

POLITECHNIKA WARSZAWSKA

DYSCYPLINA NAUKI FIZYCZNE

DZIEDZINA NAUK ŚCISŁYCH I PRZYRODNICZYCH

Rozprawa doktorska

Mgr inż. Iwona Słonecka

Statystyka bayesowska jako narzędzie wspomagające ocenę
narażenia w dozymetrii promieniowania jonizującego

Promotor

Dr hab. inż. Daniel Kikoła

Promotor pomocniczy

Dr inż. Krzysztof W. Fornalski

WARSZAWA 2022

Zastanawiając się skąd tyle dobra w osobach, które spotkałam na swojej drodze do napisania doktoratu, pragnę z serca Wszystkim podziękować. Dziękuję Każdemu, kto w jakikolwiek sposób wspierał mnie w jego powstaniu.

Składam przeogromne podziękowania dr. hab. inż. Danielowi Kikole, dr. inż. Krzysztofowi Fornalskiemu i dr. Sylwestrowi Sommerowi. Mogłabym napisać dla każdego z Was kilka stron podziękowań, jednak tutaj zostawiam najszczersze DZIĘKUJĘ. Bez Was to nie byłaby ta sama praca. A dzięki Wam zdobyłam mnóstwo cennej wiedzy.

Serdecznie dziękuję Panu prof. dr. hab. Janowi Plucie za każde wspierające słowo i nieocenioną, szczerą pomoc.

Dziękuję Panu Dyrektorowi Centralnego Laboratorium Ochrony Radiologicznej dr. Pawłowi Krajewskiemu za możliwość przeprowadzenia pomiarów w CLOR oraz wszystkim pracownikom CLOR, którzy mnie w nich wspierali swoją wiedzą i doświadczeniem.

Dziękuję Pani dr Marii Kowalskiej za wprowadzenie mnie w świat dozymetrii biologicznej, która stała się moją pasją.

Dziękuję dr. inż. Michałowi Gryzińskiemu z Narodowego Centrum Badań Jądrowych za możliwość przeprowadzenia doświadczeń przy reaktorze Maria.

Dziękuję Pani Martynie Galanciak za życzliwą pomoc w przejściu przez gąszcz ustaw i zarządzeń, i cierpliwość okazywaną przy odhaczaniu kolejnego pytania z mojej listy.

Bardzo dziękuję moim Chłopakom – Łukaszowi i Timisiowi – za Waszą cierpliwość i czas, który mi dawaliście. Tymoteuszku, dziękuję, że z takim zrozumieniem spędzałeś czas z tatą, przybiegając do mnie co dwie minuty z radosnym „biegnę się tylko przytulić do mamusi”. I za każde Twoje pytanie „to po co chcesz być tym doktorem?”.

Dziękuję mojej Rodzinie – Ani, szczególnie za korektę, Patrykowi i Kubie za zabawy z Timisiem, Babci i Mamie za każde słowo KIEDY. Wreszcie, z pełnym wzruszeniem, mogę powiedzieć: TO JUŻ.

Pracę dedykuję SOBIE. Czuję ogromną wdzięczność i dumę.

Iwona Słonecka

Streszczenie

W związku z planami wybudowania w Polsce pierwszego energetycznego reaktora jądrowego jednym z priorytetów stał się temat bezpieczeństwa jądrowego i ochrony radiologicznej kraju. Ma on ogromne znaczenie w energetyce jądrowej, jak również w przemyśle, medycynie i nauce, gdzie praca wiąże się z potencjalnym ryzykiem wystąpienia zdarzenia radiacyjnego. W celu przeprowadzenia rekonstrukcji dawki pochłoniętej w organizmie osoby narażonej na promieniowanie jonizujące wykorzystuje się metody dozymetrii fizycznej (m.in. termoluminescencyjnej) oraz biologicznej. Do sytuacji awaryjnych często dochodzi w warunkach, które uniemożliwiają ocenę dawki na podstawie pomiarów lub obliczeń. Brak możliwości przeprowadzenia kontrolnych pomiarów środowiskowych, skażenie lub brak dawkomierza, nieznany skład mieszanej wiązki promieniowania, czy nieznane źródło promieniotwórcze to przykładowe sytuacje, w których klasyczne metody mogą być niewystarczające do miarodajnej oceny narażenia. Szczególnie trudne są przypadki związane z narażeniem na promieniowanie mieszane z uwagi na odmienną skuteczność biologiczną różnych rodzajów cząstek. Stąd potrzeba rozwijania i wdrażania metod statystycznych, umożliwiających estymację dawki pochłoniętej.

