



ИНФОРМАТИКА

УДК 517.11

ГЕНЕТИЧЕСКИЙ АЛГОРИТМ РАЗМЕЩЕНИЯ КОНТРОЛЬНЫХ ТОЧЕК В ЦИФРОВОМ УСТРОЙСТВЕ

Д. В. Сперанский

Сперанский Дмитрий Васильевич, доктор технических наук, профессор кафедры высшей математики и естественных наук, Московский государственный университет путей сообщения, 125993, Россия, Москва, Часовая, 22/2, Speranskiy.dv@gmail.com

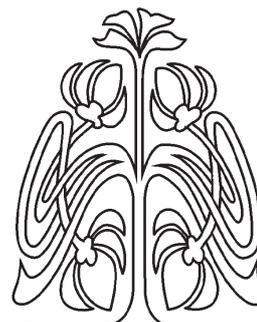
В статье рассматривается задача размещения контрольных точек в цифровом устройстве с целью повышения его контролепригодности. Известные ранее методы решения этой задачи базировались на предварительном анализе топологии (структуры) устройства для оценки таких его показателей, как управляемость, наблюдаемость и тестируемость. Соответствующие показатели во многих известных системах анализа контролепригодности вычислялись с использованием программных средств. Проведение такого анализа является достаточно трудоемким процессом. В предлагаемой статье решение задачи размещения контрольных точек, представляющее собой один из способов повышения контролепригодности, основан на принципиально ином подходе. Этот подход также предполагает оценку упомянутых выше показателей устройства, однако эта оценка связана с вычислением количества информации, доставляемой в различные узлы устройства в процессе подачи на него случайных входных последовательностей. Такой подход является менее трудоемким по сравнению с анализом топологии (структуры) устройства.

Ключевые слова: генетические алгоритмы, техническая диагностика, цифровые устройства, информационный подход.

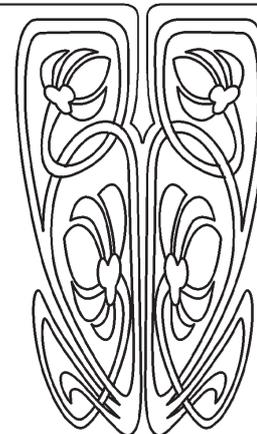
DOI: 10.18500/1816-9791-2017-17-3-353-362

ВВЕДЕНИЕ

К современным цифровым устройствам (ЦУ) предъявляют достаточно жесткие требования по надежности, которая может быть достигнута различными способами. Один из них связан с обеспечением контролепригодности (тестопригодности) ЦУ. В общем случае контролепригодность любого устройства означает приспособленность к проведению контроля его технического состояния в процессе эксплуатации. Применительно к ЦУ контролепри-



НАУЧНЫЙ
ОТДЕЛ





годность означает возможность построения теста с приемлемой трудоемкостью для достижения на нем заданной глубины диагностирования. Контролепригодность может быть обеспечен при применении различных приемов [1, 2], в том числе выбором подходящей структуры ЦУ, облегчающей тестирование, рациональным разбиением ЦУ на составные части (модули, микросхемы, вентили и т.п.), определяющим глубину диагностирования, определением необходимого числа контрольных точек (помимо первичных выходов ЦУ) для обнаружения заданного множества сложных неисправностей и т. д.

В настоящее время меры для достижения контролепригодности принимаются уже на стадии проектирования ЦУ. Однако даже при использовании перечисленных приемов в ЦУ потенциально могут возникать отдельные неисправности, не поддающиеся обнаружению. Для их обнаружения возможно разместить в ЦУ некоторое число контрольных точек, которые при тестировании будут использоваться в качестве дополнительных выходов. Последнее не означает, что указанные контрольные точки обязательно выводятся на внешние разъемы ЦУ, они могут служить лишь местом для считывания сигнала с помощью зонда.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ И ГЕНЕТИЧЕСКИЙ АЛГОРИТМ ЕЕ РЕШЕНИЯ

Известны различные постановки задач о размещении контрольных точек (РКТ). Все предложенные для решения этих задач методы базируются на предварительном анализе контролепригодности ЦУ, связанном с определением показателей управляемости, наблюдаемости и тестируемости устройства. В ряде известных ныне систем анализа контролепригодности меры для оценки ее показателей определяются путем анализа топологии (структуры) ЦУ [3–7].

