© 2019 г. П.В. КРАШЕНИННИКОВ (krasheninnikov.pavel@gmail.com), О.Г. МЕЛЕНТЬЕВ, д-р техн. наук (melog.aes@gmail.com) (Сибирский государственный университет телекоммуникаций и информатики, Новосибирск),

Д.В. КЛЕЙКО, д-р философии (denis.kleyko@gmail.com) (Технологический университет Лулео, Швеция, Лулео), А.Г. ШАПИН, канд. техн. наук (alexshapin@gmail.com) (Исследовательский центр Эрикссон, Швеция, Лулео)

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ РЕЗУЛЬТИРУЮЩЕГО ЛОГИЧЕСКОГО КАНАЛА, ОБРАЗОВАННОГО ПУТЕМ МИНИМИЗАЦИИ ПЕРЕКЛЮЧЕНИЯ КАНАЛОВ

Предложена методика расчета параметров результирующего дискретного канала для вторичных пользователей в системах когнитивного радио, образованного алгоритмом минимизации смен каналов. Доступность слотов каналов описывается простой марковской цепью. Получены математические выражения для определения переходных вероятностей графа свернутого до двух состояний при любом количестве первичных каналов.

Ключевые слова: когнитивное радио, оппортунистический доступ, первичный пользователь, вторичный пользователь, логический канал, марковская цепь, агрегирование состояний.

DOI: 10.1134/S0005231019020065

1. Введение

Отрасль информационных технологий является одной из наиболее динамично развивающихся как в мире, так и в России, что приводит к быстрому увеличению потребностей частотных ресурсов. В то же время использование уже задействованных частот не превышает 15 % [1, 2]. Одним из подходов к решению проблемы эффективного использования частотных ресурсов является использование когнитивного радио [3, 4]. Системы когнитивного радио обычно предполагают наличие группы каналов, временные слоты которых синхронизированы и имеют одинаковую длительность t. Слоты каналов предоставляются для передачи данных первичных (PU) и вторичных пользователей (SU). В начале каждого слота SU определяет доступность первичных каналов и при наличии свободных ресурсов может передавать информацию [5]. В данной статье предполагается, что время определения доступности слота мало и влияния на систему не имеет [6]. РU имеют высший приоритет и получают при необходимости все слоты одного канала. Статистический характер занятости слотов РU и, следовательно, доступности слотов для SU в каждом канале имеет группирующийся характер и может быть описан марковской цепью с двумя состояниями [7–9]. Как показывают исследования [10], в большинстве случаев процессы активности РU являются независимыми между собой.

Для обслуживания требований SU из имеющегося ресурса первичных каналов можно организовать логический канал, динамически выделяя свободные слоты первичных каналов.

В [7, 11, 12] предложены алгоритмы построения логического канала, использующие прогнозирование доступности слотов первичных каналов, дана их классификация и получены количественные оценки эффективности их применения с помощью имитационного моделирования. Сложность оперативного принятия решения о целесообразности применения подобных алгоритмов в тех или иных условиях определяется отсутствием математических моделей, связывающих параметры выделенного логического канала с параметрами первичных каналов.

В данной статье предлагается аналитическая модель, позволяющая оперативно принимать решение о достаточности ресурсов и качестве логического канала для обслуживания требований SU, используя алгоритм с минимизацией смен каналов A1-MCK [11]. Как показано в [11], данный алгоритм имеет лучшие результаты по сравнению с алгоритмом, предложенным в [7].

2. Постановка задачи

Пусть имеется N первичных каналов PU, характер занятости слотов в каждом из этих каналов задается марковской цепью с двумя состояниями и известной матрицей переходных вероятностей:

$$P^{1} = \begin{vmatrix} P_{11}^{1} & P_{12}^{1} \\ P_{21}^{1} & P_{22}^{1} \end{vmatrix}, \quad P^{2} = \begin{vmatrix} P_{11}^{2} & P_{12}^{2} \\ P_{21}^{2} & P_{22}^{2} \end{vmatrix},$$
$$\dots,$$
$$P^{N-1} = \begin{vmatrix} P_{11}^{N-1} & P_{12}^{N-1} \\ P_{21}^{N-1} & P_{22}^{N-1} \end{vmatrix}, \quad P^{N} = \begin{vmatrix} P_{11}^{N} & P_{12}^{N} \\ P_{21}^{N} & P_{22}^{N} \end{vmatrix}.$$

В использованных обозначениях верхний индекс соответствует порядковому номеру канала. По аналогии с [13] P_{11} соответствует состоянию паузы активности PU, P_{22} — состоянию активности, P_{12} и P_{21} — вероятности перехода между состояниями соответственно.

