

czasopismo Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej

Redaktor Naczelny *dr med. Piotr Siermontowski*
Zastępca Redaktora Naczelnego *dr inż. Adam Olejnik*

Rada Naukowa

prof. med. Ugo Carraro (IT)
prof. dr hab. inż. Adam Charchalis
prof. dr hab. med. Kazimierz Dęga
prof. med. Siergiej Gulyar (UA)
dr hab. med. Janusz Jerzemowski
prof. dr hab. med. Zbigniew Jethon
prof. dr hab. med. Józef Kędziora
dr hab. inż. Zbigniew Korczewski prof. nadzw. AMW
dr hab. inż. Grzegorz Kowalski prof. nadzw. UW
prof. dr hab. med. Wojciech Kozłowski
dr hab. med. Maria Luboińska
dr hab. med. Joanna Łaszczyńska
prof. dr hab. med. Marek Maruszyński
dr hab. med. Romuald Olszański
prof. dr hab. med. Andrzej Paradowski
prof. dr hab. inż. Leszek Piaseczny
dr hab. farm. Paweł Zarzycki prof. nadzw. PK

Zarząd Towarzystwa: *dr inż. Ryszard Kłos Przewodniczący*
Andrzej Denis
dr hab. med. Romuald Olszański

Siedziba: 81 – 103 Gdynia ul. Grudzińskiego 4 skr. pocz. 18 tel./fax:(+58)726-24-05;
tel.: (+58)726-22-30; (+58)726-27-46

Poczta elektroniczna: korespondencja do redakcji – nurdok@tlen.pl

red. naczelny - nurdok@o2.pl

z-ca red. naczelnego – aolej@wp.pl,

Konto: Bank Przemysłowo Handlowy 81 1060 0076 0000 3300 0042 5416

Projekt graficzny okładki *Beata Ferenc*

Redakcja nie odpowiada za treść ogłoszeń i nie zwraca materiałów nie zamówionych. Zastrzegamy sobie prawo do skracania i adjustacji tekstów oraz zmiany ich tytułów. Prosimy o nadsyłanie materiałów w formie elektronicznej. Żaden fragment niniejszego opracowania nie może być reprodukowany, powielany, przechowywany w systemach odtwarzających albo jakiegokolwiek innej formie za pomocą urządzeń mechanicznych i elektronicznych, fotokopiujących, zapisujących lub innych, bez wcześniejszej zgody Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej oraz Polish Hyperbaric Research.

© Copyright by Polskie Towarzystwo Medycyny i Techniki Hiperbarycznej, Polish Hyperbaric Research
Gdynia 2005 rok,

**POLISH
HYPERBARIC
RESEARCH**

2006 NUMBER 1(14)



LIST OF CONTENT

J. Serżysko

Evaluation of Subsunk Submarine Rescue Operation support by ROV..... p. 9

P. Chrabąszcz

Miniature ROV model research..... p. 27

R. Kłos

The Uncertainty of measurement results in diving technology..... p. 53

**J. Sapieżko, P. Siermontowski, W. Kozłowski, R. Koktysz, Sł. Sapieżko,
R. Olszański**

Dynamics of changes morphological and quantitative analysis in thin intestine mucous membrane after the experimental shock wave injury..... p. 4;

R. Kłos

Validation of diving decompression tables by means of binomial distribution.... p. 5;

VII Scientific Conference of Polish Medical and Technical Hyperbaric Society..... p. 79



Publishing funded from grant of National Ministry of Defense

**POLISH
HYPERBARIC
RESEARCH**

2006 NUMER 1(14)



SPIS TREŚCI

J. Serżysko

Ocena możliwości zastosowania bezzałogowych zdalnie sterowanych pojazdów podwodnych we wspomaganiu akcji ratowania zatopionego okrętu podwodnego..... str. 9

P. Chrabąszcz

Badania modelowe miniaturowego zdalnie sterowanego pojazdu podwodnego..... str. 27

R. Kłos

Niepewność wyników pomiarów w technice nurkowej..... str. 53

**J. Sapiężko, P. Siermontowski, W. Kozłowski, R. Koktysz, Sł. Sapiężko,
R. Olszański**

Morfologiczna ilościowa ocena dynamiki zmian w błonie jelita cienkiego po doświadczalnym urazie z podmuchu..... str. 6;

R. Kłos

Walidacja tabel dekompresyjnych w oparciu o rozkład dwumianowy..... str. 5;

VII konferencja Naukowa Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej Sopot 2005 rok str. 99



Wydawnictwo dofinansowane z dotacji Ministerstwa Obrony Narodowej

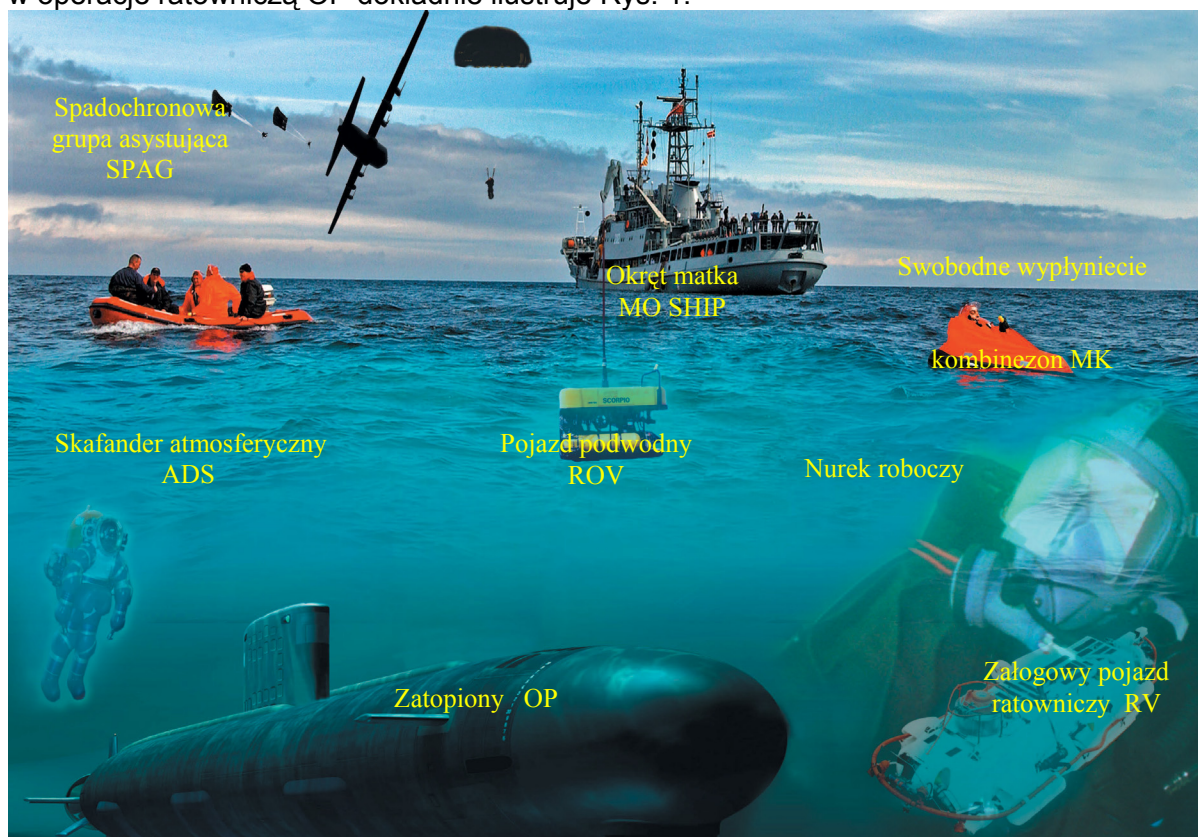
J. Serżyško

OCENA MOŻLIWOŚCI ZASTOSOWANIA BEZZAŁOGOWYCH ZDALNIE STEROWANYCH POJAZDÓW PODWODNYCH WE WSPOMAGANIU AKCJI RATOWANIA ZATOPIONEGO OKRĘTU PODWODNEGO

W referacie przedstawiono analizę możliwości zastosowania bezzałogowych pojazdów podwodnych typu ROV do wspomaganie akcji ratowania zatopionego okrętu podwodnego. Analiza oparta jest o doświadczenia własne autora oraz przegląd literatury. Opracowanie powstało w ramach pracy dyplomowej słuchacza studiów podyplomowych na Wydziale Dowodzenia i Operacji Morskich Akademii Marynarki Wojennej w Gdyni. Artykuł jest sponsorowany przez Polskie Towarzystwo Medycyny i Techniki Hiperbarycznej.

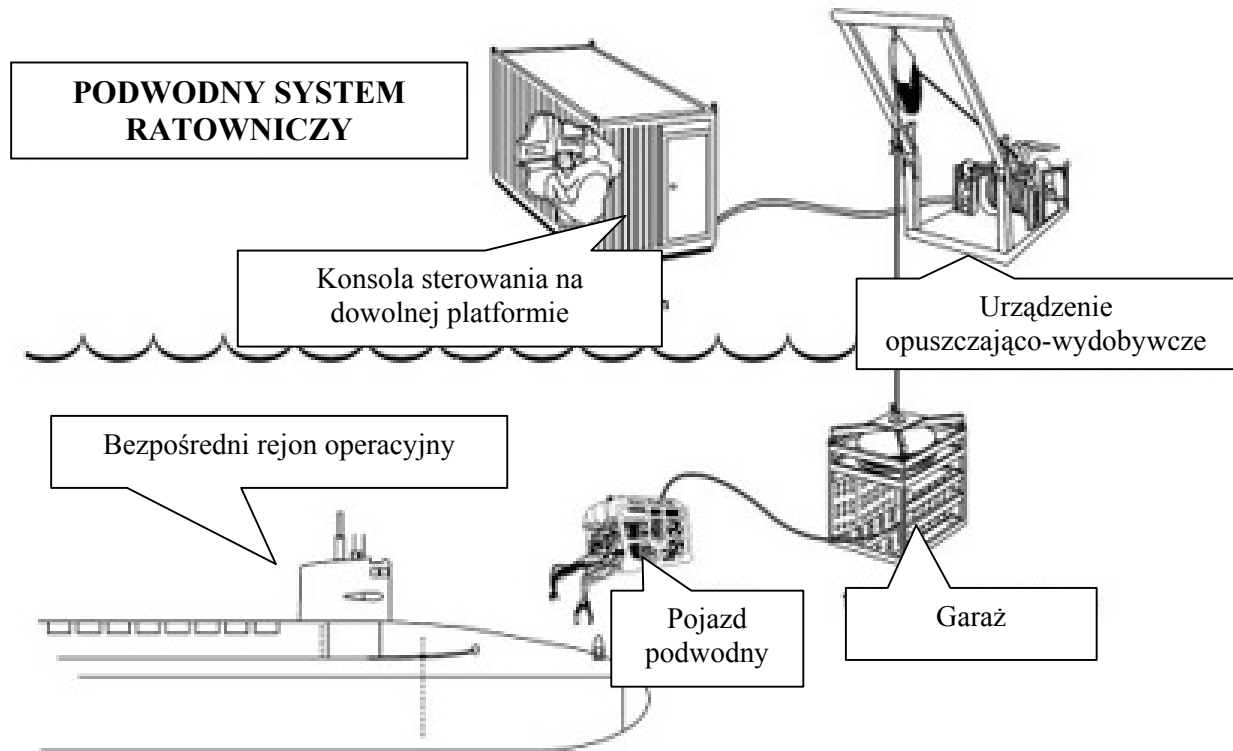
Wstęp

Złożoność oraz stopień skomplikowania w operacjach ratowania zatopionych okrętów podwodnych wymaga zastosowania różnorodnych systemów oraz technik ratowniczych, począwszy od klasycznych technik nurkowych poprzez załogowe pojazdy ratownicze, skafandry atmosferyczne (ADS - atmospheric diving suit) do bezzałogowych zdalnie sterowanych pojazdów podwodnych różnych typów. Ilość sił i środków zaangażowanych w operacje ratowniczą OP dokładnie ilustruje Rys. 1.



Rys. 1. Systemy ratownicze zaangażowane w operacje ratowania załogi zatopionego okrętu podwodnego [19]

Praktycznie żaden z wyżej pokazanych systemów nie jest w stanie wykonać wszystkich zadań samodzielnie. Istnieje, więc konieczność ścisłej współpracy, wzajemnego wspierania się oraz uzupełniania wzajemnych „słabości” na rzecz realizowanej operacji ratowniczej. W związku z wyeliminowaniem czynnika ludzkiego zaangażowanego w działania bezpośrednio w rejonie operacyjnym, pojazdy podwodne z rodziny ROV's posiadają praktycznie nieograniczoną autonomiczność w stosunku do innych podwodnych systemów ratowniczych oraz gwarantują całkowite bezpieczeństwo i komfort pracy dla ich operatorów (Rys. 2).



Rys. 2. Idea wyeliminowania czynnika ludzkiego z bezpośredniego rejonu operacyjnego poprzez zastosowanie systemu ROV [19]

Niezmiernie istotną zaletą pojazdów podwodnych jest duża elastyczność wykonywania zadań samodzielnie i we współdziałaniu z innymi środkami ratownictwa podwodnego, możliwość łatwej konfiguracji różnorodnego wyposażenia specjalistycznego, czy też mobilność. Większości ROV's może być używana z dowolnej platformy (okręt, statek) oraz dostarczana w rejon operacyjny praktycznie każdym dostępnym środkiem transportu taktycznego lub strategicznego (dla pojazdów ciężkich) (Rys., 3). Co więcej, dla pojazdów typów mini ROV nie ma konieczności używania urządzeń przeładunkowych.



Rys. 3. Załadunek pojazdu podwodnego Super Scorpio na środek transportu strategicznego C-141 GALAXY [19]

Sojuszniczy podręcznik ratowania okrętów podwodnych ATP 57 (A) (The Submarine Rescue Manual) w ten oto sposób definiuje pojazdy podwodne oraz zadania stawiane przed nimi w zakresie ratowania OP:

„Są to bezzałogowe pojazdy podwodne, często używane przy platformach w przemyśle naftowym, dzięki zdolnościom manewrowym wykorzystywane do przeprowadzenia rozpoznania. W operacjach ratowania OP mogą być użyte do oceny uszkodzeń na OP, sprawdzenie poziomu skażenia, oczyszczenia włazów ratowniczych a także dostarczenia środków przetrwania i pomocy przy zadokowaniu pojazdu RV. W skład systemu ROV wchodzi pojazd, kabel zasilający połączony ze statkiem wraz z urządzeniami do jego obsługi, konsola kierowania oraz żurawik i agregat prądotwórczy. Agregaty są zazwyczaj przenośne i mogą być umieszczone na każdym statku, który ma na to odpowiednie miejsce i możliwości zasilania, jeżeli agregat nie ma własnego. Najważniejszym wymogiem dla nosiciela jest zdolność do utrzymywania się blisko OP, czy to przez system pozycjonowania (DP) czy po zakotwiczeniu lub zacumowaniu” [13].

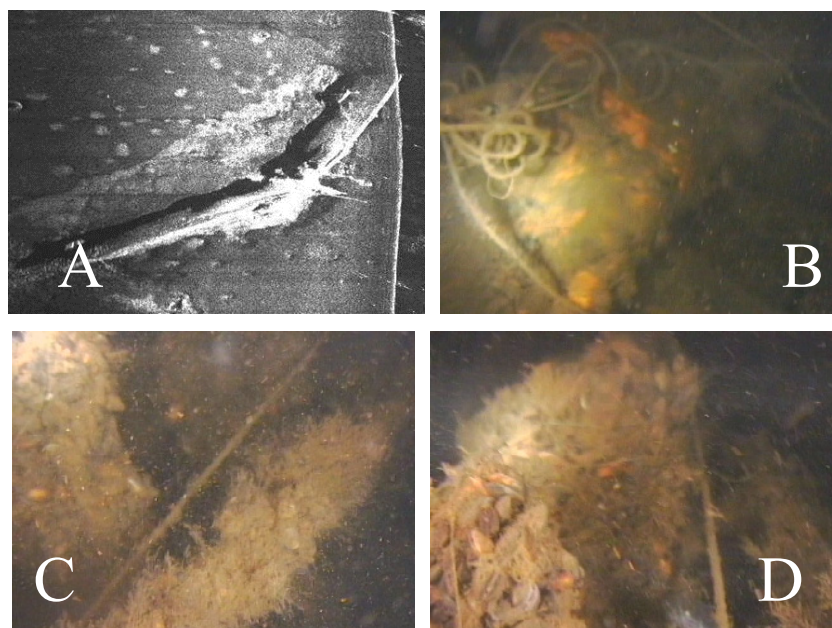
Systematyzując i rozwijając powyższe założenia, do zadań szczegółowych stawianych w operacji ratowania OP przed pojazdami podwodnymi możemy zaliczyć:

- poszukiwanie zatopionego OP,
- przegląd kadłuba uszkodzonego OP,
- wspomaganie prac nurkowych,
- podawanie zasobników z awaryjnym zaopatrzeniem,
- podawanie i podłączanie węży wentylacyjnych oraz wysokiego ciśnienia,
- oczyszczanie włazu ratowniczego,
- wspomaganie dokowania dzwonów i pojazdów ratowniczo-ewakuacyjnych,
- asysta podczas ewakuacji załogi zatopionego OP,
- podczepianie lin kierunkowych oraz oznakowanie rejonu.

1. Poszukiwanie zatopionego okrętu podwodnego i weryfikacja wykrytych obiektów podwodnych

Należy założyć, że miejsce awarii OP będzie znane w bardzo dużym przybliżeniu. Wiąże się to z charakterem taktyki działań OP (okręty manewrują w wyznaczonych rejonach lub rubieżach i z tego powodu dokładna pozycja ich przebywania nigdy nie jest znana), dlatego też pierwszym etapem w operacji ratowania zatopionego OP jest poszukiwanie oraz weryfikacja odnalezionych obiektów podwodnych. Ponieważ czynnikiem determinującym operacje ratowania zatopionego OP jest czas, samo poszukiwanie OP na dnie wykonywane jest przez różnorodne środki służące do poszukiwania zatopionych obiektów, takie jak: stacje hydroakustyczne, sonary, magnetometry itp. Pojazdy podwodne wykorzystywane są raczej rzadko ze względu na małą wydajność poszukiwania. Wyjątek stanowią pojazdy holowane, które ze względów na charakterystykę pracy bliższe są sonarom holowanym. Natomiast pojazdami podwodnymi poszukuje się obiektów w rejonie już odnalezionego OP, które mogą mieć związek z awarią, ważnych części OP oddzielonych od kadłuba głównego oraz ofiar ludzkich. Ma to bardzo istotne znaczenie zarówno dla prowadzenia operacji ratowniczej jak i do wyjaśnienia przyczyn awarii.

Duże zanieczyszczenie dna powoduje problemy z identyfikacją odnalezionych różnymi metodami obiektów podwodnych. Wykryte cele mogą być wrakami jednostek nawodnych lub OP z poprzednich czasów. Zachodzi, więc konieczność przeprowadzenia ich weryfikacji celem jak najszybszego odnalezienia poszukiwanego OP (Rys 4). W tej roli doskonale sprawdzają się pojazdy podwodne, praktycznie wszystkie ich typy są w stanie wykonać to zadanie. Jednak najlepiej zdają egzamin pojazdy obserwacyjne z rodziny mini, których główną zaletą są małe gabaryty, duża szybkość działania, ciągła gotowość do rozpoczęcia pracy, czy też łatwość wodowania i wydobywania na pokład nosiciela.

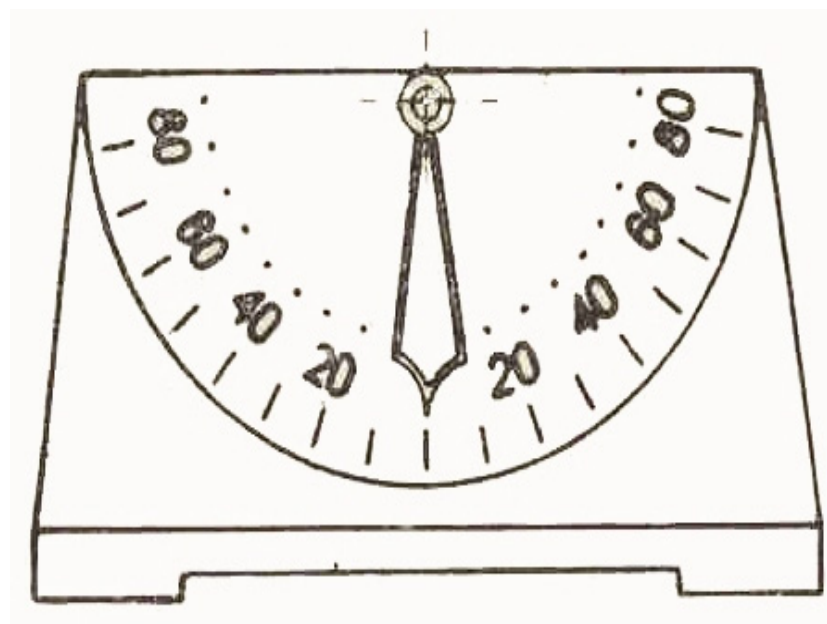


Rys. 4. Weryfikacja wraku okrętu podwodnego.

A – sonogram zatopionego OP, B, C, D – weryfikacja za pomocą kamery pojazdu podwodnego odnalezionego obiektu - niemiecki OP z drugiej wojny światowej (fot. A.Olejnik) [3].

2. Przegląd kadłuba (hull inspection)

Po odnalezieniu i zweryfikowaniu obiektu jako zatopiony OP. należy przeprowadzić diagnostykę i określić jak najdokładniej jego stan techniczny. Do zewnętrznych oględzin stosuje się w pierwszej kolejności pojazdy podwodne. Ideę tego zadania można sformułować następująco: **nim pierwszy nurek zejdzie do wody pracę wykonują pojazdy podwodne.** Zadaniem ich jest dokładne sprawdzenie stanu całego kadłuba, szczególnie zwracając uwagę na elementy wyposażenia ratowniczego takie jak: włązy awaryjne, wnęki ratownicze, końcówki do podłączenia przewodów powietrznych, stan szybkozłączy i zaworów. Kolejnym elementem diagnostycznym jest ogólny stan kadłuba, trym, przechył, kurs leżenia, stan śrub okrętowych oraz innego wyposażenia OP. W procesie planowania i prowadzenia operacji ratowania zatopionego OP bardzo istotnym czynnikiem jest określenie trymu i przechyłu. Parametry te wiążą się ściśle z możliwością zadokowania dzwonu lub pojazdu ratowniczo-ewakuacyjnego. Ogólnie stosowaną metodą jest ustawianie przez nurka na zatopionym OP przyrządu do mierzenia przechyłu (Rys. 5). Pojazdy podwodne z powodzeniem mogą zastąpić w tej operacji nurka ustawiając przyrząd w zadanym miejscu i odczytując z pomocą kamery wyniki pomiaru.



Rys. 5. Przyrząd do mierzenia kąta przechyłu uszkodzonego OP [9]

Nie zawsze jednak warunki panujące w rejonie zatopionego OP pozwalają na zastosowanie powyższej metody. W takiej sytuacji przy użyciu pojazdu ROV teoretycznie i z dużym przybliżeniem za pomocą prostych pomiarów głębokości w rejonie uszkodzenia i unieruchomienia OP można określić kąt przechyłu okrętu (Rys. 6). Kąt ten (α_1) tworzą proste I_3 i I_1 , gdzie prosta I_1 stanowi prawe ramię kąta przechyłu. Natomiast kąt α_2 tworzą proste I_2 i CD , gdzie prosta I_2 stanowi prawe ramię kąta. Przy czym proste I_1 i I_2 są wzajemnie prostopadłe co oznacza, że zachodzi równość kątów ($\alpha_1 = \alpha_2$). Wtedy przy znanej szerokości okrętu d i wyliczonej odległości A , na podstawie pomiaru głębokości w punktach

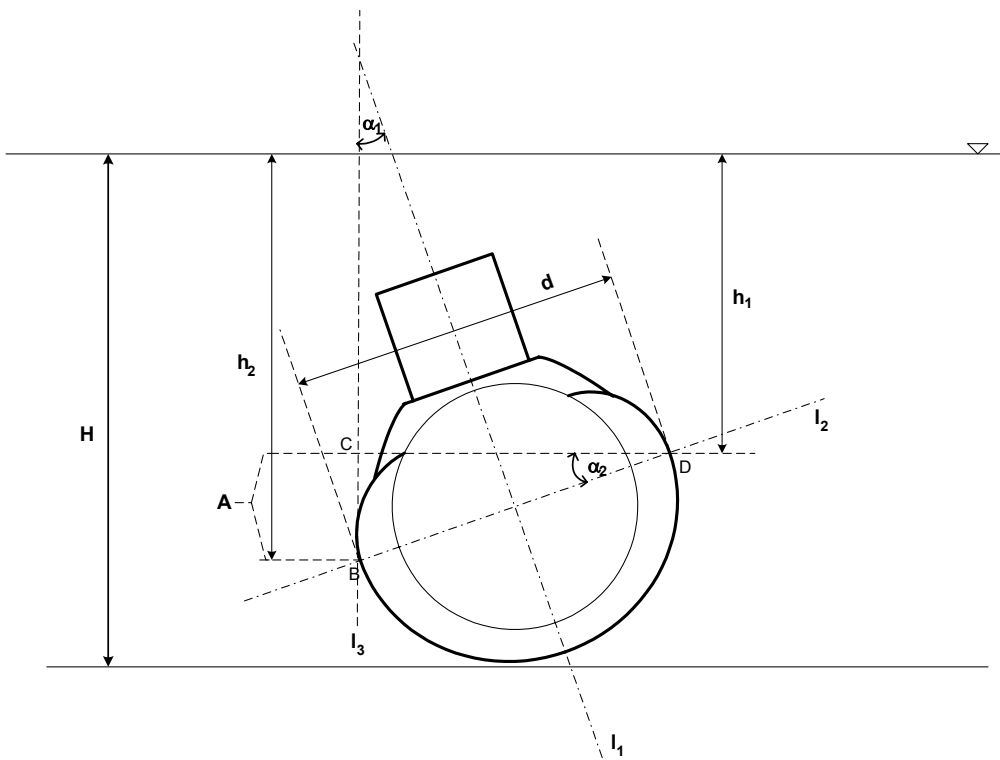
B i **D** (odpowiednio h_2 i h_1) można wyznaczyć wartość kąta α_2 (z trójkąta **BCD**), a tym samym wartość kąta przechyłu α_1 , co matematycznie wyraża się następująco [6]:

$$A = h_2 - h_1 \quad (1)$$

$$\alpha_2 = \alpha_1 = \arcsin \frac{A}{d} \quad (2)$$

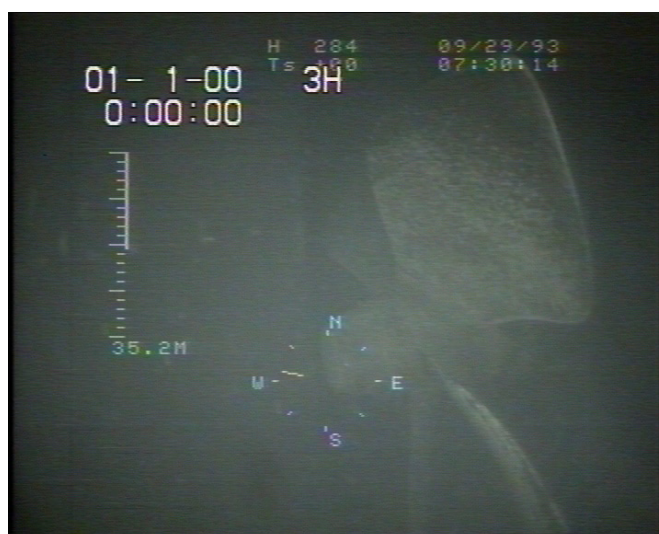
gdzie:

- α_1 - kąt przechyłu okrętu,
- d - szerokość badanej jednostki,



Rys. 6. Określanie wartości kąta przechyłu OP na podstawie pomiaru dwóch głębokości. H – głębokość w rejonie uszkodzenia OP, h_2 – głębokość w punkcie B, h_1 – głębokość w punkcie D, α_1 – kąt przechyłu OP, d – szerokość OP [6]

Trzeci składnik diagnostyki kadłuba to określenie obecności elementów obcego pochodzenia: lin, łańcuchów, sieci rybackich, czy też elementów konstrukcyjnych innej jednostki (sytuacja po zderzeniu z inną jednostką) (Rys. 7) Wszystkie wymienione czynniki mają zasadniczy wpływ na sposób prowadzenia operacji ratowniczej. Zdobyte materiały pozwolą na wypracowanie szczegółowych planów operacji oraz umożliwią zapoznanie się dokładnie z sytuacją operatorom innych systemów ratowniczych. Z nabytych doświadczeń można stwierdzić, że jest to szczególnie ważne podczas pracy z nurkami. Możliwość przeanalizowania dokumentacji video miejsca wykonywania zadania podnosi w zasadniczy sposób bezpieczeństwo oraz jakość i wydajność pracy, a także komfort pracy nurków. Jednocześnie dokumentacja taka jest doskonałym materiałem dowodowym w zakresie określenia przyczyn wypadku (Rys. 8).



Rys. 7. Śruba napędowa OP typu KOBEN podczas przeglądu kadłuba ćwiczenie MEDEX05. Widok z pojazdu podwodnego Mini Rover MK II [badania własne].



Rys. 8. Widok kiosku OP typu KOBEN podczas przeglądu kadłuba ćwiczenie MEDEX05. Widok z pojazdu podwodnego Mini Rover MK II [badania własne]

3. Wspomaganie prac nurkowych (diving operation suport)

Prace podwodne wykonywane przez nurków są szczególnie trudne i niebezpieczne. Czas efektywnego pobytu w miejscu pracy na zatopionym OP liczony jest w minutach. Dlatego pierwszorzędne znaczenie ma dokładne zaplanowanie wszystkich czynności, bezpośredni nadzór kierownika w trakcie pracy oraz kontrola efektów po zakończeniu nurkowania. Jest to jedno z podstawowych zadań pojazdów obserwacyjnych. Czas potrzebny do przygotowania pary nurków roboczych wykorzystywany jest na dokładne rozpoznanie miejsca pracy przez pojazd podwodny. Umożliwi to wybór najlepszego wariantu działania oraz precyzyjne postawienie zadań nurkom.

W trakcie wykonywania pracy przez nurków pojazd podwodny obserwuje ich czynności, sposób zachowania się, stanowi także dodatkowe źródło oświetlenia oraz punkt orientacyjny. Działanie takie pozwala dostrzec dodatkowe problemy jak i umożliwia bieżącą modyfikację planu pracy, eliminując błędy niezauważone przez nurka. Dobrym przykładem z doświadczeń własnych ilustrującym to zadanie może być fakt wypadnięcia uszczelki podczas montażu rurociągu. Z powodu ograniczenia pola widzenia nurka nie zostało to przez niego zauważone. Jednak od razu zostało to wychwycone przez operatora pojazdu podwodnego oraz kierownika prac podwodnych, co pozwoliło na prawidłowe wykonanie danej pracy i zaoszczędziło wiele dodatkowej pracy i pieniędzy. Pojazdy podwodne wykorzystuje się również do przenoszenia i podawania dodatkowych narzędzi dla pracujących nurków. W sytuacjach awaryjnych, np. awaria łączności nurkowej, można wykorzystać pojazd podwodny do przesyłania prostych sygnałów umownych zapewniających bezpieczne zakończenie pracy. Obecność pojazdu podwodnego w rejonie pracy polepsza stan psychiczny oraz poczucie bezpieczeństwa nurków gdyż podświadomie zdają oni sobie sprawę, że nie są oni całkowicie samotni w głębinie i w razie niebezpieczeństwa mogą liczyć na szybką, skuteczną pomoc z „góry”, co stwierdzono podczas ćwiczeń oraz prac głębokowodnych na rzecz gospodarki narodowej (Rys 9).

Po zakończeniu etapu pracy lub wykonania zadania przez nurków pojazd podwodny dokonuje weryfikacji poprawności wykonania prac i jeśli zachodzi konieczność wprowadzenia korekty planów, działa analogicznie jak w fazie przygotowawczej. Każdy z etapów zadania jest dokumentowany i archiwizowany do dalszego wykorzystania.



