

УДК 621.396:681.34

А.В. Тоцкий

Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского
«Харьковский авиационный институт», Харьков

ЧАСТОТНО-ВРЕМЕННОЙ АНАЛИЗ НЕСТАЦИОНАРНЫХ МНОГОЧАСТОТНЫХ СИГНАЛОВ

Рассмотрены методы формирования частотно-временных распределений нестационарных многокомпонентных сигналов, основанные на непараметрических и параметрическом методах спектрального и биспектрального оценивания. Проанализированы преимущества и недостатки четырех подходов к формированию частотно-временных распределений. Представлены результаты расчетов частотно-временных распределений тестовых сигналов и экспериментальных записей радиолокационных сигналов обратного рассеяния, позволяющие оценить и сравнить частотное разрешение и помехоустойчивость исследуемых подходов.

Ключевые слова: нестационарный сигнал, частотно-временное распределение, авторегрессия.

Введение

В последние годы широкое внедрение в практику получили радиолокационные системы индикации наземных подвижных целей – так называемые системы МТИ (moving target indication) [1–3]. Данные системы обеспечивают наблюдение за подвижными объектами во всепогодных условиях в дневное и ночное время.

Решение задачи автоматического распознавания и классификации образов в первую очередь зависит от способности системы обработки сигналов выделять на фоне помех индивидуальные устойчивые информативные признаки радиолокационного объекта. Доплеровский частотный спектр обратного рассеяния подвижного объекта служит основной характеристикой, используемой для решения задач обнаружения, классификации и распознавания подвижного радиолокационного объекта.

В системах МТИ эхо-сигнал представляет собой нестационарный многочастотный процесс, в котором значения и амплитуды спектральных компонент непрерывно меняются во времени в процессе движения радиолокационного объекта. Для обнаружения и распознавания объекта по нестационарному сигналу обратного рассеяния используют анализ радиолокационного «портрета», который формируют в виде частотно-временного распределения мгновенных доплеровских спектральных частот.

Известны несколько методов формирования частотно-временных распределений, которые отличаются друг от друга помехоустойчивостью и частотным разрешением.

Распределение Wigner-Ville distribution (WVD) [4, 5] позволяет формировать оптимальные спектральные оценки на частотно-временной плоскости. Однако главный недостаток WVD проявляется в появлении перекрестных паразитных членов при

обработке сигналов с нелинейной частотной модуляцией или многокомпонентных сигналов – процессов, которые содержат сумму нескольких ЛЧМ сигналов. Данные паразитные перекрестные члены приводят к возникновению нежелательных пиков на частотно-временной плоскости, маскирующих истинный характер зависимости мгновенной частоты от времени.

В работе [6] нами предложен подход к формированию частотно-временного распределения, основанный на непараметрическом биспектральном оценивании нестационарных многокомпонентных радиолокационных сигналов. Данный подход позволяет выделять из многокомпонентного нестационарного сигнала только те пары мгновенных доплеровских спектральных компонент, которые связаны фазовыми соотношениями, и биспектральное оценивание отличается хорошей помехоустойчивостью в отношении шума с симметричной плотностью распределения вероятности.

В комбинированном частотно-временном распределении, получившем название Wigner-bispectrum distribution (WBD) [7], сочетаются преимущества и недостатки метода WVD и непараметрического биспектрального оценивания.

Параметрический метод биспектрального оценивания [8, 9] применительно к формированию частотно-временного распределения обеспечивает хорошее частотное разрешение и высокую помехоустойчивость.

Каждый из отмеченных подходов к формированию частотно-временных распределений имеет свои преимущества и недостатки.

Цель настоящей статьи заключается в сравнительном анализе помехоустойчивости и частотного разрешения четырех методов формирования частотно-временного распределения.

1. Анализ методов формирования частотно-временных распределений

Вначале рассмотрим биспектрально-параметрический подход (PBBD) [8, 9] к формированию частотно-временного распределения. Анализируемый нестационарный процесс разбивают на $n = 1, 2, \dots, N$ кратковременных сегментов, а затем для получения совокупности квазистационарных сигналов с помощью шириной I отсчетов, последовательно занимающего в пределах n -го сегмента $m = 1, 2, \dots, M$ положений с 50-процентным перекрытием, выделяют M кратковременных процессов $x_n^{(m)}(i), i = 1, 2, \dots, I$.

Авторегрессионную (АР) модель процесса $x_n^{(m)}(i)$ определим с помощью известного [10] разностного уравнения вида

$$x_n^{(m)}(i) = - \sum_{k=1}^p a_{k,n} x_n^{(m)}(i-k) + n(i), \quad (1)$$

где $n(i)$ – случайный процесс (например, белый шум) с равномерной плотностью распределения вероятности, возбуждающий процесс АР(p) порядка p ; i – индекс временного отсчета.

Метод параметрического биспектрального оценивания [8] на основе авторегрессионной модели (1) сводится к решению матричного уравнения

$$\hat{R}_n \mathbf{a}_n = \hat{\mathbf{b}}_n \quad (2)$$

относительно вектора $\mathbf{a}_n = [a_{n1}, a_{n2}, a_{n3}, \dots, a_{np}]^T$; $\hat{\mathbf{b}}_n = [\hat{R}_n(1, -p), \hat{R}_n(2, -p), \dots, \hat{R}_n(p, -p), \hat{R}_n(1, -p+1), \hat{R}_n(2, -p+1), \dots, \hat{R}_n(p, -p+1), \dots, \hat{R}_n(p, 0)]^T$;

$$\hat{R}_n(l, k) = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M r_n^{(m)}(l, k);$$

$l = -p, -p+1, \dots, 0, \dots, p-1, p; k = -p, -p+1, \dots, 1, 0;$

$$r_n^{(m)}(l, k) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I x_n^{(m)}(i) x_n^{(m)}(i+l) x_n^{(m)}(i+k) \times w(i) w(i+l) w(i+k);$$

$w(i)$ –сглаживающее окно.

