多状态复杂系统可靠性建模及维修决策[D]. 成都: 电子科技大学, 2010.

[161] 陈东宁, 姚成玉. 基于模糊贝叶斯网络的多态系统可靠性分析及在液压系统中的应用[J]. 机械工程学报, 2012, 48(16): 175-183.

[162] 姚成玉, 陈东宁, 王斌. 基于 T-S 故障树的贝叶斯网络的模糊可靠性评估方法[J]. 机械工程学报. 2014, 50(2): 193-201.

[163] 马德仲, 周真, 于晓洋, 等. 基于模糊概率的多状态贝叶斯网络可靠性分析[J]. 系统工程与电子技术, 2012, 34(12): 2607-2611

[164] 陆莹, 李启明, 周志鹏. 基于模糊贝叶斯网络的地铁运营安全风险预测[J]. 东南大学学报, 2010, 40(5): 1110-1114

[165] 张瑞军, 张路路, 王晓伟, 等. 区间三角模糊多态贝叶斯网络可靠性分析方法研究[J]. 中国机械工程, 2015, (8): 1092-1097.

[166] 张路路. 贝叶斯网络系统可靠性分析及故障诊断方法研究[D]. 济南: 山东建筑大学, 2015.

[167] 要瑞璞, 沈惠璋. 基于区间值三角模糊数的多属性群决策方法[J]. 数学的实践与认识, 2015, 45(20): 197-203.

[168] 张市芳. 动态区间三角模糊多属性决策的 TOPSIS 扩展方法[J]. 数学的实践与认识, 2013, 43(18): 183-187.

[169] 黄智力，罗键．三角模糊型不确定多指标决策的可能度关系法[J]．控制与决策，2015, 30(8): 1365-1371.

[170] 曾祥艳，舒兰，蒋贵荣，等．基于三角模糊数序列的灰色预测模型[J]．数学的实践与认识，2012, 42(19): 107-112.

[171] 张兴芳，张风霞，孟广武．模糊数的四则运算性质及其线性方程[J]．模糊系统与数学，2005, 19(1): 93-98.

[172] 孙丽娜，宋涛．区间值三角模糊数的距离[J]．北京：中国科技论文在线, 2007.

[173] 梁新元，吴淑皇，石庆喜．模糊因果图的归一化研究[J]．微电子学与计算机, 2006, 23(11): 1-3.

[174] O. Bouissou, E. Goubault, J. Goubault-Larrecq, et al. A generalization of p-boxes to affine arithmetic[J]. Computing, 2012, 94(2-4): 189-201.

[175] R. Schöbi, B. Sudret. Propagation of uncertainties modelled by parametric p-boxes using sparse Polynomial Chaos expansions[C]. 12th Int. Conf. on Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering (ICASP12) Vancouver, Canada, 2015: 1-8.

[176] Y. Du, J. Ding, A. Liu. Probability boxes theory research strategy in the mechanical equipment healthy state monitoring[C]. International Conference on Mechatronics, 2014: 431-434.

[177] J. M. Ding, Y. Du, Q. X. Wang, et al. P-box theory and SVM methods with application in pattern recognition[C]. Applied Mechanics and Materials. Trans Tech Publications, 2014, 651: 472-475.

[178] 杜奕，迟毅林，伍星．概率盒和 D-S 结构体在机械故障信号信息融合中的应用展望[C]．中国自动化学会智能自动化专业委员会, 2009.

[179] 刘信恩，何琴淑，沈展鹏，等．基于概率盒理论的区间值面积度量概念研究[C]．中国力学学会, 2013.

[180] 肖钊，韩旭．概率盒相关性的不确定性传播算法及应用[C]．中国力学学会, 2013.

[181] 肖钊，韩旭，杨刚，等．基于泰勒展开的概率盒的不确定传播算法[C]．中国力学学会，2014.

[182] 喻和平．区间分析理论及其在边坡工程中的应用[D]．南京：河海大学, 2006.

[183] S. S. Rao, L. Bekre. Analysis of uncertain structural systems using interval analysis[J]. AIAA Journal, 1997, 35(4): 727-735.

[184] Z. Qiu, S. Chen, D. Song. The displace bound estimation for structures with an interval description of uncertain parameters[J]. Communications in Numerical Methods in Engineering, 1996, 12(1): 1-11.

[185] G. Belforte. Two new estimation algorithms for liner models with unknown but bounded measurement noise[J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 1993, 38(8): 1273-1279.

[186] H. U. Köylüoglu, A. S. Çakmak, S. RK Nielsen. Interval algebra to deal with paten loading and structural uncertainties[J]. Journal of Engineering Mechanics, 1995, 121(11):1149-1157.