Rys. 9. Współpraca nurek pojazd podwodny Super Scorpio [19].

4. Podawanie zasobników z awaryjnym zaopatrzeniem (POD posting operations)

Wydłużający się czas prowadzenia operacji ratowniczej na zatopionym OP powoduje wyczerpywanie się czynników podtrzymujących życie, dodatkowo praktycznie każda awaria okrętowa związana z unieruchomieniem OP na dnie praktycznie wiąże się z potrzebą udzielenia pomocy medycznej, to znaczy dostarczenia dodatkowych środków medycznych. Zachodzi, więc konieczność podania na okręt niezbędnych awaryjnych zapasów (ELSS - emergency live support stores). ELSS składają się z lekarstw, środków do oczyszczania atmosfery z dwutlenku węgla oraz innego niezbędnego w danej sytuacji wyposażenia. Podaje się je w specjalnych wodoszczelnych zasobnikach zwanych POD (Rys. 10). Zadaniem pojazdów podwodnych jest dostarczenie POD-ów do włazu zatopionego OP i umieszczenie ich w śluzie, następnie załoga po usunięciu wody odbiera je na okręt. Puste zasobniki przekazuje się w odwrotnej kolejności. Po zabraniu ze śluzi pojazd podwodny zabiera je na jednostkę ratowniczą celem uzupełnienia. Podczas ćwiczenia pk. MEDEX 06 wykonano to zadanie po raz pierwszy w historii MW RP na okręcie podwodnym typu KOBEN, jednakże z powodu braku adekwatnego pojazdu podwodnego zostało ono zrealizowane przez nurków, a rola pojazdów podwodnych polegała na asyście jak w pk. 3. Ze względu na sporą masę i wymiary POD-ów do tej operacji używane są pojazdy podwodne średnie i ciężkie.



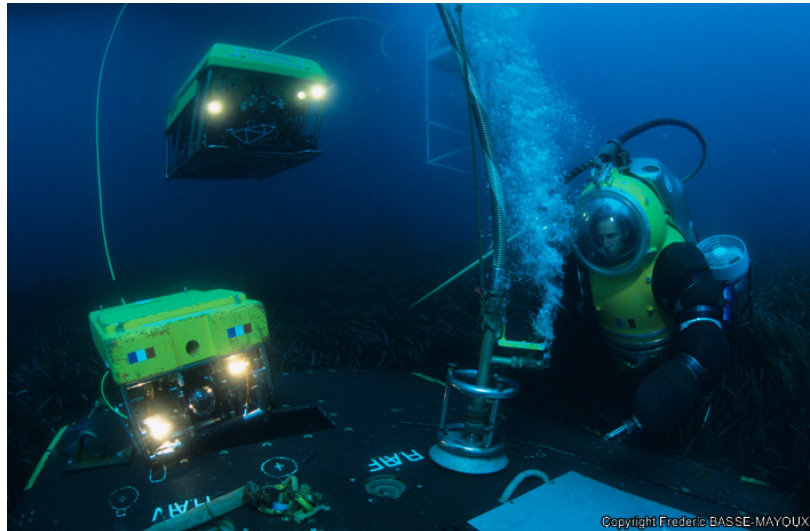
Rys. 10. Zasobniki z wyposażeniem awaryjnym.

A – zasobniki norweskie POD z ELSS, B – francuscy nurkowie przygotowują zasobniki POD do podania na OP [19].

5. Wentylacja zatopionego okrętu podwodnego, uzupełnienie powietrza wysokiego ciśnienia (VENTEX, HP feedex)

Rola pojazdów podwodnych w obu zadaniach jest analogiczna. Zasadniczym celem ROV's jest dostarczenie i podłączenie na zatopionym okręcie przewodów dostarczających lub odprowadzających powietrze odpowiednich ciśnień do lub z wnętrza OP (Rys 11). Podanie powietrza oraz wentylacja pozwala na bezpieczne wydłużenie czasu przeżycia załogi do czasu skutecznego rozpoczęcia bezpiecznej operacji ewakuacyjnej. Z uwagi na konstrukcję wnętrza ratowniczych oraz różnych rozwiązań technicznych szybko-złączy, zaworów, operacja ta jest złożona i trudna do przeprowadzenia przez pojazdy podwodne. Możliwe jest wykonanie tego zadania wykorzystując pojazdy średnie i ciężkie, wyposażone w

specjalistyczne wyposażenie przystosowane do użycia na konkretnym typie OP takie jak: klucze do wnek, manipulatory do zakładania i transportu węży. W MW RP można z powodzeniem podczas tej operacji zastosować ROV do jej nadzorowania.



Rys. 11. Podłączenie węży wentylacyjnych podczas ćwiczeń Sorbet Royal 05. Zadanie wykonują dwa podwodne pojazdy francuskie: Achilles i Ulisses oraz ADS (atmospheric diving suit) [19].

6. Oczyszczanie włazu ratowniczego OP z elementów obcych (Hatch clearance, debris clearance)

W zależności od przyczyny zatonięcia okrętu podwodnego właz ratowniczy (Rys. 12) służący do ewakuacji załogi może być zanieczyszczony, co może uniemożliwić jego otwarcie lub zadokowanie ewakuacyjnego pojazdu ratowniczego. Należy się liczyć z takimi elementami obcymi jak: liny okrętowe, łańcuchy, sieci rybackie, elementy własnego kadłuba lub innej jednostki, (jeśli miało miejsce zderzenie). Pojazdy podwodne wyposażone w specjalistyczny sprzęt są w stanie przeprowadzić czynność oczyszczania włazu lub innego elementu wpływającego w danej chwili na skuteczne działania ratowników. Przykładem może posłużyć operacja uwolnienia śrub napędowych z sieci rosyjskiego mini okrętu podwodnego **AS-28 "Priz"**. Całe działanie przeprowadzone zostało na głębokości 190 m wyłącznie przez pojazd podwodny typu Scorpio. W wyniku uwolnienia śrub napędowych okręt wypłynął na powierzchnię i uratowana została cała siedmioosobowa załoga [19]. Wszystkie pojazdy robocze wyposażone w urządzenia do cięcia są zdolne do realizacji tego zadania. Jednak podczas ćwiczenia pk. Crown Eagle 03 podczas oczyszczania makiety włazu ratowniczego większą skutecznością niż ROV typu Scorpio 45 wykazał się nurek. Aczkolwiek głębokość operacyjna ok. 35 m pozwalała na stosunkowo długi czas wykonywania przez niego zadania. Jednakże na korzyść pojazdów przemawia fakt, że wraz ze wzrostem głębokości przewaga pojazdów rośnie aż do wyeliminowania możliwości wykonania zanurzenia przez nurków, gdyż maksymalna głębokość robocza dla nich wynosi około 450 m a fizjologiczna nie więcej niż 700 m. Mimo wszystko niewiele państw jest w stanie utrzymać ekipy oraz systemy nurkowe zdolne do osiągania takich głębokości, czego dowodem jest operacja ratowania rosyjskiego zatopionego OP KURSK, w której to Rosja jako państwo nie była w stanie wykonać nurkowań na głębokości 120 m).



Rys. 12. Operacja oczyszczania włazu ratowniczego na rosyjskim OP KURSK [19]

7. Wspomaganie procesu dokowania na włazie ratowniczym OP dzwonów ratowniczych, załogowych i bezzałogowych pojazdów ratowniczo-ewakuacyjnych

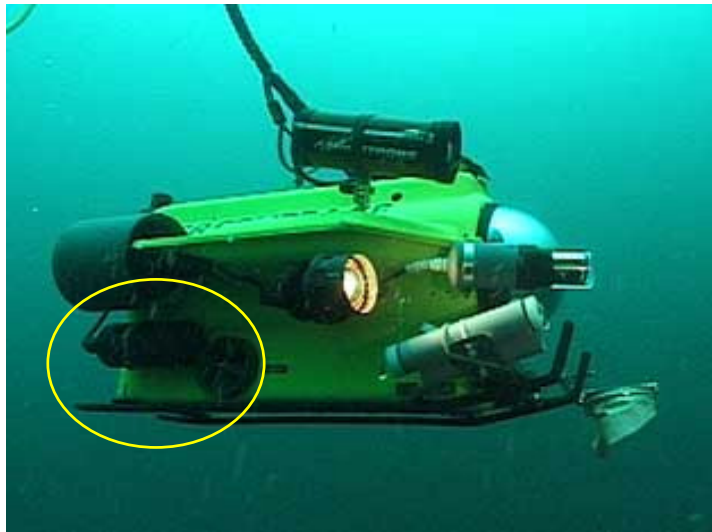
Pojazdy podwodne podczas operacji dokowania pojazdów podwodnych ratowniczo-ewakuacyjnych stanowią dodatkowe źródło informacji dla osób kierujących pracami podwodnymi oraz załóg pojazdów ratowniczo-ewakuacyjnych. Analogicznie jak w przypadku współpracy z nurkami istnieje możliwość ciągłej kontroli wykonywania zadania i natychmiastowego reagowania w sytuacjach zagrażających jego wykonaniu (Rys. 3).



Rys. 13. Kontrola przez pojazd podwodny procesu dokowania na włazie ratowniczym OP szwedzkiego załogowego pojazdu ratowniczo-ewakuacyjnego [18].

8. Kontrola poziomu radiacji

Praktycznie wszystkie pojazdy podwodne mogą być wyposażone w oprzyrządowanie do monitoringu poziomu radiacji (Rys. 14.). Zadanie to jest zasadniczo realizowane w elektrowniach jądrowych, gdzie niezbędna jest stała kontrola radiacji w zbiornikach z cieczą chłodzącą reaktory oraz przyległych zbiornikach wodnych. W zakresie operacji ratowania zatopionych OP z napędem jądrowym jedną z najważniejszych informacji jest określenie czy nastąpiło rozszczelnienie reaktora, czego dowodem jest wzrost radiacji w rejonie OP. Wykorzystując pojazdy podwodne możemy stwierdzić występowanie promieniowania bez narażania czynnika ludzkiego na etapie weryfikacji odnalezionego obiektu a nawet już podczas przeglądu kadłuba.



Rys. 14. Bentos MiniRover MKII z czujnikiem napromieniowania [19].

9. Asysta podczas ewakuacji pojazdu podwodnego metoda mokrą (FREE ESCAPEX)

Istnieje kilka możliwości opuszczenia zatopionego OP metoda mokrą, jednak skuteczność ich budzi kontrowersje. W czasie drugiej wojny światowej na torze wyjściowym z portu w wyniku zderzenia z przepływającą jednostką nawodną zatonął brytyjski okręt podwodny. Z powodu braku jakiegokolwiek pomocy, na niewielkiej głębokości około 15 m do powierzchni morza oraz kończących się zapasów powietrza, Dowódca Okrętu zdecydował się na ewakuację metoda mokrą. Pomimo pozornie sprzyjających warunków z ewakuowanej załogi przeżyły tylko trzy osoby [19]. Rola pojazdów podwodnych sprowadza się do baczego obserwowania (Rys. 5) najważniejszych rejonów prowadzenia ewakuacji oraz wspomaganie prawidłowego jej przebiegu jako punkty orientacyjne, czy też źródło światła (Rys. 16).



Rys. 15. Obserwacja przez pojazd podwodny przebiegu ewakuacji metodą swobodnego wypłynięcia z przedziału ratunkowego (single escape tower) z wykorzystaniem kombinezonu ratowniczego MK 10 [19].



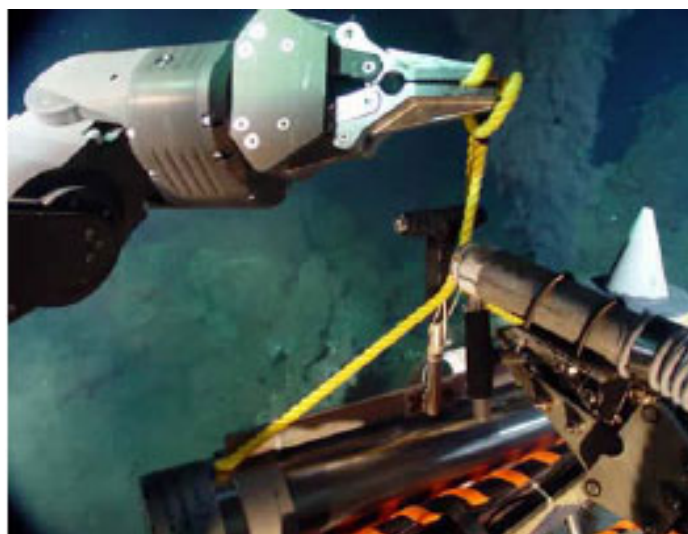
Rys. 16. Pojazd podwodny oświetla miejsce pracy nurków monitorując jednocześnie prawidłowość przebiegu prac [19].

10. Podczepianie lin kierunkowych, opustowych dokładne oznakowanie rejonów wykonywania partykularnych zadań na zatopionym OP

Czas odgrywa zasadniczą rolę w prowadzeniu całej operacji ratowania OP. Wysięk wszystkich ogniwi zaangażowanych w proces realizacji zadań musi być nastawiony na realizację przedsięwzięć skracających maksymalnie czas nieefektywnych działań bezpośrednio w rejonie operacyjnym, takich jak np.: dojście nurka od dzwonu nurkowego do miejsca pracy, poszukiwanie miejsca pracy chociażby z powodu słabej przejrzystości wody. Podczas wykonywania prac podwodnych na rzecz gospodarki narodowej jeden z bardziej doświadczonych nurków roboczych, pomimo odległości od dzwonu nurkowego około 10 m, nie był w stanie odnaleźć miejsca pracy. Podobna sytuacja nie miałaby miejsca gdyby na miejscu pracy oczekiwał pojazd podwodny służąc swoim oświetleniem jako punkt orientacyjny. Powyższy przykład wskazuje kolejne zadania, jakie są realizowane przez pojazdy podwodne. Oznakowanie może być realizowane poprzez ustawienie pojazdu w wyznaczonym rejonie (Rys. 17), umieszczenie punktów świetlnych, transponderów hydroakustycznych, czy też podczepianie lin kierunkowych i opustowych (Rys. 18) dających możliwość precyzyjnego dostarczenia w rejon operacyjny różnorodnego wyposażenia. Bardzo ważnym elementem systemu dzwonu ratowniczego jest lina kierunkowa służąca do precyzyjnego postawienia dzwonu ratowniczego na przylgni wjazdu ratowniczego OP. Zadanie to z powodzeniem było realizowane podczas ćwiczenia Sorbet Royal 05, gdzie pojazd typu Scorpio regularnie podczepiał linię prowadzącą od amerykańskiego dzwonu ratowniczego typu Mc Cann. Podobnie jak w powyższych przypadkach większość typów ROV's jest w stanie precyzyjnie wykonać i ten rodzaj zadań.



Rys. 17 Pojazd podwodny SUPER GNOM jako punkt orientacyjny na wraku zatopionego OP z drugiej wojny światowej [19].



Rys. 3.18. Widok z kamery pojazdu podwodnego Phantom w trakcie zakładania liny kierunkowej [19].

Możliwość wykorzystania różnych typów pojazdów podwodnych bezpośrednio podczas operacji ratowania zatopionego OP daje specjalistom ratownictwa szeroki wachlarz możliwości bezpiecznego i efektywnego działania. Elastyczność zastosowania oraz konfiguracji wyposażenia ROV's, pozwala stawiać im samodzielne zadania oraz ściśle współpracować z innymi systemami ratownictwa podwodnego. Autonomiczność podczas wykonywania zadań bezpośrednio w rejonie operacyjnym, bezpieczeństwo oraz komfort pracy operatorów powodują, że jest to środek ratowniczy zdolny przebywać w miejscu pracy praktycznie przez cały czas prowadzenia operacji. Szeroki wybór typów pojazdów oraz konfiguracji wyposażenia dodatkowego dostępnego na rynku komercyjnym, umożliwia najbardziej optymalny wybór pojazdu dla potrzeb sił ratowniczych.

Wnioski

Analiza materiałów źródłowych oraz badania własne jako operatora pojazdu podwodnego ROV oraz dowódcy okrętu ratowniczego wykorzystującego takie pojazdy podczas rozlicznych ćwiczeń oraz faktycznych akcji ratowniczych dowodzi, że zastosowanie technologii zdalnie sterowanych pojazdów podwodnych podczas prowadzenia operacji ratowania załogi zatopionych okrętów podwodnych stwarza doskonałe możliwości wykorzystania ich w szerokim spektrum zastosowań:

- realizacja zadań samodzielnie bez udziału innych systemów technologii prac podwodnych;
- szerokie możliwości współpracy oraz wspomagania zadań realizowanych przez różnorodne systemy ratownicze;
- wachlarz zadań od prostej obserwacji poprzez działania ratownicze do układania rurociągów podmorskich, czy też kontroli napromieniowania;

- duża elastyczność wyboru i stosowania specjalistycznych narzędzi i oprzyrządowania;
- wysoka mobilność pod względem transportowym, możliwość stosowania praktycznie każdego rodzaju transportu taktycznego i operacyjnego;
- zdolność operowania z szerokiego wyboru platform takich jak okręty, statki różnych typów i klas, a w niektórych przypadkach nawet nieposiadających napędu, czy też zasilania;
- wysoka dostępność użyczenia w czasie faktycznej operacji ratowniczej w ramach sojuszu NATO, czy też z gospodarki narodowej;
- stosunkowo niewielki koszt zakupu oraz eksploatacji w porównaniu z innymi technologiami prac podwodnych w aspekcie głębokości roboczych;
- praktycznie nieograniczona autonomiczność realizacji zadania bezpośrednio w rejonie operacyjnym;
- praca operatorów na wachty bez konieczności przerywania pracy podczas zmiany;
- możliwość wykorzystania posiadanych pojazdów podwodnych do innych prac podwodnych na rzecz MW RP lub w celach komercyjnych na rzecz gospodarki narodowej.

Doświadczenia wykazują, że zastosowanie ROV przyczynia się wydatnie do wzrostu bezpieczeństwa realizacji operacji ratowania zatopionego OP. Ponadto użycie pojazdów podwodnych ma bezpośredni wpływ na skrócenie czasu przebywania nurków w toni wodnej. Analizy wykazują że wpływ zastosowania technik bezzałogowych, np. podwodnych pracach poszukiwawczych, przyczynia się do wzrostu bezpieczeństwa pracy nurków o około 60 % [5]. Ogólnie na podstawie przeprowadzonych analiz należy stwierdzić że idea zastosowania ROV w omawianym aspekcie polega na daleko idącym wspomaganiu operacji ratowniczej poprzez zbieranie różnych informacji na temat stanu technicznego OP oraz jego otoczenia i nadzór nad pracą nurków. Ten sposób wykorzystania pojazdów typu ROV, oprócz zmiany sposobu postępowania ma istotny wpływ na wzrost efektywności i bezpieczeństwa wykonywanych prac. Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, iż możliwość realizacji takich zadań jest powiązana z dostępnością tego typu technologii, co w obecnej sytuacji MW RP nie jest problemem. Ilość dostępnych pojazdów podwodnych jest w zasadzie wystarczająca do zabezpieczenia naszej marynarki. Oddzielny problem stanowi fakt, iż pojazdy użytkowane od przeszło dziesięciu lat nie podlegają modernizacji. Ponadto te stosowane w MW RP są w zasadzie pojazdami typu obserwacyjnego (miniROV). Ogranicza to ich wykorzystanie, uniemożliwiające np. podanie POD.

W związku z powyższym w najbliższym czasie należałoby dokonać modernizacji istniejącej floty ROV's oraz wzbogacić zasoby MW pojazdem roboczym typu średniego SCORPIO 45, co w znacznym stopniu przyczyniłoby się do wzrostu zdolności operacyjnych sił ratowniczych.

Literatura

1. Brahtz J. F. „Oceanotechnika” Wyd. Morskie Gdańsk 1974 rok
2. Grabiec D. „Środki hydrograficznego wykrywania obiektów podwodnych i prezentacji hydrograficznych danych pomiarowych” *Polish Hyperbaric Research* Nr 1(9) 2004 rok, str. 57
3. Grabiec D., Olejnik A. „Poszukiwanie i identyfikacja obiektów podwodnych” w: „Wraki Bałtyku – poradnik dla nurków” Praca Zbiorowa pod red. St. Poleszak Wyd. Książki nurkowe, Gdynia 2005 rok, str. 81 – 105
4. Olejnik A. „Metodyka poszukiwania zatopionych obiektów podwodnych w warunkach morskich i śródlądowych z zastosowaniem pojazdów bezzałogowych” *Polish Hyperbaric Research* Nr 2 (11) 2005 rok, str. 33
5. Olejnik A. „Wpływ zastosowania technik bezzałogowych na bezpieczeństwo realizacji podwodnych prac poszukiwawczych” Konferencja Państwowej Straży Pożarnej „Problematyka poszukiwania zatopionych obiektów” Borne Sulionowo 2005 rok, Materiały konferencyjne
6. Olejnik A. „Diagnostyka obiektów podwodnych z wykorzystaniem pojazdów typu ROV” *Diagnostyka* vol. 33 2005 rok, str. 99
7. Olejnik A. „Obiekt podwodny jako przedmiot diagnostyki technicznej – problematyka podstawowa” *Polish Hyperbaric Research* Nr 3 (12) 2005 rok, str. 31
8. Olejnik A. „Nurek czy robot – przyszłość technologii podwodnych” *Podwodny Świat* Nr 6 (32) 2004 rok, str. 22
9. Poinc W. „Ratownictwo Morskie” Wyd. Morskie Gdańsk, 1970 rok
10. Praca zbiorowa pod red. R. Olszańskiego, St. Skrzyńskiego, R. Kłosa „Problemy medycyny i techniki nurkowej” Wyd. Okrętownictwo i Żegluga, Gdańsk 1997 rok
11. Przyłipiak M., Torbus J. „Sprzęt i prace nurkowe – poradnik” Wyd. MON Warszawa 1987 rok
12. Robert L. Werneli LOW COST UUV'S FOR MILITARY APPLICATIONS: IN THE TECHNOLOGY READY
13. THE SUBMARINE RESCUE MANUAL ATP 57 (A)
14. P. Tailliez „Szturm do morskich głębin” Wyd. Morskie Gdańsk 1970 r., str. 324
15. Praca Zbiorowa „Oceanotechnika” Wyd. Morskie Gdańsk 1974 r., str. 648
16. Praca Zbiorowa „Prace Podwodne” Wyd. Morskie Gdańsk 1971 r., str. 73
17. R. D. Ballard „Poszukiwania” wyd. Bellona, Warszawa 2001 rok
18. Swedish Submarine Escape & Rescue Facilities płyta CD SWEDISH ARMED FORCES 1st SUBMARINE FLOTILLA 2002
19. Materiały internetowe:
 - The ROPOS transformation continues <http://www.ropos.com/index.htm> 04.2006 r.
 - International Submarine Escape and Rescue Liaison Office ISMERLO <http://www.ismerlo.org/> 03.2006 r.
 - NOAA Ocean Explorer Gallery: Technology Tiburon (ROV) <http://www.oceanexplorer.noaa.gov/technology/subs/tiburon/tiburon.html> 03.2006 r.
 - RENT-A-ROV Remote Operated Vehicles Benthos Minirover MK II <http://www.rentarov.com/rovmain.htm> 03.2006r.
 - [Seaeye ROV](http://www.seaeye.com/rovs.html) <http://www.seaeye.com/rovs.html>
 - GNOM - small size underwater remotely operated vehicle <http://en.gnom-rov.ru/04> 2006r.
 - ROV NET with WORKOCEAN www.rov.net 04.2006r.

- WORKOCEAN The worldwide offshore ROV Specialist
- http://www.oceanbuyer.com/workocean/ROV_Equipment_Supply.htm 05.2006 r.
- The ROV Committee of the Marine Technology Society.
<http://www.rov.org/info.cfm> 05.2006 r.
- MORSKA SŁUŻBA POSZUKIWANIA I RATOWNICTWA
<http://www.sar.gov.pl/pol/menu.php> 04.2006r.
- NavSource Online: Submarine Photo Archive-Submarine Rescue Chamber
<http://www.navsource.org/> 04.2006r.
- Subnet service LTD. <http://www.subnetservices.com/services/rovhire/index.php>
03.2006r.
- OutdoorsGB Underwater Video Cameras
http://www.outdoorgb.com/c/underwater_video_cameras/ 02.2006r.
- ROBOTIC TRENDS <http://www.robotictrends.com/displayarticle789.html> 05.2006r.
- The NATO exercise 'Sorbet Royal 2005' <http://sorbetroyal2005.celex.net/>
01.2006r.
- Surviving SUBSUNK Jane's NAVY 19 - February 2001 <http://www.janes.com/>
05.2006r.
- FACULTY OF OCEAN ENGINEERING & SHIP TECHNOLOGY Underwater
Technology Department, UKWAIAŁ <http://www.underwater.pg.gda.pl/index.htm>
05.2006r

Autor:

kmdr por. mgr inż. Jarosław Serzysko – Dowódca Dywizjonu Pomocniczych Jednostek Pływających, 3FO Gdynia, dawniej Dowódca ORP „Lech”

Recenzent:

kmdr por. dr inż. Adam Olejnik – Akademia Marynarki Wojennej w Gdyni, Zakład Technologii Nurkowania i Prac Podwodnych

Artykuł sponsorowany przez PTMiTH. Materiał jest fragmentem pracy dyplomowej autora pisanej pod kierunkiem kmdr por. dr inż. A. Olejnika na Wydziale Dowodzenia i Operacji Morskich AMW pt.: „Wykorzystanie bezzałogowych zdalnie sterowanych pojazdów podwodnych we wspomaganie akcji ratowania zatopionego okrętu podwodnego”.

P. Chrabąszcz

BADANIA MODELOWE MINIATUROWEGO ZDALNIE STEROWANEGO POJAZDU PODWODNEGO

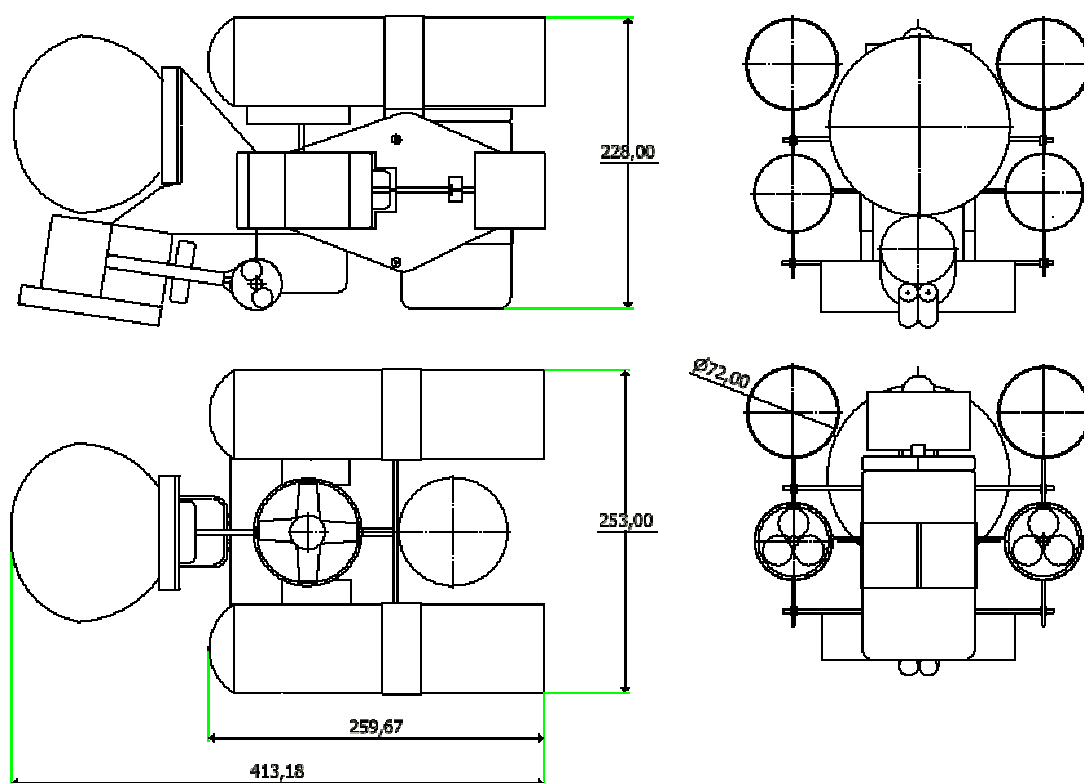
W artykule przedstawiono konstrukcję miniaturowego zdalnie sterowanego pojazdu podwodnego (MROV) opracowanego w ramach pracy dyplomowej słuchacza studiów II stopnia na Wydziale Mechaniczno – Elektrycznym Akademii Marynarki Wojennej im. Bohaterów Westerplatte na kierunku budowa i eksploatacja maszyn. Ponadto przedstawiono przebieg badań modelowych wykonanej konstrukcji.

Wstęp

Powszechnie panuje przekonanie, że technologia UUV jest niezwykle droga i nierzadko skomplikowana na, tyle iż opanowanie konstrukcji, a tym bardziej zbudowanie pojazdu ROV znajduje się poza możliwościami nakładów niskobudżetowych. Ponadto, dość często, występuje również przekonanie, że osiągnięcie tego celu nawet, jeśli jest możliwe to nie idzie w parze z uzyskaniem nowatorskich rozwiązań. Tymczasem w chwili obecnej daje się zauważyć wyraźny rozwój niskobudżetowych konstrukcji pojazdów UUV, szczególnie typu ROV. Co raz więcej producentów oferuje swoim klientom rozwiązania typu AC-ROV, czyli pojazdy o bardzo małych gabarytach i niewielkich kosztach zakupu. Bazując na powyższych przesłankach w Zakładzie Technologii Nurkowania i Prac Podwodnych Akademii Marynarki Wojennej w Gdyni podjęto próbę opracowania koncepcji takiego pojazdu, jednocześnie wychodząc z założenia, iż ma to być konstrukcja opracowana w ramach pracy dyplomowej absolwenta AMW. W ramach przygotowania do rozpoczęcia projektu, próbowano określić czy możliwe jest zbudowanie pojazdu ROV, którego sterowanie oparte będzie o standardowy sterownik modelarski, a napęd o sprzęgła magnetyczne. W wyniku uzyskano eksperymentalny model pojazdu ROV, który poddano badaniom w komorze dekompresyjnej i basenie nurkowym. W artykule przedstawiono konstrukcję modelu oraz przebieg badań. Oczywiście obecnie opracowana konstrukcja nie stanowi w pełni pojazdu typu ROV, model na przykład nie posiada systemu wizyjnego. Wykonane badania pozwalają jednak potwierdzić słuszność przyjętego kierunku prac.

1. Konstrukcja pojazdu MROV „Rozwielitek”

MROV „Rozwielitek” jest niskobudżetowym miniaturowym eksperymentalnym modelem pojazdu podwodnego, mającym na celu wypróbowanie różnych rozwiązań technicznych, a także doświadczalny dobór optymalnej dla danego przeznaczenia, konfiguracji pędników. Jego wymiary podyktowane są głównie rozmiarami silników. Konstrukcja stanowi niejako „połączenie elementów”, gdyż nie posiada ramy nośnej. Jego długość wynosi 414mm, szerokość 253mm i wysokość 230mm a masa wynosi ok. 8kG (Rys. 1).