Выбирая слоты первичных каналов в соответствии с алгоритмом, строится логический канал для SU. Логика принятия решения алгоритма A1-MCK



Рис. 1. Пример работы алгоритма.

такова: если доступность последнего слота, выделенного логическому каналу, не отличается от доступности слотов в других первичных каналах, то не меняем текущий канал, в противном случае выбираем слот в одном из каналов со свободными слотами. Пример работы алгоритма приведен на рис. 1.

Целью анализа является определение переходных вероятностей для логического канала, полученного посредством алгоритма A1-MCK, т.е.

$$P^{\rm SU} = \begin{vmatrix} P_{11}^{\rm SU} & P_{12}^{\rm SU} \\ P_{21}^{\rm SU} & P_{22}^{\rm SU} \end{vmatrix}$$

3. Случай двух каналов

Логику работы алгоритма можно описать марковской цепью, включающей в себя состояния системы и все возможные переходы между ними. Состояние системы учитывает состояние текущего канала и одно из возможных сочетаний состояний других каналов. Например, обозначение $G1_{|G2}$ означает, что в текущий момент SU использует первый канал, находящийся в доступном состоянии (G1), при этом второй канал также находится в доступном состоянии (G2). Всего таких состояний восемь.

Данная цепь интересна тем, что переходные вероятности между ее состояниями можно получить аналитически, используя лишь характеристики первичных каналов. Переходные вероятности, описывающие данную цепь, представлены в табл. 1.

Например, вероятность сохранения состояния $G1_{|G2}$ на следующем шаге равна произведению вероятностей сохранения доступных состояний слотов первичных каналов $P_{11}^1 P_{11}^2$.

Ноль в табл. 1 означает отсутствие перехода между состояниями и соответственно нулевую вероятность подобного события.

Следующий этап включает в себя объединение состояний системы для каждого из первичных каналов. Важно отметить, что, как правило, сумма переходных вероятностей, выходящих из одного состояния после агрегации, не будет равна единице, поэтому полученные вероятности должны быть нор-

Сост.	$\mathrm{G1}_{ \mathrm{G2}}$	$\mathrm{G1}_{ \mathrm{B2}}$	$\mathrm{B1}_{ \mathrm{G2}}$	$B1_{ B2}$	$G2_{ G1}$	$G2_{ B1}$	$B2_{ G1}$	$B2_{ B1}$
$G1_{ G2}$	$P_{11}^1 P_{11}^2$	$P_{11}^1 P_{12}^2$	$P_{12}^1 P_{11}^2$	$P_{12}^1 P_{12}^2$	0	0	0	0
$G1_{ B2}$	$P_{11}^1 P_{21}^2$	$P_{11}^1 P_{22}^2$	$P_{12}^1 P_{21}^2$	$P_{12}^1 P_{22}^2$	0	0	0	0
$B1_{ G2}$	0	0	0	0	$P_{12}^1 P_{11}^2$	$P_{22}^1 P_{11}^2$	$P_{21}^1 P_{12}^2$	$P_{22}^1 P_{12}^2$
$B1_{ B2}$	$P_{21}^1 P_{12}^2$	$P_{21}^1 P_{22}^2$	$P_{22}^1 P_{21}^2$	$P_{22}^1 P_{22}^2$	0	0	0	0
$G2_{ G1}$	0	0	0	0	$P_{11}^1 P_{11}^2$	$P_{12}^1 P_{11}^2$	$P_{11}^1 P_{12}^2$	$P_{12}^1 P_{12}^2$
$G2_{ B1}$	0	0	0	0	$P_{21}^1 P_{11}^2$	$P_{22}^1 P_{11}^2$	$P_{21}^1 P_{12}^2$	$P_{22}^1 P_{12}^2$
$B2_{ G1}$	$P_{11}^1 P_{21}^2$	$P_{11}^1 P_{22}^2$	$P_{12}^1 P_{12}^2$	$P_{12}^1 P_{22}^2$	0	0	0	0
$B2_{ B1}$	0	0	0	0	$P_{21}^1 P_{21}^2$	$P_{22}^1 P_{21}^2$	$P_{21}^1 P_{22}^2$	$P_{22}^1 P_{22}^2$

Таблица 1. Переходные вероятности для случая двух каналов

мализованы относительно их суммы для каждого состояния. Для этого требуется знание стационарных вероятностей состояний. Стационарные вероятности можно получить как предельные значения при возведении матрицы переходных вероятностей (табл. 1) в бесконечность; обозначим их как вектор $f_i, i \in \{1, \ldots, 8\}$, номер состояния соответствует позиции в табл. 1.