Niniejsza praca opisuje metody oraz narzędzia wykorzystujące twierdzenie Bayesa oraz modelowanie Monte Carlo, które mogą zostać wykorzystane jako metody wspomagające klasyczne techniki oceny narażenia w sytuacjach rutynowych oraz na wypadek zajścia zdarzeń radiacyjnych, zwłaszcza w przypadku promieniowania mieszanego.

Autorka przedstawia w pracy metodykę estymacji dawek od promieniowania mieszanego beta i gamma, proponując oryginalne podejście wykorzystujące dozymetrię termoluminescencyjną i analizę bayesowską w wersji analitycznej oraz implementacji Monte Carlo. Porównuje je następnie z klasycznie stosowaną metodą obliczeniową. W dalszej części autorka przeprowadza estymację dawek od promieniowania mieszanego neutronowego i gamma z wykorzystaniem dozymetrii biologicznej i analizy bayesowskiej w wersji analitycznej i Monte Carlo oraz alternatywnych metod. Ponadto autorka proponuje oryginalne podejście oceny dawek pochłoniętych od pojedynczego rodzaju promieniowania, które może zostać zastosowane w dozymetrii biologicznej w sytuacji braku odpowiedniej krzywej wzorcowej dawka-skutek. Autorka przedstawia także narzędzie, umożliwiające zastosowanie metody bayesowskiej w wyborze najbardziej prawdopodobnego modelu opisującego dane oraz w dopasowaniu krzywych.

Przedłożona rozprawa doktorska jest pierwszą w skali kraju pracą wykorzystującą statystykę bayesowską w tak szerokim zakresie dozymetrii promieniowania jonizującego. Bazuje na oryginalnych publikacjach naukowych autorki [1 – 8], a wyniki przedstawionych metod były prezentowane przez autorkę na międzynarodowych konferencjach naukowych.

Słowa kluczowe: promieniowanie jonizujące, twierdzenie Bayesa, promieniowanie mieszane, dozymetria termoluminescencyjna, dozymetria biologiczna

Abstract

As a consequence of the plans to build the first nuclear power plant in Poland, nuclear safety and radiological protection of the country has become the main priority. These issues are of great importance in the field of nuclear energy, as well as in industries, medicine and research, where work is associated with potential risk of radiation emergencies. In order to reconstruct the dose absorbed in the body of a person exposed to ionizing radiation, physical dosimetry (including thermoluminescence dosimetry) and biological dosimetry are used. Emergency situations often occur under conditions, which make it impossible to evaluate the dose from measurements or calculations. The inability to carry out control environmental measurements, a missing or contaminated detector, a mixed radiation beam of an unknown composition, or an unknown radioactive source are all examples of situations, where classical methods may be insufficient for a reliable exposure assessment. Mixed radiation exposure situations are particularly difficult due to the different biological effectiveness of different types of particles. Therefore there is a need to develop and implement statistical methods that enable the estimation of the absorbed dose.

This PhD thesis describes methods and tools using the analytical and Monte Carlo versions of the Bayesian approach that can be used to support classical techniques of exposure assessment, both in routine situations and in the case of a radiation emergency. Especially in the case of mixed radiation.

The author presents the methodology of dose estimation for mixed beta and gamma radiation, proposing an original approach using thermoluminescence dosimetry and Bayesian analysis. The author compares it with Monte Carlo version of calculations and the classical computational method. Next, the author estimates doses from mixed neutron and gamma radiation using biological dosimetry and Bayesian analysis in analytical and Monte Carlo version, as well as alternative methods. Moreover, the author proposes an original approach to assess the doses absorbed from a single type of radiation, which can be used in biological dosimetry in the absence of an appropriate dose-response calibration curve. The author also presents a tool that allows the use of the Bayesian method for the selection of the most likely model describing the data as well as for curve fitting.

This doctoral dissertation presents the first effort in Poland to comprehensively apply Bayesian statistics in a wide range of ionizing radiation dosimetry topics. It is based on the author's

original scientific publications [1 - 8]. The results of the described methods were presented by the author at international scientific conferences.

