УДК. 621.396.96:621.391

АДАПТИВНОЕ ПОДАВЛЕНИЕ ПАССИВНЫХ ПОМЕХ

***Попов Д.И.**, д.т.н., профессор кафедры радиотехнических систем Рязанского государственного радиотехнического университета, e-mail: adop@mail.ru.*

Синтезирован оптимальный и на его основе построен квазиоптимальный алгоритмы оценивания и измерители коэффициентов межпериодной корреляции помехи на выходе автокомпенсатора доплеровской фазы пассивной помехи. Проведен сравнительный анализ точности данных алгоритмов оценивания и эффективности адаптивного подавления пассивной помехи с использованием оптимальных и квазиоптимальных оценок коэффициентов корреляции помехи.

Ключевые слова: автокомпенсация, адаптация, адаптивные режекторные фильтры, алгоритмы оценивания, обучающая выборка, пассивные помехи, точность оценивания.

Введение

При выделении радиолокационных сигналов высокой скважности на фоне пассивных помех одной из основных операций является подавление (режектирование) помехи. Эффективная реализация данной операции затрудняется в условиях априорной неопределенности спектрально-корреляционных характеристик помехи, а также их неоднородности в зоне обзора и нестационарности во времени. Преодоление априорной неопределенности на основе методов адаптации приводит к построению адаптивных режекторных фильтров (АРФ) с комплексными весовыми коэффициентами [1, 2], что при реализации данных АРФ в цифровом виде предполагает использование комплексных перемножителей (цифровых двумерных фазовращателей), число которых пропорционально порядку фильтра. При этом существенно усложняется структура АРФ, особенно высоких порядков, и повышаются требования к быстродействию арифметических операций для выполнения обработки в реальном масштабе времени. Избежать указанных трудностей можно путем предварительной компенсации доплеровского сдвига фазы помехи, обусловленного взаимным перемещением источника мешающих отражений и носителя радиолокатора. В работе [3] синтезированы алгоритмы оценивания и предложены принципы построения и структурные схемы автокомпенсаторов доплеровской фазы пассивных помех. Режектирование «остановленной» помехи теперь может быть осуществлено фильтром с действительными весовыми коэффициентами, адаптирующимися к корреляционным свойствам помехи на выходе автокомпенсатора [4-6]. Представляют интерес синтез оптимального и построение на его основе квазиоптимального (упрощенного) алгоритмов оценивания и измерителей коэффициентов межпериодной корреляции помехи на выходе автокомпенсатора, а также анализ эффективности АРФ в зависимости от выбора алгоритма оценивания и измерителя коэффициентов корреляции помехи, объема обучающей выборки и корреляционных свойств помехи.

Функция правдоподобия

В автокомпенсаторе доплеровской фазы пассивной помехи исходные цифровые отсчеты $U_{jl} = x_{jl} + \mathrm{i}\, y_{jl} = u_{jl}\, \mathrm{e}^{\mathrm{i}(j\varphi+\varphi_0)}$ (где j и l – номера периода повторения и элемента разрешения по дальности соответственно, φ – доплеровский сдвиг фазы помехи за период повторения T, φ_0 – начальная фаза) комплексной огибающей входных данных подвергаются двумерному повороту на угол $-j\hat{\varphi}$ [3]. При этом на выходе автокомпенсатора образуются отсчеты $\tilde{U}_{jl} = U_{jl}\, \mathrm{e}^{-\mathrm{i}\, j\hat{\varphi}} = u_{jl}\, \mathrm{e}^{\mathrm{i}\, j(\varphi-\hat{\varphi})}$, не содержащие с точностью до погрешности автокомпенсации $\Delta\varphi = \varphi - \hat{\varphi}$ доплеровских сдвигов фазы помехи. Затем в АРФ с действительными весовыми коэффициентами m-го порядка производится межпериодная обработка последовательности $m+1$ цифровых отсчетов $\tilde{U}_{jl}$, $j = \overline{1,\, m+1}$, следующих через период повторения T и образующих в l-м элементе разрешения по дальности вектор-столбец $\tilde{\mathbf{U}}_l = \{\tilde{U}_{jl}\}^{\mathrm{T}} = \{\tilde{U}_{1l}, ..., \tilde{U}_{m+1,\, l}\}^{\mathrm{T}}$, $l = \overline{1,\, n+1}$.

Пассивная помеха, создаваемая отражениями от протяженных объектов, располагается во временном стробе и образует в пределах n+1 смежных элементов разрешения по дальности обучающую выборку в виде совокупности $\tilde{\mathbf{U}} = \{\tilde{\mathbf{U}}_l\} = \{\tilde{\mathbf{U}}_1, ..., \tilde{\mathbf{U}}_{n+1}\}$. Так как адаптивная обработка на основе поступающих оценок осуществляется после предварительной задержки исходных данных для среднего элемента разрешения в стробе [4-6], то целесообразно соответствующий этому элементу вектор $\tilde{\mathbf{U}}_l$ ($l = n/2+1$) исключить из обучающей выборки. Тогда в случае сигнала, соизмеримого по величине с помехой, или разрывной помехи при обработке элемента разрешения, содержащего сигнал, исключается возможность ослабления или подавления сигнала за счет его влияния на используемые оценки.

