CZASOPISMO INŻYNIERII LĄDOWEJ, ŚRODOWISKA I ARCHITEKTURY
JOURNAL OF CIVIL ENGINEERING, ENVIRONMENT AND ARCHITECTURE
JCEEA, t. XXXII, z. 62 (3/II/15), lipiec-wrzesień 2015, s. 83-104

Adam DOSKOCZ[1]

BADANIE DOKŁADNOŚCI OPRACOWANIA SYTUACYJNEGO WIELKOSKALOWYCH MAP CYFROWYCH

W związku z tym, że współczesne bazy danych map wielkoskalowych gromadzą dane pozyskane różnymi technologiami ocena dokładności tych baz nastręcza pewnych trudności. W pracy przedstawiono zagadnienie oceny dokładności opracowania sytuacyjnego wielkoskalowych map cyfrowych. Na wstępnie odniesiono się do klasycznie stosowanych ocen, a następnie omówiono odporną metodę oceny dokładności map. Zaproponowana metoda opiera się na przeskalowanym odchyleniu medianowym, które jest niewrażliwe na wpływ błędów o wielkościach odstających i grubych. Powyższy fakt oraz możliwości sformułowania procedur automatyzacji oceny dokładności opracowania sytuacyjnego map wielkoskalowych pozwala uważać odporną metodę za właściwe rozwiązanie problemu oceny dokładności map. W przeprowadzonych wcześniej badaniach stwierdzono brak zgodności rozkładu błędów położenia punktów z rozkładem normalnym i innymi teoretycznymi rozkładami. Natomiast po zastosowaniu metody najmniejszych odchyleń absolutnych uzyskano stabilną ocenę środka zgrupowania analizowanych zbiorów błędów położenia punktów kontrolnych. W niniejszej pracy wyznaczono medianę, poprzez którą oszacowano wielkości błędu położenia (m_P) punktów kontrolnych dla poszczególnych fragmentów mapy i dla całości ocenionej bazy danych. Oszacowano odporny m_P z uwzględnieniem wszystkich punktów kontrolnych wyznaczonych na badanym obiekcie (wraz z punktami wykazującymi odstające odchyłki położenia i błędy grube). Stwierdzono, że wielkość m_P dla ocenionych map wynosi: w przypadku mapy wykonanej z pomiarów tachimetrem elektronicznym 0.051±0.004 m, w zakresie mapy opracowanej z operatów wcześniejszych pomiarów terenowych 0.135±0.007 m, odnośnie zbioru danych sytuacyjnych pozyskanych poprzez manualną wektoryzację rastrowego obrazu ortofotomapy 0.231±0.015 m, natomiast w przypadku mapy opracowanej z danych pozyskanych z wektoryzacji zeskanowanych map analogowych 0.303±0.012 m, a po przetransformowaniu tychże danych wektorowych do układu PL-2000 wielkość błędu położenia punktu zmalała i wyniosła 0.195 ± 0.045 m.

Słowa kluczowe: punkty kontrolne, błędy o wielkościach odstających, błędy grube, odporna metoda oceny dokładności, sytuacyjna mapa wielkoskalowa

[1] Autor do korespondencji: Adam Doskocz, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, ul. Jana Heweliusza 12, 10-724 Olsztyn, tel. 89 523 48 78, adam.doskocz@uwm.edu.pl

1. Wprowadzenie

We współczesnych bazach danych map wielkoskalowych w Polsce zgromadzone są dane pozyskane różnymi technologiami na przestrzeni kilkudziesięciu lat, a rozkłady błędów stwierdzonych na punktach kontrolnych nie wykazują zgodności z rozkładem normalnym i z innymi teoretycznymi modelami błędów [15, 17]. W związku z tym, w badaniach dokładności opracowania sytuacyjnego wielkoskalowych map cyfrowych – obok klasycznej oceny dokładności w nawiązaniu do obowiązującego standardu dokładności opracowania sytuacyjnego (0.3 mm w skali mapy) oraz przeprowadzenia analiz zgromadzonych zbiorów błędów współrzędnych kontrolnie pomierzonych szczegółów sytuacyjnych I grupy dokładnościowej – zaproponowano metodykę badawczą [19]. Mianowicie, wykonano weryfikację hipotez dotyczących rozkładów błędów i ustalono równania empiryczne ich dystrybuant oraz zastosowano metody statystyki nieparametrycznej i metody odporne na występowanie elementów odstających w rozważanych zbiorach błędów punktów kontrolnych. W zrealizowanych pracach badawczych wyznaczono także asymptotyczne przedziały ufności średniego błędu położenia punktu sytuacyjnego na terenie poszczególnych obiektów kontrolnych. W oszacowaniu których ważne jest zapewnienie odpowiedniej liczności zbiorów oraz istotnym jest fakt wystąpienia elementów odstających. Należy podkreślić, że asymptotyczne przedziały ufności i średnia z próby, odgrywająca w tym przypadku kluczową rolę, są bardzo wrażliwe na obserwacje odstające. Dlatego nieodzowne było zastosowanie w analizach także alternatywnych metod statystycznych, wywodzących się z nurtu statystyki nieparametrycznej. Ponadto wiadomo (np. [30]), że cechy zgodności, nieobciążoności i efektywności powszechnie stosowanych estymatorów wyznaczanych metodą najmniejszych kwadratów nie są spełnione (tracą sens) – w przypadku rozkładów prawdopodobieństwa analizowanych błędów nie posiadających skończonych wartości oczekiwanych lub wariancji. Zgodnie z literaturą przedmiotu [33], także K.F. Gauss nie był przekonany co do optymalności opracowanej przez siebie zasady najmniejszych kwadratów. Uważał ją jednak za najlepszą, na współczesne sobie czasy, pod względem rachunkowym – rozpatrywał także alternatywną zasadę najmniejszych modułów.

Odnośnie zagadnienia oceny dokładności opracowania sytuacyjnego wielkoskalowych map cyfrowych, stwierdzono często znaczne i dość nieprzewidywalne wielkości błędów położenia punktów kontrolnych. W tej sytuacji lepsze wyniki dały zastosowane niestandardowe metody estymacji, w których wykorzystywane są informacje w zakresie wyznaczonych *a posteriori* prawdopodobieństw lub funkcji gęstości prawdopodobieństw wystąpienia błędów. Związane jest z tym zagadnienie estymatorów optymalnych w sensie prawdopodobieństw stwierdzonych *a posteriori*. Cechy optymalizacji estymacji wykazuje zaprezentowana w niniejszej pracy ocena dokładności metodą najmniejszych modułów (nazywana także metodą najmniejszych odchyleń absolutnych). Metoda naj-

mniejszych odchyleń absolutnych jest metodą odporną opartą na przeskalowanym odchyleniu medianowym. Odchylenie medianowe obliczono dla całości zbioru punktów kontrolnych, gdyż jest niewrażliwe na wpływ błędów o wielkościach odstających i grubych. Odchylenie oznacza przedział możliwych wartości (rozproszenie) oszacowanego błędu położenia punktu (wokół jego wartości oczekiwanej).

W literaturze przedmiotu (np. [49]) wskazuje się, iż dokładność danych stanowi istotny element racjonalnie tworzonych systemów informacji geograficznej. Ponadto, autorzy opracowań cyfrowych oraz krąg ich użytkowników powinni wiedzieć jakiej dokładności opracowaniami dysponują oraz do realizacji jakich zadań mogą być one zastosowane. Jak wiadomo, jest to ważne w zakresie modernizacji i utrzymania odpowiedniej jakości państwowego zasobu geodezyjnego i kartograficznego, a także w związku z aktualnie zachodzącymi przeobrażeniami dotyczącymi zasobu map wielkoskalowych i ich konwersji do państwowego układu współrzędnych geodezyjnych PL-2000.

2. Badane mapy cyfrowe

Badania dokładności opracowania sytuacyjnego map wielkoskalowych przeprowadzono na mapach cyfrowych obejmujących tereny zurbanizowane. Analizowane zbiory empiryczne zawierają szczegóły sytuacyjne I grupy dokładnościowej stanowiące zasadniczo trzy rodzaje szczegółów: punkty załamania konturów budynków (narożniki budynków), punkty załamania granic działek ewidencyjnych (graniczniki) i punkty armatury uzbrojenia naziemnego terenu (środki geometryczne pokryw studzienek). W badaniach uwzględniono cztery metody wyznaczenia położenia sytuacyjnego szczegółów (główne metody w ramach możliwych metod pozyskania danych, rys. 1).