Задача РКТ формулируется следующим образом. В ЦУ, заданном в виде структурной схемы, необходимо разместить заданное число (или не более заданного числа) контрольных точек в схеме, обеспечивающих максимальное приращение показателя тестируемости всего ЦУ в целом. Заметим, что в этой формулировке нет упоминания ни о каком конкретном тесте, т.е. здесь неявно подразумевается использование некоего «абстрактного» приемлемого по качеству теста.

Ниже предложен подход к решению этой задачи, который также подразумевает получение численных значений упомянутых выше показателей контролепригодности ЦУ, но не путем анализа его структуры, а на иной теоретической основе [8, 9]. Соответствующие показатели базируются на оценке количества информации в узлах ЦУ, появляющейся в процессе его функционирования. Преимущество такого информационного подхода состоит в том, что он требует только данных логического моделирования исправного ЦУ на случайной входной последовательности, но не предполагает значительно более сложного и трудоемкого анализа контролепригодности структурной схемы ЦУ.

Заметим, что в качестве мест для размещения контрольных точек в задаче РКТ обычно, как и в [4], выбираются узлы ЦУ с «плохими» показателями управляемости, наблюдаемости и тестируемости (которая является произведением первых двух показателей) и узлы, расположенные в достаточно малой их окрестности. На основе знания показателей тестируемости упомянутое множество узлов ранжируется и при заданном в задаче числе k точек для их размещения в качестве кандидатов выбираются k точек с худшими показателями.

Вместе с тем известно [10], что хорошие показатели управляемости и наблюдае-



мости еще не гарантируют хорошей тестируемости. Иными словами, для получения максимальной тестируемости ЦУ в качестве кандидатов для таких точек необходимо рассматривать более широкие окрестности «плохих» узлов, чем упомянуты выше, и иная, чем указанная выше, стратегия их выбора. Эта стратегия подразумевает необходимость в расширении пространства поиска за счет рассмотрения в качестве кандидатов различные сочетания из k точек, не обязательно с самыми плохими показателями. Понятно, что это приводит к увеличению трудоемкости решения задачи РКТ на основе традиционного анализа контролепригодности структурной схемы ЦУ.

Приведем теперь метод вычисления показателей наблюдаемости, управляемости и тестируемости на основе информационного подхода, предложенного нами в [8, 9].

Пусть x_i и z_i — соответственно входы и выходы ЦУ, m — его некоторая внутренняя линия. Подача на ЦУ входного набора трактуется как эксперимент, а значение сигнала (0 или 1) на линии m , инициируемое этим экспериментом, — как результат эксперимента. Через $p(m = 1) = m_1/|I|$ и $p(m = 0) = m_0/|I|$ обозначим вероятности появления на линии m сигнала 1 (0) при подаче на ЦУ всех входных сигналов из множества I , где $m_0(m_1)$ — число сигналов 0 (1), наблюдаемых на линии m при этой подаче.

Зафиксируем некоторый выход z_i и линию m ЦУ. Следуя [11], подсчитаем количество информации

$$J(m, z_i) = H(m) - H_{z_i}(m), \quad (1)$$

где

$$H(m) = -p(m = 0) \log p(m = 0) - p(m = 1) \log p(m = 1) \quad (2)$$

есть энтропия линии m , а

$$H_{z_i}(m) = p(z_i = 0)H_{z_i=0}(m) + p(z_i = 1)H_{z_i=1}(m) \quad (3)$$

— условная энтропия линии m , учитывающая результаты эксперимента по выходу z_i . Наконец, величины $H_{z_i=0}(m)$ и $H_{z_i=1}(m)$ — условные энтропии линии m при конкретных значениях выхода z_i , вычисляемые по формулам

$$\begin{aligned} H_{z_i=1}(m) &= -p_{z_i=1}(m = 0) \log p_{z_i=1}(m = 0) - p_{z_i=1}(m = 1) \log p_{z_i=1}(m = 1), \\ H_{z_i=0}(m) &= -p_{z_i=0}(m = 0) \log p_{z_i=0}(m = 0) - p_{z_i=0}(m = 1) \log p_{z_i=0}(m = 1). \end{aligned}$$

Величину $J(m, z_i)$ естественно трактовать как количество информации о поведении линии m , которое доставляется экспериментатору по выходу z_i в процессе подачи на ЦУ входных наборов из множества I всех входных наборов.

