УДК 621.396

С.В. Козелков[1], А.Н. Богдановский[2], А.Л. Поляков[2], А.П. Рачинский[2]

[1]*Центральный научно-исследовательский институт навигации и управления, Киев*
[2]*ЦККП Национального центра управления и испытания космических средств НКАУ, Евпатория*

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ИДЕНТИФИКАЦИИ КОСМИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ ПО НЕКОНТРОЛИРУЕМЫМ ИЗЛУЧЕНИЯМ БОРТОВОЙ АППАРАТУРЫ КОСМИЧЕСКИХ АППАРАТОВ

Наличие высокочувствительных радиотехнических средств в составе наземного комплекса позволяет проводить идентификацию космического аппарата (КА) по побочным результатам функционирования блоков бортовой аппаратуры (ББА). Для решения этой задачи целесообразно использовать неконтролируемые излучения (НКИ) гетеродинов приемного тракта и задающих генераторов.

радиотехнические средства, космический аппарат, блок бортовой аппаратур

Введение

В настоящее время при обнаружении космического аппарата и взятии его на сопровождение одним из направлений повышения информативности о его состоянии и назначении становится анализ и обработка неконтролируемых излучений. В условиях малопунктной сети измерительных средств решение этих задач приобретает особую актуальность. При этом возникает задача оптимального обнаружения, приема и распознавания излучений КА наземной радиотехнической системой (РТС).

Постановка проблемы. Основными факторами, стимулирующими разработку математических моделей излучений бортовой аппаратуры, является то, что задача распознавания КА по НКИ относится к классу задач, не имеющих универсального решения. При этом возникает вопрос оптимального обнаружения и распознавания НКИ КА наземной радиотехнической системой, что влечет за собой изменение режимов функционирования, вызванных неопределенностями параметров и характеристик излучений ББА КА.

Таким образом, возникает необходимость разработать подходы к обнаружению радиосигналов в приемных устройствах наземных радиотехнических систем, что требует наличие математических моделей излучений.

Анализ литературы. Анализ источников информации [1 – 3] показал, что в каждом отдельном случае в той или иной мере возникает необходимость решения задачи: как при минимальных затратах, максимизировать эффективность использования РТС. Одним из подходов является математическое моделирование ожидаемых процессов.

Целью статьи является повышение точности обнаружения, обработки и приема неконтролируемых излучений блоков бортовой аппаратуры космических аппаратов.

Раздел основного материала

Изучение НКИ гетеродинов приемного тракта и задающих генераторов (ЗГ) подразумевает анализ характера изменения параметров колебаний гетеродинов. Поскольку эти излучения являются гармоническими колебаниями, то параметрами данных сигналов являются амплитуда, частота и начальная фаза.

Рассмотрим характеристики процесса нестабильности ЗГ КА и выделим составляющие процесса, представляющие интерес с точки зрения идентификации. Прежде всего, проведем анализ характеристик нестабильности частоты НКИ. Генератор обеспечивает формирование колебаний, которые после умножения являются опорными для гетеродинов приемного тракта. Нестабильность определяется [2] величиной

$$\varepsilon_f = \frac{f_r(t+T) - f_r(t)}{f_0} = \frac{\Delta f_{rT}}{f_0}, \qquad (1)$$

где $\Delta\ f_r(t)$ – изменение частоты генератора; f_0 – номинальное значение частоты; T – интервал времени между моментами измерения частоты; r – номер интервала усреднения при изменении частоты.

При этом относительную нестабильность определим через фазу сигнала опорного генератора [3] Если принимаемый РТС сигнал представлен в виде

$$S(t) = E(t)\cos[2\pi t_0 + \varphi(t)],$$

где E(t) – огибающая, то значение относительной нестабильности определяется следующим образом:

$$\varepsilon_\varphi = \frac{\varphi(t+T) - \varphi(t)}{2\pi f_0 T}. \qquad (2)$$

Величины ε_φ и ε_f связаны зависимостью

$$\varepsilon_\varphi = \int\limits_t^{t+T} \varepsilon_f dt.$$

На практике применяют и спектральное определение нестабильностей, рассматривая плотность мощностей фазы или частоты сигнала генератора.

Спектральная плотность мощностей при этом определяется выражением

$$F_{\varepsilon} = 4\int_{0}^{\infty} R_{\varepsilon}(r)\cos(2\pi fr)dr, \qquad (3)$$

где $R_{\varepsilon}(r)$ – функция автокорреляции.