Metoda A – według której opracowano bazę danych mapy sytuacyjnej (obiekt A), współrzędne szczegółów terenowych wyznaczono z pomiarów tachimetrem elektronicznym wykonanych w roku 1995 (obiekt A-1, którym jest fragment mapy b. ART w Olsztynie z obszaru tzw. Kortowa I) i w roku 1996 (obiekt A-2, którym jest fragment mapy b. ART w Olsztynie z obszaru tzw. Kortowa II i III). Analizowany zbiór empiryczny A łącznie liczy 484 punkty kontrolne.

Metoda B – według której opracowano bazę danych mapy (obiekt B, którym jest mapa zasadnicza miasta Zielona Góra), współrzędne szczegółów I grupy pozyskano z istniejących wyników pomiarów sytuacyjnych zrealizowanych w latach 1974-99 głównie metodą domiarów prostokątnych, a w ostatnim okresie metodą biegunową z zastosowaniem tachimetru elektronicznego. Analizowany zbiór empiryczny B liczy 1636 punktów kontrolnych.

Metoda C – w której, współrzędne określające sytuacyjne położenie punktów kontrolnych na rastrowym obrazie ortofotomapy (obiekt C) wyznaczono w wyniku manualnej wektoryzacji tych punktów. W badaniach uwzględniono dwa zbiory punktów kontrolnych, jednolity zbiór punktów wyznaczających położe-

nie środków geometrycznych pokryw studzienek na rastrowym obrazie ortofotomapy (obiekt C-I, który stanowi ortofotomapa miasta Olsztyn) oraz zbiór szczegółów sytuacyjnych I grupy o różnej dokładności identyfikacji na rastrowym obrazie ortofotomapy (obiekt C-II, który stanowi ortofotomapa miasta Zielona Góra), a wśród nich m.in.: studzienki, narożniki budynków, punkty załamań linii krawężnika, różne słupy i inne elementy trwałej infrastruktury. Analizowany zbiór empiryczny C łącznie zawiera 773 punkty kontrolne.

Metoda D – według której opracowano bazę danych mapy (obiekt D, którym jest mapa zasadnicza miasta Olsztyn), współrzędne szczegółów I grupy pozyskano metodą przetwarzania graficzno-numerycznego (w technologii wektoryzacji poprzedzonej skanowaniem map analogowych). Analizowany zbiór empiryczny D liczy 2287 punktów kontrolnych.

Rys. 1. Metody pozyskiwania danych sytuacyjnych do bazy mapy wielkoskalowej [19]

Fig. 1. Methods of the situational data acquisition for database of large-scale map [19]

Badano także fragment bazy mapy opracowanej z danych sytuacyjnych, których położenie uzyskano poprzez transformację współrzędnych do PL-2000 wcześniej wyznaczonych w układzie lokalnym m. Olsztyn na podstawie wektoryzacji zeskanowanych map analogowych (obiekt kontrolny D-2000). Analizowany zbiór D-2000 liczy 103 punkty kontrolne zlokalizowane w Kortowie I i II.

Współrzędne analizowanych szczegółów sytuacyjnych wyznaczonych metodą A, B i D uzyskano w formie wykazów tekstowych bądź raportów z bazy danych ocenianych map. W przypadku metody C wykaz współrzędnych sporządzono poprzez zapis do pliku wyników manualnej wektoryzacji rastrowego obrazu ortofotomapy (wyników tzw. *monoplotingu*), zgromadzonych na nowo utworzonej wektorowej warstwie mapy. Natomiast wzorcowe współrzędne punktów kontrolnych wyznaczono poprzez nowe pomiary bezpośrednie tachimetrem elektronicznym. Zasadnicza część pomiarów kontrolnych zawierała obserwacje nadliczbowe. Po wyrównaniu ścisłym wyników pomiarów i ocenie ich dokładności stwierdzono, że punkty kontrolne zostały wyznaczone z dokładnością $m_P < 0.03$ m [10]. W ramach prac badawczych zrealizowanych przez autora niniejszej pracy, obok pomiarów kontrolnych wykonywanych tachimetrem elektronicznym, zweryfikowano również możliwości zastosowania technologii Smart Station w pomiarach kontrolnych z wykorzystaniem systemów GNSS [19].

W przypadku danych pozyskanych metodą A, punkty kontrolne stanowiły szczegóły I grupy dokładnościowej pomierzone dwukrotnie tym samym zestawem pomiarowym (tachimetr elektroniczny – pryzmat zwrotny) w nawiązaniu do osnowy szczegółowej zrealizowanej w technologii odtwarzalnej (*www.osnowy.pl*). Osnowa szczegółowa charakteryzowała się wysoką jednorodną dokładnością, średni błąd położenia punktu nie przekroczył 0.03 m. Natomiast osnowa pomiarowa ściśle wyrównana charakteryzowała się średnim błędem położenia punktu nie większym niż 0.04 m [9]. Punkty kontrolne pozyskano z 20. operatów pomiarowych opracowanych w ramach zajęć ćwiczeń terenowych (praktyk studenckich z lat 1995-1996).

3. Podstawy oceny dokładności opracowania sytuacyjnego map wielkoskalowych

Wyniki dotychczasowych badań wskazują, że zastosowanie danych sytuacyjnych pozyskanych różnymi metodami skutkuje opracowywaniem baz danych map wielkoskalowych znacznie zróżnicowanych dokładnościowo [11]. To z kolei jest czynnikiem limitującym ich wykorzystanie w realizacji szeroko pojętych przedsięwzięć gospodarczych [37, 24, 63, 16].

Pozyskanie informacji z bazy danych mapy cyfrowej jest procesem nie wnoszącym błędów, gdyż inżynierskie wykorzystanie mapy cyfrowej opiera się na zastosowaniu metod analityczno-numerycznych [34]. W zakresie treści sytuacyj-

nej mapy jest to realizowane poprzez jednoznacznie określone współrzędne obiektów. Zauważyć jednak należy, że korzystając z błędnych danych nie możemy uzyskać wartościowych wyników naszych działań. W literaturze wskazuje się [51], że w przypadku jakości danych cyfrowych należy pamiętać o zasadzie „wprowadź śmiecie, otrzymasz śmiecie" (ang. GIGO, *Garbage In, Garbage Out*). Dość powszechnie w literaturze przedmiotu akcentowany jest również wpływ dokładności danych przestrzennych na rezultaty wykonywanych zadań i procesów gospodarczych, w tym na procesy decyzyjne realizowane w systemach informacji geograficznej [5, 25, 6].

3.1. Ocena dokładności w nawiązaniu do standardu technicznego mapy

Zgodnie ze standardami technicznymi dotyczącymi klasycznego opracowywania mapy, graficzna dokładność mapy jest charakteryzowana najmniejszym odcinkiem – wynoszącym 0.1 mm w skali mapy – który może rozróżnić nieuzbrojone oko ludzkie. W przypadku mapy analogowej w skali 1:500 wynosi ona 0.05 m. W zakresie dokładności opracowania sytuacyjnego mapy niegdyś obowiązująca Instrukcja techniczna O-2 określała, że błąd położenia szczegółu sytuacyjnego I grupy dokładnościowej na pierworysie mapy analogowej (tożsamej z wyplotowaną prezentacją graficzną mapy cyfrowej) nie powinien przekroczyć 0.3 mm (w skali mapy) względem najbliższych punktów osnowy geodezyjnej – co w przypadku mapy w skali 1:500 oznacza błąd nie większy niż 0.15 m. Jednocześnie, zgodnie z wymogami wcześniejszego standardu technicznego Instrukcji G-4 i obecnie obowiązującego Rozporządzenia [47], położenie szczegółów sytuacyjnych I grupy dokładnościowej należy wyznaczać z dokładnością nie mniejszą niż 0.10 m względem najbliższych elementów poziomej osnowy geodezyjnej.
Przedstawione trzy charakterystyki dokładnościowe (dokładność graficzna mapy 0.05 m, dokładność pomiarów sytuacyjnych 0.10 m, dokładność opracowania sytuacyjnego mapy 0.15 m) mogły funkcjonować w (minionej) dobie tradycyjnego opracowywania map wielkoskalowych. Jednakże obecnie, gdy wyniki prac geodezyjnych (a w szczególności bezpośrednich pomiarów terenowych) zasilają bazę danych mapy cyfrowej, ten stan rzeczy nie powinien być akceptowany. Z uwagi na fakt, że dane gromadzone w bazie mapy cyfrowej przechowywane są w skali 1:1 ich dokładność powinna odzwierciedlać dokładność metod ich pozyskania.

