

## ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ЦЕНТРОИДНОГО АЛГОРИТМА ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КООРДИНАТ МАЛОРАЗМЕРНОГО ОБЪЕКТА

Светлаков А.А., д.т.н., зав. каф. ИИТ, Мартышевский Ю.В., к.н.т., доц. каф. ИИТ

*The classical technique uses the centroid methods for determination of small object's coordinates. However estimations of coordinates obtained with this method have a systematic mistakes. The algorithm that allows reducing a systematic mistake is presented in this article. Two competing methods are used to calculate the coordinates of point spread function image center. The comparison of presented algorithm with classical, centroid methods will be carried out*

### 1 Введение

Известно достаточно много задач в топографии и геофизических измерениях, при строительстве и контроле таких объектов, как мосты, виадуки, плотины и т. д., в которых необходимо определять координаты и осуществлять слежение за удаленными оптическими ориентирами. При этом, измеряя угловые координаты ориентира, судят о поведении (координатах) контролируемого объекта. Процесс измерения характеризуется высокой точностью, мобильностью и отсутствием какой-либо специальной подготовки, а, следовательно, и дешевизной его реализации [1, 2]. Часто такие устройства называют телевизионными следящими системами (ТСС) или телевизионными координаторами (ТК) [1].

Наиболее часто в качестве телевизионного датчика в таких системах используются приборы с зарядовой связью (ПЗС). Как техническое устройство ПЗС представляет собой плоскую матрицу, состоящую из физически однородных и геометрически симметричных элементов с размерами  $(15-25) \times 10^{-6}$  м и расстоянием между ними порядка  $3 \times 10^{-6}$  м. Жесткая геометрическая конструкция, большой динамический диапазон характеристики "свет-сигнал" ПЗС, а также удобства стыковки со средствами микропроцессорной техники позволяют существенно повысить качественные характеристики ТСС и, прежде всего, точность определения координат контролируемого объекта. Разрешающая способность оптической системы, а собственно и точность определения координат объекта, ограничены дифракционным кружком размытия изображения (дискон Эри), диаметр  $d_0$  которого определяется равенством  $d_0 = (1.22 \cdot F \cdot \lambda) / D_0$ , где  $\lambda$  - средняя длина волны падающего излучения,  $10^{-3}$  м;  $D_0$  - диаметр входной апертуры приемной оптики,  $10^{-3}$  м;  $F$  - фокусное расстояние оптической системы.

Как известно [1], для большинства используемых объективов диаметр диска Эри в центре поля зрения равен  $(30-40) \times 10^{-6}$  м и, если изображение объекта на детектирующей поверхности фотоприемника соизмеримо с размерами диска Эри, то объект (ориентир) принято называть точечным световым объектом (ТСО). Известно также, что функция, аппроксимирующая распределение яркости (ФРЯ) в изображении ТСО, является унимодальной. При указанных выше размерах элемента ПЗС изображение ориентира, например звезды, на детектирующей поверхности датчика занимает не более 3-4 элементов датчика. Малое число элементов ПЗС, доставляющих информацию о координатах ориентира, и, как непосредственное следствие этого, малое число отсчетов сигнала, содержащих в себе данную информацию, является причиной того, что задача определения координат изображения оказывается далеко не тривиальной задачей, а применение для ее решения многих известных и хо-

рошо зарекомендовавших себя в других условиях методов - мало эффективным. Так, именно малое число указанных выше отсчетов сигнала и равновероятное появление максимума сигнала в пределах элемента ПЗС обуславливают крайне низкую эффективность классического подхода к статистическому оцениванию координат ориентира, основанного, например, на использовании максимума апостериорной вероятности. Возможность использования расфокусировки для увеличения размеров изображения в данном случае также оказывается малоэффективной, так как ее применение значительно снижает чувствительность и точность измерения. Известные методы решения задачи с использованием линейной интерполяции отсчетов сигнала дают ошибку определения координат изображения не менее 10-12 % от размера элемента датчика /2, 3/. Применение для аппроксимации полиномов в виде конечных разностей /4/ повышает точность определения координат ориентира. Однако оно наиболее удобно при табличном задании отсчетов изображения. Но при таком способе задания изображения ощутимо снижается быстродействие устройства.

