

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
(МОН УКРАЇНИ)
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ «ОДЕСЬКА МОРСЬКА АКАДЕМІЯ»
(НУ «ОМА»)

АСТАЙКІН ДМИТРО ВАДИМОВИЧ



УДК 656.61.052

**РОЗРОБКА МЕТОДУ ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ ВИЗНАЧЕННЯ
МІСЦЯ СУДНА З УРАХУВАННЯМ ОСОБЛИВОСТЕЙ РОЗПОДІЛУ
ПОХИБОК ВИБІРКИ**

05.22.13 – навігація та управління рухом

Автореферат дисертації на здобуття наукового ступеня
кандидата технічних наук

Одеса – 2016

Дисертацією є рукопис.

Робота виконана в Національному університеті «Одеська морська академія» Міністерства освіти і науки України, м. Одеса.

Науковий керівник: кандидат технічних наук, доцент
Бурмака Ігор Олексійович,
Національний університет
«Одеська морська академія»,
завідувач кафедри теорії і устрою судна.

Офіційні опоненти: доктор технічних наук, професор
Блінцов Володимир Степанович,
Національний університет кораблебудування
імені адмірала Макарова,
проректор з наукової роботи.

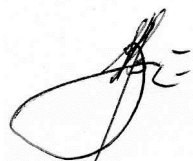
кандидат технічних наук
Голодов Микола Феодосійович,
ДУ «Держгідрографія» Міністерства
інфраструктури України,
заступник начальника.

Захист відбудеться 10 листопада 2016 р. о 10:00 годині на засіданні спеціалізованої вченої ради Д 41.106.01 в Національному університеті «Одеська морська академія» за адресою: 65029, м. Одеса, вул. Дідріхсона 8, корпус 1, зал засідань вченої ради.

З дисертацією можна ознайомитися в бібліотеці Національного університету «Одеська морська академія» за адресою: 65029, м. Одеса, вул. Дідріхсона 8, корпус 2, та за електронною адресою:
http://onma.edu.ua/index.php?quater_ua.

Автореферат розісланий 10 жовтня 2016 року.

Вчений секретар
спеціалізованої вченої ради
Д 41.106.01 д. т. н., професор



Нікольський В.В.

ЗАГАЛЬНА ХАРАКТЕРИСТИКА РОБОТИ

Актуальність теми. Останнім часом все більша увага надається забезпеченню належного рівня безпеки судноводіння. Одним з істотних аспектів проблеми забезпечення навігаційної безпеки судноводіння є підвищення точності контролю місця судна, особливо при плаванні в стислих районах.

Аналіз статистичних матеріалів похибок навігаційних вимірювань показав, що часто похибки не підкоряються нормальному закону розподілу, і при використанні стандартних методів обробки навігаційної інформації відбувається втрата точності оцінюваних величин.

Оскільки заходи, направлені на підвищення безпеки судноводіння, є, поза сумнівом, актуальним і перспективним науковим напрямом, що веде до охорони людського життя на морі і попередження екологічних катастроф, то розробка методу підвищення точності визначення місця судна з урахуванням особливостей розподілу похибок вибірки визначає актуальність теми дисертації і обумовлює проведення наукового дослідження з вибраної тематики.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Робота виконувалася згідно Транспортної стратегії України на період до 2020 р. (розпорядження Кабінету Міністрів України № 2174-р від 20.10.2010 р.), рішення Ради національної безпеки і оборони України від 16.05.2008 р. «Про заходи щодо забезпечення розвитку України як морської держави» (указ Президента України № 463/2008 від 20.05.2008 р.), а також в рамках планів наукових досліджень Національного університету «Одеська морська академія» за держбюджетною темою "Забезпечення безпеки судноводіння в стислих районах плавання" (№ ДР 0115U003580, 2015 р.), в якій автору належить окремий розділ.

Мета і задачі дослідження. Мета дослідження - забезпечення навігаційної безпеки судноводіння шляхом розробки методу підвищення точності визначення місця судна з урахуванням особливостей розподілу похибок вибірки. Для цього прийнята гіпотеза про існування суміші приватних вибірок з нормальним розподілом навігаційних похибок з різною дисперсією в початковій вибірці і можливістю визначити частоти наявності приватних вибірок у початковій, що збільшить точність визначення місця судна.

Відповідно до поставленої мети головним завданням дисертаційного дослідження є розробка алгоритму визначення місця судна при надмірних вимірюваннях з урахуванням особливостей розподілу похибок вибірки, рішення якого досягнуте шляхом дослідження складових завдань:

- розробка математичної моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки;
- формування процедури оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибок навігаційних вимірювань;
- синтез методу визначення дисперсій і частот суміші приватних вибірок у загальній вибірці похибок вимірювання навігаційних параметрів.

Об'єкт дослідження - похибки навігаційних вимірювань і закони їх розподілу.

Предмет дослідження - методи підвищення точності визначення місця судна.

Методи дослідження, використані у дисертаційній роботі:

- дедукції – при здійсненні інформаційного пошуку та під час аналізу основних підходів розв'язання проблеми безпеки судноводіння;
- системного аналізу – для вибору теми дисертаційної роботи, при розробці методології та технологічної карти дослідження;
- дослідження операцій – для декомпозиції головного завдання дисертаційного дослідження на незалежні складові задачі;
- теорії ймовірностей і математичного аналізу – для формування змішаних законів розподілу ймовірностей похибок початкової вибірки;
- математичної статистики – для розробки процедури оцінки ефективності обсервованих координат судна при надмірних вимірюваннях.

Наукова новизна одержаних результатів полягає у створенні нового методу підвищення точності визначення місця судна за наявності надмірних вимірювань, який відрізняється врахуванням особливостей розподілу похибки вибірки.

У процесі дослідження вперше:

- отримано математичні моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки;
- розроблено метод розрахунку параметрів змішаного закону розподілу похибок загальної вибірки за початковою гістограмою за допомогою імітаційного моделювання.

Отримали подальший розвиток:

- методи оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибок навігаційних вимірювань.

Практичне значення отриманих результатів полягає у тому, що отримані в дисертаційному дослідженні основні результати можуть бути використані при визначенні стохастичних властивостей похибок навігаційних вимірювань і можуть бути застосовані під час навчання і підвищення кваліфікації судноводіїв. Практичні результати дисертаційного дослідження впроваджені у виробничу діяльність навчально-тренажерного центру «Альфа-Трейнінг» для навчання, підготовки і перепідготовки офіцерів морських суден за напрямом «Судноводіння» з метою забезпечення безпеки плавання (акт впровадження від 23.11.2015 р.), приватного вищого навчального закладу «Інститут післядипломної освіти» «Одеський морський тренажерний центр» для підготовки судноводіїв (акт впровадження від 12.11.2015 р.). Матеріали дисертаційного дослідження використовуються в наукових дослідженнях Національного університету «Одеська морська академія» (акт впровадження від 10.12.2015 р.), а також в навчальному процесі під час викладання дисципліни «Математична статистика та теоретичні основи судноводіння» (акт впровадження від 12.11.2015 р.).

