

논문 2008-45TC-7-8

무선 센서 망에서 MAC 방식을 위한 Bayes 중지 규칙

(Bayes Stopping Rule for MAC Scheme Wireless Sensor Networks)

박 진 경*, 최 천 원**

(Jin Kyung Park and Cheon Won Choi)

요 약

본 논문에서 줄기 노드는 mesh 토플로지의 중추 링을 이루고 각 줄기 노드는 주변의 잎 노드와 함께 별 토플로지의 부속 망을 형성하는 무선 센서 망을 고려한다. 이러한 무선 센서 망에서 잎 노드로부터 줄기 노드로의 패킷 전달을 지원하는 MAC 방식을 설계할 때 반드시 다음 사항을 유념해야 한다. 첫째, 잎 노드는 일반적으로 배터리로부터 전력을 공급받는데 이러한 배터리를 교체하거나 충전하기가 어렵다. 둘째, 무선 센서 망은 흔히 주기적으로 데이터를 수집하여 갱신하기 위해 파송된다. 데 이타 조각의 전달이 지연되면 싱크 노드의 데이터 처리가 지연되고 결과적으로 데이터 조각 자체를 폐기해야 할 수도 있다. 셋째, 무선 센서 망에서는 시그널링이 극도로 제약되고 복잡한 계산이 곤란하다. 이러한 점을 고려할 때 MAC 방식은 에너지를 절약하고 패킷 전달에서 적시성을 지원할 수 있어야 하며 동시에 단순하고 로버스트해야 한다. 본 논문에서는 무선 센서 망의 MAC 방식으로 ALOHA의 수정판을 제안한다. ALOHA 제안 판은 ALOHA 원판의 단순함과 로버스트함을 보전하면서 매번 패킷의 전달을 시도하기에 앞서 잎 노드가 중지 혹은 계속을 결정하는 특징을 갖는다. 이러한 결정을 위해 본 논문에서는 Bayes 중지 규칙을 제안한다. Bayes 중지 규칙은 에너지, 적시성 그리고 throughput 손실이 반영된 Bayes 위험을 최소화하는 중지 규칙으로 잎 노드가 오직 전달 시도에 관한 선형적 지식과 자신의 전달 시도 경험에만 의존하여 중지 혹은 계속을 결정하므로 실용적이다. 계량적 결과로부터 Bayes 중지 규칙이 도입된 ALOHA 제안 판은 무선 센서 망의 열악한 환경에서 유용함을 확인한다.

Abstract

Consider a typical wireless sensor network in which stem nodes form the backbone network of mesh topology while each stem node together with leaf nodes in its vicinity forms a subnetwork of star topology. In such a wireless sensor network, we must heed the following when we design a MAC scheme supporting the packet delivery from a leaf node to a stem node. First, leaf nodes are usually battery-powered and it is difficult to change or recharge their batteries. Secondly, a wireless sensor network is often deployed to collect and update data periodically. Late delivery of a data segment by a sensor node causes the sink node to defer data processing and the data segment itself to be obsolete. Thirdly, extensive signaling is extremely limited and complex computation is hardly supported. Taking account of these facts, a MAC scheme must be able to save energy and support timeliness in packet delivery while being simple and robust as well. In this paper, we propose a version of ALOHA as a MAC scheme for a wireless sensor network. While conserving the simplicity and robustness of the original version of ALOHA, the proposed version of ALOHA possesses a distinctive feature that a sensor node decides between stop and continuation prior to each delivery attempt for a packet. Such a decision needs a stopping rule and we suggest a Bayes stopping rule. Note that a Bayes stopping rule minimizes the Bayes risk which reflects the energy, timeliness and throughput losses. Also, a Bayes stopping rule is practical since a sensor node makes a decision only using its own history of delivery attempt results and the prior information about the failure in delivery attempt. Numerical examples confirm that the proposed version of ALOHA employing a Bayes stopping rule is a useful MAC scheme in the severe environment of wireless sensor network.

Keywords : wireless sensor network, MAC, ALOHA, Bayes stopping rule

* 학생회원, ** 정회원, 단국대학교 공과대학 전자컴퓨터공학부
(School of Electronics and Computer Engineering,
Dankook University)

※ 본 연구는 2006학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 수행되었음.
접수일자: 2008년6월10일, 수정완료일: 2008년7월18일

I. 서 론

무선 센서 망(wireless sensor network)은 무선 통신 기능을 갖춘 작은 센서로 구성된 망이다. 무선 센서 망은 다른 망과 구별되는 여러 특징을 갖고 있다. 첫째, 센서 노드(sensor node)는 일반적으로 배터리로부터 전력을 공급받는데 이러한 배터리를 교체하거나 충전하는 것이 용이하지 않다^[1]. 둘째, 무선 센서 망은 흔히 주기적으로 데이터를 수집하여 갱신하기 위해 도입된다^[2]. 이를 위해 센서 노드가 주기적으로 원시 데이터(primitive data)의 조각(segment)을 수집하여 싱크 노드(sink node)에게 전송하면 싱크 노드는 망의 목적에 따라 데이터 조각을 처리한다. 이러한 과정에서 센서 노드가 데이터 조각을 늦게 전달하면 싱크 노드의 데이터 처리가 지연되므로 데이터 조각이 폐기될 수 있다. 셋째, 무선 센서 망에서는 시그널링(signaling)이 극도로 제약되고 복잡한 계산이 곤란하다. 상기 특징으로 인해 무선 센서 망에서 에너지 절약과 적시(timely) 데이터 전달이라는 두 가지 중요한 문제가 부각된다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 단순하고 로버스트(robust)하며 데이터 전달에서 적정 수준의 적시성(timeliness)을 지원하는 에너지 절약형의 매체 접근 제어(medium access control: MAC) 방식이 요구된다.

