

УДК 004.932

АЛГОРИТМ ПОИСКА ОПТИМАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ ДЕТЕКТОРОВ ОСОБЫХ ТОЧЕК ПО ЛОКАЛЬНЫМ ХАРАКТЕРИСТИКАМ ИЗОБРАЖЕНИЯ

© А. В. Лихачев

*Институт автоматики и электрометрии СО РАН,
630090, г. Новосибирск, просп. Академика Коптюга, 1
E-mail: ipm1@iae.nsk.su*

Предложен метод, позволяющий определять оптимальные значения параметров детекторов особых точек \mathbf{p} по локальным характеристикам изображения μ . Метод основан на процедуре поиска экстремума аналитической зависимости $\delta = P(\mathbf{p}, \mu)$, где δ — критерий эффективности детектора, определяемый как взвешенная сумма ошибок первого и второго рода. Зависимость $P(\mathbf{p}, \mu)$ интерполирует набор $\delta(\mathbf{p}_i, \mu_j)$, получаемый по выборке из множества однотипных изображений. Выполнен эксперимент с 40 рентгенограммами нижней части позвоночника человека, которые обрабатывались детекторами Харриса — Стефенса и SUSAN. Получено, что при выборе настраиваемых параметров детектора предложенным методом критерий δ оказался существенно ниже, чем для значений этих параметров на границах рекомендуемых интервалов.

Ключевые слова: детекторы особых точек, локальные моменты изображения, оптимальные значения настраиваемых параметров.

DOI: 10.15372/AUT20230502

Введение. В процессе анализа изображений важную роль играют расположенные на них особые точки. Под ними понимаются пиксели, в окрестностях которых имеются аномальные изменения цветности или яркости. В рассматриваемых в данной работе полутоновых изображениях это, как правило, точки, соответствующие вершинам углов объектов регистрируемой трёхмерной сцены. Для их поиска хорошо подходят детекторы, анализирующие локальные распределения яркости в пределах небольшого, площадью несколько десятков пикселей, окна, перемещающегося по изображению. Один из первых детекторов такого рода был представлен в работе [1]. Использованные в ней идеи оказались плодотворными, в результате было разработано несколько модификаций детектора [2–4]. В [5] был предложен детектор SUSAN (Smallest Univalued Segment Assimilation Nucleus), обладающий, по мнению некоторых специалистов, рядом преимуществ по сравнению с вариациями алгоритма [1], подробности приведены в работе [6]. Имеются также и другие детекторы особых точек [7–10], среди которых есть обучаемые [11, 12]. Их сравнительный анализ для использования в различных приложениях проводится в [13–16].

В представленной работе рассматриваются детекторы Харриса — Стефенса [3] и SUSAN. Оба алгоритма находят локальные максимумы функции отклика $R(x, y)$, значения которых попадают в заданный интервал $[t_{\min}; t_{\max}]$. В первом случае $R(x, y)$ вычисляется по формуле

$$R(x, y) = \det(A(x, y)) - \alpha(\text{trace}(A(x, y)))^2, \quad (1)$$

где $\det(A(x, y))$ и $\text{trace}(A(x, y))$ — определитель и след матрицы $A(x, y)$ размером 2×2 , которая находится по яркости изображения $I(x, y)$; через α обозначен коэффициент чувствительности — настраиваемый параметр с рекомендуемым интервалом значений от 0,04

до 0,15. Обозначим через $D_1(x, y)$ и $D_2(x, y)$ производные от функции $I(x, y)$ по первому и второму аргументам соответственно. Дискретизируем изображение и просуммируем с весами $w(u, v)$ значения производных в пикселях, попавших в створ квадратного окна W с центром в пикселе с координатами (x, y) :

$$\bar{D}_1(x, y) = \sum_{(u,v) \in W} w(u, v) D_1(x - u, y - v); \quad (2)$$

$$\bar{D}_2(x, y) = \sum_{(u,v) \in W} w(u, v) D_2(x - u, y - v).$$

Тогда $A(x, y)$ будет вычисляться по формуле

$$A(x, y) = \begin{pmatrix} (\bar{D}_1(x, y))^2 & \bar{D}_1(x, y)\bar{D}_2(x, y) \\ \bar{D}_1(x, y)\bar{D}_2(x, y) & (\bar{D}_2(x, y))^2 \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Детектор SUSAN реализуется следующим образом. Задаётся круговая область C_r с центром в анализируемом пикселе (x, y) , который далее будет называться ядром. Для всех пикселей, попавших в C_r , вычисляется функция $B_{x,y}(u, v)$, характеризующая близость их яркости к яркости ядра:

$$B_{x,y}(u, v) = \exp\left(\left(\frac{I(u, v) - I(x, y)}{I_{th}}\right)^6\right), \quad (4)$$

где I_{th} — параметр, называемый разностным порогом интенсивностей. Далее выражение (4) суммируется по области C_r :

$$S(x, y) = \sum_{(u,v) \in C_r} B_{x,y}(u, v). \quad (5)$$

После этого вычисляется функция отклика $R(x, y) = G_{th} - S(x, y)$, если $G_{th} > S(x, y)$ и $R(x, y) = 0$ в противном случае. Величина G_{th} называется геометрическим порогом.