В качестве показателя наблюдаемости линии m по выходу z_i можно было бы взять величину (1), но она оказывается неудобной для сравнения наблюдаемости двух различных линий по двум различным выходам. Поясним сказанное подробнее.

Предположим, что количество информации о поведении двух линий p и q рассматриваемого ЦУ, доставляемое на его выходы z_{j_0} и z_{i_0} , удовлетворяет неравенству $J(p, z_{i_0}) < J(q, z_{j_0})$. Следует ли отсюда, что наблюдаемость линии p хуже наблюдаемости линии q , если опираться на интуитивное понимание наблюдаемости? Однозначный ответ на этот вопрос, не располагая некоторыми дополнительными данными, дать невозможно. Понятно, что $H(p)$ и $H(q)$ — максимальные количества информации, которые может получить экспериментатор о поведении линий p и q при наблюдении внешних выходов ДУ. Тогда величины $J(q, z_{i_0})/H(q)$ и $J(p, z_{j_0})/H(p)$



характеризуют доли количества информации, поступающие по выходам z_{j_0} и z_{i_0} . Отсюда следует, что чем ближе эти значения к единице, тем более «информативными» являются соответствующие выходы, т.е. тем лучше их наблюдаемость. Поскольку значения указанных величин лежат на отрезке $[0,1]$, то сравнение их легко осуществимо. Из сказанного ясно, что из неравенства $J(p, z_{i_0}) < J(q, z_{j_0})$ в общем случае не обязательно следует неравенство $J(p, z_{i_0})/H(p) < J(q, z_{j_0})/H(q)$. В силу того что смысл именно последней пары величин ближе к интуитивному представлению о наблюдаемости, далее условимся о следующем: в качестве показателя наблюдаемости линии m относительно выхода z_i в ЦУ будет использоваться величина

$$O(m, z_i) = \begin{cases} (H(m) - H_{z_i}(m))/H(M), & \text{если } H(m) \neq 0 \text{ и } m \text{ связана с } z_i, \\ 0, & \text{если } H(m) = 0 \text{ или } m \text{ не связана с } z_i. \end{cases} \quad (4)$$

Поясним смысл (4), а именно условия связи внутреннего узла m ЦУ с выходом z_i . Линия m ЦУ считается связанной с выходом z_i , если в ЦУ существует путь, по которому сигнал с линии m достигает выхода z_i . Для простоты здесь предполагается, что в ЦУ отсутствуют двунаправленные линии связи (порты).

Введем теперь показатель наблюдаемости линии m относительно множества выходов z_1, z_2, \dots, z_N :

$$O(m) = 1 - \prod_{i=1}^N (1 - O(m, z_i)). \quad (5)$$

Введенные показатели хорошо согласуются с интуитивным представлением о наблюдаемости. Так, если рассматривать внешний выход ЦУ, то исходя из здравого смысла его наблюдаемость должна быть максимальной. Поскольку в этом случае $H_{z_i}(z_i) = 0$, то из (4) и (5) следует, что $O(z_i) = 1$, т.е. значение наблюдаемости действительно максимально. Если на некотором выходе z_i при функционировании ЦУ все время сохраняется постоянный сигнал, то наблюдаемость любой внутренней линии ЦУ по этому выходу должна быть минимальной, поскольку этот сигнал маскирует какие-либо изменения на этих линиях. В силу того что в этом случае $H(m) = H_{z_i}(m)$ для любой линии m , то из (4) получаем $O(m, z_i) = 0$.

Известно [11], что количество информации $J(\alpha, \beta)$ является симметричной величиной. Это означает, что наблюдение случайной величины β позволяет получить точно такое же количество информации относительно случайной величины α , какое наблюдение случайной величины α дает относительно величины β .