3.2. Wykorzystanie dystrybuanty empirycznej rozkładu błędów położenia punktów kontrolnych

Odpowiednia jakość produktu powinna oznaczać zapewnienie obecnych i przyszłych oczekiwań jego użytkowników [22]. Jak wiadomo [23], podstawowymi cechami opisującymi jakość danych przestrzennych są: genealogia, dokładność, kompletność, zgodność i aktualność. Powszechnie znana jest opi-

nia, że zgromadzone dane powinny być kompletne, zgodne i aktualne w stopniu maksymalnym z możliwych. Znaczenie dokładności zgromadzonych danych nie zawsze jest dostrzegane. Należy jednak pamiętać, że dokładność bazy danych mapy cyfrowej jest bardzo ważna, gdyż jest kluczowym atrybutem w procesie integracji danych geograficznych i ich interoperacyjności w procesie budowy infrastruktury danych przestrzennych [46].

Zasadniczym problemem dotyczącym kontroli i oceny dokładności opracowań geodezyjno-kartograficznych jest wyznaczenie prawdopodobieństwa nieprzekroczenia wielkości dopuszczalnych odchyłek i błędów granicznych. Wiąże się to z przyjęciem funkcji gęstości prawdopodobieństwa charakteryzujących rozkład rozpatrywanych zbiorów błędów. W przypadku zgodności rozkładu empirycznego z rozkładem normalnym, wiarygodność oceny dokładności obiektów kontrolnych można określić przy zastosowaniu wartości granicznych równych wielokrotności około 3 lub 2 bądź też 1 odchylenia standardowego (lub jego estymatora, tj. błędu średniego). Oznacza to prawdopodobieństwo nie przekroczenia wielkości tych błędów odpowiednio – 0.997 lub 0.955 bądź 0.683.

W konwencjonalnych analizach dokładności rozpatruje się odchyłki (błędy) nie przekraczające pewnych ustalonych wielkości. Jednakże zgodnie z przyjętą klasyczną teorią błędów pomiarów geodezyjnych (np. [2]), możliwe są także większe rozbieżności w opracowaniach geodezyjno-kartograficznych (tab. 1):

Tabela 1. Prawdopodobieństwo nie przekroczenia krotności odchylenia standardowego w przypadku zmiennej o rozkładzie normalnym

Table 1. The probability of not exceed many times the standard deviation for normally distributed variable

γ (P. $\varepsilon \in \langle -k\sigma, k\sigma \rangle$)	0.383	0.683	0.954	0.997	0.999	≈1
k	0.5	1.0	2.0	3.0	4.0	4.5

W trakcie prac badawczych ustalono empiryczne dystrybuanty rozkładu błędów położenia punktów kontrolnych w ramach baz danych ocenianych map cyfrowych. W tabeli 2 przedstawiono modele analityczne poszukiwanych dystrybuant empirycznych wraz ze wskaźnikiem determinacji (R^2) stanowiącym ocenę stopnia zgodności modelu z danymi empirycznymi.

Tabela 2. Równania wielomianów stanowiących modele poszukiwanych dystrybuant empirycznych rozkładu błędów położenia punktów wraz z ich oceną

Table 2. Polynomial equations which there are models empirical cumulative distribution functions of errors of points position and their assessments

Obiekt A $y = -133.6x^6 + 430.82x^5 - 546.41x^4 + 344.6x^3 - 112.29x^2 + 17.668x - 0.0564$ ($R^2 = 0.9935$)	Obiekt C $y = -7.7877x^5 + 24.352x^4 - 25.377x^3 + 8.2133x^2 + 1.649x - 0.0281$ ($R^2 = 0.999$)
Obiekt B $y = -0.001x^6 + 0.0304x^5 - 0.3157x^4 + 1.4537x^3 - 3.0851x^2 + 2.7409x + 0.2082$ ($R^2 = 0.8916$)	Obiekt D $y = 0.029x^5 - 0.353x^4 + 1.5787x^3 - 3.2609x^2 + 3.1186x - 0.123$ ($R^2 = 0.9935$)
Obiekt D-2000 $y = 34.713x^5 - 76.707x^4 + 64.661x^3 - 27.775x^2 + 7.3733x - 0.1718$ ($R^2 = 0.9977$)	

Zastosowanie empirycznej dystrybuanty umożliwiło oszacowanie prawdopodobieństwa wystąpienia w bazie danych mapy cyfrowej określonych (zależnych od przedmiotu zainteresowania) błędów położenia szczegółów sytuacyjnych I grupy dokładnościowej. Może to być np. spełnienie standardu dokładności wyznaczenia położenia obiektów (błąd położenia punktu nie większy od 0.10 m) lub w zakresie punktów granicznych działek ewidencyjnych – prawdopodobieństwo nie przekroczenia błędu położenia 0.30 m (w przypadku modernizacji katastralnej bazy danych zgodnie z obowiązującym Rozporządzeniem [48]).

3.3. Zastosowanie odpornych metod statystycznych w ocenie dokładności map cyfrowych

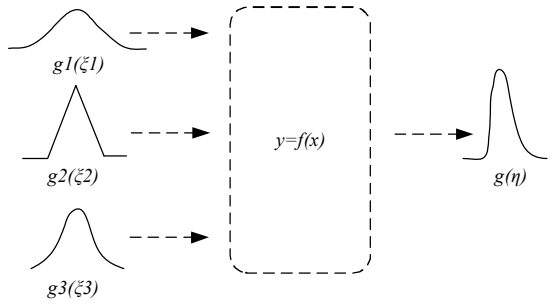
Jak już wspomniano we wprowadzeniu, współczesne bazy danych map wielkoskalowych gromadzą dane pozyskane różnymi technologiami w różnych okresach czasu, a rozkłady ich błędów nie wykazują zgodności z rozkładem normalnym i z innymi teoretycznymi modelami błędów. W badaniach zagranicznych, wykonanych w zakresie zbiorów danych zasilających systemy GIS (o mniejszej szczegółowości niż opracowania wielkoskalowe), również dostrze-

żono problem niezgodności rozkładu błędów z rozkładem normalnym [62]. W związku z tym, że poszukiwanie teoretycznych modeli błędów najbliższych rozkładom empirycznym nie przyniosło pozytywnych rezultatów. Ponadto, uwzględniając także przypadki dwumodalności rozkładu błędów w próbach – wysunięto przypuszczenie, że próby nie są jednorodne i że w rzeczywistości obserwacje pochodzą z dwóch lub większej liczby "nakładających się" rozkładów. W literaturze już wcześniej wskazano możliwości zastosowania kompozycji rozkładów błędów w ocenie dokładności zbiorów [50] i pomiarów geodezyjnych [3].

W przypadku oceny dokładności map cyfrowych dwumodalność rozkładu może wskazywać na problemy występujące w ramach pierwotnego pozyskania danych, tzn. problemy z dokładnością wyznaczenia podlegającego ocenie położenia punktów kontrolnych.

Ze zjawiskiem nakładania się rozkładów wiąże się prawo propagacji rozkładów (rys. 2), będące uogólnieniem prawa propagacji niepewności (wariancji) i określające zasadę przekształcania rozkładów wejściowych w rozkład wyjściowy. Wielkości wejściowe opisane są funkcjami gęstości prawdopodobieństwa [61]:

$$g(\xi) = (g_1(\xi_1), g_2(\xi_2), ..., g_n(\xi_n))^T$$



Rys. 2. Idea prawa propagacji rozkładów [opracowanie własne na podstawie: 26]

Fig. 2. Idea of the law of propagation of distributions [own elaboration on the basis of: 26]

Uniezależnienie wyników estymacji od warunku zgodności zbioru błędów z rozkładem normalnym i uodpornienie na wystąpienie błędów grubych (elementów odstających) uzyskiwane jest dzięki niestandardowym metodom estymacji. W literaturze często są wymieniane następujące metody estymacji odpornej [39, 36, 38, 40, 27]: metoda Hubera, Hampela, duńska, Gaździckiego i liniowa. Szczególnie istotne w zagadnieniach geodezyjnych są także [35]: zasada wyboru alternatywy i metoda najmniejszych odchyleń absolutnych.