Формально стационарные вероятности получаются путем решения системы линейных уравнений, где количество уравнений на единицу больше количества состояний в цепи (обозначено как δ) за счет дополнительного условия нормировки: $\sum f_i = 1$. Остальные уравнения системы формируются для каждого состояния с использованием матрицы переходных вероятностей: $f_i = \sum_{j=1}^m T_{ji}f_j$, где T – матрица, содержащая значения переходных вероятностей из табл. 1.

Зная переходные и стационарные вероятности, элементы матрицы переходных вероятностей агрегированной цепи V рассчитаем следующим образом:

$$\begin{split} V_{11} &= \frac{f_1 \left(P_{11}^1 P_{11}^2 + P_{11}^1 P_{12}^2 \right) + f_2 \left(P_{11}^1 P_{21}^2 + P_{11}^1 P_{22}^2 \right)}{f_1 + f_2}; \\ V_{12} &= \frac{f_1 \left(P_{12}^1 P_{12}^2 + P_{12}^1 P_{22}^2 \right) + f_2 \left(P_{12}^1 P_{21}^2 + P_{12}^1 P_{22}^2 \right)}{f_1 + f_2}; \\ V_{21} &= \frac{f_4 \left(P_{21}^1 P_{12}^2 + P_{21}^1 P_{22}^2 \right)}{f_3 + f_4}; \\ V_{23} &= \frac{f_3 \left(P_{12}^1 P_{11}^2 + P_{22}^1 P_{11}^2 \right)}{f_3 + f_4}; \\ V_{23} &= \frac{f_3 \left(P_{12}^1 P_{11}^2 + P_{22}^1 P_{11}^2 \right)}{f_3 + f_4}; \\ V_{33} &= \frac{f_5 \left(P_{11}^1 P_{11}^2 + P_{12}^1 P_{11}^2 \right) + f_6 \left(P_{21}^1 P_{11}^2 + P_{12}^1 P_{12}^2 \right)}{f_5 + f_6}; \\ V_{34} &= \frac{f_5 \left(P_{11}^1 P_{21}^2 + P_{11}^1 P_{22}^2 \right)}{f_5 + f_6}; \\ V_{41} &= \frac{f_7 \left(P_{11}^1 P_{21}^2 + P_{11}^1 P_{22}^2 \right)}{f_7 + f_8}; \\ V_{43} &= \frac{f_8 \left(P_{21}^1 P_{21}^2 + P_{12}^1 P_{22}^2 P_{21}^2 \right)}{f_7 + f_8}; \\ V_{44} &= \frac{f_8 \left(P_{21}^1 P_{21}^2 + P_{12}^2 P_{22}^2 \right)}{f_7 + f_8}; \\ V_{44} &= \frac{f_8 \left(P_{21}^1 P_{21}^2 + P_{22}^1 P_{22}^2 \right)}{f_7 + f_8}. \end{split}$$

Остальные вероятности равны нулю. Граф системы после первой агрегации приведен на рис. 2.

Стационарные вероятности, необходимые для второй агрегации, вычисляются аналогично рассчитанному выше случаю и обозначаются как m_i , $i \in \{1, \ldots, 4\}$.

Зная переходные и стационарные вероятности второй цепи, объединяем все доступные состояния каналов в одно и все недоступные состояния — в другое. В результате получаем марковскую цепь с двумя состояниями (рис. 3).



Рис. 2. Граф системы после первой агрегации.



Рис. 3. Марковская цепь с двумя состояниями.

Результаты свертки второй цепи:

$$P_{11}^{SU} = \frac{m_1 V_{11} + m_3 V_{44}}{m_1 + m_3};$$

$$P_{12}^{SU} = \frac{m_1 V_{12} + m_3 V_{34}}{m_1 + m_3};$$

$$P_{21}^{SU} = \frac{m_2 (V_{21} + V_{23}) + m_4 (V_{41} + V_{43})}{M_2 + M_4};$$

$$P_{22}^{SU} = \frac{m_2 (V_{22} + V_{24}) + m_4 (V_{42} + V_{44})}{m_2 + m_4}.$$

Результаты последних четырех выражений являются искомыми переходными вероятностями, характеризующими результирующий логический канал. Аналогичный метод применялся в [13].