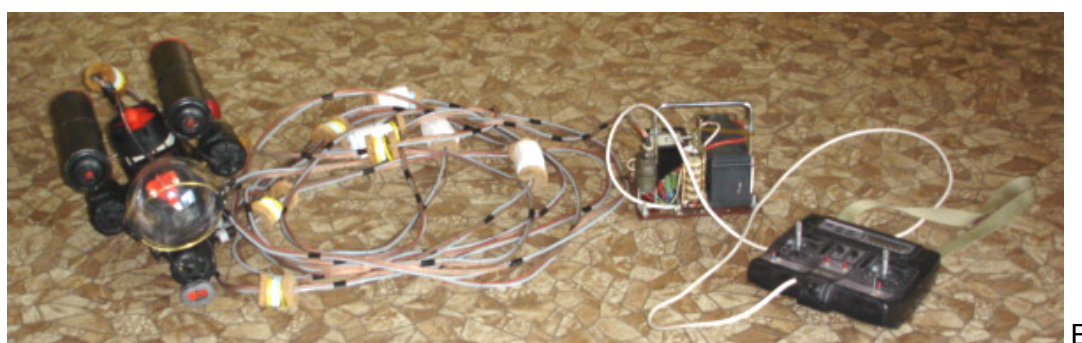
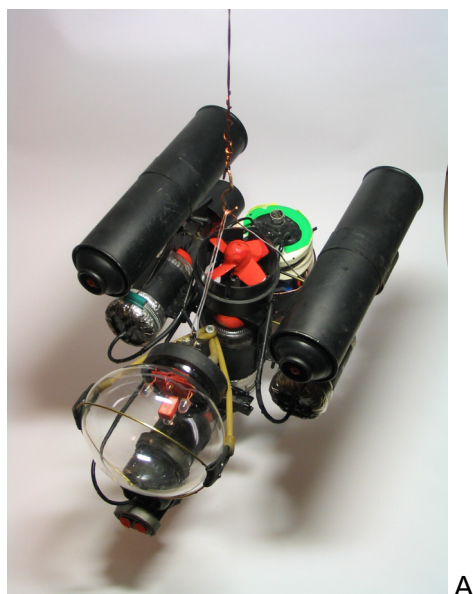


Rys. 1. Projekt MROV „Rozwielitek” – wymiary główne.

Centralnym elementem pojazdu jest pędnik ruchu pionowego, w jego osi znajduje się środek ciężkości. Jest to element spajający pozostałe elementy, które mogą być względem niego przemieszczane. Symetrycznie po bokach znajdują się 2 pędniki ruchu poziomego i dwa zbiorniki zapewniające pływalność dodatnią i stateczność. Niżej znajduje się działający na zasadzie steru strumieniowego pędnik ruchu bocznego. W celu osłony oświetlenia i możliwości zainstalowania kamery zastosowana została szklana kopułka. Element z tyłu to zasobnik na elektronikę, z którego poprowadzono przewody do poszczególnych podzespołów pojazdu. Pojazd wykorzystuje 4 pędniki – silniki prądu stałego na 12V, umożliwiające stosunkowo precyzyjne poruszanie się w toni wodnej, w celu łatwego i ekonomicznego zanurzenia ma niewielką pływalność dodatnią.

Ze względu na ograniczone środki finansowe, do wykonania zestawu trzeba było zastosować niedrogie, łatwo dostępne materiały i proste technologie. Do budowy pojazdu wykorzystano blachę miedzianą, rurki i pręty mosiężne, pojemniki szklane i stalowe, łączone spoiwem lutowniczym, silikonem i śrubami oraz nitami. Pojazd powstał w 47 dni, bez użycia specjalistycznego sprzętu niskim nakładem kosztów. Układ sterujący pojazdu oparty jest o standardowy sterownik modelarski. W jego skład wchodzi 6 kanałowy nadajnik i odbiornik radiowy wraz ze sterownikami silników, oraz kable sygnałowe. Standard zastosowanego sprzętu nadawczo-odbiorczego jest powszechnie przyjęty na całym świecie, co znacznie obniża koszty eksploatacji i rozbudowy pojazdu, chociażby o siłownik sterujący kamerą. Pojazd jest zasilany z bezobsługowego akumulatora żelowego o pojemności 7Ah i napięciu 12V. Zapewnia to bezpieczeństwo, mobilność i kilka opcji prostego uzupełniania energii np.

z sieci 220V lub gniazda zapalniczki w samochodzie. Układ napędowy pojazdu wyposażono w wykonane własnoręcznie sprzęgła magnetyczne, co stanowi alternatywę dla powszechnie stosowanych uszczelnień o-ringowych i zapewnia większą odporność konstrukcji na zalanie (Rys. 2).

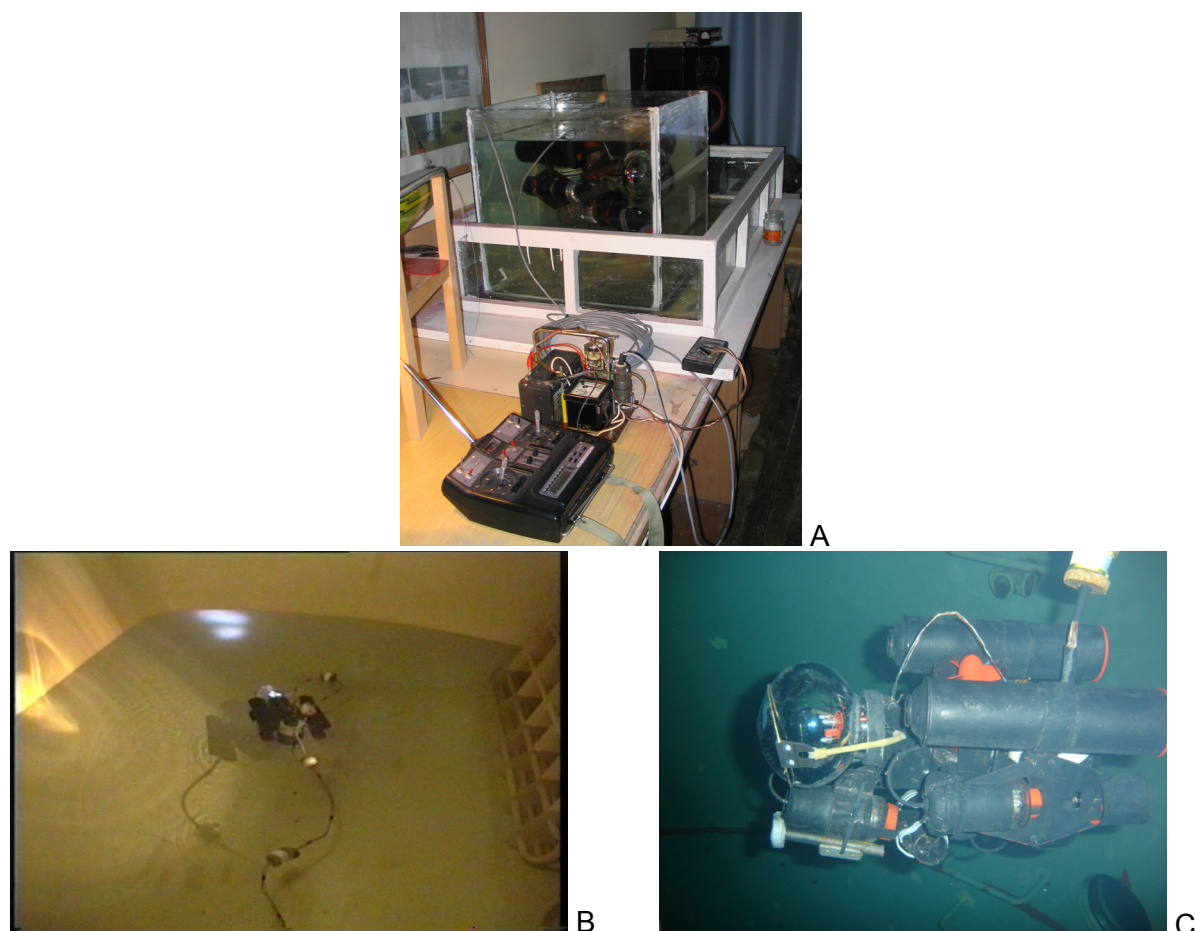


Rys. 2. MROV „Rozwielitek”

A – widok ogólny części podwodnej, B – widok ogólny całości, C i D – układ napędowy pojazdu z sprzęgłami magnetycznymi.

2. Badania modelowe MROV „Rozwielitek”

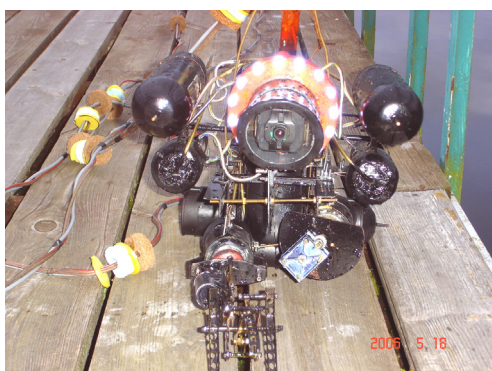
Badania opracowanej konstrukcji wykonano trzyetapowo. W pierwszym etapie przeprowadzono próby wodne konstrukcji w celu określenia jej odporności na zalanie. W drugim etapie wykonano próby ciśnieniowe konstrukcji w basenie wodnym doświadczalnego kompleksu nurkowego DGKN – 120 stanowiącego wyposażenie Laboratorium Komór Dekompresyjnych Zakładu Technologii Nurkowania i Prac Podwodnych AMW w Gdyni. W założeniach do pracy dyplomowej model pojazdu miał spełniać podstawowe funkcje użytkowe takiej konstrukcji do głębokości 10 m. Stąd też badania przeprowadzono przy ciśnieniu równoważnym tej głębokości. Wykonano też jedną próbę ciśnieniową na głębokości 12 metrów. Podczas trzeciego etapu badań przeprowadzono próby sterowania pojazdem na głębokości do 5 metrów w basenach nurkowych Ośrodka Szkolenia Nurków i Płetwonurków WP w Gdyni (Rys. 3).



Rys. 3. Badania modelowe MROV „Rozwielitek”
A – próby wodne konstrukcji, B – badania komorowe, C – badania basenowe.

Wnioski

W wyniku przeprowadzonych prób stwierdzono, że model spełnia wymagania zawarte w przyjętych założeniach. Pojazd manewruje precyzyjnie, zastosowane materiały zachowały szczelność, a sterowanie działało bez uwag. Oczywiście przedstawiona konstrukcja nie stanowi w pełni pojazdu typu ROV, model na przykład nie posiada systemu wizyjnego; nie posiada certyfikatów, jest to po prostu demonstrator technologii. Wykonane badania pozwalają jednak potwierdzić słuszność przyjętego kierunku prac, które będą dalej realizowane w celu opracowania niskobudżetowej konstrukcji pojazdu ROV (przynajmniej części głębinowej systemu), która będzie stanowić platformę montażową dla bardziej zaawansowanych systemów badania sytuacji podwodnej. Na podstawie zebranych informacji z eksperymentów z wyżej opisanym urządzeniem, powstał kolejny mały pojazd - „Rozwielitka”. MROV „Rozwielitka” jest już wyposażona w kolorowy system wizyjny, ulepszone pędniki i oświetlenie, a także ramię, do chwytania (podnoszenia) niewielkich obiektów z dna. W maju bieżącego roku przeprowadzono już pierwsze próby tej konstrukcji w warunkach śródlądowych na jeziorze Kosobudno na Kaszubach (Rys. 4).



A



B

Rys. 4. MROV „Rozwielitka”

A – widok ogólny, B – stop klatka z materiału filmowego wykonanego za pomocą pojazdu podczas inspekcji napędu jachtu motorowego na jeziorze.

Autor:

bsm. pchor. Przemysław Chrabąszcz – Akademia Marynarki Wojennej w Gdyni

Recenzent:

kmdr por. dr inż. Adam Olejnik – Akademia Marynarki Wojennej w Gdyni, Zakład Technologii Nurkowania i Prac Podwodnych

Artykuł sponsorowany przez PTMiTH. Materiał powstał na podstawie pracy dyplomowej słuchacza realizowanej pod kierunkiem kmdr por. dr inż. Adama Olejnika na Wydziale Mechaniczno – Elektrycznym AMW pt.: „Badania modelowe prototypu zdalnie sterowanego pojazdu podwodnego”.

R. Kłos

NIEPEWNOŚĆ WYNIKÓW POMIARÓW W TECHNICIE NURKOWEJ

Nauka składa się z teorii. Dobrze określona teoria posiada sprecyzowany: przedmiot poznania i jego otoczenie, miejsce w systemie wiedzy, swoiste metody i język¹. Metrologia², będąca osobną dziedziną wiedzy stosuje własny, specyficzny język. Spis definicji metrologicznych zawiera ich międzynarodowy słownik [6], za którym będą niektóre z nich tutaj przytoczone. W technice nurkowej, określenie niepewności wykonywanych pomiarów jest niezwykle istotne z punktu widzenia bezpieczeństwa akwonautów.

Słowa kluczowe: *niepewność, błąd pomiaru*

Science consists of theories. Precisely defined theory comprises the study of a subject, its surroundings, place in the existing knowledge system, and specific methodology and language. Metrology as a separate knowledge sphere and has a specific language. Definitions of metrological names are included in the international vocabulary [6]. In diving technology the uncertainty of measurements is essential for the aquanauts' safety.

Key words: *uncertainty, error of measurements*

WSTĘP

Pomiar

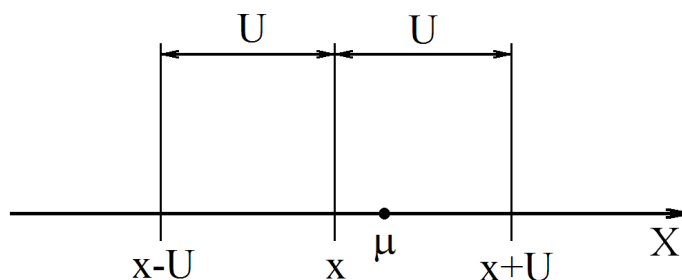
Za pomiar uważa się zbiór operacji mających na celu wyznaczenie wartości wielkości mierzonej. Procesowi pomiarowemu towarzyszą zakłócenia o różnym charakterze i w związku z tym wartość prawdziwa μ wielkości mierzonej nie jest do końca znana. Uwzględniając powyższe zastrzeżenie, pomiarem nazywa się czynności, po wykonaniu których można stwierdzić, że w chwili jego wykonywania w ściśle określonych warunkach, przy zastosowaniu ustalonych środków i czynności, wartość wielkości mierzonej x zawierała się w przedziale $a \leq x \leq b$. Definicja ta zawiera w sobie aksjomat mówiący o tym, że wynik pomiaru ma postać przedziału na osi wymiarowej.

Dokładność pomiaru to stopień zgodności wyniku pomiaru x z wartością prawdziwą μ wielkości mierzonej. Zaś *niedokładność pomiaru* to stopień niezgodności wyniku pomiaru x z wartością rzeczywistą wielkości mierzonej μ . Wyraża się ją przez zespół błędów granicznych, zawierający wszystkie błędy systematyczne oraz graniczne błędy przypadkowe.

Niepewność pomiaru jest to parametr związany z wynikiem pomiaru, charakteryzujący rozrzut wartości określanej przez błędy graniczne, które można w uzasadniony sposób przypisać wielkości mierzonej. Jest ona szacowana w wyniku postępowania mającego na celu znalezienie przedziału, wewnątrz którego znajduje się wartość prawdziwa μ wielkości mierzonej x , zwykle z daną wiarygodnością.

¹język należy traktować tutaj jako zasób elementów i sposobów ich użycia służący do porozumiewania się

²metrologia to nauka o pomiarach obejmująca wszystkie zagadnienia pomiarowe niezależnie od rodzaju wielkości mierzonej i dokładności pomiaru



rys.1. Niepewność rozszerzona

Niepewność podawana w końcowym wyniku pomiaru nazywa się *niepewnością rozszerzoną* U , przez którą rozumie się wielkość określającą przedział wokół wyniku pomiaru x , od którego to przedziału oczekuje się, że obejmuje dużą część rozkładu wartości, które w uzasadniony sposób można przypisać wartości wielkości mierzonej X – **rys.1.**

Podczas pomiaru wielkości X o wartości prawdziwej μ otrzymuje się wynik x , który na ogół odbiega od wartości prawdziwej μ . Występuje tutaj sytuacja problemowa polegająca na wyznaczeniu granic przedziału wartości, w którym znajduje się wartość prawdziwa μ oraz zapisanie go w jednej z przyjętych w metrologii form: $\mu = x \pm U$; $\mu \in [x - U, x + U]$; $P(x - U \leq \mu \leq x + U) = 1 - \alpha_0$ [1].

METODA

Rozróżnia się dwa sposoby wyrażania niepewności pomiarów, poprzez błędy bezwzględne i względne, oraz dzieli na trzy rodzaje³: błędy grube, systematyczne i przypadkowe [5].

Niepewności względne i bezwzględne

Stopień niezgodności wyniku pomiaru x z wartością prawdziwą μ wielkości mierzonej X przyjęto wyrażać poprzez różnicę⁴:

$$\Delta x = x - \mu \quad (1)$$

gdzie: Δx – błąd⁵ bezwzględny pomiaru wielkości mierzonej, x – wartość wielkości zmierzonej, μ – rzeczywista, prawdziwa wartość wielkości mierzonej.

W tym przypadku niepewność pomiaru Δx wyrażana jest w sposób bezwzględny i podawana w jednostkach wielkości mierzonej X . Rzeczywista wartość wielkości mierzonej μ nie jest znana eksperymentatorowi – jest ona pojęciem abstrakcyjnym. Istnieją jednak metody szacowania wartości prawdziwej μ wraz z niepewnościami jej wyznaczenia, tzw. *maksymalnych wartości poprawnych*.

Bezwzględnej wartości niepewności pomiaru Δx używa się do określenia precyzji wykonanego pomiaru. Przykładowo, dla pomiarów długości można zapisać wynik w następującej notacji: $(28,5 \pm 0,5)m$. Oznacza to, że zmierzono odległość wynoszącą $28,5m$ z dokładnością⁶ do $0,5m$ przy założonym poziomie ufności. Zazwyczaj milcząco zakłada się, że poziom ufności wynosi⁷ $\langle P \rangle = 95\%$.

³ze względu na ich występowanie – propagację

⁴kolejność czynników jest w tym przypadku istotna

⁵niepewność

⁶maksymalnym błędem bezwzględnym

⁷jeśli jest on inny, należy go podać

Do porównywania różnych metod pomiarowych stosowane są względne miary niepewności wyrażane w procentach⁸:

$$\delta(x) = \frac{\Delta x}{x} \cdot 100\% \quad (2)$$

gdzie: $\delta(x)$ – niepewność względna pomiaru [%].

Względny sposób wyrażania niepewności pomiaru posiada tę właściwość, że jest podawany w jednostkach niemianowanych i umożliwia porównanie precyzji różnych pomiarów.

Wartości centralne

Przy występowaniu rozproszenia najczęściej spotykanymi miarami tendencji centralnych dla rozpatrywanego zbioru danych są: dominanta⁹, mediana i średnia arytmetyczna.

Dominanta to wartość najczęściej występująca w zbiorze danych. Jeśli występują dwie lub większa liczba takich wartości, to mówi się o rozkładzie *bimodalnym* lub *multimodalnym*.

Mediana jest wartością środkową w zbiorze danych obliczaną według zależności:

$$\forall_{x_i \leq x_{i+1}} \begin{cases} x_i & \text{gdzie: } i = \text{int}\left(\frac{N}{2}\right) + 1 \text{ dla } N \text{ nieparzyste} \\ \frac{x_i + x_{i+1}}{2} & \text{gdzie: } i = \text{int}\left(\frac{N}{2}\right) \text{ dla } N \text{ parzyste} \end{cases} \quad (3)$$

gdzie: x_i – wynik i -tego pomiaru, int – wartość całkowita, N – liczba wykonanych pomiarów.

Średnia arytmetyczna jest powszechnie wykorzystywaną miarą tendencji centralnej rozkładu. Dla skończonej liczby pomiarów wartość średnią oblicza się stosując formułę:

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_i n_i \cdot x_i = \sum_i \frac{n_i}{N} x_i = \sum_i f_i \cdot x_i \quad (4)$$

gdzie: \bar{x} – wartość średnia, n_i – krotność wystąpienia tej samej wartości, f_i – częstość występowania wartości x_i .

Rozrzut

Często stosowaną miarą rozrzutu jest *wariancja*. Istnieją także inne miary rozrzutu, np. rozstęp, percentyle itd.

Rozstęp to różnica pomiędzy wynikiem największym i najmniejszym:

$$\forall_{i \in \{1, N\}; x_i \leq x_{i+1}} R = x_N - x_1 \quad (5)$$

gdzie: R – rozstęp, N – liczba pomiarów.

Percentyl jest wartością ze zbioru danych, która jest równa lub mniejsza od wartości ułamka rozstępu wyrażonego w procentach w szeregu uporządkowanych rosnąco danych:

$$\forall_{x_{i+1} \geq x_i} \exists_{i \in \{1, N\}} P(X \leq x_i) \leq P\left(\frac{i}{N} 100\%\right) \leq P(X \geq x_i) \quad (6)$$

Kwartale to cztery percentyle: $P_{25\%}$, $P_{50\%}$, $P_{75\%}$, $P_{100\%}$, a *decyle* to dziesięć percentyli. Analizując rozstępy międzypercentylowe można poszukiwać punktów odstających oraz anomalii rozkładu wyników pomiarów.

Wartość średnia

Dla skończonej liczby pomiarów wartość średnią można obliczyć ze wzoru (4), która to formuła wynika z ogólnej zależności dla nieskończonej liczby pomiarów wartości

⁸procent stanowi jedną setną część dowolnej wielkości i nie jest jednostką miary – należy go traktować jak szczególnego rodzaju przedrostek równoważny przedrostkowi centy; zapis 100% oznacza jedynekę, dlatego pomnożenie czy podzielenie dowolnej liczby przez 100% nie zmienia jej wartości

⁹wartość modalna

ciągłej dla częstości $f(x_i)$ wystąpienia realizacji pomiaru x będącego zmienną losową X o rozkładzie normalnym:

$$\bar{x} = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx \quad (7)$$

Podstawiając:

$$y = x - \mu \Rightarrow \frac{dy}{dx} = 1 \Rightarrow dy = dx \quad (8)$$

można równanie (7) zapisać jako:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (y + \mu) \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) dy = \\ &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) dy + \mu \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) dy \right] \end{aligned} \quad (9)$$

Z analizy matematycznej wiadomo, że:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) dy = \sqrt{2\pi} \cdot \sigma \quad (10)$$

zaś wartość całki:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) dy = -\sigma^2 \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right) \Big|_{-\infty}^{+\infty} = \|- \exp(-\infty) + \exp(-\infty)\| \equiv 0 \quad (11)$$

jest równa zeru. Z (7)-(11) wynika, że:

$$\bar{x} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} (0 + \sqrt{2\pi} \cdot \sigma \cdot \mu) \Rightarrow \mu \equiv \bar{x} \quad (12)$$

Zależność (12) pokazuje, że dobrym estymatorem wartości prawdziwej μ przy pomiarach wielokrotnych jest wartość średnia¹⁰ $\hat{\mu} = \bar{x}$. Dla zależności (12) powinno mówić się o szacowaniu, ponieważ z (7) wynika, że (12) jest spełnione ściśle jedynie dla nieskończonej liczby pomiarów $N \rightarrow \infty$.

Błędy grube

Błędy grube powstają na skutek nieprawidłowego wykonania pomiaru, pomyłki, zastosowania uszkodzonego przyrządu itp. Charakteryzują się tym, że najczęściej znacznie fałszują wynik pomiaru. Można się przed nimi ustrzec poprzez określenie¹¹ zakresu możliwych wartości mierzonych, wielokrotne wykonanie tego samego pomiaru, wykonanie pomiarów przy pomocy dwóch różnych metod pomiarowych, wykonanie pomiaru przez innego eksperymentatora itp.

Istnieją testy statystyczne wspomagające proces wykrywania błędów grubych w serii wykonanych pomiarów tej samej wartości. Jednym z nich jest test *Q-Dixona* [3]. Przy posługiwaniu się tym testem należy w pierwszej kolejności obliczyć różnicę pomiędzy wynikiem wątpliwym, a najbliższym wynikiem sąsiednim i podzielić przez rozstęp R (5):

$$Q = \frac{|x_i - x_{i\pm 1}|}{R} \quad (13)$$

gdzie: x_i – wątpliwy wynik pomiaru, $x_{i\pm 1}$ – najbliższy wynik sąsiedni, R – rozstęp (5)

¹⁰przy założeniu rozkładu normalnego dla zmiennej losowej jaką jest tutaj wielokrotny pomiar wartości danej wielkości, co przy centralnym twierdzeniu granicznym jest spełnione w większości spotykanych sytuacji metrologicznych; porównaj (36)

¹¹np. teoretycznie

Tabela 1

Wartości krytyczne testu Q-Dixona na poziomie ufności $P=0,95$

n	3	4	5	6	7	8	9	10
$Q(<P \geq 0,95; n)$	0,94	0,77	0,64	0,56	0,51	0,48	0,44	0,41

Jeśli otrzymana wartość Q z (13) jest większa od wartości krytycznej testu Q-Dixona, to wątpliwy wynik pomiaru należy odrzucić. W **tab.1** podano wartości krytyczne testu Q w zależności od liczby pomiarów na poziomie ufności $<P \geq 0,95$. Test ten może być użyty tylko dla małych prób. Dla większej liczby pomiarów¹² stosuje się inne testy [4,9].

Wykorzystanie testu Q-Dixona pokazano na przykładzie oznaczania zawartości procentowej tlenu w tlenowo-helowej mieszaninie oddechowej. Dla tej samej próbki otrzymano następujące wyniki pomiarów: 16,20; 16,25; 16,14; 15,95; 16,17; 16,22. Porządkując je rosnąco, otrzymano wartości C_v [%_v]: 15,95; 16,14; 16,17; 16,20; 16,22; 16,25. Rozstęp wynosi: $R = 16,25 - 15,95 = 0,30$, a obliczone wartości Q dla poszczególnych pomiarów:

$$Q(1) = Q(6) = \frac{16,22 - 16,20}{0,30} \cong 0,07; \quad Q(2) = \frac{16,25 - 16,22}{0,30} = 0,10;$$

$$Q(3) = Q(5) = \frac{16,17 - 16,14}{0,30} = 0,10; \quad Q(4) = \frac{16,14 - 15,95}{0,30} \cong 0,63$$

Z tabeli wartości krytycznych Q-Dixona (**tab.1**), dla $n=6$ wartość krytyczna $Q=0,56$. Wartość ta jest mniejsza niż $Q(4)$, a więc wynik 15,95 jest niepewny – prawdopodobnie obciążony błędem grubym.

Błędy systematyczne

Błąd systematyczny to różnica pomiędzy wartością średnią \bar{x} z nieskończonej liczby wyników pomiarów x_i tej samej wielkości¹³ a jej wartością prawdziwą μ . Charakteryzuje się on tym, że w tych samych warunkach jest stały lub zmienia się według znanego prawa¹⁴ [6-7].

Błędy systematyczne powstają w wyniku niedoskonałości urządzeń pomiarowych, złego ich wzorcowania, złych nawyków eksperymentatora itp. Można je minimalizować poprzez wprowadzanie poprawek¹⁵, staranne wykonywanie pomiarów, zastosowanie lepszych urządzeń pomiarowych, stosowanie specjalnych metodyk pomiarowych¹⁶ itp.

Dążenie do eliminacji błędów systematycznych powinno być zjawiskiem powszechnym, tak jak unikanie błędów grubych. W tym celu prowadzi się badania metrologiczne, których wyniki można znaleźć w odpowiednich poradnikach [np. 8].

Większość wyników pomiarów otrzymuje się za pomocą metod pośrednich¹⁷.

¹²powyżej 10

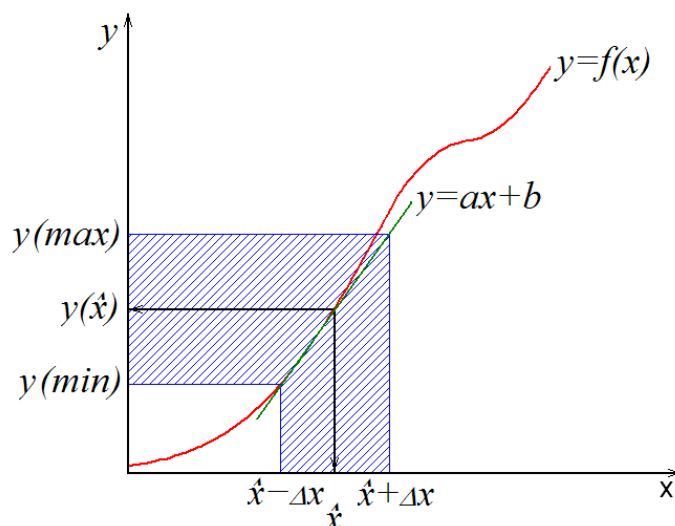
¹³wykonany w warunkach powtarzalności

¹⁴przykładowo, przy obliczeniach wyników pośrednich – patrz dalej

¹⁵poprawka to wartość dodawana algebraicznie do surowego wyniku pomiaru w celu skompensowania błędu systematycznego; wynika stąd, że poprawka jest równa wartości oszacowanego błędu systematycznego ze znakiem przeciwnym

¹⁶np. pomiarów różnicowych

¹⁷Wartość wielkości mierzonej otrzymuje się pośrednio z bezpośrednich pomiarów innych wielkości, związanych z wielkością mierzoną znaną zależnością funkcyjną. Przykładowo, moc prądu stałego otrzymuje się poprzez pomiar napięcia i natężenia płynącego prądu, a następnie ich przemnożenie. W przypadku pomiaru ciśnienia dokonuje się go zazwyczaj bezpośrednio, przy użyciu manometru lub innego rodzaju ciśnieniomierza.

rys.2. Określenie niepewności $\Delta y = f(\Delta x)$

Ponieważ każdej wartości wielkości zmierzonej towarzyszy błąd jej wyznaczenia, przeto obliczony na ich podstawie wynik pomiaru pośredniego jest obarczony błędem systematycznym oraz błędem przypadkowym¹⁸, którego wartość zależy od wartości błędów wyników pomiarów cząstkowych, zależności funkcyjnej wyniku pomiaru pośredniego od wyników pomiarów cząstkowych oraz niepewności wyznaczenia lub przyjęcia do obliczeń stałych¹⁹.

Oszacowania maksymalnego *granicznego błędu systematycznego* wyniku pomiaru pośredniego można dokonać poprzez wykonanie obliczeń według wzoru podobnego do różniczki zupełnej przy założeniu, że jedynym źródłem niepewności są błędy przypadkowe²⁰:

$$\Delta f(x_1 \dots x_n) = \pm \left(\left| \frac{\partial f(x_1 \dots x_n)}{\partial x_1} \Delta x_1 \right| + \dots + \left| \frac{\partial f(x_1 \dots x_n)}{\partial x_n} \Delta x_n \right| \right) \quad (14)$$

gdzie: $\Delta f(x_1 \dots x_n)$ – wartość bezwzględnego, systematycznego błędu granicznego wartości wielkości wyznaczonej przez pomiary pośrednie²¹, Δx_i – wartości bezwzględnych systematycznych błędów granicznych pomiaru wartości wielkości mierzonych i stałych wykorzystywanych do obliczenia wartości wielkości wyznaczonej z pomiarów pośrednich.

Formułę (14) można przeanalizować na przykładzie funkcji jednej zmiennej – **rys.2**. Dla małych wartości Δx funkcję $f(x)$ można przybliżyć styczną w punkcie \hat{x} , dla której $y(\max)$ i $y(\min)$ są jednakowo oddalone od $y(\hat{x})$:

$$\Delta y = y(\max) - y(\hat{x}) = y(\hat{x}) - y(\min) \quad (15)$$

Jeśli znana jest analityczna postać funkcji $f(x)$ można przybliżoną niepewność Δy obliczyć według formuły:

$$\Delta y \cong f(\hat{x} + \Delta x) - f(\hat{x}) \quad (16)$$

¹⁸o którym będzie mowa dalej

¹⁹np. liczby π , masy molowej, przyspieszenia ziemskiego itp

²⁰zostały wyeliminowane błędy grube, a inne rodzaje błędów systematycznych zostały zminimalizowane do takiego poziomu, że ich udział jest mniejszy niż błędów przypadkowych; błędy przypadkowe będą opisane dalej

²¹patrz komentarz w tekście poniżej

Z analizy matematycznej wiadomo, że granica ilorazu różnicowego jest z definicji pochodną funkcji $f(x)$ w punkcie \hat{x} :

$$\lim_{\Delta x \rightarrow \infty} \frac{f(\hat{x} + \Delta x) - f(\hat{x})}{\Delta x} \stackrel{df}{=} \frac{dy}{dx} \quad (17)$$

Z (16)-(17) wynika, że dla małych Δx , dla dodatniej wartości pochodnej, można w przybliżeniu zapisać:

$$\Delta y \cong \frac{dy}{dx} \Delta x \quad (18)$$

Aby uniezależnić się od znaku pochodnej przyjmuje się wartość bezwzględną prawej strony zależności (18):

$$\Delta y \cong \pm \left| \frac{dy}{dx} \Delta x \right| \quad (19)$$

Formuła (14) może być także otrzymana po rozwinięciu funkcji analitycznej $f(x)$ w szereg Taylora z dokładnością do dwóch czynników [2]. Zgodnie z interpretacją szeregu Taylora, dla takiego rozwinięcia pierwszy czynnik charakteryzuje wartość funkcji w punkcie, dla którego rozwijano funkcję w szereg. Dokładność tego rozwinięcia określa drugi z czynników rozwinięcia. Rozwinięcie takie różni się od formuły (14) tylko zastosowaniem wartości bezwzględnych, wprowadzonych celem obliczenia maksymalnych możliwych niepewności – stąd równanie (14) należy traktować jako maksymalną wartość graniczną dla tego błędu²².

