# Нестационарная оптимизация с шагом предсказания в задаче отслеживания объекта при помощи двух камер<sup>1</sup>

Д. С. Кривоконь,

А. Т. Вахитов, к. ф.-м. н.

Санкт-Петербургский государственный университет dmitry00@gmail.com, alexander.vakhitov@gmail.com

В статье приведен пример использования метода рандомизированной нестационарной оптимизации с шагом предсказания в задаче отслеживания положения объекта на основе защумленных наблюдений, полу чаемых с двух откалиброванных камер. Результаты тестирования показывают преимущество нового подхода в сравнении с ранее предложенным методом рандомизированной оптимизации. Статья содержит как теоретическое обоснование, так и результаты моделирования.

*Ключевые слова*: нестационарная оптимизация, отслеживание объекта, стерео-камера.

# 1. Введение

Задача нестационарной оптимизации возникает во множестве приложений из области теорий управления, когда искомое оптимальное значение управляемого параметра изменяется с течением времени (дрейфует). Пусть имеется функционал F(x, w, n), зависящий от аргумента оптимизации x, неопределенности w и дискретного момента времени n. Используя зашумленные аддитивной помехой  $v_n$  наблюдения  $y_n = F(x_n, w_n, n) + v_n$ , необходимо построить последовательность оценок  $\hat{\theta}_n$ , которые будут близки к истинным минимумам  $\theta_n$  функционалов среднего риска  $f(x, n) = E_w F(x, w, n)$ , где  $E_w$  — условное математическое ожидание.

Нестационарная оптимизация является обобщением классической задачи стохастической оптимизации [1], в формулировку которой добавляется возможность изменения функционалов F и f в дискретные моменты времени. Робинс и Монро [2], а позже Кифер и Вольфовиц [3], предложили и проанализировали сходимость алгоритмов стохастической аппроксимации, которые могут быть использованы в задаче оптимизации функционала на основе зашумленных наблюдений. Фактически, эти алгоритмы являлись разно-

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>©Д. С. Кривоконь, А. Т. Вахитов, 2011

видностями градиентного спуска. О.Н. Граничиным, Б.Т. Поляком, А.Б. Цыбаковым и Дж. Спаллом были предложены алгоритмы нового типа — рандомизированные алгоритмы стохастической аппроксимации с одновременными пробными возмущениями [4–7], имеющие различные приложения в прикладных задачах [8]. В [5] было показано, что в случае аддитивной помехи при помощи рандомизированных алгоритмов стохастической аппроксимации может быть получен асимптотически оптимальный порядок сходимости.

Нестационарная оптимизация на основе градиентых алгоритмов и алгоритмов типа метода Ньютона была изучена в [9]. Подход к анализу таких алгоритмов на основе обыкновенных дифференциальных уравнений был использован в [10], однако, используя его, могут быть получены только асимптотические свойства алгоритмов. В предыдущих работах со схожей с используемой в этой статье постановкой задачи было более общее предположение о нестационарности, а именно, дрейф минимума в среднем ограничен [11,12].

Зачастую характер дрейфа минимума является известным. К примеру, во множестве приложений теории управления предполагается линейный закон изменения искомого параметра, т. е. значение в данных момент времени получается при помощи применения некоторого линейного оператора к значению состоянию системы на предыдущем шаге. В этой работе рассматривается именно этот случай. Далее будет показано, что при такой постановке задачи могут быть получены теоретические границы ошибки аналогичные представленным в [11]. Сравнение границ ошибок показывает, что использование дополнительной информации о системе приводит к более точным оценкам.

Для решения задач с описанной постановкой задачи часто используется расширенный фильтр Калмана (РФК). Задача оптимальной фильтрации, которая может решаться при помощи РФК может быть описана как [13,14]:

$$E|y_n(\theta_n) - \hat{y}_n|^2 \to \min,$$

где  $y_n$  — зашумленные наблюдения,  $\theta_n$  — состояние системы и  $\hat{y}_n$  — оценка выхода системы.

