

摘要

以数据为中心和资源受限是无线传感器网络的两大突出特点，提高数据传输效率和节省资源消耗是无线传感器网络研究中的中心问题。本文以传感器网络数据传输过程为研究对象，以随机接入算法在数据传输中的性能分析为研究主题，采用概率分析的方法，建立首达过程的模型，得到相关过程的时间复杂度及能耗复杂度的统计特性。在性能分析的基础上，以高效、稳定的数据传输和能量的高利用率为目标，进一步给出最优时间复杂度及相关的最优接入策略，对事件触发数据传输性能进行了完整的分析和优化。同时本文还给出数据传输过程中处于激活状态的发包节点个数的估计算法，为网络性能优化的实现奠定了基础。

首先进行的是有反馈随机接入算法在事件触发数据传输中的性能分析及优化，研究是针对 Slotted ALOHA 协议在冲突信道模型和多包接收信道模型下的性能分析展开的。通过建立首达过程的模型，用概率分析的方法得到了 Slotted ALOHA 协议在相关过程中的时间和能耗的统计特性，并对两种信道模型下的结果进行了比较。结果表明：当被激活发包的节点个数一定时，随着信道接收能力的提高，事件触发数据传输过程的时间会显著改善；能耗亦有类似结果，但改善的幅度远远小于时间。以节省能耗和提高数据传输效率为目的，本文对上述协议的性能进行了优化，得到了最优的时间及相应的最优接入策略，结果显示：当协议采用最优接入策略时，最优时间随节点个数的增加近似呈线性增长；同时，当时间达到最优时，能耗亦接近其最优值，当接入策略在最优值附近变化时，能耗变化较为稳定。为评估 Slotted ALOHA 在传感器网络中的性能，我们仿真了 IEEE 802.15.4 标准的介质接入层和 Slotted ALOHA 在事件触发首轮数据传输过程中的运行过程，并对二者的性能进行了对比。结果表明：在发包节点个数、数据包长度、信道带宽等条件完全相同的情况下，当两种协议的时间消耗大致相同时，Slotted ALOHA 协议的能耗要小于 IEEE802.15.4 的能耗，且差距随节点个数的增加呈扩大趋势。

接下来的研究是无反馈随机接入算法在事件触发数据传输过程中的性能分析及优化，主要内容包括 Slotted ALOHA 和 Slotted CSMA 的性能分析。关于 Slotted ALOHA，研究在冲突信道和多包接收信道模型下展开，与有反馈情形类似，主要结果包括无反馈 Slotted ALOHA 在事件触发数据传输过程中的时间和能耗的统计特性及其优化，冲突信道与多包接收信道模型下的性能对比结果与有反馈情形类似；同时，优化结果与有反馈情形也完全类似。关于 Slotted CSMA 协议，首先给出了 Slotted CSMA 在事件触发数据传输过程中运行的周期性模型，通过分析该周期性模型得到了协议在相关过程中的时间和能耗的统计特性；进一步对时间进行优化，得到了最优接入策略，结果表明：在最优接入策略下，最优时间随被激活发包节点个数的增加近似呈线性增长；当时间达到最

优时，能耗亦接近其最优值，且当接入策略在最优值附近变化时，能耗呈稳定变化趋势。对 Slotted ALOHA 和 Slotted CSMA 性能对比表明：无论是时间还是能耗，CSMA 都优于 ALOHA。

随机接入算法的最优接入策略直接依赖于参与信道竞争的传感器节点的数目，本文对首达过程模型进行了深入的分析，给出了传感器网络事件触发过程中激活节点个数的估计，为网络性能优化的实现奠定了基础。

关键词：无线传感器网络，随机接入算法，首达过程，IEEE802.15.4，极大似然估计

Abstract

Wireless sensor networks have come to the forefront of the scientific community recently. The distinctive characteristics of centering on data gathering and constraints of resources of sensor networks makes the data transmission efficiency and energy efficiency become the critical problems in researches. In this paper, a critical process in sensor networks in which all the active nodes transmit packets to sink nodes successfully for the first turn in event-driven process is focused on. Performance of random access protocols in the above process is analyzed in a first passage process model. Statistic characteristics of time and energy complexity are given. Furthermore, optimization of the time and energy performance is done for the sake of energy efficiency and data transmission efficiency. At last, estimation of the number of active nodes driven by the event is made which makes it possible to realize the optimization.

First, performance of random access protocols with feedback in the process in which all the active node transmit packets to the sink nodes successfully for the first turn is analyzed. The research is aimed to the performance of Slotted ALOHA protocol in the above process with collision channel model and multipacket reception channel model. The statistic characteristics of time and energy complexity of Slotted ALOHA protocol in the specific process is derived by probability analysis of the first passage process model. The performance in the two different channel model is compared. The result indicates that time complexity of the specific process decreased rapidly with the channel reception capability increasing. On the other hand, the superiority of multipacket reception channel model in energy dissipation is not as notable as in time cost. Optimization of time cost is done. The result shows that the minimum time cost of the specific process increases nearly linearly with the number of active nodes increasing. On the other hand, the energy dissipation is close to its minimum while time cost reaches its minimum. To evaluate the performance of Slotted ALOHA in event-driven data delivery model, we simulate the MAC protocol of IEEE 802.15.4 and Slotted ALOHA protocol in event-driven data delivery process and compare the performance of the two. The result indicates that the energy cost of Slotted ALOHA is less than that of IEEE 802.15.4 while the time cost of the two is approximately equal with the number of nodes around the coordinator of the two is equal in dense network. The distinction of energy dissipation between the two protocol tends to increase with the number of nodes increasing.

Second, performance of random access protocols without feedback in the specific process is analyzed. The research includes performance of Slotted ALOHA and Slotted CSMA protocol in the process. Results of Slotted ALOHA protocol without feedback are similar to that of Slotted ALOHA protocol with feedback. A periodic model of Slotted CSMA protocol in the specific process is given. The statistic characteristics of time cost and energy dissipation of the protocol are derived based on the model. Optimization is done also. The result of the optimization is similar to that of Slotted ALOHA.

The optimum access policy of random access is closely dependent on the number of active nodes around the sink. The estimate of the number of active nodes is given.

Key Words: Wireless sensor networks, Random access algorithm, First passage process, IEEE 802.15.4 standard, Maximum likelihood estimate

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，也不包含为获得东南大学或其他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。

学位论文作者签名： 于路 签字日期： 08.7.19

学位论文授权使用授权书

东南大学学位论文授权使用授权声明

东南大学、中国科学技术信息研究所、国家图书馆有权保留本人所送交学位论文的复印件和电子文档，可以采用影印、缩印或其他复制手段保存论文。本人电子文档的内容和纸质论文的内容相一致。除在保密期内的保密论文外，允许论文被查阅和借阅，可以公布（包括刊登）论文的全部或部分内容。论文的公布（包括刊登）授权东南大学研究生院办理。

学位论文作者签名： 于路 导师签名： 王松
签字日期： 08.7.19 签字日期： 08年7月19日

第一章 绪论

1.1 无线传感器网络概述

近年来, MEMS (Micro-Electro-Mechanical Systems)和低功耗、高集成度的数字电路技术的发展带来了集探测、处理、通信、激发于一体的微传感器的发展[1][2][3][4]。计算、数据处理、存储技术等的快速发展及网络传输能力的迅速提高使得信息采集和获取手段进一步提高成为迫切需求。技术的发展和应用的的需求使得无线传感器网络(Wireless Sensor Network)——这一融合传感器技术、信息处理技术和网络通信技术的新型无线网络应运而生。无线传感器网络的研究始于20世纪70年代末,美国国防部高级研究所计划署(DARPA)于1978年开始资助卡耐基-梅隆大学进行分布式传感器网络的研究,进入21世纪以来,在美国自然科学基金委员会(NSF)的支持下,加州大学伯克利分校、麻省理工学院、斯坦福大学、康奈尔大学、加州大学洛杉矶分校等学校开始了传感器网络基础理论和关键技术的研究。美国各科研机构 and 英特尔、微软等公司也纷纷投入巨资,在环境监控、救援抢险、深空探测、生物种群监测、商业、交通、医疗监护、工业自动化、智能建筑等诸多民用领域启动了传感网络研究计划。欧盟和日本也都把传感器网络技术列为国家重点开发的关键技术之一。与此同时,无线传感器网络的商业化应用也已逐步兴起。其中美国Crossbow公司利用Smart Dust项目的成果开发出的名为Mote的智能传感器节点是较早的商用传感器网络器件,用于研究机构二次开发的MoteWorkTM开发平台等也相继研发成功。无线传感器网络已经成为信息技术领域的研究热点。

无线传感器网络是由大量传感器节点通过无线通信技术自组织构成的网络,其中心是信息采集与获取,这一特殊的应用背景决定了传感器网络在体系结构、数据传输、网络寿命、能耗等方面不同于传统的无线网络,其独有的特点可归结如下[5]:

- 从网络的功能来看,传感器网络的主要特点是以数据获取为中心的网络,其目的是感知环境状态,收集数据以实现对环境的监控,整个网络运行的核心是采集数据、传输数据;
- 从器件功能及能源方面来看,传感器网络的一个突出特点是资源受限。由于传感器网络常常包含数以百计乃至数以千计的节点,因此每个节点必须维持较低的成本;同时,传感器网络常常布设在人员无法到达的环境如偏远的地段,危险的区域等,给网络的维护和能量的补充带来极大的困难。基于上述特点,传感器节点的资源往往十分有限,包括低计算能力,小内存,小的无线通信带宽,和有限的,通常是无法充电的电池;
- 在网络结构及组织方面,传感器网络有下列特点:

- 独特的网络拓扑:传感器拓扑结构通常为多跳的、星形-树状拓扑,其总体结构为平

面的或分层的。位于树根的中心节点负责收集数据并将其转发至外部网络。同时，由于节点间链接及节点状态随时间动态变化，这种网络拓扑也是动态变化的；

- 高密度的自组织网络：传感器网络通常由一个或多个中心节点（或基站）与数十乃至数千个普通节点构成，其密度远远大于现有的无线网络。这些节点随机散布在监测区域内，其位置常常还是动态变化的，因此，各节点以自组织的方式进行网络结构的确立和更新是必然的选择。
- 在数据传输方面，传感器网络有下列特点：
 - 以上行数据为主的流量特点：在传感器网络的运行过程中，主要的数据流是由传感器节点到中心节点的上行数据流，由中心节点到传感器节点的下行数据只是偶尔发生的询问及控制数据。显然网络中的上行数据传送是多对一的通信模式，其具体类型依应用可分为事件触发，连续数据传送，请求应答发送及混合发送等；
 - 较小的消息长度：与现有的网络相比，传感器网络的消息长度通常较短，因此，在大多数传感器网络的应用中，并没有通常的“数据分段(data segmentation)”的概念，一个较短的数据包就能够包含一条消息的内容。
- 与应用紧密相关：无线传感器网络可以用于多种环境，从环境监测，目标追踪，医疗监护到军事侦察，空间探索等。不同的应用场合需采集不同类型的数据，相应的QoS及可靠性需求等也各不相同。

以数据为中心和资源受限是传感器网络的两大突出特点，围绕这两大特点，关于传感器网络的研究的核心是在尽可能节省能耗的基础上提高数据传输效率。具体主要从以下几方面展开研究：

- 路由算法研究：由于传感器网络节点个数众多及网络结构的动态变化，在整网范围内给各节点分配ID是不可行的，因此传统的基于ID的路由并不适用，以数据为中心的路由算法是适应传感器网络特点的一类路由算法[6] [7][8][9]，其主要特点是中心节点（sink）向其周围节点发出数据请求，收到请求的节点探测数据并发送给中心节点；由于传感器网络探测范围广，节点数量多、密度大，与数据融合技术相结合的分层路由也是常用的路由算法[10] [11][12]；在传感器网络中，各节点的位置信息常常是可以获知的，因此可以得到各节点间的距离信息，基于位置信息的路由算法也是一类重要的方法[13] [14][15][16]，这类算法的基本原则是能耗最小。关于路由算法的进一步研究的问题包括基于QoS的传感器网络路由协议性能分析，针对移动节点的传感器网络的路由协议的设计分析等。
- 介质接入算法研究：由于传感器节点分布式、自组织，节点密度高、能量受限等特点，传统的无线网络的MAC层协议不再适用，需要针对传感器网络特点设计特殊的MAC层协议。节点密度高与能量受限这一对矛盾使得传感器网络MAC协议的设计面临极大挑战，已有的

传感器网络MAC协议大致可以分为以随机竞争为基础的和基于预约的两类，以随机竞争为基础的MAC协议有：[17][18][19][20][21][22][23][24][25]，这些协议中基本的接入算法为随机接入；基于预约的协议包括：[26][27]，其基本接入算法为TDMA。在传感器网络MAC协议的研究中，在保持网络连通性的前提下，制定恰当的休眠策略也是节省能耗的有效措施之一，[28][29][21][20]在这方面进行了探讨。传感器网络的介质接入协议并没有一个统一的标准，这是由于传感器网络是典型的基于应用的网络，不同的应用场合需要不同的MAC协议，因此，针对具体应用背景的传感器网络MAC协议的研究和设计是进一步的研究方向之一；同时，在现有的MAC协议的基础上，继续追求节能、高效也是传感器网络介质接入技术的重要研究方向。

- 跨层技术的研究：能耗受限是传感器网络的一大突出特点，为节省能耗，提高网络寿命，常常需要跨层设计，即根据传统的OSI网络分层方法得到的层次划分结果基础上，不同层次的技术相结合，以提高网络性能。如：介质接入层与物理层的跨层设计，[30][31][32]等将MAC层的接入与物理层的信道状态相结合，设计出适用于特定传感器网络的能量高效的介质接入协议；网络层与物理层的跨层设计[33]等。传感器网络跨层技术的研究是一个极具发展潜力的研究方向；
- 传感器网络的QoS研究：与传统网络不同，传感器网络对QoS的追求不再是流量、时延等指标，而是能耗，[34]通过对传感器节点数目的估计来控制节点的行为，在满足QoS要求的前提下，保持发包节点的数量最少以节省能耗；[35]给出了基于对策论的激活节点数量调节方法，以达到节省能耗的目的。基于QoS的传感器网络各项技术研究目前尚处于起步阶段，是未来传感器网络发展方向之一。
- 时间同步技术研究：很多传感器网络协议都是基于时间同步的，时间同步技术是传感器网络研究中的重要课题。时间同步研究中，随着跳数的增多，同步误差会累积，因此整网的同步是一个困难较大的问题，针对这一问题，[36][37][38]给出了解决方案，[39]提出了一种适用于高密度网络且与节点间距离无关的时间同步方案，随着传感器网络研究的深入，适应不同应用场合的时间同步方案将成为进一步的研究方向。
- 数据融合及信号处理技术：多跳传输是传感器网络的特点之一，因此，数据融合技术是传感器网络传输过程中不可缺少的环节之一；同时，由于传感器网络密度较高，数据冗余较大，为节省传输能耗，也需要进行数据融合。在数据融合技术研究中，不仅要考虑数据传输的能耗，而且要考虑数据融合本身的能耗，[40][41][42][43]给出了传感器网络中的数据融合方案及性能分析。大规模传感器网络中的数据融合是数据融合研究中的挑战性问题。
- 低能耗的传感器节点操作系统平台的研究：由于传感器网络独有的特点，传感器网络操作系

统的设计研究首先应满足节能的要求, [44][45][46][47]介绍了Tiny OS、FireWnNet等操作系统并进行了性能分析。传感器网络操作系统领域除了要对节点硬件资源限制、能量利用率等问题进行研究外,还需要对可动态配置更新、自适应性、安全性等一系列问题展开深入研究。

1.2 随机接入算法与无线传感器网络

在传感器网络各项技术研究中, 介质接入层协议是极其重要的部分, 其效率、能耗直接影响到整个网络的性能。无线传感器网络的传输介质为无线信道, 其介质接入的基本方法与已有的无线网络的介质接入方法是一致的。无线网络的介质接入协议依据相关的网络结构可以分为分布式介质接入协议(Distributed MAC Protocol)和集中式介质接入协议(Centralized MAC Protocol)两类[48], 其中前者主要指随机接入, 而后者包括确定性接入和混合接入。

随机接入算法的基本机制是发包节点通过竞争接入信道。经典的随机接入算法为ALOHA[49]。标准ALOHA的基本过程为有包发送的节点即时发包, 若发生冲突, 则延迟随机时间后再发, ALOHA协议的最大吞吐量(一个数据帧的发送时间内平均成功接入的数据帧数)为0.184[50]; 若在时隙ALOHA (Slotted ALOHA) [49]协议下运行, 即信道被分为等长的时隙且各节点仅在时隙的开始发包, 则最大吞吐量为0.368[50]。CSMA (Carrier Sensing Multiple Access) [51]是在ALOHA基础上发展起来的随机接入算法, 除ALOHA外, 所有的分布式接入协议都是基于CSMA的, 其基本机制是载波侦听和碰撞避免。基本的CSMA协议运行如下: 欲发送数据的节点首先侦听信道一段确定的时间, 若信道忙, 则延迟一段随机的时间后再开始发送; 若空闲, 则直接发送数据, 若遭遇碰撞, 则用顺序方式解决碰撞。目的节点向成功发包的节点发送反馈信息进行确认。

随机接入协议的基本特点是分布式, 这一特点与传感器网络拓扑结构动态变化、分布式、自组织的特点相适应; 同时, 分布式的随机接入协议不需要中心节点的统一调度, 因而节省了大量控制信息开销。这一点满足了传感器网络能量、内存、计算能力、通信带宽等资源受限的需求, 因此, 大多数的传感器网络协议采用随机接入算法结合休眠机制、能量控制机制等形成介质接入协议, 如SMAC[52] 是较早的一个传感器网络媒体接入协议, 其主要特点是设计了节点轮流休眠策略, 接入算法为带RTS/CTS的CSMA; [53]为加入了能量控制机制的传感器网络接入协议, 其基本接入方法为纯ALOHA; [54] [55]给出了一种分布式的传感器网络接入协议, 其接入算法为ALOHA的变形—Opportunistic-ALOHA; [56]和wiseMAC[57]是空间的TDMA与CSMA结合的MAC协议; sift[24] [25]是针对突发事件的传感器网络MAC协议, 其接入算法为CSMA; DMAC[58]是以降低延迟为原则的传感器网络协议, 其基本内容可以概括为改进的时隙ALOHA(Slotted ALOHA); 以随机接入算法为基本接入机制的传感器网络媒体接入协议还包

括[59] [60][61] [62]等。

确定性接入算法包括轮询 (Polling) 和令牌环 (Token ring) [48]。轮询是在“控制节点-从属节点”网络结构下运行的, 控制节点发送轮询信息给其从属节点, 根据反馈信息给需要发送数据的节点分配时隙或带宽等资源, 从而实现对接入的控制; 令牌环是各节点间通过传递令牌来分配接入权, 拥有令牌的节点才可以接入。确定性接入算法的主要特点是集中控制, 需要大量的控制信息开销, 不适合用在分布式网络结构及资源受限的传感器网络中。

混合接入是随机接入与确定性接入的结合, 大多数的混合接入算法是基于“请求-准许 (Request-Grant)”机制进行的[48], 有包发送的节点向基站发出请求 (Request), 声明自己的数据需要的时间或带宽等信息, 基站给各节点分配发包时段, 其中各节点发送请求是以随机接入的方式进行的。与确定性接入算法类似, 混合接入算法也存在控制信息开销过大的问题, 同样不适用于传感器网络。

综上, 随机接入协议传感器网络分布式、资源受限等特点相适应, 是传感器网络介质接入层采用的主流方法。与集中式接入算法相比, 当网络数据流密度较大时, 随机接入算法会出现系统吞吐量急剧下降乃至系统崩溃的现象。因此, 为传感器网络设计恰当的随机接入协议仅仅是研究工作的开始、对协议的性能进行分析、优化, 以保证整个网络高效、稳定地运行, 才是真正富有挑战性的工作, 这也正是本文工作的主要目标。

1.3 随机接入算法相关结果

基本的随机接入算法包括基于ALOHA的方法和基于CSMA的方法。对随机接入算法的研究, 主要包括两条主线: 协议的性能分析和以性能提高为目的的协议的改进和发展。对于随机接入算法研究的结果简述如下:

ALOHA接入算法始于1960年代末期, 夏威夷大学建立了世界上第一个无线包广播网络ALOHA NET, 1970年, Norm Abramson对ALOHA进行了理论分析[49], 从那时起, ALOHA算法得到了深入的研究和广泛的应用。

在性能分析方面, 早期的ALOHA协议研究主要针对碰撞信道(Collision Channel)中的吞吐量和稳定性分析展开, 所谓碰撞信道, 是指当信道中有两个以上节点同时发包时所有节点的数据包都不能被成功接收。Abramson[49](1970)[50](1977), L. Roberts[63](1972)等用Poisson过程来描述节点发包过程, 建立概率模型对ALOHA系统的吞吐量进行讨论, 其基本结果为: 标准纯ALOHA的信道吞吐量为 Ge^{-2G} , 其最大值为0.184, 时隙ALOHA的信道吞吐量为 Ge^{-G} , 其最大值为0.368, 其中 G 为系统的数据流量。在协议分析的基础上, 基于碰撞解算的协议的改进和发展也同时展开。1970年代后期到1980年代中期, M. Kaplan[64], B. Tsybakov等[65][66], Bertsekas, R.

Gallager[67][68], Peter Mathys等[69]在Poisson过程和Markov链的模型下对ALOHA的系统稳定性进行了分析并讨论了避免系统崩溃的一系列碰撞解算方法,其中碰撞解算方案大都基于分裂算法(Splitting Algorithm),主要包括树算法(Tree Algorithm)、先到先服务算法(First-Come First-Serve Algorithm),群测试(Group Testing)等。上述研究是针对终端无缓存情形,终端有缓存情形的稳定性分析的研究始于1979年[65],运用占优系统(dominant system)方法给出了终端有缓存情形ALOHA系统稳定性的充分必要条件[70][71]。

标准ALOHA协议是在信道带宽较小的条件下提出的,主要适用于低数据率情形,当网络数据率逐渐增大时,信道效率会急剧下降以至系统崩溃。随着信号处理技术的发展,ALOHA协议与扩频(跳频)技术,空时编码技术,多用户检测技术等相结合,形成各种形式的Spread ALOHA。关于Spread ALOHA的研究从1980年代就已开始, M. B. Pursley在[72](1987)提出了ALOHA协议与扩频技术的结合; S Ghez和S Verdu等在系列文章[73](1987)[74](1988) [75](1988)[76](1989)中提出了多包接收(MPR—Multipacket Receptrtion)信道的概率模型并对ALOHA在多包接收信道下的稳定性等进行了分析; 1996年, Norm Abramson正式将ALOHA与扩频(跳频)等信号处理技术结合的SAMA(Spread ALOHA Multiple Access)称为第二代ALOHA(second generation ALOHA version)[77]。 [78](1994)[79](1997)提出SAMA的协议方案, [80](1990) [81](1994)[82](1994) [83] (1998)[84](1998)通过将通信过程分为信道接入和数据接收两个阶段的方法对SAMA性能进行了分析; [85](2004) [86](2006) [87](2008)研究了SAMA相关协议的吞吐量,信道容量,时延,系统稳定性等; [88](2001)给出了SAMA系统的吞吐量,最大吞吐量及达到最大值的的数据率,其结果具体为:当 $r/K < 1$ 时,系统的归一化吞吐量指数增长到1,其中 r 为随机接入系统中同时存在的节点数的均值, K 为多用户接收机可以同时处理用户数的最大值。进一步,当 $r/K = 1 - \delta, \delta > 0$ 时, SAMA系统可以完美地达到其吞吐量。当数据到达过程对应的Poisson过程的到达率为 $K - \sqrt{K \log K} + O(\sqrt{K/\log K})$ 时,系统的吞吐量达到其最大值 $K - \sqrt{K \log K} + O(\log K)$ 。

1975年,美国施乐(Xerox)公司的Palo Alto研究中心研制成功了以太网,其基本特征是采用了载波侦听,即CSMA(Carrier Sensing Multiple Access)接入方案,从那时起,CSMA在计算机网络、无线局域网,无线城域网、无线个域网、蓝牙等技术领域得到了广泛的应用,IEEE802.3, IEEE 802.11, IEEE 802.15.4的介质接入层标准都以CSMA为基础。关于CSMA接入算法的性能分析和研究,主要包括网络吞吐量、时延、隐藏终端(Hidden Terminal)、系统稳定性等方面。早期的工作主要包括1970年代F. A. Tobagi, L. Kleinrock的系列文章[51](1975)[89](1975) [90](1976)[91](1977)[92](1985),文中对CSMA的各项性能进行了彻底的分析并给出相关结果。近年来围绕IEEE802.11, IEEE 802.15.4等标准中基于CSMA的接入算法有一系列的研究结果, [93]

(2002)对IEEE802.11的接入策略进行了分析,提出了优化其吞吐量、能耗的接入方案; [94](2000)分析了IEEE802.11接入算法的性能; [95](2005)对IEEE802.15.4的能量有效性进行了分析和研究,指出了提高能量效率的改进方向。与ALOHA类似,CSMA与信号处理技术结合的众多方案被提出,包括CSMA与扩频技术结合[96](1992)[97](1997); CSMA与频分多址结合[98](1999); CSMA与多波束天线结合[99](2004)。[100](1996)对传统碰撞信道下CSMA和与信号处理技术结合后的CSMA性能进行了比较,结果表明:两种协议的吞吐量十分接近,但后者的时延仅仅是前者的5%。

1.4 本文的工作

传感器网络的拓扑结构主要是以中心节点为根节点的树状拓扑或星形拓扑,数据传输过程以上行数据流为主,为多发单收的传输模式[5],因此多发单收的上行数据传输过程的性能的提高对于传感器网络整体性能至关重要。本文以典型的多发单收数据传输过程——传感器网络事件触发数据传输为研究对象,对上述过程建立首达过程的模型,分析了首达过程模型中有反馈和无反馈随机接入协议性能,对相关过程的时间复杂度及能耗复杂度进行了概率分析。在性能分析的基础上,以高效、稳定的数据传输和能量的高利用率为目标,进一步给出最优时间复杂度及相关的最优接入策略,对网络性能进行了完整的分析和优化。同时本文还给出数据传输过程中处于激活状态的发包节点个数的估计算法,为网络性能优化的实现奠定了基础。

1.4.1 问题的提出

以数据获取为中心的无线传感器网络的数据传输模式,依应用背景的不同可分为四类[101]:

1. 事件触发的(Event-Driven): 指当且仅当网络探测区域有观测者感兴趣的事件发生时,传感器将探测到的数据发送出去,其基本特点是部分节点(如:被激活的节点)同时开始发送数据。这一数据传输模式在传感器网络的诸多应用领域被采用,
2. 连续的(continuous): 传感器节点以事先指定的速率连续地将探测到的数据发送出去。
3. 请求应答(Query Reply): 指当且仅当观测者发出请求时,传感器节点探测并发送数据。
4. 混合的(Hybrid): 三种模式共存在一个网络中称为混合式数据传输模型。

很显然,事件触发的数据传输模式在传感器网络中占有较大比重,不仅是在事件触发传感器网络中,环境监控中周期性数据采集亦可归入此类数据传输模式,在基本的时间同步假设下,观测时间到达,各节点同时发送观测值,其数据传输过程与事件触发的数据传输模式是一致的。根据传感器网络拓扑结构,事件发生后,在星形或树形结构下,各节点向中心节点或上级节点发送数据,其

过程是多发单收的上行数据传输。根据1.2节分析,随机接入是传感器网络的主流接入算法,因此,随机接入算法在多发单收的事件触发的数据传输模式中的性能与整个传感器网络的性能密切相关,对这一过程的研究对于传感器网络的性能的提高有着重要意义。

本文研究的具体过程可如下描述:在传感器网络探测的区域内,有观测者感兴趣的事件发生,在事件发生地附近的传感器被触发,处于激活状态;根据协议,这些被激活的节点要将自己探测到的消息发送给中心节点。从事件发生开始,到所有激活节点全部成功发包为止,是本文关注的过程。这一过程是事件发生后,中心节点较完整地获得首轮数据的过程,与观测者在事件发生后获得首批较为完整的数据的过程密切相关,其时间、能耗与很大程度上决定了传感器网络的整体性能,因此对这一过程的研究具有十分重要的意义。

就我们知识所限,在传感器网络的研究领域迄今尚未见到事件触发数据传输过程的性能研究;在随机接入算法的研究中,多发单收上行数据传输过程接入时间复杂度亦无人涉及。

以下我们简称“事件触发数据传输过程”为“事件触发过程”。

1.4.2 研究目标和方法

“首达过程(First Passage Process)”是随机过程领域一个重要的研究课题,它的研究对象是一个随机过程达到一个特定的临界水平的的时间,因此也称为“首达时间(First Passage Time)”。相关的工作主要包括建立跟物理、生物及信息等过程相适应的随机过程模型,并对特定的事件建立首达时间的分析。首达过程在物理、生物、化学、金融等领域有着广泛的应用。迄今已有大量文献,如:[102](1900)、[103](1915)、[104](1953)、[105](1977)、[106](1988)、[107](1997)、[108](2000)等。在传感器网络事件触发过程中,被触发的各节点依随机接入协议向中心节点发送数据,在中心节点看来,各节点接入,即成功发送数据的过程是一个随机过程,上节所述的事件触发过程中的首轮数据传输过程可以看成成功发送数据的随机过程中的一个首达过程。本文基于首达过程的立场对事件触发过程中的首轮数据传输建立模型,从概率统计的角度研究该首达过程,通过对首达时间的分析、研究、优化来达到提高网络性能的目的。

- 首先,对事件触发过程的首轮数据传输过程建立首达过程的模型,对该首达过程进行概率分析,得到该过程持续的时间——首达时间的统计特性。在首达时间的基础上,建立能耗模型,给出能耗模型的统计特性;
- 在上述首轮数据传输过程中,首达时间至关重要,这是由于它不仅直接关系到网络的时延,而且与网络的能耗密切相关:当首达时间最短时,能耗也接近其最优值。因此,首达时间的优化与网络性能的提高密切相关。本文以首达时间的统计特性为基础,对首达时间进行优化,得到了最优首达时间及相应的最优接入策略;

- 本文的研究是针对有反馈及无反馈随机接入协议进行的，信道模型包括冲突信道和多包接入信道。
- 在传感器网络的运行过程中，处于激活状态的发包节点的个数直接影响其性能，在本文的首达过程模型中，随机接入算法的最优接入策略直接依赖于参与信道竞争的传感器节点的数目，在本文的第四章给出了首达过程中激活发包节点个数的估计，为网络性能优化的实现奠定了基础。

1.4.3 本文的研究与传统随机接入算法研究的联系和区别

关于随机接入算法的研究，已经有近40年的历史了，各国研究人员对随机接入算法的性能进行了深入而透彻的研究，本文的工作也是对随机接入算法的性能分析，但与传统的研究相比，在研究对象、研究方法、关注的问题等方面不同，因而结果也与传统方法不同，主要特点如下：

1. 本文的研究内容是随机接入算法在一个特定过程中的性能分析与优化，这一特定过程与无线传感器网络的整体性能密切相关，是传统随机接入算法研究中未曾涉及的；
2. 本文研究的过程的数据流模型与传统随机接入算法不同。传统随机接入算法研究中标准的数据流模型包括两个数据率：各节点的数据包到达率 p 和积压(backlogged)数据包的离开率 λ [67]；我们的数据流模型中，每个节点持有一个数据包，各节点的数据包几乎同时到达，之后不再有新的数据包到达，相当于传统数据流模型中 $p = 0, \lambda > 0$ 情形。由于数据流模型不同，研究所关注的性能指标也不同。传统随机接入算法研究的重点是系统的稳定性、吞吐量，时延等，本文关注的重点是特定过程完成的时间、能耗等与传感器网络性能密切相关的指标；
3. 本文的研究结果与传统的随机接入算法的结果不同：传统的研究结果主要包括系统稳定性的分析、吞吐量的结果及对时延的分析等[64][65][66][67] [68][69]，本文的结果主要包括特定过程完成的时间复杂度分析及能耗复杂度分析，在分析结果的基础上还给出了时间复杂度的优化结果及最优的接入策略；
4. 本文关于SAMA系统的性能分析与传统的研究不同：不仅给出了SAMA系统在特定过程在的首达时间的概率模型，而且给出了相应的能耗模型，进一步对MPR信道模型与冲突信道模型下的性能进行了对比；
5. 研究的方法不同：传统的随机接入算法研究，主要应用概率分析方法，Poisson过程模型及Markov链等方法进行；我们的研究，是建立首达过程的模型，应用概率分析的方法展开的。

1.4.4 主要结果

- 关于有反馈事件触发过程的结果:

- 在冲突信道条件下, 本文建立了有反馈事件触发过程在Slotted ALOHA 协议下的首达过程模型, 对该模型进行了概率分析, 得到了首达时间的分布、均值等统计特性, 同时, 建立了能耗的概率模型并进行了分析。以首达时间的结果为基础对其进行了优化, 得到了最优首达时间及最优发包策略, 我们的结果表明: 当各节点的发包概率在其最优值 $\frac{\sqrt{1/n}}{n}$ 附近变化时, 首达时间随节点个数的增加近似呈线性增长, 其中 n 是参与发包的节点个数。同时, 当各节点的发包概率在 $\frac{\sqrt{1/n}}{n}$ 附近变化时, 其能耗较为稳定。
- MPR信道模型下, 建立了ALOHA协议在有反馈事件触发过程中的首达过程模型, 对首达时间进行了概率分析, 得到了其均值及相关统计结果。结果表明: 在激活发包节点个数一定的前提下, 对于MPR信道模型, 最优首达时间均值与信道接收能力近似成反比, 即随着信道接收能力的提高系统在时延方面的性能有明显改善; 对能耗的分析显示: 在以所有发包节点在整个过程中的能耗和为度量标准的条件下, 信道接收能力的提高会带来能耗减少, 但优势不如在时间方面显著; 同时, 对应相同的首达时间, 当各节点的发包概率小于最优发包概率时, 随着信道接收能力的提高, 能耗略有减少, 但幅度不大; 当各节点发包概率大于最优发包概率时, 随着信道接收能力的提高, 能耗显著增大, 且这种趋势随发包概率的增大呈扩大趋势。
- 为评估ALOHA协议在传感器网络中的性能, 本文仿真了Slotted ALOHA及IEEE 802.15.4标准的介质接入层协议在事件触发过程中的运行过程, 并对其性能进行了比较;

- 关于无反馈事件触发过程的结果:

- Slotted ALOHA协议的结果: 本文建立了冲突信道和MPR信道模型下事件触发过程的首达过程模型, 得到了首达时间分布、均值等统计特性, 以此为基础, 建立了相关过程的能耗模型并进行了分析。基于首达时间的概率分析结果, 给出了首达时间的最优值及达到最优值的各节点发包概率。结果表明: 在最优发包概率下, 最优首达时间随节点个数的增加近似呈线性增长。同时, 在最优发包概率下, 能耗亦接近其最优值。MPR信道模型与冲突信道相比, 其性能间关系与有反馈情形类似;
- Slotted CSMA协议的结果: 本文在深入分析协议的基础上建立了协议在事件触发过程运行中的周期性模型, 给出了首达时间的概率分析, 并建立了能耗模型。进一步给出了最优首达时间及相关接入策略; 结果表明: 在最优接入策略下, 无反馈事件触发

过程的最优首达时间随节点个数呈线性增长，在最优发包概率附近，能耗接近最优且稳定变化；

- 关于节点个数估计的结果：最优发包策略是由处于激活发包状态的节点个数决定的，本文通过对随机接入算法在传感器网络中的运行过程的深入分析，分别给出了激活发包节点个数的极大似然估计和Good-Turing估计，从而使得网络性能优化问题得以完整解决。

1.5 本文的结构

本文按照如下方式组织：

全文是围绕传感器网络事件触发过程的首轮数据传输过程的分析研究展开的。第二章详细介绍了相关的数据传输过程，建立了有反馈随机接入算法下的首达过程模型，给出了相关的性能分析及优化结果；第三章是无反馈Slotted ALOHA及Slotted CSMA在相关数据传输过程中的模型建立及性能分析和优化；处于激活状态的发包节点个数的估计在第四章给出。第五章对全文工作和主要创新点作了总结，并展望了传感器网络性能分析的研究方向和应用前景。

第二章 有反馈情形的首达过程分析

在无线传感器网络的运行过程中，事件触发数据传输是最常用的一种数据传输模式。除了应用在传感器节点数据传输外，在物理环境、节点位置动态变化的场合，网络结构的重组过程也采用这一数据传输模式。本章研究有反馈随机接入算法在事件触发过程中的性能，通过建立首达过程的模型得到首达时间的统计特性；进一步，为优化网络性能，对首达时间进行优化，给出了最短首达时间和相应的节点最优发包概率；最后，在首达时间结果的基础上，对事件触发过程的能耗建立模型并进行了分析。为评估ALOHA算法的性能，本章还给出了事件触发过程在IEEE 802.15.4的接入层协议下的仿真结果，与Slotted ALOHA在同一过程中的结果进行了对比。讨论分别在信道接收系统为碰撞信道及多包接收信道模型下展开。

以下各节我们称事件触发后所有节点成功发包的过程为“完全发包过程”。

2.1 缩写与符号

- SPR*** Single Packet Reception, 单包接收, 指接收节点一次至多成功接收一个数据包;
- MPR†** MultiPacket Reception, 多包接收, 指接收节点可以同时接收两个以上数据包;
- $q_{n,\lambda,r}$ $\kappa = r$, 网络中有 n 个节点任一时隙以概率 λ 发包, 任一时隙有一个节点成功发包的概率;
- $q_{n,\lambda}$ $\kappa = 1$, 网络中有 n 个节点任一时隙以概率 λ 发包, 任一时隙有一个节点成功发包的概率;
- $T_s(n, \lambda, r)$ $\kappa = r$, 网络中有 n 个节点任一时隙以概率 λ 发包, 一次成功发包消耗的时间;
- $T_s(n, \lambda)$ $\kappa = 1$, 网络中有 n 个节点任一时隙以概率 λ 发包, 一次成功发包消耗的时间;
- $p(n, s, \lambda)$ n 个节点依有反馈Slotted ALOHA协议发包, 发包概率为 λ , 在slot s , n 个节点刚好全部成功发包的概率, 即 n 个节点发包, 在slot s 的首达概率;
- $T_{n,\lambda,r}$ $\kappa = r$, n 个节点依有反馈Slotted ALOHA协议发包, 发包概率为 λ , n 个节点全部成功发包经历的时间, 即 n 个节点发包的首达时间;
- $\hat{T}(n)$ $T_{n,\lambda,1}$ 期望的最小值;
- $\tilde{T}(n)$ $T_{n,\lambda,1}$ 期望的最小值的近似值;
- $\hat{\lambda}(n)$ 对应 $\hat{T}(n)$ 的最优发包概率;

*见[110]

†见[110]

- $E_0(k, \lambda)$ 网络中有 k 个节点各时隙以概率 λ 发包，一次成功发包的能耗；
- ε_t 节点执行一次发送过程的能耗；
- ε_i 节点空闲状态一个 slot 的能耗；
- ε_s 节点休眠状态一个 slot 的能耗；
- $E_{n,\lambda,r}$ $\kappa = r$ ， n 个节点任一时刻以概率 λ 发包，全部 n 个节点完全发包过程能耗总和的期望。