Aby wykazać słuszność podejścia ogólnego (14) do rachunku błędów systematycznych o rozkładzie normalnym można prześledzić proste przykłady propagacji błędów [9].

W przypadku sumowania wartości x będącej realizacją zmiennej losowej X o rozkładzie normalnym z liczbą dokładną a , prawdopodobieństwo uzyskania wyniku $z=a+x$ można wyrazić jako:

$$\forall_{z=a+x} P_{z,\sigma_z} \propto \exp \left\{ - \frac{[(z-a)-\mu]^2}{2 \cdot \sigma_x^2} \right\} = \exp \left\{ - \frac{[z-(a+\mu)]^2}{2 \cdot \sigma_x^2} \right\} \quad (20)$$

Wynika stąd, że rozkład prawdopodobieństwa P_{a+x} jest normalny z punktem centralnym wokół wartości $a+\mu$, dla którego $\sigma_{a+x}=\sigma_x$ – **rys.3**.

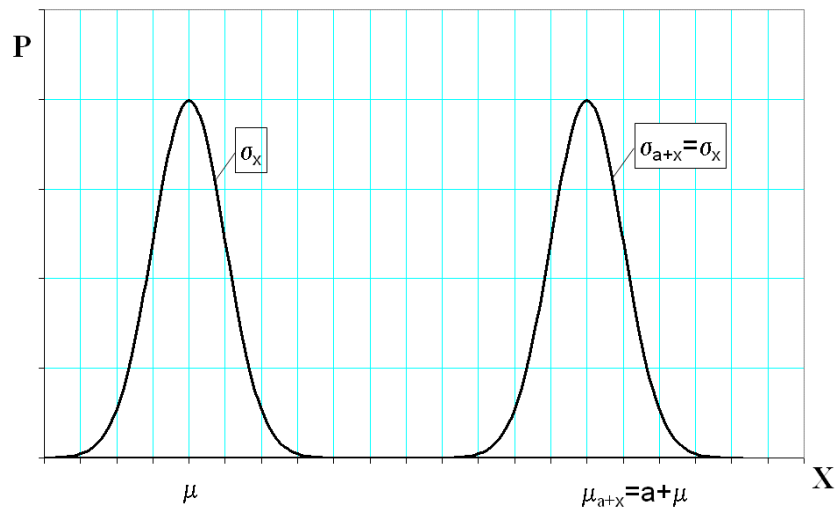
Dla przypadku mnożenia wartości x będącej realizacją zmiennej losowej X o rozkładzie normalnym przez liczbę dokładną a , prawdopodobieństwo uzyskania wyniku $z=a \cdot x$ można zapisać podobnie jak poprzednio:

$$\forall_{z=a \cdot x} P_{z,\sigma_z} \propto \exp \left\{ - \frac{\left[\left(\frac{z}{a} \right) - \mu \right]^2}{2 \cdot \sigma_x^2} \right\} = \exp \left\{ - \frac{(z-a \cdot \mu)^2}{2 \cdot a^2 \cdot \sigma_x^2} \right\} \quad (21)$$

Z zależności (21) wynika, że prawdopodobieństwo iloczynu $P_{a \cdot x}$ ma rozkład normalny z wartością centralną $a \cdot \mu$ i odchyleniem standardowym $\sigma_{a \cdot x}=a \cdot \sigma_x$ – **rys.4**.

Dodając do siebie dwie wartości niezależne x i y będące realizacjami zmiennych losowych X i Y o rozkładzie normalnym, prawdopodobieństwo ich sumy można zapisać, jako:

²²Równanie (14) różni się od (19) znakiem równości. Analiza rozwinięcia funkcji błędu w szereg sugeruje, że w równaniu (14) powinien być użyty znak sugerujący przybliżony charakter zależności. Dla funkcji jednej zmiennej różnice te mogą być znaczące, lecz dla większej liczby zmiennych oraz zastosowaniach praktycznych zależność ta jest na tyle dokładna, że przyjęło się zapisywać ją ze znakiem równości.

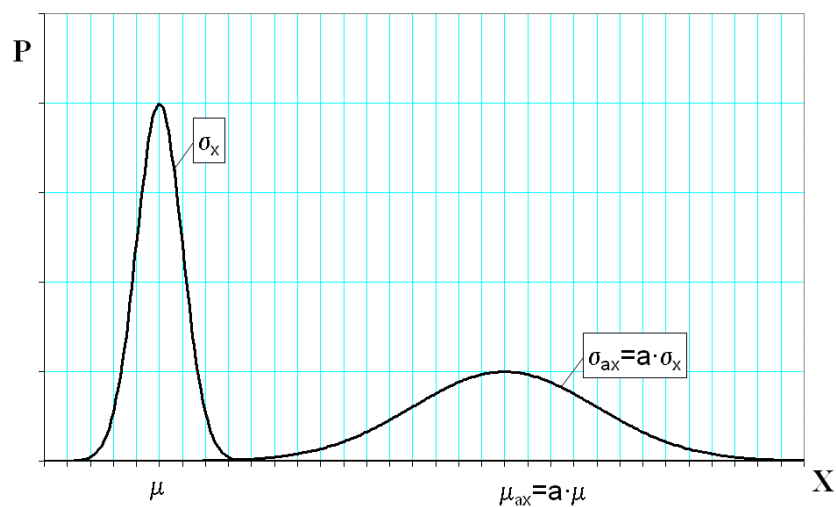


rys.3. Rozkład zmiennej losowej X z wartością centralną μ_x oraz rozkład zmiennej losowej będącej sumą zmiennej losowej X z dowolną liczbą a

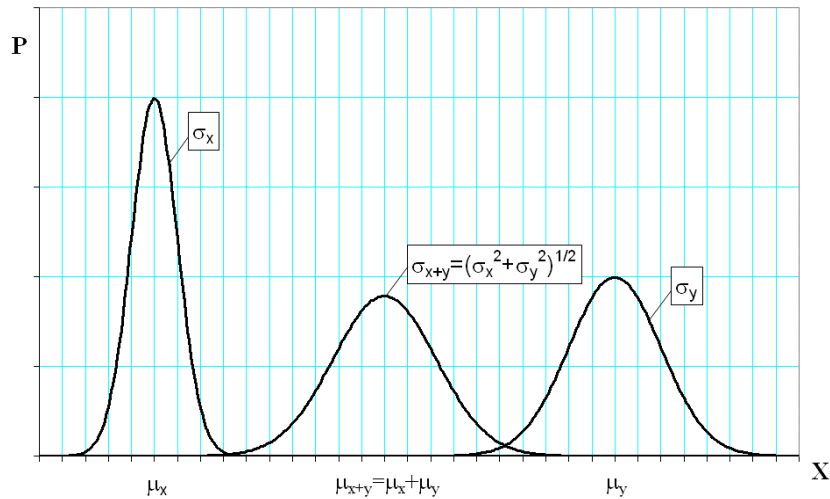
$$\forall_{z=x+y; \mu_x=0; \mu_y=0} P_{z, \sigma_z} = P_{x, \sigma_x} \cdot P_{y, \sigma_y} \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x^2}{\sigma_x^2} + \frac{y^2}{\sigma_y^2}\right)\right\} = \exp\left\{-\frac{(x+y)^2}{2(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)} + \frac{z^2}{2}\right\} \quad (22)$$

gdyż:

$$\begin{aligned} \left| \frac{x^2}{a} + \frac{y^2}{b} &= \frac{a \cdot x^2 + b \cdot x^2}{a(a+b)} + \frac{b \cdot y^2 + a \cdot y^2}{b(a+b)} = \frac{ab \cdot x^2 + b^2 \cdot x^2 + ab \cdot y^2 + a^2 \cdot y^2}{ab(a+b)} = \right. \\ &= \frac{ab \cdot x^2 + 2ab \cdot x \cdot y + ab \cdot y^2 + b^2 \cdot x^2 - 2ab \cdot x \cdot y + a^2 \cdot y^2}{ab(a+b)} = \\ &= \frac{x^2 + 2 \cdot x \cdot y + y^2}{a+b} + \frac{(b \cdot x - a \cdot y)^2}{ab(a+b)} = \\ &= \frac{(x+y)^2}{a+b} + z^2 \end{aligned} \quad (23)$$



rys.4. Rozkład zmiennej losowej X z wartością centralną μ_x oraz rozkład zmiennej losowej będącej iloczynem z dowolną liczbą a



rys.5. Rozkład zmiennych losowych X i Y o wartościach centralnych μ_x i μ_y oraz rozkład zmiennej losowej będącej ich sumą

stąd, można zapisać:

$$\forall_{z=x+y; \mu_x=0; \mu_y=0} P_{z; \sigma_z} \propto \exp\left[-\frac{(x+y)^2}{2(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)} - \frac{z^2}{2}\right] = \exp\left[-\frac{(x+y)^2}{2(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)}\right] \cdot \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right]$$

$$\forall_z \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz = \sqrt{2\pi} \rightarrow P_{z; \sigma_z} \propto \exp\left[-\frac{(x+y)^2}{2(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)}\right] \Rightarrow \sigma_{x+y} = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2} \quad (24)$$

Z zależności (22)-(24) wynika, że rozkład prawdopodobieństwa sumy P_{x+y} jest rozkładem normalnym o odchyleniu standardowym σ_{x+y} będącym średnią geometryczną wariancji dla rozkładów normalnych zmiennych losowych X i Y. Przy wyprowadzeniu równania (24) założono, że $\mu_x = \mu_y = 0$. Jeśli tak nie jest, to rozkład prawdopodobieństwa P_{x+y} jest wyśrodkowany wokół wartości:

$$x + y = (x - \mu_x) + (y - \mu_y) + (\mu_x + \mu_y) \quad (25)$$

Pierwsze dwa składniki sumy (25) posiadają wartości centralne wokół zera²³, trzeci zaś jest wartością stałą. Czyli rozkład prawdopodobieństwa sumy P_{x+y} ma wartość centralną wokół wartości $(\mu_x + \mu_y)$ – **rys.5**.

Przykłady oszacowania błędów systematycznych dla typowych operacji matematycznych pokazano w **tab.2**.

Obliczając systematyczne błędy graniczne pomiarów dla większej liczby czynników x_i istnieje małe prawdopodobieństwo wystąpienia takiego zdarzenia, w którym wszystkie cząstkowe błędy systematyczne przyjmowałyby jednocześnie wartości graniczne i niekorzystny układ znaków, tak jak dla (14). Dlatego, do oszacowania błędu systematycznego pomiaru stosuje się praktycznie wzór określający *statystyczny błąd systematyczny*²⁴:

²³ zgodnie z (20)

²⁴ Zależność (26) jest konsekwencją równania (24) przy założeniu niezależności zmiennych oraz przyjęciu rozkładu normalnego dla niepewności ich wyznaczenia – porównaj wyprowadzenie formuły (46). Wartość *statystycznego błędu systematycznego* jest mniejsza bądź równa *granicznemu błędowi systematycznemu* (14) $\Delta f \geq \overline{\Delta f}$.

Tabela 2

Przykłady oszacowania błędów systematycznych dla podstawowych działań matematycznych

Działanie	Błędy systematyczne
dodawanie:	$Y = X_1 + X_2$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X_1} \right \Delta X_1 + \left \frac{\partial Y}{\partial X_2} \right \Delta X_2 = \Delta X_1 + \Delta X_2$
odejmowanie:	$Y = X_1 - X_2$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X_1} \right \Delta X_1 + \left \frac{\partial Y}{\partial X_2} \right \Delta X_2 = \Delta X_1 + \Delta X_2$
dzielenie:	$Y = \frac{X_1}{X_2}$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X_1} \right \Delta X_1 + \left \frac{\partial Y}{\partial X_2} \right \Delta X_2 = \left \frac{1}{X_2} \right \Delta X_1 + \left \frac{X_1}{X_2^2} \right \Delta X_2$
mnożenie:	$Y = X_1 X_2$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X_1} \right \Delta X_1 + \left \frac{\partial Y}{\partial X_2} \right \Delta X_2 = X_2 \Delta X_1 + X_1 \Delta X_2$
potęgowanie:	$Y = X^n$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X} \right \Delta X = nX^{n-1} \Delta X$
pierwiastkowanie:	$Y = \sqrt[n]{X}$; $\Delta Y = \left \frac{\partial Y}{\partial X} \right \Delta X = \left \frac{1}{n} X^{\frac{1-n}{n}} \right \Delta X$

$$\forall_{x_i; i \geq 3} \quad \overline{\Delta f(x_1 \dots x_i)} = \pm \sqrt{\left(\frac{\partial f(x_1 \dots x_2)}{\partial x_1} \Delta x_1 \right)^2 + \dots + \left(\frac{\partial f(x_1 \dots x_2)}{\partial x_i} \Delta x_i \right)^2} \quad (26)$$

gdzie: $\overline{\Delta f(x_1 \dots x_i)}$ – statystyczny błąd systematyczny wartości wielkości wyznaczonej metodą pomiarów pośrednich

Jako przykład analizy maksymalnego błędu systematycznego podano pomiary pośrednie strumienia dozowanego czynnika oddechowego przy pomocy dzwonu wypornościowego. Maksymalny błąd systematyczny pomiaru czasu wynosi: $\Delta t = 0,2s$, a pomiaru objętości: $\Delta V = 0,5 dm^3$. Maksymalna pojemność dzwonu wynosi: $V = 30 dm^3$, a średnia wartość mierzonego strumienia dozowanego czynnika oddechowego wynosi: $\dot{V} = 20 dm^3 \cdot \text{min}^{-1}$ – skąd średni czas pomiaru wynosi: $\bar{t} = 1,5 \text{ min}$.

$$\Delta t = 0,2 s \cong 0,003 \text{ min}$$

$$\Delta V = 0,5 dm^3$$

$$V_{\text{max}} = 30 dm^3$$

$$\dot{V} = \frac{V}{t} \quad (27)$$

$$\bar{t} = 1,5 \text{ min}$$

$$\Delta \dot{V} = ?$$

$$\Delta \dot{V}(\Delta V) = \left| \frac{\partial \dot{V}}{\partial V} \right| \Delta V = \frac{1}{t} \Delta V = \frac{0,5}{1,5} \cong 0,33 ; \quad \left[\Delta \dot{V}(\Delta V) \right] = dm^3 \cdot \text{min}^{-1} \quad (28)$$

$$\Delta \dot{V}(\Delta t) = \left| \frac{\partial \dot{V}}{\partial t} \right| \Delta t = \frac{V}{t^2} \Delta t = \frac{30}{1,5^2} \frac{0,2}{60} \cong 0,04 ; \quad \left[\Delta \dot{V}(\Delta t) \right] = \frac{dm^3}{\text{min}^2} \text{min} = dm^3 \cdot \text{min}^{-1} \quad (29)$$

$$\Delta \dot{V} = \pm \left[\Delta \dot{V}(\Delta V) + \Delta \dot{V}(\Delta t) \right] = \pm(0,33 + 0,04) \cong \pm 0,4 \quad ; \quad \left[\Delta \dot{V} \right] = dm^3 \cdot \min^{-1} \quad (30)$$

Z przeprowadzonych obliczeń widać, że na maksymalny błąd systematyczny pomiaru strumienia $\Delta \dot{V}$ największy wpływ ma dokładność pomiaru objętości ΔV – (28). Same obliczenia nie dają jednak pełnego obrazu propagacji błędów występujących podczas procesu pomiarowego. Za błędy pomiaru czasu Δt i objętości ΔV przyjęto niepewności deklarowane przez producenta użytych przyrządów. Ponieważ pomiar czasu za pomocą stopera jest silnie uzależniony od refleksu eksperymentatora, to błąd pomiaru tej wielkości może być większy. Dlatego wydaje się, że dokładność tego urządzenia została tutaj dobrana prawidłowo choć z obliczeń wynika, że dokładność stopera jest tutaj nadmiarowa. Stosując metodę pomiaru maksymalnej wartości objętości V , jaką można zmierzyć dzwonem wypornościowym, wydłużany jest czas pomiaru. Zgodnie z (28) i (29) oba błędy cząstkowe pomiaru są przez to minimalizowane²⁵.

Błędy przypadkowe

Błąd przypadkowy jest to różnica między wynikiem pomiaru x_i a wartością średnią \bar{x} z nieskończonej liczby wyników pomiarów tej samej wielkości X w warunkach powtarzalności²⁶. Ze względu na to, że możliwe jest wykonanie skończonej liczby pomiarów, można jedynie oszacować błąd przypadkowy²⁷.

Błędy przypadkowe charakteryzują się występowaniem w sposób nieprzewidywany. Źródłem błędów przypadkowych są nieuchwytnie zmiany występujące w przyrządach pomiarowych, otoczeniu czy wielkości mierzonej. Błędów tych nie da się wyeliminować²⁸. Jak to będzie pokazane dalej, przy zwiększeniu liczby pomiarów prawdopodobieństwo prawidłowego oszacowania błędu przypadkowego rośnie.

Występowanie błędów przypadkowych można zauważyć podczas wielokrotnego powtarzania tego samego pomiaru, w jednakowych warunkach, w ten sam sposób, tymi samymi przyrządami pomiarowymi, przez tego samego eksperymentatora. Mimo najstaranniejszego wykonania pomiarów, przy wykorzystaniu dostatecznie dokładnych przyrządów, zazwyczaj uzyskuje się różne wyniki. Jeżeli opisanymi wcześniej metodami zminimalizowane zostaną błędy systematyczne do pomijalnie małych, to wówczas rozrzut uzyskanych wyników spowodowany będzie praktycznie tylko błędami przypadkowymi.

Zakładając, że prawdopodobieństwo $P(x_i)$ wystąpienia niezależnych realizacji x_i zmiennej losowej X o rozkładzie normalnym, to zgodnie z *centralnym twierdzeniem granicznym* zdarzenie kilkukrotnej realizacji pomiaru będzie miało także rozkład normalny:

²⁵ przy czym, błąd cząstkowy pomiaru czasu Δt jest minimalizowany szybciej – z kwadratem

²⁶ wynika stąd, że błąd przypadkowy jest równy błędowi pomiaru pomniejszonemu o wartość błędu systematycznego

²⁷ np. statystycznie

²⁸ nieodłącznie towarzyszą one pomiarom rzeczywistym

$$\Phi \equiv P_{X,\sigma}(x_1 \dots x_N) = \prod_{i=1}^N P(X \leftarrow x_i) \propto \frac{1}{\sigma^N} \exp \left[-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] \quad (31)$$

Ekstremum funkcji prawdopodobieństwa Φ można znaleźć poprzez przyrównanie pochodnej $\partial\Phi/\partial\sigma$ do zera. Zgodnie z *zasadą największego prawdopodobieństwa* najlepszą oceną szerokości rozkładu funkcji prawdopodobieństwa Φ jest rozkład, dla którego szerokość ta osiąga minimum [9]:

$$\frac{\partial P_{X,\sigma}(x_1 \dots x_N)}{\partial \sigma} \propto \frac{-N}{\sigma^{N+1}} \exp \left[-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] + \frac{2}{\sigma^N} \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^3} \exp \left[-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] = 0$$

$$\frac{1}{\sigma^{N+1}} \left[-N + \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{\sigma^2} \right] \exp \left[-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] = 0$$

$$\forall_x \exp(x) > 0 \Rightarrow \sigma^{-(N+3)} \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 - N \cdot \sigma^2 \right] = 0 \quad (32)$$

Z zależności (32) wynika, że:

$$N \cdot \sigma^2 = \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \quad (33)$$

Stąd wartość odchylenia standardowego σ dla wielokrotnego pomiaru tej samej wielkości wynosi:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{N}} \quad (34)$$

Obciążenie estymatora

Przy szacowaniu nieznanego parametru zmiennej losowej X przy pomocy estymatora $\hat{\Theta}$ jest rzeczą naturalną, że oszacowanie może odbiegać od wartości prawdziwej²⁹ Θ . Różnica ta nazywana jest *obciążeniem estymatora* i jest wyznaczana podobnie jak błąd bezwzględny (1):

$$\Delta \hat{\Theta} = E(\hat{\Theta}) - \Theta \quad (35)$$

gdzie: Θ – estymowana wartość prawdziwa, $\Delta \hat{\Theta}$ – obciążenie estymatora $\hat{\Theta}$

Przy estymowaniu wartości prawdziwej μ wielkości mierzonej X stosuje się najlepsze jej przybliżenie wartością średnią \bar{x} (12) będącą jej estymatorem nieobciążonym, gdyż wartość $E(\bar{x}) = \mu$:

$$E(\bar{x}) = E\left(\frac{1}{N} \sum x_i\right) = \frac{1}{N} E \sum x_i = \frac{1}{N} \sum E(x_i) = \frac{1}{N} \sum \mu = \mu \Rightarrow \Delta \Theta = \mu - \mu = 0 \quad (36)$$

Przyjmując wartość średnią \bar{x} jako estymator wartości prawdziwej μ , zależność (34) można zapisać w postaci:

²⁹pożądane jest, by wartość przeciętna tych oszacowań rozważana na zbiorze wszystkich możliwych prób była równa wartości prawdziwej

$$\hat{\sigma} = s_N = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{N}} \geq \sigma \quad (37)$$

gdzie: s_N – odchylenie średnie kwadratowe z próby

Jak stwierdzono w praktyce, oszacowanie odchylenia średniego kwadratowego z próby s_N (37) jest zadawalające dla licznej próby³⁰.

W formule (37) zapisano $\sigma \leq s_N$, gdyż najlepsze przybliżenie odchylenia standardowego σ (34) zawiera wartość prawdziwą μ , podczas gdy w formule (37) zastąpiono μ jej najlepszym estymatorem nieobciążonym – wartością średnią \bar{x} . Wartości σ i s_N na ogół różnią się od siebie. Wartość odchylenia średniego kwadratowego s_N ma wartość większą bądź równą σ , gdyż funkcja $\sigma = f(\hat{\mu})$ posiada minimum w punkcie³¹ $\mu = \bar{x}$.

W praktyce często należy wnioskować na podstawie małej próby. Do oceny występujących w pomiarach błędów przypadkowych dla małej próby stosuje się *odchylenie standardowe z próby s*, określone formułą:

$$s \equiv s_{N-1} = \pm \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{N-1}} = \pm \sqrt{\frac{\sum_i x_i^2 \cdot \frac{1}{N} \left[\sum_i x_i \right]^2}{N-1}} \quad (38)$$

gdzie: s_{N-1} – odchylenie standardowe z próby³².

Porównując (37) z (38) łatwo zauważyć, że istnieje pomiędzy nimi różnica polegająca na zastąpieniu N w równaniu (37) poprzez $N-1$ w zależności (38). Powstała ona wskutek zażądania od estymatora odchylenia standardowego z próby s braku obciążenia. Przekształcając definicję odchylenia średniego kwadratowego (37) do postaci:

$$\begin{aligned} s_N^2 &= \frac{1}{N} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{N} \sum_i \left[(x_i - \mu) + (\mu - \bar{x}) \right]^2 = \\ &= \frac{1}{N} \sum_i \left[(x_i - \mu)^2 + 2 \cdot (x_i - \mu) \cdot (\mu - \bar{x}) + (\mu - \bar{x})^2 \right] = \\ &= \left[\frac{1}{N} \sum_i \left[2 \cdot (x_i - \mu) \cdot (\mu - \bar{x}) + (\mu - \bar{x})^2 \right] = \frac{2}{N} \sum_i x_i \cdot \mu - \frac{2}{N} \sum_i x_i \cdot \bar{x} - \frac{1}{N} \sum_i \mu^2 + \right. \\ &\left. + \frac{2}{N} \sum_i \mu \cdot \bar{x} + \frac{1}{N} \sum_i \mu^2 - \frac{2}{N} \sum_i \mu \cdot \bar{x} + \frac{1}{N} \sum_i \bar{x}^2 = 2 \cdot \bar{x} \cdot \mu - 2 \cdot \bar{x}^2 - \mu^2 + \bar{x}^2 = -(\bar{x} - \mu)^2 \right] \\ s_N^2 &= \frac{1}{N} \sum_i (x_i - \mu)^2 - (\bar{x} - \mu)^2, \quad (39) \end{aligned}$$

oraz korzystając następnie z definicji wariancji³³, można obliczyć:

³⁰jako graniczną najczęściej przyjmuje się licznosc próby $N \geq 30$ w sytuacji, gdy różnice pomiędzy poszczególnymi wynikami pomiarów a wartością średnią wywołane są jedynie błędami przypadkowymi

³¹porównaj komentarze do formuł obliczania $\partial \Phi / \partial \sigma$ (31)-(34)

³²oznaczane dalej w uproszczeniu jako s

³³ $D^2 X \equiv E(X - EX)^2 \Rightarrow \forall_{X=\bar{x}} D^2 \bar{x} \equiv E(\bar{x} - \mu)^2$

$$E(s_N^2) = E\left[\frac{1}{N} \sum (x_i - \mu)^2 - (\bar{x} - \mu)^2\right] = \frac{1}{N} \sum E(x_i - \mu)^2 - E(\bar{x} - \mu)^2 =$$

$$= \left\| E(\bar{x} - \mu)^2 = D^2 \bar{x} = D^2 \left(\frac{1}{N} \sum x_i\right) = \frac{1}{N^2} D^2(\sum x_i) = \frac{1}{N^2} \sum D^2 X = \frac{\sigma^2}{N} \right\| = \frac{N \cdot \sigma^2}{N} - \frac{\sigma^2}{N}$$

$$E(s_N^2) = \frac{N-1}{N} \sigma^2 \quad (40)$$

Korzystając z (40) można sprawdzić obciążenie (35) estymatora wariancji s_N^2 (37):

$$\Delta \hat{\sigma}^2 = E(s_N^2) - \sigma^2 = \frac{N-1}{N} \sigma^2 - \sigma^2 = -\frac{1}{N} \sigma^2 \quad (41)$$

Obciążenie $\Delta \hat{\sigma}^2$ (41) estymatora wariancji $\hat{\sigma}^2$ (37) dąży w nieskończoności do zera:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} -\frac{1}{N} \sigma^2 = 0 \quad (42)$$

Więc s_N^2 (37) jest asymptotycznie nieobciążonym estymatorem wariancji $\hat{\sigma}^2$. Jak zaznaczono wcześniej, przy dostatecznie dużej próbie N można przyjąć, że jest on dla praktycznych zastosowań estymatorem nieobciążonym. Estymatorem nieobciążonym wariancji σ^2 dla małej próby³⁴ może być kwadrat odchylenia standardowego z próby s^2 (38):

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{N}{N-1} s_N^2 \quad (43)$$

gdź zgodnie z (40) i (43):

$$E(\hat{\sigma}^2) = E(s^2) = \frac{N}{N-1} E(s_N^2) = \frac{N}{N-1} \cdot \frac{N-1}{N} \sigma^2 = \sigma^2 \Rightarrow \Delta \hat{\sigma}^2 = \Delta s^2 = \sigma^2 - \sigma^2 = 0 \quad (44)$$

Jeśli $x_1..x_n$ są wynikami n pomiarów tej samej zmiennej losowej X o rozkładzie normalnym, to najlepszym przybliżeniem wartości prawdziwej μ jest wartość średnia \bar{x} . Średnią niepewność każdego wyniku $x_1..x_n$ charakteryzuje odchylenie standardowe σ_{x_i} . Średnia arytmetyczna jest funkcją wszystkich n pomiarów i zgodnie z formułą (36) jest ona bardziej wiarygodna niż każdy z pomiarów x_i z osobna. Przy m -krotnym powtórzeniu n pomiarów wartości średnie $\bar{x}_1.. \bar{x}_m$ stanowią funkcje (4) wartości zmierzonych $x_1..x_n$ o tej samej wariancji σ_{x_i} i wartości prawdziwej μ , stąd dla wszystkich $N=m \cdot n$ pomiarów:

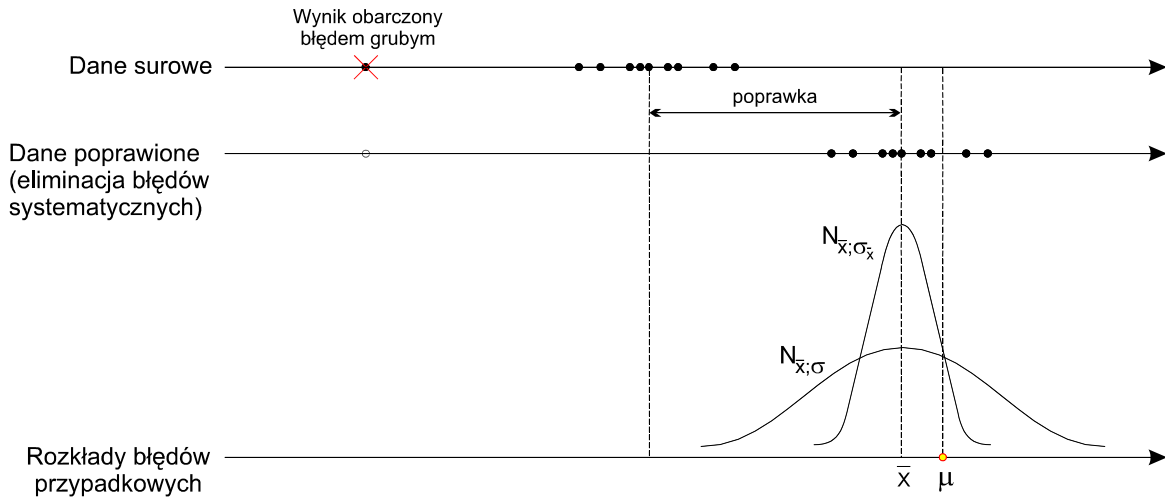
$$\mu = \frac{\mu_1 + .. + \mu_N}{N} \quad (45)$$

Zgodnie z formułą (24) odchylenie standardowe wartości średniej $\sigma_{\bar{x}}$ dla wszystkich pomiarów można zapisać jako:

$$\forall \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad \sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \sigma_{x_i} \right)^2} \quad (46)$$

gdzie: $\sigma_{\bar{x}}$ – odchylenie standardowe wartości średniej

³⁴ $N < 30$



rys.6. Schemat szacowania niepewności pomiarowych [1]

Każdy z wyników doświadczenia $x_1..x_N$ jest pomiarem tej samej zmiennej losowej X o tym samym odchyleniu standardowym $\sigma = \sigma_{x_1} = .. = \sigma_{x_N}$, stąd:

$$\forall_{\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i} \quad \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \sigma_{x_i} = \frac{1}{N} \cdot \frac{\partial \sum x_i}{\partial x_i} \sigma = \frac{1}{N} \sigma \quad (47)$$

Z zależności (47) wynika, że odchylenie standardowe wartości średniej $\sigma_{\bar{x}}$ (46) można zapisać jako:

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{N \frac{\sigma^2}{N^2}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}} \quad (48)$$

Często spotykaną sytuację szacowania niepewności pomiarowej pokazano schematycznie na **rys.6** [1].