В описанных выше реализациях детектор Харриса имеет три настраиваемых параметра: α , t_{\min} , t_{\max} , а SUSAN — четыре: I_{th} , G_{th} , t_{\min} , t_{\max} . Практика показывает, что изменение этих параметров даже в пределах рекомендуемых интервалов (если таковые имеются) существенно влияет на эффективность работы детекторов. Более того, для различных классов изображений и типов решаемых задач предпочтительными являются разные значения настраиваемых параметров.

Цель исследования состоит в разработке метода поиска на основе общих характеристик изображения значений настраиваемых параметров детектора, при которых поставленная для него задача будет решена с наименьшей в определённом смысле ошибкой.

1. Предлагаемый метод. Рассмотрим следующую задачу. Пусть имеется множество однотипных изображений \mathcal{M} . В частном случае элементы \mathcal{M} могут быть получены из одного изображения путём геометрических преобразований. Известно, что на каждом изображении присутствует набор особых точек \mathcal{N} , имеющий определённую структуру и характерное местоположение. Пусть \mathcal{V} — выборка из \mathcal{M} . Для изображений, входящих в \mathcal{V} , известны координаты всех точек, составляющих набор \mathcal{N} . Требуется на любом изображении из $\mathcal{M} \setminus \mathcal{V}$ найти точки из \mathcal{N} с помощью детектора с настраиваемыми параметрами.

Обозначим критерий точности решения этой задачи через δ . В работе предлагается метод определения для каждого конкретного изображения из $\mathcal{M} \setminus \mathcal{V}$ значений параметров

детектора, при которых δ будет иметь экстремум. Предположим, что детектор имеет N параметров настройки: $p^{(1)}, p^{(2)}, \dots, p^{(N)}$, принимающих вещественные значения, а изображение характеризуется набором из M чисел: $\mu^{(1)}, \mu^{(2)}, \dots, \mu^{(M)}$. В общем случае критерий δ является функцией $N + M$ переменных — параметров детектора и характеристик изображения. Аппроксимируем эту зависимость полиномом второй степени:

$$\begin{aligned} \delta(p^{(1)}, \dots, p^{(N)}, \mu^{(1)}, \dots, \mu^{(M)}) &= \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M a_{nm}^{(1,1)} p^{(n)} \mu^{(m)} + \sum_{n=1}^N a_n^{(2,0)} (p^{(n)})^2 + \\ &+ \sum_{m=1}^M a_m^{(0,2)} (\mu^{(m)})^2 + \sum_{n=1}^N a_n^{(1,0)} p^{(n)} + \sum_{m=1}^M a_m^{(0,1)} \mu^{(m)} + a^{(0,0)}. \end{aligned} \quad (6)$$

Возьмём некоторое изображение, не принадлежащее выборке \mathcal{V} . Вычислим его характеристики $\mu_0^{(1)}, \dots, \mu_0^{(M)}$ и подставим их в (6) вместо переменных $\mu^{(1)}, \dots, \mu^{(M)}$. Тогда (6) останется только функцией переменных $p^{(1)}, \dots, p^{(N)}$. Необходимым условием существования его экстремума в точке $\mathbf{p}_{ex} = (p_{ex}^{(1)}, \dots, p_{ex}^{(N)})$ является

$$\sum_{m=1}^M a_{nm}^{(1,1)} \mu_0^{(m)} + 2a_n^{(2,0)} p_{ex}^{(n)} + a_n^{(1,0)} = 0, \quad n = 1, \dots, N, \quad (7)$$

откуда

$$p_{ex}^{(n)} = -\frac{1}{2a_n^{(2,0)}} \left(\sum_{m=1}^M a_{nm}^{(1,1)} \mu_0^{(m)} + a_n^{(1,0)} \right), \quad n = 1, \dots, N. \quad (8)$$

Чтобы в точке с координатами (8) достигался минимум, достаточно потребовать $a_n^{(2,0)} > 0$, $n = 1, \dots, N$. Таким образом, поставленная задача решена, если известны коэффициенты полинома (6), удовлетворяющие указанному требованию.

Определим коэффициенты полинома (6). Зададим на областях возможных значений параметров детектора равномерные сетки. Пусть $N_p^{(n)}$ — число узлов сетки для n -го параметра, а его значения в этих узлах $p_i^{(n)}$, где $i = 1, \dots, N_p^{(n)}$. Для всех изображений, входящих в выборку, вычислим характеристики. В результате получим набор $\mu_j^{(m)}$, $m = 1, \dots, M$, $j = 1, \dots, N_{\mathcal{V}}$ (через $N_{\mathcal{V}}$ обозначено количество элементов выборки). На каждое изображение из \mathcal{V} запустим детектор со всеми возможными комбинациями значений параметров, число которых, очевидно, составляет $N_p = N_p^{(1)} N_p^{(2)} \dots N_p^{(N)}$. Поскольку для изображений, принадлежащих выборке, набор \mathcal{N} известен, для них можно вычислить критерий δ . Таким образом, насчитывается $N_{\mathcal{V}} N_p$ значений $\delta(p_{i_1}^{(1)}, \dots, p_{i_N}^{(N)}, \mu_j^{(1)}, \dots, \mu_j^{(M)})$, где каждое i_n меняется от 1 до $N_p^{(n)}$. Далее, выстраивая какой-либо интерполяционный полином второй степени в пространстве \mathbb{R}^{N+M} при условии $a_n^{(2,0)} > 0$, $n = 1, \dots, N$, получаем требуемые коэффициенты для выражения (6).

