

퍼지-랜덤 변수를 이용한 DES 모델링을 통한 실시간 전력 시스템의 성능 및 신뢰도 평가

論 文

49D - 7 - 4

Evaluation of the Performance and Reliability of a Real-time Power System Described by a DES Model using Fuzzy-Random Variables.

閔丙朝*·李錫舟**·金鶴培***

(Byung-Jo Min · Seok-Joo Yi · Hag-Bae Kim)

Abstract - To flexibly evaluate performance and reliability of an electric power system in the aspect of the real-time system which is intrinsically characterized by stringent timing constraints fails catastrophically if its control input is not updated by its digital controller computer within a certain time limit called the hard deadline, we propose fuzzy-random variables and build a discrete event model embedded with fuzzy-random variables. Also, we adapt fuzzy-variables to a path-space approach, which derives the upper and lower bounds of reliability by using a semi-Markov model that explicitly contains the deadline information. Consequently, we propose certain formulas of state automata properly transformed by fuzzy-random variables, and present numerical examples applying the formulas as well.

Key Words : fuzzy-random variable, real-time systems, performance and reliability evaluation

1. 서 론

일반적으로 유동적인 제어 시스템의 동적특성을 표현하는 형태로 크게 세 가지의 모델링 기법을 고려할 수 있다. 시연속 시스템을 표현하는데 있어서는 미분 및 차분 방정식은 오랜 역사를 갖고 있는 한편, 고성능 컴퓨터의 출현과 함께 이산 사건 모델링의 활용이 중요해졌고, 급속한 속도로 발전하는 컴퓨터의 성능과 더불어 복잡한 생산시스템, 통신 및 컴퓨터 시스템 등의 인위적 시스템의 분석 및 설계 등의 분야에서 더욱 중요한 역할을 담당하게 되었다. 미분 방정식은 그 특성상 해석적 또는 수치적인 분석이 가능하지만 좀 더 복잡한 유동시스템을 표현하는데는 그 한계가 있으며, 이러한 복잡한 시스템의 표현하는데 있어서 수치적인 분석에 의존하는 이산 사건 모델링이 발전된 컴퓨터의 잠재력을 더욱 구체적으로 활용한다는 측면에서 더 유연하며 효과적일 수 있다. 실제로 복잡한 전력시스템은 열에너지 또는 운동에너지 등의 1차 에너지를 전기 에너지로 변환하여 수송, 배분, 소비하는 하나의 유기적인 시스템으로 특성화되며, 전력의 생산(발전), 수송(송전), 배분(배전), 그리고 이들의 관리 제어 및 운용(급전)을 위한 재설비, 재장치로 구성된 합성체

이다. 이러한 전력시스템에서는 전력의 생산과 소비가 동시에 이루어지고, 소비량의 변화에 따라서 실시간으로 생산량의 조절은 가장 중요한 운영목적중의 하나이다[1,2]. 복잡해지고 거대해진 전력시스템의 적절한 제어를 위해 분산제어 시스템(DCS; Distributed Control System)은 마이크로 프로세서의 고속 데이터 처리 능력을 활용하여 하나의 제어기가 다수의 기기를 제어할 수 있는 다중 루프 제어 기능을 보유하고 있다. 하지만 전력시스템의 경우, 제어기들의 요소 고장 발생 및 회복기법/모델링이 모두 실시간적으로 이루어져야 한다. 대부분의 상용시스템에서 상태 방정식 분석을 이용한 여러 가지 성능측정법 및 성능지수들이 제시되었고 사용되어 왔다. 그러나 실시간 시스템은 요소 오류(component errors)의 결과가 전체 시스템의 재난(catastrophe)으로 이어질 수 있고, 동작 환경과 작업로드에 대한 정보의 전체 시스템의 성능 및 신뢰도에 대한 영향이 일반적인 시스템에 비해 상대적으로 중요하다[3]. 그러므로, 시스템의 성능은 다른 여타의 시스템과는 달리 시제약성과 계산 시간 지연(CTD; Computation Time Delay)을 중요하게 고려해야 한다는 측면에서 차별화 된다[4]. 또한 일반적으로 실시간 시스템에서 신뢰도는 시스템 고장의 위험성을 적절하게 표현한다는 측면에서 성능과 더불어 시스템을 평가하는 기준으로서 매우 중요한 평가지수의 하나로 인식되어 왔다. 지금까지 시연속 유동 시스템의 경우[5]와 달리 이산 사건 시스템의 경우 시계수 제한성에 연관되어 성능을 측정한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 실시간 전력 시스템에서 시제한성 또는 계산 시간 지연은 기본적으로 시스템의 상태를 운영하는 시스템 유동성에 의존하게 된다. 그러나 실시간 제어 시스템에서