4. Методика расчета для случая N каналов

Рассмотрим общий случай, когда число каналов равно N.Число состояний системы, приходящихся на один физический канал, $-\psi=2^N.$

Общее число состояний системы (δ) определится всеми возможными сочетаниями состояний каналов при условии, что каждый из них может быть текущим, т.е. $\delta = N\psi = N2^N$. Таким образом, канал, построенный по алгоритму A1-MCK для произвольного числа первичных каналов, будет иметь степенную зависимость, что затрудняет его реализацию при большом числе каналов. В будущем планируется провести оптимизацию предложенной модели для снижения вычислительной сложности.

Расположим вероятности в векторе таким образом, чтобы все состояния одного текущего канала шли непрерывно. При этом сначала размещаются состояния, когда текущий канал доступен для SU, затем — состояния, в которых текущий канал занят PU, т.е. недоступен.

При формировании матрицы состояний системы *S* для обозначения доступности канала будем использовать 1, для недоступности — 2. Для примера приведем транспонированную матрицу для случая трех первичных каналов. Каждая строка описывает состояния соответствующего канала.

1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2
1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	1	1	2	2	2	2

Первые восемь столбцов соответствуют первому текущему каналу, из них с первого по четвертый столбцы текущий канал доступен, с пятого по восьмой — недоступен. Аналогично для двух других каналов. Здесь и далее S_{ij} обозначает состояние *j*-го канала, когда SU пребывает в *i*-м состоянии системы.

Далее формируем матрицу переходных вероятностей T системы, отражающую построение логического канала для SU. Переберем все состояния системы $i \in \{1, \ldots, \delta\}$.

Определим, какому текущему каналу принадлежит состояние системы $c = \begin{bmatrix} i \\ \frac{i}{\psi} \end{bmatrix}$.

Если текущий канал в доступном состоянии $S_{ic} = 1$ или все каналы недоступны, то смены канала не происходит. Это значит, что переходы возможны только между состояниями данного канала. Состояние текущего канала принадлежит диапазону $j \in \{(c-1)\psi + 1, \ldots, c\psi\}$.

Таким образом, значения переходных вероятностей системы определятся выражением

$$T_{ij} = \prod_{k=1}^{N} P_{S_{ik}S_{jk}}^{k}, \quad j \in \{(c-1)\psi + 1, \dots, c\psi\}.$$

В оставшихся случаях, когда есть хотя бы один доступный канал, но при этом текущий канал находится в недоступном состоянии, формируем вектор λ , включающий в себя номера доступных каналов. Для всех элементов в λ вычисляем переходные вероятности из текущего состояния *i* в другие доступные состояния системы:

$$T_{ij} = \prod_{k=1}^{N} P_{S_{ik}S_{jk}}^{k},$$

$$j \in \{ [(\lambda_1 - 1)\psi + 1, \lambda_1\psi], \dots, [(\lambda_n - 1)\psi + 1, \lambda_n\psi] \}, n \in \{1, \dots, |\lambda| \}.$$

Вероятности вне диапазона равны нулю. После вычисления всех элементов матрицы T необходимо провести нормализацию и вычислить вектор стационарных вероятностей состояний f.

Далее приступаем к первой агрегации. Агрегируем все ψ состояний каждого канала до двух состояний, соответствующих доступному и недоступному состояниям текущего канала. В результате δ состояний системы уменьшается до 2N агрегированных.

Номер агрегированного состояния, в которое войдет текущее, можно определить выражением $a = \lceil \frac{i}{2^{N-1}} \rceil$. Тогда в агрегированное состояние *a* войдут состояния с номерами из диапазона $j \in \{(a-1)2^{N-1}, \ldots, a2^N\}$.

Сумма стационарных вероятностей всех состояний, входящих в *a*-е агрегированное, определится выражением

$$d(a) = \sum_{i=(a-1)2^{N-1}+1}^{a2^{N-1}} f_i$$

Перебирая все $i = 1, ..., \psi$ и все агрегированные состояния j = 1, ..., 2N, формируем матрицу переходных вероятностей системы после первой агрегации V, размеров $2N \times 2N$:

$$V_{aj} = \frac{1}{d(a)} \sum_{i=1}^{\psi} f_i \sum_{n=(j-1)2^{N-1}+1}^{j2^{N-1}} T_{in}.$$

Полученная матрица соответствует требованиям нормировки, поэтому можно сразу определить вектор стационарных вероятностей агрегированных состояний m.