Отмеченные выше обстоятельства стимулируют проведение исследований, направленных на совершенствование и повышение эффективности уже известных методов определения координат ориентира, а также поиск, разработку и исследование новых методов решения обсуждаемой проблемы, обладающих более высокими точностными характеристиками и не требующих для своей реализации чрезмерно больших затрат ресурсов.

В данной работе анализируются точностные характеристики оценок координат ориентира, вычисляемых с помощью так называемого центроидного метода, известного своей предельной простотой и экономичностью. Показано, что вычисляемые с его помощью оценки координат ориентира являются смещенными, и предлагается простой способ уменьшения смещения данных оценок. Приводятся результаты численных экспериментов, выполненных нами с целью проверки работоспособности предлагаемого способа уменьшения смещения оценок координат ориентира и иллюстрации эффективности данного способа.

## **2 Модель сигнала и сущность центроидного метода вычисления оценок координат объекта**

Как известно [1], работа ТСС основана на том, что проецируемое оптической системой световое поле преобразуется телевизионным датчиком путем покадрового считывания информации в двумерный массив дискретных отсчетов видеосигнала, который содержит в себе  $M : N$  элементов и представляет собой не что иное, как прямоугольную  $(M \times N)$ - матрицу, имеющую  $M$  строк и  $N$  столбцов, где  $M$  и  $N$  - некоторые, вообще говоря, неравные натуральные числа. Слежение за ориентирами осуществляется посредством обработки видеосигнала в строке размером  $L \times L$  элементов, где  $L$  - некоторое заданное натуральное число и такое, что  $L \leq \min \{M, N\}$ . Будем считать всюду ниже, что за время развертки телевизионного кадра смещение изображения объекта (ориентира) по детектирующей поверхности датчика незначительно и его можно считать равным нулю, а соответственно и эффектами смаза изображения можно также пренебречь.

При решении многих реальных задач рассматриваемого класса представляется достаточно оправданным считать, что сигнал на выходе ПЗС-датчика является аддитивной смесью видеосигнала, несущего информацию о положении центра изображения объекта, и помехи типа белого шума, обусловленного темновым током датчика, и может быть представлен в виде

$$Z_{ij} = h_{ij} + n_{ij}, \quad (1)$$

где  $h_{ij}$  - яркость  $(i, j)$ -го элемента (отсчета сигнала);  $n_{ij}$  -  $(i, j)$ -й отсчет белого гауссова шума. При этом предполагается, что отсчеты  $n_{ij}$  удовлетворяют соотношениям:

$$\begin{aligned} \text{а) } & M\{n_{ij}\} = 0, \quad i = \overline{1, M}, j = \overline{1, N} \\ & \{0, i \neq k, j \neq l; \\ \text{б) } & M\{n_{ij}n_{kl}\} = \begin{cases} \sigma^2, & i = k, j = l, \\ 0, & i \neq k, j \neq l; \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

где  $\sigma^2$  - некоторое ограниченное положительное число - дисперсия шума.

Как видно из данных соотношений, отсчеты  $n_{ij}$  являются центрированными и некоррелированными случайными величинами, имеющими одинаковые дисперсии, равные  $\sigma^2$ . Основопологающим понятием, определяющим название и сущность центроидного метода вычисления оценок координат ориентира, является понятие "центра изображения" [2]. Применительно к стробу размером  $L \times L$  элементов под центром изображения понимается такая точка плоскости строба, координаты  $x_c$  и  $y_c$  которой определяются равенствами:

$$\text{а) } x_c = \frac{1}{\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L Z_{ij}} \sum_{j=1}^L j \sum_{i=1}^L Z_{ij}; \quad \text{б) } y_c = \frac{1}{\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L Z_{ij}} \sum_{i=1}^L i \sum_{j=1}^L Z_{ij}. \quad (3)$$

Заметим, что в случае, когда ФРЯ является унимодальной и симметричной относительно центра строба функцией и шум в измерениях отсутствует, т.е. выполняются равенства  $n_{ij} = 0$ ,  $i, j = \overline{1, L}$ , центр изображения, представленного на стробе, и геометрический центр строба полностью совпадают (рис. 1).