[187] 邱志平. 非凸概率集合理论凸方法及其应用[M]. 北京: 国防工业出版社, 2005.

[188] R. E. Moore, C. Yang. Interval analysis[R]. Technical Document, Lockheed Missiles and Space Division, Number LMSD-285875, 1959.

[189] R. E. Moore. Interval analysis[M]. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1966.

[190] R. E. Moore. Methods and applications of interval analysis[M]. Philadelphia: Siam, 1979.

[191] J. B. Beck, V. Kreinovich, B. Wu. Interval-valued and fuzzy-valued random variables: From computing sample variances to computing sample covariances[M]. Soft Methodology and Random Information Systems. Springer Berlin Heidelberg, 2004: 85-92.

[192] D. J. Berleant, S. Ferson, V. Kreinovich, et al. Combining interval and probabilistic uncertainty: foundations, algorithms, challenges-an overview[C]. 4th International Symposium on Imprecise Probabilities and Their Applications. 2005.

[193] S. Ferson, L. Ginzburg, V. Kreinovich, et al. Computing variance for interval data is NP-hard[J]. ACM SIGACT News, 2002, 33(2): 108-118.

[194] J. M. Andújar, J. M. Bravo, A. Peregrın. Stability analysis and synthesis of multivariable fuzzy systems using interval arithmetic[J]. Fuzzy Sets and Systems, 2004, 148(3): 337-353.

[195] I. Škrjanc, S. Blažič, O. Agamennoni. Identification of dynamical systems with a robust interval fuzzy model[J]. Automatica, 2005, 41(2): 327-332.

[196] M. S. Petković, L. D. Petković. Complex interval arithmetic and its applications[M]. John Wiley & Sons, 1998.

[197] 蒋峥. 区间参数不确定系统优化方法及其在汽油调和中的应用研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2005.

[198] 丁邦俊. 关于区间数据的分布函数估计问题[D]. 上海: 复旦大学, 2002.

[199] 任世锦. 基于区间数的不确定性数据挖掘及其应用研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2006.

[200] 陈怀海. 非确定结构系统区间分析的直接优化方法[J]. 南京航空航天大学学报, 1999, 31(2): 146-150.

[201] 沈祖和. 区间分析方法及其应用[J]. 应用数学和计算数学, 1983(2):34-58.

[202] 胡承毅, 徐山鹰, 杨晓光. 区间算法简介[J]. 系统工程理论与实践, 2003(4): 59-62.

[203] 张旭东. 不确定性下的多学科设计优化研究[D]. 成都: 电子科技大学, 2011.

[204] Y. Wang, L. Li. Effects of uncertainty in both component reliability and load demand on multistate system reliability[J]. IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics, Part A: Systems and Humans, 2012, 42(4): 958-969.

[205] M. Troffaes, G. Walter, D. Kelly. A robust Bayesian approach to modeling epistemic uncertainty in common-cause failure models[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2014, 125: 13-21.

[206] K. Zaman, S. Rangavajhala, M. P. McDonald, et al. A probabilistic approach for representation of interval uncertainty[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2011, 96(1):117-130.

[207] M. Beynon, D. Cosker, D. Marshall. An expert system for multicriteria decision making using Dempster-Shafer theory[J]. Expert Systems with Applications, 2001, 20(4): 357-367.

[208] T. Denoeux. Reasoning with imprecise belief structures[J]. International Journal of Approximate Reasoning, 1999, 20(1): 79-111.

[209] T. Denoeux. Constructing belief functions from sample data using multinomial confidence regions[J]. International Journal of Approximate Reasoning, 2006, 42(3): 228-252.

[210] 王锴, 徐皑冬, 王宏. 基于差异化设计技术的安全仪表系统共因失效分析方法研究[J]. 中国安全科学学报, 2013, 23(3): 91-96.

[211] C. Li, X. Chen, X. Yi, et al. Heterogeneous redundancy optimization for multi-state series–parallel systems subject to common cause failures[J]. Reliability Engineering & System Safety , 2010, 95(3): 202-207.

[212] Y. Liu, C. Singh. Evaluation of hurricane impact on composite power system reliability considering common-cause failures[J]. International Journal of Systems Assurance Engineering and Management, 2010, 1(2): 135-145.

[213] 尹晓伟, 钱文学, 谢里阳. 基于贝叶斯网络的系统可靠性共因失效模型[J]. 中国机械工程, 2009, 20(1): 90-94.