Таким образом, если оценивать содержательный смысл величины $J(m, x_i)$, где x_i — первичный вход ЦУ, то она по существу характеризует влияние входа x_i на линию m , т.е. именно то, что мы интуитивно понимаем под управляемостью линии m по входу x_i . Исходя из этих соображений введем количественный показатель управляемости линии m по входу x_i следующим образом:

$$C(m, x_i) = \begin{cases} (H(m) - H_{x_i}(m))/H(M), & \text{если } H(m) \neq 0 \text{ и } m \text{ связана с } x_i, \\ 0, & \text{если } H(m) = 0 \text{ или } m \text{ не связана с } x_i. \end{cases} \quad (6)$$

Показатель управляемости линии m относительно множества входов x_1, x_2, \dots, x_n введем по аналогии с (5):

$$C(m) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - C(m, x_i)). \quad (7)$$



Нетрудно убедиться, что (6) и (7) хорошо согласуются с интуитивным представлением об управляемости.

Введем еще один показатель, который назовем *тестируемость линии m* , основываясь на аналогии с соответствующим показателем, использованным, например, в [5]:

$$T(m) = O(m)C(m). \quad (8)$$

Величина $T(m)$ характеризует сложность построения теста для обнаружения неисправности на линии m . Это значение возрастает (убывает) с возрастанием (убыванием) управляемости и наблюдаемости и достигает максимума (минимума), когда $C(m)$ и $O(m)$ достигают максимума (по крайней мере, один из показателей достигает минимума), что хорошо согласуется с интуитивным представлением о тестируемости.

Введем, наконец, показатель тестируемости всего ЦУ в целом в предположении, что x_i ($i = 1, \dots, n$) и z_i ($i = 1, \dots, N$) — все его первичные (внешние) входы и выходы соответственно, а L — число всех линий в структурной схеме ЦУ:

$$T = \left(\sum_{m=1}^L O(m)C(m) \right) / L. \quad (9)$$

Для оценки состоятельности описанного информационного подхода для решения задачи РКТ было выполнено сравнение результатов ее решения с полученным с помощью системы анализа контролепригодности CAMELOT [4] решением. В качестве одного из примеров для сравнения была использована схема контроллера, приведенная в [4]. Из пяти мест размещения контрольных точек (это число было задано в условиях задачи) в рассмотренной схеме четыре из них оказались полностью совпадающими и лишь одна точка была размещена в разных, но близко расположенных в схеме ЦУ узлах. Учитывая меньшую трудоемкость информационного подхода, этот результат можно считать вполне удовлетворительным. Рассмотрим теперь вопрос о длине случайной входной последовательности, подаваемой на ЦУ, для вычисления упомянутых выше показателей с использованием информационного подхода, когда множество входов ЦУ велико. В этой ситуации входные слова будем генерировать случайным образом (с помощью, например, программного датчика), считая появление на каждом входе сигналов 0 и 1 равновероятным, если заранее не задано другое распределение. Поскольку каждый упомянутый показатель естественно трактовать как некоторую вероятность p , то ее можно приближенно заменить на частоту h таким образом, чтобы выполнялось неравенство $|h - p| \leq \varepsilon$, где ε — заданная точность.

Для получения оценки указанного отклонения в качестве случайного события будем рассматривать число появления неисправностей в ЦУ в процессе его функционирования. Имеющийся реальный опыт показывает, что появление неисправности в ЦУ при современной технологии их производства является достаточно редким событием и не зависит от того, сколько раз неисправность появлялась в прошлом и не влияет на будущее. Из теории вероятностей известно [12], что для описания распределения такой случайной величины обычно используется закон Пуассона. Этот закон можно рассматривать как предельный случай биномиального распределения, когда вероятность p интересующего нас события мала, но число экспериментов достаточно велико. Поэтому закон Пуассона часто называют законом распределения редких событий. Из теории также известно, что при увеличении числа испытаний биномиального распределения оно приближается к нормальному распределению.



Как известно [12], для нормального распределения справедливо следующее приближенное равенство:

$$P(|h - p| \leq \varepsilon) \approx 2\Phi\left(\varepsilon\sqrt{\frac{n}{pq}}\right),$$

где p — вероятность неисправности, $q = 1 - p$, n — число испытаний, а $\Phi(x)$ — функция Лапласа. Найдем отсюда число n испытаний (для нас это число входных слов, подаваемых на ЦУ), чтобы $P(|h - p| \leq \varepsilon)$ была равна 0.95 (на практике обычно ограничиваются этой величиной), т. е. указанное отклонение с точностью ε было бы практически достоверным событием. Так, например, при $p = 0.025$ и $\varepsilon = 0.01$, число испытаний приблизительно равно 1000.