Пассивная помеха, как правило, создается множественными отражателями и поэтому является случайным узкополосным процессом гауссовского типа. Помеха в различных элементах разрешения по дальности ввиду полной смены элементарных отражателей является статистически независимой. Заметим, что статистические свойства пассивной помехи сохраняются и после автокомпенсации ее доплеровских сдвигов фазы.

Полагаем помеху в пределах рассматриваемого временного строба однородной. При этом в каждом элементе разрешения по дальности данного строба помеха описывается корреляционной матрицей $\mathbf{R}_l = \overline{\tilde{\mathbf{U}}_l \tilde{\mathbf{U}}_l^{*\text{т}}} / 2 = \mathbf{R}$. Параметры корреляционной матрицы $\mathbf{R}$ априори неизвестны и являются предметом оценивания в задачах адаптивного режектирования пассивных помех. Зависимость выходных отсчетов автокомпенсатора в виде совокупности $\tilde{\mathbf{U}} = \{\tilde{\mathbf{U}}_l\} = \{\tilde{\mathbf{U}}_1, ..., \tilde{\mathbf{U}}_{n+1}\}$ от матрицы $\mathbf{R}$ описывается функцией правдоподобия (ФП)

$$P(\tilde{\mathbf{U}} / \mathbf{R}) = (2\pi)^{-(m+1)n} \det{}^{-n} \mathbf{R} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n+1} \tilde{\mathbf{U}}_l^{*\text{т}} \mathbf{R}^{-1} \tilde{\mathbf{U}}_l \right), \quad (1)$$

где $\mathbf{R}^{-1}$ – матрица, обратная $\mathbf{R}$, элементы которой при симметричном спектре помехи $R_{jk} = \sigma_j \sigma_k \rho_{jk} \, e^{i(j-k)\Delta\varphi} + \sigma_{\text{ш}}^2 \delta_{jk}$; $\sigma_i^2 = \sigma_{\text{п}i}^2$, $\sigma_{\text{ш}}^2$ – дисперсии пассивной помехи и собственного шума приемного устройства; ρ_{jk} – коэффициенты межпериодной корреляции помехи, δ_{jk} – символ Кронекера.

Стационарность структуры матрицы $\mathbf{R}$, являющейся эрмитовой и теплицевой, позволяет ограничиться оцениванием коэффициентов корреляции ρ_{1k} ($k = \overline{2, m}$), соответствующих первой строке матрицы $\mathbf{R}$, что при $m \geq 2$ соответствует числу оцениваемых коэффициентов корреляции, необходимых для адаптации весовых коэффициентов АРФ, равному $m-1$ [1, 2]. Для оценивания каждого коэффициента ρ_{1k} необходимы данные двух соответствующих периодов повторения. Тогда образующие совокупность $\tilde{\mathbf{U}} = \{\tilde{\mathbf{U}}_l\}$ векторы $\tilde{\mathbf{U}}_l = \{\tilde{U}_{jl}, \tilde{U}_{j+k-1,\, l}\}^{\text{т}}$, $j = \overline{1, m-k+1}$, $l = \overline{1, n+1}$. При этом без учета собственного шума приемного устройства ввиду его малости по сравнению с пассивной помехой ($\sigma_{\text{ш}}^2 << \sigma_i^2$), что соответствует реальной ситуации, ФП (1) принимает вид

$$P(\tilde{\mathbf{U}} / \boldsymbol{\alpha}, \psi) = (2\pi\sigma_j \sigma_{j+k-1})^{-2n} (1-\rho_{1k}^2)^{-n} \times$$
$$\times \exp\left\{ \frac{1}{2(1-\rho_{1k}^2)} \left(\frac{\rho_{1k}(V_{1k} \, e^{-i\psi} + V_{1k}^* \, e^{i\psi})}{\sigma_j \sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1}{\sigma_j^2} - \frac{a_k}{\sigma_{j+k-1}^2} \right) \right\},$$

где $\boldsymbol{\alpha} = \{\rho_{1k}, \sigma_j^2, \sigma_{j+k-1}^2\}$ – вектор искомых параметров помехи, $\psi = (k-1)\Delta\phi$,

$$V_{1k} = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n} \tilde{U}_{jl}^* \tilde{U}_{j+k-1,\, l},$$

$$a_1 = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n} |\tilde{U}_{jl}|^2, \quad a_k = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n} |\tilde{U}_{j+k-1,\, l}|^2 .$$

Фазовый сдвиг ψ в данном случае является неинформационным (мешающим) параметром, который подлежит исключению из ФП. Классическое решение этой проблемы состоит в усреднении ФП по ψ. Другое решение основывается на максимизации ФП по ψ. Учитывая, что

$$V_{1k} \, e^{-i\psi} + V_{1k}^* \, e^{i\psi} = 2 \, |V_{1k}| \cos(\psi - \arg V_{1k}),$$