* 正會員 : 延世大 工大 電氣·컴퓨터工學科 碩士課程

** 准會員 : KIST 知能制御研究센터 博士後 研究員

*** 正會員 : 延世大 工大 電氣·컴퓨터工學科 教授 工博

接受日字 : 2000年 2月 17日

最終完了 : 2000年 6月 28日

확률적으로 또는 stochastic하게 변동하는 상태들을 객관적으로 표현하거나 기존의 모델들로 분석하기엔 어려운 상황이다. 따라서 실시간 시스템의 시제한성에 의해 심각하게 영향받는 시스템 상태를 표현하기 위해서는 새로운 접근 방식의 시스템 모델링 및 평가기법이 필요하게 된다. 또한, 시제한성을 시스템 상태 또는 시지연으로 인해 초래된 시스템 비용으로 정확하게 대응시키는 것도 용이하지 않으므로, 본 논문에서는 이러한 두 가지 종류의 값들을 대응시키는 방법으로서 퍼지 reasoning기법을 사용하였다. 그러므로 시스템 상태들의 출현은 확률적으로 모델링되고 각 시스템 상태들은 비용이나 시지연 자체에 관련된 퍼지 로직을 사용하여 표현한다. 결국 이러한 시스템 상태들의 진행현황을 퍼지-랜덤 변수를 활용하여 나타내고, 이를 실시간 제어 시스템의 시정보에 연관된 사건들의 퍼지성과 랜덤성을 분석하는데 사용하였다. 본 논문에서는, 퍼지-랜덤 변수들에 대해 물리적으로 의미를 갖는 새로운 정의를 제시하고, 퍼지-랜덤 사건의 확률을 유도하기 위한 기본적인 원리를 설명할 것이며, 퍼지-랜덤 변수가 내장된 상태 오토마타를 표현하고, 각각의 사건에 적절한 보상값(reward)을 부여함으로써 이러한 결과들을 통해 실시간 전력 시스템의 성능 및 신뢰도를 측정하는 기법을 개발하고자 한다.

2. 퍼지 변수로 표현된 실시간 전력시스템의 성능 및 신뢰도

먼저 퍼지-랜덤 변수의 정의를 소개하고, 어떻게 그 변수들이 유동 시스템들의 사건을 표현하는데 사용되는지 설명한다. 그리고, 이러한 퍼지-랜덤 변수들을 이산 사건 시스템의 모델링을 위해 제시된 상태 오토마타에 적용하여 실시간 전력 시스템 상태 모델을 구축한다. 퍼지 stochastic 현상[10]과 랜덤 변수들의 일반화를 수학적으로 표현하기 위해서 본 논문에서는 퍼지성과 랜덤성이 동시에 통합된 불확실한 정보를 퍼지-랜덤 변수를 사용하여 표현한다.

2.1 퍼지-랜덤 변수가 포함된 상태 오토마타

결과적으로 퍼지-랜덤 변수들을 사용함으로써, 실시간 전력 시스템의 포괄적이고 유동적인 상태를 표현하고, 사건들의 퍼지성과 랜덤성을 통합하여 나타냄으로써, 복잡한 시스템 특성을 간략화 할 수 있다. 퍼지-랜덤 변수는 식(1)과 같이 정의될 수 있다.

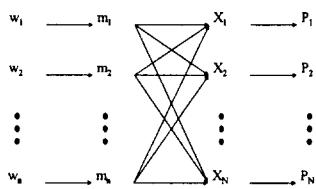


그림 1 이산 퍼지-랜덤 변수들과 각각의 요소들, 소속도 및 확률의 관계도

Fig. 1 Relationships among discrete fuzzy-random variables, the elements, the membership functions, and the probabilities

정의: (Ω, A, P) 의 확률 공간에서, $\tilde{X}: \Omega \rightarrow F_0(R)$ 의 대응을 확률 공간에서의 퍼지 랜덤 변수로 정의한다. 임의의 어

면 $\alpha \in (0, 1]$ 와 $\omega \in \Omega$ 에 대해서,

$$\tilde{X}_\alpha(\omega) = \{x \mid x \in R, \tilde{X}(\omega)(x) \geq \alpha\} = [X_\alpha^-, X_\alpha^+], \quad (1)$$

여기서 \tilde{X}_α 는 랜덤 구간이며, X_α^- 와 X_α^+ 는 두 개의 랜덤 변수이다. 이 논문에서 우선적으로 시스템 상태에 의해 결정되는 특정한 이산 시간 영역 함수나 이산 비용함수를 다루기 때문에 [9]에서와 같이 α -레벨의 개념을 적용하지 않고, 또한 X 의 영역을 비용 영역으로 간주하였다. 퍼지-랜덤 변수는 ω 가 대응되는 실수가 구간으로 존재한다는 측면에서 랜덤 변수와 특징적으로 다르다. 즉 퍼지-랜덤 변수와 ω 의 관계가 일대일로 대응되는 것이 아니고, 여러 ω 들이 같은 실수 구간을 공유하며, 그들의 관계는 소속도로써 특징화된다. 이제, 퍼지-랜덤 변수들의 확률을 (i) ω 가 이산이고 X 가 이산일 경우와 (ii) ω 가 이산이고 X 가 연속인 경우에 대해서 정의하겠다. 그리고, ω 와 X 가 이산적인 값을 갖는 경우, ω_i 와 X_i 는, 각각 ω 의 i 번째 요소와 실수축 위에 X 의 i 번째 요소를 의미하며 이러한 관계는 그림 1에 나타나 있다. 각각의 ω_i 는 역시 이산적인 값을 가지는 정규화된(normalized) 소속도 함수 m_i 를 가진다. 그림 2는 소속도 함수 m_i 를 표현한 것이다. 대부분의 상용 컴퓨터 제어 시스템들의 경우, 시스템의 대부분 동작들은 명백하게 이산 샘플링 시간을 기반으로 하는 디지털 컴퓨터의 성능에 크게 의존한다. 이러한 실시간 제어 시스템에서, X 의 영역을 이산 시간 영역 t 로 간주하여, 이때, X_i 는 시스템의 i 번째 샘플링 시간을 의미하게 된다.