2. Реализация метода. Не уменьшая общности, предположим, что искомый набор \mathcal{N} состоит из K изолированных пикселей. Вокруг каждого из них определим область D . Пусть детектор отметил L точек, и L_1 ($L_1 \leq L$) из них попали в K_1 ($K_1 \leq K$) областей. Предлагаемое выражение для вычисления критерия δ даётся следующей формулой:

$$\delta = \frac{1}{K_1} (K - K_1 + \beta(L - L_1)), \quad (9)$$

где β — неотрицательное число. Поскольку первый член в скобках является ошибкой первого рода, а второй — ошибкой второго рода, то β показывает их относительную значимость. Отметим, что линейные комбинации ошибок первого и второго рода часто лежат в основе алгоритмов поиска оптимальных значений регулируемых параметров для процедур обработки и анализа изображений. В частности, таким образом оценивались пороги яркости для классификаторов изображений в [17, 18].

Нечётные моменты, вычисленные по небольшим областям изображения, могут служить показателями локальной неоднородности его яркости. Кроме того, в основе работы рассматриваемых здесь детекторов особых точек лежит анализ распределения яркости в пределах их окна. Поэтому представляется разумным взять в качестве характеристик $\mu^{(m)}$ средние нечётные локальные моменты, вычисленные в прямоугольных областях:

$$\mu^{(m)} = \frac{1}{(J_b - 2)(J_h - 2)} \sum_{j=3}^{J_h-2} \sum_{i=3}^{J_b-2} \left(\sum_{k=-2}^2 \sum_{l=-2}^2 (k^{2m-1} + l^{2m-1}) I(i+k, j+l) \right). \quad (10)$$

Здесь размер изображения составляет $J_b \times J_h$ пикселей, размер областей 5×5 пикселей.

Для простоты предположим, что имеются один настраиваемый параметр p и одна характеристика изображения μ , в качестве которой возьмём сумму нескольких первых нечётных моментов изображения (10). Тогда полином (6) принимает вид

$$\delta(p, \mu) = a^{(2,0)} p^2 + a^{(0,2)} \mu^2 + a^{(1,1)} p\mu + a^{(1,0)} p + a^{(0,1)} \mu + a^{(0,0)}. \quad (11)$$

Коэффициенты полинома (11) находим методом наименьших квадратов. Пусть $[p_s; p_f]$ — рассматриваемый интервал изменения параметра p . Зададим на нём N_p равноудалённых значений таких, что $p_1 = p_s$, $p_{N_p} = p_f$. Обозначим через $\delta(p_l, \mu_k)$ величину критерия (9), вычисленного по k -му изображению из выборки \mathcal{V} при запуске на нём детектора со значением настраиваемого параметра равным p_l . Запишем среднеквадратичное отклонение между полиномом (11) и набором $\delta(p_l, \mu_k)$:

$$\Delta = \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \sum_{l=1}^{N_p} (a^{(2,0)} p_l^2 + a^{(0,2)} \mu_k^2 + a^{(1,1)} p_l \mu_k + a^{(1,0)} p_l + a^{(0,1)} \mu_k + a^{(0,0)} - \delta(p_l, \mu_k))^2. \quad (12)$$

Поочерёдно продифференцируем (12) по каждому $a^{(i,j)}$ и, приравняв производные к нулю, получим систему из шести линейных уравнений для определения значений $a^{(i,j)}$, при которых Δ принимает минимальное значение. В частности, из $\partial \Delta / \partial a^{(2,0)} = 0$ имеем

$$\begin{aligned} N_{\mathcal{V}} a^{(2,0)} \sum_{l=1}^{N_p} p_l^2 + N_p a^{(0,2)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \mu_k^2 + a^{(1,1)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \sum_{l=1}^{N_p} p_l \mu_k + N_{\mathcal{V}} a^{(1,0)} \sum_{l=1}^{N_p} p_l + \\ + N_p a^{(0,1)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \mu_k + N_{\mathcal{V}} N_p a^{(0,0)} - \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \sum_{l=1}^{N_p} \delta(p_l, \mu_k) = 0. \end{aligned} \quad (13)$$

Поскольку критерий (9) принимает положительные значения, для того чтобы выполнялось условие существования минимума полинома (11) как функции p , потребуем

$$N_p a^{(0,2)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \mu_k^2 + a^{(1,1)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \sum_{l=1}^{N_p} p_l \mu_k + N_{\mathcal{V}} a^{(1,0)} \sum_{l=1}^{N_p} p_l +$$

$$+ N_p a^{(0,1)} \sum_{k=1}^{N_{\mathcal{V}}} \mu_k + N_{\mathcal{V}} N_p a^{(0,0)} = 0. \quad (14)$$

Равенство (14) обеспечивает неравенство $a^{(2,0)} > 0$. Поэтому будем искать условный минимум функционала (12) при условии (14).