2.2 无线网络与冲突信道

无线网络是指采用无线传输介质的网络，由于无线介质传输的广播特性，当网络中一个节点发送数据时，所有分布在该节点发送范围内的节点都能够接收到它发送的信号，这一特点对于要发送广播数据的节点而言是很大的优势，但对于网络中点对点数据传输会由于这一广播特性造成数据包间的冲突，引起发送的失败。如图 2.1， A, B, C, D, E 五个节点，有线段相连的节点表示相互在对方的发送范围内，图中节点 A 欲向 B, D 欲向 C, E 欲向 C 发送数据，若 A, D, E 同时发包，则由于无线信道传输的广播特性， A 和 D 的数据包同时被 B, C 收到，发生碰撞； E 的数据包由于与 A, D 同时发送，与 A, D 的数据在 C 处发生碰撞。三个节点的数据同时发送失败。显然，由于无线信道的广播特性，无线网络中数据发送失败的概率远高于有线信道，因此，减少碰撞、提高无线网络的接入效率，是一项极有意义又极富挑战性的工作。

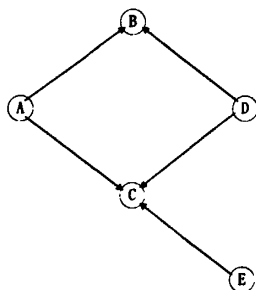


图 2.1: 无线网络信道冲突示意图

传统的信道接收系统称为“冲突信道 (collision channel)”，如上所述当接收节点同时收到两个以上节点的数据包时，发生碰撞，所有节点发送失败。信号处理技术的发展推动了信道接收能力的提高，扩频通信技术、空时编码技术、多用户检测技术等的发展使得一个节点可以同时成功接收两个以上节点的数据包。为便于准确描述信道接收能力，我们引入“捕获度 (Capture degree)”

的概念。

定义 2.1 (捕获度(Capture Degree))是指无线通信系统中接收节点可以同时成功接收的数据包的个数, 记为 κ 。 $\kappa = k$ 指接收节点至多可以同时成功接收 k 个的数据包。

$\kappa = 1$ 对应传统的冲突信道, $\kappa = k, k > 1$ 对应[109]中的正交信道, 即当有不超过 k 个数据包被接收节点收到时, 所有数据包都能被成功解调。否则所有数据包全部发送失败。

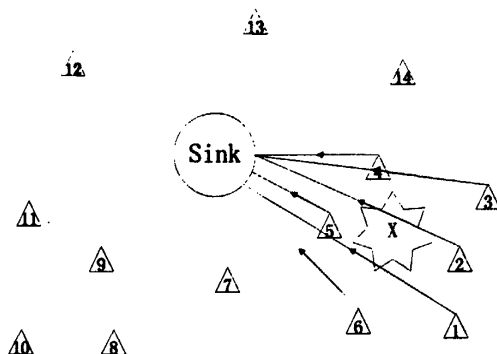


图 2.2: 事件触发数据传输过程示意图

2.3 模型描述

我们考虑传感器网络数据传输的一个典型模型: N 个节点围绕一个中心节点(如: 基站)散布在网络探测区域内, 现有观测者感兴趣的事件 X 发生, n 个节点被激活, 激活的节点将自己探测到的消息根据事先规定好的格式打成一个数据包发送给中心节点。如图2.2所示, 在Sink节点周围随机散布着14个节点, 当事件 X 发生时, 编号为1~6的6个节点被激活, 这6个节点向Sink节点发送探测到的数据, 这是典型的事件触发数据传输模式。设每个节点成功发送一个数据包后暂时停止发包, 则在有反馈 Slotted ALOHA接入协议下, 这6个节点全部成功发包对应的过程是一个随机过程, 我们称这一过程为“完全发包过程”。我们研究完全发包过程的统计特性, 关注这一随机过程经历的时间及所有节点的能耗等性能指标。

记完全发包过程运行中已经成功发包的节点个数为 k 。则从事件 X 发生开始计时, $k = 0$, 随着数据发送过程的进行, k 逐渐增大, 直到 n 个节点全部成功发包, k 首次达到其临界值 n 。从计时起点开始到 $k = n$ 为止, 这一阶段对应的随机过程可以看成是一个首达过程。

假设网络中有同步的时钟(如: 中心节点可以负责发送同步时间信息), 且信道在时间上被划分为等长的时隙, 其长度不少于传感器节点状态转换时间、发送一个数据包所需时间及接收到反馈信息所需时间之和。则各节点的发包过程可描述如下:

- 所有被激活的节点各自独立地根据Bernoulli 过程随机地发送一个数据包，即发包节点在每个时隙的起始点以事先确定的概率发送数据包，直到成功发送为止。每个数据包包含探测消息及该节点的 ID 信息。
- 当中心节点成功收到一个节点的消息时，它将广播包括 ID 在内的反馈信息，发包节点收到反馈信息后即停止发包过程。
- 中心节点收到消息后在同一时隙内发送反馈信息，发包节点可在同一时隙内收到。

在完全发包过程的分析中，一次成功发送消耗的时间是一个至关重要的量，这一随机变量与发包节点个数 m 、发包概率 λ 、信道的接收能力相关。当 $\kappa = r$ 时，一次成功发包的过程可描述如下：

- 设网络中有 m 个节点处于激活状态，每个节点在任一时隙以概率 λ 发包。从上一次成功发包结束时隙开始计时，任一时隙， k 个节点向中心节点发包，若 $k \leq r$ ，则这 k 个节点将在该时隙结束时收到反馈信息，本次成功发包过程结束。否则，上述过程将重复进行直到一次成功发包事件发生。

关于一次成功发包的时间的期望和方差，有如下定理：

定理 2.1 (一次成功发包时间期望、方差) 设网络中有 m 个激活节点依 Slotted ALOHA 协议发包，各节点在任一时隙以概率 λ 发包，信道捕获度 $\kappa = r$ ，则一次成功发包过程消耗的时间的期望为：

$$\mathbb{E}[T_s(m, \lambda, r)] = \frac{1}{q_{m, \lambda, r}} \quad (2.1)$$

方差为：

$$\mathbb{D}[T_s(m, \lambda, r)] = \frac{1 - q_{m, \lambda, r}}{q_{m, \lambda, r}^2} \quad (2.2)$$

其中

$$q_{m, \lambda, r} = \binom{m}{1} \lambda (1 - \lambda)^{m-1} + \binom{m}{2} \lambda^2 (1 - \lambda)^{m-2} + \dots + \binom{m}{r} \lambda^r (1 - \lambda)^{m-r}, \quad (2.3)$$

为任一时隙有一次成功发包的概率。

证明：

依前述，一次成功发包的时间是一个服从几何分布的随机变量，其中任一时隙有一次成功发包的概率 $q_{m, \lambda, r}$ 是一个时隙内有 1 个，2 个， \dots ， r 个节点发包的概率之和，即：

$$q_{m, \lambda, r} = \binom{m}{1} \lambda (1 - \lambda)^{m-1} + \binom{m}{2} \lambda^2 (1 - \lambda)^{m-2} + \dots + \binom{m}{r} \lambda^r (1 - \lambda)^{m-r},$$

一次成功发包过程消耗的时间的期望为：

$$\mathbf{E}(T_s(m, \lambda, r)) = \frac{1}{q_{m, \lambda, r}} \quad (2.4)$$

方差类似可得。

■

2.4 SPR 信道模型下的结果

本节用概率分析的方法对SPR信道模型下，Slotted ALOHA接入算法在事件触发过程中的性能进行了分析。首先针对完全发包过程完成的时间——首达时间展开讨论。进一步给出当节点个数一定时，首达时间的最优值，并求得最优发包概率，从而完整地解决了冲突信道下完全发包过程的时间性能分析问题。

传感器网络的主要矛盾是资源受限，能耗是其性能分析中的一个重要课题。本节对完全发包过程建立能耗模型，并进行了分析。

2.4.1 时间的概率分析及结果

2.4.1.1 时间的概率分析

我们记首达时间的概率分布函数为 $p(n, s, \lambda)$ 。这里 $p(n, s, \lambda)$ 表示 n 个节点各自以概率 λ 发包，刚好在时隙 s 全部发包完毕的概率。则有如下定理：

定理 2.2 (首达时间分布)：设网络中共有 N 个传感器节点。若一次事件发生触发了其中 n 个节点，每个节点一次只发送一个数据包给中心节点。任一节点在任一间隙以概率 λ 发包，发送成功后即退出发包过程。则全部 n 个节点在间隙 s 刚好完成发包过程的概率为

$$p(n, s, \lambda) = n! \lambda (1 - \lambda)^{\frac{n(n-1)}{2}} \left\{ \sum_{j=1}^n \left[(1 - j\lambda(1 - \lambda))^{j-1} \right]^s \prod_{k=1, k \neq j}^n \frac{1}{k(1 - \lambda)^{k-1} - j(1 - \lambda)^{j-1}} \right\}. \quad (2.5)$$

证明：

在SPR信道模型下，每次至多成功接收一个数据包，因此整个事件触发过程可以分成两部分：

(a) 从计时起点（间隙0）到第一次成功接收发生（设为间隙 j ），这一阶段信道中有 n 个发包节点；(b) 从间隙 $j+1$ 开始，到间隙 s ，其间剩余 $n-1$ 个节点成功发包。由于各节点发包的相互独立性，这两个阶段经历的时间是相互独立的随机变量，因而：

当 $s > 0$ 时:

$$\begin{aligned} p(n, s, \lambda) &= \sum_{j=0}^{s-n+1} (1 - p_{n,\lambda,1})^j \cdot p_{n,\lambda,1} \cdot p(n-1, s-j-1) \\ &= \sum_{j=0}^{s-n+1} [1 - n\lambda(1-\lambda)^{n-1}]^j \cdot n\lambda(1-\lambda)^{n-1} \cdot p(n-1, s-j-1), \end{aligned} \quad (2.6)$$

当 $s < 0$, $s+1 < n$ 时, $p(n, s, \lambda) = 0$.

式 (2.6) 中对 s 做 Z 变换, 得:

$$\begin{aligned} P(n, z, \lambda) &= \sum_{s=0}^{+\infty} \sum_{j=0}^{+\infty} (1 - n\lambda(1-\lambda)^{n-1})^j \cdot n\lambda(1-\lambda)^{n-1} p(n-1, s-j-1, \lambda) \cdot z^{-s} \\ &= n\lambda(1-\lambda)^{n-1} \sum_{j=0}^{+\infty} (1 - n\lambda(1-\lambda)^{n-1})^j \cdot z^{-j-1} \cdot \sum_{s=0}^{+\infty} p(n-1, s, \lambda) z^{-s} \\ &= \frac{n\lambda(1-\lambda)^{n-1}}{z - (1 - n\lambda(1-\lambda)^{n-1})} \cdot p(n-1, z, \lambda) \\ &= \dots \\ &= n!\lambda^n(1-\lambda)^{\frac{n(n-1)}{2}} \cdot z \cdot \prod_{j=1}^n \frac{1}{z - (1 - j\lambda(1-\lambda)^{j-1})}. \end{aligned} \quad (2.7)$$

式 (2.7) 的收敛域为:

$$|z| > |1 - k\lambda(1-\lambda)^{k-1}|, \quad (k = 1, 2, \dots, n). \quad (2.8)$$

对式 (2.7) 进行逆 Z 变换, 得:

$$\begin{aligned} p(n, s, \lambda) &= \frac{1}{2\pi i} \oint_c P(n, z, \lambda) \cdot z^{s-1} \\ &= n!\lambda^n(1-\lambda)^{\frac{n(n-1)}{2}} \cdot \sum_{j=1}^n \left\{ (1 - j\lambda(1-\lambda)^{j-1})^s \prod_{k=1, k \neq j}^n \frac{1}{k(1-\lambda)^{k-1} - j(1-\lambda)^{j-1}} \right\}, \end{aligned}$$

这里 c 为 (2.8) 式定义的区域任一封闭曲线。 ■

图 2.3 是事件触发过程时间的分布曲线与仿真结果 (频率) 的比较, 这里 $n = 30$, $\lambda = 0.15$, 连续曲线为理论分布, 柱形图为仿真结果, 图中理论结果与仿真结果相当吻合。

在传感器网络运行过程中, 事件发生后, 我们首先关注中心节点收到第一个数据包的时间 T_1 , 这一时间直接关系到网络对事件的敏感度, T_1 越小, 网络对事件越敏感; 进一步, 关注中心节点收到所有节点的第一轮数据的时间, 即首达时间。我们从第一次成功发送的时间 T_1 开始, 计算各后续成功发送相继发生的时间, 直到 n 个节点全部成功发送的时间——首达时间。

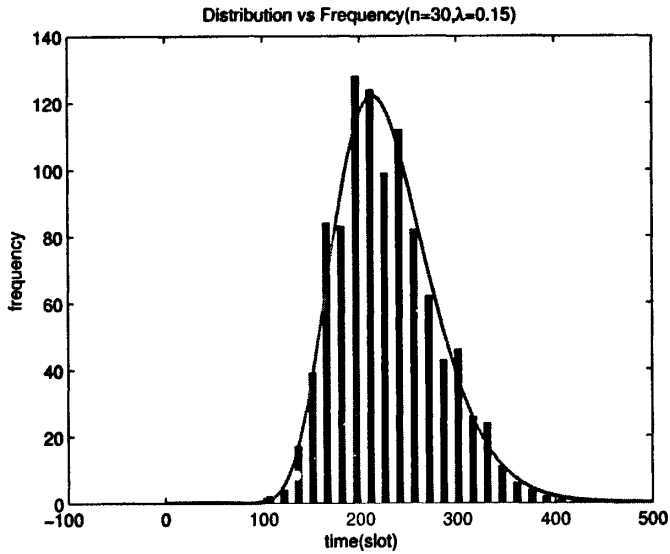


图 2.3: 首达时间的分布: 理论结果与仿真结果的比较

定理 2.3 (首达时间期望): 条件同定理 2.2. 则完全发包过程中从计时起点算起, 第 1 次成功发送发生的时间的期望为:

$$\mathbb{E}[T_1] = \frac{1}{q_{n,\lambda}}. \quad (2.9)$$

首达时间的期望为:

$$\mathbb{E}[T_{n,\lambda,1}] = \sum_{k=1}^n \frac{1}{q_{k,\lambda}}, \quad (2.10)$$

方差为:

$$\mathbb{D}[T_{n,\lambda,1}] = \sum_{k=1}^n \frac{1 - q_{k,\lambda}}{q_{k,\lambda}^2}. \quad (2.11)$$

其中

$$q_{k,\lambda} = k\lambda(1-\lambda)^{k-1}. \quad (2.12)$$

证明:

从事件发生开始计时, 第一次成功发包发生之前, 网络中有 n 个节点发包, 由定理 2.1, 第一次成功发包发生的时间的期望为:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[T_1] &= T_s(n, \lambda) \\ &= \frac{1}{q_{n,\lambda}}. \end{aligned} \quad (2.13)$$

根据完全发包过程的进程，可以将其划分为 n 个阶段：从计时起点到第一次成功发包为第一阶段，从第一阶段结束到第二次成功发包发生为第二阶段， \dots ，第 $n-1$ 阶段结束到第 n 次成功发包发生为第 n 阶段，各阶段发包节点的个数分别为 $n, n-1, \dots, 1$ 。显然，第 k 阶段的时间为 $T_s(n-k+1, \lambda)$ ，因此，完全发包过程的首达时间，即第 n 次成功发送发生的时间的期望为：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[T_{n,\lambda,1}] &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[T_s(k, \lambda)] \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{q_{k,\lambda}}. \end{aligned} \quad (2.14)$$

由各节点发包相互独立，各成功发包阶段亦相互独立，则首达时间方差可如下得到：

$$\begin{aligned} \mathbb{D}[T_{n,\lambda,1}] &= \sum_{k=1}^n \mathbb{D}[T_s(k, \lambda)] \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{1 - q_{k,\lambda}}{q_{k,\lambda}^2}. \end{aligned} \quad (2.15)$$

■

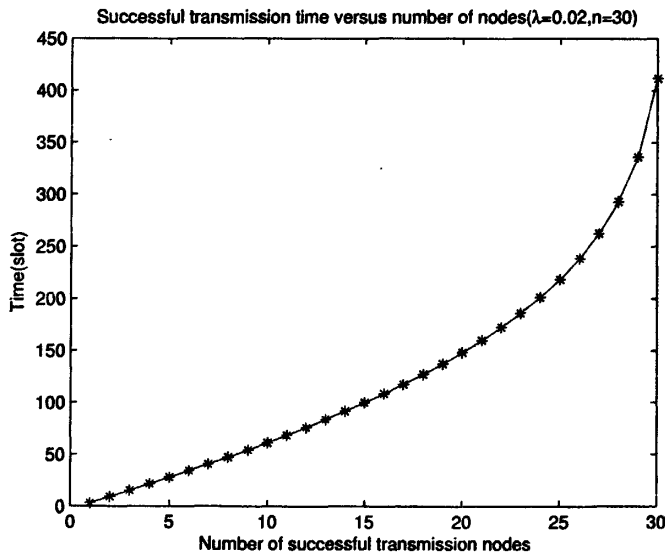


图 2.4: 从事件发生开始各次成功发包发生的时间，这里节点总数 $n = 30$ ，发包概率 $\lambda = 0.02$

图 2.4 是事件触发过程从事件发生开始各次成功发包的时间随节点个数增加的曲线。随着进程的进行，曲线整体单调上升，上升的速度取决于发包概率。

考察 $T_{n,\lambda,1}$ 的取值范围, 由

$$\frac{1}{\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} < \sum_{k=1}^n \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}} < \frac{1}{\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k(1-\lambda)^n},$$

得

$$\frac{1}{\lambda}(\ln n + C_n) < T_{n,\lambda,1} < \frac{1}{\lambda(1-\lambda)^n}(\ln n + C_n), \quad (2.17)$$

这里 C_n 收敛到Euler常数 $C = 0.577215665$.

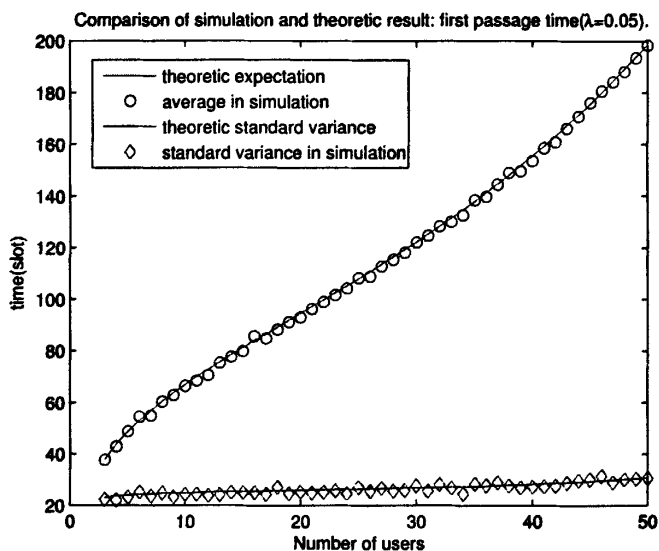


图 2.5: 首达时间的均值及标准差: 理论结果与仿真结果比较, 这里节点个数由3变化到30

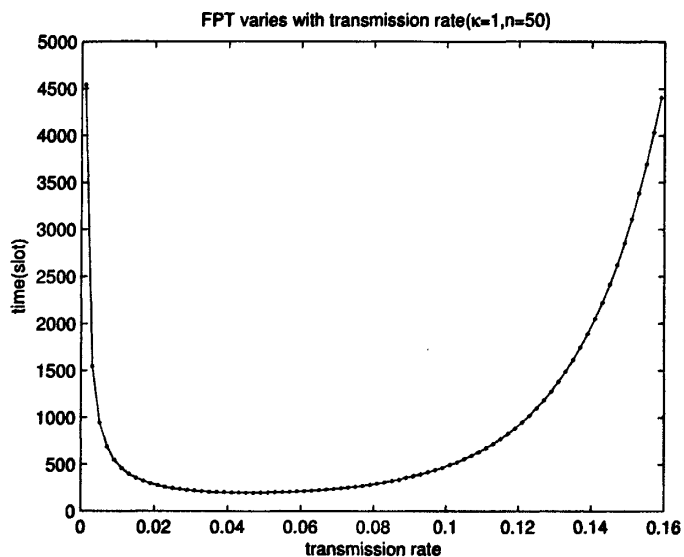
图2.5是完全发包过程首达时间期望及标准差的理论与仿真值的比较, 容易看出, 理论值与仿真值相当吻合。

图2.6是首达时间关于发包概率变化的曲线, 这里节点个数为50, 显然随着发包概率的变化, 首达时间有极小值。

由式(2.14)~式(2.17)我们得到了完全发包过程首达时间的期望、方差的解析表达式及一个较为宽泛的上下界。事实上, 为分析、研究和改进整个完全发包过程的性能, 除首达时间的期望、方差外, 我们更关心的是其最优值及达到最优值的条件。

2.4.1.2 最短首达时间和最优发包概率

本节我们以上节结果为基础, 给出当节点个数 n 一定时, 最短首达时间及最优发包概率。


 图 2.6: 首达时间随发包概率变化曲线($\kappa=1, n=50$)

首先, 我们关注事件发生后第一次成功发包的最短时间。由式 (2.9),

$$\mathbb{E}[T_1] = \frac{1}{n\lambda(1-\lambda)^{n-1}}. \quad (2.18)$$

容易得出, 在发包概率 $\lambda = \frac{1}{n}$ 处, 第一次成功发包的时间期望达到极小

$$\hat{T}_1 = \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{1-n}. \quad (2.19)$$

显然

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{T}_1 = e, \quad (2.20)$$

表明当发包概率取恰当的值时, 随节点个数的增加, 中心节点第一次收到事件发生的消息的时间不超过 e 个 slot, Slotted ALOHA 接入算法在完全发包过程的最初阶段当网络密度较高时是有效的。

接下来, 我们分析首达时间的期望, 给出首达时间期望的最小值和最优发包概率。

定理 2.4 (事件触发过程最优发包概率): 条件同定理 1.1, 则当各节点发包概率为

$$\hat{\lambda}(n) \approx \frac{\sqrt{\ln n}}{n} \quad (2.21)$$

时, 首达时间 $\mathbb{E}[T_{n,\lambda,1}]$ 达到其最小值

$$\hat{T}(n) \approx \frac{n}{\sqrt{\ln n}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k \left(1 - \frac{\sqrt{\ln n}}{n}\right)^{k-1}}. \quad (2.22)$$

证明:

整个证明围绕求 $E[T_{n,\lambda,1}]$ 的极小值进行.

记

$$I_n(\lambda) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}}. \quad (2.23)$$

则,

$$I'_n(\lambda) = \frac{1}{\lambda^2} \left[\left(\frac{1}{1-\lambda} \right)^n - 1 - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k(1-\lambda)^k} \right].$$

定义:

$$\lambda_n = \arg \min_{\lambda \in [0,1]} I_n(\lambda), \quad (2.25)$$

则 λ_n 满足 $I'_n(\lambda) = 0$, 这里 $\lambda \in [0, 1]$.

定义 $Q = \frac{1}{1-\lambda}$, 为求 $I'_n(\lambda)$ 的零点, 我们考虑

$$F_n(Q) = Q^n - 1 - \sum_{k=1}^n \frac{Q^k}{k}, \quad (2.26)$$

的零点, 这里 Q 可以表示为 $Q = 1 + \varepsilon$, 而 $\varepsilon = \frac{\lambda}{1-\lambda}$.

取 $Q = 1$, 得:

$$F_n(1) = - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = -\ln n - C_n, \quad (2.27)$$

其中 C_n 为Euler常数序列, 且

$$F'_n(Q) = nQ^{n-1} - \frac{Q^n - 1}{Q - 1}.$$

我们在 Q 点展开 $F_n(1)$:

$$F_n(1) = F_n(Q) + F'_n(Q) \cdot (1 - Q) + o(\varepsilon^2). \quad (2.29)$$

为得到 $F_n(Q)$ 的零点, 我们有:

$$F_n(1) \approx F'_n(Q)(1 - Q), \quad (2.30)$$

代入式 (2.27), 得:

$$-\ln n - C_n \approx \left[n(1 + \varepsilon)^{n-1} - \frac{(1 + \varepsilon)^n - 1}{\varepsilon} \right] \cdot (-\varepsilon). \quad (2.31)$$

取近似:

$$(1 + \varepsilon)^{n-1} \approx 1 + (n-1)\varepsilon,$$

$$(1 + \varepsilon)^n \approx 1 + n\varepsilon,$$

得到:

$$\ln n + C_n \approx n(n-1)\varepsilon^2, \quad (2.34)$$

进一步,

$$\varepsilon \approx \sqrt{\frac{\ln n + C_n}{n(n-1)}}. \quad (2.35)$$

由 $\varepsilon = \frac{\lambda}{1-\lambda}$, 我们有:

$$\lambda_n \approx \frac{\sqrt{\frac{\ln n + C_n}{n(n-1)}}}{1 + \frac{\ln n + C_n}{n(n-1)}} \approx \frac{\sqrt{\ln n}}{n}, \quad (2.36)$$

即

$$\hat{\lambda}(n) \approx \frac{\sqrt{\ln n}}{n}. \quad (2.37)$$

将式 (2.21) 代入式 (2.14), 得到最短首达时间期望的一个近似值:

$$\hat{T}(n) \approx \frac{n}{\sqrt{\ln n}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k(1 - \frac{\sqrt{\ln n}}{n})^{k-1}}. \quad (2.38)$$

为检验上述近似解的精确性, 我们进行了一系列的数值计算, 图2.7是当发包节点个数变化时, 最优发包概率近似解与精确解曲线对比, 图2.8是最短首达时间随发包节点个数变化曲线, 两条曲线分别是近似解及精确解。显然, 近似值和精确值曲线十分接近。另一方面, 图2.8显示: 最优首达时间随发包节点个数的增加近似呈线性增长, 意味着当网络中各节点在最优发包概率下发包时, 随着发包节点个数的增加, 首达时间增加的幅度不会很大, 即若各节点可以自适应地调节其发包概率, 保持在最优值附近, 则节点密度的增加不会对网络性能带来毁灭性的影响。说明ALOHA接入算法应用于传感器网络事件触发过程是一个效率较高的接入算法。

图2.9是首达时间随节点发包概率变化曲线族, 每条曲线右上角标注的数字为发包节点个数, 曲线底部的点为最小值点, 由最小值点的变化可以看出最短首达时间和最优发包概率的变化趋势。

为简化计算, 以式 (2.38) 为基础, 我们给出了最短首达时间的一个更为简单的近似:

$$\tilde{T}(n) \approx 2.2124 \sum_{k=1}^n \sqrt{\ln k} \quad (2.39)$$

当 $50 \leq n \leq 2500$ 时, $\tilde{T}(n)$ 和 $T_a(n)$ (最短首达时间精确值) 间的误差为:

$$\frac{|\tilde{T}(n) - T_a(n)|}{T_a(n)} < 0.05. \quad (2.40)$$

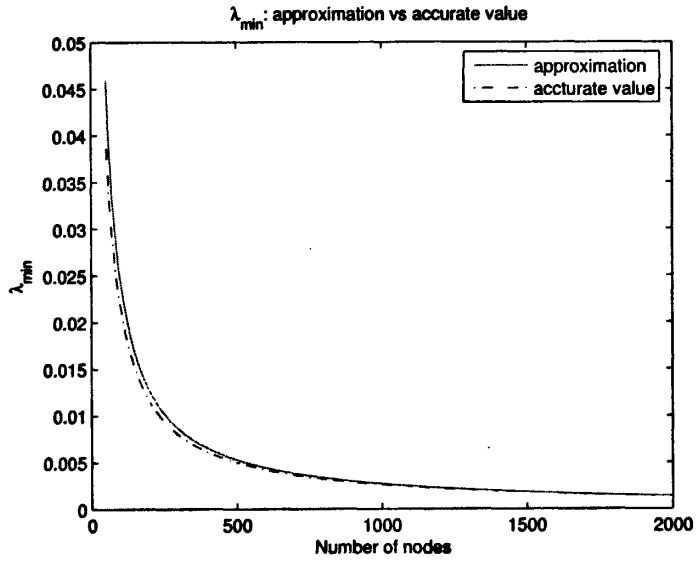


图 2.7: 最优发包概率随发包节点个数变化曲线: 精确解与近似解对比, $50 \leq n \leq 2000$

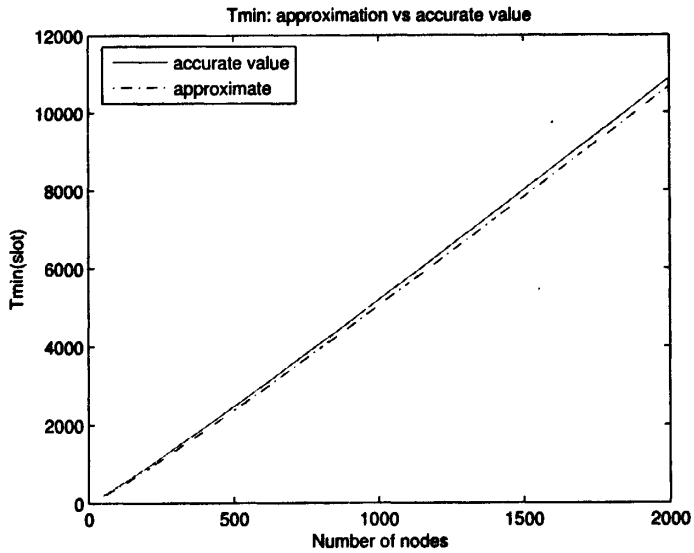


图 2.8: 最短首达时间随节点个数变化曲线: 精确解与近似解对比, $1 \leq n \leq 2000$

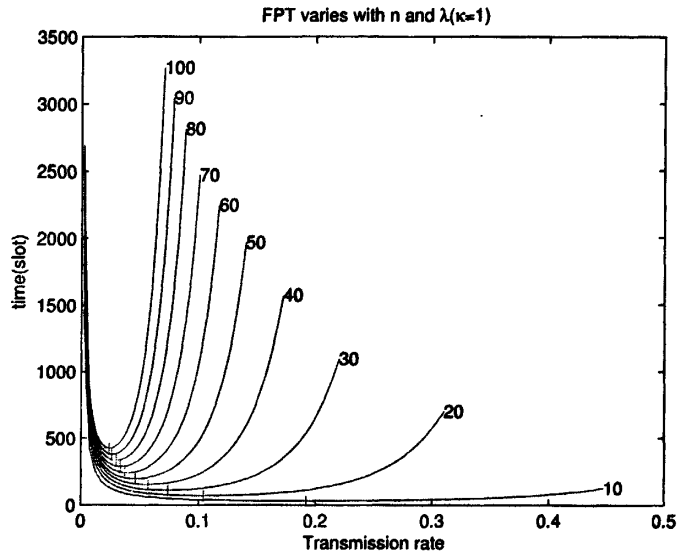


图 2.9: 首达时间随节点发包概率变化曲线族

由上述分析知, 完全发包过程的首达时间与各节点发包概率密切相关, 而最优发包概率取决于发包节点个数, 因此, 为提高网络性能, 各节点需要自适应地调整其发包概率, 这需要对发包节点数量作出正确的估计。发包节点个数的估计在第四章给出。

2.4.2 能耗的模型及分析

在传感器网络的性能分析及研究中, 能耗始终是我们关注的主要问题之一。作为传感器网络运行中的一个基本过程, 事件触发后的完全发包过程的能耗与整个网络的能耗密切相关。本节我们分析完全发包过程的能耗, 给出完全发包过程的能耗模型,

关于能耗的分析做如下假设: 每个节点执行一次发包过程的能耗相同。任一节点在有包待发的条件下任一时刻可能处于两种状态: 发包, 能耗为 ϵ_t ; 空闲, 能耗为 ϵ_i 。在成功发送后我们假设节点进入休眠状态, 一个时刻的能耗为 ϵ_s 。这里发包状态的能耗远远大于空闲及休眠状态的能耗。

我们的研究对象是所有发包节点在完全发包过程中的总能耗。事实上, 由于每个节点执行一次发包过程的能耗相同, 因此每个节点的能耗实际上取决于其在整个数据传输过程中的发包次数。由 Slotted ALOHA 接入协议, 各节点在成功发包之前任一 slot 以概率 λ 发包, 平均意义上, 各节点发包次数正比于其数据发送过程持续的时间。因此, 能耗的分析等效于各节点持续发包时间的分析。

据 2.4.1.1, 整个首达过程依网络中发包节点个数可以分为 n 个阶段, 网络中分别有 $n, n -$

1, ..., 1 个节点发包。当网络中有 k 个节点发包时, 平均意义上, 一次成功发包的时间为:

$$\mathbf{E}[T_s(k, \lambda)] = \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}}$$

参与这一过程的任一节点在这段时间内的发包次数为: $\lambda \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)]$, 发包时隙数为: $\lambda \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)]$, 不发包时隙数为: $(1-\lambda) \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)]$ 。则这一时段内参与发包的任一节点的能耗均值为:

$$E_0(k, \lambda) = \lambda \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)] \cdot \varepsilon_t + (1-\lambda) \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)] \cdot \varepsilon_s,$$

在完全发包过程中, 这一时段内有 $n-k$ 个节点已经发包, 处于休眠状态, 每个节点的能耗均值为: $\varepsilon_s \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)]$ 。

综上, 在网络中有 k 个节点发包阶段, 所有节点能耗均值的总和为:

$$\begin{aligned} E(k) &= k \cdot E_0(k, \lambda) + (n-k) \cdot \varepsilon_s \cdot \mathbf{E}[T_s(k, \lambda)] \\ &= \frac{\varepsilon_t}{(1-\lambda)^{k-1}} + \frac{\varepsilon_t}{\lambda(1-\lambda)^{k-2}} + \frac{(n-k)}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}} \varepsilon_s. \end{aligned} \quad (2.43)$$

因此, 首达过程所有发包节点能耗均值总和为:

$$\begin{aligned} E_{n,\lambda,1} &= \sum_{k=1}^n E(k) \\ &= C_n^{(t)} \cdot \varepsilon_t + C_n^{(i)} \cdot \varepsilon_t + C_n^{(s)} \cdot \varepsilon_s \end{aligned} \quad (2.44)$$

其中

$$\begin{aligned} C_n^{(t)} &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{(1-\lambda)^{k-1}} \\ &= \frac{1}{\lambda(1-\lambda)^{n-1}} - \frac{1}{\lambda}; \end{aligned} \quad (2.45)$$

$$\begin{aligned} C_n^{(i)} &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{\lambda(1-\lambda)^{k-2}} \\ &= \left(\frac{1}{\lambda} - 1\right) \left(\frac{1}{\lambda(1-\lambda)^{n-1}} - \frac{1}{\lambda}\right); \end{aligned} \quad (2.46)$$

$$C_n^{(s)} = \sum_{k=1}^n \frac{(n-k)}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}}. \quad (2.47)$$

比较式 (2.45) 和 (2.46), 有:

$$C_n^{(i)} = \left(\frac{1}{\lambda} - 1\right) C_n^{(t)} \quad (2.48)$$

当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, $\frac{1}{\lambda} - 1 \gg 1$, $C_n^{(i)} \gg C_n^{(t)}$ 。因此, 尽管 $\varepsilon_t \gg \varepsilon_i$, 但整个首达过程中空闲状态的能耗与发送状态相比, 并不是可以忽略的, 空闲状态的能耗是整个首达过程能耗的重要组成部分。

数值结果参考具体的物理器件参数计算, 在2.7节给出。

2.5 MPR 信道模型下的结果

MPR信道模型下, 接收节点可以同时接收两个以上数据包, 大大提高了系统的接入效率。但对于随机接入协议而言, 由于信道接收能力的增强使得一次成功接收中, 成功接入的节点个数成为随机变量, 系统性能分析的复杂度也大大提高。本节深入分析了随机接入算法在MPR系统下的运行过程, 通过递归的方法建立了首达时间的概率模型, 并以此为基础建立了完全发包过程在MPR系统下的能耗模型。

2.5.1 时间的概率分析及结果

本节以 $\kappa = 2$ 为例建立MPR信道接收系统中首达时间在随机接入算法下的概率模型。

设事件发生后, n 个节点被激活, 每个节点各有一个数据包要发, 任一时隙任一节点以概率 λ 发包, 任一节点在数据包成功发出收到反馈后停止发包并转入休眠状态。当发送到 Sink节点的数据包个数不超过2时, 所有数据包都可以被正确接收, 否则, 全部发送失败。

上述数据发送过程的复杂之处在于每次成功发送, Sink节点正确接收的节点个数为随机变量, 取值为1或2。图2.10为首达过程运行状态示意, 以网络中处于激活发包状态的节点个数为状态变量, 图中圈中数字为状态值, 顺箭头向下走一层表示一次成功发送; 单箭头表示一次成功发送1个数据包, 双箭头表示一次成功发送2个数据包。设事件发生后 n 个节点被激活, 为作图方便, 这里设 n 为偶数, 则如图所示, 一次成功发包发送1个或2个数据包, 有很多条路径可以使网络状态达到0, 即完全发包过程完成。最快的一条需要 $\frac{n}{2}$ 次成功发送, 对应图中最右边一条路径; 最慢的一条需要 n 次成功发送, 对应图中最左边一条路径; 其余使得状态值由 n 达到0的路径数很难确切统计。

我们尝试以首达概率为研究对象, 通过分析各时隙网络中成功发包的节点个数建立首达概率关于节点个数 n 和时隙数 s 的递归关系, 从而实现为首达过程的概率分析。

从完全发包过程开始时隙起, 每个时隙成功发包的节点个数可能为1, 2或0, 其概率分别为:

$$a_n = \binom{n}{1} \lambda(1-\lambda)^{n-1}, \quad (2.49)$$

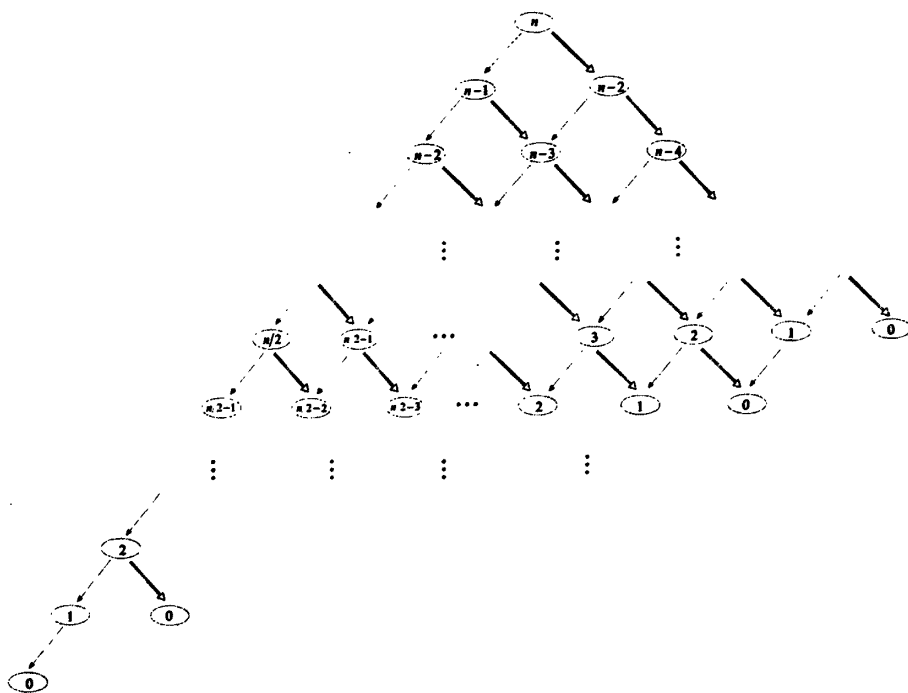


图 2.10: $\kappa = 2$ 时首达过程运行状态示意图

$$b_n = \binom{n}{2} \lambda^2 (1-\lambda)^{n-2}, \tag{2.50}$$

和

$$1 - a_n - b_n = 1 - \binom{n}{1} \lambda (1-\lambda)^{n-1} - \binom{n}{2} \lambda^2 (1-\lambda)^{n-2}.$$

设 n 个节点在 slot s 刚好全部成功发包，其首达概率为 $p(n, s, \lambda)$ ，现将整个过程分为 slot 0 及后续 s 个时隙两阶段，则：当 slot 0 成功收到 1 个数据包时，从 slot 1 开始计时，剩余的 $n-1$ 个节点在 slot $s-1$ 完成发包过程，这 $n-1$ 个节点的首达概率为 $p(n-1, s-1, \lambda)$ ；类似的，当 slot 0 成功收到 2 个或 0 个数据包时，从 slot 1 开始计时，剩余的节点也分别在 slot $s-1$ 完成首达过程，其首达概率分别为 $p(n-2, s-1, \lambda)$ ， $p(n, s-1, \lambda)$ 。综上，首达概率的递归关系为：

$$p(n, s, \lambda) = a_n p(n-1, s-1, \lambda) + b_n p(n-2, s-1, \lambda) + (1 - a_n - b_n) p(n, s-1, \lambda). \tag{2.51}$$

据式 (2.51)，当已知首达概率的初始值时，可以递归地得到 n, s 取任意值时的首达概率 $p(n, s, \lambda)$ 。

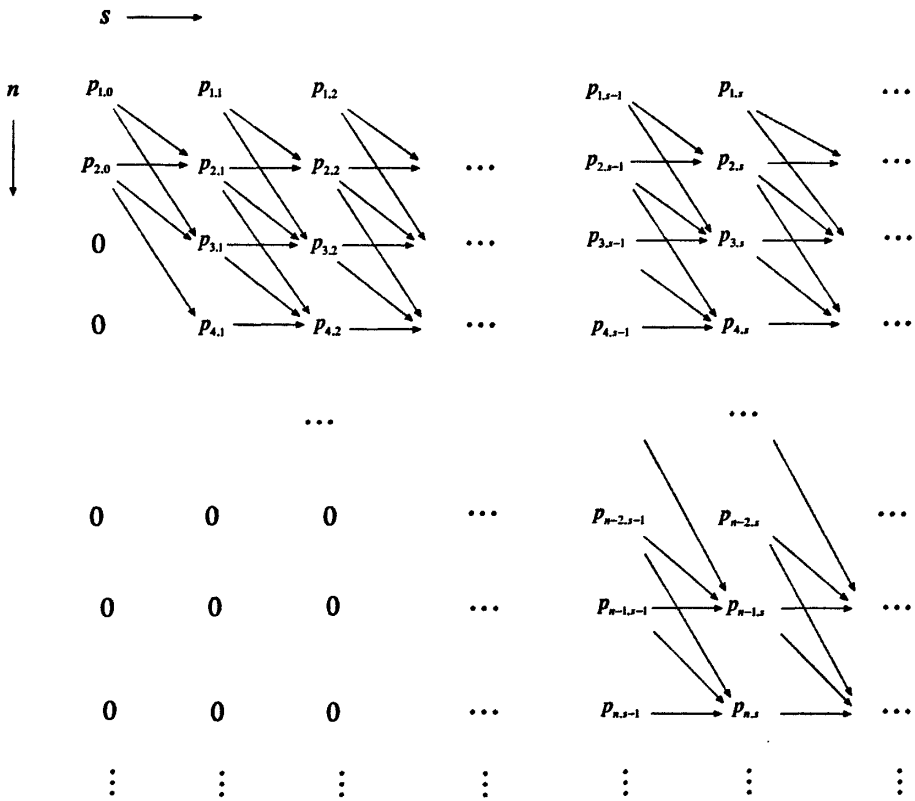


图 2.11: 首达概率递归关系图示

图2.11刻画了首达概率关于 n, s 的递归关系，时间 s 沿水平方向延伸，竖直方向节点个数 n 单调递增。图中 $p_{n,s}$ 表示当 λ 取定时， n 个节点在 slot s 的首达概率。

关于首达概率的初始值，有如下结果：

1. $p(n, s, \lambda) = 0$, 当 $n = 0$ 或 $n > 2(s + 1)$;
2. $p(1, s, \lambda) = \lambda(1 - \lambda)^s$, ($s = 0, 1, 2, \dots$);
3. $p(1, 0, \lambda) = \lambda$, $p(2, 0, \lambda) = \lambda^2$.