Przy wnioskowaniu statystycznym wprowadzono pojęcie poziomu istotności i przedziału ufności dla testu statystycznego. Szacowanie niepewności pomiaru jest w swej naturze wnioskowaniem statystycznym, dla którego przedział ufności, można przedstawić jako prawdopodobieństwo $P(|\bar{x} - \mu| \leq \varepsilon)$, które można także zapisać w innej formie, jako:

$$P(|\Delta x| \leq \varepsilon) = P(-\varepsilon \leq \Delta x \leq \varepsilon) \quad (49)$$

Korzystając z przybliżenia wynikającego z *twierdzenia Moivre'a-Laplace'a*, z parzystości³⁵ *funkcji Laplace'a* oraz wyrażając otoczenie ε przez wielokrotność k -krotnego odchylenia standardowego σ od wartości średniej \bar{x} , można przedział ufności wyrazić jako:

$$\forall_{k = \frac{\varepsilon}{\sigma_{\bar{x}}}} \quad P\left(-k \cdot \sigma_{\bar{x}} \leq \Delta x \leq k \cdot \sigma_{\bar{x}}\right) = F\left(k \cdot \sigma_{\bar{x}}\right) - F\left(-k \cdot \sigma_{\bar{x}}\right) = 2 \cdot F\left(k \cdot \sigma_{\bar{x}}\right) \quad (50)$$

gdzie: k - współczynnik rozszerzenia³⁶.

³⁵ $F(-x) = -F(x)$

³⁶patrz dalej

Tabela 3

Wartości krytyczne $t(\alpha_0, \nu)$ rozkładu t -Studenta

	ν	3	4	5	6	7	8	9
α_0	0,05	3,182	2,776	2,571	2,447	2,365	2,306	2,262
	0,01	5,841	4,604	4,032	3,707	3,499	3,355	3,250
	ν	10	11	12	13	14	15	16
α_0	0,05	2,226	2,201	2,179	2,160	2,145	2,131	2,120
	0,01	3,169	3,106	3,055	3,012	2,977	2,947	2,921

Przedział ufności można zapisać, korzystając z zależności (43) oraz (48)-(50), jako:

$$\forall_{k=\frac{\varepsilon}{\hat{\sigma}_{\bar{x}}}; \hat{\sigma}_{\bar{x}}=s} \quad \bar{x} - k \cdot \frac{s}{\sqrt{N}} \leq \mu \leq \bar{x} + k \cdot \frac{s}{\sqrt{N}} \quad (51)$$

Z zależności (51) wynika, że szerokość przedziału ufności jest odwrotnie proporcjonalna do pierwiastka kwadratowego z liczby obserwacji. Stąd, aby zawęzić przedział ufności o połowę trzeba czterokrotnie zwiększyć liczbę pomiarów.

Jak pokazuje praktyka, zależność (51) może być wykorzystana przy stosunkowo licznych populacjach³⁷, gdyż można wtedy różnicę pomiędzy wartością prawdziwą μ a średnią \bar{x} uznać za mało istotną. W praktyce wykonuje się najczęściej stosunkowo małą liczbę pomiarów. W związku z tym, średnia arytmetyczna \bar{x} może różnić się od prawdziwej wartości wielkości mierzonej o większą wartość niż to wynika z (51). Istnieje możliwość wyznaczenia przedziału ufności, w którym rzeczywista wartość wielkości mierzonej powinna znajdować się z prawdopodobieństwem α_0 dla małych licznosci próby. Przedział ten jest wyznaczany za pomocą zależności podanej przez *Grosseta*³⁸:

$$\bar{x} - s \frac{t(\alpha_0, \nu = N - 1)}{\sqrt{N}} \leq \mu \leq \bar{x} + s \frac{t(\alpha_0, \nu = N - 1)}{\sqrt{N}} \quad (52)$$

$$u = \frac{s}{\sqrt{N}} \quad ; \quad k = t(\alpha_0, \nu = N - 1) \quad ; \quad \Delta \bar{x} = U = \pm k \cdot u \quad (53)$$

gdzie: $t(\alpha_0, \nu)$ – współczynnik t -Studenta³⁹, u – niepewność standardowa $\Delta \bar{x}$ – przedział ufności wartości średniej

Korzystając z (52)-(53) można oszacować wartość wielkości zmierzonej \bar{x} oraz niepewność rozszerzoną jej wyznaczenia⁴⁰ $U = \Delta \bar{x} = \pm k \cdot u$. Współczynniki $t(\alpha_0, \nu)$ rozkładu t -Studenta zebrano w **tab.3**.

Jako przykład można oszacować niepewność wyznaczenia wartości średniej \bar{x} dla wcześniej przytoczonych pomiarów zawartości tlenu w mieszaninie oddechowej. Po odrzuceniu wyniku obciążonego błędem grubym, otrzymano: 16,14; 16,17; 16,20; 16,22; 16,25.

Dla powyższych danych odchylenie standardowe wynosi: $s \cong \pm 0,0427784 \%$, a liczba stopni swobody $\nu = N - 1 = 4$. Z **tab.3** można znaleźć wartość krytyczną⁴¹ rozkładu t -Studenta $t(\alpha_0 = 0,05; \nu = 4) \cong 2,571$. Stąd niepewność rozszerzona $U(C_\nu)$ wyniesie:

³⁷ $N \geq 30$

³⁸ pseudonim *Student*

³⁹ kwantyle rozkładu t -Studenta – **tab.3**

⁴⁰ błąd bezwzględny wartości średniej na przyjętym poziomie ufności

⁴¹ dla pomiarów technicznych przyjmuje się poziom istotności $\alpha_0 = 0,05$

$$U(C_v) = \pm s \frac{t(\alpha_0, \nu)}{\sqrt{N}} \cong \pm \frac{0,0428 \cdot 2,571}{\sqrt{5}} \cong \pm 0,045 \%_v$$

Wartość średnia wielkości mierzonej wynosi: $\bar{C}_v \cong 16,20 \%_v$. Stąd wynik pomiaru można zapisać jako: $C_v = (16,20 \pm 0,05) \%_v$. Błąd względny wynosi:

$$\delta(C_v) = \frac{0,05}{16,20} 100\% \cong 0,3\%$$

PODSUMOWANIE

Zgodnie z zaleceniami metrologicznymi [5] niepewność pomiaru związana z estymatorami wielkości wejściowych jest obliczana metodą *typu A* lub *typu B*.

Metoda *typu A* obliczania niepewności standardowej jest metodą, w której niepewność jest obliczana metodami statystyki matematycznej. Niepewność standardowa u średniej \bar{x} otrzymana metodą uśredniania lub odpowiednią analizą regresji jest w tym przypadku szacowana na podstawie odchylenia standardowego z próby⁴² s .

Metoda *typu B* obliczania niepewności standardowej jest metodą, w której niepewność jest obliczana innymi metodami. W takim przypadku obliczanie niepewności oparte jest na innego rodzaju przesłankach naukowych. Niepewność standardowa $u(x_i)$ jest określana za pomocą analizy naukowej opartej na wszystkich dostępnych informacjach na temat możliwych wartości zmiennej losowej X . W tej kategorii informacji mogą znajdować się dane uzyskane z wcześniej przeprowadzonych pomiarów, posiadane doświadczenie lub ogólna znajomość zachowania się i właściwości odpowiednich materiałów i przyrządów pomiarowych, specyfikacje producenta, dane uzyskane ze świadectw wzorcowania i z innych certyfikatów, niepewności związane z danymi odniesienia, uzyskane z podręczników itp.

W ramach organizacji *EAL*⁴³ postanowiono, że laboratoria wykonujące wzorcowanie będą podawać niepewność rozszerzoną pomiaru U , uzyskaną z pomnożenia niepewności standardowej u przez współczynnik rozszerzenia⁴⁴ k . W przypadkach, gdy rozkład wielkości mierzonej można scharakteryzować rozkładem normalnym, a niepewność standardowa związana z estymatorem wielkości wyjściowej jest wystarczająco wiarygodna, stosuje się standardowo współczynnik rozszerzenia $k=2$. Tak obliczona rozszerzona niepewność pomiaru U odpowiada poziomowi ufności wynoszącemu około $\langle P \rangle \cong 95\%$. Taka sytuacja ma miejsce dla prób o liczności $N \geq 30$. Dla prób mniej licznych stosuje się współczynnik rozszerzenia k obliczony w oparciu o rozkład *t-Studenta*⁴³.

W artykule omówiono jedynie szacowanie niepewności metodą *typu A*.

PIŚMIENNICTWO

1. Arendarski J.: Niepewność pomiarów: Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej: Warszawa 2003
2. Bronsztejn I.N., Siemiendiejew K.A., Musiol G., Mühling H.: Nowoczesne kompendium matematyki: Wydawnictwo Naukowe PWN Warszawa 2004
3. Dean R.B., Dixon W.J.: Simplified statistics for small numbers of observations: Anal.Chem. 23(1951)636-638

⁴² $\forall_{N \geq 30} \bar{x} - k \cdot \frac{s}{\sqrt{N}} \leq \mu \leq \bar{x} + k \cdot \frac{s}{\sqrt{N}} \quad \wedge \quad \forall_{N < 30} \bar{x} - t(\alpha_0, \nu) \frac{s}{\sqrt{N}} \leq \mu \leq \bar{x} + t(\alpha_0, \nu) \frac{s}{\sqrt{N}}$

⁴³European cooperation for Accreditation of Laboratories

⁴⁴ $U = k \cdot u$

4. Doerffel K.: Statystyka dla chemików analityków: Wydawnictwo Naukowo-Techniczne Warszawa 1989
5. EA-4/02: Expression of the uncertainty of measurements in calibration: European Co-operation for Accreditation EAL Task Force Committee 2 : December 1999
6. Międzynarodowy słownik podstawowych i ogólnych terminów metrologicznych: GUM 1996; [tłumaczenie:] International vocabulary of BASIC and general terms in metrology: NIPM, IEC, ISO, OIMC Geneva 1984
7. Piotrkowski J., Kostyrko K.: Wzorcowanie aparatury pomiarowej: Wydawnictwo Naukowe PWM Warszawa 2000
8. Sydenham P.H.(red.): Podręcznik metrologii: WKŁ Warszawa 1988
9. Taylor J.R.: Wstęp do analizy błędów pomiarowych: Wydawnictwo Naukowe PWN Warszawa 1995

Recenzent: doc.dr hab.med. Romuald Olszański – Wojskowy Instytut Medyczny, Warszawa

Autor: dr inż. Ryszard Kłós – Akademia Marynarki Wojennej, Gdynia

Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2006-2007 jako projekt badawczy.

THE UNCERTAINTY OF MEASUREMENT RESULTS IN DIVING TECHNOLOGY

Artykuł dofinansowany przez Ministerstwo Edukacji i Nauki

*Jan Sapiężko, Piotr Siermontowski, Wojciech Kozłowski, Robert Koktysz, Sławomir Sapiężko,
Romuald Olszański*

MORFOLOGICZNA ILOŚCIOWA OCENA DYNAMIKI ZMIAN W BŁONIE ŚLIZOWEJ JELITA CIENKIEGO PO DOŚWIADCZALNYM URAZIE Z PODMUCHU.

Słowa kluczowe: uraz z podmuchu, powietrzna fala uderzeniowa, morfologia, mikrostereologia

Key words: blast injury, blast, morphology, microstereology

Wstęp.

Wyposażenie współczesnych armii świata w coraz to doskonalsze materiały wybuchowe oraz ulepszanie technicznych środków ich przenoszenia, powoduje stały wzrost zagrożenia nie tylko dla wojska, ale przede wszystkim dla ludności cywilnej wielkich aglomeracji miejskich. Doniesienia prasowe z ostatnich lat i miesięcy dowodzą, że obrażenia spowodowane podmuchaem stanowią poważny problem czasów pokojowych największych aglomeracji miejskich świata, a to za głównie sprawą szerzących się masowo działań o charakterze terrorystycznym, np. Madryt, Londyn.

Większość dotychczasowych badań nad patologią obrażeń powstających w następstwie wybuchu dotyczyła płuc, a jedynie niewielką uwagę zwracano na obrażenia narządów jamy brzusznej. Obrażenia spowodowane falą uderzeniową są najczęściej wielomiejscowe i wielonarządowe, a uszkodzenia przewodu pokarmowego nie wysuwają się najczęściej na plan pierwszy, mogą początkowo nie dawać objawów klinicznych. Wobec braku obrażeń zewnętrznych powłok jamy brzusznej i podrażnienia otrzewnej, rozpoznanie uszkodzenia przewodu pokarmowego jest bardzo ważnym i trudnym problemem diagnostycznym w chirurgii urazowej. Nierozpoznane w odpowiednim czasie i nieleczone obrażenia żołądka i jelit nawet bez przedziurawienia ich ściany mogą prowadzić do ciężkich wtórnych powikłań.

Cel badań.

Celem badań była ilościowa mikrostereologiczna ocena wykładników zmian morfologicznych w najbardziej dynamicznym odcinku przewodu pokarmowego, czyli w dwunastnicy i jelicie czczym, po doświadczalnym urazie z podmucha.

Materiał i metody.

Badania przeprowadzono na 36 królikach rasy mieszanej obojga płci, o ciężarze ciała od 3.00 do 5.40 kg, średnio 4.21 kg. Od 4 zdrowych królików, których nie poddano urazowi PFU, pobrano wycinki do badań mikroskopowych z poszczególnych odcinków przewodu. Stanowiły one grupę kontrolną (grupa Km). Do badań biologicznych posłużyło 32 króliki, które podzielono na cztery grupy po 8 zwierząt w każdej, w zależności od czasu przeprowadzania badań:

Grupa A – badania przeprowadzono w 3 godzinie po urazie (1 doba)

Grupa B – badania przeprowadzono w 72 godzinie po urazie (3 doba)

Grupa C – badania przeprowadzono w 120 godzinie po urazie (5 doba)

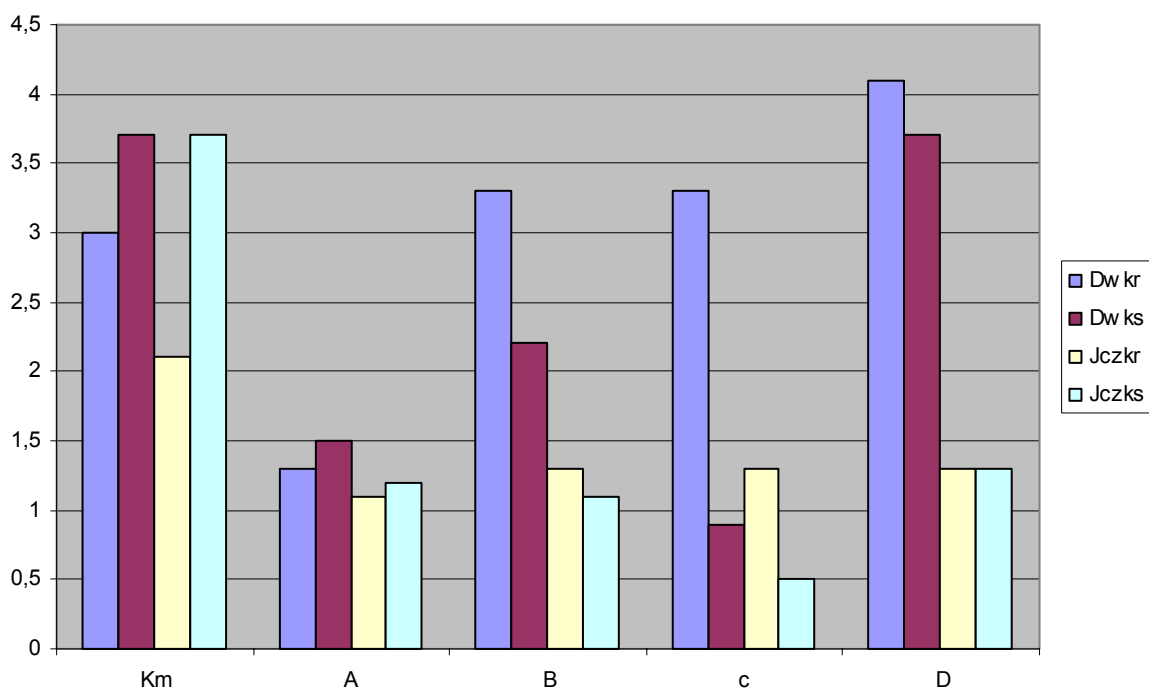
Grupa D – badania przeprowadzono w 158 godzinie po urazie (5 doba). Zwierzęta poddano urazowi PFU średniej mocy wykorzystując model doświadczalny opracowany w Instytucie Chirurgii Wojskowej Akademii Medycznej (2, 13).

Z pobranych w czasie sekcji wycinków wykonywano preparaty histologiczne metodą parafinową. Skrawki tkankowe o grubości około 7 mikronów barwiono hematoksyliną i eozyną.

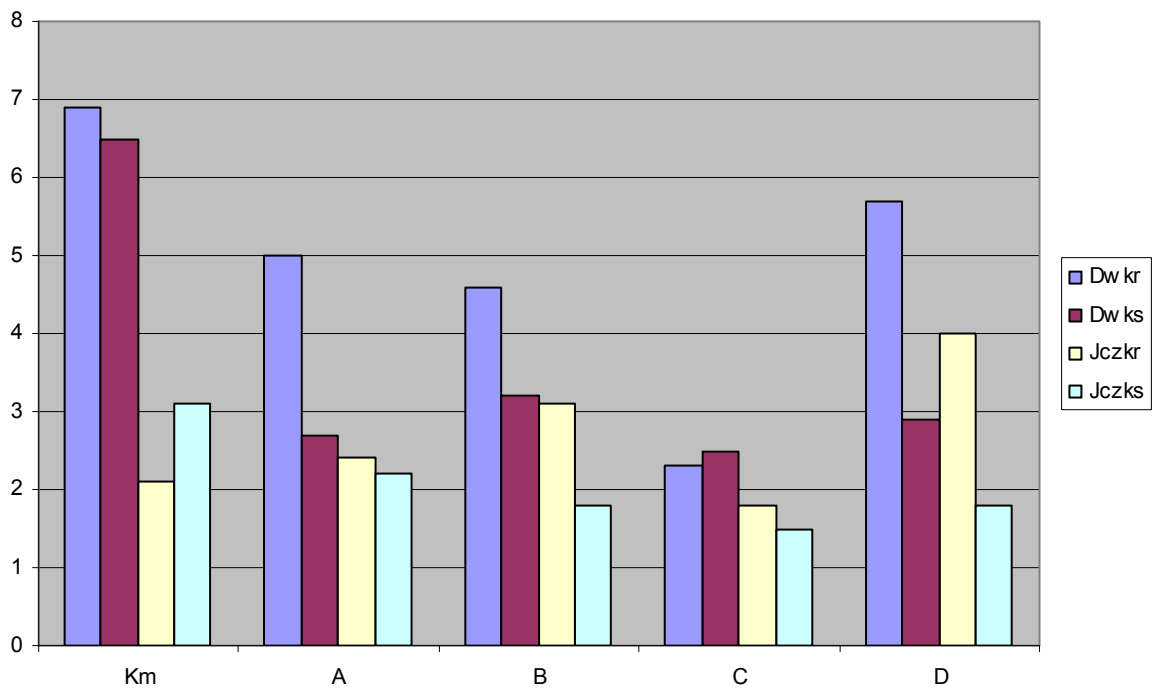
Ocenę ilościową elementów komórkowych ściany jelita przeprowadzono w wybranych preparatach histologicznych z dwunastnicy i jelita czczego, albowiem w tym odcinku przewodu pokarmowego królika występuje największe nasilenie procesu wchłaniania węglowodanów (16). Do oceny ilościowej wybierano tylko te preparaty, w których udało się uzyskać przekroje prostopadłe do długiej osi jelita. Szczegółowe kryteria mikroskopowe klasyfikacji preparatów histologicznych błony śluzowej jelita zaczerpnięto z prac innych autorów (8, 9, 11, 13, 14, 15).

Badania ilościowe mikrostereologiczna wykonano przy użyciu zestawu w układzie projekcyjnym MNPS-0001, zgodnie z metodyką przedstawioną przez innych autorów przy powiększeniu obiektywu 40x (5, 8, 9, 11, 13, 15).

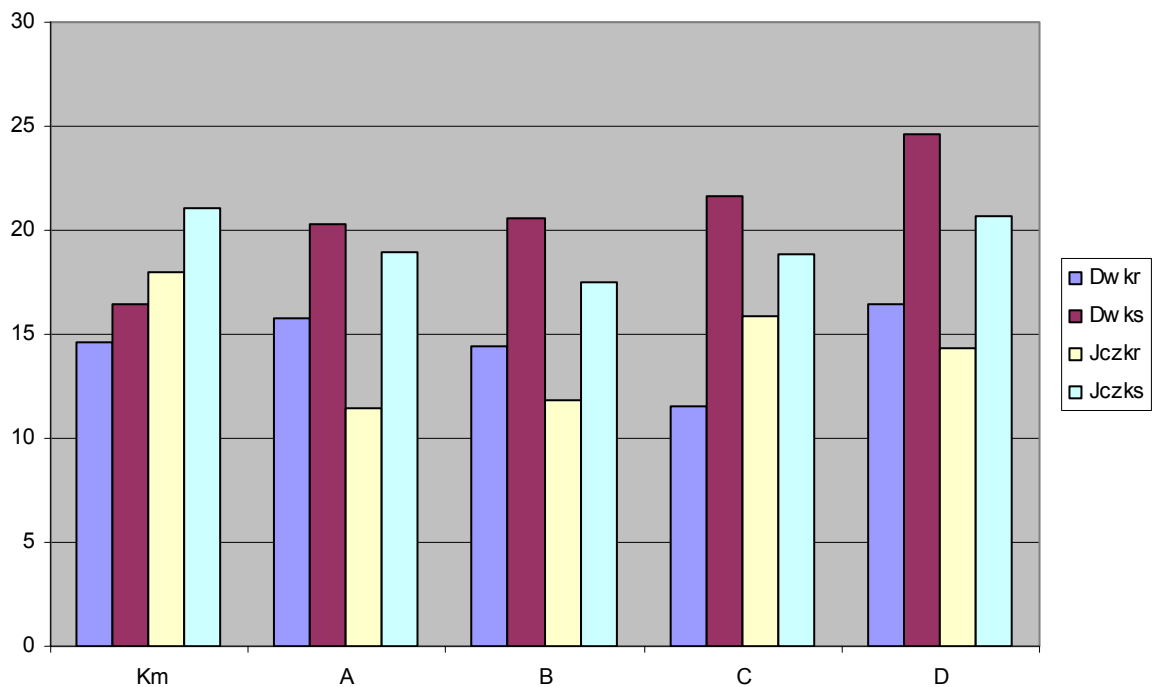
Analizowano rozmieszczenie (gęstość) zarówno elementów nabłonkowych jak również zawartość podścieliska błony śluzowej jelita. Wśród elementów podścieliska identyfikowano komórki śródbłonka (Rys. 1), komórki o wrzecionowatym wydłużonym, jądrze, komórki mięśni gładkich (Rys. 2) oraz komórki limfoidalne i granulocyty. Wśród elementów nabłonkowych identyfikowano komórki nabłonkowe (enterocyty) (Rys. 3), komórki kubkowe i komórki Paneth'a. Wśród komórek nabłonka krypt jelitowych identyfikowano komórki znajdujące się w fazie podziału komórkowego (G2 i M). Pomiary przeprowadzono w dolnej strefie błony śluzowej jelita, umieszczając dolną linię siatki na wysokości muscularis mucosae. Drugą pozycją pomiarową była górna strefa (górna część kosmków) błony śluzowej jelita.



Rys. 1. Liczba komórek śródbłonka w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy oraz jelita czczego.



Rys. 2. Liczba komórek mięśniowych w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.



Rys. 3. Liczba enterocytów w błonie śluzowej i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.

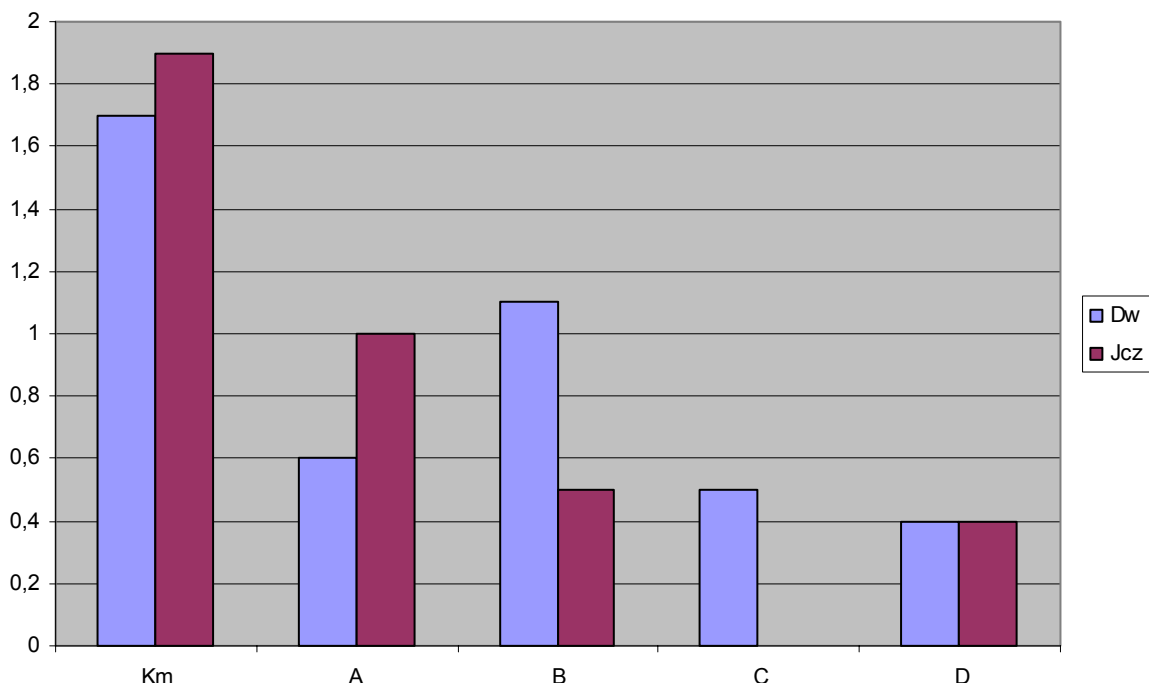
Wyniki badań mikrostereologicznych.

Wyniki badań mikrostereologicznych błony śluzowej dwunastnicy i jelita czczego przedstawiono graficznie na rycinach 1 – 10.

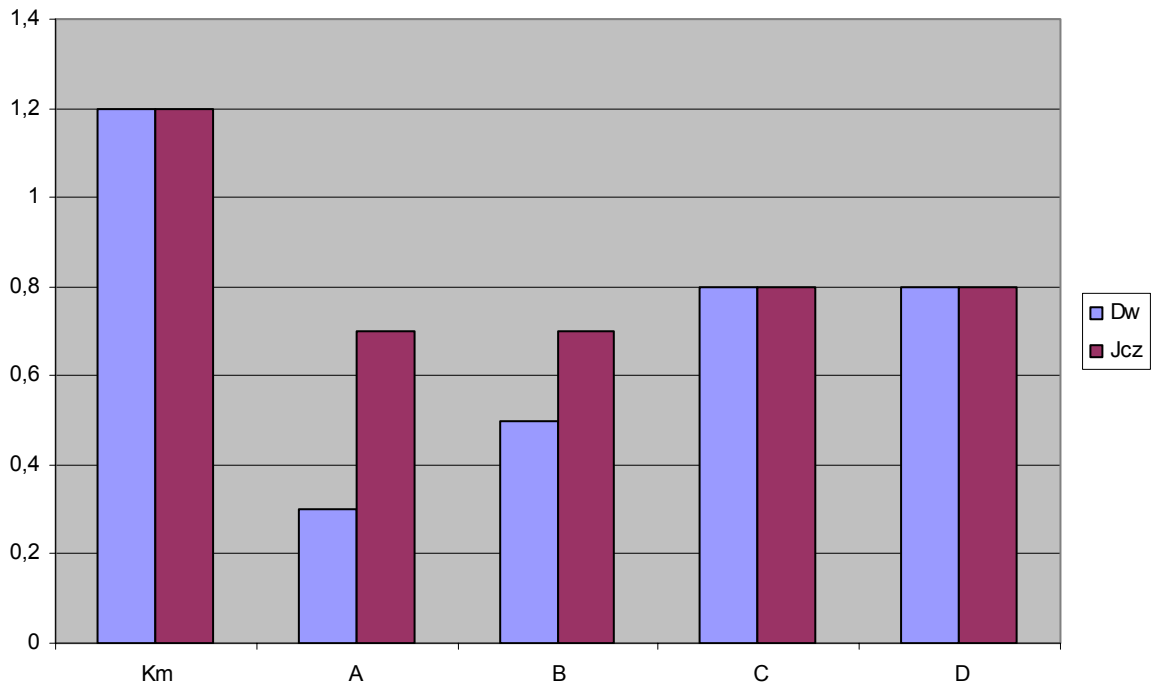
Liczba komórek w stadium podziału w kryptach jelitowych Lieberkuhna zmniejszała się we wszystkich badanych grupach zwierząt w porównaniu z grupą kontrolną w sposób statystycznie znamieny w miarę upływu czasu doświadczenia. Przy czym, w przypadku krypt jelitowych błony śluzowej dwunastnicy, najniższą wartość średnią ($x=0,4$) komórek w stadium podziału stwierdzono w grupie D. Zaobserwowano również znaczny wzrost liczby komórek w stadium podziału w kryptach jelitowych błony śluzowej dwunastnicy u zwierząt z grupy B w porównaniu z grupą A, jednocześnie była to wartość znacznie niższa od wartości wyjściowej. Natomiast w kryptach jelitowych błony śluzowej jelita czczego najmniejszą liczbę komórek w stadium podziału obserwowano w grupie C, po czym nastąpił znaczny wzrost tej liczby w grupie D i była to wartość dwukrotnie niższa od wartości w grupie kontrolnej (Rys. 4). We wszystkich przypadkach były to różnice znamienne statystycznie. Należy podkreślić, że liczba komórek w stadium podziału w obu przypadkach do końca prowadzenia badań nie powróciła do średniej wartości z grupy kontrolnej.

Obserwowano statystycznie znamienne zmniejszanie się liczby komórek Paneth'a w nabłonku krypt jelitowych zarówno błony śluzowej dwunastnicy jak i jelita czczego, we wszystkich grupach zwierząt. Przy czym należy zauważyć, że w wynikach z dwunastnicy najniższą wartość średnią ($x=0,3$) odnotowano w grupie A, natomiast w wynikach z jelita czczego w grupie B ($x=0,4$) (Rys. 5)

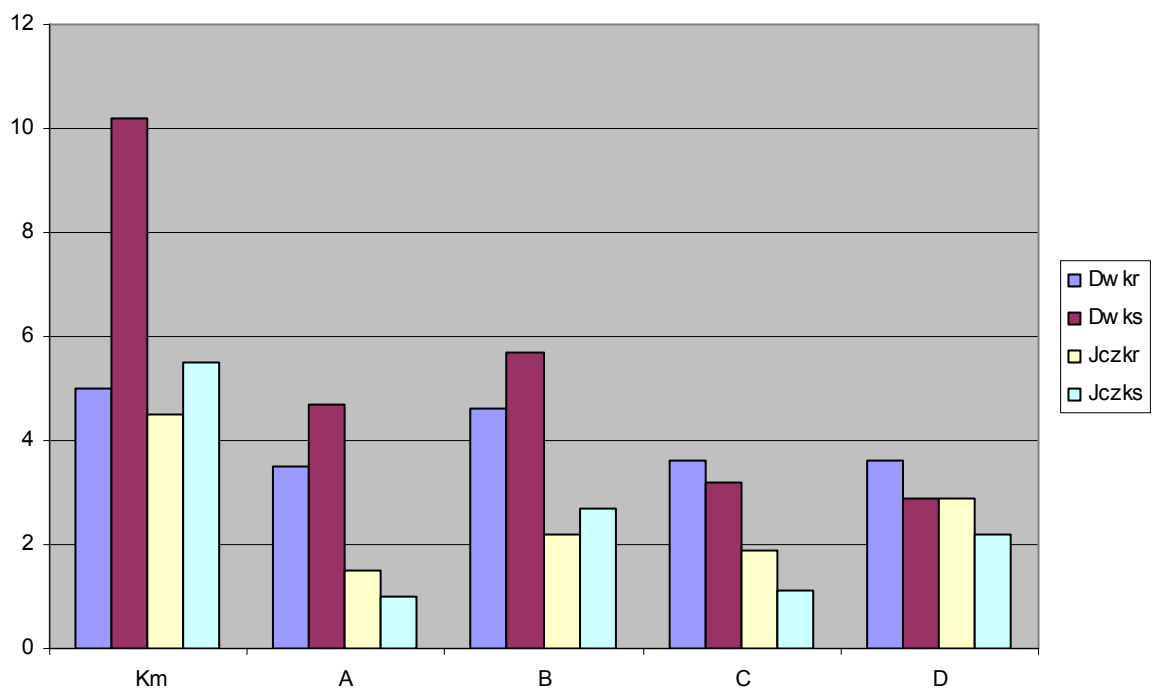
Stwierdzono również we wszystkich grupach badanych zwierząt zmniejszanie się liczby komórek kubkowych, zarówno w błonie śluzowej jelita czczego jak i dwunastnicy. Dotyczyło to w równym stopniu nabłonka krypt jelitowych i szczytowych obszarów kosmyków jelita czczego. Były to różnice znamienne statystycznie. W obu przypadkach najmniejszą liczbę komórek kubkowych odnotowano u zwierząt w grupie A oraz grupie C (Rys. 6)



Rys. 4. Liczba komórek w fazie podziału nabłonka krypt błony śluzowej dwunastnicy i jelita czczego.



