

УДК 519.21 : 621.391

## О ПРИМЕНЕНИИ СТОХАСТИЧЕСКОЙ АППРОКСИМАЦИИ В ГИЛЬБЕРТОВОМ ПРОСТРАНСТВЕ К ЗАДАЧЕ ОБНАРУЖЕНИЯ МОМЕНТА ПОЯВЛЕНИЯ ОБЪЕКТА В ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ ЗАШУМЛЁННЫХ ИЗОБРАЖЕНИЙ\*

В. П. Пяткин, Г. И. Салов

*Учреждение Российской академии наук  
Институт вычислительной математики и математической геофизики  
Сибирского отделения РАН,  
630090, г. Новосибирск, просп. Академика Лаврентьева, 6  
E-mail: pvp@ooi.ssc.ru  
sgi@ooi.ssc.ru*

Рассматривается применение стохастической аппроксимации в бесконечномерном гильбертовом пространстве к задаче обнаружения объекта на одном наблюдаемом изображении, искажённом шумом, а также к задаче скорейшего обнаружения момента появления объекта в последовательности зашумлённых изображений. Наличие априорной информации не предполагается, но предполагается, что в распоряжении наблюдателя имеются две стохастически независимые последовательности независимых «точных» реализаций зашумлённых изображений, не содержащих и содержащих объект, который наблюдатель должен будет (неоднократно) обнаруживать в ближайшее время.

*Ключевые слова:* зашумлённое изображение, последовательность изображений, обнаружение объектов, обнаружение с обучением.

**Введение.** Данная работа представляет собой продолжение [1], но может читаться и независимо от неё. Приводятся некоторые новые результаты применения стохастической аппроксимации в бесконечномерном гильбертовом пространстве к проблеме обнаружения объектов. Часто обнаружение важных объектов ведётся последовательно по ряду направлений в пространстве с остановками на каждом из них на некоторое время. Поскольку алгоритм обнаружения обычно не зависит от направления, достаточно рассмотреть проблему обнаружения на отдельном направлении. Пусть к наблюдателю поступают изображения  $X_1, X_2, \dots$ , искажённые шумом. Значимый для него объект может присутствовать уже на первом изображении, но нередко он отсутствует, а затем, начиная с изображения с неизвестным заранее номером  $\theta$ , появляется. Требуется обнаружить этот объект как можно скорее — по минимальному числу изображений с момента появления объекта. Данная проблема весьма важна для создания разного рода информационных систем (научного, военного и гражданского назначения). Присутствие объекта на искажённом шумом изображении проявляется в изменениях (вероятностных) характеристик изображения. Эти изменения часто незначительны и носят лишь случайный характер. Поэтому для обнаружения таких изменений, а вместе с ними и объекта, необходимо применять статистические критерии (тесты), позволяющие как можно лучше учитывать имеющуюся и наблюдаемую информацию. Проблема скорейшего обнаружения появления объекта в последовательности зашумлённых изображений является обобщением другой трудной проблемы — обнаружения важного объекта на единственном зашумлённом изображении. Сосредоточим сначала внимание на последней.

---

\*Работа выполнена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 10-07-00131).

Целью данной работы является исследование возможности применения стохастической аппроксимации и метода кумулятивных сумм в задаче обнаружения объектов.

