

## АЛГОРИТЪМ ЗА ВЕРОЯТНОСТНИ РАЗСЪЖДЕНИЯ В ИНТЕЛИГЕНТНИТЕ ДИАГНОСТИЧНИ СИСТЕМИ

Марчела Банова, Технически университет- София

### 1. ВЪВЕДЕНИЕ.

В моделно-базираните системи процесът на диагностика преминава през две фази [1]. Целта на първата фаза е да се определят множествата от дефектирани компоненти (наречени диагнози), които обясняват наблюдаваните симптоми. Целта на втората фаза е да се направят допълнителни измервания, които най-добре разграничават отделните възможни диагнози.

Процесът на определяне на допълнителните измервания зависи силно от наличните вероятности за дефектиране на отделните компоненти на диагностираното устройство.

В настоящата статия се предлага алгоритъм за определяне на оптималната съвкупност от допълнителни измервания, като компонентите на диагностираното устройство се разделят на групи. Всички елементи от една група дефектират с еднаква вероятност или с много по-голяма или по-малка вероятност в сравнение с елементите от другите групи.

На базата на това алгоритъмът определя вероятностите за наличие на всяка от предполагаемите диагнози. Диагностичната стратегия [3] цели първо да се направят измервания, които позволяват диференциране на еднократните диагнози. Едва след елиминиране на всички еднократни диагнози, се определят необходимите измервания за диференциране на двукратните диагнози и т.н.

В диагностичния алгоритъм се прилага подхода на минималната ентропия [2].

## 2. МАТЕМАТИЧЕСКИ МОДЕЛ.

Предлаганият вероятностен алгоритъм е разработен на базата на следните допускания:

(i) Компонентите на диагностираното устройство дефектират независимо.

Това допускане е широко застъпено в моделно-базираните диагностични системи, въпреки че не винаги е вярно.

(ii) Множеството от компонентите е разделено на отделни подмножества  $D_1, D_2, \dots, D_k$ . Всички елементи на множеството  $D_i$  дефектират с една и съща вероятност  $\mathcal{E}_i$ , която е съществено по-голяма или по-малка от вероятностите за дефектиране на компонентите от другите множества  $D_j$ .

Това допускане е оправдано в случая, когато от статистически данни е известно, че напр. транзисторите дефектират с по-голяма вероятност от резисторите и т.н.

При тези допускания априорната вероятност  $p_{\ell}$  диагнозата  $C_{\ell}$  да е коректна се дава с израза

$$(1) \quad p_{\ell} = \prod_{c \in C_{\ell}} p(c \in C_a) \cdot \prod_{c \notin C_{\ell}} [1 - p(c \in C_a)],$$

където:  $C_{\ell} = \{c_1, c_2, \dots, c_{\ell}\}$  - диагноза

$C_a$  - множество от дефектирали компоненти.

Да отбележим, че:

$$C_a = D_1 \cup D_2 \cup \dots \cup D_k$$

$$p(c \in D_i) = \mathcal{E}_i, \quad i=1, \dots, k$$

Нека да означим с  $t_i$  броя на елементите, принадлежащи на  $D_i$ , които са елементи на диагнозата  $C_{\ell}$ . Така на всяка диагноза  $C_{\ell}$  се съпоставя един вектор  $(t_1, t_2, \dots, t_k)$  и изразът (1) придобива вида:

$$(2) p_{\ell} = \varepsilon_1^{t_1} \cdot \varepsilon_2^{t_2} \dots \varepsilon_K^{t_K} \cdot (1-\varepsilon_1)^{10_{\ell 1}-t_1} \dots (1-\varepsilon_K)^{10_{\ell K}-t_K}$$

Ако отделните вероятности  $\varepsilon_i$  са много малки, априорната вероятност  $p_{\ell}$  може да се апроксимира с

$$(3) p_{\ell} \approx \varepsilon_1^{t_1} \cdot \varepsilon_2^{t_2} \dots \varepsilon_K^{t_K} = \prod_{i=1}^K \varepsilon_i^{t_i}$$

В случая, когато е направено допълнително измерване и е измерена стойност  $V_{iK}$  в контролната точка  $X_i$ , условната вероятност на диагнозата  $C_{\ell}$  се получава от Правилото на Бейс:

$$(4) p(C_{\ell}/x_i=V_{iK}) = \frac{p(x_i=V_{iK}/C_{\ell}) \cdot p(C_{\ell})}{p(x_i=V_{iK})}$$

където:  $p(x_i=V_{iK})$  - нормализация

$$p(x_i=V_{iK}/C_{\ell}) = \begin{cases} 1, & \text{ако } C_{\ell} \Rightarrow x_i = V_{iK} \\ 0, & \text{ако } C_{\ell} \not\Rightarrow x_i = V_{iK} \\ 1/2, & \text{ако } C \text{ не предсказва} \end{cases}$$

След Е на брой измервания вероятността диагнозата  $C_{\ell}$  да не бъде елиминирана е:

$$(5) p(C_{\ell}/E) = \frac{\prod_{i=1}^K \varepsilon_i^{t_i}}{N \cdot 2^{f_{\ell}}}$$

където:  $f_{\ell}$  - брой пъти, когато диагнозата  $C_{\ell}$  предсказва измерената в контролната точка стойност

$N$  - нормализация

Очакваната апостериорна ентропия на диагнозите след като е направено измерване в контролната точка  $X_i$  се дава [2] с израза:

$$(6) \sum_{k=1}^m [p(S_{iK}) + p(U_i)/2] \cdot \ln[p(S_{iK}) + p(U_i)/2] - p(U_i) \cdot \ln 1/2$$

където:  $S_{iK}$  - множеството от диагнози, които предсказват, че в к.т.  $X$  е измерена стойност  $V_{iK}$

$U_i$  - множеството от диагнози, които не предсказват измерената в к.т.  $X_i$  стойност.