Параметрическую оценку биспектра $\hat{B}_n(q, s)$ запишем в виде

$$\hat{B}_n(q, s) = \hat{H}_n(q) \hat{H}_n(s) \hat{H}_n^*(q+s), \quad (3)$$

где $\hat{H}_n(q) = \frac{1}{[1 + \sum_{i=1}^p a_{ni} \exp(-jq_i)]}$; $q \leq \pi$ – нормированная угловая частота.

Для иллюстрации влияния порядка авторегрессии на частотное разрешение рассмотрим поведение функции $|\hat{H}_n(q)|$ на примере следующего простого трехкомпонентного сигнала

$$s_1(i) = \sum_{k=1}^3 \sin(2\pi i f_k), \quad (4)$$

где нормированные частоты: $f_1 = 0,15; f_2 = 0,2125; f_3 = 0,3625, f_3 = f_1 + f_2$; угловая частота $q = 2\pi f$.

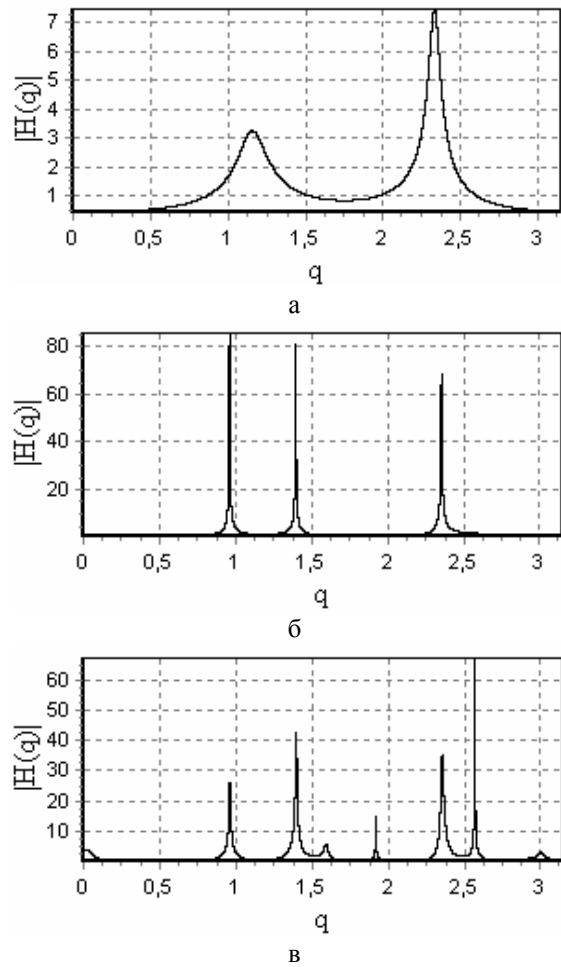


Рис. 1. Функция $|\hat{H}_n(q)|$, заданная в (3):
 $a - p = 5; б - p = 11; в - p = 30$

Анализ приведенных на рис. 1 результатов показывает, что только три острых пика, соответствующие заданным частотам $q_1 = 0,94, q_2 = 1,34$ и $q_3 = 2,28$, наблюдаются при точном выборе порядка авторегрессии $p = 11$ (см. рис. 1, б). В то же самое время, две близкие частоты $q_1 = 0,94$ и $q_2 = 1,34$ сливаются вместе в один пик при заниженной оценке порядка авторегрессии, равном $p = 5$ (см. рис. 1, а). Наилучшее с точки зрения остроты пиков частотное разрешение наблюдается на рис. 1, в при $p = 30$, однако при этом возникают артефакты в виде пиков на перекрестных комбинированных частотах.

Для формирования частотно-временного распределения на основе параметрического биспектрального оценивания (TFPBBD) следует спроецировать отсчеты функции (3) из главной треугольной области оценки модуля биспектра на плоскость частота-время, используя следующее выражение

$$TF_{PBBD}(t_n, q) = \sum_{q_1=0}^{\pi} |\hat{B}_n(q_1, q)| + \sum_{q_2=0}^{\frac{\pi}{2}} |\hat{B}_n(q, q_2)|, \quad (5)$$

где t_n – индекс временного отсчета, принадлежащий n -му сегменту.

Параметрический биспектральный метод PBBD позволяет выделить из нестационарного многокомпонентного сигнала только те пары мгновенных частот, которые имеют фазовые связи (например, частоты q_1 и q_2 в рассмотренном выше примере тестового сигнала (4)). Мгновенные частоты, которые принадлежат помехе и не имеют фазовых связей, не дают отклик в частотно-временном распределении.

Рассмотрим теперь подход к формированию частотно-временного распределения на основе дискретного преобразования WVD [4, 5]. Дискретное преобразование WVD представим с помощью следующей формулы

$$WVD(t_n, f) = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sum_{l=-L}^L x_n^{(m)}(t_n + l) x_n^{*(m)}(t_n - l) \times w(t_n + l) w(t_n - l) e^{-j4\pi l f}, \quad (6)$$

где $x_{anal}(t_n)$ – аналитический сигнал, равный

$$x_{anal}(t_n) = x(t_n) + jH[x(t_n)], \quad (7)$$

а $H[x(t_n)]$ – преобразование Гильберта наблюдаемого вещественного сигнала; $w(t_n)$ – сглаживающее окно.