以上述初始值为基础，根据图2.11及式 (2.51)，很容易得到 n, s 取任意值的首达概率。

以首达概率为基础，我们计算首达时间的期望：

$$T_{n,\lambda,2} = \sum_{s=0}^{+\infty} p(n, s, \lambda) \cdot s$$

$$\begin{aligned}
&= a_n \sum_{s=0}^{+\infty} p(n-1, s-1, \lambda) \cdot s + b_n \sum_{s=0}^{+\infty} p(n-2, s-1, \lambda) \cdot s \\
&\quad + (1 - a_n - b_n) \sum_{s=0}^{+\infty} p(n, s-1, \lambda) \cdot s \\
&= a_n \sum_{s=0}^{+\infty} p(n-1, s, \lambda) \cdot (s+1) + b_n \sum_{s=0}^{+\infty} p(n-2, s, \lambda) \cdot (s+1) \\
&\quad + (1 - a_n - b_n) \sum_{s=0}^{+\infty} p(n, s, \lambda) \cdot (s+1) \\
&= a_n T_{n-1, \lambda, 2} + b_n T_{n-2, \lambda, 2} + (1 - a_n - b_n) T_{n, \lambda, 2} + 1,
\end{aligned}$$

整理, 得:

$$T_{n, \lambda, 2} = \frac{a_n}{a_n + b_n} T_{n-1, \lambda, 2} + \frac{b_n}{a_n + b_n} T_{n-2, \lambda, 2} + \frac{1}{a_n + b_n}, \quad (2.52)$$

这里 $n \geq 3$.

当 $n = 1, 2$ 时, 初始值计算如下:

$$T_{1, \lambda, 2} = \frac{1}{\lambda}, \quad (2.53)$$

$$\begin{aligned}
T_{2, \lambda, 2} &= \sum_{s=0}^{+\infty} \left[(1-\lambda)^{2s} \cdot \lambda^2 + \sum_{k=0}^{s-1} (1-\lambda)^{2k} \cdot 2\lambda \cdot (1-\lambda)^{s-1-k} \cdot \lambda \right] \cdot s \\
&= \sum_{s=0}^{+\infty} [2\lambda(1-\lambda)^{s-1} - \lambda(1+\lambda)(1-\lambda)^{2s-1}] \cdot s \\
&= \frac{2\lambda}{1-\lambda} \sum_{s=1}^{+\infty} (1-\lambda)^s \cdot s + \frac{\lambda(1+\lambda)}{1-\lambda} \sum_{s=1}^{+\infty} (1-\lambda)^{2s} \cdot s \\
&= \frac{(\lambda-1)(\lambda-3)}{\lambda(2-\lambda)}. \quad (2.54)
\end{aligned}$$

于是 $T_{n, \lambda, 2}$ 可由式 (2.52)、(2.53) 及 (2.54) 得到。

图2.12 是 $\kappa = 2$ 情形下首达时间期望的理论值与仿真结果比较, 仿真结果与理论值十分吻合, 说明我们对MPR系统下首达时间的分析及得到的结果是正确的。

图2.13, 2.14是 $\kappa = 2, 3$ 条件下首达时间随节点发包概率变化的曲线族, 每条曲线右上角标注的数字为节点个数, 曲线底部的点为最小值点, 从最小值点的变化可以看出最短首达时间和最优发包概率随发节点个数变化的趋势。

2.5.2 能耗的模型及分析

根据MPR模型下首达时间的分析的结果, 我们对完全发包过程的能耗进行分析。与冲突信道下能耗分析相同, 这里能耗模型仍然是建立在所有节点执行一次数据发送过程的能耗相同的假设下,

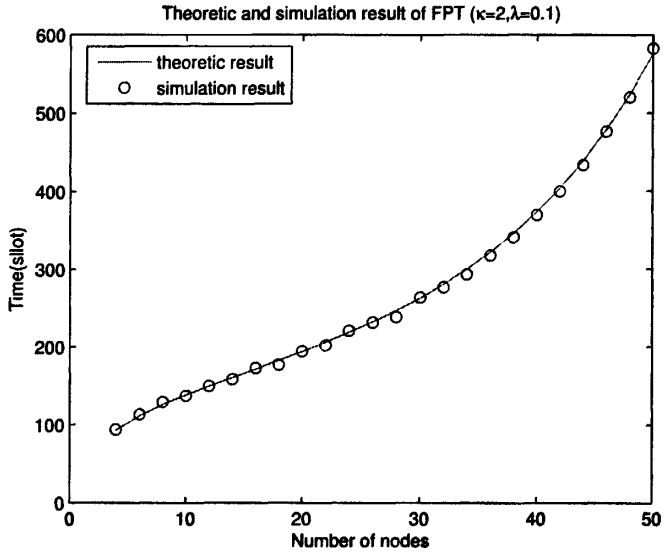


图 2.12: 首达过程时间期望的理论值与仿真值比较。这里 $\kappa = 2$, $\lambda = 0.1$, 节点个数由4变化到50

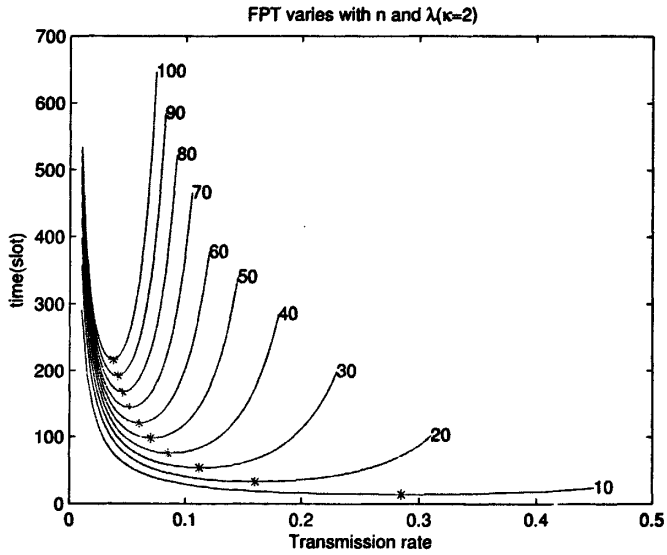


图 2.13: 首达时间随节点发包概率变化曲线族 ($\kappa = 2$)

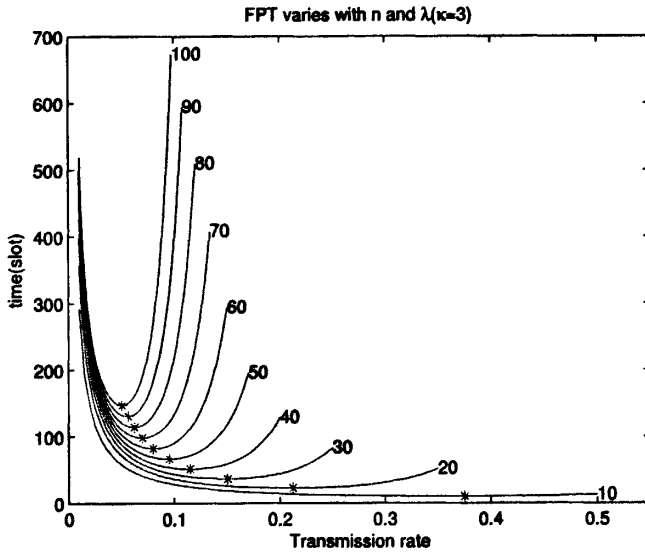


图 2.14: 首达时间随节点发包概率变化曲线族 ($\kappa = 3$)

计算的能耗仍然是所有发包节点在整个完全发包过程中的能耗的和。

设网络中有 n 个节点被激活后发包，信道接收能力为 $\kappa = 2$ ，各节点各自以概率 λ 在任一时刻发包，这里记首达过程的能耗为 $E_{n,\lambda,2}$ 。与首达时间的分析方法类似，我们把首达过程分段并得到能耗关于节点个数 n 的递归关系。

从计时起点起，将整个完全发包过程分为两个阶段，第一阶段为 $slot\ 0$ ，从 $slot\ 1$ 开始到过程结束为第二阶段。则整个过程的总能耗分为 3 部分：

1. 所有节点在 $slot\ 0$ 的能耗；
2. 未发包节点在第二阶段的能耗；
3. 已经成功发包的节点在第二阶段休眠的能耗。

根据 $slot\ 0$ 成功发包的节点个数，分别计算首达过程能耗：

- 1 个节点在 $slot\ 0$ 成功发包： $slot\ 0$ ，1 个节点发包，其余 $n - 1$ 个节点处于空闲状态，能耗为：

$$\varepsilon_t + (n - 1)\varepsilon_i$$

未发包节点和已经成功发包的节点的能耗分别为： $E_{n-1,\lambda,2}$ 和 $T_{n-1,\lambda,2} \cdot \varepsilon_s$ ，能耗总和为：

$$\omega_1 = \varepsilon_t + (n - 1)\varepsilon_i + E_{n-1,\lambda,2} + T_{n-1,\lambda,2} \cdot \varepsilon_s; \tag{2.56}$$

- 2个节点在slot 0成功发包：类似的可得到能耗总和为：

$$\omega_2 = 2\varepsilon_t + (n-2)\varepsilon_i + E_{n-2,\lambda,2} + T_{n-2,\lambda,2} \cdot \varepsilon_s; \quad (2.57)$$

- slot 0没有节点成功发包：一个时隙没有节点成功发包意味着所有节点都不发包或多于3个节点发包，其能耗平均为：

$$\varpi_0 = \frac{(1-\lambda)^n}{1-a_n-b_n} \cdot n\varepsilon_i + \sum_{k=3}^n \frac{\binom{n}{k}}{1-a_n-b_n} \lambda^k (1-\lambda)^{n-k} (k\varepsilon_t + (n-k)\varepsilon_i), \quad (2.58)$$

能耗总和为：

$$\omega_0 = \varpi_0 + E_{n,\lambda,2} \quad (2.59)$$

综上，MPR2系统完全发包过程能耗的递归关系可如下推得：

$$E_{n,\lambda,2} = a_n \omega_1 + b_n \omega_2 + (1-a_n-b_n)\omega_0, \quad (2.60)$$

整理得：

$$E_{n,\lambda,2} = \frac{a_n}{a_n+b_n} \omega_1 + \frac{b_n}{a_n+b_n} \omega_2 + \frac{1-a_n-b_n}{a_n+b_n} \varpi_0. \quad (2.61)$$

初始值为：

$$E_{1,\lambda,2} = \varepsilon_t + \left(\frac{1}{\lambda} - 1\right) \cdot \varepsilon_i, \quad (2.62)$$

$$E_{2,\lambda,2} = \left(\frac{1}{a_2+b_2} - 1\right) \cdot 2\varepsilon_t + \frac{b_2}{a_2+b_2} \cdot 2\varepsilon_t + \frac{a_2}{a_2+b_2} [(\varepsilon_t + \varepsilon_i + E_{1,\lambda,2}) + T_{1,\lambda,2} \cdot \varepsilon_s]. \quad (2.63)$$

由式(2.61)、(2.62)及(2.63)可得 $\kappa=2$ 时首达过程的能耗结果。

相关数值结果参考具体的物理器件参数计算，在2.7节给出。

2.6 SPR, MPR 性能对比

随着信道接收能力的提高，信道的接入效率显著提高，相应的网络各项性能也会有所提高。信道接收能力对网络性能的影响对于网络的性能分析和优化十分重要，对于网络组建过程中通信器件的选取、信号处理技术的采用亦有相当的指导意义。本节对 $\kappa=1, 2, 3$ 条件下完全发包过程的性能进行分析和对比，得到了完全发包过程的性能随信道接收能力的增强而提高的数值结果。

不同的信道接收系统下的网络性能对比需要在同等条件下进行，这里我们在网络中激活发包的节点个数相同的条件下对完全发包过程的性能进行对比。具体的对比从两方面进行：一是当首达时

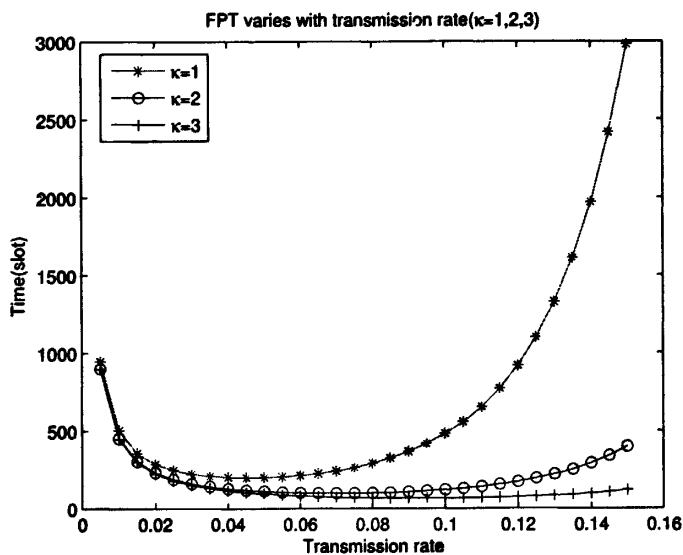


图 2.15: 首达时间随节点发送概率的变化曲线, 这里 $\kappa = 1, 2, 3$, 节点个数为 50, λ 由 0.005 变化到 0.15

间相同时相应的发包概率之间的关系, 这一点与整个过程的能耗密切相关; 另一方面对其最优性能进行了对比, 给出相关数值结果。

图 2.15 是 $\kappa = 1, 2, 3$ 时首达时间随节点发包概率变化曲线, 三条曲线比较可以看出: 当发包概率 λ 小于 $\kappa = 1$ 的最优发包概率时, 对应相同的首达时间, 发包概率随 κ 的增大而减小; 反之, 当首达时间相同时, 对应的节点发包概率随信道接收能力的增强递增。

图 2.16、2.17 分别是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最短首达时间和最优发包概率随节点个数变化曲线, 显然随节点个数增加, $\kappa = 1, 2, 3$ 的最短首达时间都近似呈线性增长, 且随信道接收能力的递增, 最短首达时间递减, 最优发包概率递增。

图 2.18, 图 2.19 是当节点个数 n 相同时 $\kappa = 2, 3$ 的最短首达时间及最优发包概率与 $\kappa = 1$ 的相应时间及概率的比值, 当 $1 \leq n \leq 1000$ 时, $\kappa = 2, 3$ 时最优首达时间分别约为 $\kappa = 1$ 时最优首达时间的 $\frac{1}{2}$ 及 $\frac{1}{3}$ 。

上述各图中 $\kappa = 3$ 的结果是根据 $\kappa = 2$ 的分析方法完全类似得到的, 具体结果这里不再赘述。

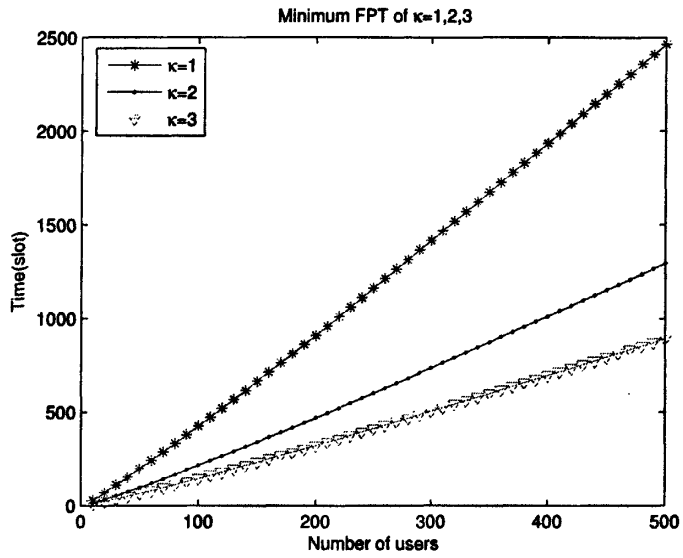


图 2.16: $\kappa = 1, 2, 3$ 的最优首达时间随节点个数变化曲线

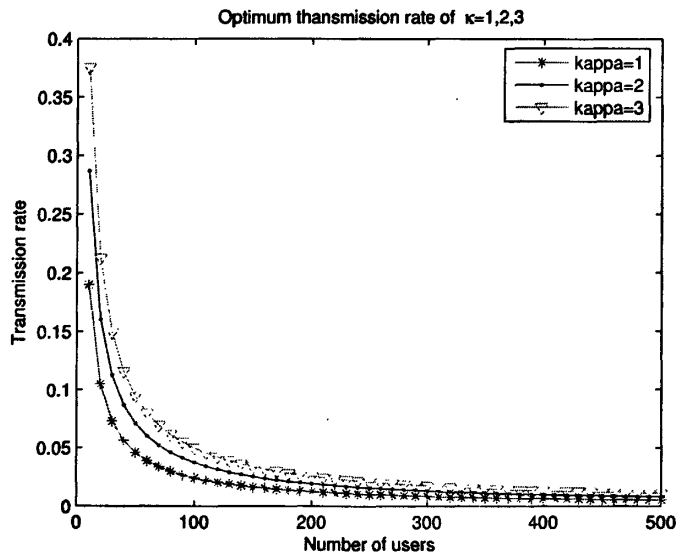


图 2.17: $\kappa = 1, 2, 3$ 的最优发包概率随节点个数变化曲线

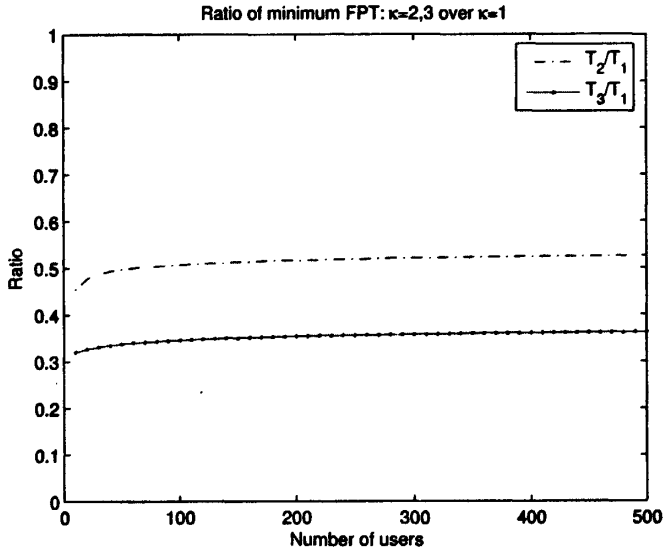


图 2.18: $\kappa = 1, 2, 3$ 的最优首达时间与 $\kappa = 1$ 的最优首达时间比值

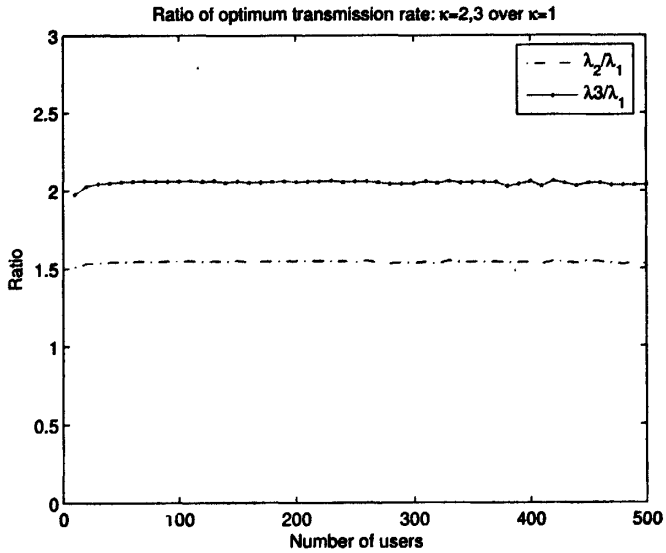


图 2.19: $\kappa = 1, 2, 3$ 的最优发包概率与 $\kappa = 1$ 的最优发包概率比值

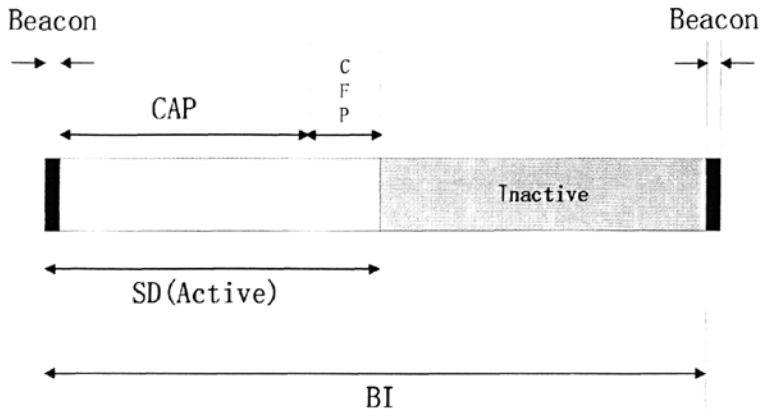


图 2.20: 超帧示例

2.7 仿真结果及分析

前面各节对首达过程在 SPR 和 MPR 信道接收系统下各项性能建立模型，进行了理论分析。本节参考实际的物理器件参数对完全发包过程进行仿真，作为对理论模型的检验和补充。

本节首先通过仿真对 ALOHA，IEEE 802.15.4 在首达过程中的性能进行了对比，接着仿真了 SPR。MPR 系统下完全发包过程的运行，根据实际的物理器件参数计算了能耗并比较了能耗的理论结果和仿真结果以及不同信道接收系统下的能耗等。

2.7.1 ALOHA，IEEE 802.15.4 的首达过程分析

IEEE 802.15.4 标准是迄今工业界广泛采用的传感器网络执行标准，为评估 ALOHA 接入算法在完全发包过程中的性能，我们通过仿真在完全发包过程中运行了 ALOHA 和 IEEE 802.15.4 标准，对仿真结果进行了对比。

2.7.1.1 IEEE 802.15.4 标准简介

IEEE 802.15.4 标准[111]是 IEEE 计算机协会局域网/城域网标准委员会 (LAN/MAN Standard Committee) 2003 年提出的低数据率无线个域网 (Low-Rate Wireless Personal Area Networks) 物理层和媒质接入层标准。传感器网络高密度、分布式、低能耗等特点使得其采用这一标准成为自然的选择，IEEE 802.15.4 标准的提出是无线传感器网络工业化的一个里程碑[95]。

IEEE 802.15.4 标准定义了无线个域网中使用低数据率，低功耗，和低复杂度，近距离无线射频传输进行通信的通信设备间相互联络的通用的协议。该协议支持星形网络，点对点网络。媒体接

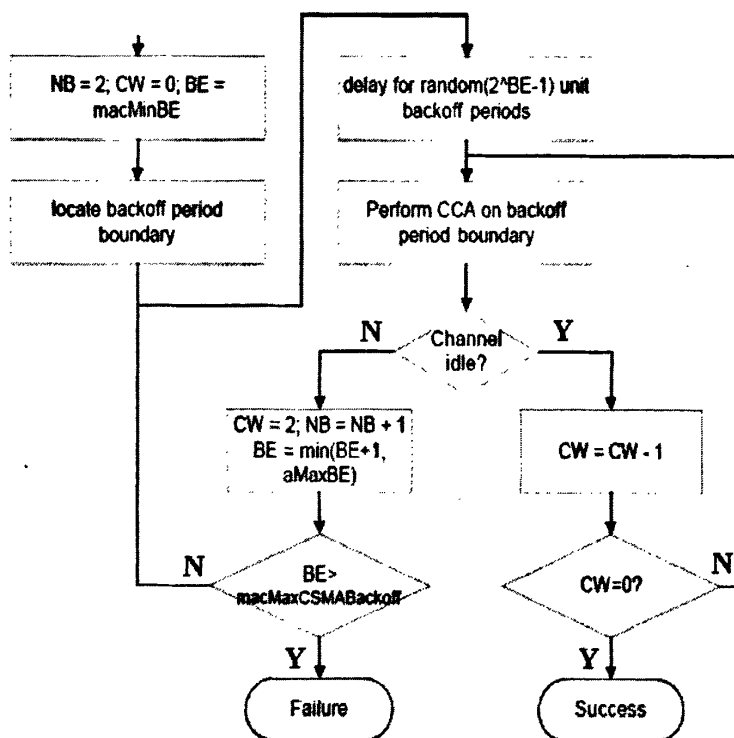


图 2.21: Slotted CSMA流程图[111]

入层是基于碰撞的，采用结合碰撞规避机制的载波侦听（CSMA/CA）算法。协议同时提供了可选项：超帧结构。在超帧结构中，个域网的协调节点（可以是群首，基站等）把各时隙分配给各网络设备，从而达到减少碰撞的目的。与高性能网络的联系通过个域网的协调节点进行。该标准的物理层协议规定了两种物理层频段标准：868/915 MHz 直接序列扩频（Direct Sequence Spread Spectrum DSSS）物理层及2450 MHz DSSS 物理层。2450 MHz DSSS 物理层支持空中250 kb/s数据率，868/915 MHz 物理层支持空中20 kb/s 和40 kb/s数据率。实际应用中物理层的选择依赖于当地规则和用户的偏爱。

我们的仿真主要是针对IEEE 802.15.4标准的介质接入层进行的，因此，对介质接入层简要介绍如下：

2.7.1.2 IEEE 802.15.4标准的介质接入层简介

IEEE802.15.4标准的介质接入层协议包括两部分主要内容：超帧结构和CSMA/CA接入算法，分别介绍如下：

所谓超帧结构，就是由协调节点（coordinator）通过发送烽火帧（beacon frame）将时间划分为等长的时间段，每一段称为一个超帧。每个超帧又分为活跃部分和非活跃部分，在活跃部分，各节点与协调节点通信，发送数据；非活跃部分，各节点保持在低功耗的休眠状态。图2.20 是超帧结构的一个示例，图中参数见表2.1。超帧结构在802.15.4标准中是一个可选项，用户可根据具体需要选择采用或不采用。

注：表2.1中 $BO = 15$ 表示协调节点不发送信标帧，直到被要求这样做； $SO = 15$ 表示在协调节点发送信标帧后整个超帧保持非活跃状态。

每一个长度为 SD 的超帧被划分为16个等长的时隙。整个 BI 被分为活跃期和非活跃期，活跃期的长度就是超帧的长度。每个超帧又被分为CAP（Contention Access Period）竞争接入阶段和CFP（Contention Free Period）无竞争阶段，在竞争接入阶段，各发包节点用CSMA/CA算法接入；无竞争阶段是留给有特殊优先级的节点发送数据的。

CSMA/CA退避算法，即带冲突避免的载波侦听接入算法，其基本过程为：每个发包节点在发包之前先随机退避一段时间，即等待一段时间，退避时间结束后，侦听信道中是否有节点发包（CCA），若有则继续退避，且退避指数加1，否则再次CCA，确定信道空闲后发包。其中 $macMinBE \leq BE \leq aMaxBE$ ，若退避次数 $NB > macMaxCSMABackoffs$ 则认为发送失败，停止发送该数据包。具体流程如图2.21。相关的参数见表2.1：

2.7.1.3 仿真结果对比

我们仿真了IEEE 802.15.4标准的MAC层和Slotted ALOHA协议在首达过程中的运行。在IEEE 802.15.4的介质接入层选择了带有超帧结构（Superframe Structure）的CSMA/CA退避算法，仿真中，超帧的非活跃期置为0，无竞争阶段长度也置为0。能耗参数选择了CC2420芯片。这样，在节点个数，发包距离，数据包长度，能耗参数等条件完全一致的情况下，仿真了首达过程在Slotted ALOHA和IEEE 802.15.4的接入层协议下的运行过程。协议执行过程中，数据包长度为60bytes，节点发包距离为50m，Slotted ALOHA的时隙长度为4.8ms，能耗参数参考表2.2。

仿真结果对比如表2.3，表中 n 为参与发包节点个数， T_{ALOHA} ， $T_{802.15.4}$ 分别为两种协议下的首达时间， E_{ALOHA} ， $E_{802.15.4}$ 为相应的能耗。结果表明：在两种协议时间消耗大致相等情形下，随着发包节点个数的增加，ALOHA在能耗方面的优势越来越明显。说明在首达过程中，Slotted ALOHA接入算法是完全可行的。

2.7.2 SPR、MPR信道模型首达过程能耗的仿真结果

本节我们参考实际的能耗参数，仿真SPR、MPR系统有反馈Slotted ALOHA协议下完全发包过

表 2.1: IEEE 802.15.4 相关参数一览表

名称	类型	取值	描述	默认值
BO(macBeacon Order)	整型	0 - 14	烽火帧阶数	15
SO(macSuper FrameOrder)	整型	0 - 14 ($0 \leq SO \leq BO \leq 14$)	一个烽火帧内保持激活状态的超帧的长度	15
BI(Beacon Interval)	整型	BI = aBaseSuperframe Duration* 2^{BO} symbols	两次烽火帧间间隔	BI = aBase SuperframeDuration * 2^{BO} symbols
SD(Superframe Duration)	整型	aBaseSuper frameDuration * 2^{SO} symbols	超帧长度	aBaseSuper frameDuration * 2^{15}
macMaxCSMA Backoffs	整型	0 - 5	CSMA算法在宣布接入失败之前尝试退避的最大次数	4
macMinBE	整型	0 - 3	CSMA退避指数的最小值	3
aMaxBE	整型	5	CSMA退避指数的最大值	5
BE(Backoff Exponent)	整型	0 - aMaxBE	退避指数, 各节点退避时间在 $0 - 2^{BE}$ 之间取值	
NB(Number of Backoff)	整型		CSMA-CA算法在发送之前退避次数	尝试发送前初始值为0
CCA(Clear Channel Assessment)			CSMA-CA算法退避窗口值, 为退避结束发送之前须评估信道行为	
CW(Contention Window)	整型	0 - 2	CSMA-CA算法退避窗口值, 为退避结束发送之前须CCA的次数	初始值为2

表 2.2: CC2420 芯片能耗参数

名称	描述	取值
ϵ_s	节点休眠状态单位时间的能耗	144nw
ϵ_i	节点空闲状态单位时间的能耗	712 μ w
ϵ_t	节点发送状态单位时间的能耗	0dBm
ϵ_r	节点接收状态单位时间的能耗	35.28mw
ϵ_{s-i}	节点由休眠状态转到空闲状态的能耗	691pJ
ϵ_{i-t}	节点由空闲状态转到发送状态的能耗	6.63 μ J
ϵ_{i-r}	节点由空闲状态转到接收状态的能耗	6.63 μ J
ϵ_{txd}	节点发送1bit数据到1米远处的能耗	7.6e - 6 μ J/bit · m ²

表 2.3: 首达过程在IEEE 802.15.4 和Slotted ALOHA($\kappa = 1$)下性能对比

	$n = 10$	$n = 20$	$n = 30$	$n = 40$	$n = 50$
$T_{ALOHA}(ms)$	151.44	335.47	555.79	800.64	1069.40
$T_{802.15.4}(ms)$	135.84	300.86	556.03	822.38	1107.00
$E_{ALOHA}(\mu J)$	2958.2	7935	19783	13084	16012
$E_{802.15.4}(\mu J)$	2949.6	9841.1	23146	44053	69295

程, 对能耗的理论模型进行检验, 同时, 给出完全发包过程的时间和能耗关系。

本节在能耗计算和仿真过程中的能耗参数参考表2.2。

2.7.2.1 SPR模型的仿真结果

图2.22为事件触发过程总能耗随发包概率变化曲线, 容易看出, 能耗有一个最小值点, 但与首达时间不一定在同一个发包概率下达到最小。这是由于能耗不仅依赖于发包概率和节点个数, 而且依赖于器件能耗参数。

图2.23是 $\kappa = 1$, $n = 50$ 条件下事件触发过程完成时间与能耗间关系, 曲线上每一个点的纵、横坐标对应着一个发包概率下的能耗均值和时间均值, 相邻的两个发包概率相差0.005。观察该曲线可以发现: 整个曲线分为两支, 取定一个时间点对应两个能耗值, 与图2.6对比知其分别对应着 $\hat{\lambda}(n)$ 左右两边的两个发包概率; 下半支曲线从右到左对应发包概率 λ 由趋近于0单调递增直到 $\hat{\lambda}(n)$, 同时时间单调递减, 能耗单调递减, 能耗先达到极小后 λ 继续增大, 接着时间达到极小然后开始缓慢上升。图2.24是图2.23接近时间及能耗极小点的局部放大图, 显然时间和能耗达到极小时对应的 λ 较为接近, 图中对应的 λ 仅仅相差0.03, 意味着在时间达到极小时, 能耗亦接近极小; 越过时间极小点后, 曲线进入其上支, 对应着发包概率从 $\hat{\lambda}(n)$ 起单调递增, 能耗和时间同时单调递增。在 $\hat{\lambda}(n)$ 附近, 曲线上的点较为密集, 说明当 λ 变化时, 时间和能耗变化较慢; 同时下半支曲线随 λ 的变化, 能

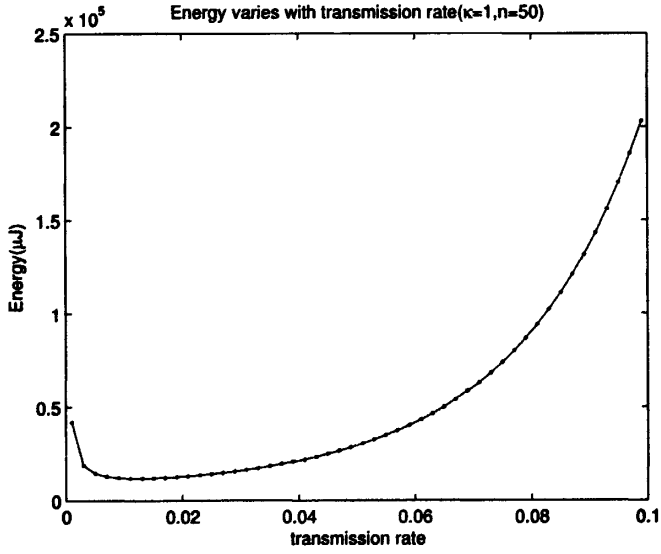


图 2.22: 首达过程总能耗随发包概率变化曲线($\kappa = 1, n = 50$)