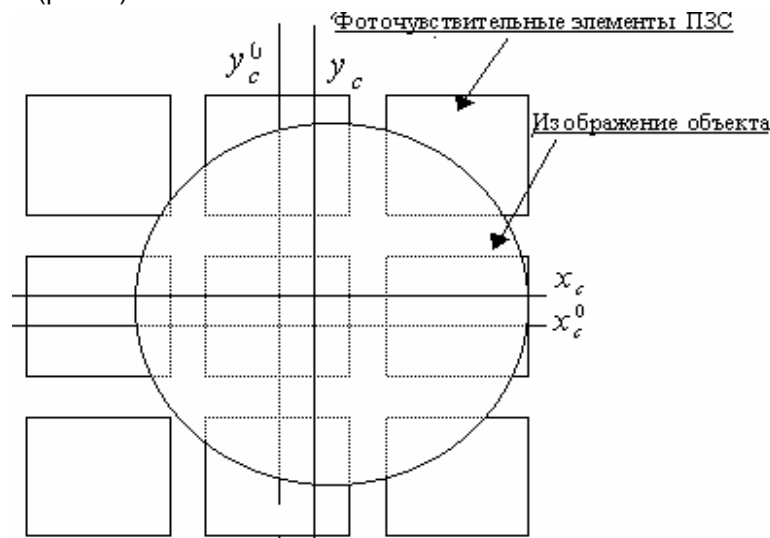


Рис. 1

Во всех других случаях данное совпадение, вообще говоря, отсутствует. Справедливость данного положения вытекает из геометрических представлений и без большого труда проверяется непосредственными вычислениями.

### 3 Анализ точностных характеристик оценок $x_c$ и $y_c$

Поскольку в измерениях  $\xi$  присутствуют значения случайных ошибок  $n_{i,j}$ ,  $i=1, \bar{M}$ ,  $j=1, \bar{N}$ , то очевидно, что оценки  $x_c$  и  $y_c$  являются значениями случайных величин.

$x_c$  и  $y_c$ , соответственно, не равны истинным значениям координат  $x_c^0$  и  $y_c^0$  центра изображения, которые вычисляются в соответствии с равенствами :

$$\text{а) } x_c^0 = \frac{1}{\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L h_{ij}} \sum_{j=1}^L j \sum_{i=1}^L h_{ij} \quad \text{и б) } y_c^0 = \frac{1}{\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L h_{ij}} \sum_{i=1}^L i \sum_{j=1}^L h_{ij} . \quad (4)$$

В этой связи представляет значительный интерес рассмотреть вероятностно-статистические свойства оценок  $x_c$  и  $y_c$  и, прежде всего, их первый и второй моменты [5], представляющие наибольший интерес для практических приложений. Приступая к анализу данных свойств оценок  $x_c$  и  $y_c$  и основываясь на равенстве (1), представим знаменатель в соотношениях (3) в виде

$$\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L (h_{ij} + n_{ij}) = \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L h_{ij} + \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L n_{ij},$$

и введем величины  $a$  и  $\xi$ , определив их, соответственно, равенствами

$$\text{а) } a = \sum \sum h_{ij} \quad \text{и б) } \xi = \sum \sum n_{ij} . \quad (5)$$

Поскольку шум является центрированным, то вполне оправданно считать, что величина  $\xi$  является достаточно малой. В этом случае дробный множитель  $1/\sum \sum$  в соотношении (3) можно пред-

ставить в виде  $\frac{1}{\sum \sum Z_{ij}} = \frac{1}{a + \xi} \approx \frac{1}{a} - \frac{1}{a^2} \xi$ . Как непосредственно видно из правой части приведен-

ного равенства, в данном случае речь идет о разложении дроби  $1/\sum \sum$  в ряд Тейлора по степеням

величины  $\xi$  и таких значениях данной величины, при которых оказывается возможным ограничиться использованием только линейной части ряда. Используя соотношение (1), представим внутренние суммы числителя в (3) в виде сумм по строкам и столбцам. В результате получим равенства :

$$\text{а) } \sum_{i=1}^L n_{ij} = \xi_j \quad \text{и б) } \sum_{i=1}^L h_{ij} = a_j ; \quad (7)$$

$$\text{а) } \sum_{j=1}^L n_{ij} = \xi_i ; \quad \text{и б) } \sum_{j=1}^L h_{ij} = a_i . \quad (8)$$

Из данных равенств и соотношений (5), определяющих величины  $a$  и  $\xi$ , непосредственно видно, что имеют место равенства :

$$\sum_{j=1}^L a_j = \sum_{i=1}^L a_i = a; \quad \sum_{j=1}^L \xi_j = \sum_{i=1}^L \xi_i = \xi. \quad (9)$$