то при любом $\boldsymbol{\alpha}$ максимуму ФП по ψ соответствует $\cos(\psi - \arg V_{1k}) = 1$. При этом условии параметр ψ исключается из ФП:

$$P(\tilde{\mathbf{U}} / \boldsymbol{\alpha}) = (2\pi\sigma_j \sigma_{j+k-1})^{-2n} (1-\rho_{1k}^2)^{-n} \times$$
$$\times \exp\left\{ \frac{1}{1-\rho_{1k}^2} \left(\frac{\rho_{1k} |V_{1k}|}{\sigma_j \sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1}{2\sigma_j^2} - \frac{a_k}{2\sigma_{j+k-1}^2} \right) \right\}.$$

Заметим, что при усреднении ФП по ψ, приводящем к модифицированной функции Бесселя нулевого порядка, с учетом свойств этой функции при больших значениях аргумента достигается аналогичный результат.

Синтез алгоритмов оценивания

При оценивании векторного параметра $\boldsymbol{\alpha}$ уравнение правдоподобия имеет вид

$$\nabla_{\boldsymbol{\alpha}} \ln P(\tilde{\mathbf{U}} / \boldsymbol{\alpha}) \Big|_{\boldsymbol{\alpha} = \hat{\boldsymbol{\alpha}}} = 0,$$

где $\nabla_{\boldsymbol{\alpha}} = \left\{ \frac{\partial}{\partial \rho_{1k}}, \frac{\partial}{\partial(\sigma_j^2)}, \frac{\partial}{\partial(\sigma_{j+k-1}^2)} \right\}$ – оператор градиента, соответствующий вычислению частных производных по компонентам вектора $\boldsymbol{\alpha}$.

В результате логарифмирования, дифференцирования и несложных алгебраических преобразований получим

$$\left.\begin{aligned}
&\frac{\partial \ln P}{\partial \rho_{1k}} = 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{(1+\rho_{1k}^2)|V_{1k}|}{\rho_{1k}\sigma_j \sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1}{\sigma_j^2} - \frac{a_k}{\sigma_{j+k-1}^2} = 0, \\
&\frac{\partial \ln P}{\partial(\sigma_j^2)} = 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{\rho_{1k}|V_{1k}|}{\sigma_j \sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1}{\sigma_j^2} = 0, \\
&\frac{\partial \ln P}{\partial(\sigma_{j+k-1}^2)} = 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{\rho_{1k}|V_{1k}^{(jl)}|}{\sigma_j \sigma_{j+k-1}} - \frac{a_k}{\sigma_{j+k-1}^2} = 0.
\end{aligned}\right\}$$

Данная система уравнений позволяет найти искомые оценки максимального правдоподобия (ОМП). Из совместного решения уравнений системы находим

$$\hat{\rho}_{1k} = |V_{1k}| / 2n\sigma_j \sigma_{j+k-1}, \quad k = \overline{2, m}.$$

Решение второго и третьего уравнений системы с учетом полученного выражения для $\hat{\rho}_{1k}$ приводит соответственно к оценкам

$$\hat{\sigma}_j^2 = a_1 / 2n, \quad \hat{\sigma}_{j+k-1}^2 = a_k / 2n.$$

Окончательно для ОМП коэффициентов корреляции имеем

$$\hat{\rho}_{1k} = |V_{1k}| \big/ (a_1 a_k)^{1/2}, \quad k = \overline{2, m} \qquad (2)$$

Алгоритм оценивания (2) является оптимальным. Соответствующая структурная схема оптимального измерителя оценки $\hat{\rho}_{12}$ приведена на рис. 1. В блоке комплексного сопряжения ($*$) инвертируется знак мнимых проекций задержанных в запоминающем устройстве ЗУ$_T$ на период повторения T комплексных отсчетов $\tilde{U}_{jl}$, которые затем перемножаются с исходными отсчетами $\tilde{U}_{j+1,\, l}$ в комплексном перемножителе ($\dot{\times}$). В первом и втором накопителях (H_1 и H_2) осуществляется скользащее суммирование (накопление) поступающих данных с $n+1$ смежных элементов разрешения по дальности за исключением среднего элемента с номером $l = n/2+1$. Накопитель H_1 состоит из двух квадратурных накопителей, каждый из которых выполнен аналогично накопителю H_2. В блоках объединения (БО) производится суммирование квадратов проекций, а последующие операции в соответствии с алгоритмом (2) приводят к вычислению на выходе делителя (Д) оценки $\hat{\rho}_{12}$.