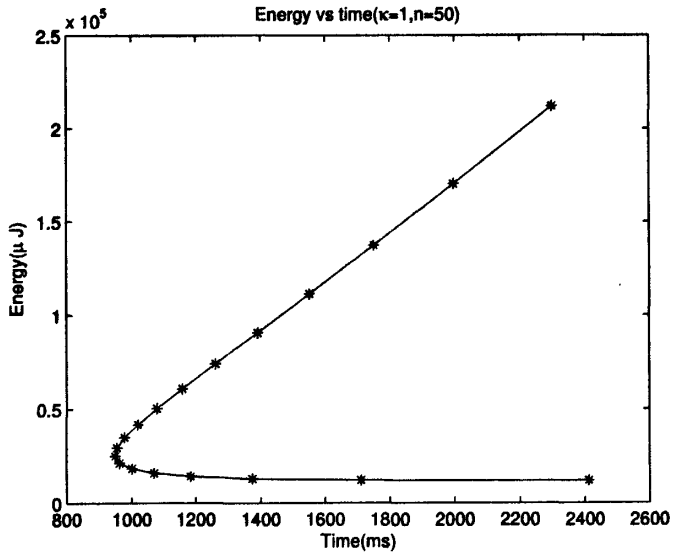


图 2.23: 首达过程时间与能耗关系($\kappa = 1, n = 50$)

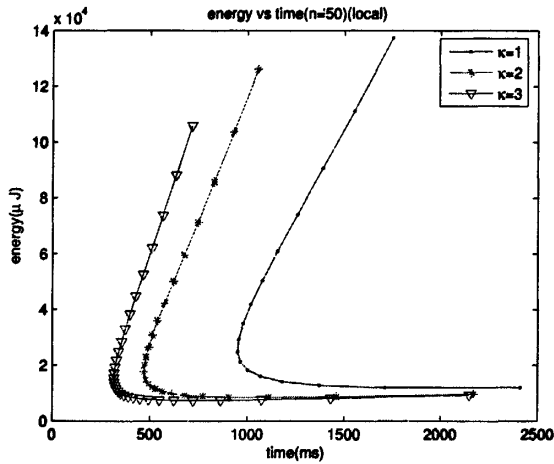


图 2.24: 首达过程时间与能耗关系($\kappa = 1, n = 50$)(局部)

耗变化缓慢，因此当 $\lambda < \hat{\lambda}(n)$ 时，能耗相对稳定；当发包概率在 $\hat{\lambda}(n)$ 附近变化时，时间和能耗变化较慢；随着发包概率的继续增大，时间和能耗的变化呈明显加快趋势，网络性能稳定性大大降低。因此，在传感器网络的事件触发过程中，为保持网络性能的稳定性和实现时延、能耗的优化，应保持发包概率在 $\hat{\lambda}(n)$ 附近变化。

2.7.2.2 MPR模型的仿真结果

本节给出了MPR模型的仿真结果，并对 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下完全发包过程的能耗进行了比较，指出了不同信道模型在何种条件下在能耗方面占有优势。

图2.25是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下完全发包过程总能耗随首达时间变化的曲线。同图2.23的分析，每条曲线亦分为两枝，分别对应节点发包概率在其相应的时间最优发包概率 λ_{opt} 左边及右边时的时间与能耗。

图2.26是图2.25在时间极小附近的局部，对图中曲线的分析有如下结果：

- 在发包概率小于 $\kappa = 1$ 的时间最优发包概率时，三条曲线十分接近，即在发包概率较小时，相同的首达时间对应的能耗随系统接收能力的增强并无太大变化，这是由于当节点发包概率较小时，信道中数据包较稀疏，MPR系统的多包接收效应没有表现出来；
- 当发包概率大于 $\kappa = 3$ 的时间最优发包概率时，对应相同的首达时间，随系统接收能力的增强能耗反而增大，这是由于当首达时间相同时，相应的发包概率随 κ 的增大而增大（参见图2.15），因而各节点发包次数随 κ 的增大而增大，能耗随之增大；

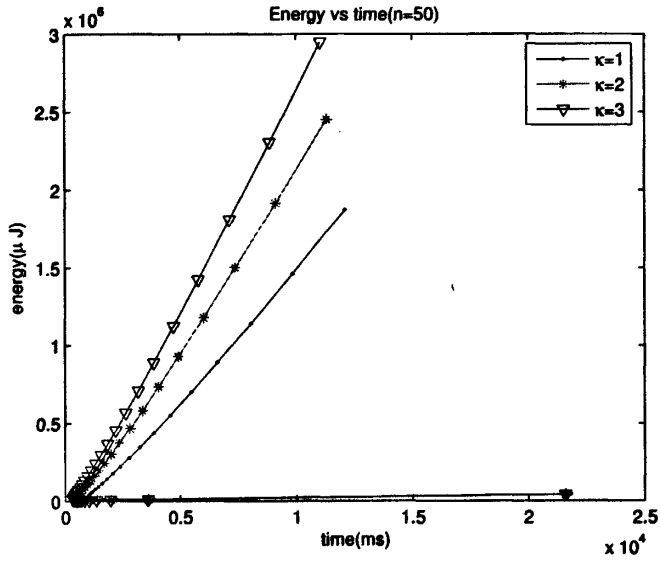


图 2.25: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下事件触发过程总能耗随首达时间变化的曲线, 这里节点个数为50,

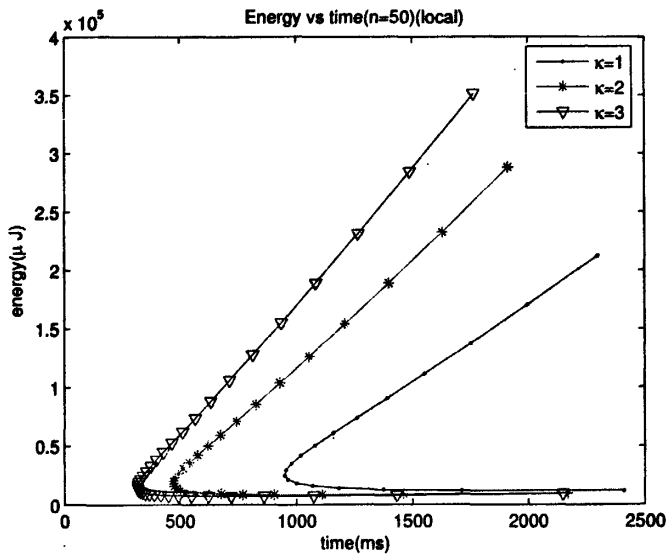


图 2.26: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下事件触发过程总能耗随首达时间变化的曲线局部, 这里节点个数为50,

表 2.4: $\kappa = 1, 2, 3$ 情形完全发包过程完成时间、能耗对比 (时间最优)

	$\kappa = 1$	$\kappa = 2$	$\kappa = 3$
$T_{min}(ms, n = 50)$	948.95	471.04	315.37
$Energy(\mu J, n = 50)$	2.5758e+004	1.8098e+004	1.5443e+004
λ	0.046	0.071	0.095
$T_{min}(ms, n = 100)$	2049.3	1039.5	703.24
$Energy(\mu J, n = 100)$	6.0695e+004	4.1236e+004	3.5185e+004
λ	0.012	0.021	0.05

表 2.5: $\kappa = 1, 2, 3$ 情形完全发包过程完成时间、能耗对比 (能耗最优)

	$\kappa = 1$	$\kappa = 2$	$\kappa = 3$
$Time(ms, n = 50)$	2.0590e+003	1.0615e+003	698.6745
$E_{min}(\mu J, n = 50)$	1.1855e+004	8.4434e+003	7.3937e+003
λ	0.012	0.021	0.031
$Time(ms, n = 100)$	3.6830e+003	2.0147e+003	1.3379e+003
$E_{min}(\mu J, n = 100)$	3.1079e+004	2.0456e+004	1.7112e+004
λ	0.008	0.013	0.019

- 当能耗相同时, 对应的首达时间随 κ 的增大而显著减小, 表明随着信道接收能力的增强, 首达过程的在时间方面性能显著增强;
- 当 $\kappa = 1, 2, 3$ 的首达时间都达到最小时, 对应的能耗随着信道接收能力的增强是递减的, 但减少的幅度并不是很大。

表2.4, 2.5分别是 $n = 50, 100$ 时, 时间, 能耗达到最优的条件下 $\kappa = 1, 2, 3$ 的数值结果对比。容易看出, $\kappa = 2, 3$ 时首达时间的最优值分别大约是 $\kappa = 1$ 时的 $\frac{1}{2}$ 和 $\frac{1}{3}$, 同时其能耗亦随 κ 的增大而减小, 但减小的幅度比时间要小; 在能耗达到最优时, 总能耗和首达时间同样随 κ 的增加而减小。

综上, 信道接收能力的增强对事件触发过程完成的时间有较大的影响, 可以大大缩短首达时间, 但在能耗方面的优势并不明显。

2.8 本章小结

本章我们研究了随机接入算法在传感器网络事件触发数据传输中的性能, 分别就SPR及MPR信道模型进行了讨论。

对于 SPR 模型, 我们建立了首达过程的概率模型, 对首达时间进行概率分析, 并给出首达时间的最优解和相应的最优接入策略, 从而完整地解决了完全发包过程在 SPR 模型下的性能分析和优化问题。我们的结果表明: 在 SPR 模型下, 当被触发的节点总数为 n 时, 若各节点采用最优发包概率

$\frac{\sqrt{\ln n}}{n}$, 则首达时间随 n 的增长近似呈线性增长, 说明 Slotted ALOHA 接入算法在传感器网络, 尤其是高密度传感器网络中效率较高。在时间结果的基础上我们对完全发包过程能耗进行了分析, 结果表明: 当发包概率在 $\frac{\sqrt{\ln n}}{n}$ 附近变化时, 能耗变化较慢, 网络性能较为稳定。

MPR模型完全发包过程的性能分析的复杂度远远高于 SPR模型, 我们通过深入分析 MPR 模型下完全发包过程的运行机制, 用递归的方法对首达时间进行了概率分析, 同时, 用递归的方法建立了完全发包过程的能耗的概率模型, 并得到了时间和能耗的期望的递归算法。

对 SPR、MPR模型完全发包过程的对比表明: 当网络中激活节点的个数一定时, 信道接收能力的增强对首达时间有较大的影响, 数值结果显示: 当 $\kappa = 2, 3$ 时, 首达时间的最优值分别大约是 $\kappa = 1$ 时首达时间最优值 $\frac{1}{2}$ 和 $\frac{1}{3}$ 。但能耗的分析、比较得到的结论并不完全相同: 随着 κ 的增大, 最优能耗有减少的趋势, 但减少的幅度远不如时间大; 当节点发包概率较大时, 对应相同的首达时间, 随着 κ 的增大, 能耗反而增加; 同时, 当能耗相同时, 首达时间随 κ 的增大显著减小。

为评估 Slotted ALOHA协议的有效性, 我们对完全发包过程在 Slotted ALOHA和 IEEE 802.15.4 标准的 MAC协议下的运行过程进行仿真, 结果表明, 在首达时间相同的条件下, Slotted ALOHA在能耗方面有较大优势, 且这种优势随参与发包节点个数的增加呈扩大趋势, 这一结果说明Slotted ALOHA 在传感器网络的实际应用中是完全可行的。

第三章 无反馈情形的首达过程分析

在传感器网络的数据传输过程中,无反馈数据传输在一些应用场合被采纳,如:军事侦察、敌军追踪传感器网络,公共交通传感器网络,生态系统监控的野生动物跟踪传感器网络等,近年来广泛应用在自动识别领域的射频识别(RFID)通常也采用无反馈数据传输。无反馈传感器网络的介质接入层通常采用无反馈接入协议,其主要特点是各节点发送数据后接收节点不发送反馈信息,我们称这类传感器网络为无反馈自动监控传感器网络。由于应用的需要,无反馈自动监控传感器网络常常采用事件触发数据传输模式,本章研究随机接入算法在无反馈传感器网络事件触发数据传输中的性能,我们同样对事件触发过程建立首达过程的模型,分析首达时间的概率结构,并以此为基础研究能耗。本章的研究内容主要包括 SPR、MPR 信道模型下 Slotted ALOHA 和 SPR 信道模型下 Slotted CSMA 在事件触发过程中的性能,首达时间和能耗仍然是研究关注的主要性能指标。

3.1 本章符号

- $q_{n,\lambda,r}$ $\kappa = r$, 网络中有 n 个节点依 Slotted ALOHA 协议发包, 发包概率为 λ , 任一时刻有一次成功发包的概率;
- $q_{n,\lambda}$ $q_{n,\lambda,1}$ 的简写;
- $T_s(n, \lambda, m)$ $\kappa = 1$, 在网络中有 n 个节点依无反馈 Slotted ALOHA 协议发包, 任一时刻发包概率为 λ , 网络中已经有 m 个节点成功发包的条件下, 一次有效成功发包消耗的时间;
- $p(n, s, \lambda)$ n 个节点依无反馈 Slotted ALOHA 协议发包, 发包概率为 λ , 在 slot s , n 个节点刚好全部成功发包的概率, 即首达概率;
- $T_{n,\lambda,r}$ $\kappa = r$, n 个节点依无反馈 Slotted ALOHA 协议发包, 发包概率为 λ 的遍历发包时间;
- $\hat{T}(n)$ $T_{n,\lambda,1}$ 期望的最小值;
- $\hat{\lambda}(n)$ 对应 $\hat{T}(n)$ 的最优发包概率;
- $T_{n,\lambda,cs}$ n 个节点在无反馈 CSMA 接入算法下的遍历发包时间均值;
- $\hat{\lambda}_{cs}(n)$ 使得 $T_{n,\lambda,cs}$ 达到最优的 λ ;
- ϵ_t 节点执行一次发送过程的能耗;
- ϵ_i 节点空闲状态一个 slot 的能耗;
- ϵ_s 节点休眠状态一个 slot 的能耗;

ε_{cs}	节点执行一次侦听过程的能耗;
$E_{n,\lambda,r}$	$\kappa = r$, n 个节点在无反馈 Slotted ALOHA 协议下发包, 遍历发包过程能耗的均值;
$E_{n,\lambda,r}$	n 个节点在无反馈 CSMA 协议下发包, 遍历发包过程能耗的均值;
τ	无反馈发包过程的终止时间。

3.2 ALOHA 接入算法下事件触发过程的结果

本节对事件触发过程建立首达过程的模型, 给出首达时间的概率分析。

3.2.1 模型描述

与 2.3 节模型类似, N 个节点围绕一个中心节点 (如: 基站) 散布在网络探测区域内, 现有 n 个节点在特定事件发生时被激活, 各节点将自己探测到的信息根据事先约定好的格式打成一个数据包并发送给中心节点。这里假设网络中有同步的时钟 (如: 中心节点可以负责发送同步时间信息), 且信道在时间上被划分为等长的时隙, 其长度不少于传感器节点状态转换时间和发送一个数据包所需时间之和, 各发包节点依无反馈 Slotted ALOHA 协议发送数据。不失一般性, 我们假设: 所有发包节点各自独立地根据 Bernoulli 过程随机地发送数据包, 即发包节点在每个时隙的起始点以事先确定的概率发送数据, 直到一个事先约定的时间停止发包, 这一时间是所有 n 个激活节点以较大的概率至少成功发包一次的时间。每个数据包包含探测消息及该节点的 ID 信息, 当中心节点成功收到一个节点的消息时并不发送反馈信息。

由于是无反馈数据传输, 因此各节点在成功发包后并不能收到反馈信息, 会继续依 Slotted ALOHA 协议发包, 我们关注的是中心节点首次收集到所有激活节点的消息的过程, 即从事件发生起, 所有激活节点至少一次成功发包的过程。实际上, 到这一过程结束, n 个节点中至少有一个节点仅仅成功发包一次, 我们把这一过程称为“遍历发包过程”。在遍历发包过程中, 以成功发包的不同节点数作为状态变量, 则遍历发包过程完成实际上就是状态变量首次达到临界值 n , 因此, 这一过程同样可以被看成一个首达过程。

在整个遍历发包过程中, 网络中处于激活状态的发包节点数目始终为 n 。随着发包过程的进行, 网络中不断有数据包成功发送, 其中有些数据包是由同一个节点重复发送的。显然对于中心节点而言, 来自不同节点的数据包才是有效的。在我们对于遍历发包过程的研究中, 每一次有效的成功发送需要的时间是一个十分重要的量, 这一时间的概率模型的分析与有反馈数据传输中的“一次成功发送的时间”十分近似, 所不同的是这里并不是每一次成功发包都是“有效的”, 具体分析如下:

- 当网络中已经有 m 个不同的节点成功发包时，尽管发包节点的个数仍然为 n ，发送有效数据的节点实际上只有 $n - m$ 个，由于各节点的发包行为相互独立且完全相同，因此，一次成功发送发出的数据包是有效数据包的概率为 $\frac{n-m}{n}$ 。所以，平均意义上，在已有 m 个不同的节点成功发送的条件下，“一次有效的成功发送需要的时间”是网络中有 n 个节点发包的条件下一次成功发送的时间的 $\frac{n}{n-m}$ 倍。

关于一次有效的成功发送的时间，有如下定理：

定理 3.1 (一次有效的成功发送时间)： 设网络中有 n 个激活节点依无反馈 Slotted ALOHA 协议在任一时隙以概率 λ 发包，现已有 m 个不同的节点成功发包，信道捕获度 $\kappa = r$ ，则一次成功的有效发送过程需要的时间的期望为：

$$\mathbb{E}[T_s(n, \lambda, m)] = \frac{n}{n-m} \cdot \frac{1}{q_{n,\lambda,r}}, \quad (3.1)$$

方差为：

$$\mathbb{D}[T_s(n, \lambda, m)] = \frac{n^2}{(n-m)^2} \cdot \frac{1 - q_{n,\lambda,r}}{q_{n,\lambda,r}^2}, \quad (3.2)$$

其中

$$q_{n,\lambda,r} = \binom{n}{1} \lambda (1-\lambda)^{n-1} + \binom{n}{2} \lambda^2 (1-\lambda)^{n-2} + \dots + \binom{n}{r} \lambda^r (1-\lambda)^{n-r}, \quad (3.3)$$

为任一时隙有一次成功发包的概率。

证明：略。

3.2.2 SPR 信道模型下的结果

本节以遍历发包过程为研究对象，用首达过程的观点建立模型，对遍历发包过程进行了概率分析。主要内容包括：对遍历发包时间进行概率分析，得到了遍历发包时间与激活节点个数 n 及节点发包概率 λ 等网络运行要素间的关系；进一步以得到的结果为基础，对遍历发包时间进行了优化并给出了最优接入策略；在时间结果的基础上，对遍历发包过程进行了能耗分析。

3.2.2.1 时间的概率分析

设网络中有 n 个节点向一个中心节点发包，信道被划分为等长的时隙，各节点按照 Slotted ALOHA 接入算法进行数据发送。节点在成功发包后收不到反馈信息，继续其发包过程，直到一个预定的时间终止发包。在上述数据发送机制下，我们讨论中心节点收到第一次，第二次， \dots ，第 n 次有效的成功发包的时间均值及方差，并给出 n 个节点遍历发包时间的概率分布函数。

首先，我们对无反馈数据传输过程进行分析，并给出遍历发包时间期望定理。

定理 3.2 (遍历发包时间期望): 设网络中有 n 个传感器节点向中心节点发送数据，信道被分为等长的时隙，各节点在任一时刻各自独立地以概率 λ 发包，经过一段预定时间后，所有节点停止发包。这里假定在所有节点停止发包前中心节点可以收到所有 n 个节点的数据。则中心节点成功收到第一个数据包的时间的期望为：

$$\mathbb{E}[T_s(n, \lambda, 0)] = \frac{1}{q_{n,\lambda}}, \quad (3.4)$$

方差为：

$$\mathbb{D}[T_s(n, \lambda, 0)] = \frac{1 - q_{n,\lambda}}{q_{n,\lambda}^2}. \quad (3.5)$$

n 个节点遍历发包时间的期望为：

$$\mathbb{E}[T_{n,\lambda,1}] = \frac{n}{q_{n,\lambda}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}, \quad (3.6)$$

方差为：

$$\mathbb{D}[T_{n,\lambda,1}] = \frac{n^2(1 - q_{n,\lambda})}{q_{n,\lambda}^2} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^2}. \quad (3.7)$$

证明：

在中心节点成功收到第一个数据包之前，网络中有 n 个节点发包，所有节点的成功发送都是有效发送，由定理3.1，中心节点成功收到第一个数据包的时间的期望为：

$$\mathbb{E}[T_s(n, \lambda, 0)] = \frac{1}{q_{n,\lambda}}, \quad (3.8)$$

方差为：

$$\mathbb{D}[T_s(n, \lambda, 0)] = \frac{1 - q_{n,\lambda}}{q_{n,\lambda}^2}. \quad (3.9)$$

现将整个遍历发包时间分为 n 个阶段，分别为：从事件发生到第一次有效成功发包为第一阶段；第一次有效成功发包结束到第二次有效成功发包为第二阶段； \dots ，第 $n-1$ 次有效成功发包结束到第 n 次有效成功发包为第 n 阶段，其中第 k 次有效成功发包阶段已经成功发包的节点数为 $k-1$ 。

遍历发包过程就是从事件发生开始到中心节点第 n 次收到有效数据包为止的过程，其间经历的时间，为 n 个阶段的时间之和，由定理3.1，该首达时间期望为：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[T_{n,\lambda,1}] &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}(T_s(n, \lambda, (k-1))) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{n}{n-k+1} \cdot \frac{1}{q_{n,\lambda}} \end{aligned}$$

$$= \frac{n}{q_{n,\lambda}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}. \quad (3.10)$$

由各节点发包过程相互独立，每一次有效成功发包亦相互独立，因此，由定理3.1，首达时间方差为：

$$\begin{aligned} \mathbb{D}[T_{n,\lambda,1}] &= \sum_{k=1}^n \mathbb{D}(T_s(n, \lambda, (k-1))) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{n^2}{(n-k+1)^2} \cdot \frac{1-q_{n,\lambda}}{q_{n,\lambda}^2} \\ &= \frac{n^2(1-q_{n,\lambda})}{q_{n,\lambda}^2} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^2} \end{aligned} \quad (3.11)$$

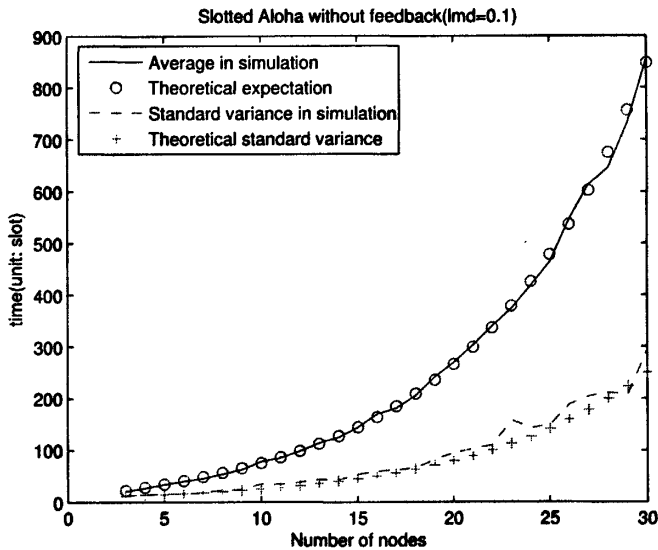


图 3.1: 无反馈Slotted ALOHA各节点遍历发包的时间均值及标准差理论值与仿真值比较，这里节点总数 $3 \leq n \leq 30$ ，发包概率 $\lambda = 0.1$

图3.1是 Slotted ALOHA 接入协议下各节点遍历发包时间均值及标准差的理论值与仿真值比较，二者十分吻合，说明我们关于Slotted ALOHA的模型分析及结果是可以接受的。

图3.2是遍历发包时间随各节点发包概率变化的曲线，这里节点总数 $n = 30$ ，发包概率 λ 由 0.005 变化到 0.1。显然时间有极小值点。

图3.3是在发包节点数目，包长等参数完全相同的条件下无反馈 Slotted ALOHA 遍历发包时间与有反馈完全发包时间对比曲线，易见，有反馈情形的首达时间始终小于无反馈情形，且二者的差

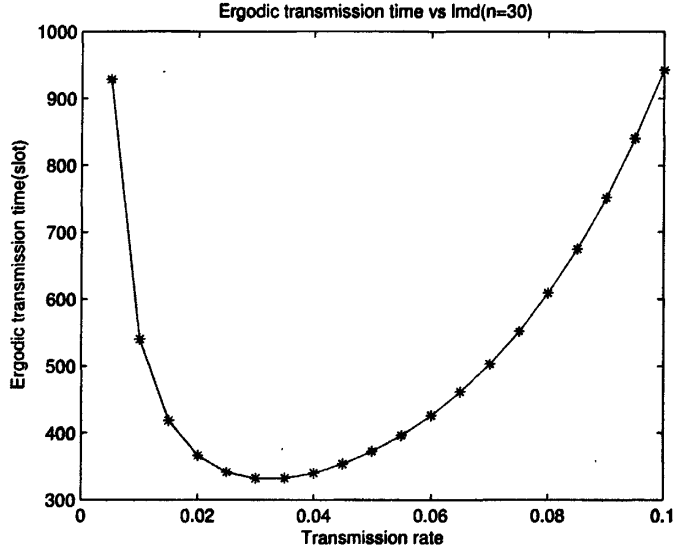


图 3.2: 无反馈Slotted ALOHA各节点遍历发包的时间均值随节点发包概率变化曲线, 这里节点总数 $n = 30$, 发包概率 λ 由 0.005 变化到 0.1

距随发包概率的增大而增大。事实上, 这一结论可直接通过无反馈及有反馈情形首达时间的解析表达式比较得到:

由本章及上一章结果, 有反馈情形首达时间为:

$$\begin{aligned}
 T_{fb} &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{q_{k,\lambda}} \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}}, \tag{3.12}
 \end{aligned}$$

无反馈情形为:

$$\begin{aligned}
 T_{nfb} &= \frac{n}{q_{n,\lambda}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{n-1}}, \tag{3.13}
 \end{aligned}$$

二者的差为:

$$\begin{aligned}
 T_{fb} - T_{nfb} &= \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{k-1}} - \frac{1}{k\lambda(1-\lambda)^{n-1}} \right) \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{k\lambda} \left(\frac{1}{(1-\lambda)^{k-1}} - \frac{1}{(1-\lambda)^{n-1}} \right) < 0
 \end{aligned}$$

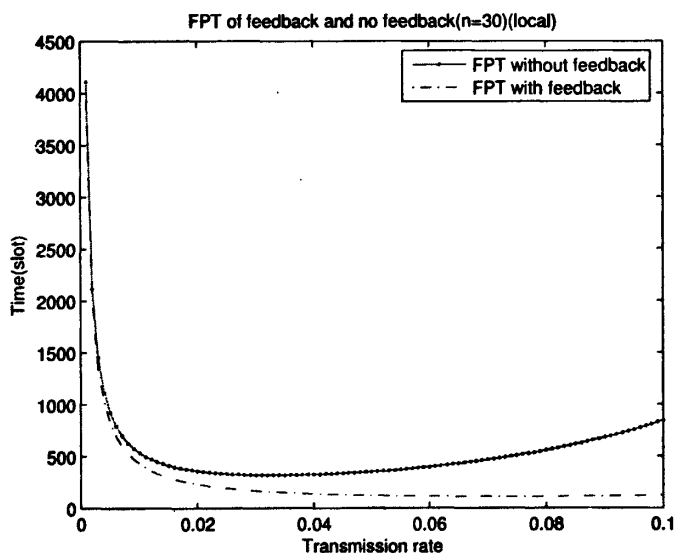


图 3.3: 无反馈Slotted ALOHA遍历发包时间与有反馈完全发包过程完成时间对比, 这里发包节点个数 $n = 30$, λ 由 0.001 变化到 0.10.

且当 n 一定时, 上述差值随 λ 的增大而增大。

由上述分析过程, 在无反馈数据传输的应用层协议中, 终止发包时间 τ 是一个十分重要的量, 直接关系到网络的能耗、数据采集的质量等性能指标。当 τ 的值太大时, 中心节点可以完整地收到所有节点的数据, 但发包时间过长会引起能耗的过度消耗; 反之, τ 太小, 能耗较少, 但会有数据丢失现象。因此, 为确定适合应用需求的恰当的终止发包时间 τ , 我们用 Poisson 过程来描述各节点在 Slotted ALOHA 协议下的发包过程, 给出所有节点遍历发包的时间的概率分布函数, 从而为终止发包时间的确定提供了理论依据。

定理 3.3 (遍历发包时间分布): 网络中有 n 个传感器节点各自独立地依无反馈 Slotted ALOHA 机制向中心节点发送数据, 则 n 个节点遍历地成功发包经历的时间 $T_{n,\lambda,1}$ 的概率分布函数为:

$$F(t) = \begin{cases} (1 - e^{-\alpha(t-n)})^n, & t \geq n \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.14)$$

概率密度函数为:

$$f(t) = \begin{cases} n\alpha e^{-\alpha(t-n)}(1 - e^{-\alpha(t-n)})^{n-1}, & t \geq n \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.15)$$

其中 $\alpha = \lambda e^{-n\lambda}$ ，时间的单位为时隙。

证明：

据[112]中论述，当 λ 较小， n 较大， $n\lambda$ 大小适中时， n 个节点各时隙各自独立地依概率 λ 发包，网络中的数据包流近似等效于均值为 $n\lambda$ 的 Poisson 过程。

在遍历发包过程中，称任一时隙有一次成功发送为事件 A ，则事件 A 意味着 Poisson 过程中一个时隙内只有一个数据包到达，发生的概率为 $n\lambda e^{-n\lambda}$ 。以事件 A 的发生为基本事件，则所有这些基本事件发生的过程构成一随机过程，是信道上原始发包过程的一个子过程，我们把事件 A 发生的过程近似看作均值为 $n\lambda e^{-n\lambda}$ 的 Poisson 过程。参与发包的节点个数为 n ，由于对称性，每个节点的成功发包过程可以看成均值为 $\lambda e^{-n\lambda}$ 的 Poisson 过程。

接下来考虑 n 个节点遍历发包的问题。设从发包过程起始点开始计时，记截至 slot t 第 i 个节点成功发包的次数为 $n_i(t)$ ， $i = 1, 2, \dots, n$ 。则事件“slot t 遍历发包过程已经完成”等价于事件“截至 slot t 所有节点至少成功发包一次”，即“ $n_i(t) \geq 1, i = 1, 2, \dots, n$ ”，这里显然 $t \geq n$ 。

由前面分析，每个节点的成功发包过程可以看成均值为 $\lambda e^{-n\lambda}$ 的 Poisson 过程，则由各节点发包的独立性，关于首达时间的分布，有：

$$\begin{aligned}
 F(t) &= Pr\{T_{n,\lambda,1} \leq t\} \\
 &= Pr\{n_i(t) \geq 1, i = 1, 2, \dots, n\} \\
 &= \prod_{i=1}^n Pr\{n_i(t) \geq 1\} \\
 &= \prod_{i=1}^n (1 - Pr\{n_i(t) < 1\}) \\
 &= (1 - e^{-\alpha(t-n)})^n
 \end{aligned}$$

其中 $\alpha = \lambda e^{-n\lambda}$ ， $t \geq n$ 。

上式对 t 求导，即得式 (3.15)。

图3.4是了无反馈 Slotted ALOHA 各节点遍历发包的时间分布的理论值与仿真结果比较，图中曲线为概率密度函数的理论结果，柱状图为仿真得到的频率。这里仿真中各节点发包过程是 Bernoulli 过程。容易看出，二者吻合得较好，意味着我们用 Poisson 过程来分析无反馈节点发包过程是可行的。

3.2.2.2 时间的优化

性能的优化是我们研究遍历发包过程的重要目标，它直接关系到传感器网络整体性能的提高。

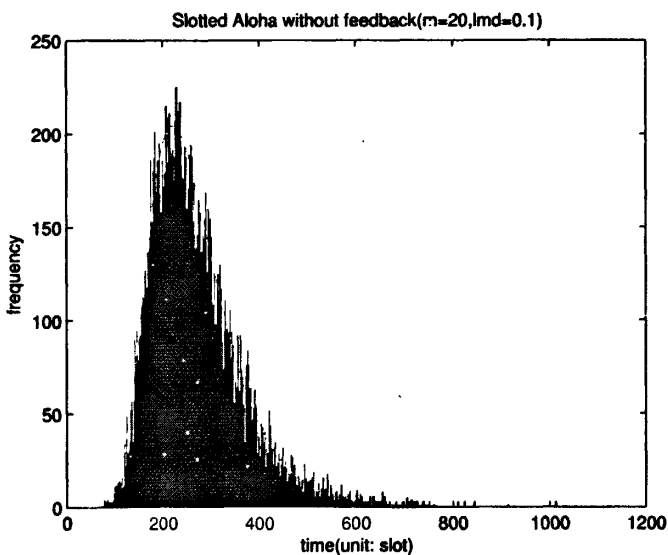


图 3.4: 无反馈Slotted ALOHA各节点遍历发包的时间分布的理论值与仿真值比较, 这里节点总数 $n = 20$, 发包概率 $\lambda = 0.1$

本节我们以遍历发包时间期望的结果为基础, 求得最短遍历发包时间和相应的最优发包策略。

从定理3.2出发, 我们有下列结果:

定理 3.4 (无反馈数据传输过程遍历发包时间期望最优值): 条件同定理3.2, 则当各节点发包概率

$$\hat{\lambda}(n) = \frac{1}{n} \tag{3.16}$$

时, 遍历发包时间达到其最小值

$$\hat{T}(n) = \frac{n-1}{(1-\frac{1}{n})^n} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \tag{3.17}$$

证明: 对式 (3.6) 求导容易得到。

图3.5是遍历发包时间期望的最小值随节点个数变化的曲线,这里发包节点个数 n 由 5 变化到 200。容易看出, $\hat{T}(n)$ 随 n 的增加接近线性增长,说明即使在无反馈 ALOHA 随机接入算法下, 当各节点选取适当的发包概率时, 随着发包节点个数的增加, 遍历发包时间也并不会急剧增长, 这种适应无线传感器网络分布式数据传输特点的随机接入算法是可行的。

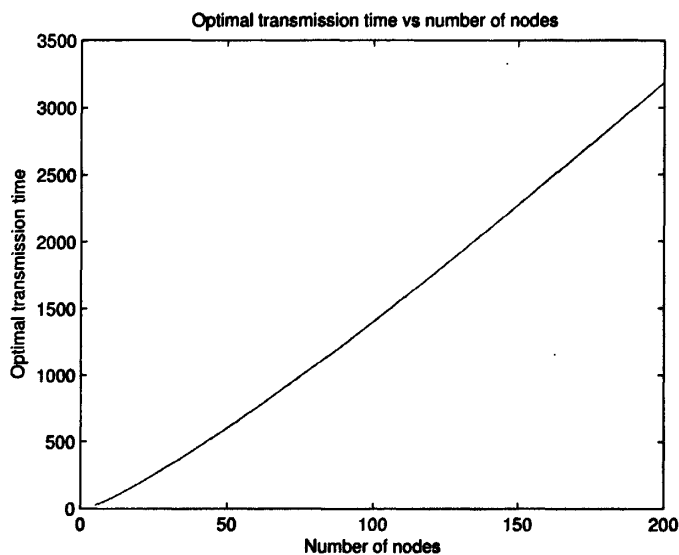


图 3.5: 无反馈 Slotted ALOHA 各节点遍历发包的时间均值最小值随节点个数变化曲线, 这里发包节点个数 n 由 5 变化到 200.