Плотность распределения мощности процесса нестабильности чрезвычайно сложно оценить непосредственными измерениями, так как ее составляющие малы по сравнению с мощностью составляющей основной частоты [4]. Более доступными являются измерения временных характеристик нестабильности частоты. Для параметрической идентификации НКИ КА проведем обоснование выбора модели процессов нестабильности частоты. При этом следует учесть, что создание математической модели процессов нестабильности осуществляется обычно с целью решения задачи повышения стабильности опорных генераторов посредством прогнозирования отклонений частоты от номинала и формирования управляющих воздействий, компенсирующих эти отклонения. Можно выделить два направления создания математической модели. Первое направление основано на теоретическом рассмотрении элементов схемы опорного генератора, обеспечивающих получение гармонического колебания опорного генератора. Такая модель должна учитывать вклад отдельных элементов схемы в нестабильности, описывать шумовые параметры и параметры старения, изменения их под действием внешних условий. Такая модель весьма громоздка, так как число факторов и элементов, приводящих к нестабильности, обычно велико.

Второе направление основано на исследовании процесса нестабильности частоты экспериментальным путем. В этом случае рассматривают генератор как "черный ящик", без детального анализа его внутренней структуры. Исследуемые далее математические модели нестабильности основаны на этом подходе.

Зависимость среднеквадратичного отклонения нестабильности частоты σ_{ε} от времени усреднения содержит две зоны: "кратковременной" и "долговременной" нестабильности. Основная причина долговременной" нестабильности - старение элементов кварцевых генераторов. Уровень шумов, вызванных этим старением, на порядок и более превосходит уровень шумов, вызванных "кратковременной" нестабильностью, которая обусловлена флуктуациоными помехами внутренего (внутри петли генератора) и внешнего происхождения. К помехам относятся также наводки напряжения питания и его гармоник. При этом флуктуационные помехи можно считать распределенными по нормальному закону.

Входной сигнал опорного генератора можно записать в виде:

$$S(t) = [E + a(t)]\sin[2\pi f_0 + \varphi(t)], \qquad (4)$$

где a(t) – случайный процесс, описывающий флуктуации амплитуды.

В реальных генераторах флуктуациями амплитуды можно пренебречь, т.к. основной вклад в нестабильность вносят фазовые и частотные составляющие. Тогда выражение (4) можно упростить:

$$S(t) = E\sin[2\pi f_0 t + \varphi(t)].$$

Предположим, что нестабильность опорного генератора ("долговременная" и "кратковременная") характеризуется функцией $\varphi(t)$ Обозначим "долговременную" нестабильность $\varphi_{Д(t)}$, "кратковременную" – $\varphi_K(t)$. Тогда

$$\varphi(t) = \varphi_Д(t) + \varphi_K(t).$$

Наиболее важно прогнозирование "долговременных" составляющих нестабильностей, т.к. они вносят основной вклад в нестабильность частоты опорного генератора. Поэтому для процесса идентификации "долговременная" составляющая $\varphi_{Д(t)}$ условно считается "полезной", а "кратковременная" $\varphi_K(t)$ – "мешающей".

Известны два типа математических моделей нестабильности опорных генераторов: нединамические и динамические. Нединамическая модель процесса нестабильности представляется в виде

$$\varphi(t) = \sum_{i=0}^{N} c_j t^i + \varphi_к(t), \qquad (5)$$

где C_j, i = 0, l, ... , N – постоянные коэффициенты модели. Обычно 2 > N, а коэффициенты имеют определенный физический смысл; C_0 – ошибка начального значения фазы; C_1 – расхождение частоты; C_2 – скорость расхождения частоты.

В случае, когда в процесс нестабильности входит начальный участок φ (t), соответствующий выходу генератора в номинальный режим работы, целесообразно применить следующую модель [4].

$$\varphi(t) = \beta_1\{1 - \exp(\beta_2 t\} + c_1 t + c_2 t^2 + \varphi_к(t), \qquad (6)$$

где "кратковременную" нестабильность $\varphi_к(t)$ аппроксимируют процессом типа "белый шум" [4].

Нединамические модели (5) и (6) удобны при работе с кварцевыми генератора, имеющими большую стабильность при относительно небольших интервалах прогнозирования (~ 1 часа). При этом следует учесть, что появление у процесса нестабильности составляющих типа гармонических, возникающих при действии, например, периодических возмущающих воздействий, не позволяет решить задачу прогнозирования с помощью параболической аппроксимации.