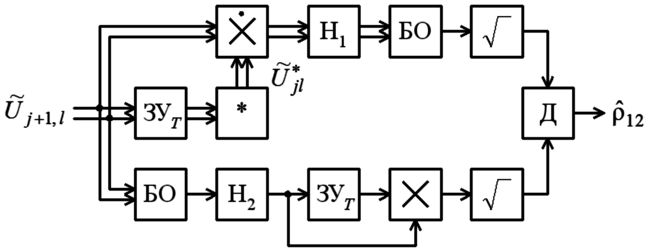

Рис. 1. Структурная схема оптимального измерителя коэффициента корреляции помехи

Представим величину V_{1k} с учетом погрешности автокомпенсации $\Delta\varphi = \varphi - \hat{\varphi}$ в виде

$$V_{1k} = |V_{1k}|\,\mathrm{e}^{\mathrm{i}(k-1)\Delta\phi} = \mathrm{Re}\,V_{1k} + \mathrm{i}\,\mathrm{Im}\,V_{1k} = \\ = |V_{1k}|\cos[(k-1)\Delta\phi] + \mathrm{i}\,|V_{1k}|\sin[(k-1)\Delta\varphi].$$

При малой величине погрешности $\Delta\varphi = \varphi - \hat{\varphi}$ можно упростить алгоритм (2), ограничиваясь вычислением действительной проекции $\mathrm{Re}\,V_{1k}$ и пренебрегая мнимой проекцией $\mathrm{Im}\,V_{1k} \cong 0$, полагая $|V_{1k}| = \sqrt{(\mathrm{Re}\,V_{1k})^2 + (\mathrm{Im}\,V_{1k})^2} \cong$ $\cong \mathrm{Re}\,V_{1k}$. Квазиоптимальный (упрощенный) алгоритм оценивания принимает вид

$$\hat{r}_{1k} = \mathrm{Re}\,V_{1k} \big/ (a_1 a_k)^{1/2}, \; k = \overline{2, m}, \tag{3}$$

где $\mathrm{Re}\,V_{1k} = \sum\limits_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n} (x_{jl} x_{j+k-1,\,l} + y_{jl} y_{j+k-1,\,l})$. Структурная схема квазиоптимального измерителя оценки $\hat{r}_{12}$ в соответствии с алгоритмом (3) изображена на рис. 2.

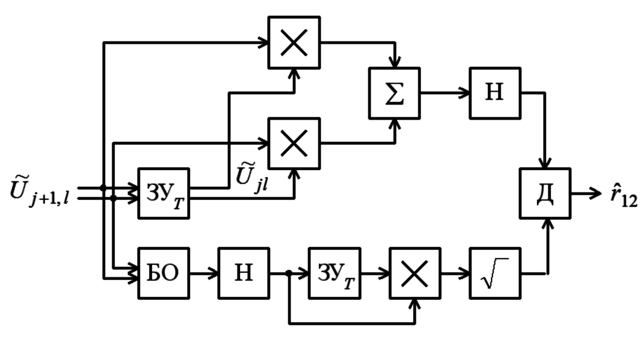

Рис. 2. Структурная схема квазиоптимального измерителя коэффициента корреляции помехи

Как видим, по сравнению с оптимальным измерителем на рис. 1 сократилось число скалярных перемножителей, по одному блоку объединения и блоку извлечения квадратного корня, а также упростилось выполнение двухканального накопителя. Измерители оценок $\hat{\rho}_{1k}$ и $\hat{r}_{1k}$ отличаются от рассмотренных измерителей величиной задержки в ЗУ, равной $(k-1)T$.

Анализ алгоритмов оценивания

Точность оценивания зависит от корреляционных свойств выходных отсчетов $\tilde{U}_j$ автокомпенсатора, описываемых при $\sigma^2_{\text{п}j} = \sigma^2_{\text{п}k} = \sigma^2_{\text{п}}$ коэффициентами корреляции

$$\tilde{\rho}_{jk} = \overline{\tilde{U}_j \tilde{U}^*_k} \big/ 2\sigma^2_{\text{п}} = \overline{U_j U^*_k \exp[-\mathrm{i}(j-k)(\hat{\varphi}-\varphi)]} \big/ 2\sigma^2_{\text{п}}.$$

Так как в автокомпенсаторе при определении оценки $\hat{\varphi}$ осуществляется суммирование независимых данных с n элементов разрешения по дальности, то взаимная корреляция оценки $\hat{\varphi}$ и отсчетов U_j практически отсутствует. Тогда, учитывая нормальный закон двумерного распределения отсчетов U_j, U_k и асимптотическую нормальность распределения оценки $\hat{\varphi}$ со средним φ и дисперсией $\sigma^2_{\hat{\varphi}}$, для коэффициентов корреляции отсчетов на выходе автокомпенсатора получаем

$$\tilde{\rho}_{jk} = \rho_{jk} \overline{\exp[-\mathrm{i}(j-k)(\hat{\varphi}-\varphi)]} + \lambda\delta_{jk} = \\ = \rho_{jk} \exp[-(j-k)^2 \sigma^2_{\hat{\phi}}/2] + \lambda\delta_{jk},$$

где $\lambda = \sigma^2_{\text{ш}}/\sigma^2_{\text{п}}$ – отношение шум/помеха, $\sigma^2_{\hat{\varphi}}$ – дисперсия оценки $\hat{\varphi}$, определяемая в зависимости от типа автокомпенсатора соответствующим выражением работы [3].

