



ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СТАТИСТИК ВЫСШИХ ПОРЯДКОВ В ЗАДАЧЕ РАСПОЗНАВАНИЯ НЕГАУССОВЫХ ПРОЦЕССОВ

ТИХОНОВ В.А., НЕТРЕБЕНКО К.В.

Рассматривается задача распознавания негауссовых процессов, которые невозможно распознать по статистикам второго порядка. Анализируется возможность распознавания таких процессов по статистикам высших порядков. В качестве признаков предлагается использовать моментные функции третьего порядка или параметры обобщенной модели авторегрессии третьего ранга.

1. Введение

Проблема использования статистик высших порядков при решении задачи распознавания еще недостаточно исследована в научной литературе [1, 2]. Негауссовы свойства случайных процессов позволяют получать новые признаки распознавания на основе статистик высших порядков. Их можно использовать как основными, так и дополнительными к признакам, рассчитанным по статистикам второго порядка. Для получения признаков целесообразно применять моментные функции, набор которых полностью описывает негауссов случайный процесс. На основе моментных функций строятся обобщенные модели линейного предсказания [3]. Параметры этих моделей предлагалось использовать в качестве признаков при распознавании негауссовых случайных процессов [2].

Хотя статистики второго порядка содержат основную информацию о негауссовом случайном процессе, использование признаков на основе статистик высших порядков может оказаться полезным в ряде важных приложений. Например, в случаях, когда процессы невозможно распознать по статистикам второго порядка, если они наблюдаются в присутствии помех или шумов, когда статистики высших порядков дают дополнительные признаки, улучшающие вероятность правильного распознавания.

Цель исследования – повышение эффективности распознавания путем использования признаков, полученных по статистикам высших порядков.

Задачами работы является: обоснование возможности повышения вероятности правильного распознавания при использовании статистик высших порядков, выбор признаков распознавания, разработка решающих правил и поиск структур систем распознавания, анализ методом статистического моделирования эф-

фективности использования статистик высших порядков для повышения вероятности распознавания.

2. Обобщенная модель авторегрессии третьего ранга

В зависимости от статистических характеристик негауссова процесса, условий и задач распознавания для получения признаков выбираются наиболее подходящие статистики или модели, построенные на их основе. В статье рассматриваются примеры эффективного использования статистик третьего порядка для распознавания случайных процессов.

В ряде случаев для получения признаков целесообразно применять моментную функцию (МФ) 3-го порядка. Выборочная оценка МФ 3-го порядка центрированного негауссова случайного процесса $x[t]$ длиной N находится из выражения

$$m_3[j, k] = \frac{1}{N} \sum_{t=s_1}^{s_2} x[t]x[t+j]x[t+k], \quad (1)$$

где j, k – сдвиги МФ; $s_1 = \max(1, 1-j, 1-k)$; $s_2 = \min(N, N-j, N-k)$. Свойства моментных функций, их связь с кумулянтными функциями и спектрами высших порядков описаны в [4]. Если у классифицируемых процессов моментные функции отличаются, они могут использоваться в качестве признаков.

Во многих случаях в качестве признаков распознавания применяются параметры статистических моделей. Подходящей для этих целей моделью стационарных случайных процессов является модель авторегрессии (АР), которая описывается рекуррентным уравнением [5, 6]

$$x[t] = \sum_{i=1}^p \Phi_2[i]x[t-i] + a_2[t], \quad t = \overline{1, N}, \quad (2)$$

где $\Phi_2[i]$ – коэффициенты модели; p – порядок модели; $a_2[t]$ – ошибка предсказания, удовлетворяющая условию $E\{a_2[t]a_2[t-j]\} = 0, j \neq 0$. Коэффициенты модели АР находятся путем решения уравнения Юла-Уокера по значениям корреляционной функции, т.е. по статистикам второго порядка и называется моделью АР второго ранга [3]. Эта модель широко применяется при решении задач обработки и распознавания речевых сигналов [7-9].

В [10] предложен способ расчета коэффициентов модели АР по заданным частотам спектральных мод и их ширинам полос. С помощью выражения (2), описывающего формирующий фильтр, можно осуществлять генерацию имитационных случайных процессов заданными спектральными характеристиками. В зависимости от статистических характеристик порождающего процесса $a_2[t]$, подаваемого на вход формирующего АР фильтра, имитационный процесс на выходе фильтра имеет гауссово или негауссово распределение.