Особистий внесок здобувача. Усі результати, наведені у дисертаційній роботі, які виносяться на захист, отримані здобувачем самостійно без співавторів. Здобувачем проведений інформаційний пошук і виконаний аналіз основних підходів розв'язання проблеми забезпечення безпеки судноводіння, забезпечене методологічне обґрунтування дисертаційного дослідження, розроблено і запропоновано метод підвищення точності визначення місця судна за наявності надмірних вимірювань з урахуванням особливостей початкової вибірки, виконане імітаційне моделювання, упроваджені результати роботи у виробничий процес. З наукових робіт, опублікованих у співавторстві, в дисертації використані тільки ті положення, які належать здобувачу особисто: процедура оцінки точності обсервованих координат судна при змішаних розподілах похибок [8], визначення ефективності координат судна при першому змішаному законі розподілу навігаційних похибок [11], аналітичний вираз оцінки ефективності визначення координат судна при надмірних вимірюваннях навігаційних параметрів [10], методика ідентифікації законів розподілу навігаційних похибок змішаними законами розподілу [5], процедура визначення ефективності обсервованих координат судна при змішаних законах розподілу навігаційних похибок [6], оцінка впливу надмірних вимірювань на точність обсервації [7], залежність ефективності координат судна від типу змішаного закону розподілу похибок [9].

Апробація результатів дисертації. Результати і положення дисертаційної роботи докладалися, обговорювалися і були схвалені на науково-практичній і науково-методичних конференціях:

- «Морські перевезення та інформаційні технології в судноплавстві», 18-19 листопада 2014 р., м. Одеса.
- «Сучасні інформаційні та інноваційні технології на транспорті (MINTT-2015)», 26-28 травня 2015 р., м. Херсон.
- «Морські перевезення та інформаційні технології в судноплавстві», 19-20 листопада 2015 р., м. Одеса.

Публікації. Основні результати дисертаційного дослідження опубліковані в 11 наукових роботах (з них 4 одноосібно), зокрема:

- у профільних збірниках наукових праць, які входять в перелік наукових спеціалізованих видань України і рекомендовані Міністерством освіти і науки України для публікацій результатів дисертаційних досліджень на здобуття наукових ступенів доктора і кандидата наук - 7 наукових статей [1-6, 11];
- у закордонних наукових профільних виданнях - 1 наукова стаття [7];
- у збірниках матеріалів науково-практичних і науково-методичних конференцій - 3 доповіді [8-10].

Структура та обсяг дисертації. Дисертаційна робота складається зі вступу, п'яти розділів, висновку, списку використаних джерел (124 найменування) і трьох додатків. Загальний об'єм роботи складає 270 сторінок і містить 38 рисунків, 44 таблиці, зокрема: 182 сторінки основного тексту, 15 сторінок списку використаних літературних джерел, 73 сторінки додатків.

ОСНОВНИЙ ЗМІСТ РОБОТИ

У **вступі** дисертаційної роботи обґрунтовано актуальність теми дисертації, визначено мету та завдання дослідження, відображені наукова новизна і практичне значення роботи.

У **першому розділі** «Огляд літературних джерел по проблемі забезпечення безпеки судноводіння та вибір основного напрямку дисертаційного дослідження» проведено аналіз основних напрямків дослідження проблеми забезпечення безпеки судноводіння, здійснено вибір напрямку та тематики дисертаційного дослідження.

Огляд та аналіз літератури за темою дисертаційної роботи показав, що проблемі забезпечення безпеки судноводіння шляхом підвищення точності визначення місця судна та вдосконалення методів управління суднами у стислих умовах плавання приділяється значна увага.

У розв'язання цих проблем вагомий внесок зробили В.Т. Кондрашихін, Г.Г. Єрмолаєв, Л.А. Козир, М.М. Цимбал, Л.Л. Вагущенко, А.С. Мальцев, І.Р. Фрейдзон та інші, які показали, що актуальними є теоретичні та практичні дослідження з проблеми підвищення точності визначення місця судна. Аналіз підходів для розв'язання цієї проблеми показав, що перспективним є розробка питань урахування особливостей розподілу похибок вибірки, які потребують подальших наукових досліджень.

Результати огляду та аналізу літератури стали основою для обґрунтування основних напрямів дисертаційного дослідження, які присвячені проблемі підвищення точності визначення місця судна в стислих районах плавання шляхом урахування особливостей розподілу похибок вибірки.

У **другому розділі** «Методологічне обґрунтування дисертаційної роботи» виконано методологічне забезпечення дисертаційного дослідження, та за допомогою результатів першого розділу обґрунтовано вибір його теми.

Методами системного аналізу розроблено технологічну карту дисертаційного дослідження, в якій визначені об'єкт і предмет дослідження, сформульовані робоча гіпотеза та головне завдання дослідження.

Для розв'язання головного наукового завдання були сформульовані три складові завдання.

Вирішення першого складового завдання потребує формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки.

Для вирішення другого складового завдання необхідно розробити процедуру оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону похибок навігаційних вимірювань вибірки.

Для вирішення третього складового завдання слід розглянути математичні моделі, що формалізують послідовності ймовірностей і дисперсій приватних вибірок, що становлять загальну вибірку.

Було розглянуто методи, які забезпечили коректність вирішення завдань дисертаційного дослідження.

У **третьому розділі** «Математична модель формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки» розглянуто завдання розробки математичної моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки, яке пов'язане з першим складовим завданням дисертаційного дослідження.

При визначенні закону розподілу випадкової похибки вимірювань ξ заданого навігаційного параметра h організуються експериментальні спостереження значень похибки, які накопичуються у вибірку. Вибірка є множиною значень похибки, яка позначена $M(\xi_i)$.

Часто формування вибірки значень похибки ξ_i формується шляхом значного числа послідовних етапів спостереження, які проводяться в різних умовах спостереження. Тому вибірка $M(\xi_i)$ містить підмножини $m_j(\xi_i)$ значень похибки, причому підмножина $m_j(\xi_i)$ отримана в конкретних умовах спостережень, тобто дисперсії D_j кожної з підмножин $m_j(\xi_i)$ у загальному випадку відрізняються одна від одної.

Надалі, маючи в своєму розпорядженні вибірку, здійснюється пошук закону розподілу випадкової похибки вимірювань навігаційного параметра ξ .

Прийнято, що похибки навігаційних вимірювань підкоряються нормальному закону розподілу ймовірностей, хоча в деяких роботах указується, що похибки навігаційних вимірювань, отримані в натурних спостереженнях, не підкоряються нормальному закону.

Тому відносно закону розподілу випадкової величини, значення якої складають початкову вибірку, на даний час існують два альтернативні підходи, які допускають нормальний або змішаний розподіл випадкової похибки, хоча як і раніше використовується нормальний розподіл.

Визначаючи місце судна аналітично за надмірними вимірюваннями методом найменших квадратів, з урахуванням передбачуваного нормального розподілу похибок у той час, коли дійсний розподіл, одержаний за початковою вибіркою, відрізняється від передбачуваного розподілу дисперсією вибірки D_m або змішаним законом розподілу, відбувається втрата точності обсервації.

У роботі розглянуто ситуації, коли передбачуваний розподіл є нормальним з дисперсією $D_r = \sigma_r^2$, а дійсний розподіл також є нормальним з дисперсією

$$D_m = \sigma_m^2.$$

Передбачуваний розподіл характеризується нормальною щільністю $\varphi(\xi)$, яка має наступний вигляд:

$$\varphi(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_r} \exp\left\{-\frac{\xi^2}{2\sigma_r^2}\right\},$$

де $\sigma_r = \sqrt{D_r}$ - середнє квадратичне відхилення похибки (с.к.в.) ξ .

Для опису похибок навігаційних вимірювань використовують модель змішаних розподілів. Підставою для її застосування є дві наступні передумови:

1. Похибки навігаційних вимірювань за незмінних умов спостережень мають нормальний розподіл з нульовим математичним очікуванням.