Keywords: ionizing radiation, Bayes' theorem, mixed radiation, thermoluminescence dosimetry, biological dosimetry

Spis treści

Streszczenie.....	5
Abstract.....	7
1. Wprowadzenie i cel pracy	13
1.1. Struktura pracy	14
2. Obecny stan wiedzy	16
3. Dozymetria promieniowania jonizującego	21
3.1. Wielkości dozymetryczne.....	21
3.2. Promieniowanie jonizujące – właściwości	25
3.2.1. Promieniowanie beta.....	26
3.2.2. Promieniowanie gamma.....	27
3.2.3. Promieniowanie neutronowe.....	28
3.3. Promieniowanie mieszane	29
3.3.1. Promieniowanie mieszane: beta i gamma	30
3.3.2. Promieniowanie mieszane: neutronowe i gamma	31
3.4. Mechanizmy oddziaływania promieniowania z żywym organizmem	32
3.4.1. Skutki działania promieniowania jonizującego na komórkę	33
4. Dozymetria termoluminescencyjna.....	37
4.1. Opis metody	37
4.1.1. Mechanizm termoluminescencji.....	37
4.1.2. Detektory termoluminescencyjne	39
4.1.3. System dozymetrii termoluminescencyjnej	42
4.1.4. Współczynnik kalibracyjny K_x	46
4.1.5. Stanowisko kalibracyjne gamma	47
4.1.7. Fantom dozymetryczny	51
4.2. Przygotowanie detektorów	51
4.2.1. Selekcja detektorów	52
4.2.2. Liniowość detektorów.....	55
4.2.3. Współczynniki kalibracyjne	56
4.3. Podsumowanie	58
5. Bayesowska ocena dawek od promieniowania $\beta + \gamma$ w dozymetrii TLD	59
5.1. Cel opracowania metody	59
5.2. Twierdzenie Bayesa w ocenie dawek.....	60

5.3. Opracowanie metody bayesowskiej oceny dawek $\beta + \gamma$ w TLD	62
5.3.1. Bayesowska funkcja wiarygodności	64
5.3.2. Rozkłady <i>a priori</i>	67
5.3.3. Rozkład prawdopodobieństwa <i>a posteriori</i> dawki pochłoniętej	69
5.4. Metoda Monte Carlo	70
5.5. Wyniki	71
5.5.1. Bayesowska ocena dawek $\beta + \gamma$	71
5.5.2. Ocena dawek metodą Monte Carlo	81
5.6. Wnioski	84
6. Bayesowska ocena dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$ w dozymetrii biologicznej	85
6.1. Cel badań	85
6.2. Dozymetria biologiczna	86
6.2.1. Teoria indukcji dicentryków	88
6.2.2. Charakterystyka testu dicentrycznego	90
6.2.3. Analiza częstości dicentryków	91
6.2.4. Krzywe kalibracyjne dawka-skutek	92
6.3. Metodyka szacowania dawek od promieniowania $n + \gamma$	93
6.3.1. Metoda iteracyjna	94
6.3.2. Metoda analityczna	97
6.3.3. Metoda quasi-bayesowska	98
6.3.4. Metoda bayesowska	99
6.3.5. Metoda Monte Carlo	104
6.4. Wyniki	106
6.4.1. Porównanie metody analitycznej i quasi-bayesowskiej	106
6.4.2. Porównanie oryginalnej i uproszczonej metody bayesowskiej	111
6.4.3. Ocena dawek $n + \gamma$ uproszczoną metodą bayesowską	112
6.4.4. Ocena dawek $n + \gamma$ metodą Monte Carlo	114
6.5. Wnioski	116
7. Bayesowska ocena dawek pochłoniętych od pojedynczego rodzaju promieniowania	118
7.1. Cel opracowania metody	118
7.2. Opracowanie metody	119
7.2.1. Rozkład <i>a priori</i> współczynników dla promieniowania o niskim LET	119
7.2.2. Rozkład <i>a priori</i> współczynników dla promieniowania o wysokim LET	122

7.2.3. Funkcja wiarygodności	124
7.2.4. Rozkład prawdopodobieństwa <i>a posteriori</i> dawki pochłoniętej	124
7.3. Wyniki	125
7.3.1. Estymacja dawek od ^{60}Co	126
7.3.2. Estymacja dawek dla sytuacji awaryjnej z ^{60}Co	132
7.3.3. Estymacja dawek od neutronów rozszczepieniowych	136
7.4. Wnioski	138
8. Bayesowska metoda regresji	140
8.1. Cel badań	140
8.2. Bayesowskie dopasowanie krzywych	141
8.3. Wybór modelu	145
8.4. Wyniki	147
8.4.1. Dopasowanie krzywych – porównanie metod	148
8.4.2. Dopasowanie krzywych dawka-skutek metodą bayesowską	151
8.4.3. Wybór modelu	153
8.5. Wnioski	155
9. Podsumowanie i dalsze plany	156
Bibliografia	161
Spis rysunków	173
Spis tabel	177
Spis skrótów i skrótowców	180
Lista publikacji, wystąpień oraz projektów	181