무선 센서 망에서 에너지 소모를 줄이기 위한 이전 연구는 time division multiple access(TDMA) 혹은 carrier sense multiple access(CSMA)에 기초한 정교한 MAC 방식의 설계에 집중되었다^[3~5]. 이와 반대로 본 논문에서는 에너지와 적시성 문제를 해결하기 위한 MAC 방식으로 단순한 ALOHA의 수정판(modified version)을 제안한다. 원래 ALOHA 방식은 노드 간의 동기에 상대적으로 덜 민감하고 낮은 복잡도의 계산만을 필요로 한다^[6]. 더욱이 수신 확인(acknowledgement) 외에 다른 회귀 정보를 요구하지 않는다^[6]. 그러나 일정 수준의 throughput을 얻기 위해 MAC protocol data unit(PDU)의 전달 시도를 반복해야 하고 이로 인해 에너지 소비가 늘고 데이터 전달에서 지연이 증가한다. 본 논문에서 제안하는 ALOHA 판에서는 다음과 같이 ALOHA의 단순성을 회생하기 보다는 throughput 성능을 trade-off하여 에너지를 절약하고 적시성을 지원하는 담백한 방법을 취한다. 패킷 전달 시도를 하기에 앞서 센서 노드는 중지 규칙에 따라 전달 시도를 중지할지 혹은 계속할지를 결정한다. 만약 중지 결정을 한다면 비록 이전 전달 시도에서 실패하였더라도 센서 노드

는 패킷 전달 시도를 중지하고 패킷을 폐기한다. 이러한 결정을 위해서 당연히 에너지 절약, 적시성 그리고 throughput을 고려한 최적의 중지 규칙을 선택하는 것이 바람직하다. 그러나 최적의 중지 규칙을 위해 전달 시도 결과의 통계적 성질에 관한 모든 정보가 필요하다. 일반적으로 센서 노드는 패킷 전달을 시도할 때 다른 패킷과의 충돌(collision), 복구할 수 없는 오류의 발생 또는 망으로부터의 고립(isolation)으로 인해 실패할 수 있다. 무선 센서 망의 다양한 환경에서 센서 노드는 실제적으로 자신의 전달 시도가 실패할 확률을 알기 어렵다. 본 논문에서는 ALOHA에서 전달 시도의 중지 혹은 계속을 결정하는 중지 규칙으로 Bayes 중지 규칙(Bayes stopping rule)을 제안한다^[7~8]. Bayes 중지 규칙은 에너지, 적시성 그리고 throughput 손실(loss)을 반영하는 Bayes 위험(risk)을 최소화한다^[9]. 더욱이 Bayes 중지 규칙에서 센서 노드는 오로지 자신의 과거 전달 시도의 결과와 실패 확률에 관한 선형적 지식에만 의존하여 중지 혹은 계속을 결정하므로 실제적이다. 이와 같이 Bayes 중지 규칙이 도입된 ALOHA 제안 판은 이웃 센서 노드로부터의 망 정보나 망 상태를 스스로 감지하는 추가 장치 없이 에너지를 절약하고 적시성을 지원할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 무선 센서 망의 MAC 방식으로 ALOHA 수정판을 제안한다. III장에서는 ALOHA 제안 판에 도입될 Bayes 중지 규칙을 찾는 문제를 구성한다. IV장에서는 III장의 문제를 풀어 Bayes 중지 규칙을 완결 형태(closed form)로 구하고 또한 사전 분포(prior distribution)의 진화(evolution)에 관하여 기술한다. V장에서는 계량적 방법을 이용하여 ALOHA 제안 판의 성능을 평가한다.

II. 제안하는 ALOHA 판

본 논문에서는 그림 1에 도시된 바와 같은 토플로지(topology)의 무선 센서 망을 고려한다. 센서 노드는 중기 노드(stem node)와 잎 노드(leaf node)로 분류된다. (줄기 노드는 잎 노드에 비해 보다 높은 통신 및 계산 능력을 갖고 있다.) 한 줄기 노드를 중심으로 주위에 험여져 있는 잎 노드는 별 토플로지(star topology)의 부속 망(subnetwork)을 형성한다. 반면에 줄기 노드끼리는 mesh 토플로지의 중추 망(backbone network)을 형성한다. 결국 무선 센서 망은 별 토플로지의 클러스터(cluster)라는 구조를 갖는다. 이러한 토플로지에서 잎

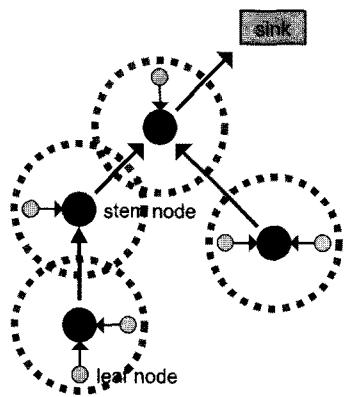


그림 1. 무선 센서망의 토플로지
Fig. 1. Topology of wireless sensor network.

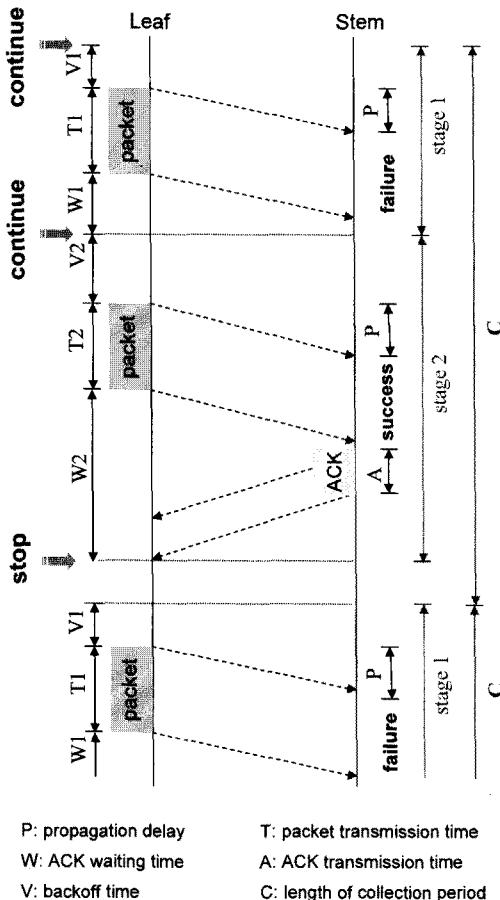


그림 2. ALOHA 제안 판의 동작 예
Fig. 2. Exemplary behavior of the proposed version of ALOHA.