W kontekście geodezyjnego rachunku wyrównawczego istota wymienionych metod polega na iteracyjnym modyfikowaniu (zmniejszaniu) wag tym obserwacjom, które uznano za odstające. Jak już wcześniej wspomniano – odstającą jest obserwacja, dla której obliczona wartość poprawki przekracza wartość uznaną

za dopuszczalną. W rezultacie zmniejszania wag obserwacje odstające mają mniejszy (a w skrajnym przypadku zerowy) wpływ na uzyskiwane rozwiązanie (np. [38]).

W klasycznych metodach estymacji przyjmowane jest założenie o typie rozkładu gęstości prawdopodobieństwa wystąpienia elementów próby empirycznej, co bez analizy probabilistycznej typu rozkładu może prowadzić do błędnego oszacowania przedziałów ufności wyznaczanych parametrów [61]. Ponadto klasyczne procedury badań statystycznych są wrażliwe na wydłużone rozkłady analizowanych zbiorów i wystąpienie w nich wartości odstających [52].

W związku z powyższym, w ramach przeprowadzonych badań [19] poszukiwano rzeczywisty rozkład zbiorów empirycznych oraz zastosowano metody statystyki nieparametrycznej i metody odporne na występowanie elementów odstających w zbiorach błędów punktów kontrolnych ocenianych map cyfrowych.

Pojęcie odporności w metodach statystyki matematycznej służy weryfikacji użyteczności zastosowanych w badaniach testów i estymatorów, a ich ocena przebiega w myśl spełnienia przez rozpatrywaną statystykę poniższych postulatów:

1) zastosowane statystyki powinny być wrażliwe na zmiany wielkości, których dotyczą weryfikowane hipotezy,
2) nie powinny być natomiast wrażliwe na zmiany (jakich można oczekiwać w praktyce) wielkości, które w realizowanych badaniach pełnią rolę czynników zewnętrznych.

Statystyki spełniające pierwszy postulat określamy mianem „mocnych", a spełniające drugi postulat nazywamy „odpornymi" (ang. *robust*).

Pojęcie „mocnych statystyk" w tym *M*-estymatorów wiąże się z anglojęzycznym *Maximum Likelihood Estimators* (*MLE*) oznaczającym estymator wyznaczony metodą największej wiarygodności. Estymatory największej wiarygodności wykazują cechy jakich się oczekuje od dobrych estymatorów, są one (przynajmniej w sensie asymptotycznym) nieobciążone, zgodne i efektywne. Jak wiadomo [13], szczególnym przypadkiem metody największej wiarygodności jest metoda najmniejszych kwadratów. Równoważność estymatorów uzyskiwanych tymi metodami może być rozpatrywana przy założeniu, że rozpatrywane zbiory empiryczne mają rozkłady zgodne z rozkładem normalnym [58].

Uodpornienie wyników oszacowań na wpływ błędów grubych lub elementów odstających (czyli błędów niewiele wykraczających poza oceny prawdopodobne) można uzyskać poprzez zastosowanie odpornych *M*-estymacji. Rozwój estymacji mocnych wywodzi się z ogólnej zasady największej wiarygodności (*ML* – *Maximum Likelihood*) (m.in. [55, 56, 57] lub z tzw. zasady wyboru alternatywy (*ZWA*) [29, 31, 58].

Problem optymalizacyjny w szerokiej klasie *M*-estymacji przyjmuje następującą ogólną postać [27]:

$$\min_X = \{\xi(X) = \sum_{i=1}^{n} \rho(v_i)\} = \xi(\hat{X}) = \sum_{i=1}^{n} \rho(\hat{v}_i)$$

gdzie *ρ(v)* jest funkcją wypukłą, od której często wymaga się, aby była co najmniej dwukrotnie różniczkowalna. Zatem w *M*-estymacji realizowane jest minimalizowanie funkcji celu. Metody wyrównania należące do klasy *M*-estymacji można opisać odpowiednimi funkcjami charakterystycznymi. Funkcje charakterystyczne można zdefiniować przez określenie zewnętrznej funkcji celu oraz jej składowych: funkcji wpływu, funkcji rygoru i funkcji wagowej. Szczególną rolę w analizie własności metod należących do *M*-estymacji odgrywa funkcja wagowa, która określa w jaki sposób zmieniają się wagi i-tej obserwacji w zależności od uzyskiwanych w poszczególnych krokach iteracyjnych wartości estymatora $\hat{v}_i$. O zmianie wagowania obserwacji odstających (elementów odstających w rozpatrywanych zbiorach empirycznych) decyduje wynik analizy w zakresie oceny czy standaryzowany estymator danej poprawki mieści się w dopuszczalnym przedziale $\Delta\hat{v} = \langle -k, k \rangle$, gdzie *k* jest współczynnikiem określającym granice przedziału. W sytuacji, gdy standaryzowany estymator danej poprawki mieści się w dopuszczalnym przedziale waga takiej obserwacji pozostaje niezmieniona. Natomiast, jeśli $\hat{v} \notin \Delta\hat{v}$ wówczas wartości wag obserwacji zostają zmniejszone z zastosowaniem funkcji tłumienia, która jest funkcją nierosnącą, a w pewnych przedziałach malejącą o następujących własnościach:

$t(\hat{v}) = 1$ gdy $\hat{v} \in \Delta\hat{v}$

$t(|\hat{v}_j|) < t(|\hat{v}_i|)$ dla takich $\hat{v}_i, \hat{v}_j \in \Delta\hat{v}$, że $|v_j| > |v_i|$

Funkcję wagową dla standaryzowanych poprawek można zapisać w następującej postaci $p' = w(\hat{v}) = t(\hat{v})p$, a wartości funkcji wagowej stanowią nowe wagi *p'* nazywane wagami ekwiwalentnymi. Układ równań normalnych, po wprowadzeniu funkcji tłumienia (*T*), przyjmuje postać $A^T TPV = 0$, a jego rozwiązaniem jest następujący odporny *M*-estymator $X' = -(A^T P' A)^{-1} A^T P' V$ (gdzie $P' = TP$).

Stosowana w teorii rachunku wyrównawczego, jak również w zastosowaniach praktycznych, szeroka klasa *M*-estymacji związana jest z następującymi składowymi funkcji celu [60]:

$\rho(v) = \ln\{-f(v)\}$ – metoda największej wiarygodności,

$\rho(v) = f(v)$ – zasada wyboru alternatywy,

$\rho(v) = |pv|$ – metoda najmniejszych odchyleń absolutnych,

$\rho(v) = pv^2$ – metoda najmniejszych kwadratów,

$\rho(v) = w(v)v^2$ – zmodyfikowana metoda najmniejszych kwadratów,

gdzie *f(v)* jest na ogół funkcją równoważną zakładanej funkcji gęstości błędów pomiaru (lub funkcją do niej proporcjonalną), a *v* jest poprawką wyznaczaną poprzez zastosowanie odpowiednich metod wyrównania, która w sumie z wynikiem pomiaru stanowi elementarny model funkcjonalny wyniku pomiaru. Należy podkreślić, że jeżeli $f(v) = \exp\left(-v^2/2\right)$ to $\ln\{-f(v)\} = pv^2$ i metoda największej wiarygodności jest równoważna metodzie najmniejszych kwadratów. Metoda najmniejszych kwadratów ma bardzo duże zastosowanie praktyczne. Natomiast jej modyfikację, polegającą na zastąpieniu oryginalnych wag p_i obserwacji funkcją wagową *w(v)*, wprowadzono głównie w celu jej uodpornienia na błędy grube występujące w rozpatrywanych zbiorach. Metoda najmniejszych kwadratów jest wrażliwa na wpływ elementów odstających, nietypowych w porównaniu z pozostałymi elementami zbioru empirycznego.