Примером динамической системы с линейным законом изменения состояния и нелинейными измерения является движущийся с постоянной скоростью объект, наблюдаемый двумя камерами. В таком случае состояние системы будет представлено скоростью и по-

ложением объекта, а измерения — проекциями положения объекта на плоскости откалиброванной пары камер (т. е. такой пары камер, для которой известно расположение одной относительно другой [15]).

Таким образом, задача отслеживания объекта может быть рассмотрена как задача оценки состояния динамической системы. Подход с использованием положения и скорости объекта в качестве состояния системы является обычной практикой, тогда как выбор представления измерений может отличаться. Так в работе [16] в качестве измерения рассматривалось восстановленное при помощи методов триангуляции положение объекта. В таком случае измерение линейно зависит от состояния системы и для получения оценок может быть применен классический вариант фильтра Калмана. Основной проблемой является то, что триангулированное положение объекта будет зашумлено некоторой неаддитивной помехой (т. к. процесс триангуляции нелинеен). В статьях [17, 18] был предложен иной подход, при котором в качестве измерений используются проекции положения объекта на каждую камеру. Такие измерения нелинейно зависят от состояния системы, но не имеют проблем с характером шума, описанных выше.

#### 2. Постановка задачи

### 2.1. Общий случай

Предположим что имеется динамическая система изменяющаяся с течением дискретного времени  $n \in \mathbb{N}$  с состоянием  $\theta_n \in \Theta_n \subset \mathbb{R}^q$ , множество  $\Theta_n$  компактно. Пусть состояние системы изменяется с течением времени следующим образом:

$$\theta_n = A\theta_{n-1} + \xi_n,$$

где A — обратимый линейный оператор. Предположим, что существует непрерывно дифференцируемая выпуклая функция f(x, n) для которой  $\theta_n$  является единственной (в  $\Theta_n$ ) точкой минимума.

Пусть F(x, w, n) некоторая функция такая что:

$$f(x,n) = E_w F(x,w,n),$$

где  $w \in \mathbb{R}^p$  — некоторый случайный вектор и  $E_w$  — математическое ожидание взятое относительно w. Необходимо отслеживать  $\theta_n$ , ис-

пользуя наблюдения  $y_n$  значения F(x, w, n) сделанных в произвольных точках  $x_n$ :

$$y_n = F(x_n, w_n, n).$$

Понятие отслеживать определяется следующим образом:

Определение 1. Последовательность точек  $\theta_n$  отслеживается последовательностью  $\hat{\theta}_n$ , если существуют L > 0 для которой существует N > 0 такое что для любых  $n \in \mathbb{N}$ , n > N выполнено:

$$E\|\hat{\theta}_n - \theta_n\|^2 \le L.$$

Далее предположим, что следующие условия выполнены:

(A) Пусть функция  $f_A(x,n) = f(Ax,n)$  строго выпукла в ее точке минимума относительно x:

$$\langle A^T \nabla f(Ax, n), x - \theta_{n-1} - A^{-1} \xi_n \rangle \ge \mu \| x - \theta_{n-1} - A^{-1} \xi_n \|^2,$$

где  $\mu > 0$ .

(В) Градиент  $\nabla F(\cdot, w, n)$  — Липшецев  $\forall n, \forall w$  с константой  $M \in \mathbb{R}, M > 0$ :

 $\|\nabla F(x, w, n) - \nabla F(y, w, n)\| \le M \|x - y\|.$ 

(С) Локальное свойство Лебега для функции  $\nabla F(x, w, n)$ :  $\forall x \in \mathbb{R}^d \exists$  в окрестности  $U_x$  такой что  $\forall x' \in U_x ||\nabla F(x, w, n)|| < \Phi_{x,n}(w)$ где  $\Phi_{x,n}(w)$ :  $\mathbb{R}^p \to \mathbb{R}$  интегрируемо по w:  $\int_{\mathbb{R}^p} \Phi_x(w) dw < \infty$ 

(D) Ограниченность F и  $\nabla F$  в точке минимума константами  $F_1 > 0$  и  $F_2 > 0$ :  $E \|F(\theta_n, w_n, n)\| \le F_1$ ,  $E \|\nabla F(\theta_n, w_n, n)\|^2 \le F_2$ .