Остается совершить второй этап агрегации. После первой агрегации первым является состояние доступности первого канала, третьим — доступности второго. Второе и четвертое состояния являются состояниями недоступности соответствующего канала. Вторая агрегация попарно объединяет доступные и недоступные состояния. В результате получаем матрицу переходных вероятностей результирующей марковской цепи с двумя состояниями. Для различия четных и нечетных состояний введем переменную: b = 2 - mod(i, 2), которая возвращает значения 1 или 2.

Суммируем стационарные вероятности нечетных и четных состояний:

$$d(b) = \begin{cases} \sum_{\substack{n=1 \ N}}^{N} m_{2n-1} - \text{для нечетных } b, \\ \sum_{\substack{n=1 \ n=1}}^{N} m_{2n} - \text{для четных } b, \end{cases}$$

Для каждого состояния первого шага агрегации i = 1, ..., 2N модифицируем переходные вероятности выходной матрицы j = 1, 2:

$$P_{bj}^{\rm SU} = \begin{cases} \frac{1}{d(b)} \sum_{i=1}^{2N} m_i \sum_{n=1}^{N} V_{i[2n-1]} & \text{для} \quad j = 1, \\\\ \frac{1}{d(b)} \sum_{i=1}^{2N} m_i \sum_{n=1}^{N} V_{i[2n]} & \text{для} \quad j = 2. \end{cases}$$

В результате преобразований получаем матрицу переходных вероятностей марковской цепи с двумя состояниями (см. раздел 2), описывающую логический канал, построенный алгоритмом с минимизацией смен каналов для произвольного количества первичных физических каналов. Стоит отметить, что процесс агрегации может осуществляться в один этап, однако это усложняет интуитивное понимание основной идеи предложенной математической модели.

5. Имитационное моделирование

Для проверки корректности предложенной математической модели было проведено имитационное моделирование, использующее результаты оценок параметров занятости каналов PU для реальных систем связи, представленных в [14–16]. При моделировании генерировалось от одного до шести канальных массивов, представляющих первичные каналы. Количество слотов в каждом канальном массиве 10000.

В табл. 2 приведены переходные вероятности и коэффициент доступности первичных каналов, коэффициенты доступности результирующих каналов,

Количество каналов	пер	Перехо, вероятн рвичных	дные юсти каналов	Коэ	СКО оппибки моделирования и аналитического решения		
	P ₁₁	P ₂₂	Ссылка на источник	Первичный канал	Аналитическое решение	Результат моделирования	
1	$0,\!99$	0,99999	[15]	0,000999	_	_	_
2	0,2	0,7	[16]	0,272727	$0,\!275928$	$0,\!273464$	0,001232
3	$0,\!95$	0,96	[15]	0,444444	$0,\!576558$	0,556511	$0,\!010024$
4	$0,\!98$	0,97	[16]	0,6	$0,\!817738$	0,802608	$0,\!007565$
5	0,8	0,3	[14]	0,777778	0,89789	0,900176	0,001143
6	0,88	0,46	[14]	0,818182	0,920392	0,91575	0,002321

Таблица 2. Характеристики каналов, используемых в имитационном моделировании, и полученные результаты коэффициентов доступности

полученные путем имитационного моделирования и аналитически, и среднеквадратическое отклонение (СКО). В ходе эксперимента количество первичных каналов изменялось инкрементально начиная с первых двух каналов, затем последовательно добавлялись следующие каналы до тех пор, пока все шесть каналов не будут включены. Результаты, полученные аналитически и методом имитационного моделирования, очень близки, что позволяет судить о состоятельности предложенной математической модели расчета. Как видно из табл. 2, доступность логического канала, построенного алгоритмом A1-MCK, выше доступности любого первичного канала, используемого при его построении. Данный результат подтверждает целесообразность применения алгоритма A1-MCK при выделении ресурсов для SU.

6. Заключение

В статье предложен новый математический подход для определения переходных вероятностей логического канала SU, построенного посредством алгоритма A1-MCK, в системах когнитивного радио. Матрица переходных вероятностей результирующего логического канала SU позволяет получить количественные оценки многих вторичных параметров, например скорости передачи [9], коэффициента доступности (или коэффициента потерь пакетов), среднего времени задержки [17] и т.д. Эти параметры дают возможность оперативно принимать решение о достаточности ресурсов и качестве логического канала для обслуживания требований SU.