4. Wyniki zastosowania *M*-estymacji do oceny dokładności map cyfrowych

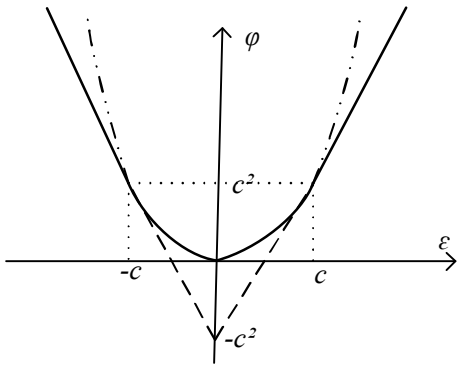
W ramach przeprowadzonych prac badawczych [19] zrealizowano odporną ocenę dokładności metodą najmniejszych odchyleń absolutnych (zwaną również metodą najmniejszych modułów). Metodę najmniejszych modułów już wcześniej stosowano w badaniach w dyscyplinie geodezja i kartografia [32, 33, 59, 20].

Zastosowaną metodę oparto na przeskalowanym odchyleniu medianowym oraz na idei iteracyjnej oceny metodą dwukryterialną, których założenia przedstawiono w pracy [53]. Potrzeba zastosowania nieklasycznych metod estymacji dokładności spowodowana jest stwierdzeniem faktu [18], że często w analizowanych zbiorach punktów kontrolnych zdarza się wartość błędu położenia punktu (jednego lub kilku) znacznie odstająca od pozostałych błędów w próbce.

Zgodnie z literaturą [53], szczegółowe badania statystyczne wykazały, że w zbiorach eksperymentalnie opracowywanych przy założeniu zgodności rozkładu z rozkładem normalnym średnio około 10% (zdarza się, że od 1% do 20%) danych stanowią dane odstające od rozkładu Gaussa. Odporne metody statystyczne (ang. *robust statistics*) zapewniają mniejszy, niż metody klasyczne, wpływ danych odstających na wyniki analiz i ocenę dokładności zbiorów empirycznych. A ponadto, nieuwzględnienie wszystkich wyników ma znaczny wpływ na wiarygodność oszacowania wariancji analizowanych zbiorów.

W przeprowadzonych badaniach dokładności map cyfrowych, w celu zmniejszenia czułości na występowanie odstających wartości błędów położenia punktu użyto funkcji $\varphi = \sum_{i=1}^{n} \rho(z_i - \mu)$ o postaci zależnej od wielkości współczynnika *c*, który określa wielokrotność odchylenia standardowego σ. Zastosowanie funkcji $\varphi = \rho(\varepsilon)$ pozwala na mniej rygorystyczne potraktowanie błędów o warto-

ściach odstających ($|\varepsilon| > c\sigma$) od środka zgrupowania rozkładu analizowanych błędów. W przypadku błędów średnich mniejszych od $c\sigma$ funkcja φ jest funkcją kwadratową, natomiast w przypadku błędów większych minimalizuje się moduł odchyleń $|\varepsilon| = |z_i - \mu|$. Tym samym następuje realizacja metody najmniejszych odchyleń absolutnych, obszary czułości metody przedstawiono na poniższym rysunku 3 (oznacza to zastosowanie funkcji Hubera, powstałej z połączenia paraboli i dwóch półprostych stycznych do niej).



Rys. 3. Wykres względnej funkcji czułości zastosowanej odpornej metody oceny dokładności map [opracowanie własne na podstawie: 33]

Fig. 3. Graph of the relative sensitivity function of the method used of robust assessing the accuracy of maps [own elaboration on the basis of: 33]

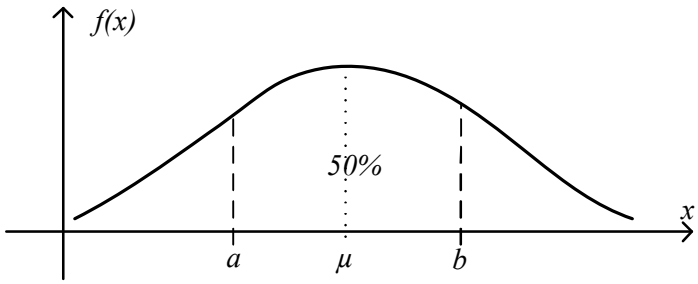
Współczynnik c określa stopień odporności użytej metody, a jego wartość zależy od stopnia zaburzenia rozkładu błędów wartościami błędów o wielkościach odstających oraz wystąpieniem błędów grubych. Przy zaburzeniu na poziomie 1% elementów rozpatrywanego zbioru c=2, a dla zaburzenia 5% c=1.4 [53]. W ramach oceny dokładności badanych map cyfrowych przyjęto c=1.5, gdyż średnio odsetek elementów odstających w rozpatrywanych zbiorach empirycznych wyniósł 4.5% [19].

Zgodnie z przyjętym kryterium, pierwotne zbiory błędów zmodyfikowano poprzez tzw. windsoryzację [21], czyli zastąpienie błędów odstających i grubych większych od $c\sigma$ wielkościami dopuszczalnymi w analizowanym zbiorze:

$$z_i^* = \begin{cases} z_i \quad przy |z_i - \hat{\mu}| \le c\sigma \\ \hat{\mu} - c\sigma \; przy \; z_i < \hat{\mu} - c\sigma \\ \hat{\mu} + c\sigma \; przy \; z_i > \hat{\mu} + c\sigma \end{cases}$$

gdzie $\hat{\mu}$ jest medianą błędów uszeregowanych rosnąco, będącą odporną na wartości odstające oceną środka zgrupowania analizowanego zbioru błędów punktów kontrolnych: $\hat{\mu} = med\{z_i\} = Me$.

Następnie wprowadzono bezwzględne odchylenie medianowe *MAD* (ang. *Median Absolute Deviation*), będące oszacowaniem zakresu przejścia z pierwotnego (pełnego) do przekształconego (zmodyfikowanego) rozkładu błędów: $MAD = med\{|z_i - Me|\}$. W celu ustalenia zależności pomiędzy parametrami rozkładu zmodyfikowanego zbioru błędów i rozkładu ich pierwotnej populacji należy przeliczyć odchylenie *MAD* przy użyciu współczynnika korygującego κ: $s_j^* = \kappa MAD$. Wyniki przeprowadzonych badań [53] wykazały, że najlepszą oceną środka zgrupowania zbioru empirycznego jest środek rozstępu między wartością trzeciego i pierwszego kwartyla (ang. *inter-quartile mid-range*) obliczonego z próbki. Odległość kwartyli nazywane jest odchyleniem ćwiartkowym i wynika jednoznacznie z rozkładu gęstości prawdopodobieństwa przyjętego do oszacowania rozrzutu próbki empirycznej (rys. 4).



Rys. 4. Idea rozstępu między kwartylowego, gdzie *a*, *b* oznaczają odpowiednio rzędne pierwszego i trzeciego kwartyla [opracowanie własne na podstawie: 53]

Fig. 4. Idea of the inter-quartile mid-range, where *a*, *b* there are ordinates of first and third quartile [own elaboration on the basis of: 53]

Początkowy rozkład gęstości prawdopodobieństwa określony jest równaniem

$$f(x) = \frac{d}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

gdzie, w przypadku pełnego (rozrzutu zmiennej od -∞ do +∞) rozkładu normalnego d=1, natomiast dla rozkładu normalnego uciętego w kwartylach $d = 0.5/[\Phi(b-\mu/\sigma) - \Phi(a-\mu/\sigma)]$ i wynosi 0.6745. Wówczas wartość współczynnika korygującego κ wynosi $1/0.6745 = 1.4826 \approx 1.483$.

Wartość asymptotyczna $\kappa_\infty = 1.483$ odpowiada stosunkowi odchylenia standardowego (s) z próbki do bezwzględnego odchylenia medianowego (*MAD*) w przypadku rozkładu normalnego w granicy $n \to \infty$ [45].

Zgodnie z literaturą [53], Huber wykazał, że s_j^* jest nieobciążonym estymatorem odchylenia standardowego i zachowuje stabilność nawet w sytuacji, gdy do 50% elementów zbioru stanowi elementy odstające.

W sytuacji stwierdzenia często znacznej liczby odstających wartości błędów na obiektach kontrolnych ocenianych map cyfrowych, w celu zachowania stabilności oceny środka zgrupowania analizowanych zbiorów błędów położenia punktów kontrolnych, obliczono medianę (z_j^*) – będącą bardziej odporną na wartości odstające w rozpatrywanym zbiorze niż średnia arytmetyczna. Następnie na podstawie przeskalowanego odchylenia medianowego (s_j^*) i współczynnika (c) określającego stopień odporności użytej metody, wyznaczano granicę przejścia ($\varphi = cs_j^*$) w poszczególnych iteracjach z metody najmniejszych kwadratów do metody najmniejszych odchyleń absolutnych (rys. 3).