3.2.2.3 能耗模型及分析

与有反馈情形类似, 能耗也是无反馈遍历发包过程关心的主要性能指标, 其值与整个网络运行的能耗密切相关。本节分析遍历发包过程的能耗, 给出相关模型。

本节关于能耗的分析是建立在以下假设的基础上: 所有节点每一次发包的能耗完全相等, 各节点在整个遍历发包过程中任一时刻只能处于两种状态: 发包状态, 能耗为 ε_t ; 空闲状态, 能耗为 ε_i 。

我们的研究对象仍然是所有节点在整个遍历发包过程中的能耗之和。整个遍历发包过程中, 任一节点始终处于有包待发状态, 依无反馈 Slotted ALOHA 协议在任一时刻以概率 λ 发包, 以概率 $1 - \lambda$ 空闲, 因此平均意义上, 每个节点在整个遍历发包过程中的能耗为:

$$E_0(n, \lambda) = \mathbb{E}[T_{n, \lambda, 1}] \cdot (\lambda \cdot \varepsilon_t + (1 - \lambda) \cdot \varepsilon_i),$$

n 个节点的总能耗为:

$$\begin{aligned} E_{n, \lambda, 1} &= n \cdot E_0(n, \lambda) \\ &= n \cdot \mathbb{E}[T_{n, \lambda, 1}] \cdot (\lambda \cdot \varepsilon_t + (1 - \lambda) \cdot \varepsilon_i). \end{aligned} \quad (3.19)$$

数值结果参考具体的物理器件参数计算，在3.4.1节给出。

3.2.3 MPR 信道模型下的结果

与有反馈情形类似，无反馈数据发送过程同样可以在 MPR 信道模型下运行，其性能同样会提高。本节对 MPR 信道模型下遍历发包过程进行分析，采用与有反馈发包过程类似的分析方法，得到遍历发包过程的概率结构。这里以 $\kappa = 2$ 为例分析 MPR 信道模型下的遍历发包过程。

3.2.3.1 时间的概率分析

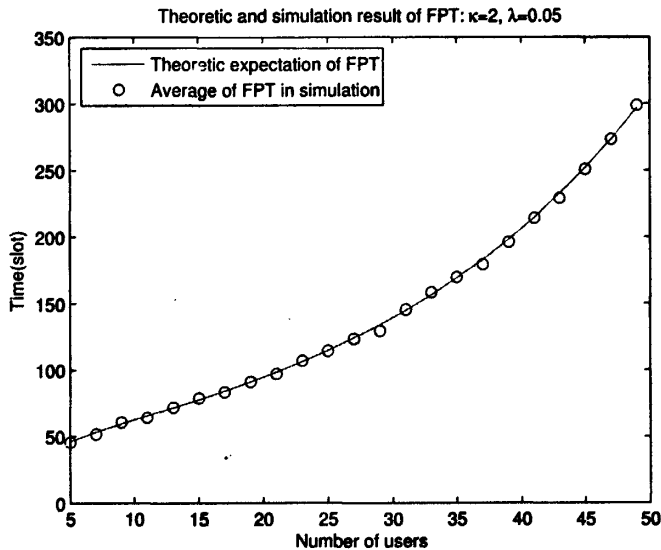


图 3.6: MPR2接收系统下无反馈Slotted ALOHA遍历发包时间理论值与仿真结果比较

无反馈遍历发包过程的突出特点是网络中一直有 n 个节点发包，且每一次成功发包有两种可能：成功发送的是有效数据包（发包节点整个过程中第一次成功发包），成功发送的是无效数据包（发包节点已经有过成功发包）。在整个遍历发包过程中只有有效成功发包是有意义的，这使得其分析过程比有反馈完全发包过程更为复杂。我们采用与有反馈完全发包过程类似的分析方法，用递归的形式给出 MPR 系统下遍历发包过程的概率分析。

本节以 $\kappa = 2$ 为例进行分析。

记 $p_n(k, s, \lambda)$ 为网络中共有 n 个激活节点发包，其中有 k 个节点尚未成功发包，在 slot s 这 k 个节点刚好遍历发包的概率，即首达概率；记 $T_n(k, \lambda)$ 为相同条件下的遍历发包时间，即首达时间。为求得 $p_n(k, s, \lambda)$ ，我们把整个遍历发包过程分为两部分：slot 0 和剩下 s 个 slot，则 slot

0 可能成功发送 1 个, 2 个或 0 个有效数据包, 其概率分别记为: $a_n(k, \lambda)$ 、 $b_n(k, \lambda)$ 及 $c_n(k, \lambda)$, 则: $a_n(k, \lambda)$ 为 slot 0 网络中有且仅有一个节点发包且发送的是有效数据包, 与 slot 0 网络中有两个节点发包, 一个为有效数据包, 另一个为重复发送的数据包, 这两个事件发生的概率之和, 即:

$$a_n(k, \lambda) = \binom{n}{1} \lambda(1-\lambda)^{n-1} \cdot \frac{k}{n} + \binom{n}{2} \lambda^2(1-\lambda)^{n-2} \cdot \binom{2}{1} \cdot \frac{k}{n} \cdot \left(1 - \frac{k}{n}\right), \quad (3.20)$$

$b_n(k, \lambda)$ 为 slot 0 网络中有两个节点发包, 且发送的都是有效数据包:

$$b_n(k, \lambda) = \binom{n}{2} \lambda^2(1-\lambda)^{n-2} \cdot \left(\frac{k}{n}\right)^2, \quad (3.21)$$

$$c_n(k, \lambda) = 1 - a_n(k, \lambda) - b_n(k, \lambda). \quad (3.22)$$

则 $\{p_n(k, s, \lambda)\}$, $k = 1, 2, \dots, n$ 有如下递推关系:

$$p_n(k, s, \lambda) = a_n(k, \lambda)p_n(k-1, s-1, \lambda) + b_n(k, \lambda)p_n(k-2, s-1, \lambda) + c_n(k, \lambda)p_n(k, s-1, \lambda). \quad (3.23)$$

上式取 $k = n$ 并以此为基础求遍历发包时间的期望, 得:

$$\begin{aligned} T_{n,\lambda,2} &= T_n(n, \lambda) \\ &= \sum_{s=0}^{+\infty} p_n(n, s, \lambda) \cdot s \\ &= \sum_{s=0}^{+\infty} a_n(n, \lambda)p_n(n-1, s-1, \lambda) \cdot s + \sum_{s=0}^{+\infty} b_n(n, \lambda)p_n(n-2, s-1, \lambda) \cdot s + \sum_{s=0}^{+\infty} c_n(n, \lambda)p_n(n, s-1) \\ &= a_n(n, \lambda)T_n(n-1, \lambda) + b_n(n, \lambda)T_n(n-2, \lambda) + c_n(n, \lambda)T_n(n, \lambda) + 1 \end{aligned} \quad (3.24)$$

整理, 得:

$$T_{n,\lambda,2} = \frac{a_n(n, \lambda)}{a_n(n, \lambda) + b_n(n, \lambda)} T_n(n-1, \lambda) + \frac{b_n(n, \lambda)}{a_n(n, \lambda) + b_n(n, \lambda)} T_n(n-2, \lambda) + \frac{1}{a_n(n, \lambda) + b_n(n, \lambda)}. \quad (3.25)$$

初始值为:

$$T_n(1, \lambda) = \frac{1}{a_n(1, \lambda)}, \quad (3.26)$$

$$T_n(2, \lambda) = \frac{a_n(2, \lambda)}{a_n(2, \lambda) + b_n(2, \lambda)} T_n(1, \lambda) + \frac{1}{a_n(2, \lambda) + b_n(2, \lambda)} \quad (3.27)$$

由式 (3.25)、(3.26) 及 (3.27) 可以递归地得到 n, λ 取任意值时的遍历发包时间。图 3.6 是 MPR2 信道模型下无反馈 Slotted ALOHA 遍历发包时间理论值与仿真值的对比, 二者吻合的相当好, 说明我们对遍历发包过程的概率分析是正确的。

3.2.3.2 能耗的分析

本节我们在上节结果的基础上，建立无反馈遍历发包过程的能耗模型并进行分析。

这里能耗模型同样是建立在所有节点每一次发包行为的能耗都相等的基础上，能耗是指所有发包节点在整个遍历发包过程中的能耗的和。

设网络中共有 n 个节点被激活发包，所有 n 个节点在整个遍历发包过程中的能耗的和记为 $E_{n,\lambda,2}$ 。整个遍历发包过程中，由于任一节点在任一时隙都以概率 λ 发包，因此，各节点只能处于两种状态：发送状态，能耗为 ε_t ；空闲状态，能耗为 ε_i 。任一节点在整个遍历发包过程中的能耗为：

$$E_0(n, \lambda) = \lambda \cdot T_{n,\lambda,2} \cdot \varepsilon_t + (1 - \lambda) \cdot T_{n,\lambda,2} \cdot \varepsilon_i, \quad (3.28)$$

$$(3.29)$$

n 个节点的能耗为：

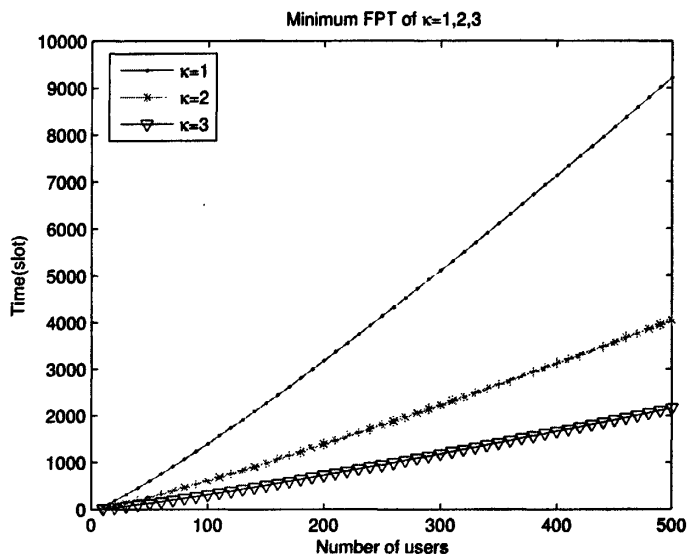
$$\begin{aligned} E_{n,\lambda,2} &= n \cdot E_0(n, \lambda) \\ &= n \cdot T_{n,\lambda,2} \cdot (\lambda \cdot \varepsilon_t + (1 - \lambda) \cdot \varepsilon_i). \end{aligned} \quad (3.30)$$

数值结果参考具体的物理器件参数计算，在3.4.1节给出。

3.2.4 SPR 与 MPR 性能比较

与有反馈情形类似，我们通过 SPR 与 MPR 系统最优首达时间及最优发包概率的对比对 SPR 和 MPR 性能进行对比。图3.7是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优遍历发包时间随节点个数变化曲线，显然，随着节点个数的增加，最优发包时间近似呈线性增长。图3.8是 $\kappa = 2, 3$ 与 $\kappa = 1$ 的最优遍历发包时间比值，容易看出， $\kappa = 2$ 的最优遍历发包时间不足 $\kappa = 1$ 时的 $\frac{1}{2}$ ， $\kappa = 3$ 的遍历发包时间不足 $\kappa = 1$ 时的 $\frac{1}{4}$ 。信道接收能力的增强使得无反馈遍历发包时间有较大改进，其改进幅度略高于有反馈完全发包时间。图3.9是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优发包概率随节点个数变化的曲线，显然，随着信道接收能力的提高，最优发包概率单调减少。图3.10是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优发包概率在节点个数相同的条件下的比值，结果显示 $\kappa = 2$ 的最优发包概率约为 $\kappa = 1$ 时的 1.6 倍， $\kappa = 3$ 时约为 $\kappa = 1$ 的 2.3 倍。

图3.11 是当激活发包节点个数一定时， $\kappa = 1, 2, 3$ 时遍历发包时间随发包概率变化的曲线，结果显示，当发包概率小于 $\kappa = 1$ 时的最优发包概率时，相等的遍历发包时间对应的发包概率随 κ 的增大而减小；反之，相等的遍历发包时间对应的发包概率随 λ 的增加递增。

图 3.7: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优遍历发包时间比较

3.3 CSMA 接入算法下遍历发包过程的结果

CSMA 接入算法是一种重要的随机接入算法，在无线传感器网络中有着广泛的应用。在第二章研究的 IEEE 802.15.4 标准中，CSMA 是其介质接入层的主要算法。第二章通过仿真比较了 IEEE 802.15.4 标准中的 CSMA 算法与有反馈 Slotted ALOHA 在有反馈完全发包过程中的性能。本节研究 CSMA 算法在无反馈遍历发包过程中的性能，通过建立概率模型，给出 CSMA 算法下遍历发包时间的概率分析，进一步对遍历发包时间进行优化并给出最优发包策略，从而对 CSMA 接入算法下遍历发包过程的时间性能进行完整的分析。

3.3.1 CSMA 接入算法简介

CSMA (Carrier Sense Multiple Access) 即载波侦听多路访问算法，其主要思想为：节点在发送帧访问传输信道之前，首先监听信道有无载波，若有载波，说明已有用户在使用信道，则不发送数据帧以避免冲突。CSMA 技术中要解决的一个问题是当侦听信道已经被占用时，如何确定再次发送的时间，通常有以下几种方法：

坚持型 CSMA(1-persistent CSMA): 其原理是若站点有数据发送，先监听信道，若站点发现信道空闲，则发送；若信道忙，则继续监听直至发现信道空闲，然后完成发送；若产生冲突，等待一随机时间，然后重新开始发送过程。其优点是减少了信道空闲时间；缺点是增加了发生冲突的概率。

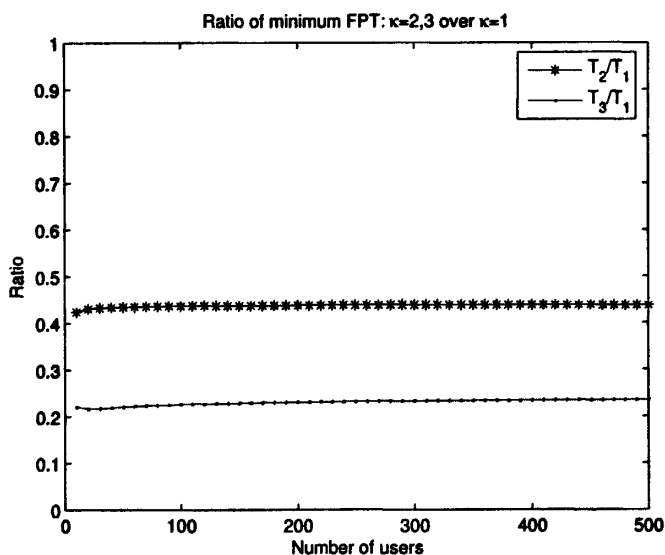


图 3.8: $\kappa = 2, 3$ 与 $\kappa = 1$ 条件下最优遍历发包时间比值

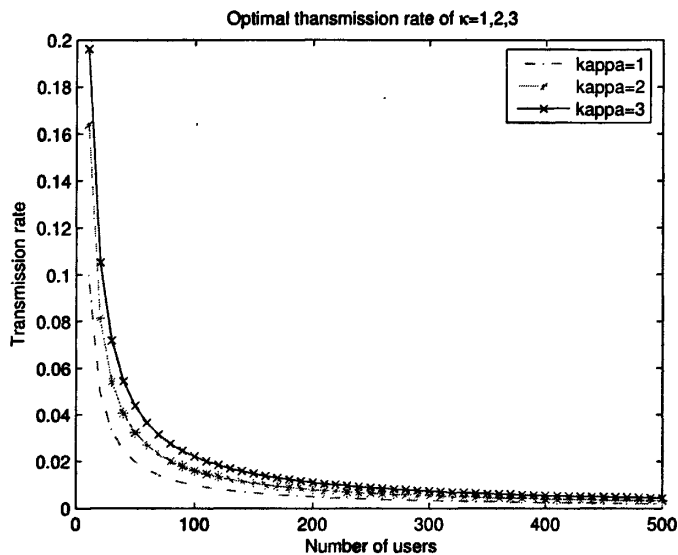
率;

非坚持型 CSMA(nonpersistent CSMA): 其原理是若站点有数据发送, 先监听信道, 若站点发现信道空闲, 则发送; 若信道忙, 等待一随机时间, 然后重新开始发送过程; 若产生冲突, 亦等待一随机时间, 然后重新开始发送过程。它的优点是减少了冲突的概率; 缺点是增加了信道空闲时间, 数据发送延迟增大; 信道效率比 1-坚持 CSMA 高, 传输延迟比 1-坚持 CSMA 大。

p-坚持型 CSMA(p-persistent CSMA): 适用于分时隙信道, 它的原理是若站点有数据发送, 先监听信道, 若站点发现信道空闲, 则以概率 p 发送数据, 以概率 $q = 1 - p$ 延迟至下一个时隙发送。若下一个时隙仍空闲, 重复此过程, 直至数据发出或时隙被其他站点所占用; 若忙, 则等待下一个时隙, 重新开始发送; 若产生冲突, 等待一随机时间, 然后重新开始发送。

CSMA进一步派生出适用于总线型网络结构的 CSMA/CD(CSMA with Collision Detection) 及适用于无线局域网的 CSMA/CA(CSMA with Collision Avoidance)。CSMA/CD 是 1985 年出台的局域网标准 IEEE 802.3 的介质接入标准, CSMA/CA 是 1997 年发布的无线局域网的标准 IEEE 802.11 的介质接入层标准。

事实上, CSMA/CA 算法就是非坚持 CSMA 的推广, 为低数据率无线个域网标准 IEEE 802.15.4 (2003年) 的介质接入层采纳, 也是目前无线传感器网络采用的标准, 本节对这一接入算法在传感器网络遍历接入过程中的性能进行分析。为建立数学模型方便, 我们对非坚持 CSMA 算法进行分析。

图 3.9: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优遍历发包概率比较

3.3.2 模型描述及信道吞吐量分析

关于非坚持CSMA的信道吞吐量，Kleinrock和Tobagi在[51]中给出了相关结果，本节我们针对遍历发包这一特殊背景讨论CSMA的信道吞吐量。

在传感器网络遍历发包过程中，所有节点一直都在持续不断地发送数据，设各节点发包过程如下：

- 每个数据包的长度相等，发送一个数据包需要的时间设为单位时间1；
- 信道划分为长度为 $a < 1$ 的时隙，每个节点在任一时隙以概率 $a\lambda$ 试图发包；
- 若在任一时隙 T 节点试图发包，则在时隙 $T + 1$ 起发包节点侦听信道，若空闲，则发送数据，否则在后续时隙依然以概率 $a\lambda$ 重复上述过程；
- 发包节点成功接入并发包后，没有反馈信息，继续执行发包过程。

在无线传感器网络中，由于各节点发送距离较短，传输时延很小，以CC2420芯片的性能参数为例，当数据包长度为60byte，节点的传输距离为60m时，发送一个数据包的时间为 960×10^{-6} 秒，传输时延与数据包发送时间的比值为：

$$\sigma = \frac{60}{(3 \times 10^8) \cdot (960 \times 10^{-6})} \approx \frac{1}{4800}, \quad (3.31)$$

因此，这里我们将传输时延忽略不计，即数据一旦发出，立即可被侦听到。

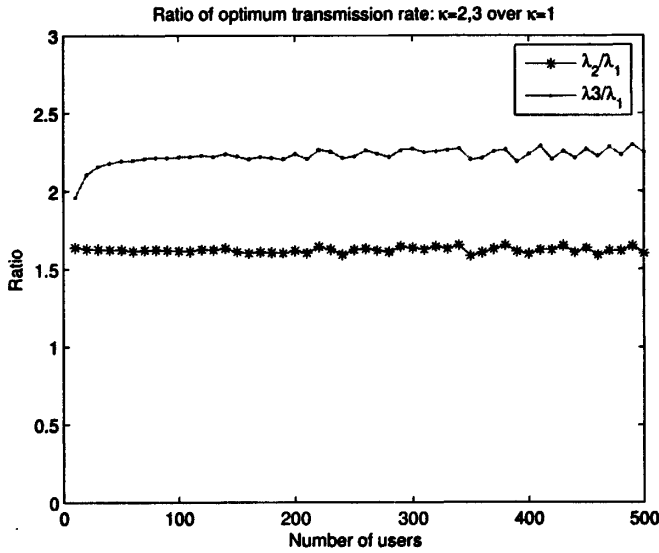


图 3.10: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优遍历发包概率比值

设网络中有 n 个节点被激活发送数据，我们用 Poisson 过程来描述节点产生的数据流，每个节点产生的数据流可以看成均值为 λ 的 Poisson 过程，信道上 n 个节点产生的数据流用均值为 $n\lambda$ 的 Poisson 过程来描述，记 $G = n\lambda$ ，则发包过程分析如下：

设时隙 T 信道上有节点试图发包，在时隙 $T + 1$ 之初侦听到信道空闲后发送出去，则从时隙 $T + 1$ 起长度为 1 的时段内信道上有数据发送，信道状态为忙，在该时段内试图发包的节点在侦听信道后会退避，不进行数据发送，这一时段称为“忙阶段(Busy Period)”；从一个“忙阶段”结束到下一个“忙阶段”开始，信道中没有节点发包，称为“空闲阶段 (Idle Period)”；一个“忙阶段”加上一个“空闲阶段”称为一个“周期 (cycle)”，如图3.12所示，图中箭头表示当前时隙信道上有节点试图发包，各周期的长度为随机变量。我们通过分析一个周期内网络中成功发送的数据包的状况得到信道吞吐量。

记信道吞吐量即单位时间内成功发送的数据包数量为 S ，忙阶段长度为 B ，空闲阶段长度为 I ，一个周期内成功发送的数据包数量为 U ，则一个周期长度为 $B + I$ ，信道吞吐量为 U 的均值与 $B + I$ 的均值的比值：

$$S = \frac{\hat{U}}{\hat{B} + \hat{I}} \tag{3.32}$$

显然 $\hat{B} = 1$ ，设 1 是 a 的整数倍，现以时隙长度 a 为计数单位，则空闲阶段的长度是一个服从几何分布的随机变量，由 Poisson 数据流假设，任一时刻信道中没有待发数据产生的概率为 e^{-aG} ，

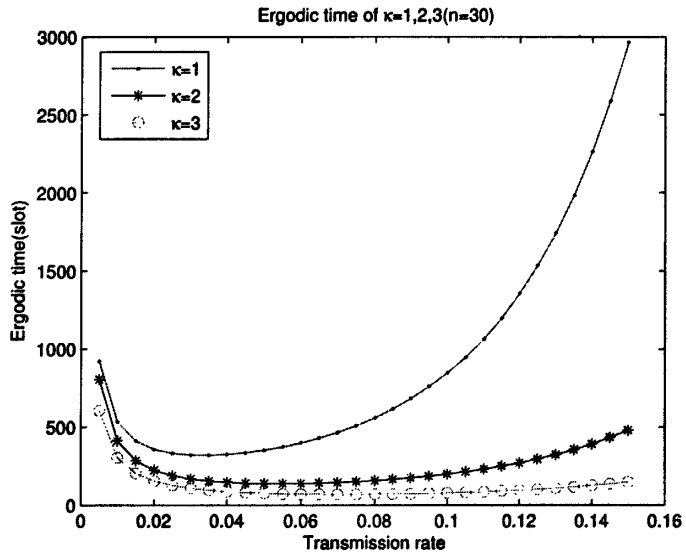


图 3.11: $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下遍历发包时间随发包概率变化曲线

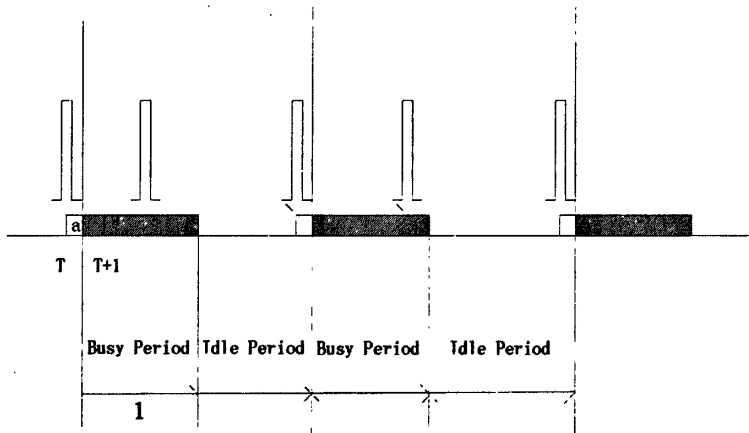


图 3.12: CAMA运行周期示意图

空闲阶段的均值为:

$$\hat{I} = \frac{a}{1 - e^{-aG}} \quad (3.33)$$

在一个周期内有一次成功发送即在空闲阶段的最后一个时隙信道中有且仅有一个数据包产生,

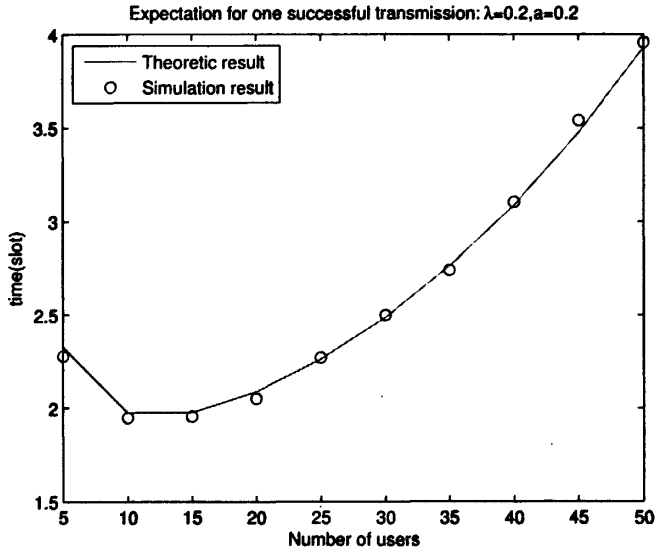


图 3.13: CAMA接入算法下遍历发包过程一次成功发包时间均值理论值与仿真值比较, 这里 $\lambda = 0.2, a = 0.2$.

其概率为:

$$\frac{aGe^{-aG}}{1 - e^{-aG}}$$

则:

$$\hat{U} = 1 \cdot \frac{aGe^{-aG}}{1 - e^{-aG}} + 0 \cdot \left(1 - \frac{aGe^{-aG}}{1 - e^{-aG}}\right) = \frac{aGe^{-aG}}{1 - e^{-aG}}, \quad (3.35)$$

$$S = \frac{\hat{U}}{\hat{B} + \hat{I}} = \frac{aGe^{-aG}}{1 - e^{-aG} + a}. \quad (3.36)$$

在整个遍历发包过程中, 一次成功发包的时间均值为:

$$\begin{aligned} \hat{T}_0 &= \frac{1}{S} \\ &= \frac{1 - e^{-aG} + a}{aGe^{-aG}}. \end{aligned} \quad (3.37)$$

图3.13 是遍历发包过程一次成功发包时间均值理论值与仿真值比较, 二者吻合得较好。

3.3.3 时间及能耗的分析及结果

以上节结果为基础, 我们对 CSMA 接入算法下遍历发包时间进行分析。并进一步对得到的结果

进行优化，得到最短发包时间及最优发包概率。

3.3.3.1 时间的概率分析

网络中始终有 n 个节点发包，从数据发送过程开始到第一次成功发送完成为止，称为第一阶段，这一阶段每个节点发送的数据都是有效数据，由式 (3.37)，其时间均值为：

$$T_1 = \frac{1}{S}; \quad (3.38)$$

与3.2节的分析类似，第一阶段结束后，网络中发送有效数据的节点为 $n-1$ 个，从第一阶段结束到中心节点成功收到不同于已成功发送数据的节点的数据包为第二阶段，经历的时间为：

$$T_2 = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{1}{S}; \quad (3.39)$$

一般的，第 k 阶段经历的时间为：

$$T_k = \frac{n}{n-k+1} \cdot \frac{1}{S}. \quad (3.40)$$

其中 $k = 1, 2, \dots, n$ 。

易得，无反馈遍历发包时间的均值为：

$$T_{n,\lambda,cs} = \frac{1}{S} \sum_{k=1}^n \frac{n}{n-k+1} = \frac{1 - e^{-an\lambda} + a}{a\lambda e^{-an\lambda}} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = \frac{(1+a)e^{an\lambda} - 1}{a\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \quad (3.41)$$

即下面定理成立：

定理 3.5 (CSMA无反馈遍历发包时间均值)： n 个节点向同一个中心节点发送数据，接入协议为时隙 CSMA，发包过程如3.3.2 所述，其中各节点各时隙发包概率为 λ ，时隙长度为 a ，则 n 个节点遍历发包时间均值为：

$$T_{n,\lambda,cs} = \frac{(1+a)e^{an\lambda} - 1}{a\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \quad (3.42)$$

图3.14是时隙 CSMA 接入算法下遍历发包时间均值理论值与仿真值对比，这里仿真过程中各节点数据流是根据 Bernoulli 过程生成的，显然仿真结果与理论值吻合得很好，说明我们对时隙 CSMA 接入算法下无反馈发包过程建立的模型是正确的。

对式 (3.41) 求上下界，得：

$$\ln(1+n) \cdot \frac{(1+a)e^{an\lambda} - 1}{a\lambda} \leq T_{n,\lambda,cs} \leq (1+\ln n) \cdot \frac{(1+a)e^{an\lambda} - 1}{a\lambda} \quad (3.43)$$

图3.15为发包节点个数为 50， $a = 0.1$ 的条件下非坚持时隙 CSMA 接入算法下遍历发包时间均值随各节点发包概率的变化曲线，显然这里存在节点最优发包概率。即当节点个数 n ，时隙长度

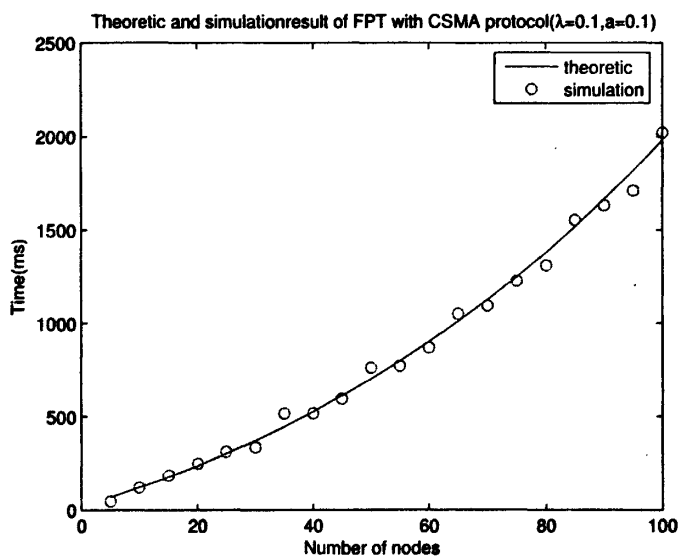


图 3.14: CSMA接入算法下遍历发包时间均值的理论值与仿真值比较, 这里发包节点个数 $5 \leq n \leq 100$, $a = 0.1$, $\lambda = 0.1$.

a 给定后, 时隙 CSMA 下遍历发包时间取决于各节点的发包概率 λ , 接下来我们对遍历发包时间进行优化, 给出使其达到最小的 λ .

3.3.3.2 时间的优化

以上节结果为基础, 我们求得遍历发包时间的最小值及最优发包概率。

记 n 个节点遍历发包时间均值为 $T_n(\lambda)$, 即

$$T_n(\lambda) = \frac{(1+a)e^{an\lambda} - 1}{a\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}, \quad (3.44)$$

则

$$T'_n(\lambda) = \frac{(a+1)(an\lambda - 1)e^{an\lambda} + 1}{\lambda^2} \cdot \frac{1}{a} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}. \quad (3.45)$$

求 $T'_n(\lambda)$ 的零点, 得:

$$(an\lambda - 1)e^{an\lambda} + \frac{1}{a+1} = 0, \quad (3.46)$$

记 $p = an\lambda$, 则上式化为:

$$(p-1)e^p + \frac{1}{a+1} = 0. \quad (3.47)$$

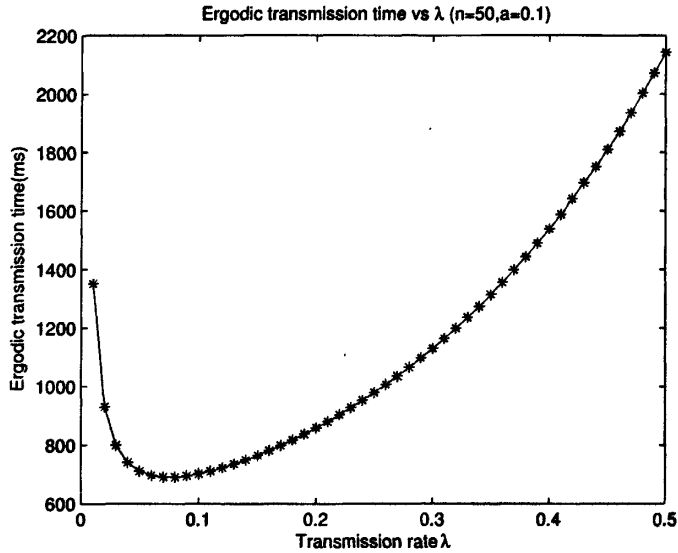


图 3.15: CSMA接入算法下遍历发包时间均值随各节点发包概率变化曲线。这里共有50个节点参与发包, $a = 0.1$ 。

对 e^p 进行 Taylor 展开, 并取其二阶近似, 得:

$$e^p \approx 1 + p + \frac{p^2}{2},$$

则方程3.47化为:

$$(p-1)\left(1 + p + \frac{p^2}{2}\right) + \frac{1}{a+1} = 0 \tag{3.49}$$

化简, 得:

$$p^3 + p^2 - \frac{2a}{a+1} = 0, \tag{3.50}$$

解此一元三次方程, 得:

$$p = A^{\frac{1}{3}} + B^{\frac{1}{3}} - \frac{1}{3}, \tag{3.51}$$

其中

$$A = \frac{1}{2} \left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27} + \sqrt{\left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27}\right)^2 - \frac{4}{27} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^3} \right), \tag{3.52}$$

$$B = \frac{1}{2} \left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27} - \sqrt{\left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27}\right)^2 - \frac{4}{27} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^3} \right). \tag{3.53}$$

所以,

$$\lambda = \frac{A^{\frac{1}{3}} + B^{\frac{1}{3}} - \frac{1}{3}}{an} \quad (3.54)$$

即有下面命题成立:

定理 3.6 (CSMA 遍历发包过程最优发包概率)条件同定理3.5, 则使得遍历发包时间达到最小的发包概率近似为:

$$\hat{\lambda}_{cs}(n) \approx \frac{A^{\frac{1}{3}} + B^{\frac{1}{3}} - \frac{1}{3}}{an}, \quad (3.55)$$

其中

$$A = \frac{1}{2} \left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27} + \sqrt{\left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27}\right)^2 - \frac{4}{27} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^3} \right), \quad (3.56)$$

$$B = \frac{1}{2} \left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27} - \sqrt{\left(\frac{2a}{a+1} - \frac{2}{27}\right)^2 - \frac{4}{27} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^3} \right). \quad (3.57)$$

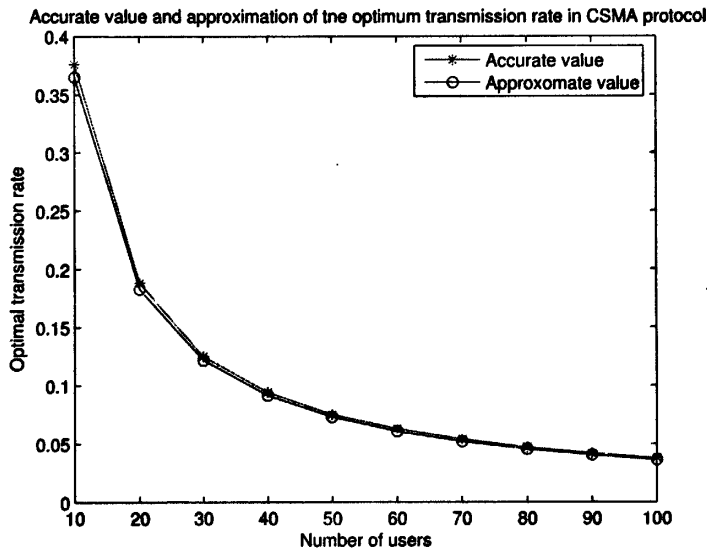


图 3.16: CSMA 接入算法下遍历发包过程最优发包概率理论近似值与精确值比较。这里 $a = 0.1$, $\lambda = 0.1$

图3.16是时隙 CSMA 接入算法下遍历发包过程最优发包概率随节点个数变化的理论近似值与精确值比较, 容易看出二者吻合得很好, 我们给出的理论近似值是可信的。

图3.17是时隙 CSMA 接入算法下最优遍历发包时间随节点个数变化曲线, 与 ALOHA 情形类似, 最优遍历发包时间随节点个数近似呈线性变化。

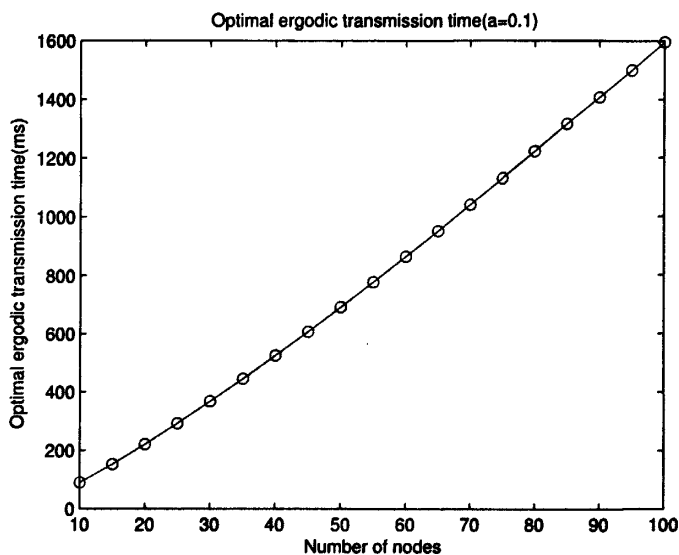


图 3.17: CSMA接入算法下最优遍历发包时间随节点个数变化曲线, 其中节点个数 n 由10变化到100

图3.18是 Slotted ALOHA 与 Slotted CSMA 协议下最优遍历发包时间对比, 节点个数相同的条件下, Slotted ALOHA 的遍历发包时间约为 Slotted CSMA的 1.8 倍。

3.3.3.3 能耗的模型及分析

本节我们对CSMA协议下遍历发包过程的能耗建立模型并给出分析结果,

这里我们依然以所有被激活发包的节点在遍历发包过程中的能耗总和为研究对象。模型依然建立在每次数据发送的能耗相等的假设下。

由3.3.3.1, 时隙CSMA接入算法下数据传输过程从时间上可以划分为周期, 因此我们只需研究各节点在一个周期内的能耗状况即可。

我们对任一节点在一个周期内的行为进行分析: 任一节点在一个周期内可能实施三种行为: 发送数据, 试图发包而未发, 休眠。节点实施这三种行为的概率分别为:

- 发送数据: 节点在上一周期的最后一个时隙决定发包, 并在本周期第一个时隙侦听到信道空闲而发送数据包, 站在一个节点的立场上, 这一事件等价于上一周期的最后一个时隙自己决定发包, 其概率为:

$$P_T = 1 - e^{-a\lambda}; \quad (3.58)$$

- 试图发包而未发: 节点在上一周期的最后一个时隙决定不发包, 在本周期的忙时段内试图发

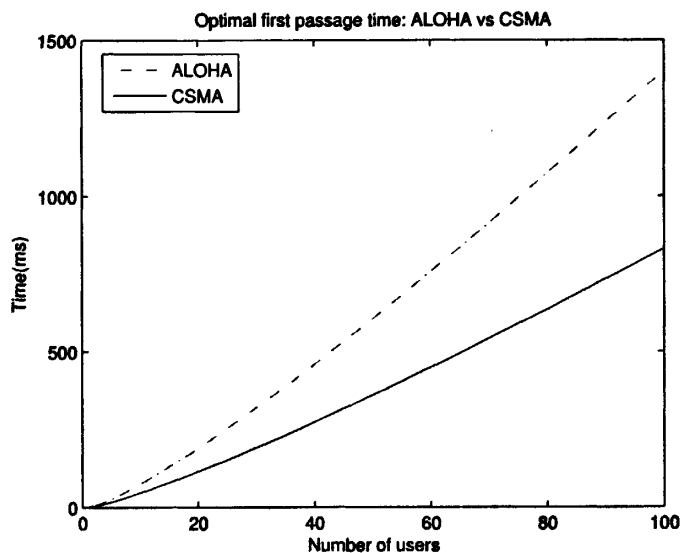


图 3.18: ALOHA与CSMA最优首达时间对比, 这里节点个数 n 由1~100

包, 由于一个周期的忙时段长度为1, 因此一个节点在一个周期的忙时段内试图发包的概率为: $1 - e^{-\lambda}$, 试图发包而未发的概率为:

$$P_{NT} = e^{-a\lambda}(1 - e^{-\lambda}); \quad (3.59)$$

- 休眠: 节点在上一周期的最后一个时隙决定不发包且在当前周期的忙时段亦不试图发包, 概率为:

$$P_S = e^{-a\lambda}e^{-\lambda}. \quad (3.60)$$

任一节点在三种情形下一个周期内的能耗分别为:

$$\begin{aligned} E_T &= \varepsilon_{cs} + \varepsilon_i \cdot a + \varepsilon_t + \varepsilon_s \cdot \hat{I}, \\ E_{NT} &= \varepsilon_s \cdot (\hat{I} + \hat{B}) + \varepsilon_{cs}, \\ E_S &= \varepsilon_s \cdot (\hat{I} + \hat{B}), \end{aligned}$$

其中 ε_{cs} 为节点侦听信道的能耗, 其它参数意义同前。

n 个节点一个周期内的能耗均值为:

$$E_{cyc} = n \cdot (P_T \cdot E_T + P_{NT} \cdot E_{NT} + P_S \cdot E_S), \quad (3.61)$$

因此，整个遍历发包过程所有 n 个节点的能耗均值为：

$$E_{n,\lambda,cs} = \frac{T_{n,\lambda,cs}}{\hat{B} + \hat{I}} \cdot E_{cyc}. \quad (3.62)$$

能耗的数值结果在3.4节给出。

3.4 仿真结果及分析

前面各节对无反馈遍历发包过程进行了分析，得到了一系列的理论结果，本节参考具体的物理器件参数，对遍历发包过程在 SPR 信道接收系统下的 ALOHA, CSMA 协议的执行过程及 MPR 信道下 ALOHA 协议的执行过程进行仿真，并对仿真结果进行了分析和比较。

3.4.1 ALOHA 协议的仿真结果

本节我们仿真 SPR、MPR 信道接入系统遍历发包过程在 Slotted ALOHA 协议下的运行过程，给出相关能耗结果。其中能耗参数同表 2.2，数据包的长度，发送距离等参数同2.7.1.3节，Slotted ALOHA 时隙的长度为 3.84ms。

3.4.1.1 SPR 的结果

图3.19是无反馈 Slotted ALOHA 各节点遍历发包的能耗随节点发包概率变化曲线，显然能耗亦有其最优值。

图3.20是在发包节点数目，数据包长度及相关能耗参数完全相同条件下无反馈 Slotted ALOHA 遍历发包能耗与有反馈完全发包过程能耗对比。显然有反馈情形能耗明显低于无反馈情形。

图3.21是 ALOHA 接入算法下遍历发包过程能耗与时间的关系曲线，图中相邻两个点对应的发包概率相差 0.002。容易看出，随着节点发包概率由 0.001 逐渐增大，遍历发包过程的时间单调下降至最小值后单调上升；同时，能耗呈相同的变化趋势。这是由于当节点发包概率小于最优发包概率时，由于发包过于稀疏，信道空闲时间较长而引起遍历发包时间较长及能耗较多；发包概率大于最优发包概率时，随发包概率的增大，数据包碰撞增多引起遍历发包时间及能耗增大。显然，能耗和时间的最优值点十分接近，及当我们调整节点发包概率使时间达到最优时，能耗亦接近其最优。

3.4.1.2 MPR 的结果

图3.22是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下遍历发包过程能耗随发包概率变化曲线，显然在相同的发包概率下能耗随信道接收能力的增强而减少。图3.23是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下最优能耗随节点个数变化曲线，在节点个数相同的条件下最优能耗随信道接收能力的增强而减少。最优能耗间的差距随节点个数增多而增大，图3.24反映了这种差距。

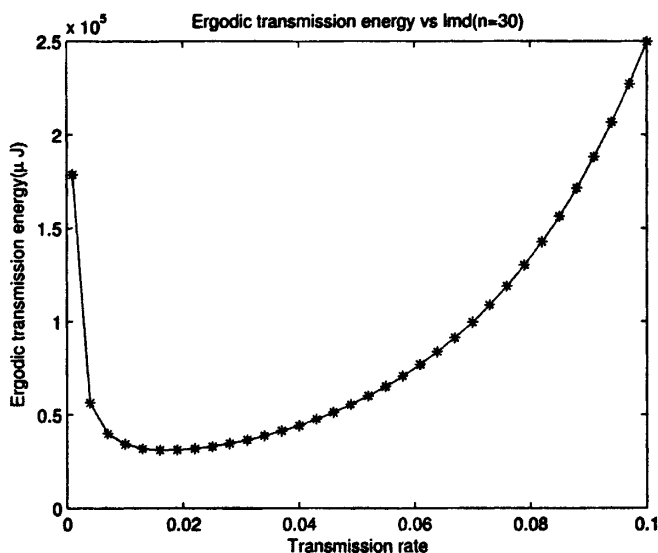


图 3.19: 无反馈Slotted ALOHA各节点遍历发包的能耗随节点发包概率变化曲线, 这里发包节点个数 $n = 30$, λ 由 0.001 变化到 0.1.