Rys. 5. Liczba komórek Peneth'a w nabłonku błony śluzowej krypt dwunastnicy i jelita czczego.

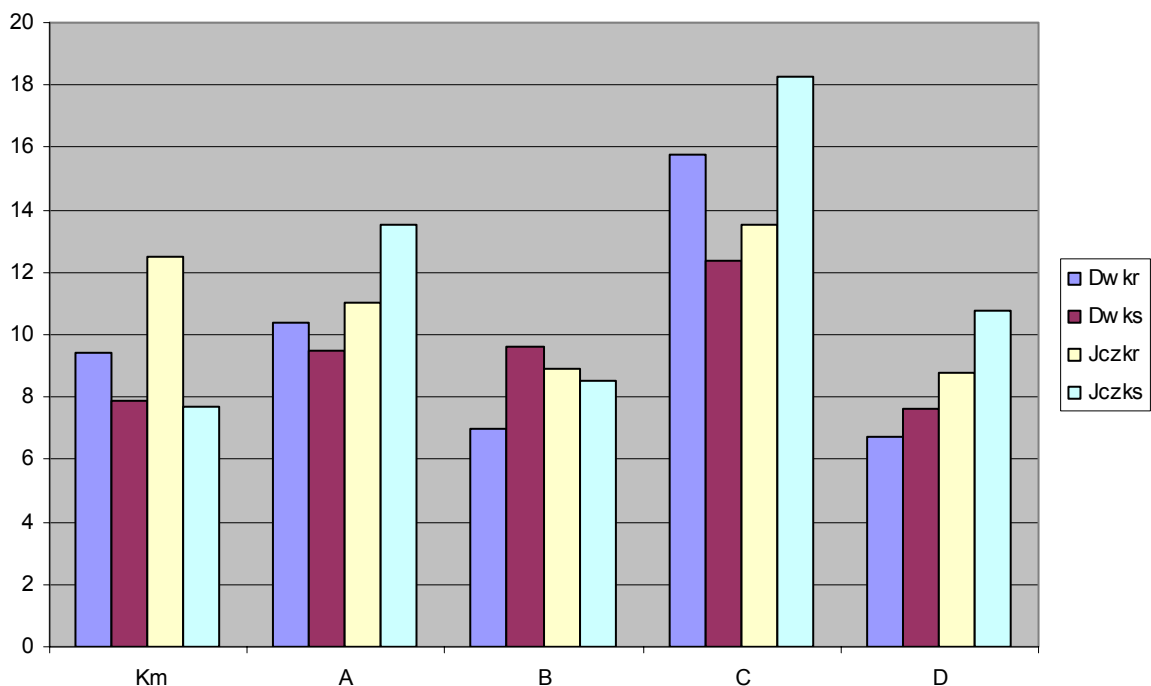


Rys. 6. Liczba komórek kubkowych błony śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.

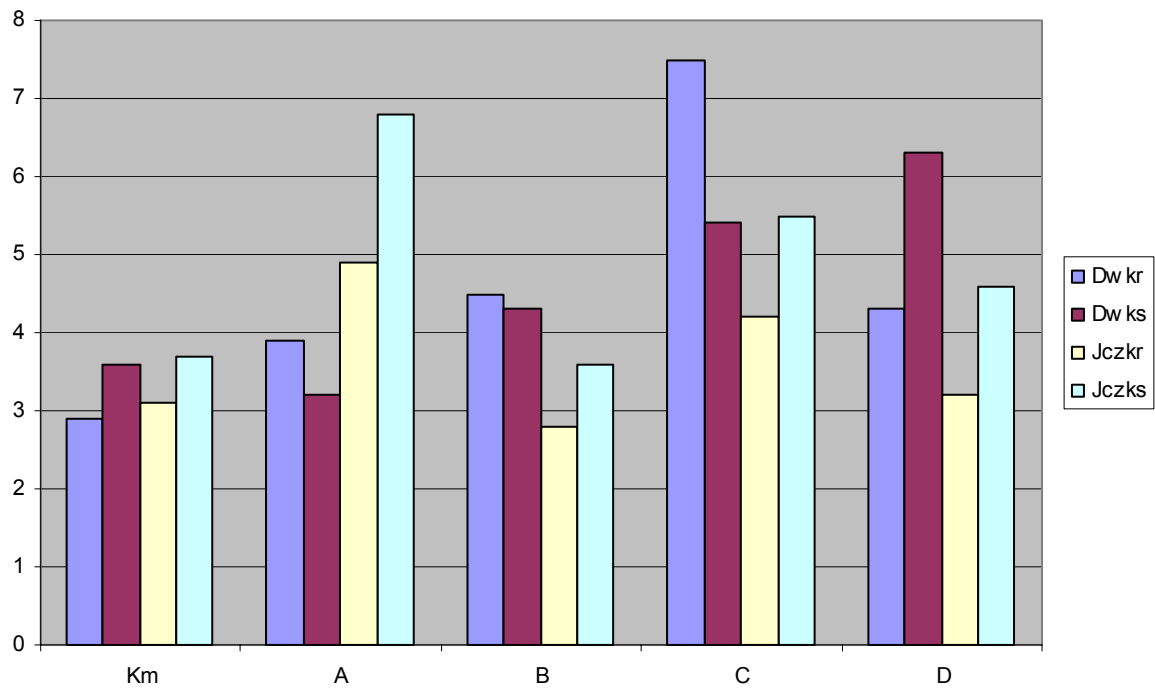
Podczas badania liczby limfocytów w obrębie podścieliska błony śluzowej ulegała nieznacznemu zwiększeniu, szczególnie w jej górnym obszarze. Należy podkreślić, że zmiany zawartości limfocytów w podścielisku błony śluzowej tak dwunastnicy jak i jelita czczego nie przebiegały w sposób regularny (Rys. 7). Liczba limfocytów migrujących w obrębie nabłonka jelitowego wzrastała zarówno w dwunastnicy jak i jelicie czczym, jak również w nabłonku krypt i kosmyków jelitowych błony śluzowej obu tych odcinków jelita. Różnice tych wartości miały charakter znamiennej statystycznie (Rys. 8).

W czasie doświadczenia ulegała zwiększeniu liczba granulocytów w podścielisku zarówno kosmyków jelitowych jak i blaszki właściwej błony śluzowej jelita czczego. Wzrost ten był statystycznie znamiennej. (Rys. 9).

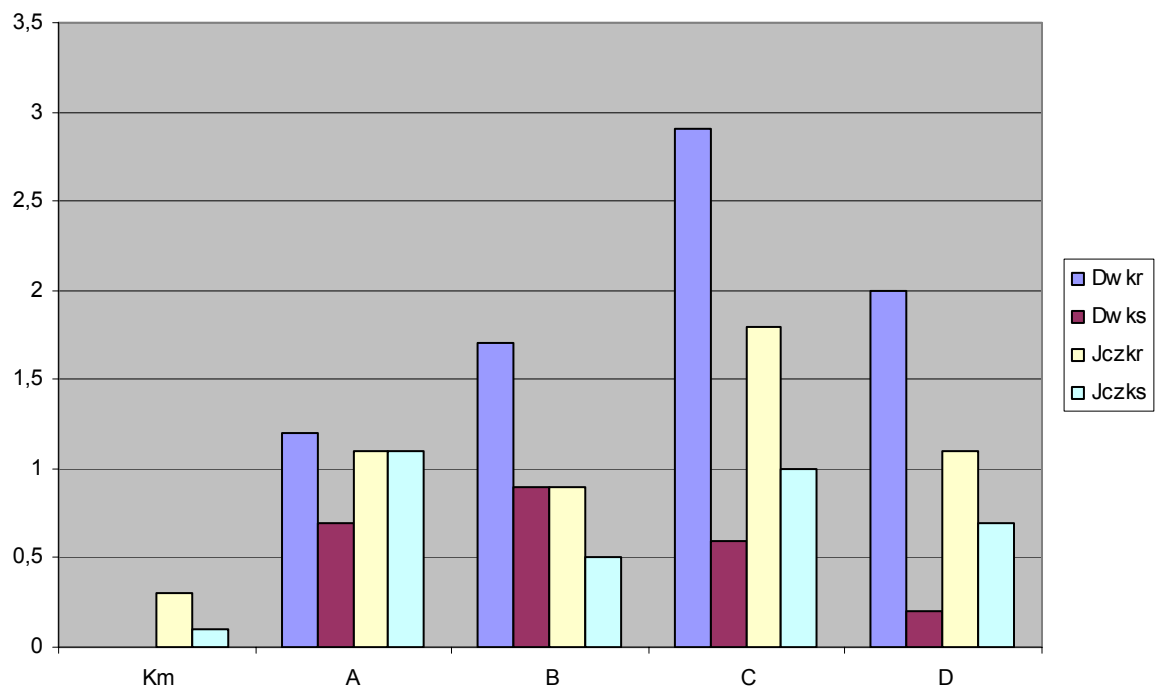
Liczba komórek o wrzecionowatym jądrze ulegała zwiększeniu w obrębie podścieliska blaszki właściwej błony śluzowej dwunastnicy i jelita czczego. Wzrost ten był statystycznie znamiennej w dwunastnicy, podczas gdy w jelicie czczym nie miał cech znamienności statystycznej. W podścielisku kosmyków błony śluzowej jelita czczego ulegała zwiększeniu liczba tych komórek i był to wzrost statystycznie znamiennej. W podścielisku kosmków dwunastnicy, po początkowym zmniejszeniu ich wartości, do zwiększenia w dalszym okresie doświadczenia. (Rys. 10).



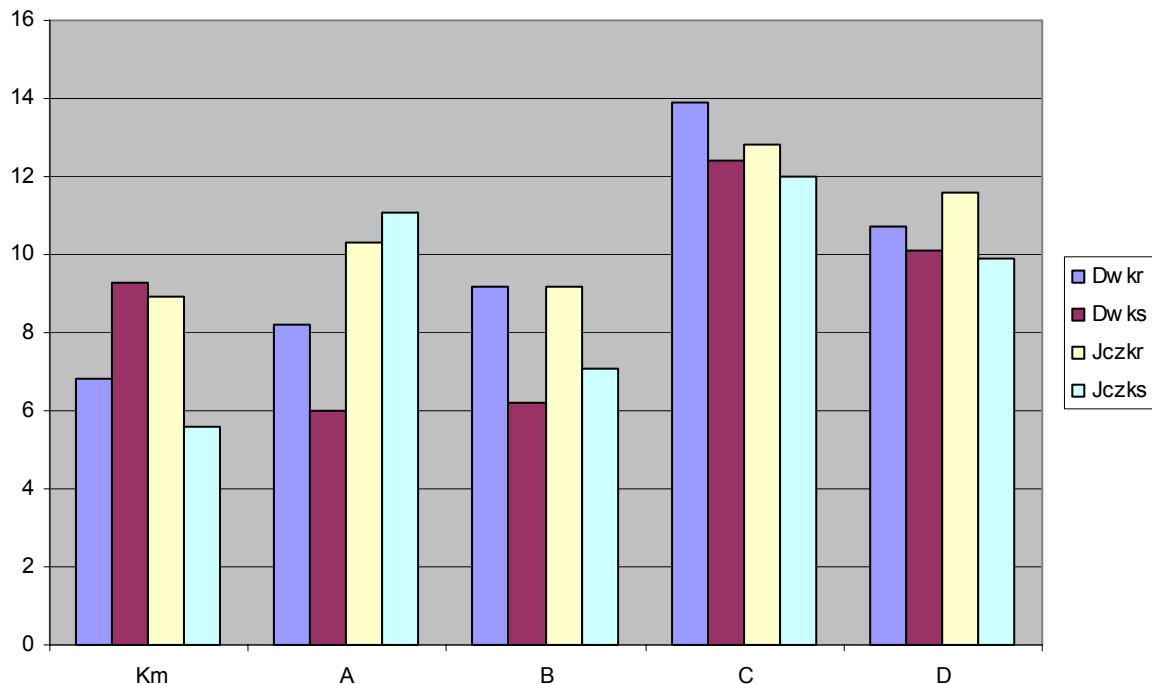
Rys. 7. Liczba limfocytów w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.



Rys. 8. Liczba limfocytów migrujących w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.



Rys. 9. Liczba granulocytów w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.



Rys. 10. Liczba komórek o wrzecionowatym jądrze w błonie śluzowej krypt i kosmyków dwunastnicy i jelita czczego.

Omówienie wyników i dyskusja.

Przeprowadzone badania mikrostereologiczna błony śluzowej dwunastnicy i jelita czczego, czyli tego odcinka przewodu pokarmowego królika, w którym procesy wchłaniania jelitowego są najbardziej nasilone. Mikrostereologia pozwala na uzyskanie danych dotyczących komórkowej struktury przestrzennej narządu na podstawie pomiarów dokonanych w płaszczyźnie. Błona śluzowa jelita cienkiego spełnia warunki struktury jednorodnej ze względu na całkowite, przypadkowe rozmieszczenie zawartych w niej elementów komórkowych. Zastosowanie odpowiednich pomiarów przy pomocy zestawu do badań mikrostereologicznych umożliwia ocenę intensywności nacieku ze zróżnicowaniem pochodzenia komórek, a zatem komórek limfoidalnych, plazmatycznych lub granulocytarnych (5, 7, 8, 9, 11, 13, 14, 15).

Na podstawie przeprowadzonych badań doświadczalnych stwierdzono, że charakter i ewolucja zmian mikroskopowych błony śluzowej dwunastnicy i jelita czczego, podczas analizy ilościowej, ściśle koreluje z wynikami testu wchłaniania jelitowego z zastosowaniem D-xylozy (13).

Z piśmiennictwa wiadomo, że ogólnoustrojowe oddziaływanie toksyn bakteryjnych wchłanianych z przewodu pokarmowego lub jamy otrzewnej jest jednym z czynników patogennych, uszkadzających strukturę biochemiczną i morfologiczną błony śluzowej jelita cienkiego, prowadząc do zaburzeń procesu wchłaniania (1, 6, 13, 15). Nie można pominąć tak ważnego czynnika uszkadzającego nie tylko błonę śluzową przewodu pokarmowego, ale i inne struktury narządów wewnętrznych u poszkodowanych po urazie z podmuchu, co wykazały nasze badania.

Na podstawie piśmiennictwa i badań własnych można uznać, że zmniejszenie liczby komórek w stadium podziału w kryptach jelitowych stanowi charakterystyczny, chociaż

nieswoisty wykładnik morfologiczny uszkodzenia błony śluzowej, niezależnie od czynnika patogennego (3, 4, 8, 10, 12, 13, 15).

Podsumowanie:

Uzyskane w badaniach własnych obserwacje są zgodne z doniesieniami wielu autorów, którzy w oparciu o ocenę ilościową wykazali zwiększenie się gęstości nacieku komórkowego w podścielisku błony śluzowej jelita cienkiego w stanach jej uszkodzenia, do czego niewątpliwie dochodzi w skutek zadziałania urazu z podmuchu. Są one morfologicznym mikrostrukturalnym wykładnikiem obrażeń błony śluzowej przewodu pokarmowego po urazie falą uderzeniową,

Piśmiennictwo:

1. Bjernenklett A., Havestad T., Hovig T.: Bacterial overgrowth. *Scand.J.Gastroenterol.Suppl.* 1985,109,123-126.
2. Dancewicz R., Barcikowski S.: Model doświadczalny urazu powietrzną falą uderzeniową (PFU) generowaną w przestrzeni otwartej. *Ref. LII Zjazdu Tow. Chir. Pol., Gdańsk* 1985,218.
3. Eastwood G.L.: Gastrointestinal epithelial renewal. *Gastroenterology* 1977,77,961-964.
4. Gniazdowski M.: Molekularne mechanizmy hamowania syntezy RNA> Inhibitory oddziaływujące z DNA. *Post.Biochem.* 1985,31,53-55.
5. Kaczmarek M., Ołdak E., Taraszkiewicz F.: Klasyczne metody oceny morfologicznej błony śluzowej jelita cienkiego u dzieci z zespołem złego wchłaniania w zestawieniu z metodą morfometryczną. *Pol.Tyg.Lek.* 1981,36,465-468.
6. King E.E., Taskes P.P.: Small intestine bacterial overgrowth. *Gastroenterology* 1979,76,1035-1038.
7. Kozłowski T.: Mikrostereologia. *Optyka. Biul. Informacyjny* 1971,1,18.
8. Kozłowski W.: Badania morfometryczne jelit w doświadczalnym ostrym zespole mocznicowym. *Praca doktorska. WAM Łódź* 1978.
9. Kulig A., Wąsowska-Królikowska K., Kozłowski W.: Zmiany morfologiczne w jelicie cienkim w zaburzeniach trawienia i wchłaniania u niemowląt i dzieci do lat 3. *Badania mikrostereologiczne błony śluzowej jelita czczego w zespole złego wchłaniania. Biul.WAM* 1981,XXIV,102-107.
10. Leshner S., Walburg H.E., Sachar G.A.: Generation cycle in the duodenal crypt cells of germ free and conventional mice. *Nature* 1964,202,884-887.
11. Pawełek-Krombholz D.: Interpretacja badań morfologicznych błony śluzowej jelita cienkiego. *Mat. VII Konf. Pediatrów. Rzeszów* 1975,17-18.
12. Pawełek-Krombholz D.: Aktywność mitotyczna błony śluzowej jelita cienkiego u dzieci w zespole złego wchłaniania. *Ped.Pol.* 1978,53,561-565.
13. Sapieżko J.: Badania nad wpływem urazu z podmuchu na brzuszny odcinek przewodu pokarmowego królika. *Rozprawa doktorska. WAM. Łódź* 1992.
14. Socha J., Bręborowicz D., Linke K.: Współzależność między obrazem stereoskopowym a histopatologicznym śluzówki jelita. *Mat. VIII Konf. Ped. Pol., Piła* 1978,31..
15. Wąsowska-Królikowska K., Kulig A., Kozłowski W.: Zmiany morfologiczne w jelicie cienkim w zaburzeniach trawienia i wchłaniania u niemowląt i dzieci do lat 3. *Badania morfometryczne błony śluzowej jelita czczego w zespole złego wchłaniania. Biul. WAM* 1981,XXIV,20-25.
16. Zarzycki J.: *Histologia zwierząt domowych i człowieka. PWRiL Warszawa* 1986.

Autorzy:

dr med. Jan Sapieżko
Oddział Chirurgii Ogólnej, Onkologicznej i Klatki Piersiowej 7 Szpitala Marynarki Wojennej w Gdańsku – Oliwie

dr med. Piotr Siermontowski
Zakład Medycyny Morskiej i Tropikalnej Wojskowego Instytutu Medycznego
ul. Grudzińskiego 4 81-103 Gdynia
tel. 58/6262230, tel. MON 266523 e-mail: nurdok@go2.pl

prof. dr hab. med. Wojciech Kozłowski
Zakład Patomorfologii Klinicznej Wojskowego Instytutu Medycznego
ul. Szaserów Warszawa
tel. 22/6816645, tel. MON 816645

dr med. Robert Koktysz
Zakład Patomorfologii Klinicznej Wojskowego Instytutu Medycznego
ul. Szaserów Warszawa
tel. 22/6816645, tel. MON 818456 e-mail: rkoktysz@poczta.onet.pl

lek. med. Sławomir Sapieżko
Oddział Chirurgii Ogólnej 108 Szpitala Wojskowego w Ełku

dr hab. med. Romuald Olszański
Zakład Medycyny Morskiej i Tropikalnej Wojskowego Instytutu Medycznego
ul. Grudzińskiego 4 81-103 Gdynia
tel. 58/6262405, tel. MON 266523 e-mail: zmmit@mw.mil.pl

Recenzent: prof. dr hab. med. Kazimierz Dęga

R. Kłos

WALIDACJA TABEL DEKOMPRESYJNYCH W OPARCIU O ROZKŁAD DWUMIANOWY

Systematyka i opis zjawisk towarzyszących dekompresji jest sprawą skomplikowaną ze względu na brak precyzyjnych metod pomiarowych monitorujących procesy zachodzące w tkankach żywego organizmu. Matematyczne sposoby opisu dekompresji odzwierciedlają jedynie część zachodzących podczas niej zjawisk. Opis taki polega najczęściej na możliwie jak najdokładniejszym dopasowaniu do danych eksperymentalnych stosunkowo prostej funkcji matematycznej. Takie modele matematyczne należy traktować jedynie jako sposób przewidywania programu dekompresji, nie zaś jako model zachodzących podczas niej procesów fizjologicznych [2].

Proces walidacji polega na zweryfikowaniu na podstawie danych z eksperymentów założeń dotyczących zagrożenia chorobą ciśnieniową – DCS.

Materiał zawarty w artykule opracowano w ramach pracy pt.: „System głębokowodnych nurkowań trimiksowych¹”.

Słowa kluczowe: *walidacja, dekompresja*

The systematic study of the phenomena accompanying decompression is complex problem because of a lack of precise measurement methods to monitor the processes taking place in body tissues. The mathematical models used to describe the decompression process, reflect only a fragmentary part of the total phenomena taking place. They usually consist of trying to fit experimental data by means of relatively simple mathematical functions. Such mathematical models, however, should be treated as calculation methods for deriving decompression procedures, not as mathematical models of the physiological processes taking place during decompression [2].

The validation process is to verify the assumptions made in the decompression model by establishing a decompression sickness (DCS) risk function based on experimental dive data.

This paper presents the result of a project entitled: “Deep Diving Trimix System”, sponsored by the Naval Academy, Gdynia.

Key words: *validation, decompression*

Wstęp

Statystyczna prezentacja przypadków choroby ciśnieniowej²

Zastosowanie statystycznej weryfikacji tabel dekompresyjnych przy posiadaniu niewielkiej liczby wyników eksperymentalnych jest statystycznie niekorzystne, ponieważ w takim przypadku korelacja jest trudna do bezspornego jej stwierdzenia. Ze względu na specyficzny rodzaj prac, jakimi są nurkowania należy dążyć do możliwie dokładnego sprawdzenia każdej linijki tabeli dekompresji³ celem zweryfikowania

¹praca własna finansowana przez Akademię Marynarki Wojennej w Gdyni

²decompression sickness – DCS

³rozkładu dekompresji

zastosowanego, konkretnego modelu. Wynika z tego pewna sprzeczność. Z jednej strony należy dążyć do tego, aby dysponować dużą liczbą wyników eksperymentalnych⁴, z drugiej strony jest to postępowanie ryzykowne i kosztowne. Wystąpienie objawów DCS może być traktowane jako zjawisko statystyczne chociażby dlatego, że rzadko zdarza się, aby u wszystkich nurków poddanych tej samej procedurze dekompresyjnej wystąpiły symptomy DCS. Przy typowym dla procesów biologicznych rozrzucie obserwowanych wyników najwygodniej jest stwierdzić formalną, statystyczną korelację przewidywanych z otrzymanymi doświadczalnie wynikami, w celu potwierdzenia adekwatności zastosowanego do ich opisu modelu matematycznego. Zastosowanie metod statystycznych daje czasami proste i stosunkowo łatwe do interpretacji rezultaty [3].

Zmienna losowa

Wartości wielkości jakiegokolwiek zdarzenia losowego X mogą być skomplikowaną funkcją wielu parametrów $X=(x_1, x_2, \dots, x_k)$ z jednym ograniczeniem dotyczącym wartości prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia x_i :

$$\forall_{x_i} 0 \leq P(x_i) \leq 1 \tag{1}$$

gdzie: P – prawdopodobieństwo

Zakładając, że prawdopodobieństwo wystąpienia objawów DCS oznacza się jako $\rho(x_i)$, to dla tego przypadku prawdopodobieństwo nie wystąpienia objawów DCS wylicza się zgodnie z zasadami obliczania prawdopodobieństwa zdarzenia odwrotnego $1-\rho(x_i)$:

$$\forall_{x_i \in \{0,1\}} 0 \leq 1 - \rho(x_i) \leq 1 \wedge 0 \leq \rho(x_i) \leq 1 \tag{2}$$

gdzie: $\rho(x_i)$ – prawdopodobieństwo wystąpienia zmiennej losowej $X \leftarrow x_i$.

Na podstawie wyniku nurkowania eksperymentalnego, można przyporządkować zmiennej losowej $X \leftarrow 1$ przy wystąpieniu objawów DCS a $X \leftarrow 0$ przy ich braku. Stąd zdarzenie A opisujące wystąpienie objawów DCS, a B opisujące zdarzenie bez wystąpienia tych objawów można zapisać jako: $A: \{X \leftarrow 1\}$; $B: \{X \leftarrow 0\}$. Niech zdarzenie A będzie sukcesem a B porażką⁵. Doświadczenie można powtórzyć skończoną liczbę razy, przy czym wynik każdego doświadczenia jest niezależny od wyników innych doświadczeń. Taki ciąg powtórzeń tego samego eksperymentu nazywany jest *schematem Bernoulliego* (1654÷1705), natomiast poszczególne doświadczenia *próbami Bernoulliego*.

Analiza funkcji zmiennej losowej $X(x_1, x_2, \dots, x_k)$ jest metodą użyteczną dla dużej liczby doświadczeń. W zastosowaniach dekompresyjnych najczęściej parametrami x_i są szybkości zmian ciśnienia, głębokości, stopnia saturacji, objętości wolnej fazy gazowej, występowania zatorów gazowych, zarodkowania fazy gazowej itp. Parametry x_i mogą być także scalane w sekwencje zdarzeń będące funkcjami czasu. Jednak takie wyniki są trudniejsze do analizowania. Prawdopodobieństwo rezultatu i -tego nurkowania można opisać jako:

$$\forall_{x_i \in \{0,1\}; \begin{cases} x_i \leftarrow 1 & \text{DCS} \\ x_i \leftarrow 0 & \text{-DCS} \end{cases}} P(X \leftarrow x_i) = \rho^{x_i} \cdot (1 - \rho)^{1-x_i} \tag{3}$$

Dla sytuacji niepewnych⁶ niektórzy badacze dopuszczają $x_i=0,5$, lecz sytuacja taka nie została uwzględniona w (3). Formalizując dotychczasowe rozważania można zapisać, że *zmienną losową* jest funkcja określona na zbiorze zdarzeń elementarnych, która każdemu zdarzeniu elementarnemu przyporządkowuje liczbę rzeczywistą z określonym prawdopodobieństwem. Zmienną losową czasami nazywa się też

⁴dobrze warunki do wnioskowania

⁵można przyjąć nazewnictwo odwrotne tak, aby nie kojarzyć wystąpienia objawów DCS z czymś tak pozytywnym jak sukces

⁶podejrzanie wystąpienia DCS

zmienną przypadkową, gdyż wartości jej nie można z góry przewidzieć, bowiem zależy ona od przyczyn losowych.

Metoda

Funkcja prawdopodobieństwa

Dla nurkowań będących wynikiem powtarzanego doświadczenia, z tą samą procedurą dekompresyjną, zakłada się wzajemną niezależność wyników poszczególnych doświadczeń. Dlatego prawdopodobieństwo zaistnienia całej sekwencji definiowane jest jako iloczyn prawdopodobieństw poszczególnych zdarzeń⁷:

$$\Phi = \prod_i P(X \leftarrow x_i) \tag{4}$$

gdzie: Φ – funkcja prawdopodobieństwa

Funkcja prawdopodobieństwa Φ określa przewidywane teoretycznie prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzeń łącznych w zależności od prawdopodobieństwa zaistnienia każdego z nich. Nie oznacza to, że nurkowania wchodzące w skład próby są identyczne. Stwierdza się jedynie, że każde nurkowanie ma zdefiniowane, możliwe do wyliczenia prawdopodobieństwo wystąpienia DCS. Na podstawie (4) prawdopodobieństwo wystąpienia dowolnego rezultatu dla zbiorowości generalnej N przy n sukcesach dane jest wartością funkcji prawdopodobieństwa⁸ Φ :

$$\forall_{n \leq N} \Phi(n, N) = \rho^n (1 - \rho)^{N-n} \tag{5}$$

Skrócony zapis $\Phi(n)$ oznaczać będzie: $\Phi(n) = \Phi(n, N)$. Jak wynika z (4)-(5) funkcja Φ może być iloczynem wielu liczb mniejszych od jedności, dlatego często wartość funkcji prawdopodobieństwa jest znacznie mniejsza od jedności. Przy wykonywaniu obliczeń na bardzo małych liczbach wygodniej jest posługiwać się ich logarytmami. Stąd logarytmowana funkcja prawdopodobieństwa, oznaczana jako $\Psi = \lg \Phi$, jest często stosowana w obliczeniach numerycznych i zgodnie z (5) wyraża się on wzorem:

$$\Psi(n, N) = \ln \Phi(n, N) = n \cdot \ln(\rho) + (N - n) \cdot \ln(1 - \rho) \tag{6}$$

gdzie: Ψ – logarytmiczna funkcja prawdopodobieństwa

Analiza wyników doświadczeń daje możliwość oszacowania modelu. Dobry model będzie umożliwiał przewidywanie wyników doświadczeń z dużym, a zły jedynie z małym prawdopodobieństwem. Dla zobrazowania tego postępowania przytoczono prosty teoretyczny przykład, w którym dla 10 ekspozycji tego samego nurka wystąpiły trzy przypadki DCS. Najprostszym modelem będzie założenie, że prawdopodobieństwo zaistnienia DCS jest wartością stałą:

$$\forall_{c \in (0,1)} \rho = c = \text{const} \tag{7}$$

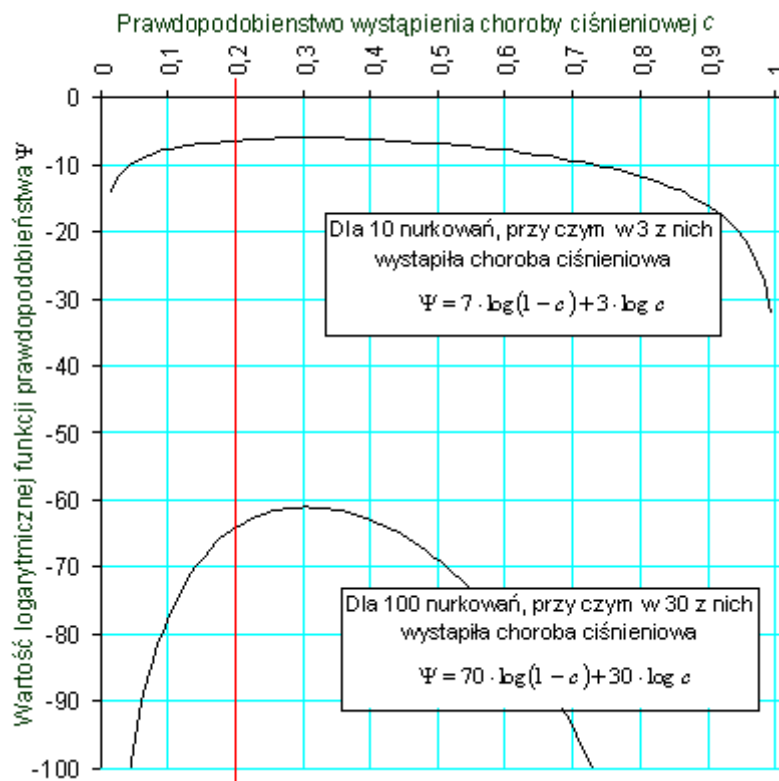
⁷ $\forall_{P(A|B)=P(A)} P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \Rightarrow P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

⁸Formułę (5) można zobrazować prostym przykładem rzucania trzy razy kostką. Ponieważ prawdopodobieństwo otrzymania szóstki w jednym rzucie wynosi 1/6 i zdarzenia te są niezależne to, prawdopodobieństwo wyrzucenia trzech szóstek wynosi:

$$\Phi(3,3) = \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{1}{6}\right) = \left(\frac{1}{6}\right)^3 \approx 0,005 \rightarrow 0,5\%$$

Prawdopodobieństwo wyrzucenia dwóch szóstek niezależnie od ich kolejności podczas trzech rzutów kostką rozpatrzono jako zdarzenie polegające na tym, że za pierwszym i drugim razem wypadnie szóstka a za trzecim nie. Prawdopodobieństwo takiego zdarzenia wyniesie:

$$\Phi(2,3) = \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right) = \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) \approx 0,023 \rightarrow 2,3\%$$



rys.1. Zależność logarytmicznej funkcji prawdopodobieństwa Ψ vs stałe prawdopodobieństwo c wystąpienia objawów DCS

Stąd funkcje prawdopodobieństwa (5) i (6) można zapisać jako:

$$\forall_{c \in (0;1)} \begin{cases} \Phi(3,10) = c^3 \cdot (1-c)^7 \\ \Psi(3,10) = 3 \cdot \ln c + 7 \cdot \ln(1-c) \end{cases} \quad (8)$$

gdzie: c – stałe prawdopodobieństwo wystąpienia DCS.