Найдем характеризующую точность оценивания дисперсию $\sigma^2_{\hat{\rho}}$ оптимальной оценки $\hat{\rho} = \hat{\rho}_{12}$. Ввиду асимптотической эффективности ОМП коэффициента корреляции $\hat{\rho}$ для этой цели используем выражение Крамера–Рао, в соответствии с которым:

$$\sigma^2_{\hat{\rho}} = -\left[\overline{\partial^2 \ln P(\{\tilde{U}_{1l}, \tilde{U}_{2l}\}/\tilde{\rho}) \big/ \partial\tilde{\rho}^2}\right]^{-1}, \tag{4}$$

где

$$P(\{\tilde{U}_{1l}, \tilde{U}_{2l}\}/\tilde{\rho}) = \\ = (2\pi)^{-2n} \det{}^{-n} \|\tilde{\rho}_{jk}\| \exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{l=1}^{n}\sum_{j,k=1}^{2} w_{jk} \tilde{U}^*_{jl} \tilde{U}_{kl}\right\} \tag{5}$$

функция правдоподобия, $\tilde{\rho} = \tilde{\rho}_{12}$, w_{jk} – элементы матрицы $\|w_{jk}\|$, обратной матрице $\|\tilde{\rho}_{jk}\|$.

После соответствующих вычислений в (4) получим

$$\sigma^2_{\hat{\rho}} = \frac{[(1+\lambda)^2 - \tilde{\rho}^2]^2}{2n[(1+\lambda)^2 + \tilde{\rho}^2]} = \frac{[(1+\lambda)^2 - \rho^2 \exp(-\sigma^2_{\hat{\varphi}})]^2}{2n[(1+\lambda)^2 + \rho^2 \exp(-\sigma^2_{\hat{\varphi}})]}. \tag{6}$$

Как видим, дисперсия $\sigma^2_{\hat{\rho}}$ зависит от точности компенсации доплеровского сдвига фазы помехи, характеризуемой величиной $\sigma^2_{\hat{\varphi}}$, что приводит к снижению точности оценивания коэффициента корреляции $\tilde{\rho}$.

Рассмотрим погрешности квазиоптимальной оценки $\hat{r}_{12} = \hat{r}$, которая является действительной проекцией оптимальной оценки комплексного коэффициента корреляции, т. е. $\hat{r} = \hat{\rho}\cos\Delta\varphi$. Оценка $\hat{\rho}$ и угол $\Delta\varphi$ являются случайными асимптотически нормальными случайными величинами со средними значениями соответственно $\tilde{\rho} = r$ и 0. Учитывая вытекающую из свойств огибающей и фазы узкополосного случайного процесса статистическую независимость величин $\hat{\rho}$ и $\Delta\varphi$, найдем математическое ожидание оценки $\hat{r}$:

$$\bar{\hat{r}} = \overline{\hat{\rho}\cos\Delta\varphi} = \bar{\hat{\rho}} \cdot \overline{\cos\Delta\varphi} = r\exp(-\sigma_{\Delta\varphi}^2/2) .$$

Так как угол $\Delta\varphi = \varphi - \hat{\varphi}$ линейно связан с оценкой $\hat{\varphi}$, определяемой по совокупности отсчетов $\{\tilde{U}_{jl}, \tilde{U}_{j+1,\,l}\}$, $l = \overline{1,\, n+1}$, то его дисперсия может быть найдена по соответствующей функции правдоподобия с помощью выражения Крамера–Рао в аналогичном работе [3] виде

$$\sigma_{\Delta\varphi}^2 = \frac{(1+\lambda)^2 - r^2}{2nr^2} .$$

Таким образом, квазиоптимальная по алгоритму (3) оценка имеет среднее смещение

$$\Delta r = \overline{\hat{r} - r} = \bar{\hat{r}} - r = r\left[\exp\left(-\frac{\sigma_{\Delta\varphi}^2}{2}\right) - 1\right] = \\ = r\left[\exp\left(-\frac{(1+\lambda)^2 - r^2}{4nr^2}\right) - 1\right] . \qquad (7)$$

Из выражения (7) следует, что при $n \to \infty$ $\Delta r \to 0$ и, следовательно, оценка $\hat{r}$ является асимптотически несмещенной, однако при конечной величине n смещение Δr отлично от нуля.

Дисперсию $\sigma_{\hat{r}}^2$ квазиоптимальной оценки $\hat{r}$ найдем с помощью выражения Крамера–Рао для смещенной оценки

$$\sigma_{\hat{r}}^2 = -(1 + \partial\Delta r/\partial r)^2 \left[\overline{\partial^2 \ln P(\{\tilde{U}_{1l}, \tilde{U}_{2l}\}/r) \big/ \partial r^2}\right]^{-1} , \qquad (8)$$

где $P(\{\tilde{U}_{1l}, \tilde{U}_{2l}\}/r)$ – функция правдоподобия, аналогичная (5) при $\tilde{\rho} = r$.