2. Варіації умов спостереження ведуть до випадкової зміни с.к.в. σ нормального розподілу. Причому, як випадкова величина, σ має щільність розподілу, яка повинна задовольняти умовам:

$$\lim_{\sigma \rightarrow 0} \varphi(\sigma) = 0, \quad \lim_{\sigma \rightarrow \infty} \varphi(\sigma) = 0 \quad \text{і} \quad \sigma > 0.$$

У цьому випадку щільність змішаного розподілу $f(\xi)$ має вигляд:

$$f(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \frac{\varphi(\sigma)}{\sigma} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma^2}\right) d\sigma. \quad (1)$$

Для щільності розподілу $\varphi(\sigma)$ двох типів:

$$\varphi_1(\sigma) = \frac{2^{2n+1} n! \alpha^{2n-1/2}}{\sqrt{\pi} (2n)! \sigma^{2(n+1)}} e^{-\frac{\alpha}{\sigma^2}}, \quad (2)$$

$$\varphi_2(\sigma) = 2 \frac{\alpha^{n+1}}{n!} \frac{1}{\sigma^{2n+3}} e^{-\frac{\alpha}{\sigma^2}}. \quad (3)$$

існує щільність змішаного розподілу $f(\xi)$ в явному вигляді.

Причому при $n=0$ вираз (2) дозволяє отримати базову щільність змішаного закону розподілу ймовірностей першого типу $f_{b1}(x)$ (закону Коші) що має наступний вигляд:

$$f_{b1}(x) = \frac{\sqrt{\alpha}}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{(x^2/2 + \alpha)}.$$

Базова щільність забезпечує формування сімейства законів змішаного розподілу першого типу, який можна використовувати для випадкових похибок, що мають гістограми з „важкими хвостами”.

Аналітично щільність узагальненого закону Коші виражається таким чином:

$$f_1(x) = \frac{2^n \alpha^{n+\frac{1}{2}} n!}{\sqrt{2\pi} 1 \cdot 3 \cdots (2n-1)} \frac{1}{(x^2/2 + \alpha)^{n+1}}, \quad (n \leq 6) \quad (4)$$

Щільність розподілу, що виражається формулою (3), при $n=0$ забезпечує базову щільність змішаного закону розподілу ймовірностей другого типу, що має наступний вигляд:

$$f_{b2}(x) = \frac{\alpha}{\sqrt{2} 2} \frac{1}{(x^2/2 + \alpha)^{\frac{3}{2}}}.$$

На рис. 1 представлена крива щільності розподілу з однаковою дисперсією для центрованої похибки в межах від -6 до 6 с. к. в.

За допомогою цієї щільності формується сімейство щільностей змішаного розподілу другого типу, який можна використовувати для випадкових похибок, що мають гістограми з „важкими хвостами”, причому аналітично вони виражаються таким чином:

$$f_2(x) = \frac{1 \cdot 3 \cdot 5 \cdot (2n+1)\alpha^{n+1}}{\sqrt{2}2^{n+1}n!} \frac{1}{(x^2/2 + \alpha)^{n + \frac{3}{2}}}, \quad (n \leq 5) \quad (5)$$

де α - масштабний параметр; n - істотний параметр.

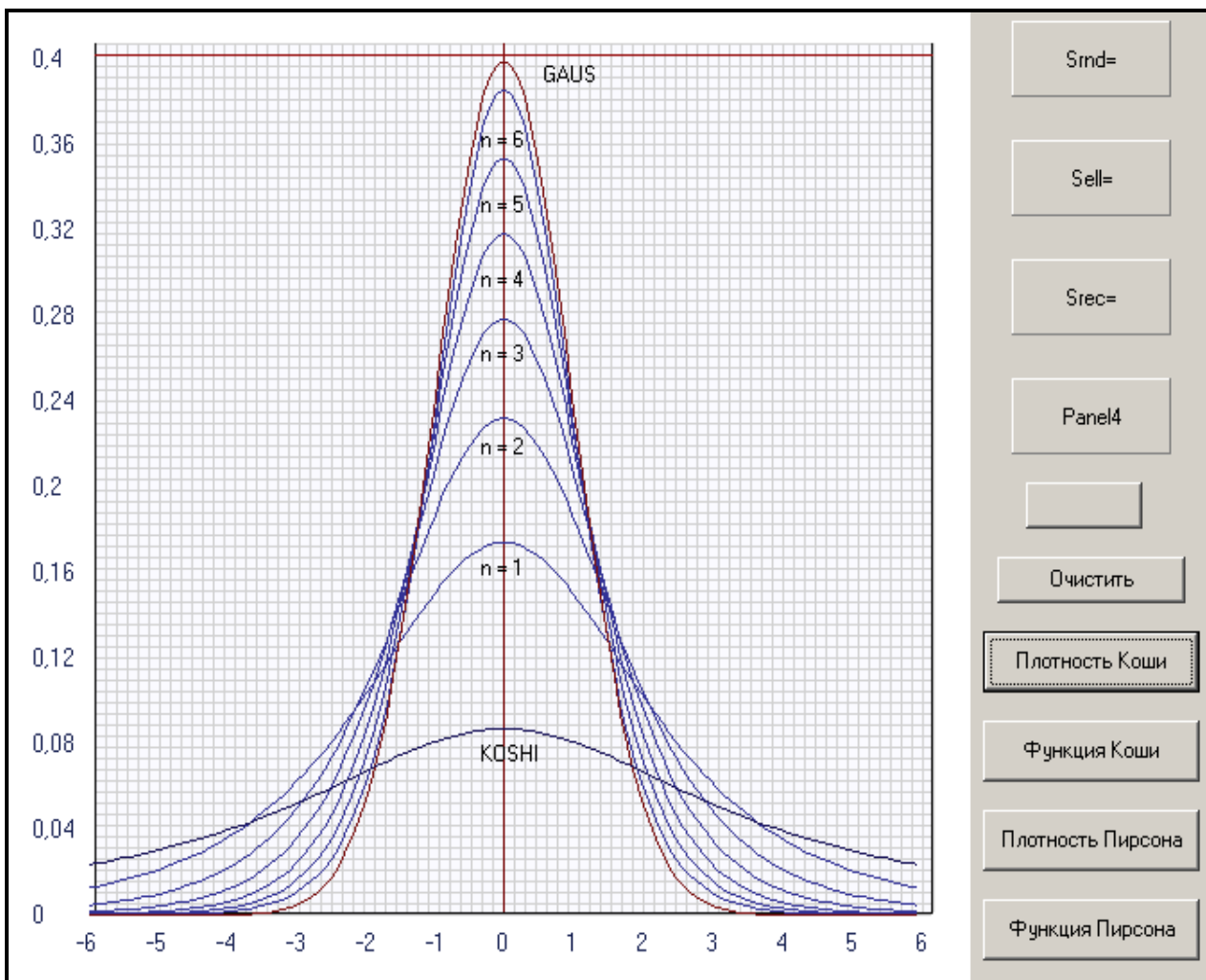


Рисунок 1 - Крива щільності розподілу змішаного закону першого типу

На рис. 2 приведена крива щільності розподілу центрованих випадкових похибок з однаковою дисперсією, які знизу обмежені кривою базової щільності (Пірсона VII типу), а зверху - кривою щільності закону Гауса. Випадкова величина може приймати значення від -6 с. к. в. до 6 с. к. в.