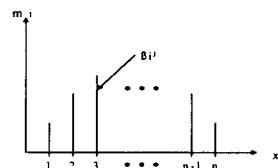


그림 2 소속도 함수 m_i
Fig. 2 The membership function m_i

또한 실제의 시스템을 고려할 때, 유한한 시간 구간만을 대상으로 문제전개를 하는 것은 합리적인 접근방식이다. 이와 유사하게, X 의 영역을 시스템의 사건이 유발하는 비용 값이라고 고려할 수도 있다. 실제 전력 시스템에서 여러 가지 고장들이 유발하는 시스템 상태들은 각각 다양한 값을 가지는 비용을 초래하게 된다. 예를 들어, 단순한 부품의 노쇠에 의한 시스템 고장 상태가 초래하는 비용보다, 전자파에 의한 전도성 짭음으로 인해 생길 수 있는 악의적인(malicious) 네트워크 고장이 DCS에 초래하는 피해비용이 더 크다고 생각할 수 있다. 즉 전력 시스템 내에서 일어날 수 있는 여러 가지 고장들과 그 고장들이 초래하는 비용(이러한 경우에는 손실이라고 규정할 수 있음)들과의 대응관계를 퍼지-랜덤 변수의 정의를 통해서 나타낼 수 있다. 그러므로, 이러한 경우에 요소고장 등의 사건들과 밀접히 연관된 용융 시스템 상태와 관련하여 적절하게 임의의 큰 수 N 까지

비용변수 X 의 영역을 제한한다고 가정할 수 있으므로, X_i 는 $i=1, \dots, N$ 에서 존재한다고 할 수 있다. 이제, 위의 경우들에 대하여 퍼지-랜덤 변수들의 확률 함수 $P(X)$ 를 식(2)로 정의한다.

$$P(X_j) = \sum_{i=1}^N P_i \beta_i^j \quad \text{for } j=1, \dots, N \quad (2)$$

여기서, $P(X_j)$ 는 퍼지-랜덤 변수 \hat{X} 가 실수값 X_j 에 속할 확률이고, P_i 는 ω 가 ω_i 에 속할 확률이다. 또한, 모든 i 에 대하여 $\sum_{i=1}^N \beta_i^j = 1$ 과 $\sum_{j=1}^N P_i = 1$ 의 관계식이 성립한다.

식(2)에 $\mathbf{P}_x = [P(X_1), \dots, P(X_N)]$ 과 $\mathbf{P}_w = [P_1, \dots, P_n]$ 로 정의를 적용하면 식(2)는 식(3)과 같이 재정돈될 수 있다.

$$\mathbf{P}_x = \mathbf{P}_w \mathbf{M} \quad (3)$$

여기서, $\mathbf{P}_x \in R^{1 \times N}$, $\mathbf{P}_w \in R^{1 \times n}$ 이고 \mathbf{M} 은 다음과 같은 소속도값 행렬로 구성되어 있다.

$$\begin{bmatrix} \beta_1^1 & \beta_1^2 & \cdots & \beta_1^N \\ \beta_2^1 & \beta_2^2 & \cdots & \beta_2^N \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_n^1 & \beta_n^2 & \cdots & \beta_n^N \end{bmatrix}.$$

그러므로, $\hat{X} \leq X_k$ 를 의미하는 확률은 다음과 같이 표현된다.

$$P(\hat{X} \leq X_k) = P(X_1) + P(X_2) + \cdots + P(X_k) \quad (4)$$

$$= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^N P_i \beta_i^j$$

이제 X 가 연속적인 값을 가지는 경우도 위와 유사하게 확률 분포함수를 유도할 수 있다.

결론적으로 $\hat{X} = x$ 인 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(\hat{X} = x) = \sum_{i=1}^N P_i m_i(x) \quad \text{for } x \in [0, \infty), \quad (5)$$

여기서, $m_i(x)$ 는 x 가 i 번째 표본요소에 소속되는 소속도의 값을 의미하며, $\sum_{i=1}^N P_i = 1$, $\int_0^\infty m_i(x) dx = 1$ 을 만족한다. 만일 $G_i(x) = \int_0^x m_i(t) dt$ 와 같이 정의한다면,

$$P(\hat{X} \leq x) = \int_0^x P(\hat{X} = t) dt = \sum_{i=1}^N P_i G_i(x). \quad (6)$$

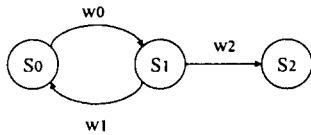


그림 3 고장과 데드라인을 표현한 실시간 제어 시스템의 상태 전이도

Fig. 3 State-transition diagram for a real-time system with controller upsets and the deadlines

앞에서 잘 정의된 퍼지-랜덤 변수들에 의해 적절히 변형된 시간상태 오토마타 형태를 이용하여 실시간 전력 시스템을 DES 모델링한다. 우선 상태 오토마타는 다음과 같은 6 가지 기본요소로 구성된다.

$$(E, S, \Gamma, f, s_0, \mathbf{m}_i).$$

여기서, $E, S, \Gamma(s), f, s_0$ 과 \mathbf{m}_i 는 각각 가산 사건 집합, 상태 공간, $s \in S$ 를 만족하는 s 에 대해 feasible한 사건 집합, 상태천이 함수, 초기 상태 및 i 번째 사건 요소 ω 에 대한 소속도 함수를 의미한다. 식(4)를 사용하여 다음과 같이 고장과 데드라인 정보를 포함한 사건들을 포함한 유동 시스템을 표현하는 DES 모델을 제시할 수 있다. 그림 3에서 상태들은 크게 정상 상태 S_0 , 제어기 고장상태 S_1 , 시스템 고장상태 S_2 로 분류되어 구성되며, 사건 집합 E 는 고장 발생사건 ω_0 와 고장 회복 ω_1 , 데드라인 초과 ω_2 와 각각 사건 $\omega_0, \omega_1, \omega_2$ 에 대한 소속도 함수들은 $m_0(x), m_1(x), m_2(x)$ 로 각각 정의된다. 또한 각각의 feasible 사건 집합과 상태 천이 함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Gamma(S_0) &= \{\omega_0\}, \Gamma(S_0, \omega_0) = S_1, \\ \Gamma(S_1) &= \{\omega_1, \omega_2\}, \Gamma(S_1, \omega_1) = S_0, \\ \Gamma(S_1, \omega_2) &= S_2, \Gamma(S_2) = \emptyset. \end{aligned}$$