Поскольку $\lim_{n \rightarrow \infty} \Phi\left(\varepsilon\sqrt{\frac{n}{pq}}\right) = 0.5$, то $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|h - p| \leq \varepsilon) = 1$, т. е. при росте n частота h стремится к вероятности p . Современные системы логического моделирования ЦУ на современных средствах вычислительной техники позволяют осуществлять моделирование сложных ЦУ для n значительно больших 1000 за практически приемлемое время.

Вернемся теперь к задаче РКТ и опишем метод ее решения с применением простого генетического алгоритма (ГА). Выбор ГА обусловлен эффективностью их приложений к целому ряду подобных оптимизационных задач, подтвержденной многими практическими результатами. В дальнейшем изложении предполагается знакомство с терминами, понятиями и некоторыми сведениями из области ГА, приведенными, например, в [13].

В описываемом ГА в качестве настроечных задаются параметры: k — число выводимых контрольных точек, w — целое число, определяющее количество хромосом в популяции, P_c и P_m — вероятности операторов кроссинговера и мутации.

Перед работой ГА нумеруются все линии схемы ЦУ числами от 1 до L . Для каждой из этих линий (точек) по приведенным выше формулам вычисляются показатели $O(m)$, $C(m)$, $T(m)$ на основе логического моделирования исправной схемы ЦУ. Хромосома в ГА кодируется двоичным набором длины L , в котором i -й разряд равен 1, если i -я линия ЦУ включается в число выбранных контрольных точек, и i -й разряд равен 0, если соответствующая линия не включается. Таким образом, каждой хромосоме соответствует некоторый набор контрольных точек.

В качестве начальной популяции случайным образом выбирается w различных множество вида $G = \{m_1, m_2, \dots, m_k\}$, где m_i — некоторая точка с плохими показателями тестируемости. Далее в ГА множество OS первичных выходов ЦУ расширяется путем присоединения к нему точек множества G . В дальнейшем в ГА вычисление показателей $O(m)$, $C(m)$, $T(m)$ ведется при наблюдении сигналов на этом расширенном множестве OS выходов ЦУ.

В качестве фитнес-функции для оценки хромосомы в предлагаемом ГА используется значение тестируемости ЦУ с расширенным множеством OS первичных выходов, вычисляемой по формуле (8).

Критерием окончания работы ГА может быть использовано либо задаваемое заранее число поколений, генерируемых алгоритмом, либо стабилизация полученного лучшего решения для нескольких последних поколений. Для селекции хромосом в процессе репродукции используется случайный поиск на основе колеса рулетки. Число запусков рулетки выбирается равным величине w — мощности популяции. В качестве оператора кроссинговера используется классический одноточечный с ве-



роятностью $P_c = 0.5$. Оператор мутации в описываемом ГА, выполняющийся с вероятностью $P_m = 0.001$, состоит в замене на противоположное значение случайно выбранной позиции хромосомы.

При выполнении оператора кроссинговера могут быть получены хромосомы с числом единиц, отличным от k . Для получения в ней ровно k единиц воспользуемся для простоты следующим приемом восстановления коррекции: если хромосома имеет r лишних (недостающих) единиц, то заменим r случайно выбранных таких позиций нулями (единицами).

Исходя из сказанного выше, представим теперь схематическое описание ГА для решения задачи ЗКТ:

1. Задать настроечные параметры алгоритма k, w, P_c, P_m . Для всех линий рассматриваемого ЦУ вычислить значения $O(m), C(m), T(m)$ по формулам (5), (7), (8) и на их основе создать начальную популяцию.
2. Создать расширенные множества OS первичных выходов путем добавлением к первичным выходам ЦУ множеств G , соответствующих хромосомам из текущей популяции.
3. Вычислить значения фитнес-функции для каждой хромосомы текущей популяции с использованием расширенного множества OS выходов, соответствующего рассматриваемой хромосоме.
4. Выбрать родителей для процесса размножения с помощью оператора селекции.
5. Создать хромосомы-потомки выбранных пар родителей с помощью оператора кроссинговера и выполнить их коррекцию.
6. Выполнить оператор мутации над полученными новыми хромосомами.
7. Создать очередную популяцию из w хромосом на основе отбора лучших кандидатов на размещение контрольных точек (по показателям тестируемости) из множества хромосом текущей популяции и хромосом-потомков.
8. Проверить критерий окончания ГА. Если он выполняется, то перейти к п. 9, иначе к п. 2.
9. Найти лучшую хромосому в последней созданной популяции, которая и полагается решением задачи РКТ.