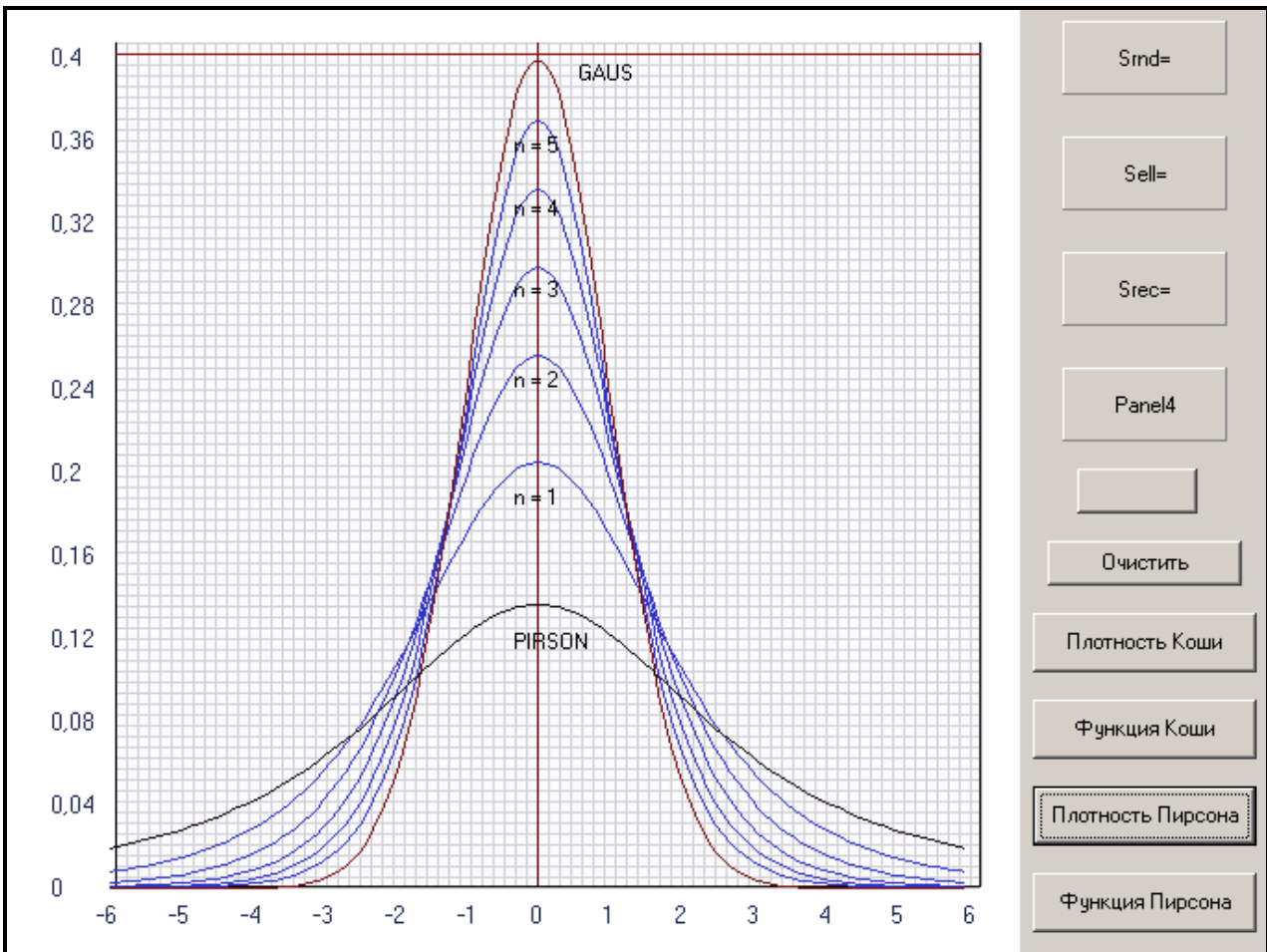


Рисунок 2 - Крива щільності розподілу змішаного закону другого типу

Перший і другий тип змішаного закону розподілу похибок вимірювання навігаційного параметра характеризуються «важкими хвостами», тобто ексцес розподілів більше ексцесу нормального закону і перевищує значення рівне одиниці. Дисперсії змішаних розподілів D_1 і D_2 визначаються виразами:

$$D_1 = \frac{2\alpha}{2n-1} \quad \text{і} \quad D_2 = \frac{\alpha}{n}.$$

У дисертаційній роботі отримані вирази для нормованої щільності змішаних законів розподілу. Нормована щільність першого змішаного типу $g_k(\eta)$ має вигляд:

$$g_k(\eta) = \frac{2^n n!}{\sqrt{2n-1} \pi 1 \cdot 3 \cdots (2n-1)} \frac{1}{\left(\frac{\eta^2}{2n-1} + 1\right)^{n+1}}. \quad (n \leq 6) \quad (6)$$

Для змішаного закону другого типу нормована щільність $g_p(\eta)$:

$$g_p(\eta) = \frac{1 \cdot 3 \cdots (2n+1)}{\sqrt{2n} 2^{n+1} n!} \frac{1}{\left(\frac{\eta^2}{2n} + 1\right)^{n+3/2}}. \quad (n \leq 5)$$

У роботі отримано вирази функції розподілу для змішаного закону першого типу, яка має наступний вигляд:

$$F_{kn}(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{\sqrt{2\alpha}} + \sum_{i=1}^n \frac{2^{n-i} \alpha^{(n-i)+\frac{1}{2}} (n-i)!}{\sqrt{2\pi} 1 \cdot 3 \cdots [2n - (2i-1)]} \frac{x}{\left(\frac{x^2}{2} + \alpha\right)^{n+1-i}}. \quad (7)$$

Також отримано вираз для функції розподілу змішаного закону другого типу $F_{Pn}(x)$:

$$F_{Pn}(x) = 1 - 2^n 1 \cdot 3 \cdot 5 \cdots (2n+1) \left\{ \sum_{j=0}^n \frac{(-1)^j}{j!(n-j)!(n+1+j)} \frac{\alpha^{n+1+j}}{(x^2 + 2\alpha + x\sqrt{x^2 + 2\alpha})^{n+1+j}} \right\}. \quad (8)$$

Для перевірки правильності здобутих виразів функції розподілу змішаних законів обох типів, для заданих значень x , за допомогою чисельного інтегрування методом Сімпсона розраховувалися значення:

$$F_{ik,P}(x, \alpha, n) = \int_{-\infty}^x f_{ik,P}(\xi, \alpha, n) d\xi.$$

Для цих же значень x розраховуються значення функцій розподілу $F_{kn}(x)$ і $F_{Pn}(x)$ за раніше отриманими формулами (7) (Коші) і (8) (Пірсона).

Після розрахунків значення $F_{ik}(x, \alpha, n)$ порівнюються з $F_{kn}(x)$, і $F_{iP}(x, \alpha, n)$ з $F_{Pn}(x)$, на підставі чого робиться висновок про коректність виразів для функцій розподілу $F_{kn}(x)$ і $F_{Pn}(x)$. Результати проведеного чисельного інтегрування практично збігаються з результатами розрахунку відповідних функцій розподілу, що підтверджує коректність здобутих виразів для функцій розподілу змішаних законів розподілу обох типів.

Таким чином, в розділі розглянуті математичні моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки.

Матеріали розділу опубліковано у роботах [1, 4, 5, 8].

У **четвертому розділі** «Оцінка ефективності обсервованих координат судна» запропонована розробка процедури оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибок навігаційних вимірювань, чому і присвячене друге складове завдання дисертаційного дослідження.

У розділі розглянуто один з можливих чинників зниження точності обробки вимірювань - коректності отримання ефективних обсервованих координат за ситуації, коли передбачуваний і істинний розподіли похибок вимірювань не збігаються.

Для цього необхідно розглянути оцінку коваріаційної матриці, яка характеризує позиційну похибку судна, представлену похибками в різниці широт і довгот.