Используя принцип ортогональности ошибок предсказания, модель АР можно обобщить для статистик высших порядков [3]. Так, на основе МФ 3-го порядка негауссовых процессов строится обобщенная модель авторегрессии (ОАР) 3-го ранга:

$$x[t] = \sum_{i=1}^p \Phi_3[i]x[t-i] + a_3[t], \quad (3)$$

где $\Phi_3[i]$ – коэффициенты модели; $a_3[t]$ – ошибка предсказания, удовлетворяющая условию ортогональности $E\{a_3[t]a_3[t-j]a_3[t-k]\} = 0$, $j, k \neq 0$. Индекс «3» указывает на ранг модели. Домножив левую и правую части (3) на $x[t-j]x[t-k]$ и взяв математическое ожидание, получим

$$m_3[j, j-k] = \sum_{i=1}^p \Phi_3[i]m_3[j-i, j-k], \quad 0 < j \leq p, k > 0. \quad (4)$$

Из уравнения (4) находятся коэффициенты модели ОАР порядка p для заданного сдвига k . При выводе (4) использовано условие ортогональности ошибок предсказания, из которого следует $E\{a_3[t]x[t-j]x[t-k]\} = 0$, $j, k \neq 0$.

К достоинству авторегрессионных моделей следует отнести возможность синтеза обеляющих фильтров, которые применяются в определенных алгоритмах распознавания. Если обеляющий фильтр на основе модели АР второго ранга настроен на соответствующий класс представленных к распознаванию процессов, то ошибка предсказания на выходе фильтра будет иметь минимальную дисперсию. На выходе обеляющего фильтра, синтезированного по модели ОАР третьего ранга, оценка моментной функции третьего порядка ошибки предсказания близка к нулю, если фильтр настроен на представленный к распознаванию класс процессов.

3. Распознавание процессов, неразличимых по статистикам второго порядка

Продemonстрируем возможность использования некоторых статистик третьего порядка для решения задачи распознавания на примере четырех классов процессов ($M = 4$), не различающихся в рамках корреляционной теории. Классы процессов образованы смесью из двух одномодовых процессов авторегрессии $p = 2$ с относительно центральными частотами $f_1 = 0,18$, $f_2 = 0,32$ и одинаковыми полосами занимаемых частот, равными $\Delta f = 0,04$. Процессы, входящие в состав каждой смеси, получены с помощью формирующих фильтров АР, на вход которых подавались выборки порождающего белого шума с гауссовым или негауссовым распределением. Мощности входящих в смесь процессов были равными. В таблице приведены данные о характере порождающего процесса типа белого шума для разных классов процессов. В качестве негауссова порождающего про-

цесса использовались выборки белого шума с гамма-плотностью распределения вероятностей и коэффициентом формы $c = 0,05$.

Процессы всех классов имеют одинаковые корреляционные функции и спектры второго порядка, что делает невозможным их распознавание по статистикам 2-го порядка. Параметрическая АР(8) оценка спектра мощности процессов одного из классов представлена на рис. 1.

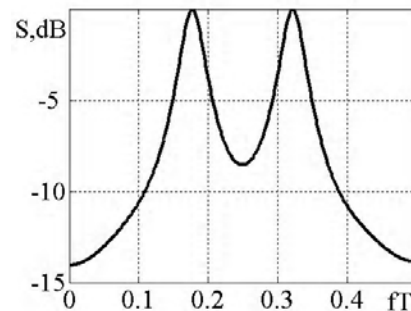


Рис. 1. АР(8) оценка спектра мощности сигнала одного из классов

Из анализа данных, приведенных в таблице, следует, что все четыре класса процессов имеют различные моментные функции третьего порядка (рис.2). Это свойство использовалось при построении нескольких алгоритмов распознавания по статистикам третьего порядка.

№ класса \	Порождающий белый шум процесса первой моды; $f_1 = 0,18$	Порождающий белый шум процесса второй моды; $f_2 = 0,32$
1	Гауссов	Негауссов
2	Негауссов	Гауссов
3	Негауссов	Негауссов
4	Гауссов	Гауссов

Обучение системы распознавания выполнялось с использованием помеченных обучающих выборок длиной $N_e = 50000$ отсчетов. МФ обучающих реализаций в сечении $m_{ei}[l, 0]$, $l = -10, 10$, $i = 1, M$ для четырех классов представлены на рис. 2, где номера кривых соответствуют номеру класса процессов.