**Обнаружение объекта на одном наблюдаемом изображении.** В большинстве практически важных ситуаций зашумлённое (случайное) изображение можно рассматривать как случайное поле и даже как случайный элемент [2] со значениями в пространстве действительных функций двух переменных (координат), заданных на некоторой ограниченной (прямоугольной) области  $D \in R^2$  и интегрируемых с квадратом, т. е. как случайный элемент со значениями в гильбертовом пространстве  $L^2(D)$  [1, 2]. Вероятностные закономерности такого изображения обуславливаются распределением (вероятностной мерой)  $P$ , определённым на  $\sigma$ -алгебре борелевских подмножеств пространства  $L^2(D)$  [2]. С математической точки зрения задача обнаружения объекта на одном наблюдаемом изображении  $X = X(u)$ ,  $u \in D$ , — это задача с двумя предположениями (гипотезами  $H_0: P = P_0$  и  $H_1: P = P_1$ ) относительно распределения  $P$ . Нулевая гипотеза  $H_0$  соответствует случаю, когда важного объекта нет, а есть только случайный фон. При альтернативной гипотезе  $H_1$  изображение  $X$  содержит важный объект, интересующий наблюдателя. Требуется найти критерий (тест) для различения этих гипотез, что является задачей математической статистики случайных процессов и полей. Как известно, оптимальный критерий, отклоняющий гипотезу  $H_0$  с наибольшей вероятностью, когда она ложна, строится с помощью функционала (отношения) правдоподобия, совпадающего с производной Радона — Никодима  $\rho(X) = P_1(dX)/P_0(dX)$  на  $L^2(D)$ , когда мера  $P_1$  абсолютно непрерывна относительно меры  $P_0$ . Если учитывать не всё изображение, а только отдельные величины  $X(u_i)$ , где  $\{u_1, u_2, \dots\}$  — ограниченное множество точек на  $D$ , что грозит большими потерями информации, то отыскание отношения правдоподобия потребует обращения специальной матрицы, которое может быть эффективно осуществлено лишь в исключительных случаях. На практике, однако, вероятностные меры  $P_0$  и  $P_1$  редко бывают известными наблюдателю. Даже когда они известны и мера  $P_1$  абсолютно непрерывна относительно меры  $P_0$ , отыскание  $\rho$  (если меры  $P_0$  и  $P_1$  не являются гауссовскими или каким-либо образом связанными с ними) представляет собой весьма трудную задачу. Поэтому, следуя [1, 3], обратимся к другому подходу.

Пусть  $\mathbf{P}$  — общая вероятностная мера, заданная на  $\sigma$ -алгебре всех рассматриваемых здесь событий,  $\mathbf{E}$  — математическое ожидание по этой мере  $\mathbf{P}$ . Обозначим через  $Y = Y(u)$ ,  $u \in D$ , зашумлённое изображение  $X$ , не содержащее важный объект, а через  $Z = Z(u)$  — содержащее такой объект. Пусть  $F$  — функционал в  $L^2(D)$  такой, что  $\mathbf{E}[F(Y)]^2 < \infty$ . Если функционал правдоподобия  $\rho$  существует и  $\mathbf{E}[\rho(Y)]^2 < \infty$ , то выражение

$$\max_F \frac{\mathbf{E}[F(Z) - F(Y)]}{\sqrt{\mathbf{D}F(Y)}}, \quad (1)$$

где  $\mathbf{D}$  означает дисперсию, достигает максимума при  $F = k_1\rho + k_2$ . Интуитивно ясно, что и в противном случае, когда  $\mathbf{E}[\rho(Y)]^2 = \infty$  или функционал правдоподобия не существует вовсе, функционал  $F$ , максимизирующий выражение (1), также будет подходящим для обнаружения объекта. Таким образом, отыскание нужного функционала сводится к вариационной задаче, которую можно решать в удобном с точки зрения вычислений классе функционалов [1, 3]. Ограничимся здесь рассмотрением возможности получения линейного функционала вида

$$F(X) = \int_D X(u)h(u)du. \quad (2)$$

Обозначим скалярное произведение элементов  $f, g \in L^2(D)$  и норму элемента  $f$  как

$$(f, g) = \int_D f(u)g(u)du, \quad \|f\| = \left( \int_D f^2(u)du \right)^{1/2}.$$