W wyniku odpornej oceny dokładności danych pozyskanych poszczególnymi metodami ustanowiono dodatkowe metadane badanych obiektów, które liczbowo przedstawiono w poniższych tabelach 3-7:

Odporny m_P – wielkość błędu położenia punktu oszacowana metodą najmniejszych odchyleń absolutnych. W celu zachowania stabilności oceny środka zgrupowania analizowanych zbiorów błędów położenia punktów kontrolnych obliczono medianę (z_j^*), która jest estymatorem wartości oczekiwanej (a) w populacji o dowolnym rozkładzie. Estymator obliczono na podstawie całości zbioru błędów położenia punktów kontrolnych (zawierającego także błędy o wielkościach odstających i grubych) i zapisano go wraz z oszacowanymi krańcami przedziału ufności (encja metadanych wpisana jako $z_j^* \pm q_a \times s_j^*$).

Współczynnik zmienności błędów – stanowi względną miarę zmienności błędów obliczoną na podstawie mediany z_j^* i przeskalowanego odchylenia medianowego s_j^*. Współczynnik informuje o zmienności błędów w odniesieniu do wielkości oczekiwanej $V_s = \left(s_j^* / z_j^*\right) \times 100\%$, większa jego wartość oznacza większą zmienność błędów położenia punktu w analizowanym zbiorze punktów kontrolnych.

Rzetelność mapy cyfrowej – rozumianą jako spełnienie przez mapę wielkoskalową standardu dokładności jej opracowania sytuacyjnego (w przypadku mapy w skali 1:500, σ = 0.0003 m × 500 = 0.15 m). Encja metadanych wyraża prawdopodobieństwo nie przekroczenia wielkości błędu położenia punktu (σ).

Wiarygodność mapy cyfrowej – rozumianą jako prawdopodobieństwo nie wystąpienia w ocenianej bazie danych błędów o wielkościach odstających, czyli błędów położenia szczegółów I grupy powyżej 4.5σ (może to być wskaźnikiem zaufania użytkowników do bazy danych).

Tabela 3. Metadane charakteryzujące dokładność opracowania sytuacyjnego wielkoskalowej mapy cyfrowej opracowanej z danych pozyskanych metodą A

Table 3. Metadata which characterize the positional accuracy of the large-scale digital map production from data obtained by method A

Wskaźnik dokładności	**Wartość wskaźnika**
skala bazowa mapy	1:500
średni m_P (ang. *RMSE*)	0.05 m ±0.005 m
% ponad 4.5σ	0.6%
odporny m_P	0.051 m ±0.004 m
współczynnik zmienności błędów	61%
rzetelność mapy cyfrowej	99%
wiarygodność mapy cyfrowej	100%

Tabela 4. Metadane charakteryzujące dokładność opracowania sytuacyjnego wielkoskalowej mapy cyfrowej opracowanej z danych pozyskanych metodą B

Table 4. Metadata which characterize the positional accuracy of the large-scale digital map production from data obtained by method B

Wskaźnik dokładności	**Wartość wskaźnika**
skala bazowa mapy	1:500
średni m_P (ang. *RMSE*)	0.19 m ±0.010 m
% ponad 4.5σ	3.1%
odporny m_P	0.135 m ±0.007 m
współczynnik zmienności błędów	73%
rzetelność mapy cyfrowej	57%
wiarygodność mapy cyfrowej	100%

Tabela 5. Metadane charakteryzujące dokładność opracowania sytuacyjnego wielkoskalowej mapy cyfrowej opracowanej z danych pozyskanych metodą C

Table 5. Metadata which characterize the positional accuracy of the large-scale digital map production from data obtained by method C

Wskaźnik dokładności	**Wartość wskaźnika**
skala bazowa mapy	1:2000 (1:500)[2]
średni m_P (ang. *RMSE*)	0.27 m ±0.021 m
% ponad 4.5σ	0% (1.3%)
odporny m_P	0.231 m ±0.015 m
współczynnik zmienności błędów	61%
rzetelność mapy cyfrowej	98% (36%)
wiarygodność mapy cyfrowej	100% (98%)

[2] W związku z wysoką dokładnością cyfrowych opracowań fotogrametrycznych, zgodnie z wynikami wcześniejszych prac autora [14, 12] oraz z rezultatami badań innych autorów (np. [44, 28, 7, 4]), pozyskane na ich podstawie dane sytuacyjne mogą zasilać bazy danych systemów informacji o terenie a nawet stanowić wsparcie w zagadnieniach poprawy jakości dawnych map wielkoskalowych. Stąd w nawiasie zapisano oceny w odniesieniu do map cyfrowych opracowywanych w skali bazowej 1:500.

Tabela 6. Metadane charakteryzujące dokładność opracowania sytuacyjnego wielkoskalowej mapy cyfrowej opracowanej z danych pozyskanych metodą D

Table 6. Metadata which characterize the positional accuracy of the large-scale digital map production from data obtained by method D

Wskaźnik dokładności	Wartość wskaźnika
skala bazowa mapy	1:500
średni m_P (ang. *RMSE*)	0.32 m ±0.015 m
% ponad 4.5σ	7.7%
odporny m_P	0.303 m ±0,012 m
współczynnik zmienności błędów	63%
rzetelność mapy cyfrowej	30%
wiarygodność mapy cyfrowej	93%

Tabela 7. Metadane charakteryzujące dokładność zbioru danych pozyskanych poprzez transformację współrzędnych uzyskanych ze zwektoryzowanych map (obiekt D-2000)

Table 7. Metadata which characterize the accuracy of the data set acquired by transformation of coordinates obtained from vector maps (object D-2000)

Wskaźnik dokładności	Wartość wskaźnika
skala bazowa mapy	1:500
średni m_P (ang. *RMSE*)	0.24 m ±0.052 m
% ponad 4.5σ	2.9%
odporny m_P	0.195 m ±0.045 m
współczynnik zmienności błędów	75%
rzetelność mapy cyfrowej	52%
wiarygodność mapy cyfrowej	98%

5. Podsumowanie

Wielkoskalowe mapy cyfrowe są wykonywane w Polsce wieloma różnymi technologiami o specyficznych cechach i różnej jakości produktu finalnego. Autorzy tych opracowań i krąg ich użytkowników powinni wiedzieć jakiej dokładności opracowaniami dysponują. Jest to istotne m.in. w zakresie modernizacji i utrzymania odpowiedniej jakości państwowego zasobu geodezyjnego i kartograficznego, w związku z aktualnie zachodzącymi przeobrażeniami dotyczącymi zasobu map wielkoskalowych i ich konwersji do państwowego układu współrzędnych geodezyjnych PL-2000.

W zakresie badań międzynarodowych szczególne miejsce zajmują zagadnienią jakości baz danych przestrzennych, które są przedmiotem działalności międzynarodowej organizacji normalizacyjnej (ISO) oraz lokalnych i krajowych komitetów normalizacyjnych (m.in. ANSI, CEN, DIN, PKN), a także organizacji i towarzystw zajmujących się zagadnieniami geoinformatycznymi, np. Open Geospatial Consortium (OGC). Spośród norm opracowanych przez Komitet Techniczny PKN/KT 297 ds. Informacji geograficznej, dla tematyki poruszanej w niniejszej pracy, szczególnie interesujące są PN-EN

ISO 19113:2005 zawierająca podstawy opisu jakości informacji geograficznej [41] oraz PN-EN ISO 19114:2005 określająca procedury oceny jakości informacji geograficznej [42]. Ponadto stosowanie normy PN-EN ISO 19115:2005 [43] określającej strukturę opisu zbiorów danych geograficznych poprzez metadane jest nieodzowne [8]. Szczególnie w procesie tworzenia infrastruktur danych przestrzennych w celu zapewnienia ich globalnego współdziałania (ang. *interoperability*) [1].