이러한 시스템의 상태천이는 그림 3에서와 같이 그려질 수 있다. 이렇게 단순화된 모델을 기반으로 식(4)와 소속도 값 행렬 \mathbf{M} 을 결정함으로써 결과적으로 비용변수인 X_i 의 확률을 계산할 수 있다.

2.2 실시간 전력 시스템의 성능 분석

시스템의 성능은 시스템의 독특한 특성에 대부분 의존함은 기본적인 사실이나 이러한 관계의 정량화는 일반적으로 상당한 어려움이 따른다. 다른 여타의 상용 시스템들과 차별화될 수 있는 실시간 전력 시스템의 특성은 엄정한 시간 제한성과 고장 발생시의 현저한 성능 저하 및 커다란 경제적 손실 등을 고려할 수 있다[11,12]. 기존의 연구에서 고장과 회복을 무시한 순수한 성능 모델들은 단지 작업을 완수하는 능력만을 고려해온 것이 대부분이다. 그러나, 본 논문에서는 앞에서 언급한 고장 발생과 시간 지연 효과를 반영하는 이산사건시스템(DES)으로 전력 시스템을 모델링하였다. 그러므로 성능 지수는 발전, 송전 등의 전력 시스템의 과정에서 발생할 수 있는 고장의 발생이나 데드라인 초과 등의 사건의 특성을 포함해야만 하며, 사건의 모호함을 표현하고, 비용 효과를 전체 시스템의 성능에 반영하기 위해서 퍼지-랜덤 변수를 사용하는 것이 효과적인 접근방식이다.

시스템의 성능을 유연하게 평가하기 위해, 비용 변수 확률을 보상값 구조로 간주하는 시스템의 보상값을 구축된 모델에 도입하였다. 보상값 구조를 도입함으로써, 사건의 구조를 변형할 수 있는 자유도가 주어짐으로써, 목표 시스템의 넓은 시뮬레이션 상황을 표현할 수 있다. 결과적으로 성능의 단계로써 보상값을 표현함으로써, 보상값이 시스템 상태 변화를 여러 가지 다른 보상비로 특성화하여 시스템 특성을 더 잘 표현할 수 있다. 제시된 모델에서 시스템 구조의 유동성과 주변 환경의 영향을 반영하는 성능 지수는 비용 변수의 확률과 보상값의 곱을 더한 값으로 다음과 같이 정의된다.

$$P_{sys} = \sum_{i=1}^N r_i P(X_i) \quad (7)$$

여기서 $P_{sys}, r_i, P(X_i)$ 는 각각 시스템의 성능지수, X_i 라

는 비용 변수에 관련된 보상비(reward rate)와 X_i 비용 변수의 확률을 각각 의미한다. 또한 \mathbf{R} 을 보상비 벡터로 정의하면, 식(2)와 (3)에서 정의된 \mathbf{P}_x , \mathbf{P}_w 와 \mathbf{M} 으로 다음과 같은 행렬로 표현된다.

$$\mathbf{P}_{sys} = \mathbf{P}_x \mathbf{R} = \mathbf{P}_w \mathbf{M} \mathbf{R} \quad (8)$$

여기서, $\mathbf{P}_x \in R^{1 \times N}$, $\mathbf{P}_w \in R^{1 \times n}$, $\mathbf{R} = [r_1, \dots, r_N]^T$ 이다.

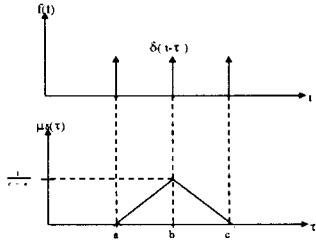


그림 4 데드라인 사건을 퍼지-랜덤화한 경우의 확률 밀도함수 및 소속도 함수의 관계

Fig. 4 One example of the fuzzy-random variable describing the deadline event

2.3 퍼지-랜덤 변수에 의해 표현된 경성 데드라인

지금까지 경성(hard) 데드라인을 결정적인 값으로만 간주해서 시스템 모델링에 사용하였다. 하지만 실제의 시스템에서 데드라인은 시스템이 수행중인 작업의 수와 종류에 기본적으로 의존하기 때문에 고정된 값이 아니다. 또한 같은 작업이 연속적으로 수행된다고 하더라도, 시스템 및 작업 그 자체가 가지고 있는 복잡성과 모호성에서 비롯된 랜덤 환경에 의한 불확실성을 데드라인은 가지고 있다. 이러한 모호성을 퍼지화하여 표현하고 일례로 데드라인 사건이 정규 삼각함수를 소속도 함수로 가지는 랜덤 변수라고 가정한다. 데드라인 사건의 확률밀도함수(pdf)는 엘타 함수이며, 사건 발생시간 τ 는 모호성을 지니며, 그 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \delta(t - \tau),$$

여기서 τ 는 음이 아닌 퍼지 변수이다. $f(t)$ 와 소속도 함수 $\mu_{(t)}(y)$ 의 관계는 그림 4를 통해 관찰할 수 있다.