В соответствии с методом (6) оценку частотно-временного распределения формируют по модульному значению вещественной функции $WVD(t_n, f)$.

Отметим, что в отличие от параметрического биспектрального подхода PBBD (1 – 3), модульная оценка функции $WVD(t_n, f)$ (6) сопровождается присутствием на частотно-временной плоскости всех (а не только связанных по фазе) спектральных компонент, присутствующих в анализируемом многокомпонентном нестационарном сигнале. Главный недостаток преобразования Wigner-Ville заключается в появлении перекрестных членов при анализе многокомпонентных сигналов, которые искажают истинное частотно-временное распределение.

Третий подход к формированию частотно-временного распределения основан на использовании преобразования Wigner третьего порядка – WBD [7].

Дискретное преобразование WBD запишем как

$$WBD(t_n, f_1, f_2) \Big|_{f_1=f_2=f} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sum_{\tau_1=0}^{I-1} \sum_{\tau_2=0}^{I-1} r_n^{(m)}(t_n, \tau_1, \tau_2) e^{-j2\pi(f_1\tau_1 + f_2\tau_2)}, \quad (8)$$

где

$$r_n^{(m)}(t_n, \tau_1, \tau_2) = x_n^{*(m)}(t_n - \tau_1 - \tau_2) \times x_n^{(m)}(t_n + \tau_1 - \tau_2) \times x_n^{(m)}(t_n - \tau_1 + \tau_2) \times w(t_n - \tau_1 - \tau_2) w(t_n + \tau_1 - \tau_2) w(t_n - \tau_1 + \tau_2)$$

и $\alpha = 1/3$; $\beta = 2/3$.

Следует обратить внимание, что преобразование WBD (8) синтезировано на основе двух разных подходов: преобразования Wigner-Ville и непараметрического оценивания биспектральной плотности. Поэтому все преимущества, а также все недостатки каждого из подходов проявляются на частотно-временной плоскости, в чем мы убедимся ниже при компьютерном моделировании.

Наконец, четвертый подход к частотно-временному анализу, обозначенный для краткости как NPBB, основан на непараметрическом биспектральном оценивании [6]. В соответствии с данным подходом, принцип проецирования связанных по фазе мгновенных частот на частотно-временную плоскость описывается следующим выражением

$$TF_{NPBB}(t_n, f) = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \left\{ \sum_{f_1=0}^{\pi} \left| \hat{B}_n^{(m)}(f_1, f) \right| + \sum_{f_2=0}^{\pi} \left| \hat{B}_n^{(m)}(f, f_2) \right| \right\}, \quad (9)$$

$$\hat{B}_n^{(m)}(f_1, f_2) = S_n^{(m)}(f_1) S_n^{(m)}(f_2) X_n^{*(m)}(f_1 + f_2) = \left| \hat{B}_n^{(m)}(f_1, f_2) \right| e^{j\beta n(f_1, f_2)}$$

и

$S_n^{(m)}(f)$ – дискретное прямое преобразование Фурье произвольной m -й реализации анализируемого сигнала, наблюдаемой в n -м сегменте.

Ниже рассмотрим результаты компьютерного моделирования, позволяющие оценить частотное разрешение и помехоустойчивость исследуемых четырех подходов.

2. Результаты компьютерного моделирования

Пример 1. Один из типичных недостатков, характерных для распределения WVD (6) применительно к анализу многокомпонентных сигналов, связан с появлением паразитных перекрестных членов, маскирующих истинное распределение на частотно-временной плоскости. Продемонстрируем данный недостаток на примере частотно-временного анализа тестового сигнала (4), в котором заданы следующие значения частот: $f_1 = 1222$ Hz; $f_2 = 1777$ Hz; $f_3 = 2999$ Hz; $f_3 = f_1 + f_2$, т.е. пара частот f_1 и f_2 связана по нулевой начальной фазе.

Частотно-временные распределения, рассчитанные для одного произвольного сегмента с использованием выше перечисленных подходов PBBD, WVD и WBD представлены на рис. 2. Паразитные перекрестные члены (артефакты, обозначенные на графиках символом AP) четко просматриваются на частотно-временных распределениях на рис. 2, а, б в виде пиков-артефактов даже для относительно несложного трехкомпонентного сигнала вида (4). Эти пики-артефакты маскируют истинное частотно-временное распределение анализируемого сигнала.

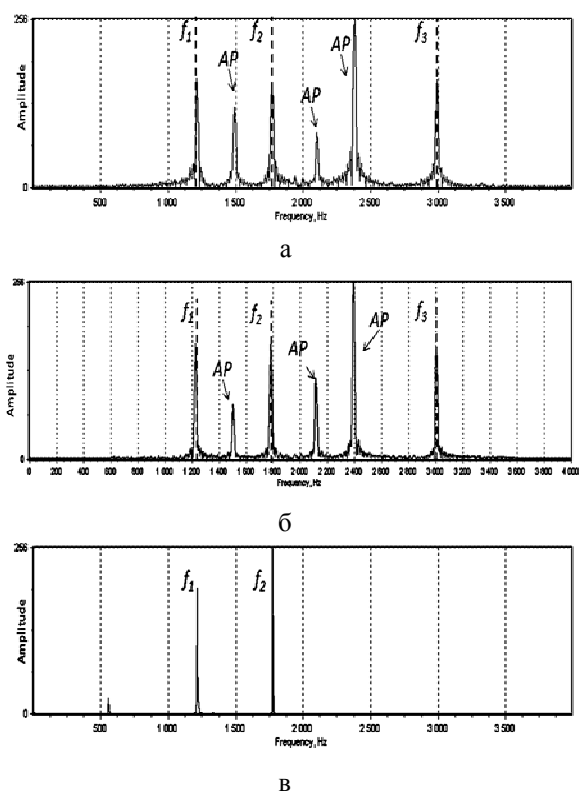


Рис. 2. Частотно-временные распределения, рассчитанные в соответствии с подходами: а – WVD; б – WBD; в – PBVD

Частотно-временной портрет, полученный с использованием подхода PBVD (рис. 2, в) содержит только два ярко выраженных пика, максимумы которых точно соответствуют значениям заданных в модели тестового сигнала частотам $f_1 = 1222$ Hz и $f_2 = 1777$ Hz. Следовательно, распределение PBVD обеспечивает формирование «чистого», т.е. без артефактов частотно-временного портрета сигнала.