[214] Z. B. Zhou, J. J. Li, J. Q. Li, et al. An implicit method for incorporating Bayesian networks into common cause analysis[C]. World Congress on Global Optimization: Theory, Methods & Applications, 2009, 12: 203-210.

[215] 周忠宝, 马超群, 周经伦. 贝叶斯网络在多态系统可靠性分析中的应用[J]. 哈尔滨工业大学学报, 2009, 41(6): 232-235.

[216] 董媛媛. 区间数运算法则的研究[J]. 数学学习与研究, 2015, (3):114-115

[217] 孙海龙, 姚卫星. 区间数排序方法评述[J]. 系统工程学报, 2010, 25(3): 304-312.

[218] C. A. Ericson. Hazard analysis techniques for system safety. Canada: John Wiley & Sons, Inc, 2005.

[219] X. Yin. Common cause failure model of system reliability based on Bayesian networks[J]. International Journal of Performability Engineering, 2010, 6(3): 255-268.

[220] 张华. 星载天线双轴定位机构的系统可靠性分析[D]. 成都: 电子科技大学, 2011.

[221] 廖瑛, 李长江, 冯向军, 等. 基于 Pro/E 的双轴定位机构虚拟样机的建模与校核[J]. 上海航天, 2006, 23(5): 59-65.

[222] C. Simon, P. Weber, A. Evsukoff. Bayesian networks inference algorithm to implement Dempster Shafer theory in reliability analysis[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2008, 93(7): 950-963.

[223] S. Zhao, H. Wang, D. Cheng. Power distribution system reliability evaluation by DS evidence inference and Bayesian network method[C]. 2010 IEEE 11th International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems (PMAPS), 2010: 654-658.

[224] 锁斌. 基于证据理论的不确定性量化方法及其在可靠性工程中的应用研究[D]. 绵阳: 中国工程物理研究所, 2012

[225] 锁斌, 曾超, 程永生, 等, 证据理论与贝叶斯网络相结合的可靠性分析方法[J]. 系统工程与电子技术, 2011,33(10):2343-2347

[226] 李硕. 基于证据理论和贝叶斯网络的液压系统可靠性建模及分析[D]. 秦皇岛: 燕山大学, 2015

[227] M. Sallak, W. Schön, F. Aguirre. Reliability assessment for multi-state systems under uncertainties based on the Dempster–Shafer theory[J]. IIE Transactions, 2013, 45(9): 995-1007.

[228] G. Urbikain, F. J. Campa, J. J. Zulaika, et al. Preventing chatter vibrations in heavy-duty turning operations in large horizontal lathes[J]. Journal of Sound and Vibration, 2015, 340: 317-330.

[229] D. Prodan, E. Bălan, A. Bucureșteanu, et al. Hydraulic balancing of crossrails and rams of heavy duty machine tools[J]. Proceedings in Manufacturing Systems, 2015, 10(1): 3-8.

[230] P. Yang, W. Zheng, S. Hao, et al. Stick-slip mechanism study of CNC heavy-duty horizontal lathe feed systems based on dynamics[C]. IEEE International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering (ICQR2MSE), 2011: 518-522.

[231] 杨培林, 郑万里, 郝术壮, 等. 重型数控卧式车床进给系统动力学分析[J]. 机床与液压, 2011, 39(21): 19-22.

[232] D. Prodan, G. Constantin, A. Bucureșteanu, et al. Fabrication and refabrication of heavy duty machine tools[J]. Proceedings in Manufacturing Systems, 2014, 9(3): 175-188.

[233] F. P. A. Coolen, T. Coolen-Maturi. Predictive inference for system reliability after common-cause component failures[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2015, 135: 27-33.

[234] Ž. B. Rejc, M. Čepin. An extension of multiple greek letter method for common cause failures modelling[J]. Journal of Loss Prevention in the Process Industries, 2014, 29: 144-154.

[235] C. L. Hwang, F. A. Tillman, M. H. Lee. System-reliability evaluation techniques for complex/large systems-a review[J]. IEEE Transactions on Reliability, 1981, 30(5): 416-423.

[236] 王华伟, 高军. 复杂系统可靠性分析与评估[M]. 北京: 科学出版社, 2013.

[237] 高连华, 孙伟. 变异系数在可靠性中的应用[J]. 装甲兵工程学院学报, 2004,18(4): 5-8.

[238] 陈家鼎, 房祥忠. Weibull 分布和对数正态分布情形的可靠性评定[J]. 数理统计与管理, 2012, 31(5): 835-848.

[239] 陈家鼎, 房祥忠. 可靠性的基本统计知识[J]. 数理统计与管理, 2012, 31(3): 464-470.