Якщо істинний розподіл похибок вимірювання навігаційного параметра описується щільністю $f(\xi)$, а оцінка за методом максимальної правдоподібності здійснюється згідно з передбачуваною щільністю розподілу $\varphi(\xi)$, то

коваріаційна матриця похибок позиційних вимірювань визначається наступним виразом:

$$K(\Delta\varphi, \Delta w) = \frac{1}{n} \Gamma^{-1} D \Gamma^{-1},$$

де матриці Γ і D визначаються виразами:

$$\Gamma = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int_{R_1} B_i f(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) dr_i,$$

$$D = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int_{R_1} A_i A_i^T f(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) dr_i,$$

де n – число вимірювань.

Позиційна похибка має вигляд:

$$\xi_i = r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i,$$

де r_i, α_i - перенесення і напрям градієнта;

$\Delta\varphi, \Delta w$ - похибки в різниці широт і довгот.

У свою чергу матриці A_i і B_i мають наступний вигляд:

$$A_i = \begin{vmatrix} \frac{\partial}{\partial \Delta\varphi} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) \\ \frac{\partial}{\partial w} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) \end{vmatrix},$$

$$B_i = \begin{vmatrix} \frac{\partial^2}{\partial \Delta\varphi^2} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) & \frac{\partial^2}{\partial \Delta\varphi \partial w} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) \\ \frac{\partial^2}{\partial \varphi \partial w} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) & \frac{\partial^2}{\partial w^2} \ln \phi(r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i) \end{vmatrix}$$

Враховуючи, що $r_i - \Delta\varphi \cos \alpha_i - \Delta w \sin \alpha_i = \xi_i$, коваріаційна матриця похибок позиційних вимірювань можна записати таким чином:

$$K(\Delta\varphi, \Delta w) = \frac{p}{q^2 \Delta} \begin{vmatrix} \sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i & -\sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \\ -\sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i & \sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i \end{vmatrix},$$

$$\text{де } \Delta = \left[\left(\sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i \right) \left(\sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i \right) - \left(\sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \right)^2 \right],$$

$$p = \int_{R_1} f(\xi_i) \left\{ \left[\frac{\partial \phi(\xi_i)}{\partial \xi_i} \right]^2 \right\} d\xi_i \quad \text{і} \quad q = \int_{R_1} f(\xi_i) \left\{ \frac{[\frac{\partial^2}{\partial \xi_i^2} \phi(\xi_i)] \phi(\xi_i) - [\frac{\partial}{\partial \xi_i} \phi(\xi_i)]^2}{\phi^2(\xi_i)} \right\} d\xi_i.$$

У роботі отримано вираз для мінімально можливого значення коваріаційної матриці $K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}$, яке досягається, якщо передбачуваний

закон розподілу похибок збігається з істинним, тобто $f(\xi) = \varphi(\xi)$ і матриця $K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}$, має вигляд:

$$K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min} = \frac{1}{n} D_*^{-1},$$

де матриця D_* виражається формулою:

$$D_* = \frac{1}{n} \left\| \begin{array}{cc} \sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i & \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \\ \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i & \sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i \end{array} \right\| \int_{R1} \frac{[\frac{\partial}{\partial \xi_i} f(\xi_i)]^2}{f(\xi_i)} d\xi_i, \text{ або}$$

$$D_* = \frac{s}{n} \left\| \begin{array}{cc} \sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i & \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \\ \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i & \sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i \end{array} \right\|, \text{ де } s = \int_{R1} \frac{[\frac{\partial}{\partial \xi_i} f(\xi_i)]^2}{f(\xi_i)} d\xi_i.$$

Тому вираз для коваріаційної матриці $K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}$ приймає наступний вигляд:

$$K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min} = \frac{s}{n^2 \Delta_D} \left\| \begin{array}{cc} \sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i & - \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \\ - \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i & \sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i \end{array} \right\|,$$

де $\Delta_D = \frac{s^2}{n^2} \Delta$ - визначник матриці D_* .

Тому коваріаційна матриця $K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}$ приймає вигляд:

$$K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min} = \frac{1}{s\Delta} \left\| \begin{array}{cc} \sum_{i=1}^n \sin^2 \alpha_i & - \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i \\ - \sum_{i=1}^n \sin \alpha_i \cos \alpha_i & \sum_{i=1}^n \cos^2 \alpha_i \end{array} \right\|.$$

Ефективність оцінки e визначається відношенням значень мінімально можливої коваріаційної матриці $K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}$, отриманої за умови, що передбачувана і істинна щільності розподілу збігаються, до коваріаційної матриці $K(\Delta\varphi, \Delta w)$, в якій згадані щільності можуть не збігатися.

Тому ефективність обсервованих координат судна:

$$e = \frac{K(\Delta\varphi, \Delta w)_{\min}}{K(\Delta\varphi, \Delta w)}, \text{ або } e = \frac{q^2}{ps}.$$

У розділі оцінена ефективність обсервованих координат судна при суміші нормально розподілених похибок загальної вибірки, тобто у разі, коли початкова вибірка, за якою проводилася оцінка стохастичних характеристик випадкової похибки ξ , містить випадкові похибки з різними значеннями дисперсії σ_i^2 . Іншими словами, загальна вибірка є сумішшю приватних вибірок з різними дисперсіями, причому с.к.в. σ вибірок є дискретним розподілом із значеннями $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_i, \dots, \sigma_n$ з ймовірностями $p_1, p_2, \dots, p_i, \dots, p_n$. Тоді щільність розподілу загальної вибірки $f_s(\xi)$ має наступний вигляд:

$$f_s(\xi) = \sum_{i=1}^n f_N(\xi, \sigma_i) p_i.$$

Враховуючи вираз для нормальної щільності $f_N(\xi, \sigma_i)$, отримаємо:

$$f_s(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_i^2}\right).$$

Отримана щільність розподілу похибок вимірювань навігаційного параметра є істинною щільністю розподілу випадкових величин змішаної вибірки, а передбачувана щільність як і раніше є щільністю нормального розподілу. Для визначення ефективності обсервованих координат судна, отриманих методом найменших квадратів за наявності надмірних вимірювань, знайдені невластні інтеграли q_s , p_s і s_s .

$$q_s = -\frac{1}{\sigma_m^2}, \quad p_s = \frac{1}{\sigma_m^4} \sum_{i=1}^n p_i \sigma_i^2 \quad \text{і} \quad s_s = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{R1} x^2 \frac{[\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i^3} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})]^2}{\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})} dx.$$

З урахуванням отриманих виразів для невластних інтегралів ефективність виражається таким чином:

$$e = \frac{1}{\frac{\sigma_m^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{R1} x^2 \frac{[\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i^3} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})]^2}{\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})} dx}.$$

У данному розділі досліджене питання оцінки ефективності обсервованих координат судна у разі безперервного розподілу з. -б до б. с. к. в. σ вибірки.

В якості істинної - обрана щільність змішаного закону першого типу, яка відноситься до розподілів з "важкими хвостами" і має наступний аналітичний вигляд:

$$f(\xi) = \frac{A_m}{(\xi^2/2 + \lambda)^{m+1}},$$

де $A_m = \frac{2^{2m} (m!)^2}{\sqrt{2\pi} (2m)!} \lambda^{m+1/2}$ - нормуючий множник,

m - істотний параметр, що приймає цілочисельні значення,

λ - масштабний параметр.