После того как коэффициенты полинома найдены, берём изображение, не принадлежащее выборке \mathcal{V} . Пусть его характеристика равна μ_0 . Подставим это значение в (11), приравняв производную по p получающегося при этом выражения к нулю, будем иметь уравнение для определения регулируемого параметра детектора p_{ex} , при котором для $\mu = \mu_0$ значение (11) будет минимальным:

$$2a^{(2,0)} p_{ex} + a^{(1,1)} \mu_0 + a^{(1,0)} = 0, \quad (15)$$

откуда

$$p_{ex} = -\frac{a^{(1,1)} \mu_0 + a^{(1,0)}}{2a^{(2,0)}}. \quad (16)$$

Таким образом, для любого изображения, не принадлежащего к выборке \mathcal{V} , можно найти значение параметра детектора, при котором полином второй степени, аппроксимирующий выборочные значения критерия точности, минимален.

3. Вычислительный эксперимент. Вычислительный эксперимент проводился над детектором Харриса — Стефенса и детектором SUSAN. Для каждого из них выбирался один параметр, величину которого нужно было определить, значение же остальных параметров фиксировано. В первом случае это был коэффициент чувствительности α , во втором — нижняя граница допустимых значений локальных максимумов t_{\min} . Эти параметры выбраны потому, что в проведённом численном моделировании их изменение оказывало наибольшее влияние на величину критерия (9). Характеристика изображений μ вычислялась как сумма трёх средних локальных моментов (10): $\mu = \mu^{(1)} + \mu^{(2)} + \mu^{(3)}$.

При вычислении критерия δ по формуле (9) значение β бралось равным 0,05, а размер областей D — 5×5 пикселей. Чтобы построить зависимость $\delta(p, \mu)$, была получена выборка \mathcal{V} , состоящая из двадцати сходных изображений — рентгенограмм нижней части позвоночника человека, взятых в свободном доступе в сети Интернет. Для всех изображений с использованием формулы (10) была вычислена характеристика μ . Целями детектирования служили углы шести позвонков, координаты которых определялись вручную. На рис. 1 приведены два изображения из выборки с указанными на них областями D . Для рентгенограммы на рис. 1, a характеристика $\mu = -359,4$, а для рис. 1, b $\mu = -197,8$.

Все изображения, составляющие выборку \mathcal{V} , были обработаны каждым из детекторов при разных значениях изменяемого параметра. При этом были получены наборы $\delta_H(p_k, \mu_l)$ и $\delta_S(p_k, \mu_l)$ для детектора Харриса — Стефенса и детектора SUSAN соответственно. По каждому из этих наборов был построен полином, как описано в разд. 2. На рис. 2 сплошные линии соединяют точки $\delta_H(p_k)|_{\mu=-359,4}$ и $\delta_S(p_k)|_{\mu=-359,4}$ (т. е. значения критерия, полученные при обработке изображения, представленного на рис. 1, a). Штриховыми линиями показаны соответствующие сечения интерполирующего полинома (11). Видно, что сечения имеют единственный минимум при $p = p_{ex}$, находящийся в области значений настраиваемого параметра, для которых δ имеет меньшую величину.

Кроме изображений, составивших выборку, было взято ещё двадцать рентгенограмм. Одна из них представлена на рис. 1, c , для неё $\mu = -141,9$. Среднее значение характеристики μ по всем сорока изображениям составило -185 при абсолютном среднем отклонении 63.