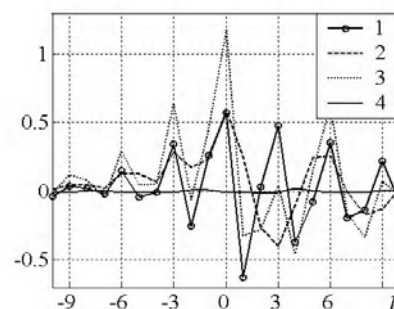


Рис. 2. Моментные функции сигналов четырех классов

Предъявляемые к распознаванию реализации имели равные априорные вероятности. В численном эксперименте применялся следующий алгоритм распознавания. На первом этапе производилась селекция неизвестных выборок по оценке их коэффициента асимметрии. Таким способом был выявлен гауссов процесс 4-го класса, имеющий асимметрию, близкую к нулю. На втором этапе проводилось распознавание первых трех классов негауссовых процессов. При распознавании были исследованы три различных способа использования статистик третьего порядка.

Первый способ основан на оценке значения взаимной корреляции между оценками МФ 3-го порядка (1), полученных по обучающим и представленным к распознаванию реализациям. Решение принималось по максимуму корреляции оценок МФ:

$$i^* = \arg \max_i [B_i], \quad i = \overline{1, 3},$$

где i^* — индекс того класса, в пользу которого принимается решение. Взаимная корреляция между оценками МФ процесса, предъявленного к распознаванию $m_x[l, k]$ и МФ одной из обучающих последовательностей $m_{ei}[l, k]$, оценивалась по формуле

$$B_i = \frac{\sum_{l=-\text{lag}}^{\text{lag}} m_x[l, k] m_{ei}[l, k]}{\hat{\sigma}_{m_x} \hat{\sigma}_{m_{ei}}}, \quad \text{где } \hat{\sigma}_{m_x} \text{ и } \hat{\sigma}_{m_{ei}} \text{ — выборочные оценки среднеквадратических отклонений соответствующих оценок МФ; lag — параметр, определяющий длину выборочной оценки МФ; } k \text{ — сечение МФ.}$$

Зависимость средней по четырем классам вероятности правильного распознавания от длины распознаваемых реализаций приведена на рис. 3 (кривая 1). Данные получены на основании 1000 опытов по каждому классу процессов для значений $k = 0$, $\text{lag} = 10$.

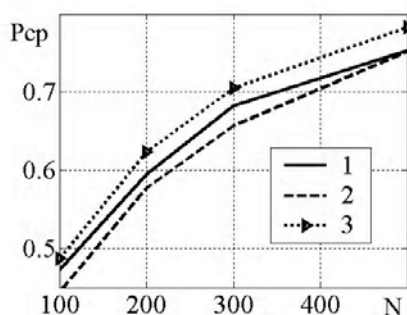


Рис. 3. Зависимости средних вероятностей правильного распознавания от длин распознаваемых реализаций

Второй и третий способы распознавания с использованием статистик третьего порядка основаны на предварительном обелении распознаваемых выборок группой из трех АР фильтров, каждый из которых настроен на свой класс процессов. При этом каждый конкретный фильтр обеляет лишь ту область частот, которая соответствует негауссовой моде в спектре класса, т.е. фильтр первого класса является обеляющим с центральной частотой $f = 0,32$, а фильтр второго класса —

$f = 0,18$. Фильтр третьего класса настроен на обеление двухмодового процесса с центральными частотами $f_1 = 0,18$ и $f_2 = 0,32$. Полосы обеления указанных фильтров одинаковы и равны $\Delta f = 0,04$. Порядок обеляющих АР фильтров для классов 1, 2 равен $p = 2$, для класса 3 — $p = 4$. Параметры фильтров вычислялись по методике, предложенной в [10].