Обозначим  $E_n\{\cdot\}$  — математическое ожидание обусловленное случайными величинами  $\theta_1, \ldots, \theta_n, \hat{\theta}_1, \ldots, \hat{\theta}_n$ , а  $\bar{E}_n\{\cdot\}$  — обусловленное  $\theta_1, \ldots, \theta_n, \theta_{n+1}, \theta_{n+2}, \hat{\theta}_1, \ldots, \hat{\theta}_n$ .

(Е) Дрейф удовлетворяет условиям

а) при случайной природе:

$$\theta_{n-1} - E_{n-1}\theta_n \le A_0,$$
  

$$E_{n-1} \|\theta_n - \theta_{n-1}\| \le A_1,$$
  

$$E_{n-1} \|\theta_n - \theta_{n-1}\|^2 \le A_2,$$
  

$$E_{n-2}(\theta_n - \theta_{n-1})^T (\theta_{n-1} - \theta_{n-2}) \le A_3,$$

| 110 | 1 | 1 | 9 |
|-----|---|---|---|
|-----|---|---|---|

а) при неслучайной природе:

$$\|\theta_{n-1} - E_{n-1}\theta_n\| \le A_0,$$
  
 $\|\theta_n - \theta_{n-1}\| \le A_1 = A_2 = A_3$ 

(F) Ограничение на изменение значений функции в произвольной точке x с константами  $C_i^j \in \mathbb{R}$  где i = 1, 2, j = 0, 1, 2:

$$E_n\{F(x, w_n, n) - F(x, w_{n-1}, n-1)\} \le C_1^1 ||x - \theta_{n-1}|| + C_1^0,$$
  

$$E_n(F(x, w_n, n) - F(x, w_{n-1}, n-1))^2 \le C_2^2 ||x - \theta_{n-1}||^2 + C_2^1 ||x - \theta_{n-1}|| + C_2^0.$$

#### 2.2. Задача отслеживания при помощи двух камер

Рассмотрим движущуюся точку  $X_k \in \mathbb{R}^3$ . Предположим что движение точки характеризуется ее скоростью  $V_k \in \mathbb{R}^3$  и некоторой помехой  $\xi_k$ , мы можем построить динамическую систему с состоянием  $\theta_k = (X_k, V_k)$  и уравнением перехода:

$$\theta_k = A\theta_{k-1} + \xi_k,$$

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0\\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0\\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1\\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Теперь предположим, что имеется пара камер с известными проективными матрицами  $P_1$  и  $P_2$ . В момент времени k вычислим проекции точки  $X_k$  на каждую камеру, используя уравнения:

$$\begin{split} \lambda_{1,k} * (x_{1,k}^1, x_{1,k}^2, 1)^T &= P_1(X_k^{(1)}, X_k^{(2)}, X_k^{(3)}, 1)^T \\ \lambda_{2,k} * (x_{2,k}^1, x_{2,k}^2, 1)^T &= P_2(X_k^{(1)}, X_k^{(2)}, X_k^{(3)}, 1)^T, \end{split}$$

где  $\lambda_{1,k}$ ,  $\lambda_{2,k}$  — положительные числа, а  $(x_{1,k}^1, x_{1,k}^2)^T$  и  $(x_{2,k}^1, x_{2,k}^2)^T$  представляют проекции точки на плоскости соответствующих камер. Объединив обе проекции в один вектор, можем рассмотреть следующую модель наблюдения:

$$z_k = h(\theta_k) + w_k, \ h(\theta_k) = (x_{1,k}^1, x_{1,k}^2, x_{2,k}^1, x_{2,k}^2)^{\mathrm{T}}.$$
120

Минимизации ошибки измерения с таким выбором функции  $h(\theta_k)$ эквивалентна минимизации геометрической ошибки перепроектирования [15]. В [19] было показано, что данная функция не имеет глобальной выпуклости в случае двух камер, что приводит к сложностям поиска ее минимума при помощи локальных методов. В нашем моделировании мы использовали процедуру проектирования градиента для ограничения области поиска минимума к окрестности, где выпуклость сохраняется.