Для оцінки ефективності отримані невласні інтеграли q , p , і s , що мають наступні вирази:

$$p = \frac{1}{\sigma^4} \frac{2\lambda}{2m-1}, \quad q = -\frac{1}{\sigma^2}, \quad s = \frac{(m+1)(2m+1)}{2\lambda(m+2)}.$$

У цьому випадку оцінка ефективності вираховується за допомогою виразу:

$$e = 1 - \frac{3}{2m^2 + 3m + 1}.$$

Також отриманий вираз для розрахунку ефективності обсервованих координат судна для випадку розподілу похибок загальної вибірки за другим змішаном законом, щільність якого має вигляд:

$$f(\xi) = \frac{A_m}{(\xi^2/2 + \lambda)^{m+3/2}},$$

де $A_m = \frac{(2m+1)! \lambda^{m+1}}{\sqrt{2} 2^{2m+1} (m!)^2}$.

Визначено аналітичні вирази невласних інтегралів q , p , і s , причому:

$$p = \frac{\lambda}{m\sigma^4}, \quad q = -\frac{1}{\sigma^2}, \quad s = \frac{(2m+3)(m+1)}{\lambda 2(m+5)}.$$

Отже, ефективність e має наступний вираз:

$$e = 1 - \frac{3}{2m^2 + 5m + 3}.$$

Розглянуті випадки показують, що застосування методу найменших квадратів у випадку, якщо дійсні розподіли не збігаються з нормальним, збільшує коваріаційну матрицю позиційної похибки вимірювання в e^{-1} раз в порівнянні з мінімально можливою. У обох випадках ефективність зростає із зростанням істотного параметра m .

Таким чином, у розділі розглянута розробка процедури оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибок навігаційних вимірювань. Матеріали розділу опубліковано у роботах [2, 3, 6, 7, 9].

У **п'ятому розділі** «Метод оцінки параметрів закону розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань загальної вибірки» розглянуто синтез методу визначення дисперсій і частот суміші приватних вибірок у загальній вибірці похибок вимірювання навігаційних параметрів, що є третім складовим завданням дисертації.

На початку розділу розглянуто математичні моделі послідовностей ймовірностей $\{p_i\}$ і дисперсій $\{\sigma_i^2\}$ приватних вибірок, що становлять загальну вибірку з щільністю розподілу $f_s(\xi)$ похибки:

$$f_s(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_i^2}\right),$$

яка містить значення параметрів n , p_i і σ_i , причому повинні дотримуватися наступні співвідношення:

$$\sum_{i=1}^n p_i = 1 \quad \text{і} \quad \sigma_m^2 = \sum_{i=1}^n p_i \sigma_i^2. \quad (9)$$

При заданому значенні числа приватних вибірок в загальній $n \geq 1$ для перевірки закону розподілу ймовірностей похибок вимірювання необхідно знайти значення набору приватних с. к. в. $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_i, \dots, \sigma_n$ і ймовірності $p_1, p_2, \dots, p_i, \dots, p_n$. Іншими словами, необхідно визначити такі набори $\{p_i\}$ і $\{\sigma_i\}$, які задовольняють умові (9) і забезпечують максимальну згоду з гістограмою вибірки.

У розділі розглянуті набори $\{p_i\}$ ймовірностей, кожен член яких пропорційно змінюється щодо мінімального значення, тобто має місце співвідношення:

$$p_i = p_{\min} + i\Delta p, \quad \text{де} \quad \Delta p = \frac{1 - np_{\min}}{\sum_{i=1}^n i}.$$

Аналіз останнього виразу показує, що значення Δp залежить від величини параметра p_{\min} , причому при значенні $p_{\min} = 0$ величина $\Delta p > 0$ і приймає найбільше значення, рівне $\Delta p = 1 / \sum_{i=1}^n i$. При збільшенні p_{\min} до значення $p_{\min} = 1/n$ величина Δp рівна нулю, тобто $\Delta p = 0$. При подальшому зростанні $p_{\min} > 1/n$ величина Δp стає негативною, а набір $\{p_i\}$ ймовірностей стає убуваючим.

Набір с. к. в. $\{\sigma_i\}$ визначається вибраним набором, причому набір $\{\sigma_i\}$ містить пропорційно змінюючі члени σ_i відповідно до залежності:

$$\sigma_i^2 = \sigma_{\min}^2 + i\Delta\sigma_i^2, \quad \text{де} \quad \Delta\sigma_i^2 = \frac{\sigma_m^2 - \sigma_{\min}^2}{\sum_{i=1}^n ip_i}.$$

Звертаємо увагу, що має сенс розглядати тільки неубуваючі послідовності $\{\sigma_i\}$, при яких $\Delta\sigma_i^2 \geq 0$. Тому параметр σ_{\min}^2 може приймати значення з

інтервалу в межах від 0 до σ_m^2 , причому у випадку $\sigma_{\min}^2 = \sigma_m^2$ змішана вибірка є вибіркою нормально розподілених похибок з дисперсією σ_m^2 .

У роботі запропонований дискретний розподіл дисперсій σ_i^2 , тобто послідовності $\{\sigma_i\}$, які є симетричними на інтервалі $[1, n]$, причому:

$$\sigma_i^2 = \begin{cases} \Delta D \frac{2i}{n}, & (i \leq \frac{n}{2}) \\ \Delta D \frac{2(n+1-i)}{n}, & (i > \frac{n}{2}) \end{cases}, \text{ де } \Delta D = \frac{n\sigma_m^2}{4 \sum_{i=1}^{n/2} p_i i}.$$

Для пошуку параметрів p_{\min} і σ_{\min}^2 закону розподілу похибок загальної вибірки за початковою гістограмою в дисертації розроблена процедура.

Припустимо, є статистичний матеріал за похибками навігаційних вимірювань вибірки, представлений гістограмою, і необхідно провести перевірку гіпотез про закон розподілу похибок вибірки. За основну гіпотезу обирається закон розподілу суміші нормально розподілених приватних вибірок з щільністю $f_s(\xi)$, який визначається параметрами p_{\min} і σ_{\min}^2 .

Параметри p_{\min} і σ_{\min}^2 для зручності позначимо відповідно через x і z . Значення параметрів x і z знаходяться методом найменших квадратів, домагаючись найкращого збігу кривої щільності розподілу $f_s(\xi)$ з гістограмою вибірки. Для цього необхідно знайти мінімум функціоналу G :

$$G = \sum_{i=1}^s \{y_i - f_s[(5 - \frac{i}{2})\sigma_m, x, z]\}^2 \rightarrow \min,$$

де $s = 20$ – число розрядів гістограми;

$$y_i = \frac{m_i}{N\sigma_m/2}, \text{ причому } m_i - \text{число членів вибірки в розряді, } N - \text{загальне}$$

число членів вибірки.

Для визначення мінімального значення функціонала G знаходимо приватні

$$\text{похідні } \frac{\partial G}{\partial x}, \text{ а також } \frac{\partial G}{\partial z} \text{ і прирівнюємо їх до нуля: } \begin{cases} \frac{\partial G}{\partial x} = 0, \\ \frac{\partial G}{\partial z} = 0. \end{cases}$$

З цієї системи рівнянь, враховуючи, що шукані змінні x і z залежать від прийнятого значення n , тому $x = x(n)$ і $z = z(n)$, записуємо рішення системи рівнянь:

$$\begin{cases} x(n) = \frac{C_2 - \sqrt{2\pi} B_1}{C_1} \\ z(n) = -\frac{G_2 + \sqrt{2\pi} B_1}{G_1} \end{cases},$$

де C_1, C_2, B_1, G_1, G_2 - функції змінних $x(n)$ і $z(n)$.