Предложенный ГА изложен в неявном предположении, что рассматриваемое ЦУ является комбинационным. Рассмотрим вопрос о том, как распространить его на случай ЦУ с памятью. Отметим, что практически все реальные ЦУ с памятью всегда могут быть установлены в известное начальное состояние. Эта установка осуществляется либо имеющейся в ЦУ кнопкой начального сброса (установки), либо подачей на ЦУ так называемой синхронизирующей последовательности. После этого вычисление показателей $O(m), C(m), T(m)$ ведется точно так же, как и для комбинационного ЦУ.

Заметим, что эффективность предложенного ГА безусловно зависит от удачного выбора настроечных параметров, от структуры и сложности рассматриваемого ЦУ, а также и других параметров. По этой причине говорить о высокой результативности применения такого ГА для любых ЦУ, по-видимому, не имеет смысла. Однако имеющиеся данные об эффективности применения различного типа ГА во многих предметных областях и опыт использования предложенного здесь ГА дают основания говорить о получении вполне приемлемых результатов с применением этого ГА при условии предварительной его настройки.



ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье описан генетический алгоритм для решения задачи РКТ из области технической диагностики ЦУ. Алгоритм базируется на использовании предложенного информационного подхода к оценке показателей управляемости, наблюдаемости и тестируемости ЦУ. Такой подход предполагает применение логического моделирования ЦУ на случайных входных последовательностях. Он является менее трудоемким в отличие от ранее известных методов оценки упомянутых показателей на основе анализа структурной схемы ЦУ.

Библиографический список

1. Халчев В. Ф. Повышение контролепригодности дискретных устройств : состояние и проблемы // Измерения, контроль, автоматизация. 1980. № 1. С. 25–30.
2. Уильямс Т. У., Паркер К. П. Проектирование контролепригодных устройств // Труды Института инженеров по электротехнике и радиоэлектронике. 1983. Т. 71, № 1. С. 122–137.
3. Robach C., Guibert S. Testability measures : a review // Computer Systems. 1988. Vol. 3, № 3. P. 117–126.
4. Bennets R. G. Design of testable logic circuits. Addison Wesley Publ. Company, 1984. 274 p.
5. Grason J. TMEAS, a testability measurement program // DAC'79 Proceedings of the 16th Design Automation Conference. Piscataway, NJ, USA : IEEE Press, 1979. P. 156–161.
6. Goldstein L. H. Controlability/observability analysis of digital circuits // IEEE Transactions on Circuits and Systems. 1979. Vol. 26, № 9. P. 685–693. DOI: 10.1109/TCS.1979.1084687.
7. He M. T., Contreras G. K., Tehranipoor M., Tran D., Winemberg L. Test-point insertion efficiency analysis for LBIST applications // IEEE 34th VLSI Test Symposium (VTS). 2016/ Las Vegas, NV, 2016. P. 1–6. DOI: 10.1109/VTS.2016.7477314.
8. Speranskiy D. V. Testability analysis of discrete devices on information approach base : theory, software, statistical results // Proc. 6th Intern. Symposium of Technical Diagnostics 89, Prague, Czech Republic. 1989. Vol. 2. P. 439–442.
9. Барашко А. С., Скобцов Ю. А., Сперанский Д. В. Моделирование и тестирование дискретных устройств. Киев : Наук. думка, 1992. 286 с.
10. Savir J. Good controllability and observability do not guarantee good testability // IEEE Transactions on Computers. 1983. Vol. C-32, № 12. P. 1198–1200. DOI: 10.1109/TC.1983.1676183.
11. Яглом И. М., Яглом Я. М. Вероятность и информация. М. : Ком. книга, 2007. 512 с.
12. Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М. : Высш. шк., 1998. 480 с.
13. Скобцов Ю. А., Сперанский Д. В. Эволюционные вычисления / Национальный открытый университет «ИНТУИТ». М., 2015. 326 с.

Образец для цитирования:

Сперанский Д. В. Генетический алгоритм размещения контрольных точек в цифровом устройстве // Изв. Сарат. ун-та. Нов. сер. Сер. Математика. Механика. Информатика. 2017. Т. 17, вып. 3. С. 353–362. DOI: 10.18500/1816-9791-2017-17-3-353-362.