Воспользуемся полученными величинами  $a_j$ ,  $a$ ,  $\xi_j$  и  $\xi$  и подставим их в соотношения

(3). В результате получим, что

$$x_c = \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\right)\xi \sum_{j=1}^L j(a_j + \xi_j) = \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\xi\right) \sum_{j=1}^L j a_j + \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\xi\right) \sum_{j=1}^L j \xi_j; \quad (10)$$

$$y_c = \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\right)\xi \sum_{i=1}^L i(a_i + \xi_i) = \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\xi\right) \sum_{i=1}^L i a_i + \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{a^2}\xi\right) \sum_{i=1}^L i \xi_i. \quad (11)$$

Вычислим теперь математические ожидания  $M\{x_c\}$  и  $M\{y_c\}$ . Учитывая ранее принятые нами допущения о сигнале и шуме, представленные соотношениями (1) – (4), и хорошо известные свойства математических ожиданий случайных величин и, прежде всего, их аддитивность, нетрудно видеть, что математические ожидания второго и третьего слагаемого в правых частях данных соотношений равны нулю, а  $M\{x_c\}$  и  $M\{y_c\}$ , соответственно, удовлетворяют равенствам

$$M\{x_c\} = M\left\{\frac{1}{a}\sum_{j=1}^L j a_j\right\} - M\left\{\frac{1}{a^2}\xi \sum_{j=1}^L j \xi_j\right\} = x_c^0 - \frac{1}{a^2} \sum_{j=1}^L j M\{\xi_j \xi\} = x_c^0 - \frac{1}{a^2} \sum_{j=1}^L j L \sigma^2 = x_c^0 - \frac{1}{a^2} \frac{(L+1)L^2}{2} \sigma^2 \quad (12)$$

$$M\{y_c\} = M\left\{\frac{1}{a}\sum_{i=1}^L i a_i\right\} - M\left\{\frac{1}{a^2}\xi \sum_{i=1}^L i \xi_i\right\} = y_c^0 - \frac{1}{a^2} \sum_{i=1}^L i M\{\xi_i \xi\} = y_c^0 - \frac{1}{a^2} \sum_{i=1}^L i L \sigma^2 = y_c^0 - \frac{1}{a^2} \frac{(L+1)L^2}{2} \sigma^2. \quad (13)$$

Здесь  $x_c^0$ ,  $y_c^0$  - истинные значения координат центра изображения. Из полученных равенств

непосредственно видно, что оценки  $x_c^0$  и  $y_c^0$  являются смещенными; их смещения  $\Delta x_c$  и  $\Delta y_c$  удовлетворяют равенствам  $\Delta x_c = \Delta y_c = L^2(L+1)\sigma^2 / (2a^2)$ ; использование дисперсий  $D\{x_c\}$  и  $D\{y_c\}$  при количественных оценках точности  $x_c$  и  $y_c$ , как это делается в случае несмещенных оценок, в данном случае является некорректным; для количественных оценок точности  $x_c$  и  $y_c$ , как известно из математической статистики [ 7 ], в данном случае необходимо использовать их вариации  $V\{x_c\}$  и  $V\{y_c\}$  соответственно. Учитывая отмеченные выше обстоятельства, вычислим вариации

$V\{x_c\}$  и  $V\{y_c\}$ . В соответствии с определением понятия “вариация оценки” численные значения  $V\{x_c\}$  и  $V\{y_c\}$  удовлетворяют равенствам :

$$\text{а) } V\{x_c\} = M\{(x_c - x_c^0)^2\}; \quad \text{б) } V\{y_c\} = M\{(y_c - y_c^0)^2\}. \quad (14)$$

Подставив в правую часть первого из этих равенств значение оценки  $x_c$  из (11), получим, что

$$V\{x_c\} = M\left\{\left(\frac{1}{a} \sum_{j=1}^L j \xi_j - \frac{1}{a^2} \xi \sum_{j=1}^L j a_j - \frac{1}{a^2} \sum_{j=1}^L j \xi_j\right)^2\right\}. \quad \text{Как известно из теории вероятностей}$$