[240] D. Marquez, M. Neil, N. Fenton. Solving dynamic fault trees using a new hybrid Bayesian network inference algorithm[C]. Proceeding of IEEE the 16th Mediterranean Conference on Control and Automation, Ajaccio, France, 2008: 609-614.

[241] D. Marquez, M. Neil, N. Fenton. Improved reliability modeling using Bayesian networks and dynamic discretization[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2010, 95(4): 412-425.

[242] S. Montani, L. Portinale, A. Bobbio, et al. Radyban: A tool for reliability analysis of dynamic fault trees through conversion into dynamic Bayesian networks[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2008, 93(7): 922-932.

[243] M. R. Martins, A. M. Schleder. Reliability analysis of the regasification system on board of a FSRU using Bayesian networks[M]. INTECH Open Access Publisher, 2012: 143-158.

[244] 金星, 洪延姬, 张明亮, 等. 大型复杂系统平均寿命评定的 Monte Carlo 方法[J]. 系统仿真学报, 2005, 17(1): 66-68,.

[245] 金星, 洪延姬. 系统可靠性评定方法[M]. 北京: 国防工业出版社, 2005.

[246] Q. Yang, N. Zhang, Y. Hong. Reliability analysis of repairable systems with dependent component failures under partially perfect repair[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2013, 62(2): 490-498.

[247] Z. Tang, J. B. Dugan. Minimal cut set/sequence generation for dynamic fault trees[C]. Proceeding of the IEEE Annual Reliability and Maintainability Symposium (RAMS), Los Angeles, CA, USA, 2004: 207-213.

[248] Y. Nakahara, M. Sasaki, M. Gen. On the linear programming problems with interval coefficients [J]. Computers & industrial engineering, 1992, 23(1-4): 301-304.

[249] 李德清，谷云东．一种基于可能度的区间数排序方法[J]．系统工程学报，2008，23(2): 243-246.

[250] F. C. Meng. Relationships of Fussell–Vesely and Birnbaum importance to structural importance in coherent systems[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2000, 67(1): 55-60.

[251] J. E. Ramirez-Marquez, D. W. Coit. Multi-state component criticality analysis for reliability improvement in multi-state systems[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2007, 92(12): 1608-1619.

[252] 王爱文, 杨敏, 段华蕾. 基于因果贝叶斯网络的风险建模与分析[J]. 系统工程与电子技术, 2013, 35(5): 1023-1030

[253] N. Fenton, M. Neil. Risk assessment and decision analysis with Bayesian networks[M]. Boca Raton, FL, USA: CRC Press, 2013.

在学期间参与的项目研究

[1] 国家自然科学基金项目: 复杂机械系统认知不确定性量化理论和可靠性分析方法研究. 项目编号: 51075061.

[2] 高档数控机床与基础制造装备国家科技重大专项子课题: 重型数控机床可靠性评价共性技术研究与应用. 项目编号: 2013ZX04013-011-05.

[3] 国家 863 计划项目子课题: 大型矿用挖掘机可靠性分析及设计关键技术研究. 课题编号: 2012AA062001.

[4] 总装备部技术基础项目: XX 产品符号化质量特性波动预测, 诊断与控制一体化技术研究. 项目编号: YXCDZ20132ZL02.

[5] 总装备部十二五装备预先研究项目: XX 装置使用寿命验证技术研究. 项目编号: 51319020202-1.

攻读博士学位期间取得的成果

发表的期刊论文

[1] J. Mi, Y. F. Li, Y. J. Yang, et al. Reliability assessment of complex electromechanical systems under epistemic uncertainty[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2016, 152: 1-15.

[2] J. Mi, Y. F. Li, Y. J. Yang, et al. Belief UGF analysis of multi-state systems under epistemic uncertainty and common cause failures[J]. IEEE Transactions on Reliability, 2015, 64(4): 1300-1309.

[3] J. Mi, Y. F. Li, Y. J. Yang, et al. Thermal cycling life prediction of Sn-3.0Ag-0.5Cu solder joint using type-I censored data[J]. The Scientific World Journal, 2014.

[4] J. Mi, Y. F. Li, H. Z. Huang, et al. Reliability analysis of multi-state system with common cause failure based on Bayesian networks[J]. Maintenance and Reliability, 2013, 15(2): 169-175.

[5] J. Mi, Y. F. Li, H. Z. Huang, et al. Reliability analysis of excavator rectifier feedback system with multi-state components based on belief UGF method[J]. Journal of Shanghai Jiaotong University, 2015, 20(3): 344-348.