Большими возможностями обладает динамическая модель, построенная на основе метода уравнений состояния. Динамическая модель предполагает, что процесс нестабильности формируют на выходе четырехполюсника, возбужденного белым гауссовым шумом. Параметры возбуждающего шума и формирующего четырехполюсника выбирают такими, чтобы моментные или другие характеристики процесса на выходе четырехполюсника совпали с требуемой точностью с характеристиками экспериментально полученных процессов нестабильностей. Сравнение характеристик процессов можно выполнить следующим образом. На основе экспериментально полученного процесса нестабильности генератора вычисляют его корреляционную функцию R(τ). По корреляционной функции получают спектральную плотность средней мощности процесса нестабильности, совпадающий с точностью до постоянных коэффициентов с квадратом модуля коэффициента передачи формирующего четырехполюсника. Динамическая модель представляет собой в данном случае описание происхождения белого гауссова шума через формирующий четырехполюсник посредством системы дифференциальных уравнений первого порядка. Системой таких уравнений можно описать всякий процесс с рациональным спектром, приближающимся к нулю на высоких частотах.

Обозначим коэффициент передачи формирующего четырехполюсника через $K_f(p)$, белый гауссовский шум, возбуждающий этот четырехполюсник $\xi(t)$, а процесс на выходе четырехполюсника – x(t). Коэффициент передачи формирующего четырехполюсника зададим дробно-рациональной функцией

$$K_f(p) = \frac{\lambda_1 p^q + \lambda_2 p^{q-1} + \ldots + \lambda_q}{p^m + \psi_1 p^{m-1} + \ldots + \psi_m}, \tag{7}$$

где $\lambda_1 \ldots \lambda_q, \psi_1 \ldots \psi_m$ – постоянные; m и q – целые положительные.

При этом процесс с рациональным спектром можно представить матричным дифференциальным уравнением [3, 4]

$$\bar{x}(t) = F_x(t) + G(t)\xi(t), \tag{8}$$

где $x(t) = [x_1(t), \ldots, x_m(t)]$ – вектор состояния, $x(0) = x_0$; $t \in [0; T]$ – интервал наблюдения;

$$F = \begin{bmatrix} -\psi_1 & \psi_1 & 0 & \ldots & 0 \\ -\psi_2 & 0 & \psi_2 & \ldots & 0 \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & 0 \\ -\psi_m & 0 & 0 & \ldots & \psi_m \end{bmatrix}; \; G = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \ldots \\ \lambda_m \end{bmatrix}$$ – матрица интенсивностей формирующих шумов.

Нестабильность частоты опишем как

$$Y(t) = H(t)x(t), \tag{9}$$

где H(t) – выходная матрица.

Порядок системы (8), значения параметров $\psi_1, \psi_2, \ldots, \psi_m$, $\lambda_1, \lambda_2, \ldots, \lambda_m$; вид матрицы F(t) определяются видом нестабильности. Если, например, нестабильность представляет собой коррелированный стационарный процесс, то в этом случае $F(t) = [0, \psi_1]$ и уравнение (9) вырождается в скалярное уравнение первого порядка: H(t) x(t) = Y1(t). Если процесс нестабильности представляет собой квазигармоническое колебание, адекватной этому колебанию моделью является модель второго порядка с матрицей

$$F(t) = \begin{bmatrix} 0 & \psi_1 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_2 \end{bmatrix}.$$

При этом определить порядок математической модели можно следующими путями. Способ решения задачи состоит в вычислении коэффициентов $\psi_1 \ldots \psi_m$; $\lambda_1 \ldots \lambda_m$, формирующего четырехполюсника на основе известной спектральной плотности процесса нестабильности. Требования к точности аппроксимации определяют порядок модели.

Для упрощения расчетов нестабильность представим тремя компонентами. Первая медленно меняющаяся компонента g(t), которая определяет не стационарность процесса и которую можно трактовать, как детерминированную компоненту. Эта компонента определяется полиномом

$$g(t) = C_0 + C_1 t + C_2 t^2 + \ldots$$

Второй компонентой m(k) можно считать медленно меняющиеся функции φ(k) относительно компоненты g(k). Эту компоненту можно считать случайным, локальным стационарным процессом с большим временем корреляции. В этом случае, при g(t)=go=const, m(t) также является объектом прогнозирования. Третья компонента n(k) - быстрые флуктуации частоты, стационарные по всей выборке, но с малым временем корреляции. Таким образом, процесс нестабильности, характеризуемой уходами фазы, имеет вид

$$\varphi(t) = g(t) + m(t) + n(t). \tag{10}$$

Источники возбуждения модели $\xi_1, \xi_2, \ldots, \xi_m$, $\psi_1, \psi_2, \ldots, \psi_m$ представляют собой белые шумы с единичной спектральной плотностью. Эти шумы не наблюдаемы. Работа отдельных блоков определяется соответствующими функциями передачи в непрерывном преобразовании Лапласа с оператором $p = \lambda + i\omega$. При дискретных отсчетах частоты непрерывную модель удобно заменить дискретной, возбуждаемой также белым шумом, но в дискретном виде. Тогда работа блоков определяется функцией передачи в дискретном преобразовании Лапласа или в z-преобразовании.