Пример 2. Для сравнения частотного разрешения в параметрическом PBVD и непараметрическом NPVBV методах рассмотрим тестовый сигнал вида

$$s_2(i) = \sum_{v=1}^3 \cos[2\pi i(f_{0v} + \beta_v i) + \varphi_v], \quad (10)$$

где $\beta_v = (f_{Tv} - f_{0v})/T_0$; $f_{03} = f_{01} + f_{02}$ и $f_{T3} = f_{T1} + f_{T2}$; $f_{01} = 0,0375$; $f_{02} = 0,06875$; $f_{T1} = 0,1$; $f_{T2} = 0,0875$; начальные фазы φ_1 , φ_2 и φ_3 полагаются случайными величинами с равномерным законом распределения в интервале значений $[0, 2\pi]$, однако $\varphi_3 = \varphi_1 + \varphi_2$, т.е. частоты f_{01} и f_{02} связаны по фазе; T_0 – полный интервал наблюдения; частота дискретизации выбрана равной $f_d = 8000$ Hz.

Результаты расчетов частотно-временных распределений для тестового сигнала (10) представлены на рис. 3. Из сравнения рис. 3, а и 3, б хорошо видно, что близкие частоты неразрешимы в третьем и четвертом сегментах или практически неразрешимы в первом и втором сегментах для непараметрического подхода (рис. 3, а). Эти же частоты отлично разрешаются во всех сегментах для параметрического подхода (рис. 3, б).

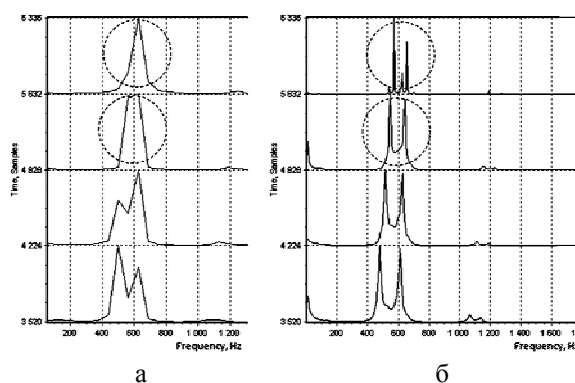


Рис. 3. Частотно-временные распределения: а – метод NPVBV; б – метод PBVD, $p = 19$

Пример 3. Введем следующую количественную меру оценки помехоустойчивости в виде величины нормированной дисперсии флуктуаций в частотно-временном распределении:

$$\sigma^2 = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{1}{I} \sum_{i=0}^{I-1} [TF_{n \text{ norm}}(i) - TF_{0 \text{ norm}}(i)]^2, \quad (11)$$

где $TF_{n \text{ norm}}$ – нормированное частотно-временное распределение в n -м сегменте, рассчитываемое в присутствии аддитивного гауссова шума на входе приемного устройства; $TF_{0 \text{ norm}}$ – «образцовое» частотно-временное распределение, т.е. распределение, рассчитанное в отсутствии шума; K – число повторений статистического эксперимента, необходимое для получения устойчивой оценки.

Для оценки помехоустойчивости воспользуемся тестовым сигналом $s_1(t)$ (4), наблюдаемым на фоне аддитивного гауссова шума. Результаты расчетов дисперсии флуктуаций помехи (11) в частотно-временном распределении в зависимости от входного отношения сигнал-шум (SNR) представлены на рис. 4 на одном графике для четырех исследуемых частотно-временных распределений.

Исходные данные, которые использовались при статистическом моделировании: размер окна Дирихле $I = 256$ отсчетов; порядок авторегрессии $p = 19$; количество положений окна $M = 1$; число сегментов $N = 5$; число повторений эксперимента $K = 5$.

Результаты статистического моделирования, представленные на рис. 4, демонстрируют следующее. Во-первых, наилучшую помехоустойчивость при малых отношениях сигнал-шум ($SNR < 0$) обеспечивают частотно-временные портреты, в основе которых лежит распределение Wigner – т.е. распределения WVD и WBD. Во-вторых, в целом средняя и наихудшая помехоустойчивость наблюдается для непараметрического NPVBV и параметрического PBVD подходов соответственно. Отметим также, что для больших отношений сигнал-шум ($SNR > 0$) показатели параметрического подхода становятся наилучшими среди исследуемых четырех подходов.

Следовательно, хотя частотно-временное распределение с использованием параметрического биспектрального оценивания и дает наилучшее раз-

решение, которое не зависит от размера окна анализа, а определяется порядком авторегрессионной модели, помехоустойчивость данного подхода при малых отношениях сигнал-шум уступает другим подходам. Однако при этом следует помнить о том, что в частотно-временных представлениях, в основе которых лежит распределение Wigner (WVD и WBD), при анализе многокомпонентных сигналов присутствуют паразитные пики на перекрестных частотах. Эти пики-артефакты могут исказить истинную картину эволюционного поведения мгновенных частот на частотно-временной плоскости значительно, чем шум.