[6] J. Mi, Y. F. Li, W. Peng, et al. Fault tree analysis of feeding control system for CNC heavy-duty horizontal lathes with multiple common cause failure groups[J]. Journal of Shanghai Jiaotong University, 2016, 21(4): 504-508.

[7] F. J. Zuo, J. Mi, Z. Q. Lv, et al. Fatigue life estimation considdering strengthening of low amplitude loads using improved unequal interval grey model[J]. Journal of Donghua University, 2015, 32(6): 122-126.

[8] Y. F. Li, J. Mi, Y. Liu, et al. Dynamic fault tree analysis based on continuous-time bayesian networks under fuzzy numbers[J]. Journal of Risk and Reliability, 2015, 229(6): 530-541.

[9] Y. F. Li, J. Mi, H. Z. Huang, et al. System reliability modeling and assessment for solar array drive assembly based on Bayesian networks[J]. Maintenance and Reliability, 2013, 15(2): 117-122.

[10] Y. F. Li, J. Mi, H. Z. Huang, et al. Fault tree analysis of train rear-end collision accident considering common cause failure[J]. Maintenance and Reliability, 2013, 15(4): 403-408.

发表的会议论文

[11] J. Mi, Y. F. Li, W. Peng, et al. Service-life assessment of complex dynamic systems under interval uncertainty based on Bayesian networks[C]. Proceedings of ASME 2015 International Design Engineering Technical Conferences and Computers and Information in Engineering

Conference, Boston, Massachusetts, USA, 2015.
[12] J. Mi, Y. F. Li, Y. Liu, et al. Non-probabilistic reliability analysis of multi-state systems subject to common cause failure[C]. Proceedings of 6th Asia-Pacific International Symposium on Advanced Reliability and Maintenance Modeling (APARM 2014), Hokkaido, Japan, 2014.
[13] J. Mi, J. Wang, Y. F. Li, et al. The life prediction of lead-free solder joint with type-I interval censored data[C]. Proceedings of 2013 International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering, Emei, China, 2013: 946-949.
[14] J. Mi, Y. F. Li, H. Z. Huang, et al. Reliability analysis of multi-state system with common cause failure based on Bayesian networks[C]. Proceedings of 2012 International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering, Chengdu, China, 2012: 1119-1123.
[15] J. Mi, Y. F. Li, H. Li, et al. Reliability analysis of CNC hydraulic system based on fuzzy fault tree[C]. Proceedings of 2013 International Conference on Quality, Reliability, Risk, Maintenance, and Safety Engineering, Xi’an, China, 2011: 375-379.
[16] 米金华, 李天航, 李彦锋, 等. 惯性导航系统的加速寿命试验设计和寿命预测[C]. 2014 年航天可靠性学术交流会, 西安, 2014.

书籍章节(Book Chapter)

[17] Y. F. Li, J. Hu, J. Mi, et al. FAHP-based reliability allocation method and its application on Wafer Stage of Lithography Machine[M]. Taylor & Francis Group, CRC Press, 2015.

发明专利及软件著作权

[18] 米金华, 李彦锋, 郭骏宇, 张小玲, 许焕卫, 张伟, 黄洪钟. 一种复杂机电系统符号化质量特性灰色预测方法. 中国, 发明专利, 申请号: 201610009819.3
[19] 米金华, 李彦锋, 黄洪钟, 朱顺鹏, 刘宇, 付国忠, 杨圆鉴, 殷毅超, 张小玲. 一种复杂机电系统使用寿命评估方法. 中国, 发明专利, 申请号: 201510088525.X
[20] 李彦锋, 米金华, 彭卫文, 朱顺鹏, 孟德彪, 李贺, 黄洪钟. 基于相对熵和灰色关联度的符号化多质量特性分析方法. 中国, 发明专利, 申请号: 201610006023.2
[21] 刘宇, 张凡, 陈初杰, 李彦锋, 杨圆鉴, 米金华, 黄洪钟. 一种基于核密度估计和 K-L 散度的旋转机械故障诊断方法. 中国, 发明专利, 授权号: ZL 2014 1 0012569.X
[22] 黄洪钟, 许焕卫, 李海庆, 汪忠来, 朱顺鹏, 张小玲, 李彦锋, 米金华, 肖宁聪, 孟德彪, 何俐萍. 高可靠长寿命航天器机构可靠性软件系统. 中国, 软件著作权, 登记号: 2012SR012412
[23] 刘宇, 黄洪钟, 汪忠来, 何俐萍, 李海庆, 许焕卫, 张小玲, 肖宁聪, 孙锐, 李彦锋, 米金华. 无人机 3F 应用及风险评估软件系统. 中国, 软件著作权, 登记号: 2012SR013804