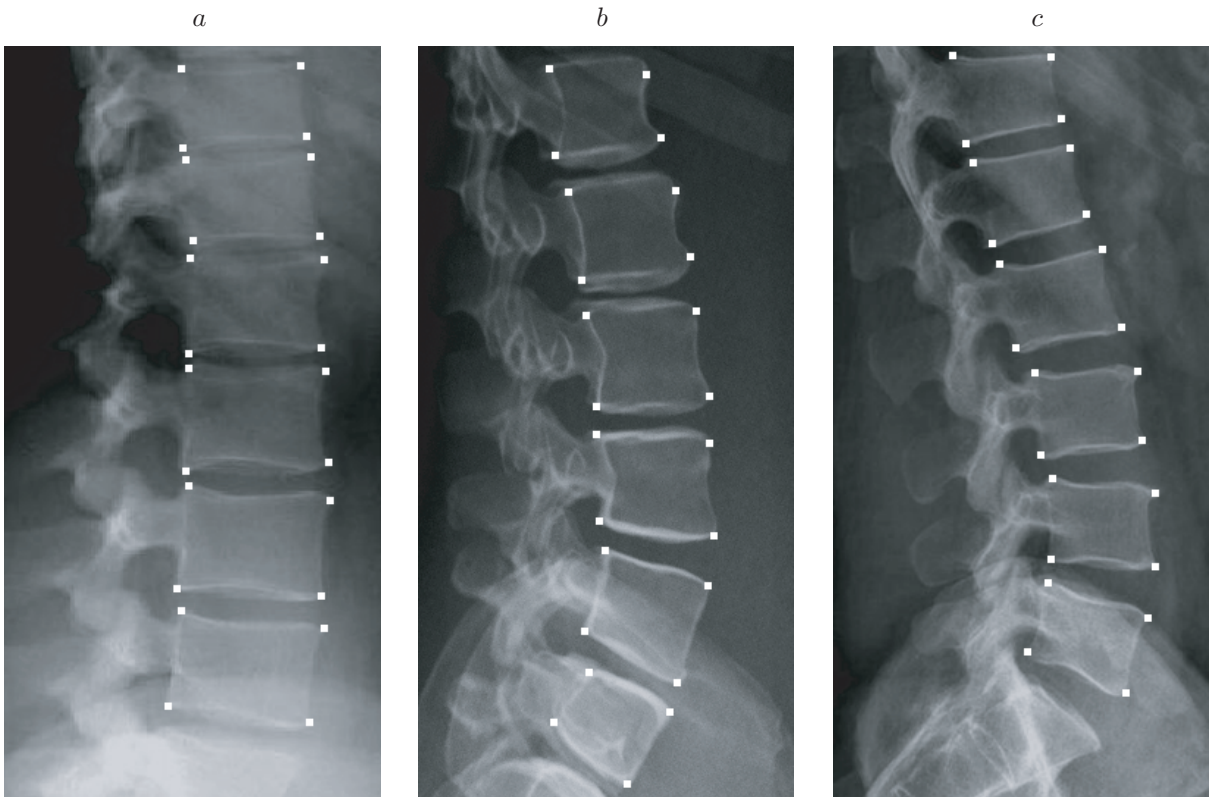


Рис. 1. Размеченные изображения: принадлежащие выборке \mathcal{V} (a, b), не принадлежащее \mathcal{V} (c)

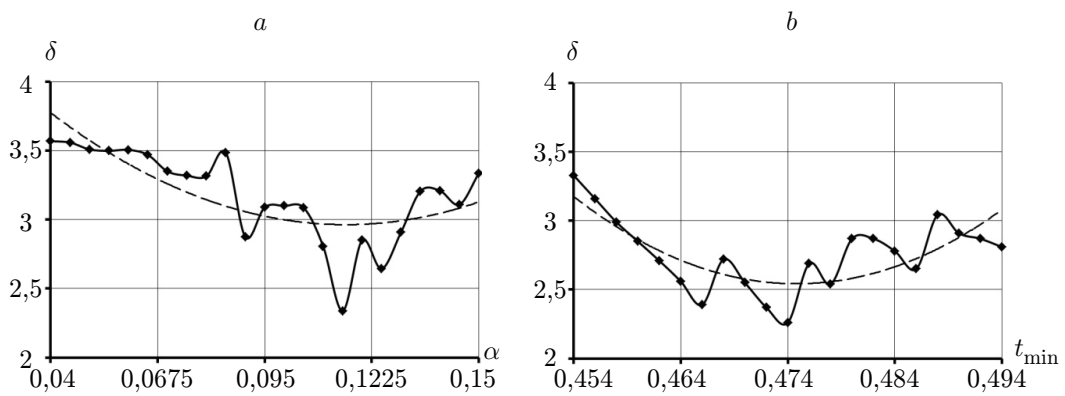


Рис. 2. Экспериментальные зависимости критерия δ от изменяемых параметров (сплошные кривые) и сечения полинома (11) (штриховые кривые): детектор Харриса — Стефенса (a), детектор SUSAN (b)

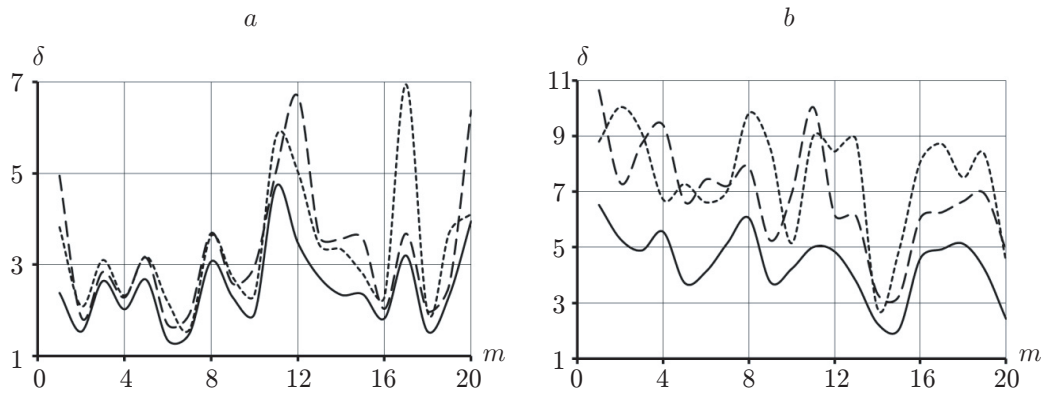


Рис. 3. Зависимости критерия δ от номера изображения (сплошные кривые $p = p_{ex}$, штриховые кривые $p = p_{min}$, пунктирные кривые $p = p_{max}$): для детектора Харриса — Стефенса (а), детектора SUSAN (б)