2.4 Path-space 기법을 통한 시스템 신뢰도의 경계치 유도

그림 3에서 연속 시간 모델로의 확장에서 w_0, w_1, w_2 이라는 사건에 각각 대응되는 $f(t)$, $g(t)$, 그리고 $d(t)$ 는 제어기 고장의 interarrival 시간과 회복시간 그리고 데드라인을 경과할 수 있는 시간들을 나타내는 확률밀도함수라 정의할 수 있다. 만약 $F(t)$, $G(t)$, $D(t)$ 가 $f(t)$, $g(t)$, $d(t)$ 의 cumulative 확률분포(distribution)함수를 나타내고 $f_{ij}(t)$ 가 상태 S_i 에서 S_j 로 전이될 때의 확률밀도함수로 정의된다면, 다음과 같은 계산결과를 얻을 수 있다.

$$f_{01}(t) = f(t), \quad f_{10}(t) = g(t)[1 - D(t)],$$

$$f_{12}(t) = d(t)[1 - G(t)] \quad (9)$$

여기서 $D(t)$ 는 데드라인이 τ 로 실험 및 해석적 방법에 의해 측정 또는 유도되었다면 $D(t)$ 는 아래와 같이 계산되어진다.

$$D(t) = \begin{cases} 0, & 0 \leq t < \tau \\ 1, & t \geq \tau \end{cases} \quad (10)$$

$D(t)$ 를 대입해서 얻은 회귀적인 적분 방정식을 Chapman-Kolmogorov 방정식[12] 및 $P_{02}(T-x) = 1$ 과 $f_{02}(t) = 0$ 를 적용하면 (11)과 같이 단순화 될 수 있다.

$$P_{02}(T) = \int_0^T f_{01}(x) P_{12}(T-x) dx, \quad (11)$$

$$P_{12}(T) = \int_0^T f_{10}(x) P_{02}(T-x) dx + \int_0^T f_{12}(x) dx$$

위 식에서 $P_{02}(T)$ 를 계산하기 위해 $P_{12}(T)$ 를 대입하면, 반복적으로 식의 대입을 요구하게 되고, 적분횟수의 증가로 인해 실질적인 계산이 불가능하게 된다. Markov 모델에서 모든 상태는 이전의 모든 상태에 비의존적이면서, 바로 이전 상태 및 그 때의 사건 발생 종류에만 의존하므로, 그림 5에서처럼 상태 시퀀스에서 각 상태들의 배열순서를 변경할 수가 있다. 이렇게 이산사건에 발생 시퀀스에 의한 시스템 상태 시퀀스를 모두 배열한 path를 중심으로 상태확률을 구하는 방법이 path-space 기법이다[13,14]. 이러한 상태 확률의 정확한 값을 유도하기 위해선 path-space 기법 또한 무한히 많은 적분을 해야하는 어려움이 있으나 Markov process의 개념[15]에 의한 path 상에서의 순서 변동 및 적분 구간 변경을 통해 시스템이 임의 시간 T(mission time)안에 고장을 일으켜 전체 시스템 고장으로 전이되는 확률의 상위 경계값(UB; Upper Bound) 및 하위 경계값(LB; Lower Bound)의 유도할 수 있다. 이러한 방법을 통해 유도된 상·하위의 경계값들의 차이가 극히 미소하다면 정확한 값의 위치 구간을 쉽게 추정할 수 있다. 결국 임의의 시간 T까지 시스템고장이 일어날 확률은 상태 및 path간의 비의존성에 의해서 시스템고장 상태로 직접적으로 이어지는(흡수되는) 모든 path들의 확률의 합과 같다. P_n 이 n 번째 상태간의 루프를 경유한 이후에 시스템 고장 상태로 전이될 확률이라고 정의한다면

$$P_0 = \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^{T-t_1} f_{12}(t_2) dt_2 dt_1$$

$$\vdots$$

$$P_n = \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^{T-t_1} f_{10}(t_2) \int_0^{T-t_1-t_2} f_{01}(t_3) \cdots$$

$$\int_0^{T-t_1-t_2-t_3} f_{10}(t_4) \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{2n-2}} f_{01}(t_{2n-1}) * \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{2n-1}} f_{12}(t_{2n}) dt_{2n} dt_{2n-1} \cdots dt_2 dt_1$$

와 같이 된다. 또한 이 식을 전체시간에 대한 상태의 독립성(memoryless와 independent)을 바탕으로 식을 재배열하면 일반적인 n에 대한 P_n 은 적분순서를 재배열하는 결과로 인해 다음과 같은 동일한 계산식으로 나타내어진다.