[6], если случайная величина подчиняется нормальному закону распределения, а ее математическое ожидание равно нулю, то равны нулю и все другие ее моменты нечетного порядка. Поэтому, продолжив вычисления  $V\{x_c\}$  и выполнив все необходимые операции, можно видеть, что  $V\{x_c\}$  удовлетворяет равенству

$$V\{x_c\} = \frac{L\sigma^2}{a^2} \sum_{j=1}^L j^2 + \frac{L^2\sigma^2}{a^4} \left(\sum_{j=1}^L j a_j\right)^2 + \frac{1}{a^4} M\left\{\left(\xi \sum_{j=1}^L j \xi_j\right)^2\right\} - \frac{L^2(L+1)}{a^3} \sigma^2 \sum_{j=1}^L j a_{j-1}. \quad (15)$$

С помощью совершенно аналогичных рассуждений и действий вычисляется и значение вариации  $V\{y_c\}$ . Отличие в них будет заключаться лишь в том, что вместо равенства (14а) и (11) в данном случае, очевидно, необходимо использовать равенство (14б) и (12). Итогом выполнения подобных рассуждений и действий будет равенство

$$V\{y_c\} = \frac{L\sigma^2}{a^2} \sum_{i=1}^L i^2 + \frac{L^2\sigma^2}{a^4} \left(\sum_{i=1}^L i a_i\right)^2 + \frac{1}{a^4} M\left\{\left(\xi \sum_{i=1}^L i \xi_i\right)^2\right\} - \frac{L^2(L+1)}{a^3} \sigma^2 \sum_{i=1}^L i a_{i-1}. \quad (16)$$

Анализируя полученные равенства (15) и (16), нетрудно видеть, во-первых, что при произвольных значениях  $L$  их правые части являются достаточно громоздкими и малоинформативными выражениями. Еще более громоздкими и, причем весьма существенно, они будут в случае, если развернуть в них слагаемые  $\frac{1}{a^2} M\left\{\left(\xi \sum_{j=1}^L j \xi_j\right)^2\right\}$  и  $\frac{1}{a^4} M\left\{\left(\xi \sum_{i=1}^L i \xi_i\right)^2\right\}$ . Именно поэтому мы оставили данные слагаемые в том виде, в котором они здесь представлены. Во-вторых, в тех случаях, когда  $L$  является фиксированным и имеет сравнительно небольшое значение, данное равенство позволяет получить численные значения вариаций  $V\{x_c\}$  и  $V\{y_c\}$ .

#### 4 Способ устранения смещения оценок $x_c$ и $y_c$

Если задаться целью повысить точность оценок  $x_c$  и  $y_c$ , вычисляемых в соответствии с равенствами (3), то учитывая полученные в предыдущем разделе результаты, можно видеть, что для

этого необходимо, прежде всего, позаботиться о том, чтобы каким-либо способом устранить их смещенность.

Как вытекает непосредственно из равенств (12) и (13), задача устранения смещенности оценок  $x_c$  и  $y_c$  в данном случае оказывается вполне разрешимой, а способ ее решения является предельно простым и сводится к увеличению значения данных оценок на величину  $(L+1)L^2\sigma^2/(2a^2)$ .

Другими словами, сущность предлагаемого способа устранения смещения оценок  $x_c$  и  $y_c$  заключается в замене их оценками  $x_c^+$  и  $y_c^+$ , вычисляемыми в соответствии с равенствами

$$a) x_c^+ = x_c + (L+1)L^2\sigma^2/(2a^2) \quad \text{и} \quad b) y_c^+ = y_c + (L+1)L^2\sigma^2/(2a^2). \quad (17)$$

Вычислив математические ожидания  $M\{x_c^+\}$  и  $M\{y_c^+\}$  оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$ , можно убедиться в том, что они удовлетворяют равенствам

$$a) M\{x_c^+\} = x_c^0 \quad \text{и} \quad б) M\{y_c^+\} = y_c^0 \quad (18)$$

и, таким образом, действительно являются несмещенными оценками координат  $x_c^0$  и  $y_c^0$ .

Отметим следующее, весьма важное с точки зрения практической реализации обсуждаемого способа устранения смещенности оценок  $y_c$  и  $x_c$ , обстоятельство. Оно заключается в том, что вполне строго в практических условиях данный способ реализовать невозможно. Действительно, как видно из равенств (17), при вычислении оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$ , наряду со значением  $\sigma^2$ , которое мы считаем известным, нам необходимо также знать и значение  $a$ , определяемое равенством (5а). Но равенством (5а) в реальных условиях мы воспользоваться не можем, так как нам не известны значения  $h_{ij}$ ,  $i=1, M$ ,  $j=1, N$ . В этой связи, по крайней мере на первый взгляд, кажется, что положение с практической реализацией обсуждаемого способа является абсолютно тупиковым и безнадежным. Однако, как показывает более обстоятельный анализ данного положения, существует по крайней мере два вполне реализуемых выхода из него.