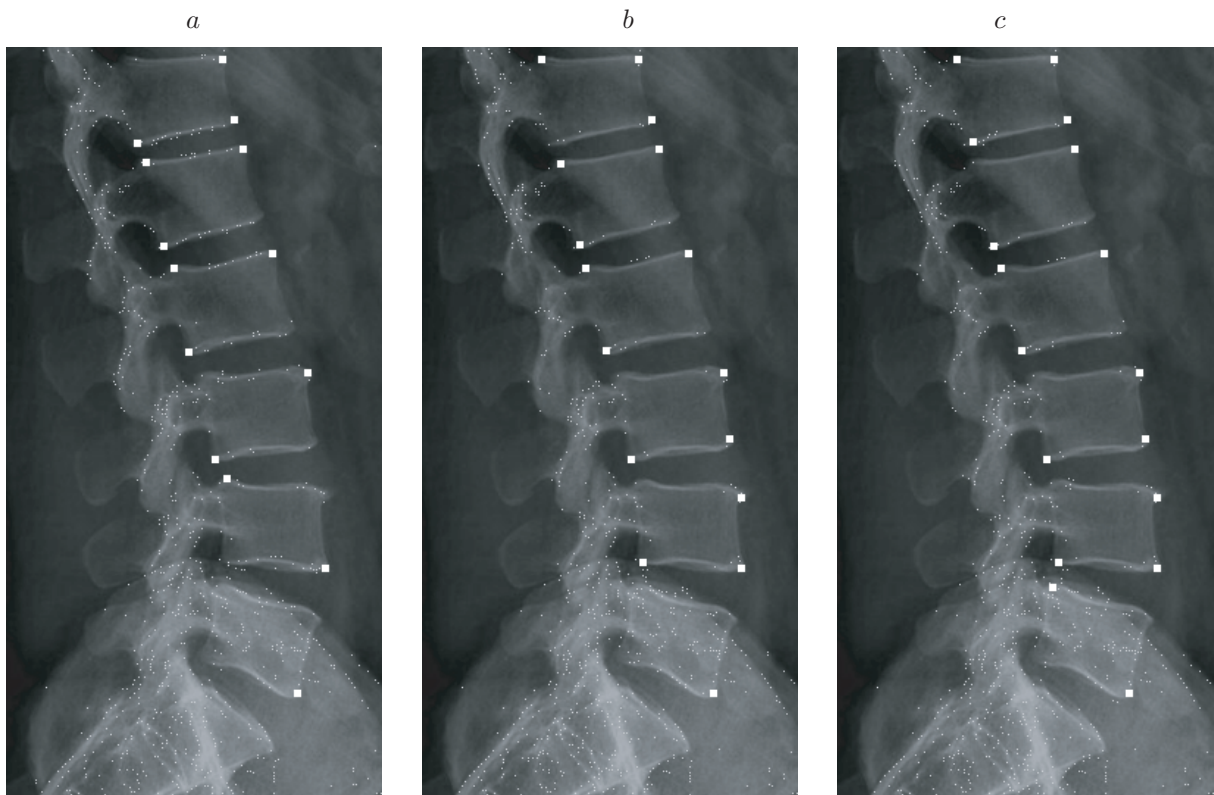


Рис. 4. Точки, отмеченные детектором Харриса — Стефенса при различных значениях коэффициента чувствительности: $\alpha = 0,04$ (а), $\alpha = 0,15$ (б), $\alpha = 0,115$ (с)

Для изображений, не входящих в \mathcal{V} , по формуле (15) были найдены экстремальные значения p_{ex} регулируемого параметра для обоих детекторов. Критерий (9), полученный при $p = p_{ex}$, сравнивался с $\delta(p_{\min}, \mu)$ и $\delta(p_{\max}, \mu)$, где p_{\min} и p_{\max} — значения на левой и правой границах рекомендуемого интервала изменения регулируемого параметра. Для детектора Харриса — Стефенса $p_{\min} = 0,04$, $p_{\max} = 0,15$, а для детектора SUSAN $p_{\min} = 0,454$, $p_{\max} = 0,494$. Для всех изображений получено, что для обоих детекторов значение $\delta(p_{ex}, \mu)$ оказалось ниже, чем для значений $\delta(p_{\min}, \mu)$ и $\delta(p_{\max}, \mu)$. На рис. 3 показаны зависимости критерия (9) от номера изображения m (не входящего в выборку \mathcal{V}). Нумерация проведена в порядке возрастания характеристики μ . Рис. 3, *a* относится к детектору Харриса — Стефенса, а рис. 3, *b* — к детектору SUSAN.