В результате прохождения распознаваемого процесса первого и второго классов через обеляющие фильтры «своего» класса на выходе получается негауссов белый шум в смеси с гауссовым коррелированным процессом. В силу ортогональности негауссова белого шума и равенства нулю моментной функции третьего порядка гауссова процесса, оценка моментной функции в этом случае будет близка к нулю. На выходе фильтра, настроенного на третий класс распознаваемого процесса, получают негауссов белый шум, если на вход поступает процесс третьего класса. МФ ошибки предсказания определяется негауссовой компонентой, которая для белого негауссова шума отлична от нуля лишь в нулевом сечении при $l = 0$, $k = 0$ [3]. Это свойство МФ ошибки предсказания «своего» фильтра может быть использовано для получения двух признаков, первый из которых — дисперсия МФ ошибки предсказания, второй — абсолютное значение МФ остатка в некотором ненулевом сечении. С помощью этих признаков получен второй способ распознавания, в котором решение принимается по минимуму дисперсии МФ 3-го порядка ошибки предсказания:

$$i^* = \arg \min_i \{ \text{var}(m_{ai}[l, k]) \}, \quad i = \overline{1, 3}, \quad l = -\text{lag}, \text{lag},$$

где $m_{ai}[l, k]$ — МФ ошибки предсказания на выходе фильтра i -го класса; $\text{var}(\cdot)$ — математический символ дисперсии. Распознавание третьим способом определяется решающим правилом по критерию минимума МФ 3-го порядка ошибки предсказания в некотором ненулевом сечении:

$$i^* = \arg \min_i \{ m_{ai}[u, v] \}, \quad i = \overline{1, 3},$$

здесь u, v — сечения МФ.

Экспериментальные зависимости средней по четырем классам вероятности правильного распознавания от длины распознаваемых выборок для второго и третьего способов приведены на рис. 3 (кривые 2 и 3 соответственно). Результаты получены на основании 1000 опытов по каждому классу для значений $k = 0$, $\text{lag} = 10$, $u = 1$, $v = 2$. Из рис. 3 видно, что все три способа дают приблизительно одинаковое качество распознавания с незначительным преимуществом способа 3. На рис. 4 дана структура системы распознавания.

В ходе экспериментов были получены зависимости вероятности правильного распознавания отдельно для процессов каждого из классов от длины выборки.

Для первых трех классов вероятности существенно зависят от использованного способа распознавания. Наиболее высокая вероятность правильного распознавания достигалась для процесса 4-го класса. Она зависела от выбранной величины порога асимметрии.

Полученные результаты доказывают, что неразличимые или плохо распознаваемые по статистикам второго порядка процессы при определенных условиях можно распознавать по статистикам высших порядков. При этом необходимо выбирать наиболее эффективные статистики и способы распознавания.