В результате соответствующих вычислений в (8) получим

$$\sigma_{\hat{r}}^2 = \sigma_{\hat{\rho}}^2 \exp\left(-\frac{(1+\lambda)^2 - r^2}{2nr^2}\right)\left(1 + \frac{(1+\lambda)^2}{2nr^2}\right)^2 ,$$

где $\sigma_{\hat{\rho}}^2$ – дисперсия оптимальной оценки $\hat{\rho}$, определяемая в соответствии с выражением (6).

Суммарное рассеяние оценки $\hat{r}$ относительно истинного значения r характеризуется величиной

$$d_{\hat{r}}^2 = \sigma_{\hat{r}}^2 + (\Delta r)^2 . \qquad (9)$$

Сравним точность оценивания по оптимальному (2) и квазиоптимальному (3) алгоритмам. На рис. 3 приведены зависимости $\sigma_{\hat{\rho}}$ (кривые 1) и $d_{\hat{r}}$ (кривые 2) от объема обучающей выборки n для гауссовской функции корреляции помехи

$$\rho_{jk} = \exp\{-[\pi\beta_{\text{п}}(j-k)]^2/2{,}8\}$$

при $\beta_{\text{п}} = 0{,}1$ и $\lambda \le 10^{-4}$, где $\beta_{\text{п}} = \Delta f_{\text{п}} T$ – нормированная ширина спектра помехи.

Сплошные кривые соответствуют теоретическим расчетам на основе выражений (6) и (9), штриховые – результатам моделирования алгоритмов оценивания (2) и (3) на ЭВМ. Из кривых следует, что упрощение оптимального алгоритма оценивания (2) и соответствующего ему измерителя приводит к незначительным и убывающим с ростом n потерям в точности оценивания. Достаточно близкое совпадение расчетных кривых с результатами моделирования при $n > 4$ подтверждает правомерность теоретических результатов и свидетельствует об асимптотической эффективности получаемых оценок.

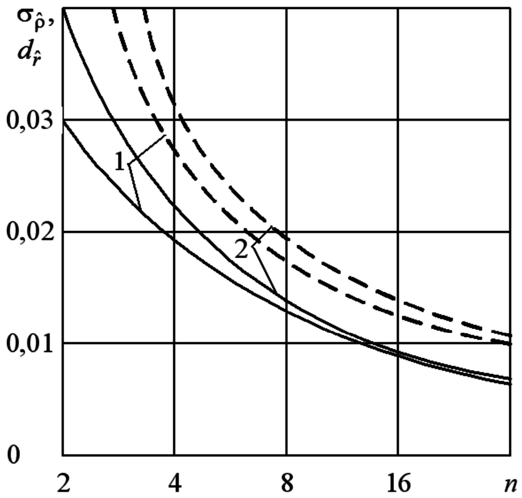

Рис. 3. Зависимости точности оценивания от объема обучающей выборки

Анализ эффективности АРФ

Режектирование «остановленной» помехи осуществляется фильтром с действительными весовыми коэффициентами $\hat{g}_k$, адаптирующимися к оценкам коэффициентов межпериодной корреляции в соответствии с алгоритмами работы [2]. При использовании оптимальной оценки $\hat{\rho}$ для РФ 2-го порядка ($m = 2$) имеем

$$\hat{g}_0 = \hat{g}_2 = g_0 = g_2 = 1 ,\ \hat{g}_1 = -2\hat{\rho} .$$

Для РФ 3-го порядка необходимо использовать априорную информацию о форме огибающей функции корреляции помехи. Например, для гауссовской функции ($\hat{\rho}_{1k} = \hat{\rho}^{(k-1)^2}$) при $m = 3$ получаем

$$\hat{g}_0 = -\hat{g}_3 = g_0 = -g_3 = 1 ,\ \hat{g}_1 = -\hat{g}_2 = -(\hat{\rho} + \hat{\rho}^2 + \hat{\rho}^3) .$$

Вычисление оценок коэффициентов корреляции на основе усреднения независимых данных с n элементов разрешения приводит к отсутствию взаимной корреляции отсчетов $\tilde{U}_j$ и получаемых оценок и, следовательно, отсчетов $\tilde{U}_j$ и весовых коэффициентов $\hat{g}_k$, что упрощает последующий анализ АРФ.