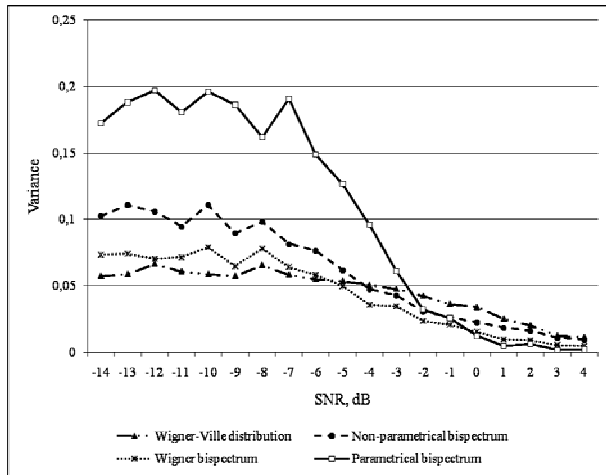


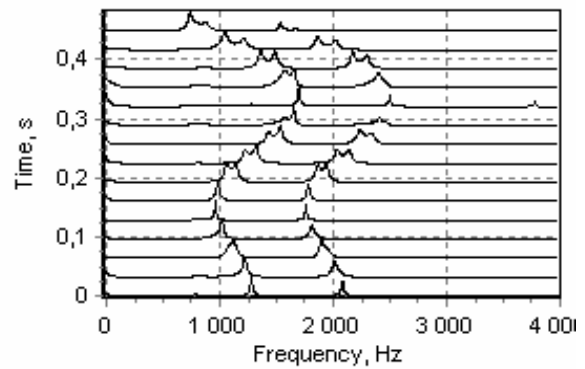
Рис. 4. Зависимость дисперсии флуктуаций помехи (Variance) от входного отношения сигнал-шум (SNR)

Пример 4. В данном примере мы обратим внимание на характер искажений в частотно-временных распределениях, возникающих при анализе многокомпонентного тестового сигнала вида

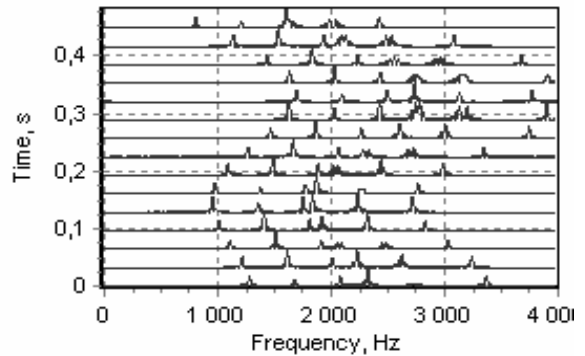
$$s_3(i) = \cos(2\pi(0,15 + 0,0125 \cos(2\pi i 0,0003)))i + \cos(2\pi(0,25 + 0,0125 \cos(2\pi i 0,0003i)))i + \cos(2\pi(0,4 + 0,025 \cos(2\pi i 0,0003i)))i. \quad (12)$$

На рис. 5 приведены результаты расчетов частотно-временных распределений тестового сигнала (12), содержащего совокупность ЛЧМ колебаний.

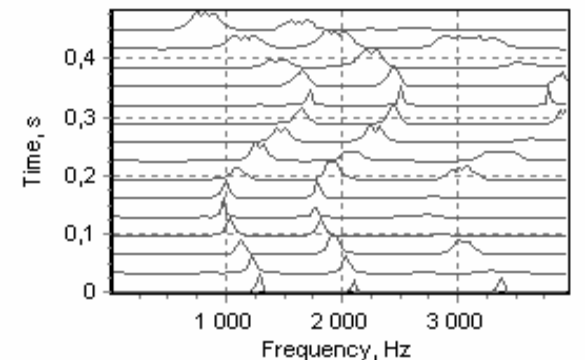
Параметрический метод формирования частотно-временного распределения (см. рис. 5, а – порядок модели авторегрессии равен $p = 19$) обеспечивает наиболее «чистый» портрет эволюционного поведения мгновенных частот на частотно-временной плоскости по сравнению с тремя другими подходами. В распределениях WVD и WBD (см. рис. 5, б, г) присутствуют многочисленные паразитные артефакты, искажающие истинное распределение мгновенных частот на частотно-временной плоскости. Частотно-временное распределение, рассчитанное с использованием непараметрического биспектрального оценивания (см. рис. 5, в), отличается плохим частотным разрешением.



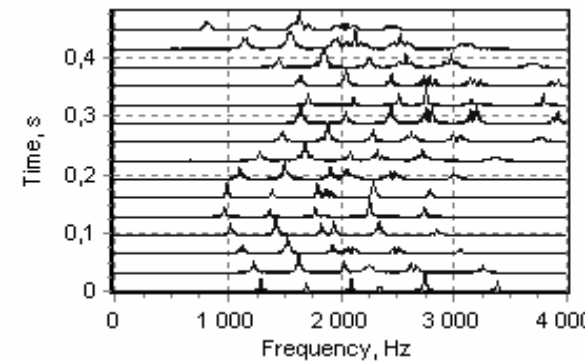
а



б



в



г

Рис. 5. Частотно-временные распределения: а – PBBD; б – WVD; в – NPBB; г – WBD

Следовательно, хотя помехоустойчивость с применением параметрического биспектрального оценивания несколько хуже по сравнению с распределениями WVD и WBD, параметрический подход к частотно-

временному анализу вносит минимальные искажения в поведение мгновенных частот многокомпонентного сигнала на частотно-временной плоскости.