Результат подстановки (2) в (1) можно представить в виде (в операторных обозначениях)

$$\frac{(m_Z - m_Y, h)}{\sqrt{(Bh, h)}}, \quad (3)$$

где  $m_Z = m(Z; u) = \mathbf{E}Z(u)$ ,  $m_Y = m(Y; u) = \mathbf{E}Y(u)$  — средние значения в точке  $u \in D$ , а  $B$  — интегральный оператор в  $L^2(D)$  с ядром  $\mu(u, v) = \mathbf{E}Y(u)Y(v) - m(Y; u)m(Y; v)$ . Оператор  $B$  является вполне непрерывным, самосопряжённым и положительным, отсюда и из (3) вытекает следующий факт [1, 3, 4]. Для максимизации выражения (1) функционалом (2) необходимо и достаточно, чтобы весовая функция  $h \in L^2(D)$  была решением интегрального уравнения Фредгольма первого рода

$$\int_D \mu(u, v)h(v)dv = m(Z; u) - m(Y; u). \quad (4)$$

Предположим, что ядро  $\mu(u, v)$ , а также средние значения  $m(Z; u)$  и  $m(Y; u)$  неизвестны наблюдателю (типичный на практике случай), но в его распоряжении имеются (или он может получить) две независимые друг от друга последовательности независимых «точных» реализаций зашумлённых изображений, не содержащих и содержащих важный объект, который подлежит в дальнейшем обнаружению на аналогичных изображениях. Если обозначить через  $\{Y_n\}$  и  $\{Z_n\}$  возможные значения этих последовательностей, то они будут представлять собой две стохастически независимые друг от друга последовательности независимых случайных элементов (независимость наблюдений) с распределениями  $P_0$  и  $P_1$  соответственно.

Пусть существует решение  $h \in L^2(D)$  интегрального уравнения (4). Тогда приведённый в [1] и далее специальный алгоритм стохастической аппроксимации даёт наблюдателю беспрецедентную возможность получить по последовательностям  $\{Y_n\}$  и  $\{Z_n\}$  сразу последовательность оценок  $W_n$  для  $h$ , сходящуюся к  $h \in L^2(D)$ , минуя предварительное оценивание по  $\{Y_n\}$  и  $\{Z_n\}$  неизвестных наблюдателю  $m(Z; u)$ ,  $m(Y; u)$  и  $\mu(u, v)$ , а также и последующее за ним отыскание приближённого решения уравнения Фредгольма первого рода, т. е. некорректной задачи с приближёнными (с неизвестной точностью) данными — оценками  $m(Z; u)$ ,  $m(Y; u)$  и  $\mu(u, v)$ , которое очень сложно. Напомним, что в методе Тихонова, как и в методе Лаврентьева, для получения приближённого решения уравнения Фредгольма первого рода необходимо знать уровень погрешности приближённых данных.

Кроме того, предположим, что оператор  $B$  строго положительный ( $(Bf, f) > 0$ ) для любого  $f \in L^2(D) \setminus \{0\}$  и  $\{a_n, n \geq 1\}$  — последовательность положительных чисел такая, что

$$\sum_{n=1}^{\infty} a_n = \infty; \quad \sum_{n=1}^{\infty} a_n^2 < \infty. \quad (5)$$

Тогда справедлива

**Теорема.** Пусть существует решение  $h \in L^2(D)$  интегрального уравнения (4),  $W_1$  — произвольный случайный элемент со значениями в  $L^2(D)$  с  $\mathbf{E}\|W_1\|^2 < \infty$ , стохастически независимый от  $\{Y_n\}$  и  $\{Z_n\}$ , а последовательность случайных элементов  $\{W_n, n \geq 2\}$  определяется рекуррентной формулой

$$W_{n+1}(u) = W_n(u) + a_n \left\{ Z_n(u) - Y_{2n}(u) \left[ 1 + \int_D (Y_{2n}(v) - Y_{2n-1}(v)) W_n(v) dv \right] \right\}. \quad (6)$$

Тогда

$$\mathbf{P}\{\|W_n - h\| \rightarrow 0, n \rightarrow \infty\} = 1, \quad \mathbf{E}\|W_n - h\|^2 \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

Это утверждение вытекает из результатов работы [4]. Подставив построенную с помощью (6) оценку  $W_n$  для  $h$  в (2), наблюдатель получит искомую оценку  $F^* = F_n^*$  для функционала  $F$ :

$$F^*(X) = \int_D X(u) W_n(u) du. \quad (7)$$

Используя (7), решение о наличии объекта на наблюдаемом изображении  $X$  можно принимать в том случае, когда

$$\int_D X(u) W_n(u) du > C_n,$$

где  $C_n$  — пороговый уровень, который выбирается надлежащим образом с помощью последовательности  $\{Y_n\}$  так, чтобы вероятность ложного обнаружения («ложной тревоги»)

$$P_0 \left( \int_D Y(u) W_n(u) du > C_n \right)$$

имела приемлемое значение.