Представляя выходную величину нерекурсивного АРФ m-го порядка в виде

$$Z = \sum_{k=0}^{m} \hat{g}_k \tilde{U}_{m-k+1} ,$$

для подавления помехи в АРФ найдем

$$\left(\frac{\sigma_{\text{ф}}^2}{\sigma^2}\right)_{\text{п}} = \frac{\overline{ZZ^*}}{2\sigma_{\text{п}}^2} = \sum_{j,k=0}^{m} \overline{\hat{g}_j \hat{g}_k}\,\tilde{\rho}_{jk} =$$

$$= \sum_{j,k=0}^{m} \overline{\hat{g}_j \hat{g}_k}\, \rho_{jk} \exp[-(j-k)^2 \sigma_{\hat{\varphi}}^2 / 2] + \lambda \sum_{j=0}^{m} \overline{\hat{g}_j^2} \,. \qquad (10)$$

При известной форме огибающей функции корреляции помехи достаточно оценивать величину $\tilde{\rho}_{12} = \tilde{\rho}$. Весовые коэффициенты АРФ в этом случае определяются в результате функциональных преобразований $\hat{g}_k = f_k(\hat{\rho})$, $k = \overline{1, m-1}$. Используя асимптотические свойства ОМП коэффициента корреляции $\hat{\rho}$, произведем соответствующие усреднения в (10). Для этого рассмотрим линейную аппроксимацию зависимостей $\hat{g}_k = f_k(\hat{\rho})$ в окрестности $\overline{\hat{\rho}} = \tilde{\rho}$ в виде

$$\hat{g}_k = g_k + (\hat{\rho} - \tilde{\rho}) \hat{g}_k' ,$$

где $g_k = f_k(\tilde{\rho})$, $g_k' = f_k'(\tilde{\rho}) = \partial f_k(\tilde{\rho}) / \partial \tilde{\rho}$.

В частности, при $m = 2$ имеем $g_0 = g_2 = 1$, $g_1 = -2\tilde{\rho}$ и $g_1' = -2,$ а при $m = 3$ – $g_0 = -g_3 = 1,$ $g_1 = -g_2 = -(\tilde{\rho} + \tilde{\rho}^2 + \tilde{\rho}^3)$ и $g_1' = -g_2' = -(1 + 2\tilde{\rho} + 3\tilde{\rho}^2)$.

Учитывая асимптотическую нормальность распределения ОМП коэффициента корреляции $\hat{\rho}$ со средним $\tilde{\rho}$ и дисперсией $\sigma_{\hat{\rho}}^2$, найдем

$$\begin{aligned} \overline{\hat{g}_j \hat{g}_k} &= \overline{[g_j + (\hat{\rho} - \tilde{\rho}) \hat{g}_j][g_k + (\hat{\rho} - \tilde{\rho}) \hat{g}_k]} = \\ &= g_j g_k + \sigma_{\hat{\rho}}^2\, g_j' g_k'. \end{aligned} \qquad (11)$$

Выражение (10) с учетом соотношения (11) теперь принимает вид

$$\left(\frac{\sigma_{\text{ф}}^2}{\sigma^2} \right)_{\text{п}} = \sum_{j,k=0}^{m} g_j g_k \rho_{jk} \exp[-(j-k)^2 \sigma_{\hat{\varphi}}^2 / 2] + \lambda \sum_{j=0}^{m} g_j^2 +$$

$$+ \sigma_{\hat{\rho}}^2 \left\{ \sum_{j,k=1}^{m-1} g_j' g_k' \rho_{jk} \exp[-(j-k)^2 \sigma_{\hat{\varphi}}^2 / 2] + \lambda \sum_{j=1}^{m-1} g_j'^2 \right\}. \qquad (12)$$

Выражение (12) определяет эффективность подавления пассивной помехи в АРФ в зависимости от ее корреляционных свойств, а также от входящих в выражение (6) для дисперсии $\sigma_{\hat{\rho}}^2$ объема обучающей выборки n и погрешностей автокомпенсации доплеровской фазы помехи $\sigma_{\hat{\varphi}}^2$ на входе АРФ.

Анализ АРФ с квазиоптимальными измерителями коэффициентов корреляции помехи в значительной степени основывается на проведенном анализе АРФ с оптимальными измерителями. Адаптация весовых коэффициентов АРФ g_k при известной форме корреляционной функции помехи осуществляется по оценке $\hat{r}$ в соответствии с адаптивными алгоритмами [2], реализующими функциональные преобразования $\hat{g}_k = f_k(\hat{r})$, $k = \overline{1, m-1}$. Используя линейную аппроксимацию данных преобразований в окрестности r в виде $\hat{g}_k = g_k + (\hat{r} - r) \hat{g}_k'$, где $g_k = f_k(r)$, $g_k' = f_k'(r) = \partial f_k(r) / \partial r$, и учитывая асимптотическую нормальность распределения оценки $\hat{r}$, после соответствующих вычислений для подавления помехи в АРФ получаем аналогичное (12) соотношение, в котором вместо $\sigma_{\hat{\rho}}^2$ используется соответствующая выражению (9) величина $d_{\hat{r}}^2$, учитывающая помимо объема обучающей выборки и погрешностей автокомпенсации ошибки, обусловленные смещенным характером оценки $\hat{r}$.