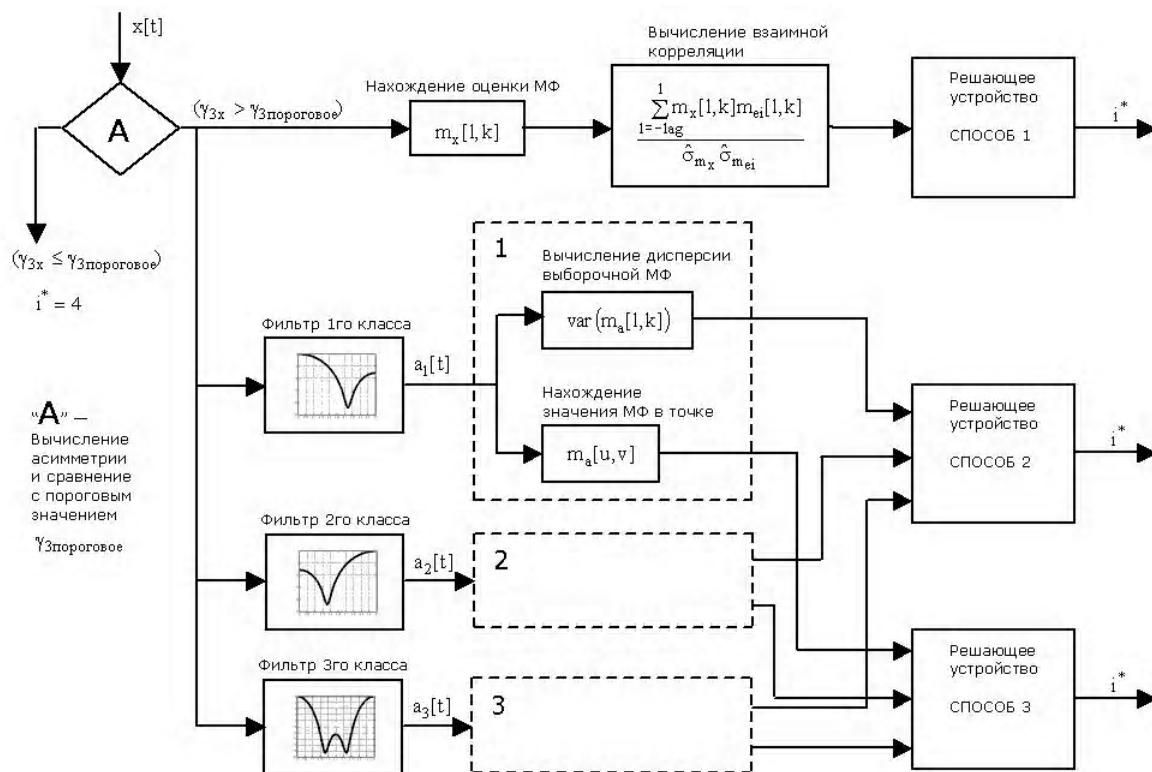


Рис. 4. Структура системы распознавания

Негауссова компонента у классов 1 и 2 фактически распознается в условиях воздействия гауссовой коррелированной помехи с отношением процесс-шум, равным единице. Этот фактор ограничивает возможность достижения высокого качества распознавания. Процессы класса 3 распознаются хуже первым способом, что очевидно связано с неустойчивостью моментной функции для выбранных частот мод. Однако применение обесцараживающих фильтров при распознавании процессов третьего класса повышало вероятность правильного распознавания. На рис. 5 представлены результаты распознавания четырех классов процессов первым способом.

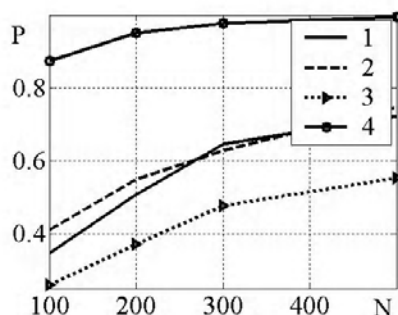


Рис. 5. Зависимости вероятностей правильного распознавания от длины распознаваемых реализаций для первого способа

4. Выводы

Рассмотрен пример использования статистик третьего порядка для распознавания случайных процессов, которые невозможно распознать по статистикам второго порядка. Научная новизна работы состоит в предложенном способе применения статистик 3-го порядка для получения признаков распознавания. Методом статистического моделирования проведено сравнение вероятностей правильного распознавания для трех способов распознавания. Полученные результаты имеют практическую значимость при решении некоторых сложных задач распознавания случайных процессов.

В зависимости от условий решаемой задачи распознавания и статистических характеристик распознаваемых негауссовых процессов выбирается наиболее эффективная схема распознающей системы. Дальнейшие исследования могут быть направлены на выбор устойчивых признаков распознавания, оптимальных решающих правил и эффективных схем распознавания для реальных процессов.

Литература: 1. Киселев Н.В. Методы построения систем распознавания и классификации негауссовых сигналов. Л.: Изд-во Ленингр.ун-та, 1986. 188 с. 2. Безрук В.М., Голиков В.С., Тихонов В.А. Распознавание случайных сигналов, описываемых авторегрессионной моделью // Радиотехника. 2004. № 4. С. 59-65. 3. Тихонов В.А.

Обобщенная модель авторегрессии негауссовых процессов // Радиотехника. 2003. № 132. С. 78-82. 4. Малахов А.Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. М.: Сов. радио, 1978. 376 с. 5. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление: Пер. с англ. М.: Мир, 1974. 406 с. 6. Марпл. – мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения: Пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с. 7. Rabiner L.R, Levinson S.E. Isolated and Connected Word Recognition — Theory and Selected Applications // IEEE Transactions on Communications, Vol. Com-29, NO. 5, May 1981. P. 621-659. 8. Рабинер Л.Р., Шафер Р.В. Цифровая обработка речевых сигналов: Пер. с англ. М.: Радио и связь, 1981. 324 с. 9. Ли У. Методы автоматического распознавания речи: Пер. с англ. М.: Мир, 1983. 328 с. 10. Тихонов В.А., Русановский Д.Е., Тихонов Д.В. Генерация узкополосных имитацион-

ных случайных процессов// Радиотехника и информатика. 1999. №4. С. 83-85.

Поступила в редколлегию 13.10.2005

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Кравченко Н.И.