노드가 주기적으로 수집한 데이터는 줄기 노드를 경유하여 싱크 노드로 전달된다. 이때 줄기 노드는 줄기 노드로부터 통신 가능 거리에 위치해야 한다. 그러나 줄기 노드는 이동성(mobility)으로 인해 고립될 수 있다. 따라서 연결성(connectivity) 회복을 위해 센서 노드는 간헐적으로 재구성된다.

별 토플로지의 부속 망에서 여러 줄기 노드는 무선 매체를 공유하여 줄기 노드에게 데이터를 전달해야 한다. 본 논문에서는 이러한 데이터 전달을 위한 MAC 방식으로 다음과 같은 ALOHA 수정판을 제안한다.

줄기 노드는 주기적으로 원시 데이터의 조각을 수집하여 이를 패킷에 담는다. 그러면 줄기 노드는 한 주기 동안 이렇게 만들어진 패킷의 전달을 시도한다. 이러한 패킷 전달 과정은 여러 단계로 나뉘고 각 단계는 그림 2에 나타난 바와 같이 back-off 시간, 패킷 전송 시간(packet transmission time) 그리고 수신 확인 대기 시간(acknowledgement waiting time)으로 구성된다. 매 단계의 시작에 앞서 줄기 노드는 패킷 전달 시도의 중지 혹은 계속을 Bayes 중지 규칙에 의거하여 결정한다. 만약 계속을 결정한다면 줄기 노드는 우선 back-off 시간을 보낸 후 패킷 전달을 시도하고 수신 확인 대기 시간 동안 줄기 노드로부터의 수신 확인을 기다린다. 이와 반면에 중지를 결정한다면 줄기 노드는 즉시 전달 시도를 중지한다. 만약 이전 전달 시도에서 모두 실패하였다면 패킷을 폐기한다.

III. Bayes 중지 규칙을 찾는 문제의 구성

ALOHA 제안 판에서 줄기 노드는 패킷의 전달을 시도하기에 앞서 매 번 Bayes 중지 규칙에 따라 전달 시도의 중지 혹은 계속을 결정한다. 본 절에서는 이러한 Bayes 중지 규칙을 찾는 문제를 구성한다.

ALOHA 제안 판에서 줄기 노드는 주기적으로 원시 데이터를 수집하여 패킷을 만든다. II장에 서술된 바와 같이 패킷 전달 과정은 여러 단계로 나뉘고 각 단계는 back-off 시간, 패킷 전송 시간 그리고 수신 확인 대기 시간으로 구성된다. 이를 V_j , T_j 그리고 W_j 로 나타내자. 본 논문에서는 모든 $j \in \{1, 2, \dots\}$ 에 대해 V_j , T_j , W_j 는 서로 독립(mutually independent)이고 $V_j = V$, $T_j = T$ 그리고 $W_j = W$ 인 확률 변수(random variable) V , T , W 가 존재한다고 가정한다. 줄기 노드가 원시 데이터를 수집하는 주기의 길이를 C 라고 하자. $U_j = V_j + T_j + W_j$ 라고 하고 M 을 다음과 같이 정의하자.

$$M = \max \left\{ m \in \{0, 1, \dots\} : \sum_{j=1}^m U_j \leq C \right\}. \quad (1)$$

그러면 M 은 줄기 노드가 임의의 패킷의 전달을 시도할 수

있는 최대 횟수를 의미한다. 데이터 수집 주기의 길이 C 가 유한하므로 M 은 정수 ν 에 대해 $\{0, \dots, \nu\}$ 를 지원하는 확률 변수이다. (앞으로 g 를 M 이 갖는 질량(mass)이라고 하자.)

모든 $j \in \{1, \dots, \nu\}$ 에 대해 $X_j \in \{0, 1\}$ 를 j 번째 전달 시도의 결과(성공 또는 실패)를 나타내는 확률 변수라고 하자. 즉, 사건 $\{X_j = 1\}$ 은 앞 노드가 j 번째 전달 시도에서 성공함을 의미하고 사건 $\{X_j = 0\}$ 는 실패함을 뜻한다. 확률 변수 X_1, \dots, X_ν 가 갖는 결합 분포(joint distribution)는 이웃 앞 노드의 행동과 채널 특성 등의 영향을 받는다. 무선 센서 망의 열악한 환경에서 앞 노드가 이러한 결합 분포를 파악하는 것은 사실상 불가능하다. 본 논문에서는 앞 노드가 X_1, \dots, X_ν 는 서로 독립이고 동일하게 파라미터 $1 - Q$ 의 Bernoulli 분포를 갖는다고 인식하고 있다고 가정한다. 또한 앞 노드는 파라미터 Q 가 파라미터 α 와 β 의 beta 분포를 갖는다는 사전 정보를 갖고 있다고 가정한다. 즉 h 를 Q 의 사전 밀도(prior density)라고 하면 $q \in (0, 1)$ 에 대해

$$h(q) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} q^{\alpha-1} (1-q)^{\beta-1}. \quad (2)$$

((2)에서 Γ 는 gamma 함수이다.)

모든 $j \in \{1, \dots, \nu\}$ 에 대해 $\phi_j : \{0, 1\}^j \rightarrow \{0, 1\}$ 를 j 번째 단계에서 $(j+1)$ 번째 전달 시도를 중지할 지 혹은 계속할지의 결정을 나타내는 함수라고 하자. 즉, $\phi_j(x_1, \dots, x_j) = 1$ 은 $X_1 = x_1, \dots, X_j = x_j$ 를 관찰한 후 j 번째 단계에서 $(j+1)$ 번째 전달 시도를 중지하는 결정을 뜻하고 $\phi_j(x_1, \dots, x_j) = 0$ 는 계속하는 결정을 의미한다.