Первый из них заключается в том, чтобы вместо неизвестного значения  $a$  использовать так называемое отношение шум/сигнал. Как видно из равенств (17), здесь нет никакой необходимости знать каждое из значений  $\sigma^2$  и  $a^2$ , и знания их отношения вполне достаточно для вычисления оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$  в соответствии с данными равенствами. Поскольку в реальных условиях данное отношение (если не как правило, то очень часто) бывает известным и во всех подобных случаях предлагаемый способ устранения смещения оценок  $x_c$  и  $y_c$  вполне реализуем, то можно утверждать, что он представляет не только теоретический, но и практический интерес.

Второй из обсуждаемых выходов заключается в замене в равенствах (17) неизвестного значения  $a$  его оценкой  $\hat{a}$ , вычисляемой в соответствии с равенством

$$\hat{a} = \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L Z_{ij} \quad (19)$$

Как вытекает из соотношений (2) и (5), оценка  $\hat{a}$  удовлетворяет равенству

$$\mathfrak{A} = a + \xi. \quad (20)$$

Отсюда непосредственно видно, что заменяя в равенствах (17) неизвестные значения  $a$  его оценкой  $\hat{a}$ , невозможно рассчитывать на то, что оценки  $x_c^+$  и  $y_c^+$  будут строго несмещенными оценками координат  $x_c^0$  и  $y_c^0$ . Однако надеяться на то, что данные оценки являются менее смещенными, чем оценки  $x_c$  и  $y_c$ , в данном случае вполне оправданно.

В завершение данного раздела приведем равенства, определяющие вариации  $v\{x_c^+\}$  и  $v\{y_c^+\}$  оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$  и сравним их с вариациями  $v\{x_c\}$  и  $v\{y_c\}$  оценок  $x_c$  и  $y_c$ , определяемыми соотношениями (15) и (16). Данные равенства получены с учетом тех же самых соображений и сведений из теории вероятностей, с учетом которых были получены равенства (15) и (16), и имеют следующий вид:

$$v\{x_c^+\} = \frac{L\sigma^2}{a^2} \sum_{j=1}^L j^2 + \frac{1}{a^4} L^2 \sigma^2 \left( \sum_{j=1}^L j a_j \right)^2 + \frac{1}{a^4} M \left\{ \left( \xi_j \sum_{j=1}^L j a_j \right)^2 \right\} - \frac{1}{a^3} L^2 \sigma^2 (L-1) \left( \sum_{j=1}^L j a_j \right) - \frac{1}{4a^4} L^4 (L-1)^2 \sigma^4; \quad (21)$$

$$v\{y_c^+\} = \frac{L\sigma^2}{a^2} \sum_{i=1}^L i^2 + \frac{1}{a^4} L^2 \sigma^2 \left( \sum_{i=1}^L i a_i \right)^2 + \frac{1}{a^4} M \left\{ \left( \xi_i \sum_{i=1}^L i a_i \right)^2 \right\} - \frac{1}{a^3} L^2 \sigma^2 (L-1) \left( \sum_{i=1}^L i a_i \right) - \frac{1}{4a^4} L^4 (L-1)^2 \sigma^4. \quad (22)$$

Если вычесть из левой и правой частей равенств (15) и (16) соответствующие части равенств (21) и (22), то можно видеть, что имеют место равенства  $v\{x_c\} - v\{x_c^+\} = v\{y_c\} - v\{y_c^+\} = L^4 (L-1)^2 \sigma^4 / a^4$ . Как вытекает из приведенных равенств, вариации оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$  строго меньше вариаций оценок  $x_c$  и  $y_c$ . Это означает, очевидно, что оценки  $x_c^+$  и  $y_c^+$  являются в вероятностно-статистическом смысле более точными оценками координат  $x_c^0$  и  $y_c^0$  центра изображения, представленного в кадре, чем оценки  $x_c$  и  $y_c$ . Приведенные в следующем разделе результаты выполненных нами численных экспериментов подтверждают и более наглядно иллюстрируют данное положение.