W zakresie gdzie $c \in (0,1)$, logarytmiczna funkcja prawdopodobieństwa Ψ przybiera postać pokazaną na **rys.1**. Jej maksimum występuje dla $c=0,3$, a dla wartości większych jak i mniejszych od wartości logarytmicznej funkcji prawdopodobieństwa Ψ ulega zmniejszeniu. Wykres funkcji Ψ dla 10 nurków jest bardzo płaski. Wynika z tego, że wiele innych możliwych wartości leżących niedaleko maksimum funkcji może być wybranych z dużym prawdopodobieństwem. Na **rys.1** pokazano także drugą funkcję prawdopodobieństwa dla 100 nurków, posiadającą ten sam co poprzednio stosunek liczby nurków, w których wystąpiły objawy DCS do liczby wszystkich nurków. Wartość maksymalna dla tej funkcji przypada także na $c=0,3$, lecz posiada ona ostrzejsze maksimum i dlatego poziom ufności⁹ związany z wyborem wartości maksymalnej jest dla niej większy.

Metoda maksymalnego prawdopodobieństwa

Dokładne zmierzenie jakiegokolwiek wielkości fizycznej nie jest możliwe. W przypadku wyznaczania wartości na podstawie zbioru danych koniecznym jest minimalizowanie ich rozproszenia oraz błędów estymacji¹⁰ wyznaczanych parametrów. Jest to zadaniem

⁹formalnie, pojęcie poziomu ufności opisano dalej

¹⁰estymacja – szacowanie; teoria estymacji to dział statystyki matematycznej poświęcony zagadnieniom szacowania nieznanymi parametrów badanej populacji generalnej, np. wartości oczekiwanej

technik przeprowadzenia i opracowywania wyników pomiarów. Wiele metod opartych jest o metodę maksymalizacji funkcji prawdopodobieństwa. Opisana powyżej procedura (**rys.1**) jest przykładem takiego postępowania dla prostych modeli jednoparametrycznych i małej liczby danych. Dla prostych logarytmicznych funkcji prawdopodobieństwa Ψ obliczenia można wykonywać wykreślnie. Bardziej skomplikowane przypadki rozwiązuje się numerycznie. Maksimum funkcji Φ lub Ψ można znaleźć analitycznie poprzez przyrównanie różniczki tych funkcji do zera:

$$\frac{\partial \Psi}{\partial \rho} = 0 \quad ; \quad \frac{\partial \Phi}{\partial \rho} = 0 \quad (9)$$

Ponieważ $\frac{\partial \ln x}{\partial x} = \frac{1}{x}$, oraz dla ustalonych wartości n , N i ρ , z równań (**6**) i (**9**) wynika, że¹¹:

$$\frac{\partial \Psi}{\partial \rho} = \frac{n}{\rho} - \frac{N-n}{1-\rho} = 0 \quad \rightarrow \quad \rho = \frac{n}{N} \quad (10)$$

Czyli funkcja prawdopodobieństwa ma swoje maksimum dla wartości prawdopodobieństwa będącego ilorazem rzeczywistej liczby sukcesów do liczby prób. Podobnie sytuacja ma się z porażkami. Przykładowo, jeśli na $N=100$ nurkowań wystąpił jeden $n=1$ przypadek DCS to, dla stałego prawdopodobieństwa wystąpienia DCS, pochodna funkcji prawdopodobieństwa Φ wyrazi się wzorem:

$$\forall_{\rho=c=const; \Phi=c(1-c)^{99}} \quad \frac{\partial \Phi}{\partial c} = (1-c)^{99} - 99 \cdot c \cdot (1-c)^{98} \quad (11)$$

Stąd po przyrównaniu jej do zera i przeprowadzeniu obliczeń numerycznie¹²: $c=0,01$. To samo rozwiązanie można otrzymać korzystając z równania (**10**):

$$c = \rho = \frac{n}{N} = \frac{1}{100} = 0,01 \quad (12)$$

Dla funkcji prawdopodobieństwa wielu zmiennych $\Psi(x_1, x_2, \dots, x_k)$ uogólnia się różniczki (**9**) do postaci:

$$\frac{\partial \Psi}{\partial \rho} = \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi}{\partial x_i} \frac{\partial x_i}{\partial \rho} = 0 \quad (13)$$

Rozkład prawdopodobieństwa

Zestawienie par wszystkich możliwych wartości zmiennej losowej z ich wartościami prawdopodobieństw nazywa się *rozkładem prawdopodobieństwa*. Jak już wspomniano, zjawisko dekompresji można opisać binarnym rozkładem statystycznym odpowiadającym *rozkładowi dwumianowemu*. Rozkład dwumianowy pozwala obliczyć dokładne prawdopodobieństwo dla zjawisk binarnych¹³. Prawdopodobieństwo zaistnienia choroby ciśnieniowej $\Phi(n, N)$ dla losowej próbki N nurków ze zbiorowości generalnej z n zdarzeniami, w których wystąpiły objawy DCS, dane jest formułą¹⁴:

¹¹patrz także (**23**)

¹²dla obliczonej numerycznie wartości $\Phi \approx 3,697 \cdot 10^{-3}$

¹³dychotomicznych

¹⁴Formułę (**14**) można zobrazować prostym przykładem rzutu trzema kostkami. Eksperyment taki jest na tyle prosty, że można łatwo obliczyć prawdopodobieństwo wystąpienia każdego z wyników. Podobnie jak poprzednio, dla rzutu trzy razy jedną kostką, prawdopodobieństwo wyrzucenia trzech szóstek jest równe:

$$\Phi(3,3) = \left(\frac{1}{6}\right)^3 \approx 0,005 \approx 0,5\%$$

Prawdopodobieństwo wyrzucenia 2 szóstek jest już nieco trudniejsze do obliczenia, ponieważ wynik ten można osiągnąć różnymi sposobami:

6, 6, nie 6

$$\forall_{n \leq N} \Phi(n, N) = \frac{N!}{n!(N-n)!} \rho^n (1-\rho)^{N-n} \quad (14)$$

Rozkład zmiennej losowej w schemacie Bernoulliego

Prawdopodobieństwo braku objawów DCS w dowolnej zbiorowości generalnej jest równe:

$$\forall_{x_i \leftarrow 0} \Phi(0, N) \equiv \Phi(0) = (1-\rho)^N \quad (15)$$

Podczas gdy prawdopodobieństwo wystąpienia objawów DCS we wszystkich N próbach wynosi:

$$\forall_{x_i \leftarrow 1} \Phi(N, N) \equiv \Phi(N) = \rho^N \quad (16)$$

Rozkład zmiennej losowej X to zbiór wszystkich par $(x_i; P_i)$ wartości zmiennej losowej x_i i przyporządkowanego jej prawdopodobieństwa P_i przybrania wartości x_i przez zmienną losową X. Rozkład zmiennej losowej w schemacie Bernoulliego wobec (14) jest następujący:

$$\left\{ \left(0, \binom{N}{0} \cdot \rho^0 \right); \left(1, \binom{N}{1} \cdot \rho \cdot (1-\rho)^{N-1} \right); \dots; \left(k, \binom{N}{k} \cdot \rho^k \cdot (1-\rho)^{N-k} \right); \dots; \left(N, \binom{N}{N} \cdot (1-\rho)^N \right) \right\} \quad (17)$$

Jeżeli jakaś zmienna losowa ma rozkład identyczny z wyżej opisanym, to mówimy, że ma ona rozkład Bernoulliego. Gęstość prawdopodobieństwa¹⁵ L można obliczyć z funkcji prawdopodobieństwa Φ , która dla ustalonej liczności N będzie równoważna funkcji częstości f wystąpienia konkretnej liczby n przypadków DCS. Funkcje częstości f dla próby Bernoulliego o liczności N=30 i prawdopodobieństwie wystąpienia DCS $\rho=0,5$ i $\rho=0,3$ pokazano na rys.2. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa L jest zawsze normalizowana do 1:

$$\forall_{n \leq N} L(n, N) = \sum_{n=0}^N f(n, N) = \sum_{n=0}^N \frac{N!}{n!(N-n)!} \rho^n (1-\rho)^{N-n} = 1 \quad (18)$$

gdzie: L- gęstość prawdopodobieństwa; f- częstość

Rozkład binominalny

Traktując występowanie DCS jako zdarzenie binarne opisane rozkładem dwumianowym¹⁶ można obliczyć wartości funkcji prawdopodobieństwa zaistnienia

6, nie 6, 6
nie 6, 6, 6

Prawdopodobieństwo wystąpienia jednego z tych zdarzeń, np. 6, 6, nie 6, wynosi:

$$\left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{1}{6}\right) \cdot \left(\frac{5}{6}\right) = \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) \approx 0,023 \approx 2,3\%$$

Prawdopodobieństwo uzyskania dwóch szóstek w jakiegokolwiek innej kolejności jest takie samo. Ponieważ istnieją trzy takie zdarzenia, to prawdopodobieństwo uzyskania dwóch szóstek w dowolnej kolejności wyniesie:

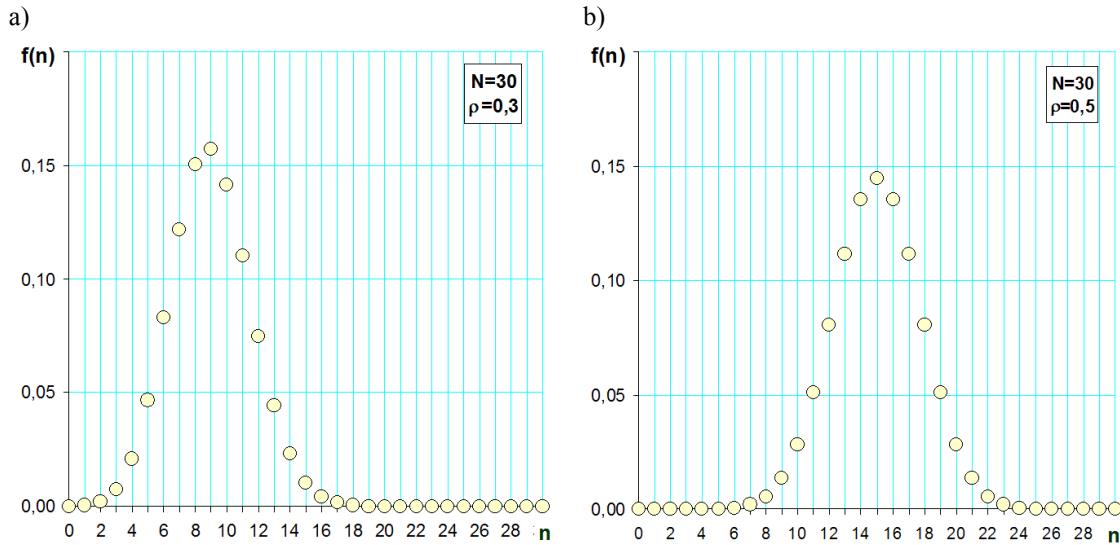
$$\Phi(2,3) = 3 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right) \approx 0,069 \approx 6,9\%$$

¹⁵gęstość prawdopodobieństwa to nieujemna funkcja prawdopodobieństwa Φ , której całka/suma wzięta wzdłuż całej osi odciętych jest równa jedności; dla ciągłej funkcji gęstości $f(x)$ ma następujące właściwości:

$$L(x) \geq 0$$

$$\forall_{a < b} L = \int_a^b f(x) dx = P(a < x \leq b) \Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = P(-\infty < x \leq +\infty) = 1$$

¹⁶binominalnym



rys.2. Funkcja częstości $f(n)$ w schemacie Bernoulliego dla $N=30$ oraz
a) $\rho=0,5$ b) $\rho=0,3$

wybranych zdarzeń Φ , składających się na N nurkowań eksperymentalnych, podczas których wystąpiło n przypadków DCS – **tab.1**. Prawdopodobieństwo zaistnienia choroby dekompresyjnej $\Phi(n,N)$ dla losowej próbki ze zbiorowości generalnej N z n zdarzeniami, w których wystąpiły objawy DCS dane jest formułą (14). Ze wzoru (18) wynika, że łączne prawdopodobieństwo dla więcej niż n przypadków wystąpienia DCS można wyrazić jako:

$$\forall_{n \leq N} \Phi_{>}(n) = \sum_{j=n+1}^N f(j) = 1 - \sum_{j=0}^n f(j) \tag{19}$$

a prawdopodobieństwo wystąpienia mniejszej niż n liczby przypadków DCS wyniesie:

Tabela 1

Prawdopodobieństwo zaistnienia niektórych zdarzeń łącznych Φ w funkcji liczby nurkowań N , podczas których wystąpiło n przypadków DCS, przy założonych prawdopodobieństwach zaistnienia objawów $P(DCS)=\rho$

Liczba nurkowań	Liczba zaistniałych przypadków DCS	Prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia dla $P(DCS)=\rho$		
		$\rho=0,01$	$\rho=0,05$	$\rho=0,10$
N	n			
5	0	0,95	0,77	0,59
	1	0,05	0,20	0,33
	2 i więcej	0,001	0,02	0,08
10	0	0,90	0,60	0,35
	1	0,09	0,32	0,39
	2 i więcej	0,004	0,09	0,26
20	0	0,82	0,36	0,12
	1	0,16	0,38	0,27
	2 i więcej	0,02	0,26	0,61
50	0	0,60	0,08	0,01
	1	0,31	0,20	0,03
	2 i więcej	0,09	0,72	0,97

$$\forall_{0 < n \leq N} \quad \Phi_{<}(n) = \sum_{j=0}^{n-1} \Phi(j) = 1 - \sum_{j=n}^N \Phi(j) \quad (20)$$

Podobnie dla przypadku wystąpienia jednego lub większej liczby oraz mniej niż jednego przypadku DSC, można zapisać:

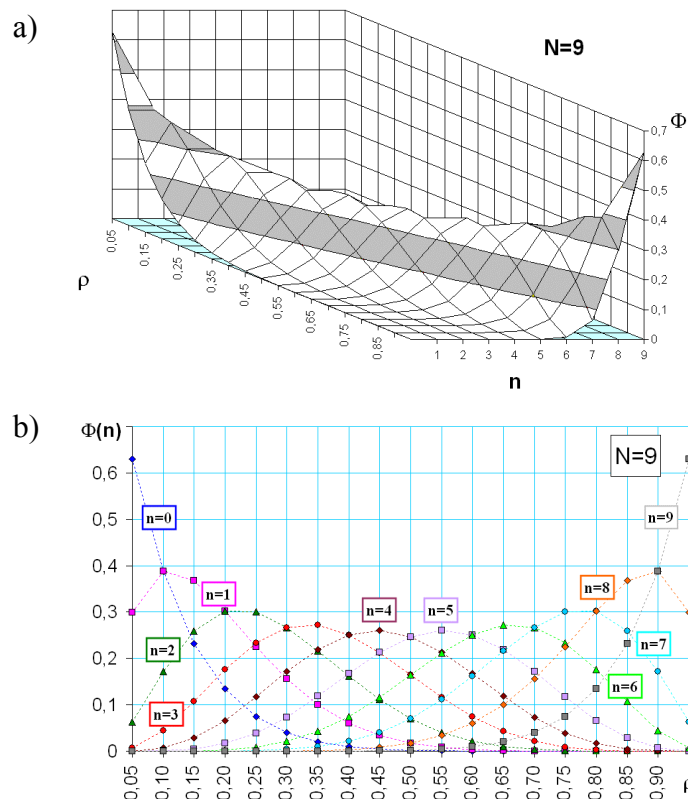
$$\Phi_{\geq}(1) = 1 - \sum_{j=0}^0 \Phi(j) = 1 - \Phi(0) \quad (21)$$

$$\Phi_{<}(1) = 1 - \Phi_{\geq}(1) = \Phi(0)$$

Przykładowo, dla 9 nurkowań, dla których prawdopodobieństwo wystąpienia DCS wynosi $\rho=0,10$, można obliczyć wartości funkcji prawdopodobieństwa Φ dla poszczególnych zdarzeń:

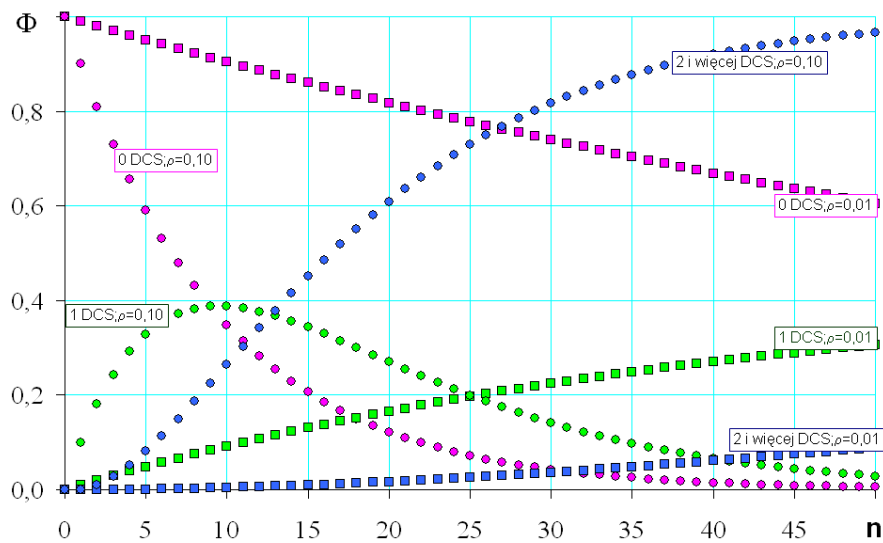
$$\begin{aligned} \Phi(0,9) &= 0,90^9 \cong 0,387 & \Phi_{>}(0,9) &= 1 - \Phi(0,9) \cong 0,613 \\ \Phi(1,9) &= \frac{9!}{1! \cdot 8!} \cdot 0,10 \cdot 0,90^8 \cong 0,387 & \Phi_{<}(9,9) &= 1 - \Phi(9,9) = 1 - 1 \cdot 10^{-9} \\ \Phi(2,9) &= \frac{9!}{2! \cdot 7!} \cdot 0,10^2 \cdot 0,90^7 \cong 0,172 & \Phi_{\geq}(2,9) &= 1 - \Phi(0,9) - \Phi(1,9) \cong 0,225 \\ & & \Phi_{>}(2,9) &= 1 - \Phi(0,9) - \Phi(1,9) - \Phi(2,9) \cong 0,053 \\ \Phi(9,9) &= 0,10^9 = 1 \cdot 10^{-9} \end{aligned} \quad (22)$$

Wykonane obliczenia zobrazowano na **rys.3**. Wykonując podobne jak na **rys.4** obliczenia można zbudować wcześniej pokazaną **tab.1**. Prawdopodobieństwo ρ należy interpretować jako przeciętną wartość prawdopodobieństwa wystąpienia DCS dla stosunkowo dużej populacji generalnej:



rys.3. Graficzna interpretacja¹⁷ dla funkcji prawdopodobieństwa $\Phi(n)$ vs ρ dla $N=9$

¹⁷Płaszczyzna na *rys.a* obrazuje jedynie obszar, na którym znajdują się punkty funkcji prawdopodobieństwa a przerywane linie na *rys.b* dodano jedynie w celu lepszego rozróżnienia pomiędzy funkcjami prawdopodobieństwa

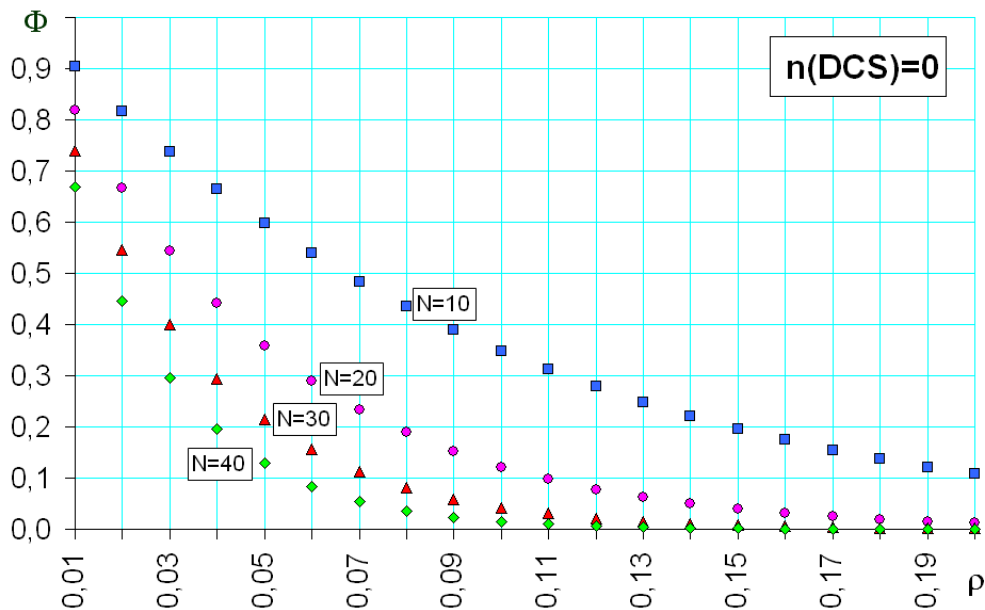


rys.4. Prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzeń łącznych Φ dla warunków: braku objawów DCS, wystąpienia pojedynczego przypadku oraz 2 i więcej przypadków DCS, gdy prawdopodobieństwa wystąpienia pojedynczego przypadku DCS wynoszą $\rho=1\%$ lub $\rho=10\%$

$$\forall_{n \leq N; N \gg 10} \rightarrow \rho = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{n}{N} \quad (23)$$

Z **rys.4** widać, że wraz ze wzrostem liczby nurkowań eksperymentalnych N maleje prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzenia Φ dla przypadku, kiedy nie zaistniał w ogóle lub zaistniał pojedynczy przypadek DCS. Rośnie natomiast prawdopodobieństwo zdarzenia Φ , dla którego wystąpiły 2 i więcej incydentów nurkowych. Wynika z tego, że o małym prawdopodobieństwie narażenia nurków na DCS możemy wnioskować po przeprowadzeniu stosunkowo dużej liczby testów dla małej liczby zaobserwowanych przypadków DCS. Innymi słowy, jedynie odpowiednio duża liczba przeprowadzonych nurkowań eksperymentalnych, podczas których nie obserwowano objawów DCS lub wystąpił pojedynczy przypadek może świadczyć o bezpieczeństwie zastosowanego programu dekompresji – **tab.1**, **rys.4** i **5**. Wniosek ten jest zgodny z intuicją. Przykładowo, prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na przeprowadzeniu 50 nurkowań bez stwierdzenia ani jednego przypadku DCS, gdy przewidywane prawdopodobieństwo wystąpienia pojedynczego przypadku DCS wynosi 10%, jest małe i wynosi ok. 1% (**tab.1**), stąd jest mało prawdopodobnym aby zaszło ono tylko w sposób losowy.

Dla wymaganych małych wartości prawdopodobieństwa zaistnienia DCS, lub zaostrożonej procedury odrzucania przyjętych założeń, liczba wymaganych nurkowań eksperymentalnych będzie stosunkowo duża. Można stwierdzić, że przeprowadzenie 10 nurkowań bez zaistnienia incydentu nurkowego jest dowodem niewystarczającym do wnioskowania, że dany profil dekompresyjny jest bezpieczny, gdyż prawdopodobieństwo zaistnienia takiego zdarzenia łącznego w sposób losowy jest względnie wysokie. Przy prawdopodobieństwie wystąpienia pojedynczego przypadku DCS na poziomie $\rho=10\%$ wynosi ono 35% – **tab.1**. Dla mniejszych wartości prawdopodobieństwa, np. $\rho=1\%$, prawdopodobieństwo zaistnienia w sposób losowy takiego zdarzenia łącznego jest bliskie pewności i wynosi 90% – **tab.1**.



rys.5. Prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzeń łącznych Φ dla braku objawów DCS w funkcji prawdopodobieństwa zaistnienia pojedynczego przypadku DCS dla ustalonej liczby nurków eksperymentalnych N

Poziom ufności

Procedura zatwierdzenia¹⁸ profilu dekompresji wymaga podjęcia decyzji dotyczącej niepewności, z jaką będzie przeprowadzona. Jeśli dana procedura dekompresyjna jest powtarzana na różnych osobnikach lub na tym samym osobniku przy różnych okazjach, to rezultaty takiego doświadczenia nie zawsze muszą być takie same. Akceptowany poziom zagrożenia wystąpieniem DCS powinien być określany ilościowo jako jeszcze akceptowana wartość graniczna. Po analizie statystycznej występowania DCS dla ustalonej procedury opracowujący tabelę może określić przykładowo, że stwarza ona zagrożenie poniżej $\rho < 5\%$ DCS z $\langle P \rangle = 90\%$ pewnością zastosowanej metody wnioskowania statystycznego.

Opracowujący tabelę może także obliczyć prawdopodobieństwo odrzucenia profilu dekompresji przy wybranej liczbie nurków eksperymentalnych przyjmując za kryterium odrzucenia liczbę przypadków wystąpienia DCS. W ten sposób, względnie prosta procedura statystyczna może dostarczyć istotnych informacji¹⁹.

Podczas oceny statystycznej operuje się pojęciem *poziomu ufności*, dla którego wykonuje się obliczenia. *Poziom ufności* $\langle P \rangle$ informuje, w jakim procencie przeciętnie wnioskowanie powinno być prawidłowe²⁰:

$$\begin{aligned} \langle P \rangle &= P(P_l < \rho < P_r | 0 < n < N) = P(\rho < P_r) - P(\rho \geq P_l) = 1 - \Phi(\rho \leq P_r) - \Phi(\rho \geq P_l) = \\ &= 1 - \frac{\alpha_0}{2} - \frac{\alpha_0}{2} = 1 - \alpha_0 \end{aligned} \tag{24}$$

Poziom ufności, definiowany poprzez prawdopodobieństwo α_0 popełnienia błędu *I*-rodzaju²¹, określany jest jako prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzeń:

¹⁸walidacji

¹⁹np. jaka jest liczba potrzebnych nurków do zatwierdzenia profilu dekompresji na wybranym poziomie akceptowanego ryzyka wystąpienia DCS lub określić maksymalne ryzyko towarzyszące przeprowadzeniu określonej liczby nurków

²⁰oznaczenia – patrz dalej w tekście

²¹odrzuć prawdziwej hipotezy – patrz dalej

$$\forall_{\alpha_0 < 0,5} \langle P \rangle = \begin{cases} P(P_l < \rho < P_r | 0 < n < N) = 1 - \alpha_0 \\ P(0 \leq \rho < P_r | n = 0) = 1 - \alpha_0 \\ P(P_l < \rho \leq 1 | n = N) = 1 - \alpha_0 \end{cases} \quad (25)$$

Przyjmuje się oznaczać²² jako $1 - \alpha_0$ prawdopodobieństwo Φ wystąpienia wybranej kombinacji zdarzeń $\langle P \rangle$. Prawą P_r i lewą P_l granicę funkcji Φ można zapisać jako²³:

$$\forall_{0 < n < N} \begin{cases} P(\rho \leq P_r) = \Phi_{\leq}(P_r) = \sum_{x=0}^n \binom{N}{x} \cdot P_r^x (1 - P_r)^{N-x} = \frac{\alpha_0}{2} \\ P(\rho \geq P_l) = \Phi_{\geq}(P_l) = \sum_{x=n}^N \binom{N}{x} \cdot P_l^x (1 - P_l)^{N-x} = \frac{\alpha_0}{2} \end{cases} \quad (26)$$

Korzystając z równań (14) i (25) można obliczyć przedział prawdopodobieństwa występowania DCS na podstawie wyników cyklu nurkowań eksperymentalnych, dla których nie wystąpiły przypadki DCS ($n=0$) lub wystąpiły one we wszystkich nurkowaniach ($n=N$):

$$\exists_{n=0} \quad P_l = 0 \quad ; \quad P_r = 1 - 10^{\log \alpha_0 / N} \quad (27)$$

$$\exists_{n=N} \quad P_l = 10^{\log \alpha_0 / N} \quad ; \quad P_r = 1 \quad (28)$$

Liczbę wymaganych nurkowań eksperymentalnych, dla których nie wystąpiły objawy DCS przy założonych wartościach α_0 i P_r można obliczyć przekształcając wzór (27) do postaci²⁴:

$$N = \frac{\log \alpha_0}{\log (1 - P_r)} \quad (29)$$

Obliczenia dla przypadków gdy $0 < n < N$ są bardziej skomplikowane i najczęściej wykonuje się je numerycznie. Wyniki takich obliczeń można znaleźć w tablicach statystycznych. Przykładowo, obliczenia numeryczne dla trzech przypadków chorobowych $n=3$ podczas $N=9$ nurkowań podano poniżej.

$$n = 3 \quad N = 9$$

$$\sum_{i=3}^9 \binom{N}{i} P_l^i \cdot (1 - P_l)^{N-i} = \frac{\alpha_0}{2}$$

$$84 \cdot P_l^3 \cdot (1 - P_l)^6 + 126 \cdot P_l^4 \cdot (1 - P_l)^5 + 126 \cdot P_l^5 \cdot (1 - P_l)^4 + 84 \cdot P_l^6 \cdot (1 - P_l)^3 + \\ + 36 \cdot P_l^7 \cdot (1 - P_l)^2 + 9 \cdot P_l^8 \cdot (1 - P_l) + P_l^9 = \frac{\alpha_0}{2}$$

$$\text{dla } \alpha_0 = 0,05 \quad P_l \cong 0,075$$

$$\alpha_0 = 0,01 \quad P_l \cong 0,042$$

(30)

$$\sum_{i=0}^3 \binom{N}{i} P_r^i \cdot (1 - P_r)^{N-i} = \frac{\alpha_0}{2}$$

$$(1 - P_r)^9 + 9 \cdot P_r \cdot (1 - P_r)^8 + 36 \cdot P_r^2 \cdot (1 - P_r)^7 + 84 \cdot P_r^3 \cdot (1 - P_r)^6 = \frac{\alpha_0}{2}$$

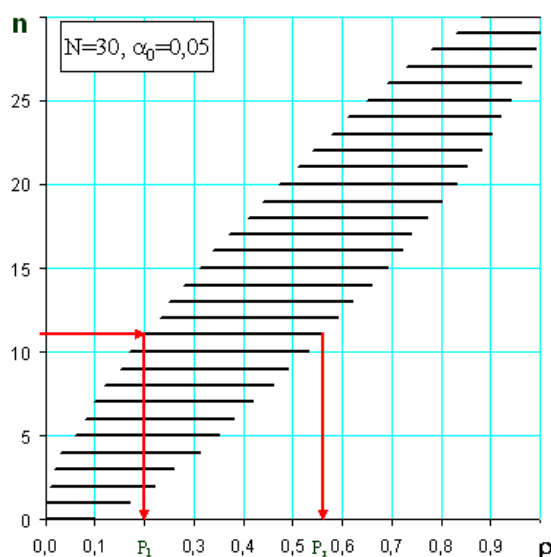
$$\text{dla } \alpha_0 = 0,05 \quad P_r \cong 0,701$$

$$\alpha_0 = 0,01 \quad P_r \cong 0,781$$

²²dla przedziału (P_l, P_r) wartości prawdopodobieństw wystąpienia DCS

²³z wyłączeniem zdarzeń dla $n=0$ i $n=N$

²⁴np. dla $\alpha_0=0,05$ i $P_r=0,01 \rightarrow N > 298$; a dla $\alpha_0=0,01$ i $P_r=0,01 \rightarrow N > 458$ (tab.2)



rys.6. Rozkład rozwiązań równania (25) dla $N=30$ z zaznaczoną interpretacją przedziału ufności $(P_i; P_r)$ wyznaczonego na poziomie istotności $\alpha_0=0,05$

Przykładowy przedział ufności²⁵ próby Bernoulliego dla $N=30$ i $\alpha_0=0,05$ pokazano na rys.6.