이러한 결정 함수의 시퀀스 $\Phi = \{\phi_j, j = 0, 1, \dots, \nu\}$ 를 중지 규칙이라고 부른다^[7~8]. 패킷 전달 과정이 유한한 단계로 구성되므로 유한한 중지 규칙이 존재한다. 앞으로 S 를 모든 중지 규칙의 집합이라고 하자.

모든 $j \in \{1, \dots, \nu\}$ 에 대해 $y_j(x_1, \dots, x_j)$ 를 앞 노드가 $X_1 = x_1, \dots, X_j = x_j$ 를 관찰한 후 $(j+1)$ 번째 전달 시도를 중지함으로 인해 발생하는 손실이라고 하자. 본 논문에서 손실 함수 y_0, \dots, y_ν 를 다음과 같이 정한다. 앞 노드는 전송(transmitting), 청취/listening/receiving) 그리고 미개입(uninvolving)의 세 상태 중 하나에 속해 있다. 첫째, η_T , $\eta_{L/R}$ 그리고 η_U 를 각각

앞 노드가 전송, 청취/수신 그리고 미개입 상태에 머물 때 단위 시간당 소비하는 에너지 비용이라고 하자. 앞 노드가 전달 시도를 할 때마다 발생하는 평균 에너지 손실을 ε 라고 하자. 그러면 $\varepsilon = \eta_T E(T) + \eta_{L/R} E(W)$ 이다. (본 논문에서는 $\eta_U = 0$ 라고 정한다.) 둘째, θ 를 단위 시간당 발생하는 적시성 비용이라고 하자. δ 를 앞 노드가 전달 시도를 할 때마다 발생하는 평균 적시성 손실이라면 $\delta = \theta [E(V) + E(T) + E(W)]$ 이다.셋째, γ 를 패킷 전달을 포기함으로 발생하는 데이터 손실이라고 하자. 그러면 이러한 손실 파라미터 ε, δ 그리고 γ 를 이용하여 모든 $j \in \{1, \dots, \nu\}$ 에 대해 손실 함수를 다음과 같이 정한다.

$$\begin{aligned} y_0 &= \gamma \\ y_j(x_1, \dots, x_j) &= \varepsilon j \\ &+ \delta \min\{i \in \{1, \dots, j\}: x_i = 1\} [1 - I_{\{x_1 = \dots = x_j = 0\}}] \\ &+ \gamma I_{\{x_1 = \dots = x_j = 0\}}. \end{aligned} \quad (3)$$

파라미터 값이 Q 이고 중지 규칙 Φ 를 사용할 때 M 에 대한 기대 손실(expected loss)을 $L(Q, \Phi)$ 라고 하자. 앞 노드가 $X_1 = x_1, \dots, X_\nu = x_\nu$ 를 관찰한다면 기대 손실은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} L(Q, \Phi) &= \sum_{m=0}^{\nu} g(m) \left[\sum_{j=0}^m y_j(x_1, \dots, x_j) \right. \\ &\times \phi_j(x_1, \dots, x_j) \times \prod_{i=1}^{j-1} [1 - \phi_j(x_1, \dots, x_i)] \left. \right] \end{aligned} \quad (4)$$

위험(risk) $R(Q, \Phi)$ 을 파라미터 값이 Q 일 때 $\underline{X} = (X_1, \dots, X_\nu)$ 에 대한 $L(Q, \Phi)$ 의 기대값으로 정의하자. 또한 사전 밀도 h 에 따른 Bayes 위험 $B(h, \Phi)$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$B(h, \Phi) = \int_0^1 R(q, \Phi) h(q) dq. \quad (5)$$

그러면 Bayes 중지 규칙을 찾는 문제는 모든 중지 규칙 $\Phi \in S$ 에 대해 $B(h, \Phi^*) \leq B(h, \Phi)$ 인 Bayes 중지 규칙 Φ^* 를 찾는 것으로 표현할 수 있다.

IV. Bayes 중지 규칙과 사전 분포의 진화

1. Bayes 중지 규칙

본 절에서는 III장에서 구성한 문제를 풀어 Bayes 중

지 규칙을 얻는다. 앞서 밝힌 바와 같이 집합 S 는 유한하지만 많은 중지 규칙을 담고 있다. 따라서 문제를 풀기 위해 앞서 Bayes 중지 규칙이 아닌 규칙을 가능한 한 제외하여 집합 S 를 축소함이 바람직하다. 잎 노드가 j 번째 전달 시도에서 처음 성공한다고 가정하자. 즉, $X_1 = 0, \dots, X_{j-1} = 0, X_j = 1$ 이라고 가정하자. 그러면 X_1, \dots, X_{j-1} 이 갖는 결합 분포에 관계없이 어떤 M 에 대해서도 다음이 성립한다.

$$y_j(0, \dots, 0, 1) \leq E(y_{j+1}(0, \dots, 0, 1, X_{j+1})) \quad (6)$$

(6)으로부터 잎 노드는 일단 전달 시도에서 성공하면 다음 시도를 즉시 중지함이 유리함을 알 수 있다. 따라서 이미 전달 시도에서 성공하였는데도 불구하고 다음 전달 시도를 계속하는 모든 중지 규칙을 집합 S 로부터 제외할 수 있다. 각 $N \in \{0, \dots, \nu\}$ 에 대해 $\Phi^{(N)} = \{\phi_j^{(N)}, j = 0, \dots, \min\{N, M\}\}$ 을 다음과 같은 결정 함수의 시퀀스로 정의하자. 모든 $j \in \{1, \dots, \min\{N, M\}\}$ 에 대해

$$\begin{aligned} \phi_j^{(N)}(0, \dots, 0) &= \begin{cases} 0 & \text{if } j \in \{0, \dots, \min\{N, M\}-1\} \\ 1 & \text{if } j = \min\{N, M\} \end{cases} \\ \phi_j^{(N)}(0, \dots, 0, 1) &= 1. \end{aligned} \quad (7)$$