На рис. 4 и 5 представлена рентгенограмма, изображённая на рис. 1, *c*, с нанесёнными

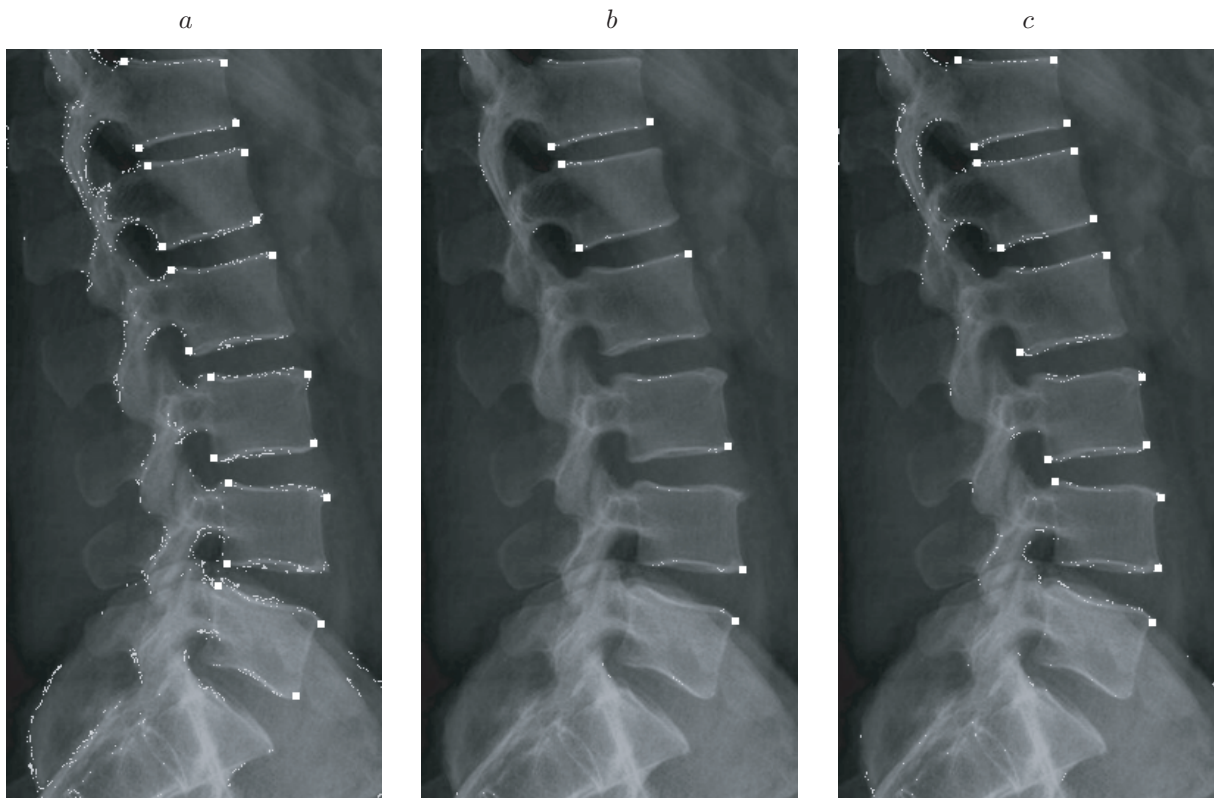


Рис. 5. Точки, отмеченные детектором SUSAN при различных значениях нижней границы локальных максимумов: $t_{\min} = 0,454$ (*a*), $t_{\min} = 0,494$ (*b*), $t_{\min} = 0,466$ (*c*)

Результаты работы детекторов с изображением, не вошедшим в выборку

Детектор	Значение параметра	Критерий δ	Найдено точек из набора (K_1)	Пропущено точек из набора ($K - K_1$)	Отмечено лишних точек ($L - L_1$)
Харриса	0,04	3,57	14	10	719
Харриса	0,15	3,34	16	8	908
Харриса	0,115	2,34	17	7	655
SUSAN	0,454	3,33	21	3	1338
SUSAN	0,494	2,81	8	16	129
SUSAN	0,466	2,26	17	7	628

на неё точками, найденными детектором Харриса — Стефенса (см. рис. 4) и детектором SUSAN (см. рис. 5). Также на этих рисунках отмечены области D , в которые попали найденные точки. Таким образом, число K_1 равно количеству отмеченных областей. Варианты на рис. 4 и 5 соответствуют значениям регулируемого параметра $p = p_{\min}$, $p = p_{\max}$ и $p = p_{ex}$. Сведения о результатах работы детекторов с изображением на рис. 1, с сведены в таблицу.

Заключение. В данной работе рассмотрена задача поиска определённого набора точек на сходных изображениях с помощью детекторов, имеющих настраиваемые параметры. Предложен метод определения их оптимальных значений путём поиска условного экстремума по переменным \mathbf{p} функции $\delta = P(\mathbf{p}, \boldsymbol{\mu})$. Здесь δ — критерий эффективности детектора, определяемый как взвешенная сумма ошибок первого и второго рода; \mathbf{p} — набор его настраиваемых параметров; $\boldsymbol{\mu}$ — вектор характеристик изображения. Функцию $P(\mathbf{p}, \boldsymbol{\mu})$ предлагается строить как интерполяционный полином второго порядка для множества точек $\delta(\mathbf{p}_i, \boldsymbol{\mu}_j)$, найденного по выборке изображений.