### 3. Алгоритм 1

Пусть { $\Delta_n$ } — последовательность возмущений представляющая собой набор независимых Бернуллиевских случайных векторов с компонентами принимающими значения ±1 с вероятностью  $\frac{1}{2}$ . Пусть вектор  $\hat{\theta}_0 \in \mathbb{R}^q$  — начальное приближение. Будем строить последовательность оценок состояния системы { $\theta_n$ }, используя следующую процедуру:

$$\hat{\theta}_n = A(\hat{\theta}_{n-1} - \alpha g_n(\hat{\theta}_{n-1}, \beta \Delta_n)),$$

где  $\alpha > 0$  — коэффициент величины шага,  $g_n(x, \beta \Delta_n)$  — аппроксимация  $\nabla_x(f(Ax, n)) = \nabla_x f(x, n)^T A$  определенная ниже,  $\beta$  — рабочий шаг, определяющий точность приближения градиента. В качестве  $g_n$  можно использовать одну из двух аппроксимаций:

$$g_n(x,\beta,\Delta_n) = \frac{1}{2\beta} \Delta_n (F(A(x+\beta\Delta_n)) - F(A(x-\beta\Delta_n)))$$

или

$$g_n(x,\beta,\Delta_n) = \frac{1}{\beta} \Delta_n(F(A(x+\beta\Delta_n)) + v_n^+).$$

#### 3.1. Теоретический анализ

**Теорема 1.** Пусть система и алгоритм определены как выше, условия **А-F** выполнены. Тогда для некоторых  $\alpha, \beta$  последовательность  $\theta_n$  отслеживается последовательностью  $\hat{\theta}_n$  с некоторой константой L.

Доказательство.

$$E_{\Delta,w} \|\theta_n - \hat{\theta}_n\|^2 = E_{\Delta,w} \|A(\hat{\theta}_{n-1} - \alpha g_n(\hat{\theta}_{n-1}, \beta, \Delta_n)) - \theta_n\|^2 \le 121$$

$$\leq E_{\Delta,w} \|A\|^2 \|\hat{\theta}_{n-1} - \alpha g_n(\hat{\theta}_{n-1}, \beta, \Delta_n) - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\|^2 =$$

$$= E_{\Delta,w} \|A\|^2 (\|\hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\|^2 - A^{-1}\xi_n\|^2 - A^{-1}\xi_n\|\hat{\theta}_{n-1}, \beta, \Delta_n), \hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n + A^{-1}\xi_n + A^{-1}\xi_n (\hat{\theta}_{n-1}, \beta, \Delta_n), \hat{\theta}_{n-1} - A^{-1}\xi_n \|^2 =$$

$$= \|A\|^2 (\|\hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\|^2 (1 - 2\alpha\mu) + \alpha^2 E_{\Delta,w} \|g_n\|^2 + A^{-1}\xi_n \|\hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\|).$$

Используя неравенство

$$C\beta \|\hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\| \le$$
  
$$\le \frac{1}{2} (C^2 \beta^2 \epsilon^2 + \epsilon^{-2} \|\hat{\theta}_{n-1} - \theta_{n-1} - A^{-1}\xi_n\|^2),$$

получаем

И

$$E_{\Delta,w} \|\theta_n - \hat{\theta}_n\|^2 \le a E_{\Delta,w} \|\theta_{n-1} - \hat{\theta}_{n-1}\|^2 + b$$