그러면 집합 S 로부터 $\Phi^{(0)}, \dots, \Phi^{(\nu)}$ 가 아니 모든 중지 규칙을 제외하여 축소된 중지 규칙의 집합 S^* 을 다음과 같이 얻는다.

$$S^* = \{\Phi^{(N)} : N \in \{0, \dots, \nu\}\} \quad (8)$$

각 $N \in \{0, \dots, \nu\}$ 에 대해 중지 규칙 $\Phi^{(N)}$ 의 Bayes 위험은 예를 들어 후향 귀납법(backward induction method)을 이용하여 구할 수 있다^[7~8]. 이러한 Bayes 위험을 구하면 다음 정리에 나타난 바와 같다.

정리 1: $N \in \{0, \dots, \nu\}$ 에 대해 파라미터 α 와 β 의 beta 사전 분포에 따른 중지 규칙 $\Phi^{(N)}$ 의 Bayes 위험은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} B(h, \Phi^{(N)}) &= \sum_{m=0}^{\nu} g(m) \\ &\times \left[(\varepsilon + \delta) \sum_{i=1}^{\min\{N, m\}-1} \frac{\Gamma(\alpha + \beta) \Gamma(\alpha + i)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(\alpha + \beta + i)} \right. \\ &\quad + (\gamma - \min\{N, m\}) \delta \\ &\quad \left. \cdot \frac{\Gamma(\alpha + \beta) \Gamma(\alpha + \min\{N, m\})}{\Gamma(\alpha) \Gamma(\alpha + \beta + \min\{N, m\})} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

증명: 정리 1의 증명은 부록 A에 있다.

모든 $N \in \{0, \dots, \nu\}$ 에 대해 $B(h, \Phi^{(N)}) \leq B(h, \Phi^{(N^*)})$ 인 $N^* \in \{0, \dots, \nu\}$ 를 Bayes 중지 수(Bayes stopping number)라고 하자. 축소된 중지 규칙의 집합 S^* 안에 Bayes 중지 규칙이 존재하므로 Bayes 중지 규칙 Φ^* 는 $\Phi^{(N^*)}$ 이다. 이러한 Bayes 중지 수를 구하면 다음 정리에 나타난 바와 같다.

정리 2: N^* 를 파라미터 α 와 β 의 beta 사전 분포에 따른 Bayes 중지 수라고 하자. 만약 $(\alpha + \beta)\varepsilon + \beta\delta - \beta\gamma \geq 0$ 이면 $N^* = 0$ 이다. 그러나 $(\alpha + \beta)\varepsilon + \beta\delta - \beta\gamma < 0$ 이면

$$N^* = \min \left\{ \left\lceil \frac{-(\alpha + \beta)\varepsilon - \beta\delta + \beta\gamma}{\varepsilon + \beta\delta} \right\rceil + 1, \nu \right\} \quad (10)$$

증명: 정리 2의 증명은 부록 B에 있다.

2. 사전 분포의 진화

잎 노드가 줄기 노드에게 패킷을 보내면 보낼수록 잎 노드는 패킷 전달 시도의 보다 많은 경험을 쌓게 된다. 이러한 패킷 전달 시도의 경험을 토대로 잎 노드는 다음 패킷을 위해 사용할 실패 확률 Q 의 사전 분포를 개선할 수 있다. ALOHA 제안 판에서는 실패 확률 Q 가 갖는 사전 분포의 다음과 같은 진화(evolution)를 채택 한다. 모든 $k \in \{1, 2, \dots\}$ 에 대해 잎 노드는 k 번째 패킷의 전달 시도를 결정하기 위해 실패 확률 Q 는 파라미터 α_k 와 β_k 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있다. h_k 를 실패 확률 Q 의 사전 밀도라고 하면 모든 $q \in (0, 1)$ 에 대해

$$h_k(q) = \frac{\Gamma(\alpha_k + \beta_k)}{\Gamma(\alpha_k) \Gamma(\beta_k)} q^{\alpha_k - 1} (1 - q)^{\beta_k - 1} \quad (11)$$

잎 노드가 k 번째 패킷의 전달을 시도하면서 s_k 의 성공과 f_k 의 실패를 경험하였다고 가정하자. 그러면 잎 노드는 $(k+1)$ 번째 패킷의 전달 시도를 결정하기 위해 실패 확률 Q 는 파라미터 $\alpha_k + f_k$ 와 $\beta_k + s_k$ 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식한다. 즉,

$$\begin{aligned} \alpha_{k+1} &= \alpha_k + f_k \\ \beta_{k+1} &= \beta_k + s_k. \end{aligned} \quad (12)$$

V. 성능 분석

본 절에서는 해석적 방법으로 Bayes 중지 규칙과 ALOHA 제안 판의 성능을 분석한다. 성능 분석을 위한 전반적인 환경은 다음과 같다. 패킷 전송 시간을 단위 시간으로 정한다. 패킷 충돌을 중재하기 위해(즉, back-off 시간을 결정하기 위해) p -persistence 알고리즘을 사용하고^[6] 이 때 $p = 0.05$ 로 정한다. 한편 수신 확인 대기 시간은 패킷 전송 시간과 같도록 설정한다. 한편 데이터 수집 주기의 길이 C 는 200 단위 시간으로 고정한다. 따라서 패킷당 최대 전달 시도 회수 $\nu = 100$ 이다. 손실 함수의 세 가지 파라미터 중 ε 과 γ 는 각각 0.3과 1로 고정하고 δ 의 값은 가변적으로 설정한다. 잎 노드는 각 전달 시도에서 독립적으로 또한 동일한 확률로 실패한다고 가정하고 실패 확률 $Q = 0.4$ 로 설정한다. 이러한 실패 확률은 대략 10 개의 잎 노드가 0.05의 확률로 복구할 수 없는 오류가 발생하는 무선 매체를 통해 패킷 전달을 시도할 때 야기되는 값이다.