Для использования этой модели необходимо определить значения c_i, λ_i, ψ_i и мощностей шумов. В настоящее время эта процедура при неизвестных возбуждениях практически неразрешима [5]. Параметры C_o, C_1, C_2 и λ_i входят в числители соответствующих функций передачи. При этом если записать векторное уравнение

$$X(t) = Fx(t) + Gq(t); \tag{11}$$
$$Y(t) = Hx(t),$$

то приходится идентифицировать сразу три матрицы: матрицу коэффициентов F, входящих в знаменатель соответствующей функции передачи, матрицу - столбец возбуждения G – коэффициенты числителя, и матрицу-строку H, в общем случае не равную [1 0..0].

Существующие методы идентификации линейной модели хорошо разработаны для случаев, когда нет числителя в соотношении (7) или когда G_T = [1 0...0] и H = [1 0...0], т.е. когда система имеет один вход и один выход, при работе с моделью нестабильности возможны следующие пути. Если удается разделить составляющие g(k) и m(k), то по этим разделенным данным можно оценивать параметры соответствующих каналов модели, причем функции передачи этих каналов следует модифицировать таким образом, чтобы они не содержали числитель. Рассмотрим в этом случае коэффициент передачи формирующего четырехполюсника [7]

$$H(z) = \frac{1}{1+\psi_1 z^{-1} + \psi_2 z^{-2} + \ldots}.$$

Обрывая ряд знаменателя, получим приближенную форму. Однако это приводит к увеличению числа отсчетов, которое нужно производить при идентификации. Такая методика неудобна для практического применения. Можно представить H(z) [6] в виде

$$H(z) = \frac{\varphi_{\text{вых}}(z)}{\varphi_{\text{вх}}(z)} = \frac{B(z)}{A(z)} = C_1 z^{-1} + C_2 z^{-2} + C_3 z^{-3} + \ldots$$

Или в виде функции от времени [7]

$$\varphi_{\text{вых}}(kt) = c_1 \varphi_{\text{вх}}(kt - T) + c_2 \varphi_{\text{вх}}(kT - 2T) + \ldots\ldots, \quad (12)$$

где $\varphi_{\text{вых}}$, $\varphi_{\text{вх}}$ – сигналы на выходе и входе фильтра H(z).

Поскольку на практике выборка ограничена, то, ограничивая число весовых коэффициентов, можно получить приближенное решение и использовать его для вычисления соответствующих компонент в соотношении (10).

Помимо подходов, связанных с определением передаточной функции H(z) или определением матриц векторного уравнения, задача обоснования моделей решается методом последовательного усложнения модели. Выбирается простейшая модель и анализируется качество аппроксимации реального процесса. Если аппроксимация неудачна, то для описания процесса используется более сложная модель и т.д. Для оценивания параметров модели или вектора состояния могут быть применены метод наименьших квадратов (МНК) или динамической фильтрации, МНК широко известен, применение его на конечных выборах при детерминированном сигнале и априори неизвестных характеристиках помех, как правило, оправдывается. Использование этого метода, однако, имеет свои особенности. Они заключаются в следующем. Допустим, что для выделения m(t) (10) использованы результаты измерений на интервале времени. Если m(t) является нестационарной функцией, то желательно строить рекуррентную процедуру обработки при поступлении новых данных. Такая процедура приводит к форме фильтра, подобного фильтру Калмана, однако в случае нестационарности m(t) она требует большого времени обработки и большого объема измерений. Другое направление заключается в разбиении имеющейся выборки на небольшие участки, примерно 4 – 5 точек, и сдвиги этих точек от нулевого отсчета к n-му отсчету (скользящее наблюдение). Получающиеся при этом частные оценки в дальнейшем составляют ряд, по которому рассчитываются прогнозируемые оценки параметров процесса m(t). При большом значении "скользящего окна" значения m(t) (10) выступают в роли помех. Напротив, при малой длине "окна" они могут сильно влиять на значения оценок параметров m(t). При этом существует определенная мера выбора "скользящего окна" в зависимости от характеристики составляющей m(t). Оценивание по МНК при гауссовом априорном распределении оцениваемых параметров эквивалентно оцениванию по методу максимума правдоподобия [3].