Тихонов Вячеслав Анатольевич, канд. техн. наук, доцент кафедры РЭС ХНУРЭ. Научные интересы: теория линейного предсказания, негауссовы процессы, распознавание и кодирование речи, экономическая статистика. Адрес: Украина, 61166, Харьков, пр. Ленина, 14, тел. 702-15-87

Нетребенко Константин Владимирович, аспирант кафедры РЭС ХНУРЭ. Научные интересы: распознавание и кодирование речи, негауссовы процессы, теория линейного предсказания. Адрес: Украина, 61166, Харьков, пр. Ленина, 14, тел. 702-15-87.

УДК 621.372.852

РАССЕЯНИЕ ВОЛНЫ ТИПА H_{10} ТОНКИМ ВИБРАТОРОМ С ПЕРЕМЕННЫМ ИМПЕДАНСОМ В ПРЯМОУГОЛЬНОМ ВОЛНОВОДЕ

НЕСТЕРЕНКО М.В., БЕЛОГУРОВ Е.Ю.

Методом наведенных электродвижущих сил решается задача о рассеянии волны типа H_{10} тонким вибратором с переменным импедансом, расположенном в прямоугольном волноводе. Выполняются расчеты и приводятся графики энергетических характеристик такой структуры.

1. Введение

Тонкие импедансные вибраторы являются функциональными элементами многих резонансных устройств антенно-волноводной техники. Особое место занимают вибраторы с переменным поверхностным импедансом, которые могут находиться как в свободном пространстве [1-6], так и в некотором электродинамическом объеме, например, прямоугольном волноводе [7]. Как показано в [1-7], наличие у вибратора переменного по его длине поверхностного импеданса дает дополнительные возможности для управления электродинамическими характеристиками антенн фиксированных геометрических размеров. Однако исследования, проведенные в перечисленных работах, посвящены изучению характеристик вибраторов в свободном пространстве, возбуждаемых в центре сосредоточенной электродвижущей силой (ЭДС), а в прямоугольном волноводе рассмотрен лишь случай переменного импеданса действительного типа, меняющегося скачком по длине ленточного вибратора.

Цель работы – методом наведенных ЭДС решить задачу о рассеянии волны типа H_{10} тонким вибратором с переменным комплексным поверхностным импедансом, расположенным в прямоугольном волноводе. При этом никаких ограничений на тип импеданса и вид его функциональной зависимости по длине вибратора не накладывается.

2. Постановка задачи

Рассматриваемая структура и принятые в задаче обозначения представлены на рис. 1, а.

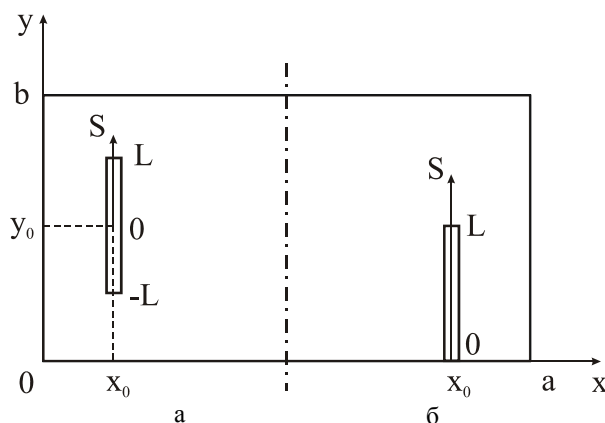


Рис. 1

В прямоугольном волноводе сечением $a \times b$ расположен тонкий вибратор радиуса r и длиной $2L$, не имеющий точек касания со стенками волновода (свободный проводник). С вибратором связана локальная система координат $\{0s\}$, а на его поверхности выполняется импедансное граничное условие

$$E_s(s) = z_i(s)J(s). \quad (1)$$

Здесь $E_s(s)$ – s -компонент полного электрического поля на поверхности вибратора; $J(s)$ – электрический ток в нем; $z_i(s)$ – комплексный внутренний погонный импеданс ([Ом/м]). Геометрические размеры вибратора удовлетворяют следующим соотношениям:

$$r/(2L) \ll 1, \quad r/\lambda \ll 1, \quad (2)$$

где λ – длина волны в свободном пространстве. В этом случае исходным для анализа является следующее интегродифференциальное уравнение относительно электрического тока $J(s)$ в вибраторе [8] (при временной зависимости $e^{i\omega t}$, ω – круговая частота):