Ze względu na złożoność procesu opracowywania map w formie cyfrowej, zagwarantowanie odpowiedniej ich jakości jest trudne w realizacji [54]. Jakość baz danych może być rozpatrywana na poziomie semantycznym (poprawność klasyfikacji obiektów i ich atrybutów) i na poziomie topologicznym (poprawność topologiczna obiektów) oraz na poziomie geometrycznym (poprawność kształtów i położenia obiektów). Natomiast kontrola jakości danych może być zrealizowana tradycyjnie – w zakresie gotowego opracowania geodezyjno-kartograficznego lub jako element składowy procesu pozyskania danych – co przynosi szereg korzyści, zarówno po stronie wykonawców prac jak i ich odbiorców. Należy podkreślić, że użytkownicy baz danych powinni zdecydowanie określać swoje oczekiwania w zakresie ich jakości, a ponadto – nie zawsze należy szukać najniższej ceny, a raczej wskazane jest poszukiwanie „najlepszej drogi" do pozyskania danych o wysokiej jakości [54].

Przedstawiona w niniejszej pracy metodyka badawcza wskazuje na możliwości automatyzacji oceny dokładności opracowania sytuacyjnego wielkoskalowych map cyfrowych. Dzięki wykorzystaniu metod statystyki matematycznej może stanowić również istotny element odpowiedniego systemu ekspertowego.

Literatura

[1] Aalders H.J.G.L., Moellering H.: Spatial Data Infrastructure. Proceedings of the 20th International Cartographic Conference, vol. 4, Beijing, 2001.

[2] Adamczewski Z.: Teoria błędów dla geodetów. Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej, 2005.

[3] Baran L.W., Szacherska M.K.: Jednolity system oceny dokładności obserwacji geodezyjnych i jego zastosowanie w analizie sieci. Zeszyty Naukowe ART w Olsztynie, seria: Geodezja i Urządzenia Rolne, nr 10, 1982, s. 3-13.

[4] Będkowski K, Adamczyk J, Mikrut S.: Współczesne metody fotogrametrii i ich zastosowanie w leśnictwie. Roczniki Geomatyki, t. IV, z. 4, 2006, s. 55-65.

[5] Białousz S.: Kilka rozważań ogólnych na temat SIP przy okazji projektowania systemu baz danych przestrzennych dla województwa mazowieckiego. Prace IGiK, t. 50, z. 107, 2004, s. 161-178.

[6] Bielecka E.: Systemy informacji geograficznej. Teoria i zastosowania. Wydawnictwo Polsko-Japońskiej Wyższej Szkoły Technik Komputerowych, Warszawa 2006.

[7] Bychawski W.: Skutki uboczne doskonałości współczesnej fotogrametrii. Prace IGiK, t. XLVIII, z. 104, 2001, s. 163-170.

[8] Danko D.M.: ISO TC211/Metadata. In: Geo-information Standards in Action, Peter J.M. van Oosterom (Editor). Published by NCG (Netherlands Geodetic Commission) in Delft, 2004, pp. 11-19, www.ncg.knaw.nl

[9] Dąbrowska D., Dąbrowski W., Lewandowicz E., Nojak J., Wierciński T.: Sytuacyjna mapa numeryczna z pomiarów bezpośrednich – pierwsze doświadczenia nauczania technologii. Materiały V Konferencji Naukowo-Technicznej pt. Systemy Informacji Przestrzennej, s. 339-342, Warszawa 1995.

[10] Dąbrowski W.: Sprawozdania naukowo-techniczne z badań dotyczących dokładności map cyfrowych miasta Olsztyn i Zielona Góra. Współautor A. Doskocz, maszynopisy powielone, lata 1999-2006, UWM w Olsztynie.

[11] Dąbrowski W., Doskocz A.: Dokładność sytuacyjnych danych numerycznych pozyskanych różnymi metodami. Materiały I Ogólnopolskiej Konferencji Naukowo-Technicznej pt. Kartografia numeryczna i informatyka geodezyjna, s. 29-38, Rzeszów – Polańczyk 2005.

[12] Dąbrowski W., Doskocz A., Mrówczyński T.: Miasto doceniło ortofoto. GEODETA nr 1 (140), 2007, s. 26-28.

[13] Deutsch R.: Teoria estymacji. PWN, Warszawa 1969.

[14] Doskocz A.: Ocena dokładności ortofotomapy cyfrowej. Przegląd Geodezyjny, nr 4, 2003, s. 9-11.

[15] Doskocz A.: The use of statistical analysis for estimation of positional accuracy of large-scale digital maps. Geodesy and Cartography, vol. 54, no. 3, 2005, pp. 131-150.

[16] Doskocz A.: Estimation of permissible differences of double determination of areas from co-ordinates. Geodesy and Cartography, vol. 55, no. 4, 2006, pp. 209-230.

[17] Doskocz A.: Initial use of statistical analysis for estimation of horizontal accuracy of large-scale digital maps. Technical Sciences, no. 13, 2010, pp. 133-146.

[18] Doskocz A.: Propozycja oceny dokładności opracowania sytuacyjnego wielkoskalowych map cyfrowych. Roczniki Geomatyki, t. VIII, z. 5(41), 2010, s. 51-61.

[19] Doskocz A.: Metodyka oceny dokładności wielkoskalowych map cyfrowych. Rozprawy i Monografie, nr 193, 2013, Wydawnictwo UWM w Olsztynie.

[20] Duchnowski R.: Sensitivity of robust estimators applied in strategy for testing stability of reference points. EIF approach. Geodesy and Cartography, vol. 60, no. 2, 2011, pp.123-134.

[21] Erceg-Hurn D.M., Mirosevich V.M.: Modern robust statistical methods. American Psychologist, vol. 63, no. 7, 2008, pp. 591-601.

[22] Gaździcki J.: Leksykon geomatyczny. Polskie Towarzystwo Informacji Przestrzennej, Wydawnictwo „Wieś Jutra" Sp. z o. o., Warszawa 2001.

[23] Guptill S.C., Morrison J.L. (editors): Elements of spatial data quality. International Cartographic Association, Commission on Spatial Data Quality, Pergamon Press, Oxford 1995.

[24] Hejmanowska B.: Metody teledetekcyjne w kontroli powierzchni działek dla potrzeb systemu IACS. Katalog wystawców X Międzynarodowych Targów GEA – materiały szkoleniowe, s. 56-65, Kraków 2004.

[25] Hejmanowska B.: Wspomaganie decyzji z wykorzystaniem narzędzi GIS – ryzyko związane z dokładnością danych źródłowych. Archiwum Fotogrametrii, Kartografii i Teledetekcji, vol. 16, 2006, s. 197-206.

[26] International Organization for Standardization: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM) – Supplement 1: Numerical methods for the propagation of distributions. Geneva 2004.

[27] Janicka J.: Odporna na błędy grube transformacja Helmerta ze zmodyfikowaną korektą Hausbrandta. Zeszyty Naukowe Politechniki Rzeszowskiej, seria. Budownictwo i Inżynieria Środowiska, zeszyt 59, nr 1/2012/II, 2012, s. 159-168.

[28] Kaczyński R., Ziobro J., Ewiak I.: Dokładność poszczególnych etapów generowania ortofotomap cyfrowych ze zdjąć PHARE 1:26000. Archiwum Fotogrametrii, Kartografii i Teledetekcji, vol. 9, 1999, s. 57-60.

[29] Kadaj R.: Wyrównanie z obserwacjami odstającymi. Przegląd Geodezyjny, nr 8, 1978, s. 252-253.

[30] Kadaj R.: Rozwinięcie koncepcji niestandardowej metody estymacji. Geodezja i Kartografia, t. XXIX, z. 3-4, 1980, s. 185-196.

[31] Kadaj R.: Die Methode der besten Alternative: Ein Ausgleichungsprinzip für Beobachtungssysteme. Zietschrift für Vermessungswesen, no. 113, 1984, pp. 301-307.

[32] Kadaj R.: Eine verrallgemeinerte Klasse von Schätzverfahren mit praktischen Andwendungen. Zietschrift für Vermessungswesen, no. 117, 1988, pp. 157-166.

[33] Kadaj R.: Modele, metody i algorytmy obliczeniowe sieci kinetycznych w geodezyjnych pomiarach przemieszczeń i odkształceń obiektów. Wydawnictwo Akademii Rolniczej im. H. Kołłątaja, Kraków 1998.

[34] Kadaj R.: Przekształcenia odwzorowawcze map, czyli w warsztatach kartografii numerycznej. Materiały XI Konferencji Naukowo-Technicznej pt. Systemy Informacji Przestrzennej, s. 377-378, Warszawa 2001.