для некоторого b>0 <br/>и $a\in(0,1)$ с подходящим выбором  $\alpha$  <br/>и $\beta.$  Тогда

$$E_{\Delta,w} \|\theta_n - \hat{\theta}_n\|^2 \le a^n \|\theta_0 - \hat{\theta}_0\|^2 + (1 - a^n) \frac{b}{1 - a}$$
$$L = \frac{b}{1 - a}.$$

# 4. Моделирование

В моделировании использовался Алгоритм 1 вместе с шагом проектирования упомянутым ранее для решение задачи отслеживания положения 3Д точки. Оптимизируемая функция дважды дифференцируема почти всюду в области ее определения, следовательно в открытой окрестности точки минимума она всегда строго выпукла. В нашем моделировании мы рассматривали пару камер с матрицами:

$$P_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$



Рис. 1: Примеры траекторий. Пунктирная линия — искомая траектория. Сплошная линия — оценка.  $\sigma^{\xi_0}=0.5,\,\sigma^{\xi_k}=0,\,\sigma^w=0.01,\,\alpha=30,\,\beta=8,\,\gamma=0.01.$ 

|           | (1.0000 | 0      | 0       | 5.0000 |  |
|-----------|---------|--------|---------|--------|--|
| $P_{2} =$ | 0       | 0.7071 | -0.7071 | 0      |  |
|           | 0       | 0.7071 | 0.7071  | 0 /    |  |

Были выбраны: начальное приближение состояния системы —  $\theta_0 = (2.5, 1.5, 5.5, 3, 3, 1)^T$ , помехи — гауссовские случайные величины с математическим ожиданием равным нулю. Пусть  $\sigma^{\xi_0}, \sigma^{\xi_k}, \sigma^w$ — дисперсии шума в начальном приближении, в процессе изменения состояния и в наблюдении соответственно,  $\gamma$  — граница для нормы градиента в алгоритме. На рис. 1, 2 изображены примеры получаемых алгоритмом траекторий вместе с искомыми траекториями движения объекта. Видно, что алгоритм успешно отслеживает положение движущейся точки, однако, при наличии ошибки в процессе изменения состояния, точность оценок падает, но они все же не покидают область настоящего положения точки. На рис. 3, 4 изображены графики ошибки измерения, усредненные по 2000 запускам алгоритма. В каждом случае ошибка измерения снижается на первых итерациях (алгоритм подавляет ошибку в начальном измерении) и остается ограниченной большую часть времени.



Рис. 2: Примеры траекторий. Пунктирная линия — искомая траектория. Сплошная линия — оценка.  $\sigma^{\xi_0}=0.5,~\sigma^{\xi_k}=0.05,~\sigma^w=0.01,~\alpha=30,~\beta=8,~\gamma=0.01.$ 



Рис. 3: Усредненная ошибка измерения.  $\sigma^{\xi_0}=0.5,~\sigma^{\xi_k}=0,~\sigma^w=0.01,~\alpha=30,~\beta=8,~\gamma=0.01.$ 



Рис. 4: Усредненная ошибка измерения  $\sigma^{\xi_0}=0.5,\,\sigma^{\xi_k}=0.05,\,\sigma^w=0.01,\,\alpha=30,\,\beta=8,\,\gamma=0.01.$ 

Стоит заметить, что использование РФК в аналогичных условиях приводит к более точным оценкам, но т. к. фильтр Калмана содержит достаточно сложные операции (вычисление градиента векторной функции, вычисление обратной матрицы), рандомизированный алгоритм работает значительно быстрее (табл. 1).

| Количество итераций | ΡΦΚ    | Алгоритм 1 |
|---------------------|--------|------------|
| 1000                | 0,62 c | 0,03 c     |
| 3000                | 1,90 c | 0,12 c     |
| 5000                | 3,21 c | 0,26 c     |

Таблица 1. Время фильтрации траектории определенной длины.

Кроме того, для инициализации процедуры РФК необходимо знать матрицы ковариаций шумов в состоянии системы, в начальном приближении и в наблюдениях, информация о которых редко доступна, особенно в задачах из области компьютерного зрения. Эти преимущества позволяют использовать Алгоритм 1 в более широком спектре задач, где необходимо получение оценок состояния системы с достаточно быстрой скоростью и без заранее известной информации о имеющихся помехах.