Пример 5. Очевидно, что степень сглаживания шума в оценке частотно-временного распределения зависит от количества положений скользящего окна M и его длины I . Сглаживание шума должно улучшаться с увеличением данных параметров M и I . Однако, требование выполнения условия квазистационарности при решении задачи оценки поведения мгновенной частоты нестационарного процесса накладывает жесткие ограничения на выбор количества положений скользящего окна M и его длины I в зависимости от скорости изменения мгновенной частоты. Поэтому в практике формирования частотно-временных распределений следует разумно подходить к выбору параметров скользящего окна. В данном примере мы оценим влияние на помехоустойчивость частотно-временных распределений количества положений скользящего окна M и его длины I в фиксированном сегменте.

Рассмотрим тестовый многокомпонентный сигнал вида

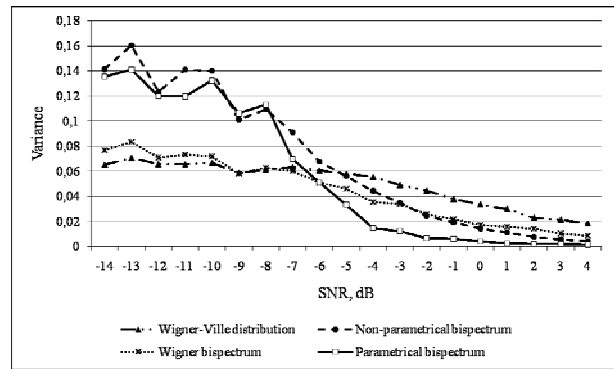
$$s_4(i) = \sum_{v=1}^3 \cos[2\pi i(f_{0v} + \beta_v i)], \quad (13)$$

где $\beta_v = (f_{T_v} - f_{0v})/T_0$; $f_{03} = f_{01} + f_{02}$ и $f_{T3} = f_{T1} + f_{T2}$; $f_{01} = 0,0375$; $f_{02} = 0,0625$; $f_{03} = 0,1$; $f_{T1} = 0,15$; $f_{T2} = 0,2125$; $f_{T3} = 0,3625$.

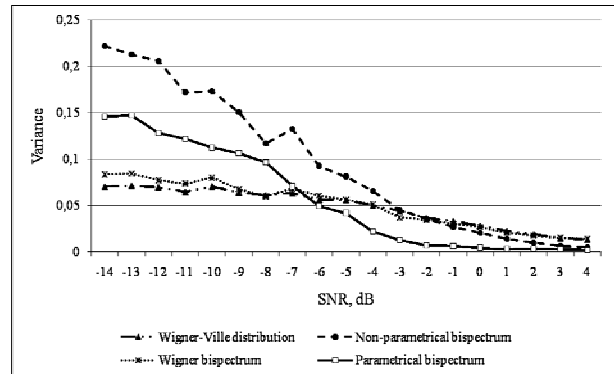
Оценим дисперсию флуктуаций помехи (11) в частотно-временном распределении сигнала (13), наблюдаемого на фоне аддитивного гауссова шума, при условии, что полный интервал наблюдения фиксирован и равен $N = 512$ отсчетов, а количество положений скользящего окна с 50% перекрытием может принимать в данном интервале наблюдения два значения, равных $M_1 = 3$ или $M_2 = 7$, что соответствует двум разным длительностям окна $I_1 = 256$ или $I_2 = 128$ отсчетов.

Результаты расчетов зависимостей дисперсии флуктуаций помехи (Variance) как функции входного отношения сигнал-шум (SNR) представлены на рис. 6. Из сравнения графиков на рис. 6, а, б видно, что кривая дисперсии флуктуаций помехи, рассчитанная для параметрического подхода PVBBD, становится более гладкой и убывает с большей крутизной при увеличении количества положений скользящего окна от $M_1 = 3$ до $M_2 = 7$. В то же самое время, анализ графиков на рис. 6 свидетельствует о том, что дисперсия флуктуаций помехи в частотно-временных распределениях WVD, WBD и NPVBBD слабо зависит от параметров M и I .

Следовательно, хотя и общеизвестно [10], что частотное разрешение при параметрическом подходе не зависит от длины окна, сглаживание флуктуаций шума в частотно-временном распределении, полученном с помощью параметрического биспектрального оценивания, зависит от величины M .



а



б

Рис. 6. Дисперсия флуктуаций помехи (Variance) как функция входного отношения сигнал-шум (SNR), рассчитанная для: а – $M_1 = 3$, $I_1 = 256$ отсчетов; б – $M_1 = 7$, $I_2 = 128$ отсчетов; $p = 30$

Остановимся на важном вопросе, который касается оценки величины систематической ошибки, возникающей в частотно-временных распределениях многокомпонентных сигналов из-за появления паразитных пиков на комбинационных частотах. Для этого рассмотрим следующий пример.

Пример 6. Для количественной оценки величины систематической ошибки введем меру оценки систематической ошибки в виде отклонения частотно-временного распределения от некоторой «образцовой» функции, в качестве которой выберем частотно-временное распределение PVBBD, полученное с помощью параметрического биспектрального оценивания. Результаты, полученные выше (см. рис. 5) дают нам право считать, что оценка частотно-временного распределения, полученная методом PVBBD, может служить образцовой, так как обеспечивает минимальную величину систематической ошибки по сравнению с тремя другими исследуемыми частотно-временными распределениями.