#### **Обнаружение объекта в последовательности наблюдаемых изображений.**

Вернёмся теперь к более сложной проблеме. Пусть  $X_1, X_2, \dots$  — независимые зашумлённые изображения, подлежащие наблюдению последовательно, и каждое  $X_n$  ( $n = 1, \dots, \theta - 1$ ) имеет распределение вероятностей  $P_0$ , в то время как  $X_n$  ( $n = \theta, \theta + 1, \dots$ ) имеет распределение вероятностей  $P_1$ . Другими словами, на первых изображениях важный объект может отсутствовать, а затем появляется в заранее неизвестный (случайный) момент времени  $\theta$ . Требуется обнаружить этот важный объект как можно скорее при естественном ограничении на величину вероятности ложной (преждевременной) тревоги. Как и выше, предположим, что распределения  $P_0$  и  $P_1$  не известны наблюдателю, но он имеет (или может получить) две последовательности  $\{Y_n\}$  и  $\{Z_n\}$  независимых точных реализаций зашумлённых изображений, не содержащих и содержащих важный объект, который предстоит обнаружить, т. е. наблюдатель может с помощью процедуры стохастической аппроксимации (6) получить оценку  $F^* = F_n^*$  для функционала  $F$ , подходящего для обнаружения объекта на одном изображении. Тогда обнаружить или оценить момент  $\theta$  появления важного объекта в наблюдаемой последовательности зашумлённых изображений можно с помощью метода кумулятивных сумм (CUSUM), развитого в [5].

Пусть  $\gamma_n = F^*(X_n)$ ,  $S_0 = 0$ ,  $S_n = S_{n-1} + \gamma_n$ . В соответствии с методом кумулятивных сумм подходящий здесь момент (правило) остановки наблюдений и объявления тревоги о

происшедшем появлении объекта определяется по формуле

$$\tau = \inf \left\{ n : \max_{0 \leq k \leq n} (S_n - S_k) \geq C + b_n \right\},$$

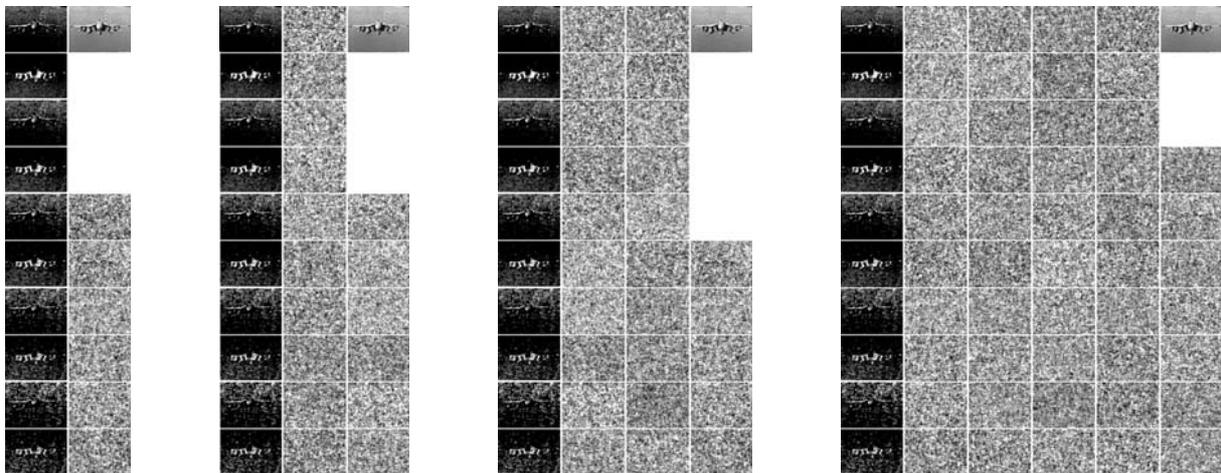
где  $\{b_n\}$  — не слишком быстро возрастающая последовательность. Эта стратегия допускает и удобное с точки зрения вычислений рекуррентное представление. Пусть  $\varsigma_0 = 0$ ,  $\varsigma_n = \max\{0, \varsigma_{n-1} + \gamma_n\}$ . Тогда подходящий момент объявления тревоги определяется как