1. Wprowadzenie i cel pracy

Niniejsza praca doktorska dotyczy zastosowania twierdzenia Bayesa do oceny dawek pochłoniętych w organizmie człowieka oraz do analizy danych w dozymetrii promieniowania jonizującego. Rozprawa ma praktyczny i aplikacyjny charakter, ponieważ bezpieczeństwo jądrowe i ochrona radiologiczna są niezwykle istotne wszędzie tam, gdzie praca wiąże się z ryzykiem wystąpienia niezamierzonego lub niespodziewanego zdarzenia radiacyjnego – zarówno w energetyce jądrowej, przemyśle, medycynie, jak i nauce. Gotowość i skuteczne reagowanie na sytuacje kryzysowe (ang. Emergency Preparedness and Response, EPR) tworzą podstawę solidnego systemu bezpieczeństwa, który opiera się na odpowiednich normach, trafnych wytycznych i sprawdzonych narzędziach. Proponowane przez autorkę metody mogą mieć zastosowanie przy planowaniu awaryjnym na wypadek wystąpienia zdarzenia radiacyjnego, np. awarii jądrowej, jak i po zajściu sytuacji awaryjnej, której skutkiem może być przekroczenie dawek granicznych i poważne narażenie zdrowia człowieka. Dokładna i wiarygodna ocena dawki pochłoniętej narażonej osoby jest bardzo istotna ze względu na ewentualną konieczność dalszego leczenia choroby popromiennej oraz ocenę ryzyka wystąpienia stochastycznych skutków promieniowania – głównie nowotworów. Ma także pomóc w ustaleniu kto został napromieniowany, a kto nie.

W celu przeprowadzenia dokładnej rekonstrukcji dawki pochłoniętej wykorzystuje się metody dozymetrii fizycznej oraz biologicznej, jak również obserwację skutków klinicznych. Problemem są sytuacje awaryjne, które na ogół wiążą się z ograniczoną informacją o narażeniu, jak np. nieznany skład mieszanej wiązki promieniowania, czy nieznane źródło promieniowania, w których klasyczne metody są niewystarczające do pełnej oceny narażenia. Stąd potrzeba rozwijania i wdrażania metod statystycznych, które umożliwią przeprowadzenie estymacji dawki zaabsorbowanej w organizmie człowieka oraz oszacowanie jej niepewności. Głównym celem pracy jest zatem ocena dawek pochłoniętych od promieniowania jonizującego, a tezę niniejszej rozprawy stanowi pytanie: **Czy metody oparte na twierdzeniu Bayesa mogą być odpowiednim narzędziem wspomagającym ocenę narażenia na promieniowanie jonizujące w sytuacjach, kiedy metody klasyczne, zarówno fizyczne jak i biofizyczne, są niewystarczające, i czy pozwolą one dokładniej oszacować dawki?**

Analizując proponowane w pracy metody, autorka odpowie na postawione w tezie pytanie.

1.1. Struktura pracy

Niniejsza praca doktorska została podzielona na dziewięć rozdziałów. Pierwszy rozdział stanowi wprowadzenie do tematyki i opis celu oraz sformułowanie tezy pracy, która jest zweryfikowana w ostatniej – podsumowującej części. W drugim rozdziale autorka dokonuje przeglądu literaturowego omawianej tematyki, zgodnie z aktualnym stanem wiedzy. Następnie opisuje poruszone w pracy zagadnienia teoretyczne, które są związane z promieniowaniem jonizującym i ochroną radiologiczną. Rozdział czwarty został poświęcony dozymetrii termoluminescencyjnej. Cztery kolejne rozdziały (5 – 8) dotyczą wyników badań autorki. Każdy z nich odnosi się do innego celu szczegółowego, w którym autorka dokonała dokładnej analizy proponowanych przez siebie metod.