Величину систематической ошибки δ_r в исследуемых частотно-временных распределениях, используемую ниже в расчетах, определим как

$$\delta_r = \sum_{i=0}^{I-1} |TF_r(i) - TF_{PVBBD}(i)| / \sum_{i=0}^{I-1} |TF_{PVBBD}(i)|, \quad (14)$$

где $TF_r(i)$ – функция частотно-временного распределения, рассчитанная для r -го частотно-временного

представления (индекс γ в формуле (14) принимает значения, соответствующие трем исследуемым распределениям: $\gamma = \text{WVD}, \text{WBD}, \text{или NPBBDD}$); функция $\text{TF}_{\text{PBDD}}(i)$ – это «образцовое» частотно-временное распределение.

Результаты компьютерных расчетов систематической ошибки (14), полученные для разных моделей тестовых многокомпонентных сигналов, представлены в табл. 1.

Таблица 1
Систематические ошибки
в частотно-временных распределениях

Распределения	Пример 1, $s_1(i)$	Пример 2, $s_2(i)$	Пример 4, $s_3(i)$
WVD	2,835	2,687	1,479
NPBBDD	1,342	1,956	1,628
WBD	2,089	2,707	1,392

Анализ данных табл. 1 показывает, что биспектральный непараметрический подход NPBBDD в целом (за исключением примера тестового сигнала $s_3(i)$, заданного в (12)) обеспечивает минимальную по сравнению с распределениями WVD и WBD величину систематической ошибки, несмотря на плохое частотное разрешение. Эту особенность можно объяснить меньшим вкладом ошибки, вызванной плохим частотным разрешением, по сравнению с искажениями, обусловленными паразитными пиками на комбинационных частотах.

Пример 7. Рассмотрим частотно-временные распределения сигналов обратного рассеяния, полученных нами экспериментально с помощью доплеровского радиолокатора наблюдения за подвижными наземными объектами [6].

Многочастотный нестационарный радиолокационный сигнал обратного рассеяния движущегося человека представляет для нас особый интерес с точки зрения выявления характерных информативных признаков объекта распознавания с помощью частотно-временных портретов. Четыре частотно-временные распределения радиолокационного сигнала обратного рассеяния шагающего человека, полученные разными методами, изображены на рис. 7, а – г. Анализ данных результатов дает возможность сделать следующие выводы:

Частотно-временные распределения содержат вклады микро-доплеровских компонент, вызванные маховыми движениями рук и шаговыми движениями ног. Наилучшее спектральное разрешение и одновременно наиболее чистый радиолокационный портрет эволюционного поведения мгновенных частот многокомпонентного сигнала обратного рассеяния шагающего человека на фоне деревьев и кустарников (не искаженный паразитными пиками на комбинационных частотах) обеспечивает подход, основанный на параметрическом биспектральном оценивании (см. рис. 7, а).

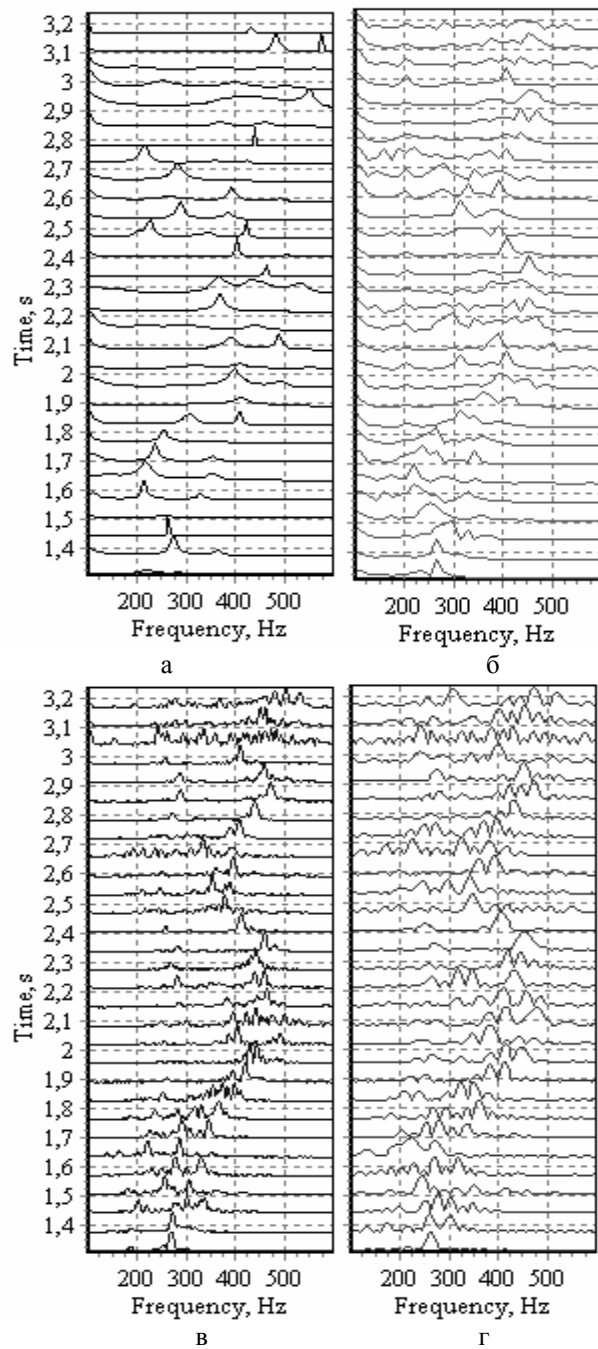


Рис. 7. Частотно-временные распределения сигналов обратного рассеяния человека, идущего по направлению к радиолокатору: а – PBBD; б – NPBBDD; в – WBD; г – WVD

На данном рисунке хорошо прослеживается циклический закон эволюционного поведения мгновенной частоты, соответствующий уменьшению-увеличению доплеровской частоты в процессе шагов человека. Достаточно высокое частотное разрешение позволяет увидеть микро-доплеровские вклады рук и ног в виде частотной модуляции частоты «несущей», соответствующей поступательному перемещению торса человека.