В целом эффективность АРФ характеризуется усредненным по доплеровской фазе сигнала коэффициентом улучшения отношения сигнал/помеха [2], который с учетом ошибок адаптации в соответствии с выражением (12) или аналогичным для АРФ с квазиоптимальными измерителями коэффициентов корреляции помехи имеет вид

$$\mu = \sum_{j=0}^{m} g_j^2 \Bigg/ \left(\frac{\sigma_{\text{ф}}^2}{\sigma^2} \right)_{\text{п}} .$$

Используя полученные соотношения, рассмотрим теперь обусловленные погрешностями оценивания неизвестных параметров помехи потери $\Delta\mu$ по отношению к предельной эффективности АРФ. На рис. 4 приведены зависимости потерь от объема обучающей выборки n для АРФ 2-го и 3-го порядков ($m = 2$ и 3), гауссовской функции корреляции помехи, $\beta_{\text{п}} = 0{,}1$ и $\lambda \le 10^{-6}$. Кривые 1 соответствуют АРФ с оптимальными измерителями, а кривые 2 – АРФ с квазиоптимальными измерителями. Как видим, использование квазиоптимальных измерителей приводит к дополнительному увеличению общих потерь, обусловленных ошибками адаптации. Однако величина дополнительных потерь достаточно мала и не превосходит 0,5 дБ при $n > 4$. Малость дополнительных потерь в сочетании с аппаратурным упрощением измерителей, число которых при неизвестной форме корреляционной функции должно быть равно $m-1$ [2], позволяют сделать вывод о технико-экономической целесообразности использования в адаптивных режекторных фильтрах рассматриваемых классов квазиоптимальных измерителей коэффициентов корреляции пассивной помехи.

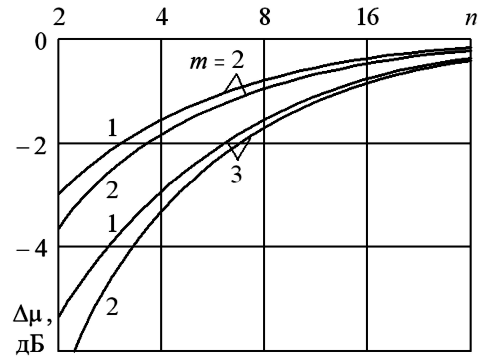

Рис. 4. Зависимости потерь в эффективности АРФ от объема обучающей выборки

Заключение

Синтезированный алгоритм оценивания коэффициентов межпериодной корреляции пассивной помехи на выходе автокомпенсатора доплеровской фазы помехи допускает построение на его основе квазиоптимального (упрощенного) алгоритма оценивания и соответствующего ему измерителя.

Сравнительный анализ точности оптимального и квазиоптимального алгоритмов оценивания показал, что упрощение оптимального алгоритма приводит к незначительным и убывающим с ростом объема обучающей выборки потерям в точности оценивания. Правомерность данного вывода подтверждают результаты моделирования на ЭВМ алгоритмов оценивания.

Предложенный метод анализа АРФ с действительными весовыми коэффициентами позволяет учитывать корреляционные свойства пассивной помехи, тип используемого (оптимального или квазиоптимального) измерителя коэффициентов корреляции помехи и погрешности автокомпенсации доплеровской фазы помехи и адаптации весовых коэффициентов АРФ, обусловленные конечным объемом обучающей выборки.

Анализ потерь в эффективности АРФ, обусловленных ошибками автокомпенсации и адаптации, показал технико-экономическую целесообразность использования в АРФ квазиоптимальных измерителей коэффициентов корреляции помехи.

Литература

1. А. с. 934816 СССР, МПК6 G 01 S 7/36, G 01 S 13/52. Режекторный фильтр / Д.И. Попов; опубл. 27.11.1998. Бюл. № 33. – 20 с.

2. Попов Д.И. Адаптация нерекурсивных режекторных фильтров // Известия вузов. Радиоэлектроника. – 2009. – Т. 52, № 4. – С. 46-55.

3. Попов Д.И. Автокомпенсация доплеровской фазы пассивных помех // Цифровая обработка сигналов. – 2009. – № 2. – С. 30-33.

4. А. с. 875960 СССР, МПК6 G 01 S 7/36, G 01 S 13/52. Устройство для подавления пассивных помех / Д.И. Попов; опубл. 27.11.1998, Бюл. № 33. – 11 с.

5. А. с. 1015757 СССР, МПК6 G 01 S 7/36. Устройство подавления пассивных помех / Д.И. Попов; опубл. 27.11.1998, Бюл. № 33. – 12 с.

6. А. с. 1098399 СССР, МПК6 G 01 S 7/36. Устройство адаптивной режекции пассивных помех / Д.И. Попов; опубл. 20.12.1998, Бюл. № 35. – 16 с.

ADAPTIVE CLUTTER SUPPRESSION

Popov D.I.

The optimum estimation algorithm and meter of clutter interperiod correlation coefficients on output auto-compensator of clutter dopler phase are synthesized and on their basis quasi-optimum estimation algorithms and meter are constructed. The comparative analysis of the given estimation algorithms accuracy and of adaptive suppression efficiency of clutter with use optimum and quasi-optimum clutter correlation coefficients estimator is carried out.