그림 3은 $N \in \{0, \dots, 10\}$ 에 대해 중지 규칙 $\Phi^{(N)}$ 의 Bayes 위험 $B(h, \Phi^{(N)})$ 을 보여준다. 이 그림에서 잎 노드는 실패 확률 Q 가 파라미터 $\alpha = 4$ 와 $\beta = 6$ 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있다. (이러한 파라미터 값은 평균(mean) 0.4와 분산(variance) 0.022에 대응된다.) 이 그림으로부터 적시성 손실 파라미터인 δ 가 0.1, 0.2, 0.3일 때 Bayes 중지 수 N^* 은 각각 3, 2, 1임을 알 수 있다. 이러한 Bayes 중지 수는 정리 2의 (10)에 의해 구한 Bayes 중지 수와 일치한다. 한편 적시성 손실 파라미터 δ 가 증가할수록 Bayes 중지 수가 감소함을 관찰한다. 이는 패킷 전달에 엄격한 시간 제

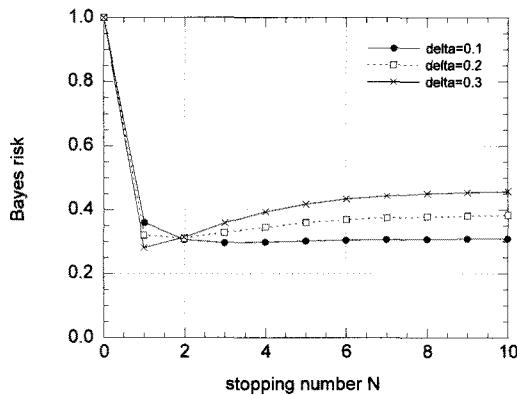


그림 3. Bayes 중지 수에 따른 Bayes 위험
Fig. 3. Bayes risk with respect to Bayes stopping number.

약이 가해지면서 조기에 패킷 전달을 포기하는 것이 오히려 손실을 줄일 수 있기 때문이다.

그림 4는 ALOHA 제안 판과 ALOHA 원판에서 Bayes 위험을 비교한다. $N^* \in \{0, \dots, \nu\}$ 가 Bayes 중지 수이면 ALOHA 제안 판은 Bayes 중지 규칙 $\Phi^{(N^*)}$ 를 사용한다. 이와 반면에 ALOHA 원판에서는 전달 시도에서 성공하면 항상 다음 시도를 중지하고 실패하면 반드시 다음 시도를 계속하므로 중지 규칙 $\Phi^{(\nu)}$ 를 채용한 것으로 볼 수 있다. 이 그림에서 잎 노드는 전달 시도에서 실패할 확률 Q 가 평균 0.4이고 분산 0.1, 0.01 혹은 0.001인 beta 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있다. 이 그림으로부터 ALOHA 제안 판에서 야기되는 Bayes 위험은 ALOHA 원판에서 발생하는 Bayes 위험보다 현격히 낮음을 관찰할 수 있다. Bayes 중지 수 N^* 은 모든 $N \in \{0, \dots, \nu\}$ 중에서 Bayes 위험 $B(h, \Phi^{(N)})$ 을 최소화하는 수이므로 이러한 관찰은 당연하다. 또한 잎 노드가 실패 확률에 대한 정보가 명확하지 않을수록(즉, 분산이 커질수록) ALOHA 제안 판과 ALOHA 원판에서 Bayes 위험의 차이가 증가함을 볼 수 있다.

그림 5는 패킷의 순차 번호에 따른 Bayes 중지 수의 변화를 보여준다. 이 그림에서 잎 노드는 첫 번째 패킷의 전달을 시도하면서 실패할 확률 Q 가 파라미터 $\alpha_1 = 1$ 그리고 $\beta_1 = 1$ 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있다. 모든 $k \in \{1, 2, \dots\}$ 에 대해 S_k 와 F_k 를 k 번째 패킷의 전달을 시도하면서 잎 노드가 경험한 성공과 실패 회수라고 하자. 그러면 잎 노드는 $(k+1)$ 번째 패킷의 전달을 시도하면서 실패 확률 Q 가 파라미터

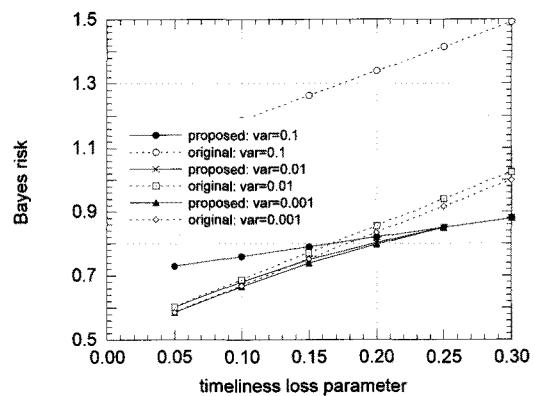


그림 4. ALOHA 제안 판과 ALOHA 원판의 비교
Fig. 4. Comparison of proposed version of ALOHA with original version of ALOHA.

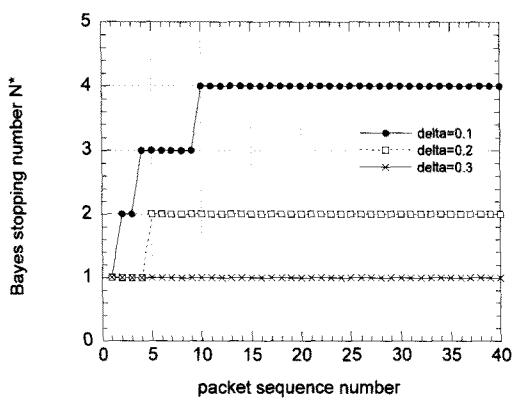


그림 5. 사전 분포 진화가 Bayes 중지 수에 미치는 영향

Fig. 5. Effect of prior evolution on Bayes stopping number.