Частотно-временной радиолокационный портрет шагающего человека, сформированный с помощью непараметрического метода биспектрального оценивания (см. рис. 7, б) дает худшее частотное

разрешение, зависящее от размера скользящего окна, по сравнению с рис. 7, а.

Частотно-временные распределения, рассчитанные на основе использования распределения Wigner: WBD – на рис. 7, в и WVD – на 7, г, к сожалению, искажены пиками-артефактами, возникающими на комбинационных частотах многокомпонентного радиолокационного сигнала обратного рассеяния движущегося человека и маскирующими истинное распределение мгновенных доплеровских частот на частотно-временной плоскости.

Выводы

Исследованы частотное разрешение и помехоустойчивость четырех подходов к формированию частотно-временного распределения нестационарных многокомпонентных сигналов с использованием непараметрических и параметрических методов биспектрального и спектрального оценивания эволюционного поведения мгновенных частот.

Представлены частотно-временные распределения, рассчитанные как для тестовых сигналов разной сложности, так и для экспериментальных измерений сигналов обратного рассеяния движущегося пешехода.

Наилучшие показатели среди четырех рассмотренных подходов, в целом, обеспечивает параметрический метод биспектрального оценивания.

Данный подход целесообразно рекомендовать к использованию при обработке сигналов обратного рассеяния в радиолокационных системах наблюдения за наземными подвижными объектами.

Список литературы

1. Bilik I. GMM-based target classification for ground surveillance Doppler radar / I. Bilik, J. Tabrikian, A. Cohen // *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. – 2006. – Vol. 42. – P. 267-278.

2. Chen V.C. Doppler signatures of radar backscattering from objects with micro-motions / V.C. Chen // *IET Signal Processing*. – 2008. – Vol. 42, No. 3. – P. 291-300.

3. Van Dorp P. Feature-based human motion parameter estimation with radar / P. van Dorp, F.C.A. Groen // *IET Radar, Sonar and Navigation*. – 2008. – Vol. 2, No. 2. – P. 135-145.

4. Boashash B. Estimating and interpreting the instantaneous frequency of a signal – Part 1: Fundamentals / B. Boashash // *Proceedings of the IEEE*. – 1992. – Vol. 80. – P. 520-538.

5. Boashash B. Estimating and interpreting the instantaneous frequency of a signal – Part 2: Algorithms and Applications / B. Boashash // *Proceedings of the IEEE*. – 1992. – Vol. 80. – P. 540-568.

6. Astola J.T. Application of bispectrum estimation for time-frequency analysis of ground surveillance Doppler radar echo signals / J.T. Astola, K.O. Egiazarian, G.I. Khlopov, S.I. Khomenko, I.V. Kurbatov, V.Ye. Morozov, A.V. Totsky // *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*. – 2008. – Vol. 57, No. 9. – P. 1949-1957.

7. Fonollosa J. Analysis of transient signals using higher order time-frequency distributions / J. Fonollosa, C.L. Nikias // *Proceedings IEEE International Conf. Acoustics, Speech and Signal Processing, San Francisco*. – March 1992. – P. V197-V200.

8. Raghuvver M.R. Bispectrum estimation: a parametric approach / M.R. Raghuvver, C.L. Nikias // *IEEE Trans. Acoustics, Speech and Signal Processing*. – 1985. – Vol. ASSP-33, No. 4. – P. 1213-1230.

9. Тоцький А.В. Частотно-временной анализ многочастотных нестационарных сигналов с использованием метода параметрического биспектрального оценивания / А.В. Тоцький // *Системи обробки інформації*. – Х.: Харківський університет Повітряних Сил ім. Івана Кожедуба, 2008. – Вып. 6 (73). – С. 127-131.

10. Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения: пер. с англ. / С.Л. Марпл-мл. – М.: Мир, 1990. – 584 с.

Поступила в редколлегию 14.04.2009

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.

ЧАСТОТНО-ЧАСОВИЙ АНАЛІЗ НЕСТАЦІОНАРНИХ БАГАТО ЧАСТОТНИХ СИГНАЛІВ

О.В. Тоцький

Розглянуто підходи до формування частотно-часових розподілів нестационарних багатокомпонентних сигналів, які засновані на непараметричних та параметричних методах спектрального та биспектрального оцінювання. Проаналізовано переваги та недоліки чотирьох підходів до формування частотно-часових розподілів. Приведені результати розрахунків частотно-часових розподілів тестових сигналів та експериментальних записів сигналів зворотного розсіювання, які дають можливість оцінити і зрівняти частотне розділення та завадостійкість досліджуваних підходів.

Ключові слова: нестационарний сигнал, частотно-тимчасовий розподіл, авторегресія.

TIME-FREQUENCY ANALYSIS OF THE NON-STATIONARY AND MULTI-FREQUENCY SIGNALS

A.V. Totsky

Several approaches to forming the time-frequency distributions of the non-stationary and multi-component signals based on the methods of non-parametrical and parametrical spectral and bispectral estimation are considered. The benefits and shortcomings of four approaches to time-frequency distribution forming are analyzed. Time-frequency distributions are computed both for test signals and experimental records of the radar backscattered signals. The results represented permit to assess and compare frequency resolution and interference immunity of the approaches studied.

Keywords: unstationary signal, time-frequency distribution, autoregression.