## 5 Результаты численных экспериментов

Приведем некоторые результаты численных экспериментов, выполненных нами с целью сравнения точностных характеристик оценок  $x_c$  и  $y_c$  координат  $x_c^0$  и  $y_c^0$  с аналогичными характеристиками оценок  $x_c^+$  и  $y_c^+$ . Исследование алгоритмов вычисления оценок  $x_c$ ,  $y_c$  и  $x_c^+$ ,  $y_c^+$  прово-



дилось путем вероятностного моделирования средствами пакета МАТСАД 7. 0 на РС. При этом ФРЯ изображения аппроксимировалась двумерной гауссоидой. Эффективный размер изображения на уровне  $0.606 Z_{\max}$  составлял 3 элемента, соответственно размеры строка 8X8 элементов, видео-сигнал квантовался на 255 уровней шкалы серого. Под отношением сигнал/шум понималось отношение  $\psi_A = \frac{Z_{\max}}{\sigma_n}$ , где  $Z_{\max}$  - амплитуда сигнала в шкале уровней серого,  $\sigma$  - среднее квадратическое отклонение шума. Результаты, приведенные на рисунках 1-2, получены путем усреднения по ансамблю из ста реализаций. На рис.2 показаны зависимости ошибок  $(x_c - x_c^0)$  и  $(x_c - x_c^+)$  оценок координаты центра изображения от отношения сигнал/шум  $\psi_A$ . При этом зависимость первой ошибки представлена сплошной линией, второй - прерывистой линией.

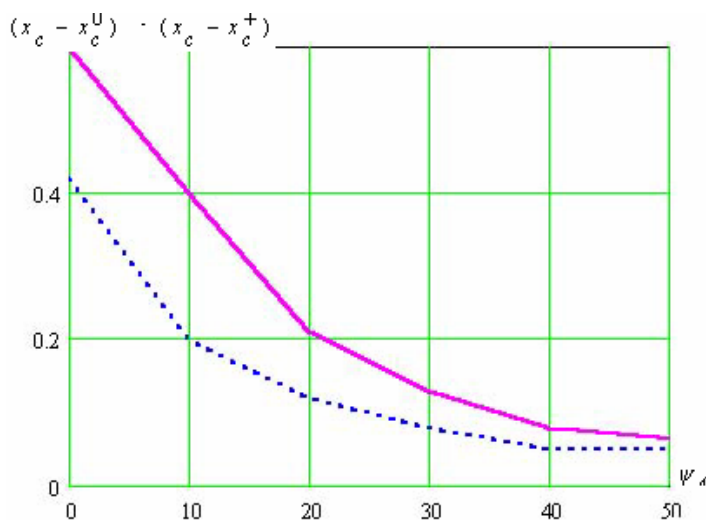


Рис. 2

Результаты показывают, что ошибка определения координат центра ТСО, обусловленная наличием шума в сигнале, составляет не более 3% от размера чувствительного элемента ПЗС фотоприемника. Существенно уменьшается и методическая ошибка измерения координат. Заметим, что вычислительная сложность алгоритма при этом практически не увеличилась.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Твердотельное телевидение/ Л. И. Хромов, Н. В. Лебедев-М.: Радио и связь, 1986. - 183 с
2. Джонсон Р. А, Вебстер С. Р. Мензис Р.Т. Лазерная следящая система с микропроцессорным управлением // Приборы для научных исследований - 1985. - N4. - С. 53-65.
3. Fronek D. K, Aiken S. A. High-resolution laser pointing scoring system for the high-altitude balloon experiments (HABE) SPIE vol. 2221, pp. 665-675.
4. Андреев А. Л, Кузнецов В. Н, Пашков В. С. Использование метода конечных разностей при обработке сигнала в телевизионном измерителе координат на ПЗС // Техника средств связи. Сер. Техника телевидения. - 1984. - Вып. 6. - С. 58-60.
5. Светлаков А. А. Нетрадиционный синтез методов оценивания величин на основе экспериментальных измерений // Автоматизация проектирования, идентификация и управление в сложных системах/ Под ред. В. П. Тарасенко. – Томск: Изд-во НТЛ, 1997. - С. 52 -71.
6. Крамер Г. Математические методы статистики. – М.: Мир, 1975. - 632 с.