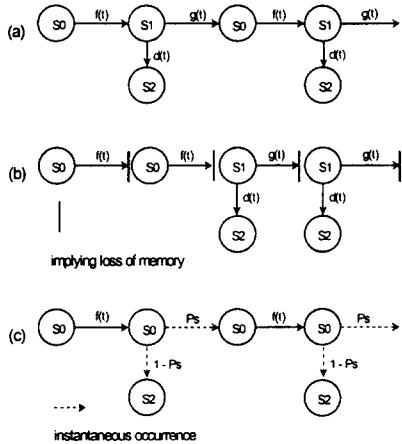


그림 5 (a) 상태 천이 (b) Semi-Markov 모델에 의해 재정리된 상태 천이 (c) instantaneous coverage에 의해 근사된 상태 천이

Fig. 5 (a) Transitions ordered originally (b) Transition reordered using the semi-Markov models (c) Transitions approximated by instantaneous coverage

$$P_n = \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^{T-t_1} f_{01}(t_2) \cdots \\ \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{n-1}} f_{01}(t_n) \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{n-1}-t_{2n-1}} f_{10}(t_{2n-1}) * \\ \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{n-1}-f_{12}(t_{2n})} dt_{2n} \cdots dt_2 dt_1.$$

위에서 얻어진 P_n 에서 적분 영역을 변경하면 경계치 유도과정은 다음과 같은 부등식들로 표현할 수 있다.

$$P_0 \leq \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^\infty f_{12}(t_2) dt_2 dt_1 \\ \vdots \\ P_n \leq \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^{T-t_1} f_{01}(t_2) \cdots \int_0^\infty f_{01}(t_n) \\ \int_0^\infty f_{10}(t_{2n-1}) * \int_0^\infty f_{12}(t_{2n}) dt_{2n} \cdots dt_2 dt_1 \\ = \int_0^T f_{01}(t_1) \int_0^{T-t_1} f_{01}(t_2) \cdots \\ \int_0^{T-t_1-\cdots-t_{n-1}} f_{01}(t_n) dt_n \cdots dt_2 dt_1 * \left(\int_0^\infty f_{10}(x) dx \right)^{n-1} \\ \left(\int_0^\infty f_{12}(x) dx \right) \\ = \Pr[k \leq n | T] [1 - G(\tau)] G^{n-1}(\tau)$$

여기서 $\Pr[k \leq n | T]$ 는 제어기가 T시간 동안에 최소한 n번 실패할 확률을 의미하며 $G(\tau)$ 는 데드라인 이내에 제어기고장이 회복될 확률값이다. 그러므로, 전체 시스템고장의 상위 경계치(UB)는 다음과 같이 유도된다.

$$UB = [1 - G(\tau)] \sum_{n=1}^N \Pr[k \leq n | T] G^{n-1}(\tau) \quad (12)$$

이와 유사한 과정을 거쳐 적분구간의 변경을 의미하는 그림 6-(c)와 상위 경계치의 식을 이용하여 하위 경계치를 유도하면, 시스템고장 확률의 하위 경계치(LB)는 다음과 같이 유도된다.

$$LB = [1 - G(\tau)] \sum_{n=1}^N \Pr[k \leq n | T - n\tau] G^{n-1}(\tau) \quad (13)$$

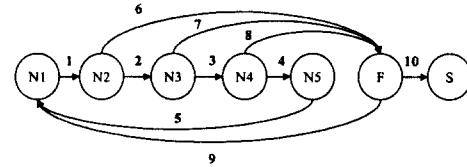


그림 6 RTP 시스템의 상태천이도

Fig. 6 State-transition diagram of a simple RTP

2.5 퍼지-랜덤 변수를 적용한 확장된 시스템 신뢰도 모델

퍼지-랜덤 변수에 의해 확장된 신뢰도 모델을 만들기 위해, 데드라인 사건을 퍼지-랜덤 변수로 가정할 수 있다. 즉, 데드라인 τ 가 상수가 아니라 소속도 함수 $\mu_{(\tau)}(y)$ 를 가진다고 가정하자. 이러한 가정 하에서 시스템 회복 성공과 회복 실패를 나타내는 퍼지-랜덤 벡터 $G_r(y)$ 와 $\bar{G}_r(y)$ 를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$G_r(y) = \mu_r(y) \int_0^y g(x) \bar{D}(x) dx \quad (14)$$

$$\bar{G}_r(y) = 1 - G_r(y) = \mu_r(y) \int_0^y d(x) \bar{G}(x) dx$$

예를 들어, 데드라인 사건 τ 가 정규화된 삼각함수를 그 소속함수로 가진다고 가정하자. 즉,

$$\mu_{(\tau)}(y) = \begin{cases} \frac{2}{c-a} \left(\frac{y-a}{b-a} \right) & \text{for } a \leq y \leq b \\ \frac{2}{c-a} \left(\frac{c-y}{c-b} \right) & \text{for } b \leq y \leq c \end{cases}$$

와 같은 소속함수의 경우,(여기서 a, b, c 는 $a \leq b \leq c$ 를 만족하는 음이 아닌 실수라고 가정함) $G_r(y)$ 는 다음과 같이 유도되고,

$$G_r(y) = \begin{cases} \frac{2}{c-a} \left(\frac{y-a}{b-a} \right) \int_0^y g(x) \bar{D}(x) dx & \text{for } a \leq y \leq b \\ \frac{2}{c-a} \left(\frac{c-y}{c-b} \right) \int_0^y g(x) \bar{D}(x) dx & \text{for } b \leq y \leq c \end{cases} \quad (15)$$

이를 이용하여, 확장된 신뢰도의 상하위 경계치를 (16)과 같이 계산할 수 있다.

$$UB = [1 - G_r] \sum_{n=1}^N \Pr[k \leq n | T] G_r^{n-1} \quad (16)$$

$$LB = [1 - G_r] \sum_{n=1}^N \Pr[k \leq n | T - n\tau] G_r^{n-1}$$

퍼지-랜덤 변수에 의해 확장된 신뢰도에 대해 고려해 본다면, 상하위 경계치 UB와 LB는 정규 소속도 함수에 의해 그 모호성이 표현되었기 때문에, y 에 대한 함수 형태로 표현된다. 또한 상대적 차이비율(Relative Ratio Difference, RRD)는 예상대로 그다지 큰 차이를 보이지 않음을 관찰할 수 있고, 따라서 이러한 구간 신뢰도 값은 유효함을 알 수 있다.