## 5. Заключение

В статье был предложен алгоритм отслеживания линейно дрейфующего минимума. Было показано, что алгоритм успешно справляется с задачей отслеживания объекта на основе зашумленных наблюдений, получаемых с двух откалиброванных камер. В дальнейшем планируется более глубокое изучение свойств алгоритма: анализ дисперсии оценок, численное сравнение теоретических оценок и экспериментальных, тестирование алгоритма на реальных данных.

# Список литературы

- [1] Поляк Б. Т. Введение в оптимизацию. М.: Наука. 1983.
- [2] Robbins H., Monro S. A stochastic approximation method // Annals of Mathematical Statistics. 1951. Vol. 22. No. 3. P. 400– 407.
- [3] Kiefer J., Wolfowitz J. Stochastic estimation of the maximum of a regression function. // Annals of Mathematical Statistics. 1952. Vol. 23. No. 3. P. 462-466.
- [4] Граничин О. Н. Об одной стохастической рекуррентной процедуре при зависимых помехах в наблюдении, использующей на входе пробные возмущения // Вестник Ленингр. ун-та. Сер. 1. 1989. Вып.1(4). С. 19–21.
- [5] Поляк Б. Т., Цыбаков А. Б. Оптимальные порядки точности поисковых алгоритмов стохастической аппроксимации // Проблемы передачи информации. 1990. № 2. С. 45–53.
- [6] Граничин О. Н. Процедура стохастической аппроксимации с возмущением на входе // Автоматика и телемеханика. 1992. №2. С. 97–104.
- [7] Spall J.C. Multivariate stochastic approximation using a simultaneous perturbation gradient approximation // IEEE Trans. Automat. Contr. 1992. Vol. 37. No. 3. P. 332-341.
- [8] Граничин О.Н. Стохастическая оптимизация и системное программирование // Стохастическая оптимизация в информатике. Т. 6. 2010. С. 3–44.

- [9] Попков А. Ю. Градиентные методы для нестационарных задач безусловной оптимизации // Автоматика и телемеханика. 2005.
   № 6. С. 883–891.
- [10] Kushner H.J., Yin G.G. Stochastic Approximation Algorithms and Applications. — New York: Springer–Verlag. 2002.
- [11] Granichin O., Gurevich L., Vakhitov A. Discrete-time minimum tracking based on stochastic approximation algorithm with randomized differences // Proc. of the Combined 48th IEEE Conf. on Decision and Control and 28th Chinese Control Conf. Shanghai. P.R. China. 2009. P. 5763–5767.
- [12] Gurevich L., Vakhitov A. SPSA Algorithm for Tracking // Proc. 12th Int. Student Olympiad on Automatic Control. 2008. P. 52–57.
- [13] Фомин В.Н. Методы управления линейными дискретными объектами. Л.: Изд-во Ленингр. ун-та. 1985.
- [14] Матвеев А.С., Якубович В.А. Абстрактная теория оптимального управления. — СПбГУ. 1994.
- [15] Zisserman A., Hartley R. Multiple View Geometry in Computer Vision. — Cambridge University Press. 2004.
- [16] Mikic I., Santini S., Jain R. Video processing and integration from multiple cameras // Proc. of the Image Understanding Workshop. Morgan-Kaufman. 1998. P. 183–187.
- [17] She S. Navigation System for Autonomous Mobile Robot a Simultaneous Localization and Mapping Approach. [online] www.ietymec.org/papers/U16.pdf
- [18] Sibley G., Sukhatme G., Matthies L. The iterated sigma point kalman filter with applications to long range stereo // Proc. of Robotics: Science and Systems. 2006.
- [19] Kahl F., Hartley R. Multiple-view geometry under the L1-Norm. // IEEE Trans. on Pattern Analysis and Machine Intelligence. 2008. Vol. 30. No. 9.