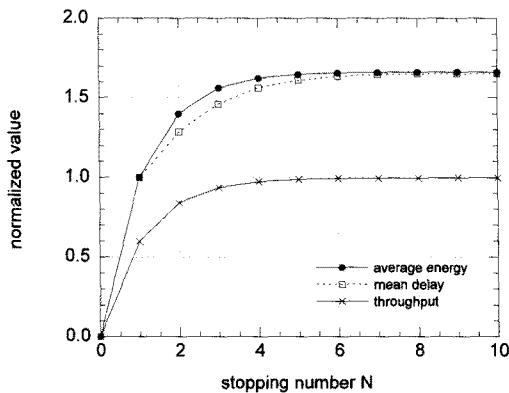


그림 6. 평균 에너지, 평균 패킷 지연 그리고 throughput

Fig. 6. Average energy, mean packet delay and throughput.

$\alpha_{k+1} = \alpha_k + E(F_k)$ 와 $\beta_{k+1} = \beta_k + E(S_k)$ 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식한다. 이 그림으로부터 적시성 손실 파라미터 δ 가 0.1, 0.2, 0.3일 때 Bayes 중지 수가 각각 4, 2, 1로 수렴함을 알 수 있다. 이러한 Bayes 중지 수는 앞 노드가 전달 시도에서 실패할 확률 Q 를 정확히 알고 있을 때(즉, 앞 노드가 Q 는 평균 0.4와 분산 0의 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있을 때) Bayes 중지 수와 일치한다.

그림 6은 $N \in \{0, \dots, 15\}$ 에 대해 중지 규칙 $\Phi^{(N)}$ 을 사용할 때 매 전달 시도에서 소모되는 평균 에너지, 평균 패킷 지연 그리고 throughput을 보여준다. (이러한 값은 모두 해석적 방법으로 구해져 있다.) 이 그림에서 앞 노드는 실패 확률 Q 가 파라미터 $\alpha = 4$ 와 $\beta = 6$ 의 beta 사전 분포를 갖는다고 인식하고 있다. 이 그림으로부터 ALOHA 제안 판은 에너지 및 적시성 성능을 throughput 성능과 trade-off함을 확인할 수 있다.

V. 결 론

본 논문에서는 무선 센서망에서 에너지를 절약하며 동시에 데이터 전달에서 적시성을 지원하는 단순하고 또한 로버스트한 MAC 방식으로, 앞 노드가 매번 패킷의 전달을 시도하기에 앞서 중지 혹은 계속을 결정하는 ALOHA의 수정판을 제안하였다. 또한 전달 시도의 중지 혹은 계속의 결정을 내리기 위한 규칙으로 Bayes 중지 규칙을 제안하였다. 이러한 Bayes 중지 규칙을 찾기 위해 우선 에너지, 적시성 그리고 throughput 손실을 반영하여 손실 함수를 만들고 전달 시도에서 실패할 확률의 사전 분포로 beta 분포를 설정하여 중지 규칙 문제를 구성하였고 이어서 이 문제를 해석적으로 풀어 완결 형태의 Bayes 중지 규칙을 구하였다. 계량적 분석 결과로부터 ALOHA 제안 판은 ALOHA에 원판에 비해 Bayes 위험을 현격히 감소시킬 수 있음을 확인하였고 사전 분포의 진화를 적용하여 초기의 오차를 극복하고 실제 환경에서의 Bayes 중지 규칙을 찾아갈 수 있음을 또한 확인하였다.

부록 A: 정리 1의 증명

전달 시도 회수 $M = m \in \{0, \dots, \nu\}$ 이라고 하자. 이러한 상황에서 앞 노드가 중지 규칙 Φ 를 사용할 때 $X_1 = x_1, \dots, X_m = x_m$ 을 관찰하면 발생하는 손실을 $L_m(Q, \Phi(\underline{x}))$ 이라고 하자. 그러면

$$L_m(Q, \phi(\underline{x})) = \sum_{j=0}^m y_j(x_1, \dots, x_j) \times \phi_j(x_1, \dots, x_j) \prod_{i=1}^{j-1} [1 - \phi_j(x_1, \dots, x_i)] \quad (\text{A1})$$

모든 $j \in \{1, \dots, \nu\}$ 에 대하여 p_j 를 다음과 같이 정하자.

$$p_j = P(X_j = 0 \mid X_{j-1} = 0, \dots, X_1 = 0) \quad (\text{A2})$$

그러면 $p_j = Q$ 이다. $R_m(Q, \Phi)$ 을 $L_m(Q, \Phi(\underline{X}))$ 의 기대값이라고 하자. (즉, $R_m(Q, \Phi) = E(L_m(Q, \Phi(\underline{X})))$). $N \in \{0, \dots, m\}$ 에 대해 위험 $R_m(Q, \Phi^{(N)})$ 을 계산하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} R_m(Q, \Phi^{(0)}) &= \gamma \\ R_m(Q, \Phi^{(1)}) &= (1 - p_1)(e + \delta) + p_1(e + \gamma) \\ &= (e + \delta) + (\gamma - \delta)Q \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \vdots \\
R_m(Q, \Phi^{(N)}) &= (1-p_1)(\varepsilon + \delta) + p_1(1-p_2)(2\varepsilon + 2\delta) \\
&+ \cdots + p_1 \cdots p_{N-1}(1-p_N)(N\varepsilon + N\delta) \\
&+ p_1 \cdots p_N(N\varepsilon + \gamma) \\
&= (\varepsilon + \delta) \frac{1-Q^N}{1-Q} + (\gamma - N\delta) Q^N \quad (A3)
\end{aligned}$$

한편 Q 는 파라미터 α 와 β 의 beta 분포를 가지므로 다음의 기대값을 얻는다.

$$\begin{aligned}
E\left(\frac{1-Q^N}{1-Q}\right) &= \frac{\alpha+\beta-1}{\beta-1} - \frac{\alpha+\beta+N-1}{\beta-1} \prod_{i=0}^{N-1} \frac{\alpha+i}{\alpha+\beta+i} \\
E(Q^N) &= \prod_{i=0}^{N-1} \frac{\alpha+i}{\alpha+\beta+i} \quad (A4)
\end{aligned}$$

Bayes 위험 $B(h, \Phi^{(N)}) = E(E(R_M(Q, \Phi^{(N)}) | M))$ 이므로 (A2), (A3), (A4)로부터 (9)를 얻는다.