3. 수치 예제

제안된 성능 측정법을 사용하는 방법 및 그 유효성을 설명하기 위해, 다음의 수치 예제를 살펴본다. 앞에서 언급된 바와 같이 전력 시스템에서, DCS는 빠른 처리속도와 높은 신뢰도 때문에 전력의 생산(발전), 수송(송전), 배분(배전),

그리고 이들의 관리 제어 및 운용(급전) 등의 공정에서 점점 더 많이 사용되고 있다. 이러한 DCS는 언급된 여러 과정들을 감시 및 제어하는 과정 중에서, DCS 부품의 노쇠 및 고장, 전자파에 의한 전도성 잡음 발생, 로직의 변화, 시스템 내 네트워크의 고장, I/O배선을 통한 잡음 발생, 프로세서의 전원의 요란, 잘못된 접지 등으로 인한 여러 고장들이 발생할 수 있다. 이와 같이 제어과정 중에서 고장이 발생하면 고장 진단 및 회복요소기법들을 사용하여 자동적인 고장 감지와 제거가 순차적으로 이루어진다. 그러나, 실시간 시스템의 관점에서 일정한 시간(경성 시제한성이라 정의하는)내에 고장에서 시스템이 회복되지 못하면 전체 전력시스템은 다운되거나 적어도 시스템의 성능에 심각한 피해를 입히게 된다. 이러한 전력시스템의 간단한 상태 전이도와 사건 및 상태설명은 각각 그림 6과 표 1에 나타나 있다. 사건요소 벡터 P_w , 보상값 벡터 R 과 소속값 행렬 M 은 주어지거나 실험적으로 구할 수 있고 본 논문에서는 이와 관련된 적정한 값을 활용한다. 또한 소속도 행렬을 계산하기 위해서 가장 대표적으로 사용되는 소속도함수를 적용하였으며, 또한 보상값도 선형적으로 증가하는 경우(보상레벨1)와 감소하는 경우(보상레벨2)와 지수적으로 감소하는 경우(보상레벨3)에 대하여 시스템의 성능을 계산하였고, 그 결과는 표2에 나타나 있다. 이 시스템의 사건요소 벡터 P_w 는 그림 7에서 간단히 모델링한 것에서 각 사건들의 확률을 DTMC(Discrete Time Markov Chain)를 통해 구하면 $P_w = [0.1692, 0.1598, 0.1316, 0.1410, 0.1504, 0.0188, 0.0376, 0.0414, 0.1128, 0.0376]$ 과 같다.

- Case 1: Uniform 소속함수인 경우,
- Case 2: Gaussian 소속함수인 경우,
- Case 3: Triangular 소속함수인 경우,
- Case 4: 비대칭 polynomial 소속함수인 경우,

표 1 여러 가지 소속도 함수에 대한 시스템 성능
Table 1 Performance of the presented system with several membership functions

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
P_{sys} (보상레벨1)	0.5001	0.6283	0.6667	0.2845
P_{sys} (보상레벨2)	0.5001	0.3718	0.3334	0.7156
P_{sys} (보상레벨3)	0.6321	0.5457	0.5162	0.7637

간단한 위의 예를 통해 전체 시스템의 성능이 비율 변수의 분포뿐만 아니라 그것의 보상값에도 의존한다는 것을 의미한다. 이제, 데드라인 사건을 퍼지-랜덤 변수화한 path-space 기법을 통해 확장된 시스템 신뢰도의 상하위 경계치를 계산하는 수치 예제를 고려해 본다. 첫번째 예로, 자동화된 전력시스템에서 DCS에 의해 관측되고 운영되는 발전소를 가정하자. 이 발전소의 제어기가 고장 발생 200일의 평균과 회복 확률이 0.99인 지수 분포의 실패 확률 분포이며, 작업주기는 하루이다. (즉 $G(\tau) = 0.95, 1/\lambda = 10$ 일, $T = 1$ 일. $\tau = 15$ 분이며 $a=13, b=15, c=17$ 인 삼각 소속도 함수를 갖는다.) 관련된 수치 결과는 표 3에 나타나 있듯이 각각의 경우 RRD가 경계치의 엄정함을 잘 보여준다. 두 번째로 아주 짧은 시간의 주기적인 행동이 필요한 전력계통안정제어기를 고려해 본다. 제어기고장의 평균 도착시간이 10^8 시간, $G(\tau)$

는 0.99, τ 를 10초로 가정하자. 상위 경계치와 하위 경계치를 구하면, 0.00016217와 0.00016201로 얻어지고 RRD는 0.00055552가 되며 이의 엄정함은 앞의 예와 비서 더욱 작은 τ 값 때문에 상당히 개선된 결과로 나타난다. 이런 고신뢰도 시스템의 경우 위에서 구해진 상·하위 경계치들이 충분히 엄정하다는 것이 표2 및 그림 7(b)을 통해 입증된다.