Остання система розв'язується методом простих ітерацій. В якості початкових значень приймаємо можливі середні значення параметрів:

$$x(n)_o = \frac{1}{n} \quad \text{і} \quad z(n)_o = 0,5\sigma_m^2.$$

Таким чином, для пошуку щільності розподілу, яка описує найкращим чином гістограму статистичної вибірки, необхідно задатися максимальним значенням параметра n_{\max} і для всіх $n < n_{\max}$ складається початкова система рівнянь і знаходяться значення параметрів $x(n)$ і $z(n)$. Як результуюча щільність розподілу $f_{so}(\xi) = f_{so}(\xi, \{p_{ni}\}, \{\sigma_{ni}^2\})$ обирається та, критерій згоди χ^2 - Пірсона якої має найменше значення.

Ефективність суміші нормальних розподілів вибірки з щільністю:

$$f_s(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_i^2}\right),$$

виражається таким чином:

$$e = \frac{1}{\frac{\sigma_m^2}{\sqrt{2\pi}} Q}, \quad \text{де} \quad Q = \int_{R1} x^2 \frac{[\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i^3} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})]^2}{\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{\sigma_i} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2})} dx.$$

Невласний інтеграл Q доцільно обчислити методом Сімпсона, враховуючи, що інтегрування проводиться в межах від $-4\sigma_m$ до $4\sigma_m$. У роботі приведені розрахунки значення ефективності для значень n від 2 до 30 і для трьох варіантів зміни послідовності $\{p_i\}$: зростаючої, постійної і убуючої (відповідно варіанти 1, 2 і 3). Результати розрахунку представлені в табл. 1.

Таблиця 1 - Значення ефективності e залежно від числа приватних вибірок n

n \ Варіант	1	2	3
2	0,993	0,988	1
3	0,987	0,971	0,983
4	0,984	0,957	0,962
5	0,982	0,945	0,944
6	0,980	0,934	0,928
7	0,980	0,926	0,915
8	0,979	0,918	0,903
9	0,979	0,912	0,893
10	0,978	0,906	0,884
15	0,977	0,884	0,851
20	0,977	0,870	0,829
25	0,977	0,860	0,813
30	0,977	0,852	0,801

Елементарний розрахунок показує, що зниження точності обсервованих координат на 10% відбувається при значенні ефективності, рівної 0,909. З аналізу табл.1 витікає, що при n меншому 8 зниження точності обсервації менше 10%. При реалізації першого варіанту послідовності $\{p_i\}$ зниження точності обсервації не перевершує 2% незалежно від значення n . Для вказаних ситуацій можливий розрахунок обсервованих координат методом найменших квадратів при використанні надмірних вимірювань.

Вказані відомості повинні враховуватися при визначенні параметрів щільності $f_s(\xi)$ змішаного закону розподілу в частині висновку про правомірність гіпотези про нормальний розподіл похибок аналізованої вибірки.

Для дослідження властивостей щільності розподілу похибок загальної вибірки була розроблена комп'ютерна програма, перший модуль якої дозволяє формувати щільність $f_s(\xi)$ за заданими параметру n , а також наборам $\{p_i\}$ і $\{\sigma_i\}$. Імітаційна програма також містить другий модуль, що дозволяє визначити відповідність щільності, що генерується, заданій гістограмі похибок загальної вибірки.

В результаті імітаційного моделювання отримано наступні висновки:

- число щільностей у відповідній підмножині $M_f[f_n^{(v)}]$ розглянутої базової щільності знаходиться в межах від 5 до 55;

- середня кількість щільностей у кожній підмножині $M_f[f_n^{(v)}]$ рівна близько 26;

- середнє число щільностей в підмножині $M_f[f_n^{(v)}]$ має тенденцію до збільшення із зростанням n (від 13 при $n=2$ до 44 при $n=20$);

- значення критерію згоди χ^2 -Пірсона кожної щільності підмножини $M_f[f_n^{(v)}]$ і базовій щільності практично рівні;

- за значенням критерію згоди χ^2 -Пірсона щільності $f_{no}^{(v)}$ з гістограмою і функціонала збіжності G базова щільність $f_n^{(v)}$ і її оточення $M_f[f_n^{(v)}]$ є еквівалентними (тобто при $f_{no}^{(v)} \in M_f[f_n^{(v)}]$ справедливо $f_{no}^{(v)} \cong f_n^{(v)}$), тому можна замість базової щільності $f_n^{(v)}$ використовувати еквівалентну щільність $f_{no}^{(v)}$ оточення $M_f[f_n^{(v)}]$.

Опис імітаційної програми приведений у Додатку А дисертації.

Таким чином, у розділі розглянуто метод визначення дисперсій і частот суміші приватних вибірок в загальній вибірці похибок вимірювання навігаційних параметрів. Матеріали розділу опубліковано у роботах [2, 10].

ВИСНОВКИ

Успішне розв'язання проблеми забезпечення безпеки судноводіння веде до зменшення кількості аварійних випадків і, як наслідок, зниження шкоди людському життю, навколишньому середовищу, майну і виробничим процесам.

У дисертації отримано теоретичне узагальнення і нове розв'язання завдання забезпечення безпеки судноводіння шляхом розробки нового методу підвищення точності визначення місця судна за наявності надмірних вимірювань, який відрізняється урахуванням особливостей розподілу похибки вибірки.

У результаті проведеного наукового дослідження:

- вперше отримано математичні моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки;

- уперше розроблено метод розрахунку параметрів змішаного закону розподілу похибок загальної вибірки за початковою гістограмою за допомогою імітаційного моделювання;

Отримали подальший розвиток методи оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибок навігаційних вимірювань.

Практична значимість роботи полягає у тому, що отримані в дисертаційному дослідженні основні результати можуть бути використані при визначенні стохастичних властивостей похибок навігаційних вимірювань.

Результати дисертаційного дослідження впроваджено в навчально-тренажерному центрі «Альфа-Трейнінг», у вищому навчальному закладі «Інститут післядипломної освіти» «Одеський морський тренажерний центр», у науково-дослідній діяльності, а також у навчальних програмах судноводіїв з дисциплін кафедри «Судноводіння» НУ «ОМА», що підтверджується відповідними актами.

СПИСОК ОПУБЛІКОВАНИХ ПРАЦЬ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

1. Астайкин, Д.В. Смешанные законы распределения вероятностей случайных погрешностей навигационных измерений [Текст] / Д.В. Астайкин // Судноводіння: зб. наук. праць / ОНМА, Вип. 24. – Одеса: «ВидавІнформ», 2014. - С. 7-14.

2. Астайкин, Д.В. Эффективность координат судна при смеси нормально распределенных погрешностей выборки [Текст] / Д.В. Астайкин // Судноводіння: зб. наук. праць / ОНМА, Вип. 25. – Одеса: «ВидавІнформ», 2015. - С. 10-13.

3. Астайкин, Д.В. Оценка точности позиции судна при наличии случайных погрешностей навигационных измерений [Текст] / Д.В. Астайкин // Проблеми техніки: науково-виробничий журнал / ОНМУ, ХНУ, № 4. – Одеса: «Фірма Інтерпрінт», 2014. - С. 147-152.

4. Астайкин, Д.В. Аналитическое выражение функции распределения случайных величин смешанных законов [Текст] / Д.В. Астайкин // Водний транспорт: зб. наук. праць / КДАВТ, Вип. 2(20). - Київ: КДАВТ, 2014. – С. 6-11.