图3.25是 $\kappa = 1, 2, 3$ 条件下遍历发包过程能耗与时间关系曲线, 图中相邻两点对应的发包概率相差 0.005。容易看出, 能耗最优值对应的发包概率与时间最优值对应的发包概率距离很近, 即当时间达到最优时, 能耗亦接近其最优。当能耗相同时, 时间随 κ 的增加显著减少, 说明 MPR 模型在时间上有明显优势。当时间相同时, 在较小的发包概率下, 随 κ 的增加能耗减小, 但能耗的差距不大; 发包概率较大时, 随 κ 的增加能耗反而增大, 且增加的幅度较大, 这是由于由图3.11, 当发包概率小于 $\kappa = 1$ 时的时间最优发包概率时, 对应相同的遍历发包时间, 发包概率随 κ 的增大而减小, 但减少的速度较慢; 反之, 对应相同的遍历发包时间, 发包概率随 κ 的增加而增大, 且增大的幅度较大。

3.4.2 CSMA 协议的仿真结果

图3.26是 CSMA 接入算法下遍历发包过程能耗与时间的关系曲线, 图中相邻两个点对应的节点发包概率相差 0.01, 这里能耗和时间的最优值点也较接近, 即当我们调整节点发包概率使时间达到最优时, 能耗亦接近其最优。

图3.27是 Slotted ALOHA 与 Slotted CSMA 协议下能耗最优值的对比, 这里两种协议下能耗的计算是在数据包长度, 节点发送半径和各项能耗参数完全相同的条件下进行的。显然, 在发包节点

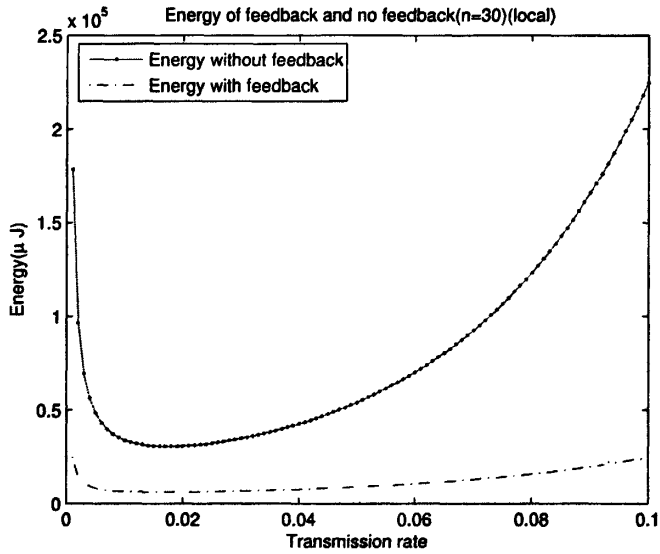


图 3.20: 无反馈 Slotted ALOHA 遍历发包能耗与有反馈事件触发过程能耗对比, 这里 $n = 30$, λ 由 0.001 变化到 0.1.

个数相同的条件下, CSMA 协议对应的最优能耗小于 ALOHA 协议, 这种优势随节点个数的增加而扩大。

3.5 本章小结

本章用首达过程的模型分析了随机接入协议在无反馈自动监控传感器网络中的性能, 主要内容包括对遍历发包过程在 Slotted ALOHA 及 Slotted CSMA 接入协议下的性能分析。

针对 Slotted ALOHA 协议, 我们首先建立了 SPR 信道模型遍历发包过程的概率模型, 并以此为基础, 得到了遍历发包过程的时间的分布、均值和方差等结果, 进一步对遍历发包时间进行了优化, 从而对遍历发包过程的时延性能进行了完整的分析。我们的结果表明: 当各节点的发包概率 $\lambda = \frac{1}{n}$ 时, 遍历发包时间达到最优值; 在最优发包概率下, 随着节点个数的增加, 遍历发包时间近似呈线性增长, 说明即使节点密度较大的情况下, Slotted ALOHA 协议用在遍历发包过程中依然是可行的。

在 MPR 信道模型下, 我们用递归分析的方法给出了遍历发包过程的概率模型, 得到了遍历发包时间的期望的递归表达式, 进一步分析了整个过程的能耗。SPR 信道模型与 MPR 信道模型对应的结果的比较表明, 在处于激活发包状态的节点个数一定的条件下, $\kappa = 2$ 的遍历发包时间不足

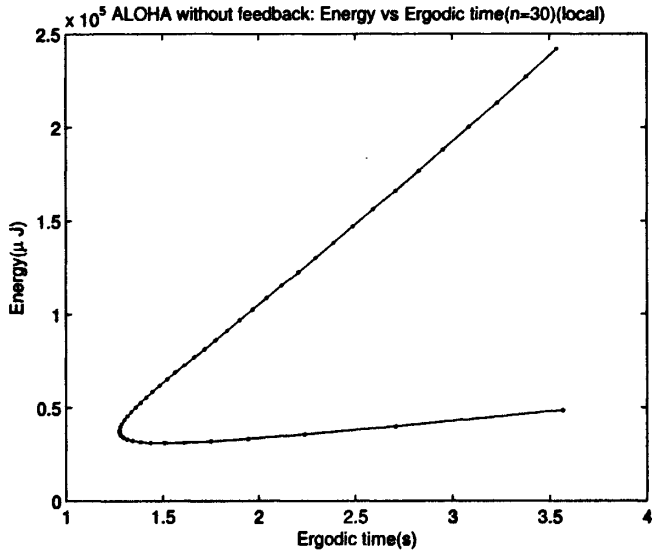


图 3.21: 无反馈Slotted ALOH接入算法下遍历发包过程能耗与时间关系, 其中 $n = 30$, 节点发包概率 λ 由0.005变化到0.1

$\kappa = 1$ 的遍历发包时间的 45%, $\kappa = 3$ 的遍历发包时间不足 $\kappa = 1$ 的 25%, 信道接收能力的提高对于时延的减少效果十分明显。能耗的对比表明: 当激活节点的个数一定时, 对应相同的能耗, 时间随 κ 的增加显著减少; 同时, 当时间相同时, 若发包概率小于 $\kappa = 1$ 的时间最优发包概率, 则能耗随 κ 的增加而减少, 但差距很小; 反之, 能耗随 κ 的增加而增大, 且增大的幅度较大。对能耗最优值的比较说明: 当激活发包节点个数一定时, 随 κ 的增大, 能耗减少, 且这种优势随节点个数的增加而扩大。

通过分析Slotted CSMA 协议在遍历发包过程中的运行过程, 建立了 Slotted CSMA 协议下遍历发包过程的周期模型, 利用该周期模型建立了遍历发包过程的概率模型, 得到了遍历发包时间的期望并对其进行了优化。结果表明: 在最优接入策略下, 遍历发包时间随节点个数的增加近似呈线性增长。CSMA 与 ALOHA 在遍历发包过程中的性能比较表明: 无论是时间还是能耗, CSMA 与 ALOHA 相比都有较大优势。

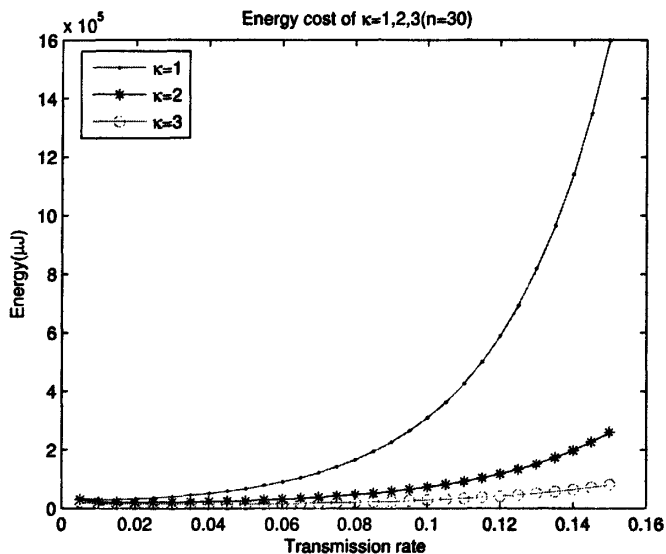


图 3.22: 无反馈Slotted ALOH接入算法下遍历发包过程能耗随发包概率变化曲线其中 $n = 30, \kappa = 1, 2, 3$.

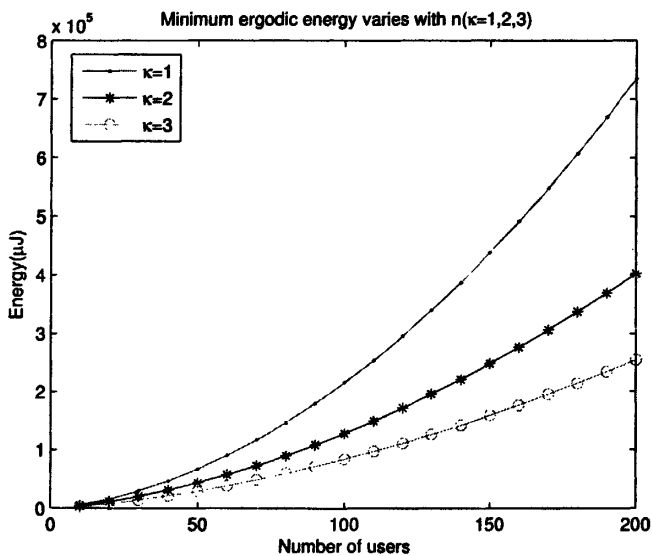


图 3.23: 无反馈Slotted ALOH接入算法下遍历发包过程能耗最优值随节点个数变化曲线, $\kappa = 1, 2, 3$

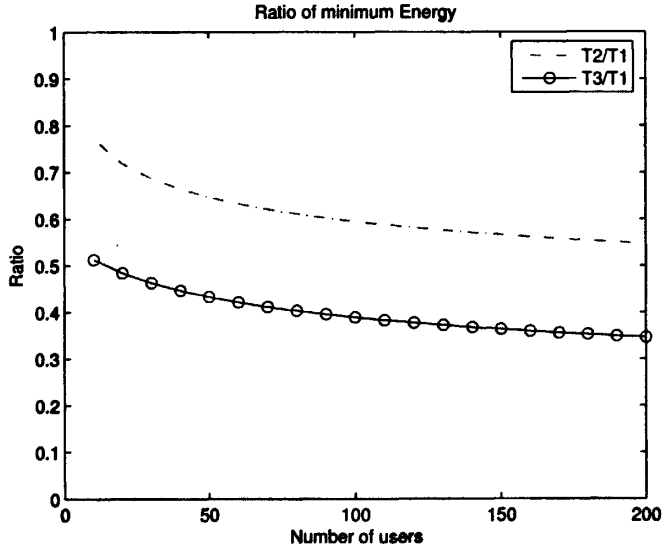


图 3.24: 无反馈Slotted ALOH接入算法下遍历发包过程最优能耗比值

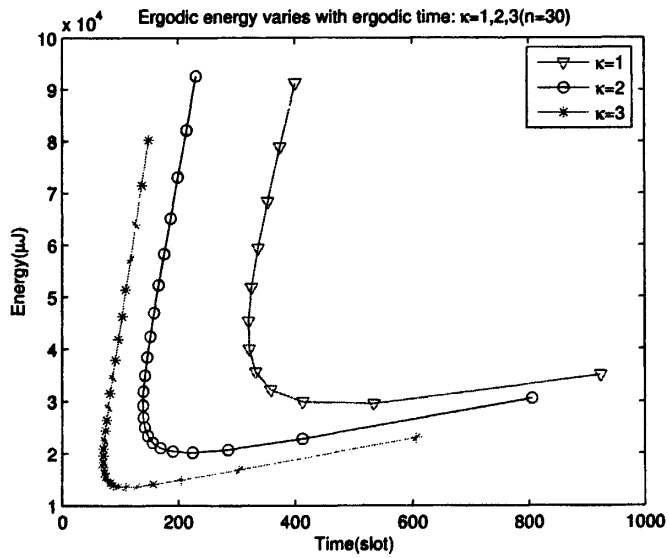


图 3.25: 无反馈Slotted ALOH接入算法下遍历发包过程能耗随时间变化曲线, $\kappa = 1, 2, 3$

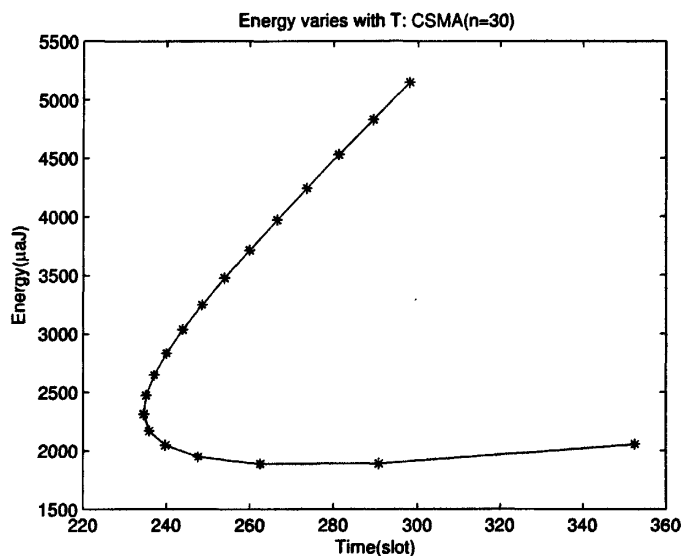


图 3.26: 时隙CSMA接入算法下遍历发包过程能耗与时间关系, 其中节点个数 $n = 30$, $a = 0.2$, 节点发包概率 λ 由0.02变化到0.2

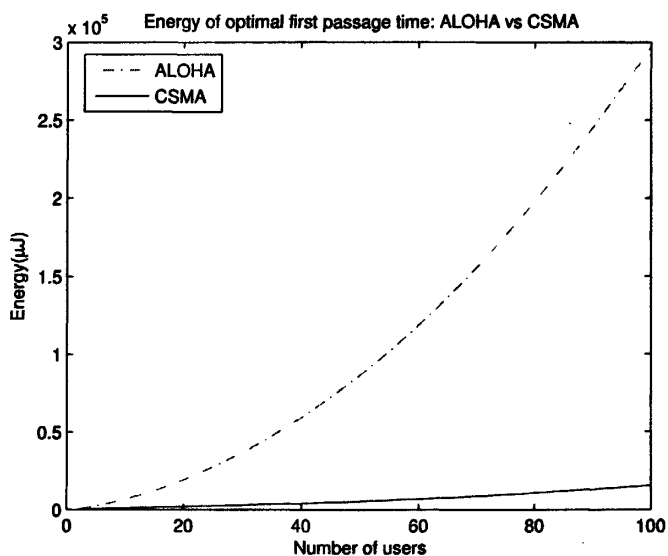


图 3.27: 节点个数相同时ALOHA与CSMA最优能耗对比, 这里节点个数 n 由1~100

第四章 无线传感器网络节点数量估计

无线传感器网络常常是由大量的传感器节点组成，由于电池寿命，外部环境的影响及为节能而设置的休眠策略等因素，在一定的时间段内处于活跃状态的传感器节点的数量往往是无法提前预知的。而参与网络运行的节点的数量对于整个网络性能有着极其重要的影响，如：当网络中由于电池能量耗尽或其它外部原因导致大量的节点不能正常工作时，需要补充布设传感器节点；对于大多数的网络协议而言，其性能很大程度上亦取决于参与运行的节点的数目，需要根据具体情况及时调整网络运行策略，以实现网络性能的优化；等等。因此，对传感器网络中参与运行的传感器节点的数量估计是传感器网络研究中的一个重要课题。据我们所知，通信系统中对参与运行的用户数量的估计问题的研究并无太多结果，T. Vercauteren, A. L. Toledo, X. Wang等在[113]中用Bayes信号处理方法对IEEE802.11网络中活跃的节点数目进行估计，G. Bianchi, I. Tinnirello在[114]中用Kalman滤波器估计算法给出了IEEE802.11网络中参与竞争的节点数目的估计值；在传感器网络研究领域，Cristian Budianu 和Lang Tong在[115][116]中针对包含移动节点的传感器网络SENMA提出了用Good-Turing估计算法估计参与网络运行的传感器节点数量。在我们研究无线传感器网络事件触发数据传输过程中，无论是有反馈还是无反馈，其性能如数据传输时延，能耗等都与参与数据发送的节点数量密切相关，各节点对于参与发包过程的节点数量的掌握直接影响网络性能的优化，因此本章以无线传感器网络多发单收事件触发数据传输为背景，分别在有反馈及无反馈条件下用极大似然估计及Good-Turing估计算法给出了参与发包过程的传感器节点数目的估计，并对结果进行分析和比较。同时，本章在第三节通过对IEEE802.15.4标准的MAC层运行过程的分析，运用Bayes Monte Carlo方法对参与信道竞争的节点数目进行了估计，并用仿真结果进行了检验。

4.1 用极大似然方法估计节点数目

极大似然方法是统计中最重要，应用最广泛的方法之一，本节我们讨论用极大似然方法对有反馈及无反馈事件触发数据传输中处于激活发包状态的节点数目进行估计。

4.1.1 无反馈多发单收数据传输过程传感器节点数目的极大似然估计

本节我们研究在Slotted ALOHA协议下，无反馈多发单收数据传输过程中发包节点数目的极大似然估计。在多发单收数据传输过程中，承担接收数据任务的节点称为中心节点。中心节点常常位于所有发包节点的地理中心，除接收数据外还有广播控制信息的便利；同时，中心节点在整个数据传输过程中始终保持侦听状态，因此，我们考虑利用中心节点对信道状态的侦听给出发包节点数量的一个极大似然估计。

在Slotted ALOHA接入协议下，信道被分为等长的时隙，每个节点只在每个时隙的起始点决定是否发包，不发包的节点在整个时隙内都不再发送，因此，信道在各时隙的状态可能为“忙”和“空闲”两种。中心节点可以通过侦听获得信道的状态信息。接下来我们利用中心节点对信道空闲时隙的时间和数量的监控获得节点数量的估计。

从计时起点算起，中心节点开始对信道中的空闲时隙进行计数，记 I_j 为信道中第 j 个空闲时隙发生的时间（从时隙0算起），则若假设信道中发包节点个数在监测过程中保持不变，我们可以得到网络中有 n 个节点发包的条件下，第 $1, 2, \dots, j$ 个空闲时隙分别发生在时隙 I_1, I_2, \dots, I_j 的条件概率：

$$\begin{aligned} Pr(I_1, I_2, \dots, I_j | n) &= (1 - \rho)^{I_j - j + 1} \rho^j \\ &= \frac{\left\{ \left[(1 - \rho)^{I_j - j + 1} \cdot \left(\frac{I_j - j + 1}{j} \rho \right)^j \right]^{I_j + 1} \right\}^{I_j + 1}}{\left(\frac{I_j - j + 1}{j} \right)^j} \\ &\leq \left(\frac{I_j - j + 1}{I_j + 1} \right)^{I_j + 1} \left(\frac{j}{I_j - j + 1} \right)^j, \end{aligned} \quad (4.1)$$

其中 n 为信道中被触发的节点个数， $\rho = (1 - \lambda)^n$ 为任一时刻信道空闲的概率。这里我们用了平均值不等式 $\sqrt[n]{x_1 x_2 \cdots x_n} \leq \frac{(x_1 + x_2 + \cdots + x_n)}{n}$ ，其中“=”成立当且仅当 $1 - \rho = \frac{I_j - j + 1}{j} \rho$ 。

于是得到 n 的极大似然估计：

$$\hat{n} = \frac{\ln \frac{j}{I_j + 1}}{\ln(1 - \lambda)}. \quad (4.2)$$

图4.1是对网络运行过程进行仿真并根据对第1到20个空闲时隙的观测得到的被触发节点个数估计的期望及标准差曲线，这里 $n = 60$ 。容易看出，当观测的空闲时隙足够多时，均值较稳定，接近60，而标准差递减，意味着随着观测的空闲时隙数量的增多，我们给出的极大似然估计的精度逐渐提高。

4.1.2 有反馈多发单收数据传输过程传感器节点数目的极大似然估计

我们将4.1.1的算法用在Slotted ALOHA协议下有反馈多发单收数据传输过程传感器节点数目的极大似然估计中，即：

$$\hat{n} = \frac{\ln \frac{j}{I_j + 1}}{\ln(1 - \lambda)}.$$

仿真检验结果如下：

图4.2是有反馈数据发送过程中心节点对发包节点个数的极大似然估计的仿真结果的均值，图中结果显示：当观测的空闲时隙数在10附近时，估计结果的均值接近真值100，随着监测的空闲时隙

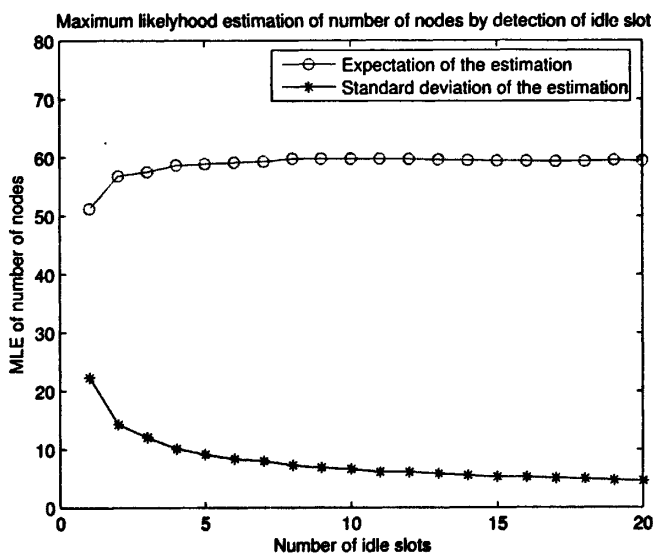


图 4.1: 仿真无反馈数据传输过程极大似然估计过程, 通过观测第1到第20个空闲时隙得到的节点个数估计的期望及标准差曲线, 这里 $n = 60$, $\lambda = 0.05$ 。

数的增加, 仿真结果的均值逐渐偏离真值, 这是由于随着完全发包过程的进行, 网络中处于激活发包状态的节点个数越来越少, 而式 (4.2) 是在网络运行过程中发包节点个数不变的条件下给出的, 因此当网络中发包节点个数越来越少时, 根据式 (4.2) 给出的估计偏差就越来越大。

4.2 Good-Turing 算法估计发包节点数目

4.2.1 Good-Turing 算法简介

Good-Turing 算法是一种非参数估计方法, 是根据数据样本对一个概率分布进行估计的方法。Good-Turing 估计算法最初是由 A. M. Turing 和 I. J. Good 在二次世界大战期间为破译德军密码而设计的, 被广泛应用于各个领域如: 信息修复、拼写修正等, 用得最普遍的是在语音识别的语言建模中用于估计单词的概率分布。这种算法不仅在实际工作中得到了很好的应用, 其有效性在理论上也得到了证明[117][118]。原始的 Good-Turing 算法的实现较为繁琐, 上世纪90年代, W. Gale 和 G. Samson 对其进行发展, 提出了一种简便的 GT 算法版本[119], 使得其实现变得十分简单。Good-Turing 估计算法简述如下:

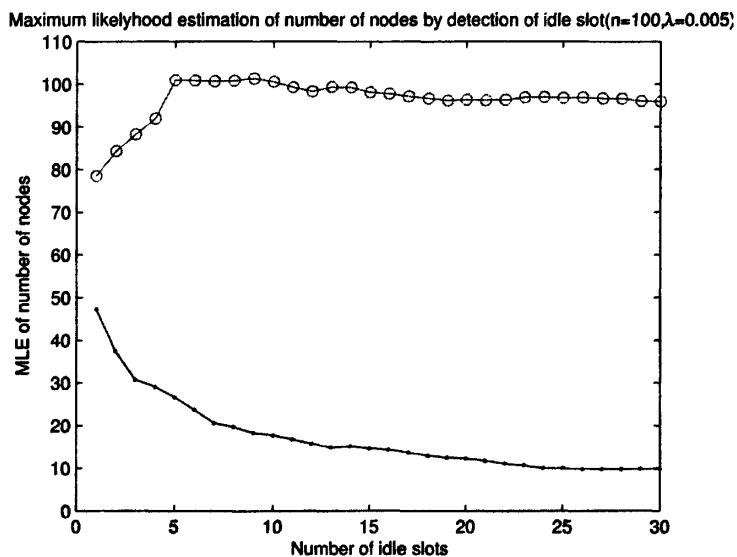


图 4.2: 有反馈数据发送过程中中心节点对发包节点个数的极大似然估计的仿真结果, 这里节点个数 $n = 100$, 发包概率 $\lambda = 0.01$

设 x 为被观测的事件, N_x 为已观测到的事件 x 发生的次数, N 为样本总数。 $E(n)$ 为被观测到 n 次的不同事件的数目。则事件 x 发生的频率的估计为:

$$P(x) = \frac{(N_x + 1)}{N} \cdot \frac{E(N_x + 1)}{E(N_x)} \tag{4.4}$$

其简化形式之一为:

$$P(x) = \frac{N_x}{N} \cdot (1 - E(1)/N) \tag{4.5}$$

所有被观测到的事件发生的频率的和为 $1 - E(1)/N$, 因此, 一个新的事件 (即未曾观测到的事件) 在一次采样中出现的概率估计为:

$$P(new) = E(1)/N \tag{4.6}$$

4.2.2 无反馈事件触发数据传输过程中用Good-Turing估计算法对传感器节点数目进行估计

将Good-Turing算法用在传感器网络节点数目估计中首先是由C. Budianu和L. Tong在[115]和[116]中提出的, 其背景是“SENMA”, 即带移动节点的传感器网络, 基本思想是利用Good-Turing算法对“missing mass”, 即未曾观测到的事件在一次采样中出现的概率导出对参与数据传输的传感

器节点数目的估计。本节我们采用类似的算法估计无反馈多发单收数据传输中发包节点的个数。

在多发单收数据传输过程中，设有 N 个节点向中心节点发送数据，各节点发送的数据包内包含其 ID ，数据发送过程依无反馈随机接入协议进行。基于网络性能优化的需求，中心节点需要掌握发包节点个数 N 的值。我们以中心节点为观测者，以中心节点成功接收到的节点的 ID 作为样本，用Good-Turing估计算法对 N 进行估计。

设 I 为所有发包节点的 ID 集，

$$X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \quad (4.7)$$

为一组样本， $x_i \in I, i = 1, 2, \dots, n$ 为各次成功发包的节点的 ID ，由于各节点相互独立地依据相同的接入协议发包，因此，

$$\forall x \in I, p_x = Pr\{x_i = x\} = \frac{1}{N}. \quad (4.8)$$

将所有 n 个样本点根据其被观测到的次数进行分类，记 S_1, S_2, \dots, S_K 为出现1次，2次， \dots, K 次的样本点的集合， s_1, s_2, \dots, s_K 为上述各集合包含的元素个数。

$$n = \sum_{k=1}^K s_k. \quad (4.9)$$

定义

$$P_k \triangleq \sum_{x \in S_k} p_x, \quad (4.10)$$

则当 $k = 0$ 时， P_0 为观测到一个新的样本的概率，对于样本 X ，我们将所有不包含在 X 中的样本点的集合归为一类，记为 S_0 。

记 S 为包含在所有 n 个样本中的不同节点的数目，则 $S \leq n$ ，且

$$S_0 = N - S \quad (4.11)$$

由[119]，根据Good-Turing估计算法， P_0 的估计为：

$$\hat{P}_0 = \frac{s_1}{n}. \quad (4.12)$$

据[117]，当上述各类样本是等可能 (equally likely) 时，Good-Turing估计算法可以渐进地达到同样假设下最好的估计算法的性能，这就意味着在等可能性的假设下，用Good-Turing估计算法来估计节点总数可以渐进地达到好的性能。

由式 (4.8)，各类样本等可能性的假设是合理的，因此我们通过下面步骤对 N 进行估计：

首先，据式 (4.12) 给出 P_0 的估计：

其次，由各类样本等可能性假设，有：

$$P_0 = 1 - \frac{S}{N}. \quad (4.13)$$

最后，由式 (4.12) 及式 (4.13) 容易得到：

$$\hat{N} = \frac{S}{1 - \hat{P}_0} = \frac{S}{1 - \frac{s_1}{n}} \quad (4.14)$$

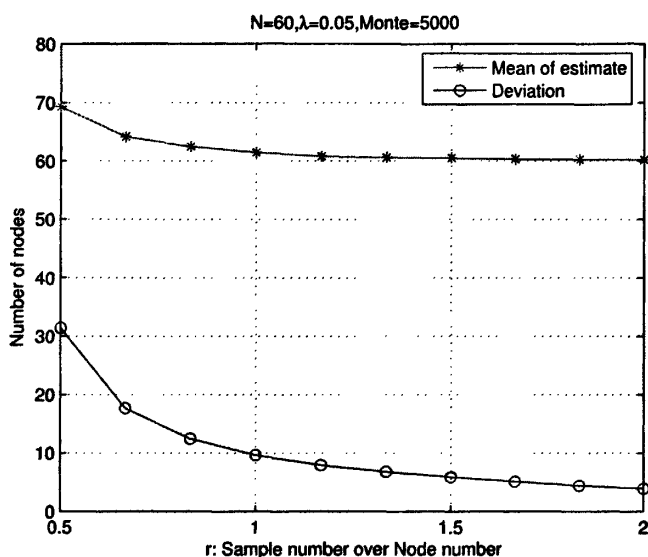


图 4.3: Slotted ALOHA协议下GT估计均值及标准差仿真结果，这里节点个数 $N = 60$ ，发包概率 $\lambda = 0.05$ 。

我们仿真了SPR信道接收系统下Slotted ALOHA及Slotted CSMA接入协议和MPR信道接收系统下Slotted ALOHA协议的运行过程，以中心节点成功收到的节点的ID为样本点，分别就样本点的个数 n 与节点 N 的比值 r 由0.5变化到2或1.8时，根据式 (4.14) 得到 N 的估计值。图4.3, 4.4 分别为SPR信道接收系统下Slotted ALOHA协议及Slotted CSMA协议对应的GT(Good-Turing)估计的均值及标准差，图中X轴是样本点个数与节点个数的比值 $r = \frac{n}{N}$ 。结果显示：随着样本点个数的增加，估计的均值越来越接近真值，标准差亦呈单调下降趋势。

图4.5, 图4.6是据上述两种协议仿真结果得到的置信区间曲线，图中上下两条曲线分别是对应 r 取各点时置信区间的上界 C_U 和下界 C_L ，二者分别如下得到：对于确定的 $0 < \varepsilon \ll 1$,

$$\hat{P}\left\{\frac{\hat{N}}{N} > C_U > 1\right\} = \varepsilon, \quad (4.15)$$

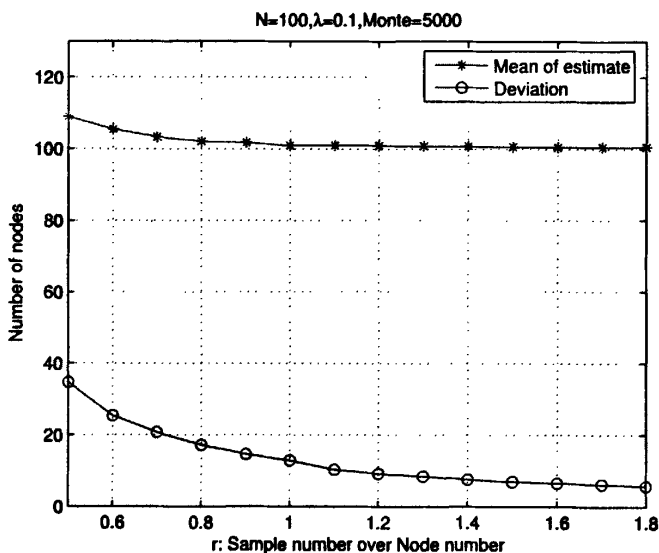


图 4.4: Slotted CSMA协议下GT估计均值及标准差仿真结果，这里节点个数 $N = 100$ 。

$$\hat{P}\left\{\frac{\hat{N}}{N} < C_L < 1\right\} = \varepsilon, \quad (4.16)$$

其中 \hat{P} 表示观测事件的经验分布，则对于给定的 N ， n 及 ε ，有：

$$\hat{P}\left\{\frac{\hat{N}}{N} \in (C_L, C_U)\right\} = 1 - 2\varepsilon. \quad (4.17)$$

图4.7及图4.8是用4.14估计MPR2信道接收系统在Slotted ALOHA协议下运行的发包节点个数估计的仿真结果。

4.3 Good-Turing估计方法与MLE方法在无反馈事件触发数据传输过程中节点个数估计的性能比较

本节我们通过仿真对Good-Turing估计方法与MLE方法对无反馈事件触发数据传输过程中节点个数估计的性能进行比较，这里接入采用Slotted ALOHA协议。图4.9是估计的仿真结果比较，其中横坐标是成功接入节点的个数与参与发包节点总数的比值，纵坐标是估计的标准差。仿真是在完全相同的条件下进行的，其中节点个数为60，各节点发包概率为0.05。为便于比较，MLE估计的仿真中，在统计空闲时隙发生的时间的同时，统计了成功接入的节点的数目，将对应的估计的标准差绘制在图中。结果表明：对于运行了Slotted ALOHA接入算法的无反馈事件触发数据传输过程，

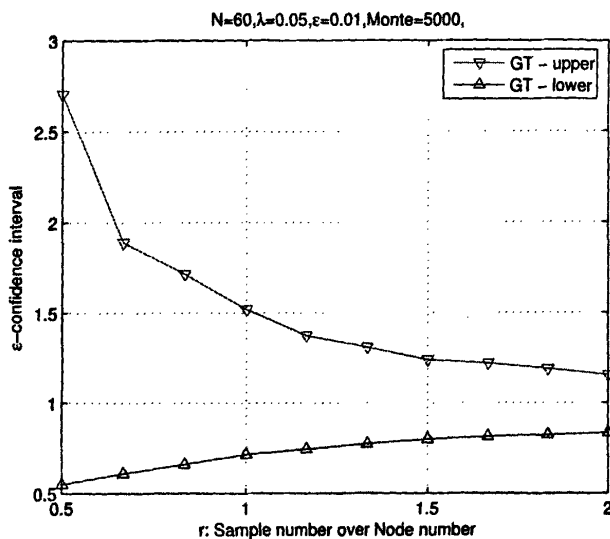


图 4.5: Slotted ALOHA 协议下 GT 估计置信区间仿真结果, 这里节点个数 $N = 60$, 发包概率 $\lambda = 0.05$.