표 2 신뢰도 경계치

Table 2 Both bounds and the RRD of reliability models

	UB	LB	RRD
$\tau = 14$ 분인 경우	0.08435	0.08350	0.01009
$\tau = 15$ 분인 경우	0.07342	0.07266	0.01026
$\tau = 16$ 분인 경우	0.08435	0.08350	0.01009
	UB	LB	RRD
$\tau = 6$ 초인 경우	0.00017642	0.00017632	0.00055551
$\tau = 7$ 초인 경우	0.00017285	0.00017276	0.00055551
$\tau = 8$ 초인 경우	0.00016929	0.00016920	0.00055551
$\tau = 9$ 초인 경우	0.00016573	0.00016564	0.00055552
$\tau = 10$ 초인 경우	0.00016217	0.00016201	0.00055552

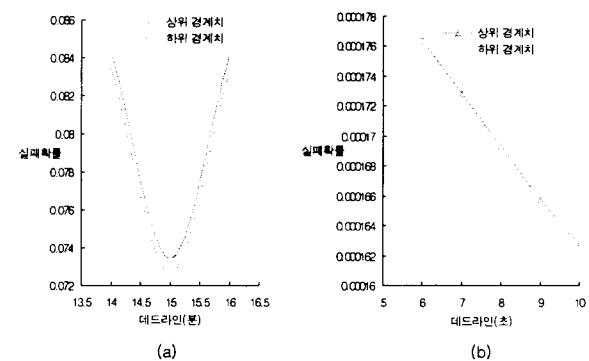


그림 7 (a) 생산라인 신뢰도의 상하위 경계치 (b) RTP의 고장제어기신뢰도의 상하위 경계치

Fig 7 (a) UB and LB of a assembly line case (b) UB and LB of a assembly line case

4. 결 론

실시간 시스템은 고장 및 시간 지연요소에 의한 시스템 상태의 변화가 크며, 그렇기 때문에 이런 시스템 모델링을 위해서는 많은 요소들을 고려하여 반영할 수 있는 유연한 성능 및 신뢰도에 대한 평가 방법이 필요하다. 이러한 유연한 평가방법제시를 위해, 본 논문에서 퍼지-랜덤 변수를 사용하여 DES 모델을 만들었으며, 실시간 시스템의 관점에서 DCS제어 전력시스템의 경우에 대하여, 간단하면서도 대표적인 시스템을 모델링하여 시스템 성능 및 신뢰도를 수치적으로 계산하였다. 확장된 path-space 기법에 의해 구해진식을 수치해석적으로 계산하기는 매우 용이하였고, 경계치의 상대 비율차이가 엄정한지를 입증하였다.

감사의 글

본 연구는 1997-1999년도 기초전력연구지원사업에 의해
서 연구되었음.

저 자 소 개

참 고 문 헌

- [1] Z. Zhang, G. Hope, and O. Malik : "Expert System in Electric Power Systems -- A Bibliographical Survey", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 4, pp. 1355-1362, Oct. 1989
- [2] J. Keronen, "An Expert System Prototype for Event Diagnosis and Real-Time Operation Planning in Power System Control", IEEE/PES, pp.544-550, Apr.1988
- [3] K. G. Shin, C. M. Krishna, Y.-H. Lee, "A unified method for evaluating real-time computer controllers and its application", IEEE Trans. Automatic Control, vol 30, 1985
- [4] T. Chou, J. Abraham, "Performance/availability model of shared resource multiprocessors", IEEE Trans. on Reliability, vol 29, 1980
- [5] K. Shin and H. Kim, "Derivation and Application of Hard Deadlines for Real-Time Control Systems", IEEE Trans. on Systems, Man. & Cybernetics, vol. 22, no. 6, pp. 1403-1413, 1992.
- [6] H. Kim and K. Shin, "On the Maximum Feedback Delay in a Linear/Nonlinear Control Systems with Input Disturbances Caused by Controller Computer Failures," IEEE Transactions on Control Systems Technology, vol. 2, no. 2, pp. 110-122, June 1994.
- [7] H. Kwakernaak, "Fuzzy random variables: definitions and theorems", Inform. Sci, vol. 15, 1978.
- [8] M. Puri, D. Ralescu, "Fuzzy random variables", J. Math. Anal. Appl, vol. 114, 1986.
- [9] H. Kim, A. White, K. Shin, "Reliability modeling of real-time systems with hard deadlines", FTCS-28, pp. 304-313, 1998
- [10] W. Guangyuan, Z. Yue, "The theory of fuzzy stochastic processes", Fuzzy Sets and Systems, vol. 51, 1992.
- [11] M. Beaudry, "Performance reliability for computer systems", IEEE Trans. Computers, vol C-27, pp 540-547, 1978.
- [12] K. Shin and C. Krishna, "New performance measures for real-time computer control and their applications", Control and Dynamic Systems, 1990
- [13] S. Karlin, H. Taylor, "A first course in stochastic processes", Academic Press, New York, 1975



민 병 조 (閔丙朝)

1975년 3월 26일생. 1998년 연세대 전기
공학과 졸업. 1998년~현재 동 대학원 전
기컴퓨터공학과 석사과정

Tel : 019-267-3802

E-mail : bjmin@yonsei.ac.kr



이 석 주 (李錫舟)

1968년 5월 5일생. 1991년 연세대 전기공
학과 졸업. 1993년 동 대학원 졸업(석사).
1999년 동 대학원 졸업(공박). 현재 한국
과학기술연구원 지능제어연구센터 박사후
연구원

Tel : 011-419-3812

E-mail : sjyi@kist.re.kr



김 학 배 (金鶴培)

1965년 10월 10일생. 1988년 서울대 전자
공학과 졸업. 1990년 미국 미시간대 대학
원 전기공학과(EECS) 졸업(석사). 1994년
동 대학원 졸업(공박). 1994년 9월-1996년
9월 미국 National Research Council(NRC)
Research Associate at NASA Langley Research Center.
1996년 9월-현재 연세대 전기컴퓨터공학과 교수

Tel : 361-2778

E-mail : hbkim@yonsei.ac.kr