За да се определи най-доброто измерване (което ще елиминира най-голям брой диагнози) трябва да се минимизира изразът (6) върху всички к.т.  $X_i$ .

Изразът (6) може да се опрости като се използва факта, че сумата от вероятностите на всички диагнози е 1 (разглеждат се само диагнозите с мин. кратност), т.е.

$$(7) \quad 1 = \sum_j p(C_j/E) = \sum_j \frac{\prod \varepsilon_i^{t_i}}{N \cdot 2^{jt}}$$

където:  $C_j$  - диагнозите с минимална кратност

Следователно:

$$(8) \quad N = \sum_j \frac{\prod \varepsilon_i^{t_i}}{2^{jt}} = \prod \varepsilon_i^{t_i} \cdot \sum_j \frac{1}{2^{jt}}$$

От (8) и (5) следва:

$$(9) \quad p(C_j/E) = 1/2^{jt} \cdot \sum_j \frac{1}{2^{jt}}$$

Както се вижда, изразът (9), а следователно и изразът (6), не зависи от  $\varepsilon_i$ , т.е. (6) е проста функция на  $f_j$ .

Ако допуснем, че диагнозите винаги предсказват определена стойност за всяка от контролните точки, т.е. ако:

$$p(U_i) = 0 \quad \text{и}$$

$$f_i = 0,$$

изразът (6) се опростява до

$$(10) \quad \sum_{K=1}^m C_{iK} / N \cdot \ln [C_{iK} / N]$$

където:  $C_{iK}$  - брой на  $q$ -кратните диагнози, предсказващи, че  $X_i = V_{iK}$

$N'$  - общият брой  $q$ -кратни диагнози

Тъй като  $N'$  е константа за всички контролни точки, изразът (10) (а следователно - и (6)) се опростява до

$$(11) \quad \sum_{K=1}^m C_{iK} \cdot \ln C_{iK}$$

Минимизирането на израза (11) не представлява изчислителен проблем.

### 3. ОПИСАНИЕ НА АЛГОРИТЪМА.

На базата на получените и представени в т.2 теоретични резултати е разработен вероятностен алгоритъм, който е съставна част на диагностичния алгоритъм, използван в интелигентната диагностична система DIAN [3], както е показано на фиг.1.

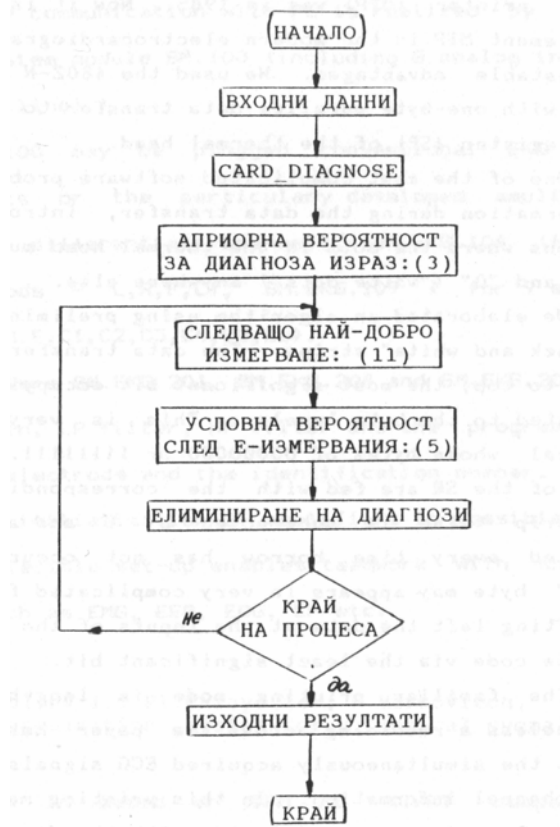
След въвеждане на диагностичните симптоми, алгоритъмът за диагностика на базата на първия принцип CARD\_DIAGNOSE определя оптималното множество от правдopodobни диагнози. След това се прилага вероятностният алгоритъм, който използва допълнителни измервания за да елиминира (и съответно - да потвърди) отделни диагнози.

### 4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предимство на предлагания вероятностен алгоритъм е неговата изчислителна простота. Недостатък на алгоритъма е, че не винаги измерванията, разграничаващи две еднократни диагнози, разграничават диагнозите от по-висока кратност, т.е. - правят се по-голям брой измервания. Алгоритъмът е реализиран в интелигентната диагностична система DIAN.

### БИБЛИОГРАФИЯ

- [1] R.Reiter, A theory of diagnosis from first principles, Artificial Intelligence 32 (1987), p.57-95
- [2] J.de Kleer, B.C.Williams, Diagnosing multiple faults, Artificial Intelligence 32 (1987), p.97-130
- [3] М.Банова, DIAN-интелигентна система за диагностика (подход за диагностика), 28 научна сесия КЕКС 1993



фигура 1.