在网络运行时间相同的条件下 MLE 方法估计的标准差远小于 GT 方法, 尤其是在网络运行时间较短的情形, 这说明与 GT 算法相比, MLE 方法更适合用来估计无反馈事件触发数据传输过程中节点个数。

4.4 关于 IEEE802.15.4 网络中参与信道竞争的节点个数的估计

IEEE802.15.4 标准[111]定义了低数据率无线个域网 (Low-Rate Wireless Personal Area Networks) 的物理层和媒体接入层标准, 是目前实际应用中大多数传感器网络采用的标准。在 IEEE802.15.4 的媒体接入层标准中, 采用了带有超帧结构的 CSMA/CA 接入算法 (见 2.7.1.2 节), 网络性能直接依赖于参与信道竞争的节点个数和 CSMA/CA 执行过程中退避指数、超帧长度等参数, 若各项参数能够自适应地随节点个数变化进行调整, 则整个网络性能将得到很大的提高。

G. Bianchi, I. Tinnirello 在[114]中运用 Kalman 滤波器在节点个数不变和各参数为连续的假设下对 IEEE802.11DCF (Distributed Coordination Function) 中参与竞争的节点个数进行了估计; T. Vercauteren, A. L. Toledo, X. Wang 在节点个数构成 Markov Chain 的假设下用 Bayes Monte Carlo 方法对 IEEE802.11 中参与竞争的节点个数进行了估计[113], 迄今尚未见到对 IEEE802.15.4 中节点个数估计的研究结果发表。本节我们假设网络中参与信道竞争的节点个数构成一个状态转

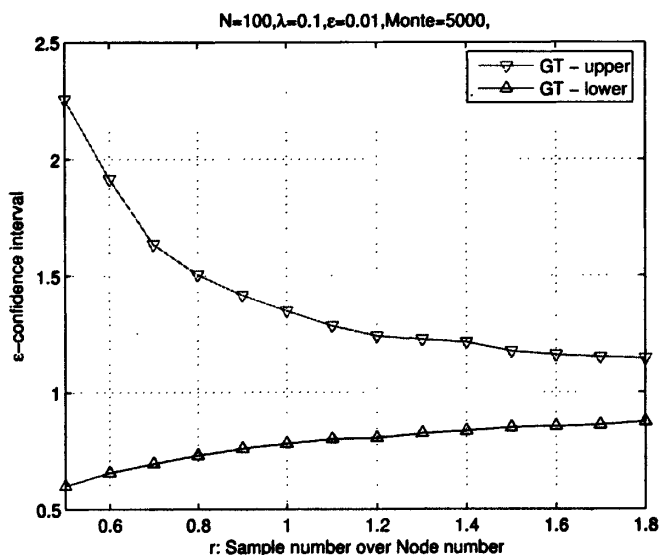


图 4.6: Slotted CSMA协议下GT估计置信区间仿真结果, 这里节点个数 $N = 100$ 。

移矩阵未知的Markov链, 通过分析IEEE802.15.4的介质接入协议, 与[113]类似, 运用Bayes Monte Carlo算法对IEEE802.15.4中参与信道竞争的节点个数进行了估计, 并用仿真结果进行了检验。

Bayes Monte Carlo信号处理技术可分为Markov链Monte Carlo(MCMC)方法和序列Monte Carlo(SMC)方法, MCMC主要应用于批信号处理, SMC方法用于自适应信号处理, 这两种方法已经解决了无线通信中的一系列富于挑战性的难题[120]。本节我们分别用这两种方法对IEEE 802.15.4参与信道竞争的节点数目进行估计。

4.4.1 系统模型

由[111], 依据IEEE802.15.4标准运行的传感器网络, 其信道在时间上采用超帧结构, 即将时间划分为等长的时段, 各发包节点在超帧的起始点开始发包过程。实际网络运行过程中, 协调节点(coordinator)通过发送烽火帧确定每一超帧的起始点。网络中的节点在有包发送时, 首先侦听烽火帧, 使自己与超帧同步; 接着执行CSMA/CA中的退避机制, 开始第一次退避。[111]规定, 各节点第一次退避计时的起始点要与超帧的起始点一致, 即所有发包节点在每一超帧的起始点同时开始第一次退避, 且各节点的初始退避指数相同, 为 $macMinBE$ 。 $macMinBE$ 可以在一定范围内变化, 根据参与信道竞争的节点数量、超帧的长度等进行调整, 其值直接关系到各节点接入时间、能耗等性能, 因此由协调节点对参与信道竞争的节点数量进行估计, 调整 $macMinBE$, 对整个网络性能的提高具有重要意义。

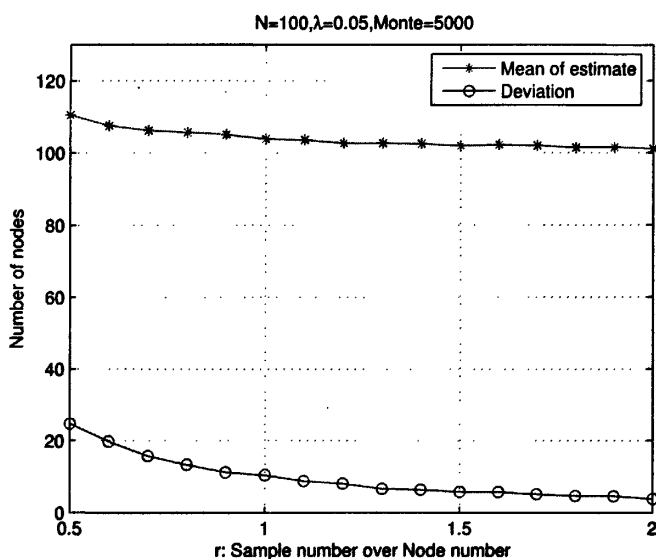


图 4.7: MPR2信道接收系统下Slotted ALOHA协议对应的GT估计均值及标准差仿真结果, 这里节点个数 $N = 100$.

从超帧起始点开始, 各节点生成第一次退避时间, 其值是0到 $W_0 = 2^{macMinBE}$ 间随机选取的整数。设在一个超帧中有 n 个节点参与发包, 则第一次成功接入发生的时间有两种情形: 第一, 在 $0 \sim W_0$ 之间, 第二, 在 W_0 之后。第一种情形发生, 即 n 个节点中有一个节点选定的首次退避时间小于所有其它节点, 其概率计算如下:

设 n 个节点的首次退避时间为 n 个随机变量 x_1, x_2, \dots, x_n , 则显然 x_1, x_2, \dots, x_n 独立同分布, 以相同的概率 $\frac{1}{W_0+1}$ 取 $0, 1, \dots, W_0$ 中的任一值。则所求概率为:

$$\begin{aligned}
 P &= n \sum_{k=0}^{W_0-1} Pr\{x_1 = k\} \cdot Pr\{k \leq x_2, \dots, x_n \leq W_0\} \\
 &= n \sum_{k=0}^{W_0-1} \frac{1}{W_0} \cdot \left(\frac{W_0 - k}{W_0 + 1}\right)^{n-1} \\
 &= \frac{n}{W_0} \sum_{k=0}^{W_0-1} \left(\frac{W_0 - k}{W_0 + 1}\right)^{n-1} \tag{4.18}
 \end{aligned}$$

IEEE802.15.4标准是针对低数据率无线个域网制定的, 对于较低数据率无线个域网而言, 一个协调节点下同时发包的节点个数的通常较少, 因此, 第一次成功接入发生在 $0 \sim W_0$ 之间的概率较大, 如当 $W_0 = 16, n = 10$ 时, 上述概率约为0.80; 当 $W_0 = 8, n = 5$ 时, 上述概率约为0.85; 当 $W_0 = 16, n = 5$ 时, 上述概率约为0.92。因此, 我们针对第一次成功接入发生在 $0 \sim W_0$ 之间这种

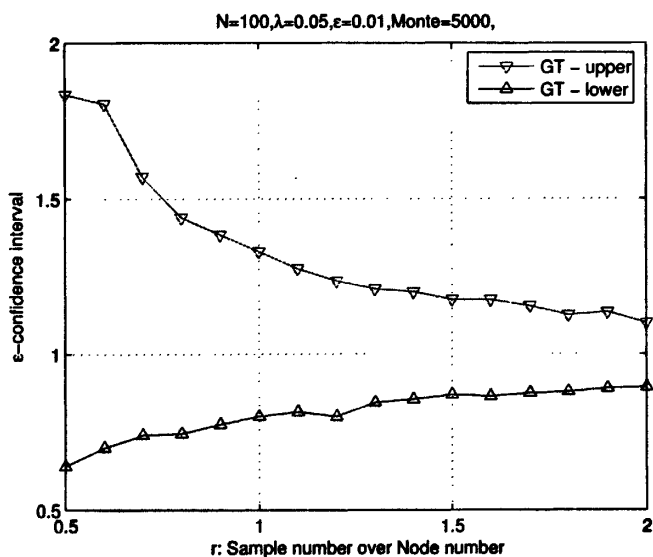


图 4.8: MPR2信道接收系统下Slotted ALOHA协议对应的GT估计置信区间仿真结果, 这里节点个数 $N = 100$.

情形, 建立模型并用 Bayes Monte Carlo方法估计节点数目。

设第一次成功接入发生在 $0 \sim W_0$ 之间, 则在第一次成功发送发生之前, 任一节点在任一退避时隙发包的概率为:

$$P_t = \frac{1}{W_0 + 1}, \quad (4.19)$$

每一个退避时隙有节点成功接入的概率为:

$$P_n = nP_t(1 - P_t)^{n-1}. \quad (4.20)$$

若第一次成功接入发生的时间记为 T_n (单位为退避时隙), 则 T_n 为一服从几何分布的随机变量, 其分布函数为:

$$P_r\{T_n = t\} = P_n(1 - P_n)^t. \quad (4.21)$$

从计时起点开始, 对超帧进行计数, 设在超帧 k 参与信道竞争的节点数目为 x_k , $k = 1, 2, \dots$, x_k 从集合 $X = \{1, 2, \dots, N\}$ 中取值。协调节点可以观测到从任一超帧的起始点开始, 第一次成功接入的时间, 记为 y_k , $k = 1, 2, \dots$ 。假设各超帧参与信道竞争的节点数目构成一阶 Markov链, 其状态转移矩阵为 $A = [a_{i,j}]$, 其中 $a_{i,j} = P_r\{x_{k+1} = j \mid x_k = i\}$, 且 $a_{i,j} \geq 0$, $\sum_{j=1}^N a_{i,j} = 1$ 。

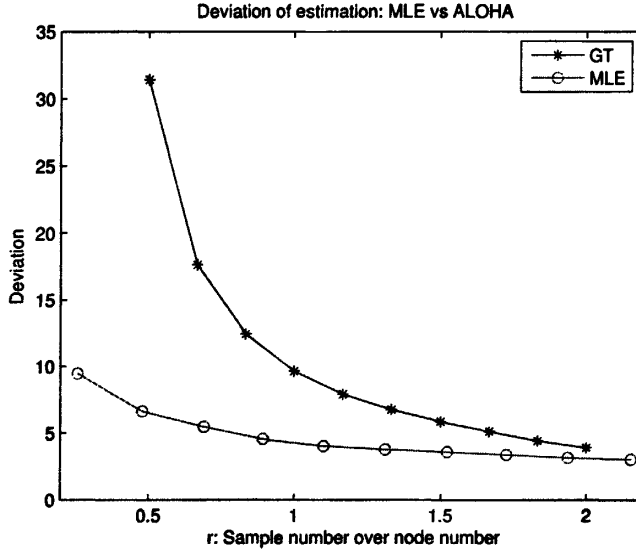


图 4.9: GT与MLE估计的均方差比较: 这里节点总数 $n = 60$, 各节点发包概率 $\lambda = 0.05$.

由上述讨论, 我们的问题可以归结为一个隐 Markov模型(HMM), 即

$$x_t \sim MC(\pi, A), y_t \sim G(P_n)$$

其中 π 为 x_k 的初始分布, A 为未知的状态转移矩阵, $G(P_n)$ 表示参数为 P_n 的几何分布。

记 $Y_k = \{y_1, y_2, \dots, y_k\}$ 为直到超帧 k 的观测序列, $X_k = \{x_1, x_2, \dots, x_k\}$ 为相应的状态序列, 模型的参数记为 $\Theta = \{\pi, A\}$ 。我们关心的是: 已知观测序列 Y_k , 如何估计状态序列 X_k 。在接下来的各节中, 我们用 Monte Carlo 信号处理技术解决这一问题。其中解决的途径又分为两类: 离线的估计和在线的估计。当给定观测序列 $Y_N = \{y_1, y_2, \dots, y_N\}$, 要估计 $X_N = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ 时, 对应的是离线的估计, 我们采用 MCMC(MarkovChainMonteCarlo) 方法; 而在线的估计是基于 $Y_k, k = 1, 2, \dots$, 对 x_k 进行序列估计, 即采用 SMC(SequentialMonteCarlo) 方法。

4.4.2 MCMC方法估计参与信道竞争的节点数目

4.4.2.1 MCMC方法简介[121]

Markov Chain Monte Carlo(MCMC)方法是近年来发展起来的一种简单且行之有效的Bayes计算方法, 其目的是计算后验均值, 后验方差, 后验分布的分位数等后验量。设后验分布

为 $\pi(x)$, $x \in X$, 通常我们所计算的后验量可写成某函数 $f(x)$ 关于 $\pi(x)$ 的期望

$$E_{\pi} f = \int_X f(x)\pi(x)dx \quad (4.22)$$

MCMC方法的基本思想是建立一个平稳分布为 $\pi(x)$ 的Markov链来得到 $\pi(x)$ 的样本, 基于这些样本作各种统计推断, 从而得到各种需要的后验量。MCMC方法的具体实施过程可以归结为以下三步:

1. 在 X 上选一个“合适”的Markov链, 其转移核为 $p(*, *)$ 。这里“合适”含义主要是 $\pi(x)$ 应当是其相应的平稳分布;
2. 由 X 中某一点 $X^{(0)}$ 出发, 根据转移核 $p(*, *)$ 产生点序列 $X^{(1)}, X^{(2)}, \dots, X^{(N)}$, 构成Markov链;
3. 对某个 m 和大的 N , 任一函数 $f(x)$ 的期望估计如下:

$$\hat{E}_{\pi} f = \frac{1}{n-m} \sum_{t=m+1}^N f(X^{(t)}) \quad (4.23)$$

显然, 在MCMC方法中, 转移核的构造至关重要, 不同的MCMC方法往往就是转移核的构造方法不同。最简单, 应用最广泛的MCMC方法是Gibbs抽样法, Gibbs抽样法可简述如下:

如上所述, 设 X 具有密度函数 $\pi(x)$, 在给出起始点 $x^{(0)} = (x_1^{(0)}, x_2^{(0)}, \dots, x_n^{(0)})$ 后, 假定第 t 次迭代开始时的估计值为 $x^{(t-1)}$, 则第 t 次迭代分为如下 n 步:

(1) 由条件分布 $\pi(x_1 | x_2^{(t-1)}, \dots, x_n^{(t-1)})$ 抽取 $x_1^{(t)}$;

.....

(i) 由条件分布 $\pi(x_i | x_1^{(t)}, \dots, x_{i-1}^{(t)}, x_{i+1}^{(t-1)}, \dots, x_n^{(t-1)})$ 抽取 $x_i^{(t)}$;

.....

(n) 由条件分布 $\pi(x_n | x_1^{(t)}, \dots, x_{n-1}^{(t)})$ 抽取 $x_n^{(t)}$;

记 $x^{(t)} = (x_1^{(t)}, \dots, x_n^{(t)})$, 则 $x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(t)}, \dots$ 是Markov链的实现值, 利用这些实现值可以计算各后验量。

4.4.2.2 用Gibbs抽样法估计参与信道竞争的节点数目

用Gibbs抽样法估计参与信道竞争的节点数目, 是要在已知直到超帧 k 的各超帧首次成功接入时间 $Y_K = \{y_1, y_2, \dots, y_K\}$ 的条件下, 估计相应的各超帧参与信道竞争的节点数目 $X_K = \{x_1, x_2, \dots, x_K\}$, 其中系统参数为 $\Theta = \{\pi, A\}$, 这种估计算法实际上是得到一批观测值后离线进行的。由4.4.2.1, Gibbs抽样法的实施首先要根据先验分布得到Markov链的初始值, 然后根据后验条件分布生成Markov链的后续实现值, 对于我们估计节点数目的模型, 首先是给出各超帧节

点数目的先验分布 $\pi^{(0)}$ 及状态转移矩阵 $A^{(0)}$ ，并据此生成Markov链的初始值；进一步根据以观测值 Y_K 及 π ， A 为条件的条件后验概率生成Markov链各实现值的 X ， π 及 A ，最后对得到的Markov链的实现进行处理得到需要的后验量。

首先，需要得到先验分布 π 及 A 。在Bayes统计推断中，当对先验知识掌握得较少时，常常采用共轭先验分布的方法来确定先验分布。

在我们的模型中，设各超帧参与信道竞争的节点个数在 $X = \{1, 2, \dots, N\}$ 中取值，在一个稳定的网络环境中，任一超帧有数据待发的节点个数可以看成是服从多项分布[113]，这种类型的似然函数，其共轭先验分布为Dirichlet分布[120]。这里我们假设先验分布向量 π 和状态转移矩阵各行向量 $\vec{a}_i = (a_{i,1}, a_{i,2}, \dots, a_{i,n})$ ， $i = 1, 2, \dots, n$ 服从Dirichlet分布。则初始先验分布向量 $\pi^{(0)}$ 及状态转移矩阵 $A^{(0)}$ 可如下得到：

$$1. \pi \sim D_n(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n); \quad (4.24)$$

$$2. \vec{a}_i \sim D_n(\alpha_{i,1}, \alpha_{i,2}, \dots, \alpha_{i,n}) \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (4.25)$$

上述Dirichlet分布的实现由 Γ 分布很容易得到。在生成 $\pi^{(0)}$ 和 $A^{(0)}$ 后，Markov链的初始值可根据得到的先验分布抽样得到。即，

$$X^{(0)} \sim MC(\pi^{(0)}, A^{(0)}) \quad (4.26)$$

接下来讨论条件后验分布：MCMC方法大多建立在形如 $\pi(X_T | X_{-T})$ 的条件分布上，其中 $X_T = \{x_i, i \in T\}$ ， $X_{-T} = \{x_i, i \in \bar{T}\}$ ， $T \subset N = \{1, 2, \dots, n\}$ 。在上述条件分布中，所有的变量全都出现了（或出现在条件中，或出现在变元中），这样的条件分布称为满条件的。在导出满条件分布时，有一个简单而有效的事实：对任意的 X 和 $T \subset N$ ，

$$\pi(X_T | X_{-T}) = \frac{\pi(X)}{\int_{X \in T} \pi(X) dX} \propto \pi(X), \quad (4.27)$$

因此，在应用MCMC时， $\pi(x)$ 及满条件分布可以相差一个比例因子[121]。

根据我们的模型，运用Bayes准则，满条件分布的性质及Markov假设，参考[113]可以得到条件后验分布如下：

1. X 的初始分布向量 π 的条件后验概率：

$$\begin{aligned} p(\pi | Y_K, A, X_K) &= p(\pi | x_1) \\ &\propto p(x_1 | \pi) \cdot p(\pi) \propto \pi_{x_1} \prod_{j=1}^n \pi_j^{\rho_j - 1} \\ &= \prod_{j=1}^n \pi_j^{\rho_j + 1(x_1 - j) - 1} \end{aligned}$$

$$= D_n(\pi; \rho_1 + \mathbb{I}(x_1 - 1), \rho_2 + \mathbb{I}(x_1 - 2), \dots, \rho_n + \mathbb{I}(x_1 - n)) \quad (4.28)$$

2. 状态转移矩阵 A 的行向量 \vec{a}_i , $i = 1, 2, \dots, n$ 的条件后验概率:

$$\begin{aligned} p(\vec{a}_i | Y_K, \pi, X_K, \vec{a}_{-i}) &= p(\vec{a}_i | \pi, X_k) \\ &\propto p(X_K | \vec{a}_i, \pi) \cdot p(\vec{a}_i) \\ &\propto p(x_1 | \pi) \cdot \prod_{t=1}^{k-1} p(x_t | x_{t-1}, \vec{a}_i) \cdot \prod_{j=1}^n a_{i,j}^{\alpha_{i,j}-1} \\ &\propto \pi_{x_1} \cdot \prod_{j=1}^n a_{i,j}^{n_{i,j}} \cdot \prod_{j=1}^n a_{i,j}^{\alpha_{i,j}-1} \\ &\propto \prod_{j=1}^n a_{i,j}^{\alpha_{i,j} + n_{i,j} - 1} \\ &= D_n(\vec{a}_i; \alpha_{i,1} + n_{i,1}, \alpha_{i,2} + n_{i,2}, \dots, \alpha_{i,n} + n_{i,n}) \end{aligned} \quad (4.29)$$

其中 $n_{i,j}$ 是 X_K 中由状态 i 转移到状态 j 的次数。

3. 状态变量 x_t 的条件后验概率:

$$\begin{aligned} p(x_t = i | Y_k, \pi, A, x_{-t}) \\ &\propto p(y_t | x_t = i) \cdot p(x_t = i, x_{-t}, \pi, A) \\ &\propto \begin{cases} p(T_s = s | x_t = i) \cdot a_{x_{t-1}, i} \cdot a_{i, x_{t+1}}, & t \in [2, K-1] \\ p(T_s = s | x_t = i) \cdot \pi_i \cdot a_{i, x_{t+1}}, & t = 1 \\ p(T_s = s | x_t = i) \cdot a_{x_{t-1}, i}. & t = K \end{cases} \end{aligned} \quad (4.30)$$

其中 $p(T_s = s | x_t = i)$ 是指超帧 t 参与信道竞争的节点数目为 i 时, 首次成功接入发生在slot s 的概率, 由式4.21给出, x_{-t} 意义同上段。

进一步, 根据上述先验及条件后验概率给出用Gibbs抽样法进行节点个数估计的算法:

- 生成初始值: 根据式4.24, 式4.25生成 $\pi^{(0)}$, $A^{(0)}$, 进一步根据4.26生成 $X^{(0)}$;
- 迭代生成后续数据: 设共生成 $N + N_0$ 组数据, 当 $k = 1, 2, \dots, N + N_0$ 时,

$\pi^{(k)}$: 根据条件后验概率 $p(\pi^{(k)} | Y_K, A^{(k-1)}, X_K^{k-1})$ (由式4.28给出) 生成 $\pi^{(k)}$

$A^{(k)}$: $A = [a_{i,j}]_{n \times n}$, $\vec{a}_i^{(k)} \triangleq (a_{i,1}^{(k)}, a_{i,2}^{(k)}, \dots, a_{i,n}^{(k)})$, $i = 1, 2, \dots, n$. 由式4.29, $\vec{a}_i^{(k)}$ 据下列分布生成: $p(\vec{a}_i | Y_K, \pi^{(k)}, \vec{a}_1^{(k)}, \dots, \vec{a}_{i-1}^{(k)}, \vec{a}_{i+1}^{(k-1)}, \dots, \vec{a}_n^{(k-1)})$.

$X^{(k)}$: $X^{(k)} \triangleq (x_1^{(k)}, x_2^{(k)}, \dots, x_K^{(k)})$, 由式3.12, $X^{(k)}$ 据 $p(x_i | Y_K, \pi^{(k)}, A^{(k)}, x_1^{(k)}, x_2^{(k)}, \dots, x_{i-1}^{(k)}, x_{i+1}^{(k-1)}, \dots, x_K^{(k-1)})$, 生成, $i = 1, 2, \dots, n$.

根据生成的 $\{\pi^{(k)}, A^{(k)}, X^{(k)}\}_{k=1, \dots, N_0+N}$ 可以计算 X_K 的后验分布, π, A 的后验值及 X_K 的估计值, 由于在上述样本生成的初始阶段, Markov链尚未达到稳定状态, 因此计算各后验量时不取前 N_0 个值, 从第 $N_0 + 1$ 个值开始作为有效数据。则:

- X_K 的估计值为:

$$X_K = \frac{1}{N} \sum_{k=N_0+1}^{N_0+N} X^{(k)}; \quad (4.31)$$

- X_K 的后验分布为:

$$p(x_t = i | Y_K) = \frac{1}{N} \sum_{k=N_0+1}^{N_0+N} \mathbb{I}(x_t^{(k)} - i); \quad (4.32)$$

其中 $\mathbb{I}(\cdot)$ 为示性函数, $i = 1, 2, \dots, K$

- π, A 的估计值为:

$$(\hat{\pi}, \hat{A}) = \frac{1}{N} \sum_{k=N_0+1}^{N_0+N} (\pi^{(k)}, A^{(k)}). \quad (4.33)$$

4.4.3 用SMC方法估计参与信道竞争的节点数目

SMC, 即序列Monte Carlo方法, 又称为粒子滤波, 是一种在线的Monte Carlo信号处理方法, 其基本思想是在一个普通的Monte Carlo框架下, 用包含有限个样本或粒子的集合中元素的分布来代表后验概率 $p(X_k|Y_k)$, 并对 $p(X_k|Y_k)$ 的任意性质进行估计。基本过程是根据观测序列 $\{y_1, y_2, \dots\}$ 对状态序列 $\{x_1, x_2, \dots\}$ 进行在线的序列估计, 当一个新的观测值 y_{k+1} 到达时, 粒子被更新以便代表新的后验概率 $p(X_{k+1}|Y_{k+1})$ 。更新的方法包括拒绝抽样法(rejection sampling)[122], 重点抽样法(importance sampling)[123], 重点抽样法重抽样法(resampling)[123], MCMC方法[124]等。SMC方法在许多仿真实验及数据分析中都有成功的应用, 本节我们用来在线地估计参与信道竞争的节点数目。

4.4.3.1 一般的SMC方法介绍

考虑一个一般的动态模型:

初始分布: $p_\theta(x_0)$;

状态转移概率: $p_\theta(x_t|x_{t-1}), \forall t \geq 1$;

观测值分布: $p_\theta(y_t|x_t), \forall t \geq 1$ 。

其中 x_t, y_t 分别为状态变量和观测值, θ 为已知的静态参数, $p_\theta(\cdot)$ 为依赖于 θ 的分布。我们要根据 $\{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 对 $\{x_1, x_2, \dots, x_t\}$ 进行在线的统计推断, 这里记 $X_t = \{x_1, x_2, \dots, x_t\}$, $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 。

SMC, 即序列Monte Carlo的基本想法是: 在任一时刻 t , 根据观测值 Y_t 及 $p_\theta(X_t|Y_t)$ 用Monte Carlo方法生成样本集 $\{X_t^{(k)}\}_{k=1}^K$, 据此对 X_t 进行统计推断。当据 $p_\theta(X_t|Y_t)$ 直接仿真不可行或运算量过大时, 常常采用“重点抽样法(importance sampling)”进行抽样。所谓“重点抽样法”是用一个容易实施的分布 $q_\theta(X_t|Y_t)$ 近似代替 $p_\theta(X_t|Y_t)$ 进行抽样, 给每个抽得的样本赋予“重点权重(importance weight)”, 使得 $q_\theta(X_t|Y_t)$ 关于 $p_\theta(X_t|Y_t)$ “恰当加权(properly weighted)”。具体的, 设 $\{X_t^{(k)}\}_{k=1}^K$ 是根据 $q_\theta(X_t|Y_t)$ 生成的样本点集, $\omega(X)$ 为权函数, 则 $\{X_t^{(k)}, \omega_t^{(k)}\}, k=1, 2, \dots$ 称为关于 $p_\theta(X_t|Y_t)$ 由 $\omega(X)$ 恰当加权, 如果

$$\lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\sum_{k=1}^K h(X_t(k))\omega_t^{(k)}}{\sum_{k=1}^K \omega_t^{(k)}} = E_{p_\theta}[h(X_t)] \quad (4.34)$$

其中 $h(x)$ 为任一可积函数, $E_{p_\theta}[\cdot]$ 是关于密度函数 $p_\theta(\cdot)$ 的期望[123]。

取 $\omega_t(k) = p_\theta(X_t^{(k)}|Y_t)/q_\theta(X_t^{(k)}|Y_t)$, 则可以下式作为 $p_\theta(X_t|Y_t)$ 的估计[125]:

$$\hat{p}_\theta(X_t|Y_t) = \frac{\sum_{k=1}^K \omega_t(k) \mathbf{I}(X_t^{(k)} - X_t)}{\sum_{k=1}^K \omega_t(k)} \quad (4.35)$$

其中 $\mathbf{I}(\cdot)$ 是示性函数。

由4.34, 对于任一可积函数 $h(x)$, 有:

$$\hat{E}_{p_\theta}(h(X_t)) = \frac{\sum_{k=1}^K h(X_t(k))\omega_t^{(k)}}{\sum_{k=1}^K \omega_t^{(k)}} \quad (4.36)$$

据4.35及4.36, 可进行相关统计推断。

在SMC算法执行过程中, $p_\theta(x_t|X_{t-1}, Y_t)$ 是一个相当重要的分布, 是用Monte Carlo方法进行样本更新的依据。这一分布与已知分布 $p_\theta(x_t|x_{t-1})$, $p_\theta(x_t|y_t)$ 间关系可如下推出:

$$\begin{aligned} p_\theta(x_t|X_{t-1}, Y_t) &\propto p_\theta(X_{t-1}, x_t, Y_{t-1}, y_t) \\ &= p_\theta(X_{t-1}) \cdot p_\theta(x_t|X_{t-1}) \cdot p_\theta(Y_{t-1}|X_{t-1}, x_t) \cdot p_\theta(y_t|X_{t-1}, x_t, Y_{t-1}) \\ &= p_\theta(X_{t-1}) \cdot p_\theta(x_t|x_{t-1}) \cdot p_\theta(Y_{t-1}|X_{t-1}) \cdot p_\theta(y_t|x_t) \\ &\propto p_\theta(x_t|x_{t-1}) \cdot p_\theta(y_t|x_t) \end{aligned} \quad (4.37)$$

一般的, 设时刻 $t-1$, SMC过程已生成恰当加权集 $\{X_{t-1}^{(k)}, \omega_{t-1}^{(k)}\}_{k=1}^K$, 当尝试函数 $q_\theta(X_t|X_{t-1}^{(k)}, Y_t) = p_\theta(X_t|X_{t-1}^{(k)}, Y_t)$ [123], 且 X_t 仅在有限点集 $\{b_1, b_2, \dots, b_N\}$ 中取值时, 在 θ 已知的假设下, SMC算法进程如下[125]:

- 对于 $i=1, 2, \dots, N$, 计算

$$\begin{aligned} q_\theta(x_t = b_i|X_{t-1}^{(k)}, Y_t) &= p_\theta(x_t = b_i|X_{t-1}^{(k)}, Y_t) \\ &\propto p_\theta(y_t|x_t = b_i) \cdot p_\theta(x_t = b_i|x_{t-1}); \end{aligned} \quad (4.38)$$

- 对4.38进行归一化:

$$\sum_{i=1}^N q_{\theta} \left(x_i = b_i | X_{i-1}^{(k)}, Y_i \right) = 1; \quad (4.39)$$

- 根据 $q_{\theta}(\cdot | X_{i-1}^{(k)}, Y_i)$ 生成 $x_i^{(k)}$, 并令 $X_i^{(k)} = \{x_i^{(k)}, X_{i-1}^{(k)}\}$;
- 更新重点权重

$$\begin{aligned} \omega_i(k) &\propto \omega_{i-1}^{(k)} p_{\theta}(y_i | x_{i-1}^{(k)}) \\ &\propto \omega_{i-1}^{(k)} \sum_{i=1}^N p_{\theta}(y_i | x_i = b_i) p_{\theta}(x_i = b_i | x_{i-1}^{(k)}); \end{aligned} \quad (4.40)$$

- 对重点权重进行归一化。

SMC方法中常常会出现退化现象, 即经过若干次迭代后, 有些样本的权重会变得非常小, 这些样本被称为无效的, 当无效样本的数量太多时, Monte Carlo过程就成为无效的了。重抽样(resampling)是减少无效样本, 增加有效样本的有效途径, 由[123], 重抽样算法可简述如下:

- 按照与 $\{\omega_i(k)\}_{k=1}^K$ 成正比的概率从 $\{x_i^{(k)}\}_{k=1}^K$ 中重新抽取样本点集 $\{\tilde{x}_i^{(k)}\}_{k=1}^K$;
- 给所有样本点赋予相等的权值 $\tilde{\omega}_i(k) = 1/K$ 。

显然, 重抽样步骤只是在退化现象发生, 即无效样本点数量过多时需要采用, 判断无效样本数量的方法通常用下式给出[123]:

$$K_{off} = K \left[1 + \text{Var} \left(\frac{p_{\theta}(X_i^{(k)} | Y_i)}{q_{\theta}(x_i^{(k)} | X_{i-1}^{(k)}, Y_i)} \right) \right]^{-1} \quad (4.41)$$

其估计值为:

$$K_{off}^{\hat{}} = \left(\sum_{k=1}^K (\omega_i^{(k)})^2 \right)^{-1} \quad (4.42)$$

通常在 $K_{off}^{\hat{}} \leq K/10$ 时, 实施重抽样步骤[123]。

4.4.3.2 带有未知静态参数的SMC方法

上节的SMC过程中, 假定参数 θ 是已知的, 而实际上, 在很多动态模型中, 参数都是未知的, 因此用SMC方法解决带有未知静态参数的动态模型是SMC方法研究中一类重要问题。通常的方法是将参数纳入状态空间, 按照通常的SMC过程进行, 其问题是由于参数的静态特性, 每一次迭代只能在上一次的结果中取值, 导致当迭代的次数增多时, 参数退化为只能在很少的几个点中取值。Geir Storvik在[126]中给出了另一种解决方法, 其基本思想是假设当给定 X_t, Y_t 时, 参数 θ 的分布的解析形式容易得到, 尤其是 θ 的分布仅仅通过低维的充分统计量依赖于 X_t , 则对于给定的 Y_t , θ 的后验分布只需相应的状态变量 X_t 。在样本集的更新过程中, 只需将 θ 与 X_t 同时更新即可, θ 的更新只依赖于 X_t 而与上一次迭代 θ 的结果无关, 从而避免了退化问题。

具体地, 整个样本更新过程根据下列结果给出[126]: 设 X_t, Y_t, θ 意义同上, $T_t = T\{X_t, Y_t\}$ 是参数 θ 的充分统计量, 则:

$$\begin{aligned} p(X_t, \theta|Y_t) &= C \cdot p(X_t, \theta, y_t|Y_{t-1}) \\ &= C \cdot p(X_{t-1}|Y_{t-1}) \cdot p(\theta|X_{t-1}, Y_{t-1}) \cdot p(x_t|X_{t-1}, Y_{t-1}, \theta) \cdot p(y_t|X_t, Y_{t-1}, \theta) \\ &= C \cdot p(X_{t-1}|Y_{t-1}) \cdot p(\theta|T_{t-1}) \cdot p(x_t|x_{t-1}, \theta) \cdot p(y_t|x_t, \theta) \end{aligned} \quad (4.43)$$

其中 $C = 1/p(y_t|Y_{t-1})$ 是不依赖于 X_t 及 θ 的常数。

设SMC运行过程中已生成恰当加权样本 $\{X_{t-1}^{(k)}, \omega_{t-1}^{(k)}\}_{k=1}^K$, 则包含未知静态参数的SMC算法过程如下[126]:

重点抽样过程: 对于 $k = 1, 2, \dots, K$

- 由分布 $q_{t,1}(\theta|X_{t-1}^{(k)}, Y_t)$ 生成样本 $\theta^{(k)}$;
- 由分布 $q_{t,2}(x_t|X_{t-1}^{(k)}, y_t, \theta^{(k)})$ 生成样本 $x_t^{(k)}$, 定义 $X_t^{(k)} = \{x_t^{(k)}, X_{t-1}^{(k)}\}$;
- 更新重点权重:

$$\omega_t^{(k)} = \omega_{t-1}^{(k)} \frac{p(\theta^{(k)}|T_{t-1}^{(k)}) \cdot p(x_t^{(k)}|x_{t-1}^{(k)}, \theta^{(k)}) \cdot p(y_t|x_t^{(k)}, \theta^{(k)})}{q_{t,1}(\theta^{(k)}|X_{t-1}^{(k)}, Y_t) \cdot q_{t,2}(x_t^{(k)}|X_{t-1}^{(k)}, y_t, \theta^{(k)})}. \quad (4.44)$$

重抽样过程: 同上节。

其中 $q_{t,1}(\theta|X_{t-1}^{(k)}, Y_t)$, $q_{t,2}(x_t|X_{t-1}^{(k)}, y_t, \theta)$ 为重点抽样算法中给定的关于 θ, x_t 的“重点分布”。

当 θ 仅仅依赖于充分统计量 T_t 时, 有

$$q_{t,1}(\theta|X_{t-1}^{(k)}, Y_t) = q_{t,1}(\theta|T_{t-1}^{(k)}, Y_t). \quad (4.45)$$

这里 T_t 是容易更新的统计量。

进一步, 参数 θ 的期望可如下得到[127]:

$$E\{\theta|Y_t\} = E_{X_t|Y_t}\{E\{\theta|X_t, Y_t\}\} \approx \frac{1}{\sum_{k=1}^K \omega_t^{(k)}} \sum_{k=1}^K \omega_t^{(k)} E\{\theta|T_t^{(k)}\} \quad (4.46)$$

4.4.3.3 用带有静态未知参数的SMC方法估计参与信道竞争的节点数目

由4.4.3.2节, 带有静态未知参数的SMC方法主要包括两部分: 参数 θ 的样本的更新和状态变量 X 的样本的更新。在我们的模型中, 参数 $\theta = [\pi, A]$ 。由4.4.2.2, π 和 A 的行向量的先验分布可由4.24, 4.25得到, 给定 X_t, Y_t , 对 $\theta = [\pi, A]$ 更新的后验分布由4.28, 4.29得到。记 π, A 的后验分布参数为 $\rho_{i,t-1}$ 及 $\alpha_{i,j,t-1}$, 则 π, A 的后验分布可以表述为[113]:

$$p(\pi|X_{t-1}, Y_{t-1}) = D(\pi; \rho_{1,t-1}, \rho_{2,t-1}, \dots, \rho_{N,t-1}), \quad (4.47)$$

$$p(\bar{a}_i | X_{t-1}, Y_{t-1}) = D(\bar{a}_i; \alpha_{i,1,t-1}, \alpha_{i,2,t-1}, \dots, \alpha_{i,N,t-1}). \quad (4.48)$$

即 $[\pi, A]$ 的后验分布只依赖于充分统计量

$$T_t = \{\rho_{m,t}, \alpha_{i,j,t}\}_{(i,j,m) \in [1,N]^3} \quad (4.49)$$

关于充分统计量的更新, 有下列结果:

$$p(\pi | X_t, Y_t) = p(\pi | X_{t-1}, Y_{t-1}); \quad (4.50)$$

$$\begin{aligned} p(\bar{a}_i | X_t, Y_t) &= p(\bar{a}_i | X_t) \propto p(\bar{a}_i | x_t) p(x_t | X_{t-1}) \\ &= D(\bar{a}_i; \alpha_{i,1,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(x_t - 1), \dots, \alpha_{i,N,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(x_t - N)). \end{aligned} \quad (4.51)$$

其中 $\alpha_{i,k,t} = \alpha_{i,k,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(x_t - k)$.