5. Астайкин, Д.В. Идентификация законов распределения навигационных погрешностей смешанными законами двух типов [Текст] / **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Автоматизация судовых технических средств: научно-технический сборник / ОНМА, Вып. 20. - Одесса: ОНМА, 2014. – С. 3–9. *(Особистий внесок здобувача - методика ідентифікації законів розподілу навігаційних похибок змішаними законами).*

6. Астайкин, Д.В. Оценка эффективности обсервованных координат судна при смешанных законах распределения навигационных погрешностей [Текст] / **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Автоматизация судовых технических средств: научно-технический сборник / ОНМА, Вып. 21. - Одесса: ОНМА, 2015. – С. 6 – 11. *(Особистий внесок здобувача - процедура визначення ефективності обсервованих координат судна при змішаних законах розподілу навігаційних похибок).*

7. Бурмака, И.А. Оценка эффективности обсервованных координат судна при избыточных измерениях [Текст] / И.А. Бурмака, **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Вестник Государственного университета морского и речного флота имени адмирала С.О. Макарова: научное периодическое издание / ГУМРФ имени адмирала С. О. Макарова, Вып. 1 (35). - Санкт-Петербург, 2016. – С. 24 - 29. *(Особистий внесок здобувача - оцінка впливу надмірних вимірювань на точність обсервації).*

8. Астайкин, Д.В. Оценка точности обсервованных координат судна в случае распределения погрешностей измерений по смешанному закону [Текст] / **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Морські перевезення та інформаційні технології в судноплаванні: матеріали науково-методичної конференції 18-19 листопада 2014 р. / ОНМА. - Одеса, 2014. – С. 10–12. *(Особистий внесок здобувача - процедура оцінки точності обсервованих координат судна при змішаних розподілах похибок).*

9. Астайкин, Д.В. Оценка эффективности координат судна с учетом закона распределения погрешностей выборки [Текст] / **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Сучасні інформаційні та інноваційні технології на транспорті (MINTT-2015): матеріали VII Міжнародної науково-практичної конференції 26-28 травня 2015р. / ХДМА. – Херсон, 2015. – С. 93–95. *(Особистий внесок здобувача - залежність ефективності координат судна від типу змішаного закону розподілу похибок).*

10. Чапчай, П.А. Применение численного интегрирования для оценки эффективности координат судна при избыточных измерениях навигационных параметров [Текст] / П.А. Чапчай, **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Морські перевезення та інформаційні технології в судноплаванні: матеріали науково-методичної конференції 19-20 листопада 2015 р. / ОНМА. - Одеса, 2015. – С. 139–141. *(Особистий внесок здобувача - аналітичний вираз оцінки ефективності визначення координат судна при надмірних вимірюваннях навігаційних параметрів).*

11. Бурмака, И.А. Определение эффективности обсервованных координат судна [Текст] / И.А. Бурмака, **Д.В. Астайкин**, Б.М. Алексейчук // Судноводіння: Зб. наук. праць / НУ «ОМА», Вип. 26. – Одеса: «ВидавІнформ», 2016. - С. 28-34. *(Особистий внесок здобувача – визначення ефективності координат судна при першому змішаному законі розподілу навігаційних похибок).*

АНОТАЦІЯ

Астайкін Д.В. Розробка методу підвищення точності визначення місця судна з урахуванням особливостей розподілу похибок вибірки. – На правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук за спеціальністю 05.22.13 – навігація та управління рухом. – Національний університет «Одеська морська академія», Одеса, 2016.

У роботі отримано метод підвищення точності визначення місця судна за наявності надмірних вимірювань, який відрізняється урахуванням особливості розподілу похибок вибірки.

Проведена розробка математичної моделі формування законів розподілу випадкових похибок навігаційних вимірювань вибірки, за допомогою якої отримані два змішані закони розподілу похибок.

У роботі сформована процедура оцінки ефективності обсервованих координат судна з урахуванням закону розподілу похибки навігаційних вимірювань. Отримані аналітичні вирази розрахунку ефективності обсервованих координат судна для двох типів змішаного закону розподілу похибок у разі обчислення координат при надмірних вимірюваннях методом найменших квадратів.

Вироблений синтез методу визначення дисперсій і частот суміші приватних вибірок у загальній вибірці похибок вимірювання навігаційних параметрів за допомогою комп'ютерної програми, що аналізує гістограму вибірки.

У роботі проведено імітаційне моделювання її теоретичних результатів, яке підтвердило їх коректність.

Ключові слова: безпека судноводіння, коваріаційна матриця, змішані розподіли похибок, ефективність обсервованих координат, імітаційне моделювання.

АННОТАЦИЯ

Астайкин Д.В. Разработка метода повышения точности определения места судна с учетом особенностей распределения погрешностей выборки. – На правах рукописи.

Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук по специальности 05.22.13 – навигация и управление движением. – Национальный университет «Одесская морская академия», Одесса, 2016.

В работе получен метод повышения точности определения места судна при наличии избыточных измерений, который отличается учетом особенностей распределения погрешностей выборки.

Произведена разработка математической модели формирования законов распределения случайных погрешностей навигационных измерений выборки, с помощью которой получены два смешанных закона распределения погрешностей, имеющих плотность и функцию распределений в явном виде.

Также рассмотрены модели смеси нормально распределенных частных выборок с различными дисперсиями, составляющих общую выборку погрешностей измерения.

В работе произведено формирование процедуры оценки эффективности обсервованных координат судна с учетом закона распределения погрешностей навигационных измерений. Получены аналитические выражения расчета эффективности обсервованных координат судна для двух типов смешанного закона распределения погрешностей в случае вычисления координат при избыточных измерениях методом наименьших квадратов.

Произведен синтез метода определения дисперсий и частот смеси частных выборок в общей выборке погрешностей измерения навигационных параметров с помощью компьютерной программы, анализирующей гистограмму выборки.

В работе выявлено, что для каждой плотности смеси частных выборок нормально распределенных погрешностей с различными дисперсиями, описывающей исходную выборку, существует подмножество эквивалентных плотностей, имеющих такое же согласие с исходной выборкой.

В работе произведено имитационное моделирование ее теоретических результатов, которое подтвердило их корректность.

Ключевые слова: безопасность судовождения, ковариационная матрица, смешанные распределения погрешностей, эффективность обсервованных координат, имитационное моделирование.

ANNOTATION

D.V. Astaykin. Development of method of increase of exactness of location ship taking into account the features of distributing of errors of selection. – Manuscript.

A thesis for a degree of candidate of engineering science (Ph.D.), speciality index 05.22.13 – navigation and traffic control. – National university «Odessa maritime academy», Odessa, 2016.

The method of increase of exactness of location ship at presence of the surplus measuring is got in work, which differs by the account of feature of distributing of errors of selection.

Development of mathematical model of forming of laws of distributing of random error terms of the navigation measuring of selection is produced, which two mixed laws of distributing of errors are got by.

Forming of procedure of estimation of efficiency of coordinates of ship taking into account the law of distributing of errors of the navigation measurings is produced in work. Analytical expressions of calculation of efficiency of coordinates of ship for two types of the mixed law of distributing of errors in the case of calculation of coordinates at the surplus measurings by a least-squares method are got.

The synthesis of method of determination of dispersions and frequencies of mixture of private selections in the general selection of errors of measuring of navigation parameters by the computer program analyzing the histogram of selection is produced.

The imitation design of its theoretical results, which confirmed their correctness, is produced in work.

Keywords: safety of navigation, variance-covariance matrix, mixed distributing of errors, efficiency of coordinates, imitation design.

Підп. до друку 6.10.2016. Формат 60x84/16. Папір офсет.
Гарнітура Times New Roman. Ум. друк. арк. 1,39.
Тираж 100 пр. Зам. № И16-10-16

Національний університет «Одеська морська академія»
65029, м. Одеса, Дідріхсона, 8.
Тел./факс (0482) 34-14-12
publish-r@onma.edu.ua
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи
ДК № 1292 від 20.03.2003