$$\tau = \inf\{n : \varsigma_n \geq C + b_n\}. \tag{8}$$

Отыскание оптимального соотношения между константой  $C$  и последовательностью  $\{b_n\}$  в методе кумулятивных сумм представляет собой известную нерешённую трудную задачу (см. [5]).

**Результаты, полученные при моделировании.** Рассмотрим пример, иллюстрирующий применение алгоритма стохастической аппроксимации и метода кумулятивных сумм к задаче обнаружения с большим (с дисперсией, равной 150) аддитивным не белым гауссовским шумом реального объекта — самолёта, изображение которого в чистом виде (без шума) и со значениями, приведёнными на весь интервал  $[0, 255]$ , даётся в верхнем правом углу каждого рисунка. В левой колонке каждого рисунка снизу вверх показаны в виде изображений попарно отрицательные и положительные части оценок  $W_n$  решения уравнения (4), полученные с помощью (6) при  $n = 100, 200, 500, 1000, 5000$  с начальным приближением  $W_1 \equiv 0$  и  $a_n = 0,0001/n^{0,6}$ .

Для функционала (7) была взята оценка  $W_{500}$ . В результате при применении правила (8) с  $C = 4,69$  и  $b(n) \equiv 0,7n$  (которые выбраны так, чтобы средняя задержка с обнаружением не сильно зависела от значения  $\theta \in \{1, 2, \dots, 50\}$ ) к 100 последовательностям вида  $X_1, \dots, X_{50}$ , где  $X_n \equiv Y_n$  — случайный фон (объект отсутствует), только у пяти из них была ложная тревога. Контрольные наблюдаемые последовательности с  $\theta = 5, 15, 25, 45$  после квантования представлены на рис. 1–4 снизу вверх до момента обнаружения  $\tau$  включительно в правой колонке на рис. 1 и в последующих колонках на рис. 2–4. Как видно, задержки с обнаружением получились небольшими, а именно  $\tau - \theta = 1, 1, 0$  и  $2$ .



$\theta = 5$

$\theta = 15$

$\theta = 25$

$\theta = 45$

Рис. 1

Рис. 2

Рис. 3

Рис. 4

**Заключение.** Полученные в данной работе результаты чётко свидетельствуют об эффективности применения метода стохастической аппроксимации и метода кумулятивных сумм для построения подходящего правила (алгоритма) обнаружения момента появления важного для наблюдателя объекта в последовательности зашумлённых изображений.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Салов Г. И.** О стохастической аппроксимации в гильбертовом пространстве и задаче обнаружения появления объекта в последовательности зашумленных изображений // Сиб. журн. индустр. матем. 2009. **12**, № 1(37). С. 127–135.
2. **Гихман И. И., Скороход А. В.** Теория случайных процессов. М.: Наука, 1971. Т. 1. 664 с.
3. **Гаткин Н. Г., Далецкий Ю. Л.** К вопросу об оптимальном выделении сигнала на фоне произвольного шума // Теория вероятностей и ее применения. 1971. **16**, вып. 4. С. 749–753.
4. **Салов Г. И.** Об одной теореме стохастической аппроксимации в гильбертовом пространстве и ее приложениях // Теория вероятностей и ее применения. 1979. **24**, вып. 2. С. 407–413.
5. **Боровков А. А.** Математическая статистика. М.: Физматлит, 2007. 704 с.

*Поступила в редакцию 18 февраля 2011 г.*

---