Авторы выражают благодарность H.B. Лямину из Halmstad University за его ценные замечания, существенно улучшившие качество данной статьи.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Ghosh G., Das P., Chatterjee S. Cognitive Radio and Dynamic Spectrum Access a Study // Int. J. Next-Generation Networks. 2014. V. 6. No. 1. P. 43–60.
- 2. McHenry M.A. NSF Spectrum Occupancy Measurements Project Summary // Shared Spectrum Company Report, 2005.
- 3. Huang S., Liu X., Ding Z. Opportunistic Spectrum Access in Cognitive Radio Networks // IEEE INFOCOM Conf. 2008. Phoenix, AZ, USA.
- Senhua Huang, Xin Liu, Zhi Ding. On Optimal Control for Opportunistic Spectrum Access of Cognitive Radio Networks // IEEE INFOCOM Conf. 2010. San Diego, CA, USA.
- Ferrari L., Qing Zhao, Scaglione A. Utility Maximizing Sequential Sensing Over a Finite Horizon // IEEE Trans. Signal Process. 2017. V. 65 No. 13. P. 3430–3445.
- Bowen Li, Panlong Yang, Jinlong Wang, Qihui Wu, Shaojie Tang, Xiang-Yang Li, Yunhao Liu. Almost Optimal Dynamically-Ordered Channel Sensing and Accessing for Cognitive Networks // IEEE Trans. Mobile Computing. 2014. V. 13. No. 10. P. 2215–2228.
- Qing Zhao, Bhaskar Krishnamachari, Keqin Liu. On Myopic Sensing for Multi-Channel Opportunistic Access: Structure, Optimality, and Performance // IEEE Wireless Commun. 2008. V. 7. No. 12. P. 5431–5440.
- Hueda M.R., Rodriguez C.E. On the Relationship Between the Block Error and Channel-State Markov Models in Transmissions Over Slow-Fading Channels // IEEE Trans. Commun. 2004. V. 52. No. 8. P. 1269–1275.

- Shibing Zhang, Huijian Wang, Xiaoge Zhang. Estimation of Channel State Transition Probabilities Based on Markov Chains in Cognitive Radio // J. Commun. 2014. V. 9. No. 6. P. 468–474.
- Thakur P., Kumar A., Pandit S., Singh G., Satashia S.N. Performance Analysis of Cognitive Radio Networks Using Channel-Prediction-Probabilities and Improved Frame Structure // Digital Commun. and Networks. 2018. V. 1. No. 8. P. 1–9.
- 11. Мелентьев О.Г., Шевнина И.Е. Сравнение алгоритмов выбора логического канала, с учетом приоритетов // Электросвязь. 2010. № 2. С. 50–52.
- Yuan Zhao, Luyi Bail. Performance Analysis and Optimization for Cognitive Radio Networks with Classified Secondary // Mobile Inform. Syst. 2017. No. 3613496. P. 1–8.
- 13. *Мелентьев О.Г., Клейко Д.В.* Расчет параметров результирующего дискретного канала, образованного хоппингом, для общего случая // АиТ. 2013. № 7. С. 84–88.

 $Melent'ev\ O.G.,\ Kleiko\ D.V.$ Computing the Parameters of the Discrete Channel Resulting under Frequency Hopping in the General Case // Autom. Remote Control. 2013. V. 7. No. 7. P. 1128–1131.

- 14. László Csurgai-Horváth, János Bitó. Primary and Secondary User Activity Models for Cognitive Wireless Network // IEEE 11th Int. Conf. Telecomm. 2011. Graz, Austria.
- 15. Barnes S.D., Maharaj B.T. Performance of a Hidden Markov Channel Occupancy Model for Cognitive Radio // IEEE Africon Conf. 2011. Livingstone, Zambia.
- 16. *Мелентьев О.Г., Клейко Д.В.* Оценка параметров логических каналов для вторичных абонентов // Науч. вестн. НГТУ. 2012. № 4. С. 56–62.
- Jinbei Zhangy, Yixuan Liy, Zhuotao Liuy, Fan Wuz, Feng Yangy, Xinbing Wang. On Multicast Capacity and Delay in Cognitive Radio Mobile Ad-hoc Networks // IEEE Trans. Wireless Commun. 2015. V. 14. No. 10. P. 5274–5286.

Статья представлена к публикации членом редколлегии А.И. Ляховым.

Поступила в редакцию 18.12.2018 После доработки 27.07.2018 Принята к публикации 08.11.2018