Dobór liczności próby

Błąd wnioskowania²⁶ o granicach prawdopodobieństwa $(P_i; P_r)$ dla konkretnego zdarzenia wynosi α_0 . Poziom ufności tego oszacowania wyniesie więc $\langle P \rangle = 1 - \alpha_0$. Dla założonego poziomu ufności, maksymalnego zagrożenia DCS i maksymalnej, dopuszczalnej liczby przypadków DCS podczas prowadzenia nurkowań eksperymentalnych można, z zależności (25)-(26) obliczyć konieczną liczbę próby. Przykładowe zakresy wartości prawdopodobieństwa ρ , dla których możliwe jest zajście niektórych kombinacji zdarzeń, podano na rys.7 i w tab.2.

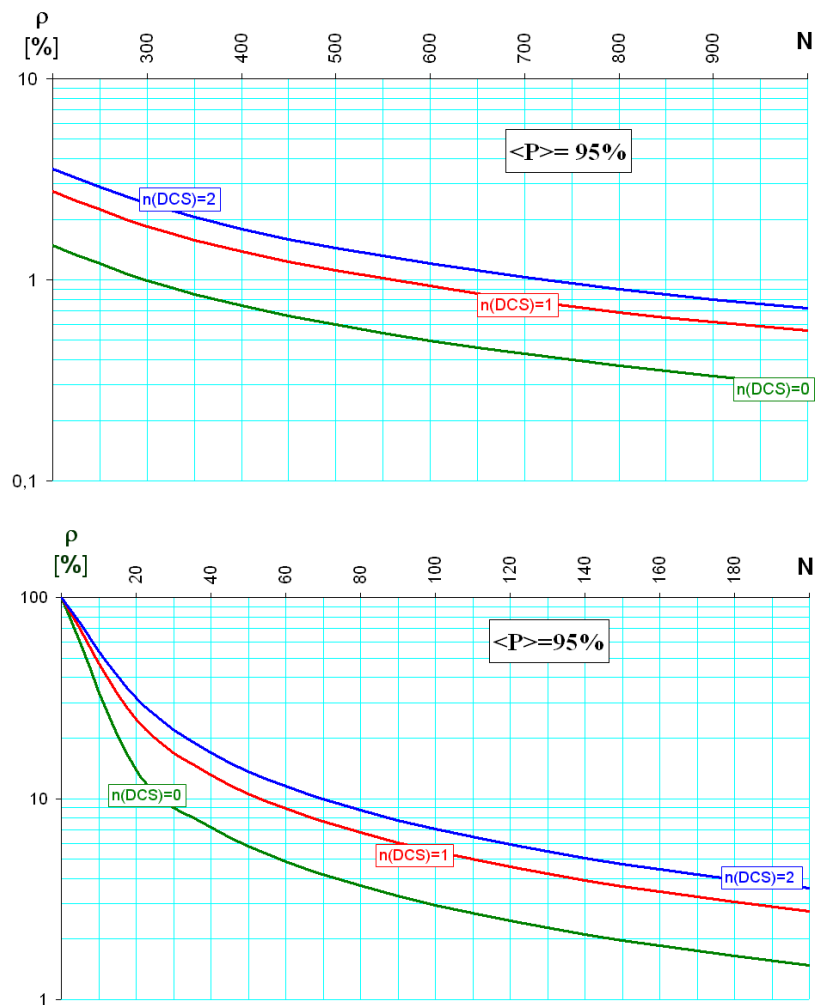
Akceptowany poziom ufności

Walidacja jest procesem długotrwałym i wymaga przetestowania procedury dekompresyjnej w jej różnych fazach. W każdej fazie badań tabele dekompresyjne są drobiazgowo analizowane oraz mogą być korygowane. Jeśli zaistnieje taka konieczność, zmieniane są parametry i prace zaczynają się od początku. Podstawowym problemem podczas opracowywania procedury badawczej jest ustalenie liczby potrzebnych nurkowań eksperymentalnych potwierdzających, że testowany sposób dekompresji jest wystarczająco bezpieczny. Aby określić tę liczbę należy ustalić, co oznacza termin „bezpieczna dekompresja”. *Zagrożenie DCS na poziomie $\rho=5\%$ może być zaakceptowane podczas niektórych nurkowań wojskowych. Panuje jednak powszechne przekonanie, że dla celów rekreacyjnych zagrożenie to powinno być mniejsze niż $\rho=1\%$ przy $\langle P \rangle = 95\%$ poziomie ufności [1].*

Spotyka się też bardziej zwyczajowe niż naukowe podejścia do omawianego zagadnienia – np. twierdzenie, że wykonanie $N=20$ nurkowań eksperymentalnych bez żadnego incydentu nurkowego powinno potwierdzić rozpatrywany sposób dekompresji. Bazując na rozkładzie dwumianowym, po przeprowadzeniu $N=20$ nurkowań

²⁵przedział ufności – przedział w którym rzeczywista wartość powinna znajdować się z prawdopodobieństwem określonym przez poziom ufności $\langle P \rangle$

²⁶poziom istotności α_0



rys.7. Przewidywane maksymalne prawdopodobieństwo wystąpienia objawów *DCS* na poziomie ufności $\langle P \rangle = 95\%$

eksperymentalnych bez ani jednego przypadku *DCS* można wnioskować na poziomie ufności $\langle P \rangle = 95\%$, że należy spodziewać się podczas jego użytkowania średniej częstości wystąpienia objawów *DCS* z prawdopodobieństwem ρ zawierającym się pomiędzy 0,00% a 13,91% – **tab.2**. Jeżeli dla tego samego poziomu ufności zawęzić przedział ufności tak, aby jego górna granica była mniejsza od $P_r = 1,00\%$, to na potwierdzenie tego wniosku należy przeprowadzić ok. 300 nurkowań²⁷ eksperymentalnych bez wystąpienia przypadku *DCS* – **tab.2**.

Jeśli podczas prowadzenia nurkowań wystąpi choć jeden przypadek *DCS* to, aby utrzymać przedział ufności w tych samych granicach konieczne jest przeprowadzenie łącznie ok. 555 nurkowań eksperymentalnych bez żadnego kolejnego przypadku *DCS*.

Zakładając, że istnieje możliwość przeprowadzenia 2 nurkowań eksperymentalnych po pięciu nurków dziennie podczas pięciodniowego tygodnia pracy, to wykonanie 300 osobo-nurkowań zajmie 6 tygodni. Nurkowie nie powinni nurkować częściej niż 2 razy w tygodniu, ze względu na możliwość zafałszowywania wyników poprzez nadmierne ich obciążenie lub przystosowanie się do warunków prowadzenia nurkowań eksperymentalnych. Do badań potrzebna jest grupa licząca przynajmniej 25 nurków

²⁷porównaj przypis 24

Tabela 2

Zagrożenie DCS w funkcji liczby wykonanych nurkowań eksperymentalnych przy braku lub przy wystąpieniu pojedynczego przypadku DCS

liczba nurkowań eksperymentalnych	Liczba przypadków DCS	Granice prawdopodobieństwa ρ wystąpienia DCS na przyjętym poziomie ufności $\langle P \rangle$:	
		$\langle P \rangle = 95\%$	$\langle P \rangle = 99\%$
N	n	ρ [%]	
5	0	0,00÷45,07	0,00÷60,19
5	1	0,51÷71,64	0,10÷81,49
10	0	0,00÷25,89	0,00÷36,90
10	1	0,25÷44,50	0,05÷54,43
20	0	0,00÷13,91	0,00÷20,57
20	1	0,13÷24,87	0,03÷31,71
50	0	0,00÷5,82	0,00÷8,80
50	1	0,05÷10,65	0,01÷13,94
80	0	0,00÷3,68	0,00÷5,59
80	1	0,03÷6,77	0,01÷8,92
90	0	0,00÷3,27	0,00÷4,99
90	1	0,03÷6,04	0,01÷7,97
100	0	0,00÷2,95	0,00÷4,50
100	1	0,03÷5,45	0,01÷7,20
300	0	0,00÷0,99	0,00÷1,52
300	1	0,01÷1,84	0,00÷2,45
460	0	0,00÷0,65	0,00÷1,00
555	1	0,00÷1,00	0,00÷1,33
600	1	0,00÷0,92	0,00÷1,23

eksperymentalnych. Jeżeli konieczne jest założenie wyższego poziomu ufności, np. $\langle P \rangle = 99\%$, to uzyskanie przedziału ufności zagrożenia DCS w zakresie do $P_r = 1,00\%$ wymaga przeprowadzenia bez zaistnienia jakichkolwiek przypadków DCS ok. 460 nurkowań eksperymentalnych dla każdej linijki tabeli dekompresyjnej – **tab.2**.

Podsumowanie

Aby przeprowadzić walidację całej procedury dekompresyjnej liczba koniecznych do wykonania nurkowań eksperymentalnych jest ogromna. Z tego powodu niektórzy naukowcy czynią założenia, że ryzyko zaistnienia DCS jest stałe dla całego zastosowanego modelu matematycznego. Starając się rozciągnąć wnioskowanie dotyczące przewidywanego prawdopodobieństwa wystąpienia DCS na całą populację doświadczeń niezależnie od testowanego profilu dekompresji.

Przeprowadzenie takiego wnioskowania polega na dokonaniu podziału testowanych profili dekompresji na bloki²⁸ i przeprowadzeniu wnioskowania statystycznego. Stopień reprezentatywności bloku zależy od jakości przeprowadzonej selekcji. Postępowanie takie jest usprawiedliwione, gdy głębokości i czasy pobytu dla nurkowań eksperymentalnych tworzących grupę są do siebie zbliżone. Rozciągnięcie wnioskowania na cały zakres głębokości dla czasów pobytu od kilku minut do prowadzących do saturacji organizmu, może być nieodpowiednie.

Od zastosowanej procedury walidacyjnej oczekuje się, aby:

–konieczne było przeprowadzenie jak najmniejszej liczby nurkowań eksperymentalnych,

²⁸wyбір celowy – o przynależności elementów do bloku decyduje badacz

–badaniom towarzyszyło stosunkowo małe zagrożenie *DCS*,
–końcowy rezultat dawał prostą i jednoznaczną odpowiedź, co do bezpieczeństwa testowanego sposobu dekompresji.

Oczekiwania te stoją we wzajemnej sprzeczności. Chcąc zminimalizować liczbę nurkowań oraz zagrożenie *DCS* należy liczyć się z tym, że nie otrzyma się jasnej odpowiedzi na temat bezpieczeństwa stosowanej procedury dekompresyjnej. Oczekując natomiast jednoznacznej odpowiedzi na temat bezpieczeństwa testowanej procedury konieczne jest przeprowadzenie stosunkowo dużej liczby testów. Validacja dekompresji wymaga zaangażowania znacznych środków i wymaga długiego czasu badań.

Wnioskowanie na podstawie rozkładu binominalnego jest jedną z najlepszych metod podejścia do określenia zagrożenia *DCS*, lecz jest metodą czasochłonną, dlatego rzadko stosowaną. Pełni ona jednak zasadniczą rolę jako metoda referencyjna w wielu badaniach i wnioskowaniach.

Piśmiennictwo

1. Huggins K.E. 1992: The Dynamics of Decompression Workbook: The University of Michigan Ann Arbor: Michigan 1992
2. Nishi R.Y. i Lancner G.R.: Development of the DCIEM 1983 Decompression Model for Compressed Air Diving: Department of National Defence - Canada 1984
3. Weathersby P.K.: Confidence in Decompression Safety | w: | Lin Y.C. i Shida K.K.: Man in the Sea: tom I: Best Publishing Co. San pedro 1990

Recenzent: *doc.dr hab.med. Romuald Olszański* – Wojskowy Instytut Medyczny, Warszawa

Autor: *dr inż. Ryszard Kłos* – Akademia Marynarki Wojennej, Gdynia

Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2006-2007 jako projekt badawczy.

VALIDATION OF DIVING DECOMPRESSION TABLES BY MEANS OF BINOMIAL DISTRIBUTION

Artykuł dofinansowany przez Ministerstwo Edukacji i Nauki

**Zarząd Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej
oraz**

Redakcja Czasopisma Polish Hyperbaric Research

**Z głębokim żalem informuje, że w dniu 19 sierpnia 2006 roku odszedł na
wieczną wachtę**

nasz niezapomniany kolega i legenda polskiej batynautyki,

Członek Założyciel PTMiTH

**Laureat Nagrody PTMiTH za całokształt osiągnięć w dziedzinie techniki
hiperbarycznej**

Antoni Dębski

Miał 71 lat

**Żonie oraz jego najbliższym składamy wyrazy współczucia i zapewniamy,
że o Antonim nigdy zapomnieć się nie da.**

**VII KONFERENCJA
POLSKIEGO TOWARZYSTWA MEDYCyny I TECHNIKI
HIPERBARYCZNEJ
SOPOT 16 – 17. 12. 2006 ROK**

W dniach 16 i 17 grudnia 2005 roku odbyła się doroczna konferencja naukowa Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej. Tym razem po raz pierwszy zorganizowana w WDW Sopot. W konferencji udział wzięło liczne grono Członków Towarzystwa oraz zaproszeni goście i sympatycy, a także duże grono zainteresowanych problematyką medycyny i techniki nurkowej. Obrady konferencji otworzył Szef Szkolenia MW RP wiceadmiral Maciej Węglewski. Program konferencji przewidywał szereg wystąpień merytorycznych oraz prezentację producentów sprzętu nurkowego i medycznego. Początek konferencji przebiegał nietypowo, gdyż na wstępie Prezes dr inż. Ryszard Kłós przedstawił sprawozdanie z rocznej działalności Zarządu. Potem nastąpiło wręczenie wyróżnień i aktu rekomendacji.

Zarząd PTMiTH na posiedzeniu w październiku 2005 roku podjął uchwały odnośnie ustanowienia dwóch rodzajów wyróżnień za osiągnięcia w dziedzinie medycyny i techniki hiperbarycznej oraz za zasługi dla celów realizowanych przez Towarzystwo. Ponadto, na podstawie §6 pkt. 3, 7 i 9 Statutu Towarzystwa ustanowiono wyróżnienie specjalne w postaci aktu rekomendacji. Powyższe wyróżnienie jest przyznawane za szczególne osiągnięcia technologiczne, techniczne, organizacyjne i przemysłowe dotyczące medycyny i techniki hiperbarycznej.

W roku 2005 za całokształt osiągnięć zawodowych w dziedzinie medycyny hiperbarycznej Wyróżnieniem PTMiTH został uhonorowany **Pan prof. dr hab. n. med. Tadeusz Doboszyński**, a za całokształt osiągnięć zawodowych w dziedzinie techniki hiperbarycznej **Pan Antoni Dębski**.



Rys. 1. Pan Antoni Dębski przemawia po otrzymaniu Wyróżnienia PTMiTH.

Natomiast za zasługi dla celów Towarzystwa oraz wspieranie jego działalności uhonorowani zostali **Pan Wiceadmirał Maciej Węglewski** oraz pierwszy Prezes PTMiTH **Pan dr n. med. Jarosław Krzyżak**.



Rys. 2. Wyróżnieni za zasługi dla Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej: (z lewej) Wiceadmirał Maciej Węglewski odbiera nagrodę z rąk Prezesa dr inż. R. Kłosa, (z prawej) dr n. med. Jarosław Krzyżak przemawia po otrzymaniu Wyróżnienia.

W przypadku Aktu Rekomendacji, w roku 2005 tym wyróżnieniem została uhonorowana firma **Linde Gaz Polska Sp. z o.o.** z siedzibą w Krakowie za oferowanie na polskim rynku wysokiej jakości tlenu medycznego, który znajduje szerokie zastosowanie w nurkowaniu. Chyba żadnemu z nurków, techników hiperbarycznych oraz fizjopatologów nurkowania nie należy udowadniać celowości i zbawiennych efektów stosowania pierwszej pomocy tlenowej, a Linde Gaz Polska jest największym dystrybutorem tlenu medycznego w kraju i oferuje gaz o bardzo wysokiej jakości.



Rys. 3. Przedstawiciel firmy Linde Gaz Polska Sp. z o.o. Pan Wiktor Adamczewski po odebraniu nagrody PTMiTH.

Szczegółowe zasady i tryb przyznawania powyższych wyróżnień i aktu są zawarte w Uchwale Zarządu z dnia 24 października 2005 roku (całość opublikowana w PHR **4** (13) 2005r str. 89 – 92)

Poniżej przedstawiono notki biograficzne wyróżnionych osób.

PROF. DR HAB. N. MED. TADEUSZ DOBOSZYŃSKI

Urodził się 24.02. 1927 roku w Lublinie, gdzie rozpoczyna naukę. W okresie okupacji walczy w szeregach Armii Krajowej. W 1945 roku zdaje maturę i rozpoczyna studia na Uniwersytecie Curie Skłodowskiej w Lublinie, które kończy w 1949 roku. W 1950 roku zostaje powołany do zawodowej służby wojskowej. Początkowo pracuje w Laboratorium San.- Hig. Marynarki Wojennej w Gdyni, a od 1961 roku na stanowisku Kierownika Zakładu Medycyny Podwodnej w Katedrze Medycyny Morskiej WAM. W 1961 roku uzyskuje stopień naukowy doktora a w 1970 doktora habilitowanego. Tytuł naukowy profesora otrzymał z rąk Prezydenta RP w 1987 roku. W okresie pracy w Katedrze Jego zainteresowania zostały ukierunkowane na tematykę związaną z problemami medycyny podwodnej tj. wpływem na ustrój człowieka, środowiska gazowego w warunkach podwyższonego ciśnienia. Pionierskie doświadczenia w tym zakresie były prowadzone zarówno na zwierzętach doświadczalnych jak i podczas eksperymentalnych nurkowań w komorach hiperbarycznych. Do ważniejszych badań należy zaliczyć, opracowanie układu do podawania tlenu w komorze ciśnieniowej, eliminującego ryzyko wybuchu pożaru. Wbudowanie go w system komory umożliwiło stosowanie tlenowej rekompresji leczniczej oraz eliminowanie osób nadwrażliwych na ośrodkową postać zatrucia tlenowego metodą „testu tolerancji tlenowej”. W 1975 roku Profesor rozpoczął badania dotyczące nurkowań saturowanych. Początkowo były one oparte o habitaty i dzwony Stoczni Szczecińskiej, a następnie o bazę nurkową Marynarki Wojennej. Były to pierwsze tego typu nurkowania w Kraju i nieliczne w Europie. Kierował on ponadto zespołem, który rozwiązał problem kwalifikowania kandydatów do nurkowań specjalnych oraz problem zasad przeprowadzania dekompresji i rekompresji leczniczej po długotrwałych pobytach w hiperbarycznej atmosferze powietrznej. W omawianym programie stosowany profil dekompresji okazał się bardziej uzasadniony fizjologicznie, [zero powikłań], aniżeli profile w dwóch porównywalnych programach amerykańskich, w których ilość powikłań sięgała niekiedy 20%. Ponadto zainicjował On badania nad opracowaniem modelu i zasad dekompresji leczniczej dla nurkowań saturowanych przy użyciu powietrza i nitroksu. W oparciu o zweryfikowane założenia koncepcji Profesora opracowano w Marynarce Wojennej system nurkowań saturowanych z głębokości szelfu Bałtyckiego oraz w formie nowoczesnej instrukcji „Zasady zabezpieczenia medycznego nurków”.

Kmdr prof. T. Doboszyński jest człowiekiem nauki wielkiego formatu. Jest autorem lub współautorem wielu podręczników m.in. „Zarysu Fizjopatologii Nurkowania” i „Podstaw Terapii Hiperbarycznej” oraz ponad 120 prac drukowanych w Kraju i zagranicą. Jest laureatem wielu nagród naukowych w tym Ministra Szkolnictwa Wyższego i Nauki, Ministra Obrony Narodowej oraz Rektorów Wojskowej Akademii Medycznej i Akademii Marynarki Wojennej. Pozornie surowy zawsze otwarty i życzliwy dla młodzieży dydaktyk i wychowawca. W życiu pozazawodowym znawca literatury faktu i historii drugiej wojny światowej. Wielokrotny reprezentant WP w sportach zimowych. Od wielu lat z powodzeniem uprawia sport jeździecki. Jest Odznaczony Złotą Odznaką Polskiego Związku Jeździeckiego.

Oprac. Kazimierz Dęga

ANTONI DĘBSKI



Urodził się w 1935 roku. Oficer mechanik II klasy Marynarki Handlowej starszy nurek i nurek doświadczalny, batynauta. Legenda polskiej i światowej batynautyki. Przez wielu uznawany za polskiego J.Y. Cousteau. Wraz z grupą entuzjastów z Klubu Płetwonurków „Meduza” przy Stoczni im. Komuny Paryskiej w Gdyni, zbudował pierwszy polski batyskaf „Meduza I” w którym zrealizował pierwsze w Polsce nurkowanie saturowane. W 1968 roku w batyskafie „Meduza II” wraz z Jerzym Kulińskim i Bogdanem Bełdowskim zrealizował siedmiodniową ekspozycję na głębokości 26 metrów, podczas której nurkowie wykonywali pracę na wraku na głębokościach dochodzących do 54 metrów. Były to eksperymenty dłuższe i głębsze niż ekspozycje realizowane przez J.Y. Cousteau w latach sześćdziesiątych XX w. Jego

dokonania są imponujące, umieściły Polskę w czołówce krajów rozwijających batynautykę i nurkowania saturowane. Jego praca zasługuje na uznanie tym bardziej, że w ówczesnej dobie musiał borykać się z wieloma trudnościami, brakami funduszy oraz wsparcia różnych instytucji naukowych, które często trudno było mu przekonać do swoich idei i koncepcji. A jednak mimo tych przeciwności, kłopotów, zawsze udawało mu się zgromadzić grono zapaleńców i zwolenników, z którymi realizował swoje pomysły. Jego późniejsze dzieła to batyskaf „Delfin I”, „Delfin II”. W 1975 roku dla Towarzystwa Przyjaciół Nauk o Ziemi zaprojektował batyskaf „Geonur”. A w latach 80 – tych podwodną bazę nurkową do głębokości 150 metrów – „Gonur II”.

Antoni Dębski odszedł od nas w sobotę 19 sierpnia 2006 roku. Odszedł człowiek o wielkim sercu, o ogromnym darze przekonywania do swoich pomysłów i idei. Człowiek, który dzięki swojej pasji, uporowi i marzeniom zrealizował rzeczy wielkie bez dostępu do zaplecza laboratoryjnego, finansowego, a często i bez dostępu do informacji o dokonaniach innych. Do końca swojego życia planował dalsze eksperymenty, był aktywny, brał czynny udział w życiu społeczności nurkowej. Był również Członkiem Założycielem Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej. W ubiegłym roku za życiowe osiągnięcia został uhonorowany wyróżnieniem Towarzystwa. Często powtarzał: „[...] pragnienie przeżycia wspaniałej, męskiej przygody – moim zdaniem – może być celem w życiu, ale pod warunkiem, że równolegle chcemy coś odkryć, jakąś drobną cząstkę prawdy, choćby o samym sobie”.

Oprac. Redakcja

WICEADMIRAŁ MACIEJ WĘGLEWSKI SZEF SZKOLENIA MARYNARKI WOJENNEJ



Wiceadmirał **Maciej WĘGLEWSKI** urodził się 21 lipca 1950 roku w Bydgoszczy, gdzie ukończył szkołę podstawową oraz liceum ogólnokształcące. Zainteresowany sprawami morza oraz Marynarką Wojenną zdecydował o wyborze dalszej drogi życiowej w jej szeregach. 24 lipca 1968 roku podjął studia w Wyższej Szkole Marynarki Wojennej, którą ukończył 1 października 1972 roku. 2 listopada 1972, po skierowaniu do 3 Flotylli Okrętów w Gdyni, został dowódcą działu na okręcie rakietowym ORP „Elbląg”. Kolejno przechodził wszystkie szczeble dowodzenia, do stanowiska dowódcy okrętu włącznie. W latach 1978-80 studiował w Akademii Marynarki Wojennej w b. Leningradzie. W sierpniu

1980 roku rozpoczął służbę w dywizjonie kutrów raketowo-torpedowych jako oficer broni raketowo-artyleryjskiej. W latach 1982-84 był szefem sztabu, a w latach 1984-88 dowódcą dywizjonu. W roku 1988 został starszym oficerem Oddziału Operacyjnego w Sztabie Marynarki Wojennej. W 1991 roku ukończył podyplomowe Studia Operacyjno-Strategiczne w Akademii Obrony Narodowej. Następnie w latach 1991-96 był zastępcą dowódcy 3 Flotylli Okrętów. 19 kwietnia 1996 został dowódcą 3 Flotylli Okrętów w Gdyni. W 2004 roku objął stanowisko Zastępcy Szefa Sztabu MW. Od dnia 18 kwietnia 2005 roku jest Szefem Szkolenia Marynarki Wojennej RP. Od początku istnienia Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej jest jego aktywnym członkiem i wspiera jego działalność. Żonaty, ma dwóch synów. Interesuje się sportem, podróżami i literaturą marynistyczną.

Na podstawie strony internetowej MW RP oprac. Redakcja

DR N. MED. JAROSŁAW KRZYŻAK



Urodził się w 1953 roku w Gdyni. Po zakończeniu studiów w Wojskowej Akademii Medycznej (1978 r.) odbył staż podyplomowy w Szpitalu Marynarki Wojennej w Gdańsku, potem był lekarzem na ORP „Lech” a następnie pełnił obowiązki starszego wykładowcy fizjopatologii nurkowania w Ośrodku Szkolenia Nurków i Płetwonurków Wojska Polskiego w Gdyni. Potem pracował jako starszy asystent Oddziału Intensywnej Opieki Medycznej Szpitala Marynarki Wojennej w Gdańsku. Po zakończeniu służby wojskowej w 1996 roku zostaje dyrektorem Wielospecjalistycznej Kliniki Zabiegowej „Clinica Medica”. Pierwszego prywatnego szpitala zabiegowego w województwie pomorskim. Specjalista chorób wewnętrznych i wojskowej medycyny morskiej. Od 1990 roku czynny nurek, posiada udokumentowane około 500 godzin pobytu pod wodą na głębokościach do 60 metrów oraz około 150 godzin ekspozycji w komorach hiperbarycznych. W latach 1983 – 1990 brał udział w leczeniu około 50 przypadków chorób nurkowych oraz zatruc tlenkiem węgla. W 1983 roku jest współorganizatorem wojskowego ośrodka terapii hiperbarycznej. Od 1988 roku posiada kwalifikacje płetwonurka I stopnia CMAS (obecnie P3). W 1990 roku uzyskał kwalifikacje specjalisty wojskowego płetwonurka i nurka klasycznego I klasy. Autor i współautor licznych publikacji specjalistycznych z dziedziny medycyny podwodnej. Jest współautorem podręcznika pt.: „Fizjopatologia nurkowania – podręcznik dla żołnierzy” oraz autorem obszernych monografii pt.: „Medycyna dla nurków” (1998r.) i „Medycyna nurkowa” (2006 r.). Od 1990 roku członek Undersea and Hyperbaric Medical Society. Członek Założyciel Polskiego Towarzystwa Medycyny i Techniki Hiperbarycznej, jego pierwszy prezes w latach 1998 – 2001.

Aktywność zawodowa i społeczna dr n. med. Jarosława Krzyżaka nie ogranicza się tylko do dziedziny nurkowej. Przez szereg lat był członkiem Związku Harcerstwa Polskiego (harc mistrz), Polskiego Towarzystwa Turystyczno – Krajoznawczego oraz Ligi Obrony Kraju.

Na podstawie mat. przekazanych przez J. Krzyżaka oprac. Redakcja

WARUNKI PRENUMERATY

POLISH HYPERBARIC RESEARCH

Kwartalnik wydawany od 2004 roku
Cena rocznej prenumeraty w roku 2005 wynosi dla:

- Instytucji – 80 PLN (za 4 numery) lub 110 PLN (4 numery + suplementy)
- Odbiorców indywidualnych - 20 PLN (za 4 numery) lub 35 PLN (4 numery + suplementy)

WZÓR ZAMÓWIENIA

Rok:

Suplementy: TAK NIE

Ilość egzemplarzy:

Instytucja zamawiająca:

- nazwa

- adres

- NIP

- Telefon kontaktowy:

- E-mail:

Zamówienie należy przesłać na adres Redakcji wraz z kopią dowodu wpłaty na konto PTMiTH w Banku Przemysłowo-Handlowym

Nr konta

SUBSCRIPTION INFORMATION

POLISH HYPERBARIC RESEARCH

Is published since 2004

Subscription rates in 2005 are:

- Institutions – 80 PLN (for 4 issues) or 110 PLN (4 issues + supplements)
- Individuals - 20 PLN (for 4 issues) or 35 PLN (4 issues + supplements)

ORDER FORM

Year:

Supplements: YES NO

Number of issues:

Institution:

- name

- address

- VAT number

- Phone:

- E-mail:

Please send the order to Editorial Board

Please send payments to the account of PTMiTH in Bank BPH
Number

Informacje dla autorów
(formatka artykułu)

Imię i nazwisko autora(ów) (TNR 11 pcs. kursywa)
(2 puste wiersze TNR 14 pcs. odstępy pojedyncze)

TYTUŁ REFERATU

(cz. Renfrew 14 psc. kapitaliki, odstęp między znakami 1,5 pkt., pogrubione)
(2 puste wiersze TNR 12 pcs. odstępy pojedyncze)

Streszczenie referatu w języku polskim max. 100 znaków (akapit 1,25 cm; TNR 11 pcs., kursywa, odstępy pojedyncze)

(pusty wiersz TNR 12 pcs. odstępy pojedyncze)

Słowa kluczowe w języku polskim (Arial 11 pcs., wyrównany do lewej, odstęp pojedynczy)

(pusty wiersz TNR 12 pcs. odstępy pojedyncze)

Streszczenie referatu w języku angielskim max. 100 znaków (akapit 1,25 cm; TNR 11 pcs., kursywa, odstępy pojedyncze)

(pusty wiersz TNR 12 pcs. odstępy pojedyncze)

Słowa kluczowe w języku angielskim (Arial 11 pcs., wyrównany do lewej, odstęp pojedynczy)

(4 puste wiersze TNR 12 pcs., odstępy pojedyncze)

TYTUŁ ROZDZIAŁU (akapit 1,25 cm, TNR 12 pcs., pogrubiony)

Tekst referatu

(akapity 1,25 cm, Arial 11 pcs., wyjustowany, odstęp pojedynczy)

wzór

nr wzoru:

gdzie: symbol – opis, jednostka (arial 10 pcs., wyjustowany)

rysunek wyśrodkowany, czarno-biały

rys. 1. podpis pod rysunkiem (arial 10 pcs., odstęp pojedynczy, wyjustowany lub wyśrodkowany)

Tabela 1.

Opis tabeli (arial 10 pcs. wyśrodkowany)

WYKAZ LITERATURY (jak tytuł rozdziału)

1. Autor: „Tytuł”, str. od ... do ..., wydawnictwo, miasto, rok wydania

(arial 11 pcs., odstępy pojedyncze)

(6 pustych wierszy; arial 11 pcs., odstępy pojedyncze)

Recenzent: tytuł naukowy imię i nazwisko (arial 11 pcs.)

(3 puste wiersze arial 11 pcs., odstępy pojedyncze)

Autor(rzy):

Tytuł naukowy imię i nazwisko

nazwa instytucji,

dane adresowe,

telefon, e-mail (arial 11 pcs.,)