Метод с использованием динамической модели основан на представлении процесса как результата возбуждения белым шумом формирующего фильтра. Исследования этого метода показывают, что хорошие результаты получаются для выборок измерений процесса объемом от сотен до тысяч [5]. Такой объем информации означает оценивание вектора состояния для стабильных кварцевых генераторов в течение достаточно длительных (до единиц часов) интервалов времени. Техника применения этого метода разработана до простых рекуррентных соотношений. Однако практическое применение этого метода для оценивания сигнала нестабильности сопряжено с определенными трудностями, вызванными чувствительностью алгоритма к выбору начальных условий. Кроме того, если дисперсия случайной составляющей n(t) неизвестна, то этот факт изменяет и существенно усложняет алгоритм получения оценки. На практике в этом случае в качестве значения дисперсии принимают наиболее возможное и далее считают его постоянным. Принятие значения дисперсии меньшего, чем в реализации, приводит к неустойчивости алгоритма и делает его неработоспособным.

В том случае, когда реализация нестабильности охватывает большой интервал времени, предложение о постоянстве отдельных параметров модели оказывается несостоятельным. Эти параметры следует считать переменными, и их можно представить как случайный процесс, порожденный марковской моделью.

Алгоритмы идентификации на основе динамических моделей разработаны в виде рекуррентных соотношений, как для критерия максимума правдоподобия, так и для критерия максимума апостериорной вероятности распределения оцениваемого параметра. Однако, если неизвестные параметры распределены равномерно или имеется значительная неопределенность в априорном распределении, то алгоритмы идентификации для названных выше критериев эквивалентны. Так, имея в виду соотношения (11) для составляющих $m(t)$ и $n(t)$, будут справедливы следующие выражения

$$\dot{X}(t) = Fx(t) + Gq(t)\,; \; m(t) = H(t)x(t)\,.$$

Уравнение наблюдения можно представить как

$$z(t) = H_1 m(t) + n(t), \qquad (13)$$

где $n(t)$ – составляющая нестабильности, имеющая малое время корреляции; $H_1(t)$ – матрица наблюдений для рассматриваемого случая $H_1 = [1\ 0\ 0...0]$.

Оптимальная оценка вектора $x(t)$ имеет вид

$$\hat{x}(k+1) = \Phi\hat{x}(k) + K(k+1)[z(k+1) - H_1\Phi\hat{x}(k)], \qquad (14)$$

где Φ – переходная матрица; $K(k + 1)$ - матрица коэффициентов усиления; k – номер измерения, поступающего в обработку.

Матричный коэффициент усиления определяется из уравнения Риккати как функция характеристик шумов $q(k)$, $n(k)$, матриц F, H и G уравнения (12).

Выводы

Проведенный выше анализ особенностей сигналов неконтролируемых излучений и обоснование математических моделей идентифицируемых процессов БА КА показывает на принципиально возможное создание наземного аппаратно-программного комплекса идентификации КА, что позволит повысить не только уровень контроля космического пространства, а также обеспечит дополнительные сведения о работе БА КА.

Список литературы

1. *Радиосистемы межпланетных космических аппаратов / Под ред. А.С. Винницкого. – М.: Радио и связь, 1993. – 328 с.*
2. *Бахшиян Б.Ц., Назиров Р.Р., Эльясберг П.Е. Определение и коррекция движения. – М.: Наука, 1980. – 360 с.*
3. *Бендат Дж., Пирсол А. Применения корреляционного и спектрального анализа. – М.: Мир, 1983. – 312 с.*
4. *Воронов А.А. Устойчивость, управляемость, наблюдаемость. – М.: Наука, 1979. – 336 с.*
5. *Гихман И.И., Скороход А.В., Ядренко М.И. Теория вероятности и математическая статистика. –- К.: Высшая школа, 1979. – 408 с.*
6. *Поляк Б.Т., Цыпки Я.З. Робастные алгоритмы адаптации // Автоматика и телемеханика. – 1980. – № 10. – С. 91-97.*
7. *Мостеллер Ф., Тьюки Дж. Анализ данных и регрессия. – М.: Финансы и статистика, 1982. – Вып. 1.2. –239 с.*
8. *Кендэл М. Ранговые корреляции. – М.: Статистика, 1975. – 252 с.*

Поступила в редколлегию 21.03.2007

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Ю.В. Стасев, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.