Метод был реализован для случая, когда p и μ являются скалярами, т. е. для одного настраиваемого параметра и одной характеристики изображения, в качестве которой была взята сумма средних локальных нечётных моментов изображения (с первого по пятый включительно). Коэффициенты полинома $P(p, \mu)$ определялись методом наименьших квадратов.

Вычислительный эксперимент был проведён над двумя детекторами особых точек: Харриса — Стефенса и SUSAN. Было взято сорок рентгеновских изображений нижней части позвоночника человека, двадцать из которых вошли в выборку, использовавшуюся для определения коэффициентов интерполирующего полинома $P(p, \mu)$. Полученные результаты подтвердили, что разработанный метод может быть использован на практике. Оказалось, что для обоих детекторов сечения полинома плоскостями $\mu = \text{const}$, соответствующими рассмотренным изображениям, имеют минимум в точке, находящейся внутри исследуемого интервала значений настраиваемого параметра, а в окрестности этого минимума выборочные значения $\delta(p, \mu)$ имеют меньшую величину, чем на остальных участках интервала. Кроме того, было получено, что для детектора Харриса — Стефенса для 34 из 40 обработанных изображений в окрестности точки минимума полинома $P(p, \mu)$ достигаются также минимумы ошибок первого и второго рода.

Финансирование. Работа выполнена при поддержке Министерства науки и высшего образования РФ (проект № 121022000116-0).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Moravec H.** Obstacle avoidance and navigation in the real world by a seeing robot rover. Tech. Report CMU-RI-TR-3. Carnegie-Mellon University, Robotics Institute, 1980.
2. **Forstner M. A., Gulch E.** A fast operator for detection and precise location of distinct points, corners and centers of circular features // Proc. of the ISPRS Intercom mission Conference on Fast Processing of Phonogrammic Data. Switzerland, Interlaken, 2-4 June, 1987. P. 281–305.
3. **Harris C., Stephens M.** A combined corner and edge detector // Proc. of the 4th Alvey Vision Conference. 1988. **15**, N 50. P. 147–151.
4. **Shi J., Tomasi C.** Good features to track // Proc. of the IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition. Seattle, USA, 21 June, 1994. P. 593–600.
5. **Smith S. M., Brady J. M.** SUSAN — A new approach to low level image processing // Int. Journ. Comput. Vision. 1997. **23**, N 34. P. 45–78.
6. **Jiang D., Yi J.** Comparison and study of classic feature points detection algorithm // Proc. of the Int. Conference on Computer Science and Service System. Nanjing, China, 11-13 Aug., 2012. P. 2307–2309.

7. **Kitchen L., Rosenfeld A.** Grey-level comer detection // Pattern Recogn. Lett. 1982. **1**, N 2. P. 95–102.
8. **Noble A.** Finding corners // Image Vis. Comput. 1988. **6**, N 2. P. 121–128.
9. **Trajkovic M., Hedley M.** Fast corner detection // Image and Vision Comput. 1998. **16**. P. 75–87.
10. **Rosten E., Drummond T.** Fusing points and lines for high performance tracking // Proc. of the Tenth IEEE Int. Conference on Computer Vision (ICCV 2005). Beijing, China, 17-21 Oct., 2005. Vol. 1. P. 1508–1515.
11. **Rosten E., Drummond T.** Machine learning for high-speed corner detection // Lect. Notes Comput. Sci. 2006. **3951**. P. 430–443.
12. **Bures L., Müller L.** Selecting keypoint detector and descriptor combination for augmented reality application // Lect. Notes Comput. Sci. 2016. **9811**. P. 604–612.
13. **Heinly J., Dunn E., Frahm J.** Comparative evaluation of binary features // Comput. Vision — ECCV 2012. 2012. **7573**. P. 759–773.
14. **Schmidt A., Kraft M., Fularz M., Domagala Z.** Comparative assessment of point feature detectors and descriptors in the context of robot navigation // Journ. Automation, Mobile Robotics & Intelligent Systems. 2013. **7**, N 1. P. 11–20.
15. **Satnik A., Hudec R., Kamencay P. et al.** A comparison of key-point descriptors for the stereo matching algorithm // Proc. of the 26th Int. Conference on Radioelektronika. Kosice, Slovakia, 19-20 Apr., 2016. P. 292–295.
16. **Шакенов А. К.** Сравнение детекторов особых точек изображений и оценка их статистических характеристик // Автометрия. 2021. **57**, № 1. С. 11–20. DOI: 10.15372/AUT20210102.
17. **Лихачев А. В.** Модифицированный метод обнаружения мелких структур на зашумлённых изображениях // Автометрия. 2019. **55**, № 6. С. 55–63. DOI: 10.15372/AUT20190607.
18. **Лихачев А. В.** Выделение трёх уровней яркости на зашумленном изображении // Вычислительные методы и программирование. 2020. **21**, № 2. С. 180–186.

Поступила в редакцию 17.04.2023

После доработки 10.05.2023

Принята к публикации 16.05.2023