Genetic Algorithm for Placing Control Points in a Digital Device

D. V. Speranskiy

Dmitriy V. Speranskiy, ORCID: 0000-0002-6882-0297, Moscow University of Railway Engineering, 22/2, Chasovaja Str., Moscow, Russia, 125993, Speranskiy.dv@gmail.com

The article considers the problem of placing control points in a digital device in order to increase its controllability. The previously known methods for solving this problem were based on a preliminary analysis of the device topology (structure) for the estimation of such parameters as controllability, observability and testability. The corresponding indicators in many well-known systems for analyzing compliance were calculated using software tools. Carrying out such an analysis is a rather laborious process. In the proposed article, the solution of the problem of placing control points, which is one of the ways to increase the controllability, is based on a fundamentally different approach. This approach also involves the evaluation of the above-mentioned indicators of the device, but this estimate is related to the calculation of the amount of information delivered to various nodes of the device during the process of supplying random input sequences to it. This approach is less labor-intensive than the analysis of the topology (structure) of the digital device.

Key words: genetic algorithms, technical diagnostics, discrete devices, information approach.

References

1. Khalchev V. F. Povyshenie kontroleprigodnosti diskretnykh ustroystv : sostoianie i problema [Increase of controllability of discrete devices: state and problems]. *Izmereniia, kontrol', avtomatizatsiia*, 1980, no. 1, pp. 25–30 (in Russian).
2. Williams T. W., Parker K. P. Design for Testability A Survey. *IEEE Trans. Comput.*, vol. 31, no. 1, pp. 2–15. DOI: 10.1109/TC.1982.1675879.
3. Robach C., Guibert S. Testability measures: a review. *Computer Systems*, 1988, vol. 3, no. 3, pp. 117–126.
4. Bennets R. G. *Design of testable logic circuits*. Addison Wesley Publishing Company, 1984. 274 p.
5. Grason J. TMEAS, a testability measurement program. *DAC'79 Proceedings of the 16th Design Automation Conference*. IEEE Press, Piscataway, NJ, USA, 1979, pp. 156–161.
6. Goldstein L. H. Controllability/observability analysis of digital circuits. *IEEE Transactions on Circuits and Systems*, 1979, vol. 26, no. 9, pp. 685–693. DOI: 10.1109/TCS.1979.1084687.
7. He M. T., Contreras G. K., Tehranipoor M., Tran D., Winemberg L. Test-point insertion efficiency analysis for LBIST applications. *IEEE 34th VLSI Test Symposium (VTS)*, Las Vegas, NV, 2016, pp. 1–6. DOI: 10.1109/VTS.2016.7477314.
8. Speranskiy D. V. Testability analysis of discrete devices on information approach base: theory, software, statistical results. *Proc. 6th Intern. Symposium of Technical Diagnostics 89*. Prague, Czech Republic, 1989, vol. 2, pp. 439–442.
9. Barashko A. S., Skobtsov Yu. A., Speranskiy D. V. *Modelirovanie i testirovanie diskretnykh ustroystv* [Modeling and testing of discrete devices]. Kiev, Naukova dumka, 1992. 286 p. (in Russian).
10. Savir J. Good controllability and observability do not guarantee good testability. *IEEE Transactions on Computers*, 1983, vol. C-32, no. 12, pp. 1198–1200. DOI: 10.1109/TC.1983.1676183.



11. Yaglom A. M., Yaglom I. M. *Probability and Information (Theory and Decision Library)*. Kluwer, 1983. 421 p.
12. Gmurman V. E. *Fundamentals of Probability Theory and Mathematical Statistics*. Iliffe Books Ltd., 1968. 249 p.
13. Skobtsov Yu. A., Speranskiy D. V. *Evoliutsionnye vychisleniia* [Evolutionary calculations]. Moscow, Natsional'nyi otkrytyi universitet „INTUIT“, 2015. 326 p. (in Russian).

Cite this article as:

Speranskiy D. V. Genetic Algorithm for Placing Control Points in a Digital Device. *Izv. Saratov Univ. (N.S.), Ser. Math. Mech. Inform.*, 2017, vol. 17, iss. 3, pp. 353–362 (in Russian). DOI: 10.18500/1816-9791-2017-17-3-353-362.