实际上, 在含有未知参数的SMC算法的进程中, 通常是先进行 \bar{a}_i 的样本更新, 后进行 x_t 的样本更新, 因此, 实际样本更新过程中 \bar{a}_i 的后验分布是给定 X_{t-1} 及 Y_t 的条件分布, 导出过程如下:

$$\begin{aligned} p(\bar{a}_i | X_{t-1}, Y_t) &= p(\bar{a}_i | X_{t-1}, Y_{t-1}, y_t) = \sum_{j=1}^N p(\bar{a}_i | X_{t-1}, x_t = j, Y_{t-1}, y_t) \\ &\propto \sum_{j=1}^N p(\bar{a}_i, x_t = j, y_t | X_{t-1}, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^N p(\bar{a}_i | X_{t-1}, Y_{t-1}) p(x_t = j | \bar{a}_i, X_{t-1}, Y_{t-1}) p(y_t | x_t = j, \bar{a}_i, X_{t-1}, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^N p(y_t | x_t = j) \cdot p(x_t = j | x_{t-1}, \bar{a}_i) \cdot p(\bar{a}_i | X_{t-1}, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^N p_j (1 - p_j)^{y_t} \cdot a_{i,j}^{\mathbb{I}(x_{t-1} - i)} \cdot \prod_{m=1}^N a_{i,m}^{\alpha_{i,m,t-1} - 1} \\ &= \sum_{j=1}^N p_j (1 - p_j)^{y_t} \cdot \frac{\prod_{m=1}^N \Gamma(\alpha_{i,m,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - m))}{\Gamma(\mathbb{I}(x_{t-1} - i) + \sum_{m=1}^N \alpha_{i,m,t-1})} \cdot D(\bar{a}_i; \\ &\quad \alpha_{i,1,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - 1), \dots, \alpha_{i,N,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - N)) \\ &= \sum_{j=1}^N p_j (1 - p_j)^{y_t} \cdot \frac{\Gamma(\alpha_{i,j,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i))}{\Gamma(\alpha_{i,j,t-1})} \cdot D(\bar{a}_i; \\ &\quad \alpha_{i,1,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - 1), \dots, \alpha_{i,N,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - N)) \\ &= \sum_{j=1}^N p_j (1 - p_j)^{y_t} \cdot a_{i,j,t-1}^{\mathbb{I}(x_{t-1} - i)} \cdot D(\bar{a}_i; \alpha_{i,1,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - 1), \\ &\quad \dots, \alpha_{i,N,t-1} + \mathbb{I}(x_{t-1} - i)\mathbb{I}(j - N)) \end{aligned} \quad (4.52)$$

x_t 的后验分布为:

$$\begin{aligned} p(x_t = i | X_{t-1}^{(k)}, Y_t, \theta) &= p(x_t = i | x_{t-1}^{(k)}, y_t, A) \\ \propto p(x_t = i, y_t | x_{t-1}^{(k)}, A) &= p(x_t = i | x_{t-1}^{(k)}, A) p(y_t | x_t = i) \\ &= \alpha_{x_{t-1}, i}^{(k)} p_i (1 - p_i)^{y_t} \end{aligned} \quad (4.53)$$

上述两式中 p_i 为网络中发包节点个数为 i 时每一个退避时隙有节点成功接入的概率如式4.20所示。

实际的SMC算法中,常常采用重点抽样法,由[113],重点权重的更新公式为:

$$\omega_t \propto \omega_{t-1} \frac{\sum_{i=1}^N p_i (1 - p_i)^{y_t} \alpha_{x_{t-1}, i, t-1}}{\sum_{i=1}^N \alpha_{x_{t-1}, i, t-1}} \quad (4.54)$$

p_i 同上。容易看出,这里 ω_t 与时 t 的样本 x_t 无关,意味着可以在抽样之前计算 ω_t 。其意义在于在生成样本 x_t 之前计算 K_{off} 以确定是否进行重抽样过程,若 $K_{off} \leq K/10$,则在抽取 x_t 之前进行重抽样,具体的,按照与 $\{\omega_t(k)\}_{k=1}^K$ 成正比的概率从 $\{1, 2, \dots, K\}$ 中抽取指标集 $\{i_k\}_{k=1}^K$,生成 x_t 样本时以 $\{X_{t-1}^{(i_k)}\}_{k=1}^K$ 为基础根据式4.53进行。[113][128]均采用类似算法,其优点是避免了通常进行重采样过程时样本多样性减少现象的发生。

至此,可以给出节点个数估计算法如下:

- 根据4.24、4.25生成 π , A 的先验初始分布样本 $\pi_0^{(k)}$ 、 $A_0^{(k)}$;
- 根据 $p(\pi|y_1)$ 对 $\pi_0^{(k)}$ 进行修正,生成 $\pi^{(k)}$,进一步根据 $p(x|y_1, \pi^{(k)})$ 生成样本 $x_1^{(k)}$,每个样本赋予相等的权重;
- 重点抽样法:对于 $t = 1, 2, \dots$
 - 据式4.54计算重点权重 ω_t ;
 - 据式4.42计算 K_{off} ,若 $K_{off} \leq K/10$,执行重抽样过程;
 - 对于 $k = 1, 2, \dots, K$
 - a)据式4.52对状态转移矩阵 $A^{(k)}$ 进行更新;
 - b)据式4.53对状态变量 $x_t^{(k)}$ 进行更新;
 - c)更新充分统计量 $T_t^{(k)} = T_t(X_t^{(k)}, Y_t)$ 。
- 据式4.36得到状态变量 $X(T)$ 的估计值 $\hat{X}(T)$ 。

4.4.3.4 仿真结果

本节我们仿真IEEE802.15.4标准MAC层运行过程,运用MCMC方法及SMC方法对各超帧参与信道竞争的节点数目进行了估计,比较了离线的和在线的Bayes Monte Carlo估计算法的性能。这里的观测值为每一超帧协调节点检测到的第一次成功接入的时间,仿真过程中各超帧参与发包的节

表 4.1: MCMC与SMC估计仿真结果对比

MCMC			SMC		
BE	BEM	Error	BE	BEM	Error
2	5	1.2555	2	5	1.3077
3	5	1.1887	3	5	1.2436
4	5	1.1346	4	5	1.1864
5	6	1.0568	5	6	1.1206

点个数是随机生成的Markov链，各超帧发包节点个数均值取为10，超帧阶数、退避指数及退避指数的最大值是变化的，变化范围如表2.1所示；数据包长度取为两个时隙。表4.1是仿真结果。结果表明：对于我们的模型，误差基本在15%以内；同时，离线的估计(MCMC)与在线的估计(SMC)相比，优势并不明显。

4.5 本章结论

本章研究了传感器网络运行过程中节点个数的估计问题，着重讨论了无反馈事件触发数据传输过程中发包节点及IEEE802.15.4标准中参与信道竞争的节点个数的估计。

首先我们利用中心节点侦听信道状态，通过记录信道空闲的时间，采用极大似然方法估计发包节点个数；其次，通过记录成功发包的节点的ID，利用Good-Turing估计算法对发包节点个数进行估计。仿真结果表明：这两种方法都有较好的估计效果，但极大似然估计的误差小于Good-Turing估计，尤其是在网络运行时间较短的时候。

Bayes Monte Carlo方法在信号处理技术中发挥着越来越重要的作用，我们将这一方法中的Markov Chain Monte Carlo方法和Sequential Monte Carlo方法用在IEEE802.15.4网络中参与信道竞争的节点个数的估计中。仿真结果表明，两种估计算法的误差在精度要求不太高时是可以接受的；两种算法的估计精度没有明显差别。

第五章 总结与展望

5.1 工作总结

无线传感器网络是以数据获取为中心的网络，资源受限与网络对数据传输效率和网络寿命的追求是传感器网络中的主要矛盾。本文选取了传感器网络运行中的一个基本过程——事件触发的数据传输过程，研究了随机接入算法在这一过程中的性能，通过对相关性能的优化来实现提高数据传输效率和延长网络寿命的目的。

本文的主要研究内容包括有反馈及无反馈随机接入算法在事件触发数据传输过程中的性能，信道模型包括 SPR 及 MPR 两类，总结如下：

第二章是有反馈随机接入算法的性能研究。

在 SPR 信道情形，建立了首达过程的概率模型，对首达时间进行了概率分析。在首达时间的统计特性的基础上对数据传输过程的性能进行了优化。结果表明：当各节点发包概率取其最优值 $\frac{\sqrt{\ln n}}{n}$ 时，首达时间随激活节点个数的增长近似呈线性增长，说明 Slotted ALOHA 接入算法在传感器网络，尤其是高密度传感器网络中效率较高。同时，建立了相关过程能耗的概率模型，对能耗进行了分析，仿真结果表明：当发包概率在 $\frac{\sqrt{\ln n}}{n}$ 附近变化时，能耗变化较慢，网络性能较为稳定，且能耗亦接近其最优值。为评估 Slotted ALOHA 协议的有效性，我们对上述首轮数据传输过程在 Slotted ALOHA 和 IEEE 802.15.4 标准的 MAC 协议下的运行过程进行仿真，结果表明，在首达时间相同的条件下，Slotted ALOHA 在能耗方面有较大优势，且这种优势随参与发包节点个数的增加呈扩大趋势，这一结果说明 Slotted ALOHA 在传感器网络的实际应用中是完全可行的。

MPR 信道情形，用递归分析的方法对首达时间进行了概率分析，并以此为基础建立了能耗模型，用递归的方式对首达时间和能耗的统计特性进行了描述。对 SPR 和 MPR 的性能比较表明：当网络中激活节点的个数一定时，信道接收能力的增强会使首达时间大大减少，数值结果显示：当 $\kappa = 2, 3$ 时，首达时间的最优值分别大约是 $\kappa = 1$ 时首达时间最优值 $\frac{1}{2}$ 和 $\frac{1}{3}$ 。但 MPR 模型在能耗方面的优势远不如在时间方面：随着 κ 的增大，最优能耗减少，但减少的幅度远不如时间大；对应相同的首达时间，在大多数情形，MPR 模型对应的能耗反而大于 SPR 情形；当能耗相同时，首达时间随 κ 的增大显著减小。

第三章是无反馈随机接入算法的性能研究，针对事件发生后，被触发的所有节点至少成功发包一次的数据传输过程，同样建立了首达过程的模型。主要研究了 Slotted ALOHA 和 Slotted CSMA 的性能。

Slotted ALOHA 情形，在 SPR 及 MPR 信道模型下，对首达时间进行了概率分析，并进一步进

行了优化。同时，以首达时间的结果为基础，建立能耗模型，对能耗进行了分析。对 SPR 信道模型下遍历发包时间的优化结果表明：当被事件激活发包的节点个数为 n 时，对应最优发包概率 $\frac{1}{n}$ 的最优遍历发包时间随 n 的增大近似呈线性增长。在 MPR 信道模型下，用递归分析的方法给出了遍历发包过程的概率模型，进一步分析了整个过程的能耗。SPR 模型与 MPR 模型的性能比较表明，在处于激活发包状态的节点个数一定的条件下， $\kappa = 2$ 的遍历发包时间不足 $\kappa = 1$ 的遍历发包时间的 45%， $\kappa = 3$ 的遍历发包时间不足 $\kappa = 1$ 的 25%，信道接收能力的提高对于时延的减少效果十分明显。在能耗的比较中，当激活发包的节点个数一定时，对应相同的遍历发包时间，MPR 模型并无太大的优势；但最优能耗的比较中，MPR 模型有明显优势，且优势随节点个数的增多呈扩大趋势。

Slotted CSMA 情形，建立了 Slotted CSMA 协议下遍历发包过程的周期模型，利用该周期模型建立了遍历发包过程的概率模型，得到了遍历发包时间的期望并进行了优化。结果表明：在最优接入策略下，遍历发包时间随节点个数的增加近似呈线性增长。CSMA 与 ALOHA 在遍历发包过程中的性能比较显示：无论是时间还是能耗，CSMA 与 ALOHA 相比都有较大优势。

第四章分别用极大似然方法，Good-Turing 方法，给出了 ALOHA，CSMA 接入算法下参与数据传输的节点个数的估计，并对各估计算法的性能进行了比较；同时用 Bayes Monte Carlo 方法对 IEEE802.15.4 标准的接入层协议下参与信道竞争的节点数目进行了估计。

5.2 主要创新

- 从一个全新的角度对传感器网络展开分析与研究，对传感器网络进行首达过程的分析。
- 拓展了随机接入协议的研究范畴，关注随机接入协议在传感器网络时间触发过程中的性能分析问题。给出了随机接入协议的性能的统计特性的解析表达；
- 对数据传输过程建立首达过程的模型，给出了随机接入协议在首达过程模型中的性能的解析表达式；
- 针对 Slotted ALOHA 协议在传感器网络事件触发数据传输过程中的性能的分析，建立了分段传输的模型，通过对每段传输过程的分析，得到整个过程的各项性能统计特性的解析结果；在 CSMA 协议的性能分析中，建立了周期性模型，并得到相关统计特性的解析结果；在 MPR 信道模型下随机接入协议性能分析中，采用递归分析的方法给出了相关性能的统计特性的递归结果。在随机接入协议的分析中采用多种方法建模，不仅解决了本文关注的过程的性能分析问题，而且为一般传感器网络研究的建模提供了多元化的方法。
- 不仅给出了随机接入算法的性能分析，而且对性能进行了优化并给出最优接入策略的解析表达，从而完整解决了传感器网络相关过程的性能分析及优化问题。在对首达时间进行优化的

过程中，通过取近似的方法简化优化问题，大大降低了求解过程的复杂度，并得到了简单可行的最优解。

- 通过对遍历发包过程的深入分析，用极大似然方法估计发包节点个数，取得较好结果；
- 把 Bayes Monte Carlo 方法引入到 IEEE802.15.4 网络中参与信道竞争的节点数目的估计中，对传感器网络激活节点个数的估计进行了有益的探索。

5.3 前景与展望

传感器网络性能分析及优化是传感器网络研究中的一个重要课题，随着传感器网络研究的深入进行和应用的广泛开展，这一课题正在日渐成为传感器网络领域的一个研究热点。

随机接入算法是传感器网络 MAC 层采用的主流算法，因此，随机接入算法在传感器网络中的性能分析和优化有着十分重要的意义，从深度和广度方面都有着很大的发展空间，如：结合不同的应用背景、不同的网络拓扑结构、不同的路由算法，随机接入算法的性能都会有不同的特点，对不同情形下随机接入算法性能的分析 and 优化极具有潜力的发展方向。

随着信号处理技术的发展，MPR 信道模型将被越来越多地应用在传感器网络中，因此，对 MPR 信道模型下随机接入算法在传感器网络中的性能分析及优化也是传感器网络性能分析中的一个亟待解决的问题。

传感器网络运行过程中处于激活状态的节点个数对网络性能有着重要影响，激活节点个数的正确估计对传感器网络的性能提高有重要意义。针对不同的网络结构运用对网络中激活节点的个数进行估计在传感器网络的研究发展中将是非常活跃的研究方向，其中对于较为复杂的系统，用 Bayes Monte Carlo 方法对节点个数给出估计也是有待继续发展的研究课题。

致 谢

首先衷心感谢我的导师王桥教授。他严谨的治学态度、渊博的学识以及敏锐的学术眼光使我受益匪浅。几年来他不断鼓励、引导我探索新的学术方向、跟踪新的理论，为我未来的研究工作打下了坚实的基础。在论文的完成过程中，无论是在选题、构思，还是在研究方法及成文定稿方面，王桥老师都给予了悉心的指导和无私的帮助，在此一并表示感谢！

感谢东南大学网络媒体实验室的同学。刘莉、陆闻亮、陈可、郑金秀、聂军、刘家发、吴启明、袁君、梅一、陈鑫、张荣、沈峰磊、陆佳明、耿涛、王川、姚伟峰、丁小宇、丁杰、张映南、王静、李新秀、陆健、章平、……。无论是生活中还是学习中，他们都给了我无私的帮助和支持。与他们共同度过的时光将成为我一生中最美好的记忆。

感谢我的朋友冯嫚、俞璐、井雅、殷玮玮，他们给予我的珍贵友谊将永远铭记在我的心里。

我还要特别感谢我的家庭。他们长期的理解和支持，是我学业完成的基础和动力。

参考文献

- [1] Akyildiz I F, *et al.* Wireless sensor networks: a survey[J]. *Computer Networks*, 2002, 38: 393–422.
- [2] Sohrabi K, *et al.* Protocols for self-organization of a wireless sensor network[J]. *IEEE Personal Communications*, 2000, 7 (5): 16–27.
- [3] Arampatzis T, Lygeros J, Manesis S. A survey of applications of wireless sensors and wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of the 13th Mediterranean Conference on Control and Automation Limassol, Cyprus*[C]. 2005. 719–724.
- [4] Min R, *et al.* Low power wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of International Conference on VLSI Design*[C]. 2001.
- [5] Wang C G, *et al.* A survey of transport protocols for wireless sensor networks[J]. *IEEE Network*, 2006, 20 (3): 34–40.
- [6] Heinzelman W, Kulik J, Balakrishnan H. Adaptive protocols for information dissemination in wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of the 5th Annual ACM/IEEE International Conference on Mobile Computing and Networking*[C]. 1999.
- [7] Intanagonwiwat C, Govindan R, Estrin D. Directed diffusion: A scalable and robust communication paradigm for sensor networks[A]. in: *Proceedings of the 6th Annual ACM/IEEE International Conference on Mobile Computing and Networking*[C]. 2000.
- [8] Manjeshwar A, Agrawal DP. Teen : A protocol for enhanced efficiency in wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of the 1st International Workshop on Parallel and Distributed Computing Issues in Wireless Networks and Mobile Computing*[C]. 2001.
- [9] Sadagopan N, *et al.* The acquire mechanism for efficient querying in sensor networks[A]. in: *Proceedings of the First International Workshop on Sensor Network Protocol and Applications*[C]. 2003.
- [10] Heinzelman W, Chandrakasan A, Balakrishnan H. Energy-efficient communication protocol for wireless sensor networks[A]. in: *Proceeding of the Hawaii International Conference System Sciences*[C]. 2000.

-
- [11] Lindsey S, Raghavendra C S. Pegasis: Power efficient gathering in sensor information systems[A]. in: Proceedings of the IEEE Aerospace Conference[C]. 2002.
- [12] Manjeshwar A, Agrawal D P. Apteen: A hybrid protocol for efficient routing and comprehensive information retrieval in wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of the 2nd International Workshop on Parallel and Distributed Computing Issues in Wireless Networks and Mobile computing[C]. 2002.
- [13] Xu Y, Heidemann J, Estrin D. Geography-informed energy conservation for ad hoc routing[A]. in: Proceedings of the 7th Annual ACM/IEEE International Conference on Mobile Computing and Networking[C]. 2001.
- [14] Rodoplu V, Ming T H. Minimum energy mobile wireless networks[J]. IEEE Journal of Selected Areas in Communications, 1999, 17 (8): 1333-1344.
- [15] Li L, Halpern J Y. Minimum energy mobile wireless networks[A]. in: Proceedings of IEEE International Conference on Communications[C]. 1998. Vol. 3. 1633-1639.
- [16] Tong Q Z, Council D. Energy-aware adaptive routing for large-scale ad hoc networks: Protocol and performance analysis[J]. IEEE Transactions on Mobile Computing, 2007, 7(9): 1048-1059.
- [17] Woo A, Culler D E. A transmission control scheme for media access in sensor networks[A]. in: Proceedings of the 7th Annual International Conference on Mobile Computing and Networks[C]. 2001. 221-235.
- [18] Bao L, Garcia-Luna-Aceves J J. Spatial tdma and csma with preamble sampling for low power ad hoc wireless sensor networks[A]. in: Seventh International Symposium on Computers and communications[C]. 2002. 685 - 692.
- [19] Lu G, Krishnamachari B, Raghavendra C S. An adaptive energy-efficient and low-latency mac for data gathering in wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of the 18th International Parallel and Distributed Processing symposium[C]. 2004. 224.
- [20] Ye W, Heideman J, Estrin D. Medium access control with coordinated adaptive sleeping for wireless sensor networks[A]. in: IEEE/ACM Transaction on Networks[C]. 2004.

- [21] Dam T V, Langeendoen K. An adaptive energy-efficient mac protocol for wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of First ACM Conference on Embedded Networked Sensor systems[C]. 2003. 171–180.
- [22] Yang Z, Dong M, Tong L, et al. On the mac for optimal information retrieval pattern in sensor networks with mobile access[A]. in: Proceedings of IEEE Military Communications Conference(MILCOM 2004)[C]. 2004. Vol. 1. 232 – 237.
- [23] Zhao Q, Tong L. Distributed opportunistic transmission for wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing(ICASSP '04)[C]. 2004. Vol. 3. 833–836.
- [24] Jamieson K, Balakrishnan H, Tay Y C. Sift: A mac protocol for event-driven wireless sensor networks[J]. MIT Laboratory for Computer Science, Tech. Rep, 2003 , 894:.
- [25] Tay Y C, Jamieson K, Balakrishnan H. Collision-minimizing csma and its applications to wireless sensor networks[J]. IEEE Journal on Selected Areas in Communications, 2004 , 22(6): 1048 - 1057.
- [26] Bao L, Garcia-Luna-Aceves J J. A new approach to channel access scheduling for ad hoc networks[A]. in: Proceedings of the 7th Annual International Conference on Mobile Computation and Networks[C]. 2001. 210–221.
- [27] Rajendran V, Obraczka K, Garcia-Luna-Aceves J J. Energy-efficient, collision-free medium access control for wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of ACM Sensor Systems[C]. 2003. 181–192.
- [28] Chen B, Jamieson K, Balakrishnan H. An energy efficient coordination algorithm for topology maintenance in ad hoc wireless networks[A]. in: Proceedings of the 7th Annual International Conference on Mobile Computing and Networking[C]. 2001. 85–96.
- [29] Xu L, Heideman J, Estrin D. Geography-informed energy conservation for adhoc routine[A]. in: Proceedings of the 7th Annual International Conference on Mobile Computing and Networking(MoBicom2001)[C]. 2001. 70–84.
- [30] Venkitasubramaniam P, Adireddy S, Tong L. Opportunistic aloha and cross layer design for sensor networks[A]. in: Proceedings of Military Communications Conference(MILCOM 2003)[C]. 2003. Vol. 1. 705–710.

- [31] Adireddy S, Tong L. Exploiting decentralized channel state information for random access[J]. *IEEE Transactions on Information Theory*, 2005 , 51 (2): 537–561.
- [32] Venkitasubramaniam P, Adireddy S, Tong L. Sensor networks with mobile access: Optimal random access and coding[J]. *IEEE Journal on Selected Areas in Communication*, 2004 , 22 (6): 1333–1344.
- [33] Sichitiu M L. Cross-layer scheduling for power efficiency in wireless sensor networks[A]. in: *INFOCOM 2004. Twenty-third Annual Joint Conference of the IEEE Computer and Communications Societies[C]*. 2004. Vol. 3. 1740 – 1750.
- [34] Hu Z, Zhang J, Tong L. Adaptive sensor activity control in many-to-one sensor networks[J]. *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, 2006 , 24 (8): 537–561.
- [35] Iyer R, Kleinrock L. Qos control for sensor networks[A]. in: *Proceedings of IEEE International Conference on Communications[C]*. 2003. Vol. 1. 517 – 521.
- [36] Kim H, Kim D, Yoo S. Cluster-based hierarchical time synchronization for multi-hop wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of the 20th International Conference on Advanced Information Networking and Applications[C]*. 2006.
- [37] Su W, Akyildiz I F. Time-diffusion synchronization protocol for wireless sensor networks[J]. *IEEE/ACM Transactions on Networking*, 2005 , 13 (2): 384–397.
- [38] He L, Kuo G S. A novel time synchronization scheme in wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of IEEE Vehicular Technology Conference[C]*. 2006. Vol. 2. 568–572.
- [39] Hu A S, Servetto S D. On the scalability of cooperative time synchronization in pulse-connected networks[J]. *IEEE Transaction on Information Theory*, 2006 , 52 (6): 2725–2748.
- [40] Liang B, Liu Q. A data fusion approach for power saving in wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of the First International Multi-Symposiums on Computer and Computational Sciences (IMSCCS'06)[C]*. 2006. Vol. 2. 582–586.

- [41] Luo H, Luo J, Liu Y, et al. Adaptive data fusion for energy efficient routing in wireless sensor networks[J]. IEEE Transaction on Computers, VOL. 55, NO. 10, OCTOBER 2006, 2006 , 55 (10): 1286–1299.
- [42] Hugh D W. Data fusion in sensor networks[A]. in: Proceedings of IEEE International Conference on Video and Signal Based Surveillance[C]. 2006. 39–39.
- [43] Pai H T, Han Y S. Power-efficient data fusion assurance using direct voting mechanism in wireless sensor networks[A]. in: Proceedings of IEEE International Conference on Sensor Networks, Ubiquitous, and Trustworthy Computing[C]. 2006. Vol. 1. 368–375.
- [44] Levis P, Madden, Gay D, et al. The emergence of networking abstractions and techniques in tinyos[A]. in: Proceedings of the first USENIX/ACM symposium on Networked Systems Design and Implementation[C]. 2006.
- [45] Levis P, Culler D. A tiny virtue machine for sensor networks[A]. in: Proceedings of the 10th International Conference on Architectural Support for Programming Languages and Operating Systems[C]. 2002.
- [46] Warneke B, Last M, et al. Smart dust: Communicating with a cubic-millimeter computer[J]. Computer, 2001 , 34(1): 44–51.
- [47] Hartung C, Han R. Firewernet: A muti2tiered portable wireless system for monitoring weather conditions in wildland fire environmnets[A]. in: Proceedings of Mobile Systems[C]. 2006. 19–22.
- [48] Chandra A, Gummalla V, Limb J O. Wireless medium access control protocols[J]. IEEE Communications Surveys and Tutorials, 2000 , : 2–15.
- [49] Abramson N. The aloha system — another alternative for computer communications[A]. in: Proceedings of Full Joint Computer Conference, AFIP Conference[C]. 1970. Vol. 37.
- [50] Abramson N. The throughput of packet broadcasting channels[J]. IEEE Transactions on Communications, 1977 , 25(1): 117–128.
- [51] Kleinrock L, Tobagi F A. Packet switching in radio channels: Part i - carrier sense multiple-access modes and their throughput-delay characteristics[J]. IEEE Transaction on Communications, 1975 , 23(12): 1400–1416.

- [52] Ye W, Heidemann J, Estrin D. Medium access control with coordinated adaptive sleeping for wireless sensor networks[J]. *IEEE/ACM Transactions on Networking*, 2004, Second Quarter: 493–506.
- [53] Jin K P, Woo C S, al. Energy-aware pure aloha for wireless sensor networks[J]. *IEICE Transactions on Fundamentals of Electronics, Communications and Computer Sciences*, 2006, E89-A-6: 1638–1646.
- [54] Venkitasubramaniam P, Adireddy S, Tong L. Opportunistic aloha and cross layer design for sensor networks[A]. in: *Proceedings of IEEE Military Communications Conference, 2003. MILCOM 2003.*[C]. 2003. Vol. 1. 705–710.
- [55] Venkitasubramaniam P, Adireddy S, Tong L. Sensitivity and coding of opportunistic aloha for sensor networks with mobile access[J]. *Journal of VLSI Signal Processing*, 2005, 41-3: 329–344.
- [56] El-Hoiydi A. Spatial tdma and csma with preamble sampling for low power ad hoc wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of Seventh International Symposium on Computers and Communications*[C]. 2002. 685–692.
- [57] Enz C C, El-Hoiydi A, *et al.* Wisenet: an ultralow-power wireless sensor network solution[J]. *IEEE Computer*, 2004, 37(8): 62–70.
- [58] Lu G, Krishnamachari B, Raghavendra C S. An adaptive energy efficient and low-latency mac for data gathering in wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of 18th International Parallel and Distributed Processing Symposium*[C]. 2004. 224.
- [59] Lee S H, Park J H, Choi L. Amac: Traffic-adaptive sensor network mac protocol through variable duty-cycle operations[A]. in: *Proceedings of IEEE International Conference on Communications, 2007. ICC '07.*[C]. 2007. 3259 – 3264.
- [60] Liu B H, Bulusu N, Pham H, *et al.* Csmac: A novel ds-cdma based mac protocol for wireless sensor networks[A]. in: *Proceedings of IEEE Global Telecommunications Conference Workshops, 2004.*[C]. 2004. 33–38.
- [61] Bononi L, Conti M, Donatiello L. A distributed contention control mechanism for power saving in random-access ad-hoc wireless local area networks[A]. in: *Proceedings of IEEE International Workshop on Mobile Multimedia Communications, 1999. (MoMuC '99)*[C]. 1999. 114 – 123.

- [62] Arora A, Krunz M, Muqattash A. Directional medium access protocol (dmap) with power control for wireless ad hoc networks[A]. in: Proceedings of IEEE Globecom 2004[C]. 2004. 2797–2801.
- [63] Roberts L. Aloha packet system with and without slots and capture[J]. Stanford Res. Inst., Advanced Research Projects Agency, Network Information Center, Stanford, CA, Tech. Rep., 1972, .:
- [64] Kaplan M. A sufficient condition for non-ergodicity of a markov chain[J]. IEEE Transaction on Information Theory, 1979, 25(3): 470–471.
- [65] Tsybakov B, Mikhailov W. Ergodicity of slotted aloha system[J]. Probl. Pered. Inform., 1979, 15: 73–87.
- [66] TSYBAKOV B S. Survey of ussr contributions to random multiple-access communications[J]. IEEE Transaction on Information Theory, 1985, 31(2): 143–165.
- [67] Bertsekas D, Gallager R. Data Networks[M]. PRENTICE HALL, Saddle River, New Jersey 07458, 1992.
- [68] Gallager R. A perspective on multiaccess channels[J]. IEEE Transactions on information Theory, 1985, 31(2): 124–142.
- [69] Mathys P, Flajolet P. Q-ary collision resolution algorithms in random-access systems with free or blocked channel access[J]. IEEE Transaction on Information Theory, 1985, 31(2): 217–243.
- [70] Rao R, Ephremides A. On the stability of interacting queues in a multiple-access system[J]. IEEE Transactions on Information Theory, 1988, 34(5): 918–930.
- [71] Szpankowski W. Stability conditions for some distributed systems: Buffered random access systems[J]. Advanced Applied Probability, 1994, 26: 498–515.
- [72] Pursley M B. The role of spread spectrum in packet radio networks[A]. in: Proceedings of the IEEE[C]. 1987.
- [73] Ghez S, Verdú S, Schwartz S. On decentralized control algorithms for multi-packet aloha[J]. Proc. Twenty-fifth Allerton Conf. on Communication, Control and Computing, 1987, : 1089–1098.

- [74] Ghez S, Verdu S, Schwartz S C. Stability properties of slotted aloha with multipacket reception capability[J]. IEEE Transaction on Automatic Control, 1988 , 33(7): 640–649.
- [75] Ghez S, Verdú S. Ergodicity of controlled and uncontrolled multipacket aloha[A]. in: Proceedings of 1988 Beijing International Workshop on Information Theory[C]. 1988. 1–4.
- [76] Ghez S, Verdú S, Schwartz S C. Optimal decentralized control in the random access multipacket channel[J]. IEEE Transaction on Automatic Control, 1989 , 34(11): 1153 - 1163.
- [77] Abramson N. Wideband random access for the last mile[J]. IEEE Personal Communication, 1996 , 3(6): 29–33.
- [78] Toshimitsu K, T.Yamazalo, al. A novel spread aloha system with channel load sensing protocol[J]. IEEE Journal on Selected Areas in Communications, 1994 , 12(4): 665–672.
- [79] Kikuta F T F. Application of direct-sequence spread aloha communications system using a unified spread code to random access channel[A]. in: Information, Communications and Signal Processing, 1997. ICICS., Proceedings of 1997 International Conference on[C]. 1997. 1060–1064.
- [80] Yin M, Li V O K. Unslotted cdma with fixed packet lengths[J]. IEEE Journal on Selected Areas in Communications, 1990 , 8: 529–541.
- [81] Kim S W. Stabilization of slotted aloha spread-spectrum communication networks[J]. IEEE Journal on Selected Areas in Communications, 1990 , 8: 555–561.
- [82] Liu Z, Zarki M E. Performance analysis of ds-cdma with slotted aloha random access for packet pcns[A]. in: Proceedings of 5th IEEE International Symposium on Personal, Indoor and Mobile Radio Communications, 1994.[C]. 1994. Vol. 4. 1034–1039.
- [83] Dastangoo S, Vojcic B R, Daigle J N. Performance analysis of multi-code spread slotted aloha (mcssa)system[A]. in: Proceedings of IEEE Global Telecommunications Conference, 1998. GLOBECOM 98.[C]. 1998. Vol. 3. 1839–1847.

-
- [84] Habuchi M. Throughput performance of m -ary/ssma slotted aloha systems[A]. in: Global Telecommunications Conference, 1998. GLOBECOM 98. The Bridge to Global Integration. IEEE[C]. 1998. Vol. 6. 3397 – 3402.
- [85] Ozer S Z, Papavassiliou S. An analytical framework for the design and performance evaluation of realistic aloha-cdma systems[J]. IEEE Transactions on Wireless Communications, 2004 , 3(4): 1088–1103.
- [86] Luo J, Ephremides A. On the throughput, capacity, and stability regions of random multiple access[J]. IEEE Transaction on Information Theory, 2006 , 52(6): 2593–2607.
- [87] Ngo M, Krishnamurthy V, Tong L. Optimal channel-aware aloha protocol for random access in w lans with multipacket reception and decentralized channel state information[J]. IEEE Transaction on Signal Processing, 2008 , .:
- [88] Liu Q, Yang E, Zhang Z. Throughput analysis of cdma systems using multiuser receivers[J]. IEEE Transaction on Communications, 2001 , 49(7):.
- [89] Tobagi F A, Kleinrock L. Packet switching in radio channels: Part ii - the hidden terminal problem in carrier sense multiple-access and the busy-tone solution[J]. IEEE Transaction on Communications, 1975 , 23(12): 1417–1433.
- [90] Tobagi F A, Kleinrock L. Packet switching in radio channels: Part iii - polling and (dynamic) split-channel reservation multiple access[J]. IEEE Transaction on Communications, 1976 , 24(8): 832–845.
- [91] Tobagi F A, Kleinrock L. Packet switching in radio channels: Part iv - stability considerations and dynamic control inc arrier sense multiple access[J]. IEEE Transaction on Communications, 1977 , 25(10): 1103–1119.
- [92] Takagi H, Kleinrock L. Throughput analysis for persistant csma systems[J]. IEEE Transaction on Communications, 1985 , 33(7): 627–638.
- [93] Bruno R, Conti M, Gregori E. Optimization of efficiency and energy consumption in p -persistent csma-based wireless lans[J]. IEEE Transaction on Mobile Computing, 2002 , 1(1): 10–31.
- [94] Bianchi G. Performance analysis of the ieee 802.11 distributed coordination function[J]. IEEE Transaction on Selected Areas in Communications, 2000 , 18(3): 535–547.

- [95] Bougard B, al. F C. Energy efficiency of the ieee 802.15.4 standard in dense wireless microsensor networks: Modeling and improvement perspectives[A]. in: Proceedings of the Design, Automation and Test in Europe Conference and Exhibition[C]. 2005.
- [96] Glisic S, Petrovic G, Bajic D, et al. Channel state pdf and throughput analysis for multichannel csma systems with imperfect carrier sensing[A]. in: Proceedings of Singapore ICCS/ISITA '92. 'Communications on the Move'[C].
- [97] Tang L, Leung V C M. Performance evaluation of a distributed wireless local area network employing csma protocol and spread spectrum signaling[A]. in: Proceedings of IEEE 47th Vehicular Technology Conference[C]. 1997. Vol. 3. 2233 – 2237.
- [98] Nasipuri A, Zhuang J, Das S R. A multichannel csma mac protocol for multihop wireless networks[A]. in: Proceedings of IEEE Wireless Communications and Networking Conference, 1999.[C]. 1999. Vol. 3. 1402–1406.
- [99] Lal D, Jain V, Q A Zeng e a. Performance evaluation of medium access control for multiple-beam antenna nodes in a wireless lan[J]. IEEE Transaction on Parallel and Distributed Systems, 2004 , 15(12): 1117–1129.
- [100] Lo F L, Ng T S, Yuk T I. Delay-throughput comparison of single and multichannel slotted aloha networks[A]. in: Proceedings of International Conference on Communication Technology[C]. 1996. Vol. 2. 1736–1740.
- [101] Tilak S, Abu-Ghazaleh N, Heinzelman W. A taxonomy of wireless microsensor network models[J]. ACM Mobile Computing and Communications Review (MC2R), 2002 , 6(2): 1153 - 1163.
- [102] Bachelier L. Annales des sciences de l'école supérieure[J], 1900 , 21(17):.
- [103] Smoluchowski M V. Physikalische zeitschrift[J], 1915 , 318(16):.
- [104] Darling D A, Siegert A J F. Annual of mathematics and statistics[J], 1953 , 624(24):.
- [105] Weiss G H. Stochastic Processes in Chemical Physics[M]. MIT Press, Cambridge, 1977.
- [106] Tuckwell H C. Introduction to Theoretical Neurobiology[M]. Cambridge University Press, Cambridge, 1988.

-
- [107] Gardiner C W. Handbook of Stochastic Methods[M]. Springer-Verlag, Berlin, 1997.
- [108] Rangarajan G, Ding M Z. First passage time problem for biased continuous-time[J]. *Fractals*, 2000, 8(2): 139–145.
- [109] Naware V, Mergen G, Tong L. Stability and delay of finite-user slotted aloha with multipacket reception[J]. *IEEE Transactions on Information Theory*, 2005, 51(7): 2636–2656.
- [110] Zhao Q, Tong L. A multiqueue service room mac protocol for wireless networks with multipacket reception[J]. *IEEE/ACM Transaction on Networking*, 2003, 11(1): 125–137.
- [111] IEEE Computer Society L S C. IEEE Std 802.15.4-2003[M]. The Institute of Electrical and Electronics Engineers, Inc., 3 Park Avenue, New York, NY 10016-5997, USA, 2003.
- [112] Aldous D J. Probability Approximations via the Poisson Clumping Heuristic[M]. Springer-Verlag., New York, USA, 1989.
- [113] Vercauteren T, Toledo A, Wang X. Batch and sequential bayesian estimators of the number of active terminals in an ieee 802.11 network[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2007, 55(2): 437–450.
- [114] Bianchi G, Tinnirello I. Kalman filter estimation of the number of competing terminals in an ieee 802.11 network[A]. in: *Proceedings of 2003 Asilomar Conference on Signals, Systems and Computers*[C]. 2003.
- [115] Budianu C, Ben-David S, Tong L. Estimation of the number of operating sensors in large-scale sensor networks with mobile access[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2006, 54(5): 1703–1715.
- [116] Budianu C, Tong L. Good-turing estimation of the number of operating sensors: A large deviations analysis[A]. in: *IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing*[C]. 2004. Vol. 2. 1029–1032.
- [117] Esty W. The efficiency of good's nonparametric coverage estimator[J]. *The Annals of Statistics*, 1986, 14: 1257–1260.
- [118] Viswanath A B W P, Kulkarni S R. Strong consistency of the good-turing estimator[A]. in: *ISIT*[C]. 2006. 2526–2530.

- [119] Gale W, Sampson G. Good-turing frequency estimation without tears[J]. *Journal of Quantitative Linguistics*, 1995, 2: 217-237.
- [120] Wang X, Chen R, Liu J S. Monte carlo signal processing for wireless communications[J]. *J. VLSI Signal Process*, 2002, 30 (1-3): 89-105.
- [121] 方开泰, 许建伦. 统计分布[M]. 科学出版社, 中国, 北京, 1987.
- [122] Müller P. Monte carlo integration in general dynamic models[J]. *Contemp. Math.*, 1991, 115: 145 - 163.
- [123] Liu J, Chen R. Sequential monte carlo methods for dynamic systems[J]. *J. Amer. Statist. Assoc.*, 1998, 93 (443): 1032 - 1044.
- [124] Berzuini C, Best N, *et al.* Dynamic conditional independence models and markov chain monte carlo methods[J]. *Journal of American Statistics Association*, 1997, 92: 1403 - 1411.
- [125] Doucet A, Freitas N, Gordon N. *Sequential Monte Carlo Methods in Practice*[M]. Springer-Verlag, New York, 2001.
- [126] Storvik G. Particle filters for state-space models with the presence of unknown static parameters[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2002, 50 (2): 281 - 289.
- [127] Doucet A, Godsill S, Andrieu C. On sequential monte carlo sampling methods for bayesian filtering[J]. *Statist. Comput.*, 2000, 10: 197-208.
- [128] Pitt M, Shephard N. Filtering via simulation: auxiliary particle filter[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1999, 94: 590-599.

博士期间论文完成情况

[1]Lu Yu, Qiao Wang, First passage time analysis in wireless sensor networks for SPR and MPR systems, **Wireless Personal Communications**, 接受发表, SCI、EI刊源。本文网络版已经正式刊出, 论文网址: <http://www.springerlink.com/content/1222613g58777844/?p=6c694946bfa1461dbf37cecce1289febpi=0> (期刊论文);

[2]于路, 李立宏, 一种大规模无线传感器网络的协议框架、网络结构和能耗分析, 信号处理, 录用, EI刊源 (期刊论文);

[3]于路, 王桥, 随机接入网络的组网时间复杂性, **信息与控制**, 第35卷第2期, 2006年4月, pp: 193-200 (期刊论文);

[4]于路, 刘莉, LEACH协议群首推选算法性能分析, **应用科学学报**, 第25卷第5期, 2007年9月, pp: 461-465 (期刊论文);

[5]Lu Yu, First passage time analysis in event-driven wireless sensor networks, in **IEEE 2007 International Conference on Future Generation Communication and Networking**, Volume 1, pp: 396-400 (会议论文)。