부록 B: 정리 2의 증명

모든 $N, m \in \{0, \dots, \nu\}$ 에 대해 $A(N, m)$ 을 다음과 같이 정의하자.

$$\begin{aligned}
A(N, m) &= (\varepsilon + \delta) \sum_{i=1}^{\min\{N, m\}-1} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)\Gamma(\alpha + i)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\alpha + \beta + i)} \quad (B1) \\
&+ (\gamma - \min\{N, m\}\delta) \frac{\Gamma(\alpha + \beta)\Gamma(\alpha + \min\{N, m\})}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\alpha + \beta + \min\{N, m\})}
\end{aligned}$$

그러면 모든 $m \in \{1, \dots, N\}$ 에 대해

$$A(N, m) = A(N+1, m) = \dots = A(\nu, m) \quad (B2)$$

또한 모든 $m \in \{N, \dots, \nu\}$ 에 대해

$$A(N, m) = A(N, m+1) = \dots = A(N, \nu) \quad (B3)$$

중지 규칙 $\Phi^{(N)}$ 과 $\Phi^{(N+1)}$ 의 Bayes 위험의 차이를 계산하면

$$\begin{aligned}
B(h, \Phi^{(N+1)}) - B(h, \Phi^{(N)}) &= \sum_{m=0}^{\nu} g(m)A(N+1, m) - \sum_{m=0}^{\nu} g(m)A(N, m) \\
&= A(N+1, N+1) - A(N, N)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\Gamma(\alpha + \beta)\Gamma(\alpha + N)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\alpha + \beta + N)} \frac{1}{\alpha + \beta + N} \\
&\times [(\varepsilon + \beta\delta)N + (\alpha + \beta)\varepsilon + \beta\delta - \beta\gamma] \quad (B4)
\end{aligned}$$

만약 $(\alpha + \beta)\varepsilon + \beta\delta - \beta\gamma \geq 0$ 이면 시퀀스 $\{B(h, \Phi^{(N+1)}) - B(h, \Phi^{(N)}), N = 0, \dots, \nu-1\}$ 은 단조 (monotone) 비감소(non-decreasing)이다. 따라서 Bayes 중지 수 $N^* = 0$ 이다. 한편 $(\alpha + \beta)\varepsilon + \beta\delta - \beta\gamma < 0$ 일 때 N^* 를 다음과 같이 정하자.

$$N^* = \left\lceil \frac{-(\alpha + \beta)\varepsilon - \beta\delta + \beta\gamma}{\varepsilon + \beta\delta} \right\rceil + 1 \quad (B5)$$

만약 $N^* \in \{1, \dots, \nu\}$ 이면 시퀀스 $\{B(h, \Phi^{(N+1)}) - B(h, \Phi^{(N)}), N = 0, \dots, N^*\}$ 은 단조 비증가(non-increasing)인 반면 시퀀스 $\{B(h, \Phi^{(N+1)}) - B(h, \Phi^{(N)}), N = N^*, \dots, \nu\}$ 는 단조 비감소이다. 따라서 N^* 는 Bayes 중지 수이다.

참 고 문 헌

- [1] M. Vieira, D. da Silva, C. Coelho, and J. da Mata, "Survey on Wireless Sensor Network Devices," *Proceedings of Emerging Technologies and Factory Automation 2003*, pp. 537-544, 2003.
- [2] I. Akyildiz, W. Su, Y. Sankarasubramanian, and E. Cayirci, "Survey on Sensor Networks," *IEEE Communications Magazine*, vol. 40, no. 8, pp. 102-114, August 2002.
- [3] M. Miller and N. Vaidya, "MAC Protocol to Reduce Sensor Network Energy Consumption Using a Wakeup Radio," *IEEE Transactions on Mobile Computing*, vol. 4, no. 3, pp. 228-242, May/June 2005.
- [4] K. Sohrabi, J. Gao, V. Ailawadhi, and G. Potti, "Protocols for Self-Organization of a Wireless Sensor Network," *IEEE Personal Communications*, vol. 7, no. 5, pp. 16-27, October 2000.
- [5] W. Ye, J. Heidemann and D. Estrin, "Medium Access Control With Coordinated Adaptive Sleeping for Wireless Sensor Networks," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, vol. 12, no. 3, June 2004.
- [6] R. Rom and M. Sidi, *Multiple Access Protocols Performance and Analysis*. Springer-Verlag, 1990.
- [7] Y. Chow, H. Robbins and D. Siegmund, *The Theory of Optimal Stopping*. Dover, 1991.

- [8] T. Ferguson, *Lecture Note on Sequential Analysis*. University of California at Los Angeles, 1992.
- [9] J. Berger, *Statistical decision theory and Bayesian Analysis*. Springer-Verlag, 1985.

저 자 소 개



박 진 경(학생회원)
2002년 단국대학교 대학원
정보통신학과 석사
2008년 현재 단국대학교 전자
컴퓨터공학과 박사 과정
<주관심분야 : 매체 접근 제어, 무
선망, 큐잉 이론>



최 천 원(정회원)
1986년 서울대학교 공과대학
전자공학과 학사
1988년 서울대학교 대학원
전자공학과 석사
1996년 University of California
at Los Angeles
전기공학과 박사
2008년 현재 단국대학교 공과대학 전자컴퓨터
공학부 부교수
<주관심분야 : 매체 접근 제어, 오류 제어, 무선
망, 큐잉 이론>