[35] Kamiński W.: Zastosowanie niestandardowych metod estymacji w wyrównaniu sieci geodezyjnych. Geodezja i Kartografia, t. XXXVI, z. 1, 1988, s. 29-40.

[36] Kamiński W.: Wybrane sposoby wykrywania obserwacji geodezyjnych obciążonych błędami grubymi. Przegląd Geodezyjny, nr 4, 2002, s. 14-16.

[37] Latoś S.: O potrzebie i kierunkach zmian niektórych przepisów w zakresie poziomych osnów geodezyjnych i szczegółowych pomiarów sytuacyjnych. Przegląd Geodezyjny, nr 3, 2000, s. 3-8.

[38] Muszyński Z.: Zastosowanie metod estymacji odpornej do geodezyjnego opisu deformacji obiektu budowlanego. Acta Sci. Pol. Geod. Descr. Terr., 7(4), 2008, s. 3-14

[39] Nowak E.: Koordynacja testów wykrywających błędy grube w pomiarach rutynowych. Materiały X Konferencji Naukowo-Technicznej pt. Systemy Informacji Przestrzennej, s. 431-438, Warszawa 2000.

[40] Osada E., Liszczuk W., Sergieieva K.: O odpornej właściwości metody interpolacyjnej ruchomej powierzchni. GEODETA, nr 9 (172), 2009, s. 28-30.

[41] PN-EN ISO 19113:2005 Informacja geograficzna – Podstawy opisu jakości. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 2005.

[42] PN-EN ISO 19114:2005 Informacja geograficzna – Procedury oceny jakości. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 2005.

[43] PN-EN ISO 19115:2005 Informacja geograficzna – Metadane. Polski Komitet Normalizacyjny, Warszawa 2005.

[44] Preuss R.: Rola fotogrametrii w funkcjonowaniu systemów informacji przestrzennej. GEODETA, nr 2 (wydany w lipcu), 1995, s. 12-16.

[45] Randa J.: Update to proposal for KCRV and degree of equivalence for GTRF key comparisons. Document of Working Group on radio frequency quantities of the CCEM, GT-RF/2005-04, 2005, http://www.bipm.org/wg/CCEM/GT-RF/Allowed/18/GTRF-05-04.pdf

[46] Rönsdorf C.: Positional integration of geodata. Positional accuracy improvement: Impacts of improving the positional accuracy of GI databases. EuroSDR Publication, no. 48 - Related Papers, 2004.

[47] Rozporządzenie Ministra Spraw Wewnętrznych i Administracji z dnia 9 listopada 2011 r. w sprawie standardów technicznych wykonywania geodezyjnych pomiarów sytuacyjnych i wysokościowych oraz opracowywania i przekazywania wyników tych pomiarów do państwowego zasobu geodezyjnego i kartograficznego. Dz. U. 2011, nr 263, poz. 1572.

[48] Rozporządzenie Ministra Administracji i Cyfryzacji z dnia 29 listopada 2013 r. zmieniające rozporządzenie w sprawie ewidencji gruntów i budynków. Dz. U. 2013, poz. 1551.

[49] Sitek Z.: Elementy projektowania zintegrowanego GIS dla potrzeb monitoringu środowiska. Praca zrealizowana w ramach projektu KBN pt. Monitoring środowiska z wykorzystaniem GIS. AGH Kraków 1994.

[50] Szacherska M.K.: Model kompozycji błędów pomiarów geodezyjnych. Geodezja i Kartografia, t. XXIII, z. 1, 1974, s. 21-52.

[51] Urbański J.: Zrozumieć GIS. Analiza informacji przestrzennej. PWN, Warszawa 1997.

[52] Valeinis J.: Recent trends in robust statistics. Conference „Mathematical Modelling and Analysis". 25-28 May, Sigulda 2011,
http://home.lu.lv/~valeinis/lv/konferences/Valeinis_MMA2011.pdf

[53] Volodarsky E.T., Warsza Z., Koshevaya L.A. 2012: Odporna ocena dokładności metod pomiarowych. Pomiary Automatyka Kontrola, nr 4, 2012, s. 396-401.

[54] Wilkowski W., Pietrzak L.: Numeryczna forma danych a jakość danych. Przegląd Geodezyjny, nr 9, 1995, s. 5-6.

[55] Wiśniewski Z.: Wyrównanie sieci geodezyjnych z zastosowaniem probabilistycznych modeli błędów pomiaru. Zeszyty Naukowe ART w Olsztynie, seria: Geodezja i Urządzenia Rolne, nr 12, 1982, s. 51-69.

[56] Wiśniewski Z.: Zastosowanie rozkładów Pearsona typu II i VII w wyrównaniu sieci geodezyjnych. Geodezja i Kartografia, t. XXXIII, z. 3, 1984 s. 85-104.

[57] Wiśniewski Z.: Wyrównanie sieci geodezyjnych z zastosowaniem probabilistycznych modeli błędów pomiaru. Acta Acad. Agricult. Techn. Olst., seria: Geodezja i Urządzenia Rolne, suplement C, nr 15, 1986, Wydawnictwo ART w Olsztynie.

[58] Wiśniewski Z.: Zasada wyboru alternatywy a metoda największej wiarygodności. Geodezja i Kartografia, t. XXXVI, z. 2, 1987, s. 123-138.

[59] Wiśniewski Z.: Alternatywa metody najmniejszych odchyleń absolutnych. Geodezja i Kartografia, t. XLII, z. 3, 1993, s. 199-214.

[60] Wiśniewski Z.: Metody opracowania wyników pomiarów w nawigacji i hydrografii. Wydawnictwo Akademii Marynarki Wojennej im. Bohaterów Westerplatte, Gdynia 2004.

[61] Wójtowicz S., Biernat K.: Szacowanie niepewności pomiaru metodą propagacji rozkładów. Publikacja w serwisie "Badania Nieniszczące" z dnia 01-03-2007, http://www.badania-nieniszczace.info

[62] Zandbergen P.A.: Positional Accuracy of Spatial Data: Non-Normal Distributions and a Critique of the National Standard for Spatial Data Accuracy. Transactions In GIS, no. 12(1), 2008, pp. 103-130.

[63] Zimnoch W.: O kontroli powierzchni upraw wykazanych we wnioskach rolników o dopłaty. Przegląd Geodezyjny, nr 4, 2005, s. 7-11.

STUDY OF PLANIMETRIC ACCURACY OF LARGE-SCALE MAPS

S u m m a r y

In view of the fact that in the large-scale map databases in Poland coexist data collected from various technologies in assessment of the accuracy of these databases are some difficulties. The paper presents the issue of assessing the planimetric accuracy of large-scale digital maps. At the beginning was referenced to the classical assess and then discussed the robust method of assessing the accuracy of the maps. The proposed method is based on the rescaled median devia-tion that is insensitive (robust) to outliers size of errors and gross errors. For this reason, and with the possibility of formulating of automation procedures to assess the planimetric accuracy of large-scale maps, the robust method can be considered as appropriate solution to issue of assess-ing accuracy of maps. Previously performed studies have found the lack of conformity distribu-tion of position errors of points with a normal distribution and with other theoretical distributions. However, after applying the method of least absolute deviation ensures stable assessment of center of the samples analyzed sets of position errors of control points. In this work was stated the median, by which was estimated position error (m_P) of control points for individual fragments of map and for total checked database. Was estimated robust m_P taking into account all the control points set on the check object (including points with outliers size of errors and with gross errors). Was stated, that mP for assessed maps have a following size: in case map produced from meas-urements with an electronic tachymeter 0.051±0.004 m, for map created from previous direct measurements 0.135±0.007 m, for planimetric data produced by manual vectorization in a raster image of an orthophotomap 0.231±0.015 m, therefore in case map created with use the vectoriza-tion technology preceded by scanning of analogue maps 0.303±0.012 m and for map developed based on planimetric data whose position was obtained by transforming coordinates to the PL-2000 frame size of error m_P was fell to 0.195 ± 0.045 m.

Keywords: control points, outliers size of errors, gross errors, robust method of assessing the accuracy, planimetric large-scale map

Przesłano do redakcji:30.05.2015
Przyjęto do druku:1.12.2015

DOI: 10.7862/rb.2015.142