Pierwsza metoda została opisana w rozdziale piątym i dotyczy estymacji dawek od promieniowania mieszanego beta i gamma ($\beta + \gamma$) z wykorzystaniem dozymetrii termoluminescencyjnej oraz rozumowania bayesowskiego. Stanowi to zupełnie nowe, oryginalne podejście, które autorka zaproponowała do zastosowania w sytuacji, gdy klasyczna ocena dawek jest niewystarczająca lub niemożliwa do wykonania. Problem oceny dawek $\beta + \gamma$ występuje m.in. kiedy nie jest znany dokładny udział poszczególnych składowych promieniowania w mieszanej wiązce lub gdy nie są znane współczynniki kalibracyjne źródeł. Celem niniejszej części było zatem opracowanie metody, sprawdzenie poprawności jej działania oraz zweryfikowanie użyteczności w dozymetrii. Twierdzenie Bayesa zastosowano także do obliczeń w wersji Monte Carlo, których wyniki autorka przedstawiła w pracy. W ramach tego zagadnienia autorka opracowała narzędzie obliczeniowe w postaci aplikacji komputerowej, a uzyskane rezultaty zostały opublikowane [1] oraz zaprezentowane na krajowych i międzynarodowych konferencjach naukowych.

Rozdział szósty dotyczy obliczania dawek od promieniowania mieszanego – neutronowego i gamma ($n + \gamma$) z wykorzystaniem dozymetrii biologicznej i rozumowania bayesowskiego (wersja analityczna i Monte Carlo) oraz alternatywnych metod. Niniejszy temat został podjęty w związku z planami wybudowania w Polsce pierwszego energetycznego reaktora jądrowego. Opisane w pracy metody mogą być wykorzystane przy planowaniu awaryjnym oraz działaniach interwencyjnych np. na wypadek awarii jądrowej. Wyniki analizy mikroskopowej próbek biologicznych, przedstawione w niniejszej pracy, pochodziły z eksperymentów przeprowadzonych w polu promieniowania mieszanego $n + \gamma$ w reaktorze Maria w Świerku. W ramach swoich badań w tym zakresie autorka prowadziła prace doświadczalne, w tym hodowlę komórek, przygotowanie preparatów i analizę mikroskopową. Napisała także program

do obliczeń w postaci aplikacji komputerowej. Na podstawie uzyskanych wyników ukazały się publikacje [1 – 8], a rezultaty badań były prezentowane przez autorkę na krajowych i międzynarodowych konferencjach naukowych.

W kolejnym rozdziale autorka zajęła się obliczaniem dawek od pojedynczego rodzaju promieniowania o wysokiej i niskiej zdolności jonizacji, z wykorzystaniem podejścia bayesowskiego i dozymetrii biologicznej. Zaproponowana oryginalna metoda może być stosowana w sytuacjach braku odpowiedniej krzywej wzorcowej dawka-skutek do oceny dawki pochłoniętej w organizmie człowieka. Uzyskane wyniki są bardzo obiecujące i potwierdzają skuteczność proponowanej metody, dlatego planowana jest ich publikacja. Autorka opracowała program komputerowy, w którym wykonywane były obliczenia.

Ostatnim celem było wykorzystanie twierdzenia Bayesa w analizie danych: do dopasowania krzywych oraz do wyboru najbardziej prawdopodobnej krzywej. Szczególną uwagę skupiono na punktach odstających, które mogą występować przy pracy z dużą liczbą danych, m.in. w analizie próbek biologicznych w dozymetrii biologicznej, w opracowaniu wyników w fizyce medycznej, czy przy wprowadzaniu danych podczas wzorcowania przyrządów dozymetrycznych. Problem jest zatem bardzo realny i ma istotne znaczenie, tym bardziej, że w sytuacjach występowania punktów odstających tradycyjne metody regresji, jak metoda najmniejszych kwadratów, czy największej wiarygodności, nie radzą sobie dobrze. Zastosowana metodyka jest szczegółowo opisana w artykułach [9, 10]. W ramach tematu autorka wykorzystwała metodykę [10] stosując ją do analizy danych w dozymetrii biologicznej. Opracowała ponadto narzędzie w postaci aplikacji komputerowej, a uzyskane wyniki zostały opublikowane [2, 6] i przedstawione na konferencjach naukowych.

W rozdziale dziewiątym autorka podsumowuje wykonaną przez siebie pracę oraz odpowiada na pytanie postawione w tezie.

Poruszone tematy i wykonane pomiary oraz obliczenia mają bardzo praktyczny charakter i mogą być użyteczne w dozymetrii promieniowania jonizującego oraz przy planowaniu awaryjnym i działaniach interwencyjnych. Wykorzystaniem uzyskanych wyników są zainteresowane polskie instytuty naukowe – Instytut Chemii i Techniki Jądrowej oraz Narodowe Centrum Badań Jądrowych, a także firma Polskie Elektrownie Jądrowe sp. z o. o. (wcześniej PGE EJ 1), odpowiadająca m.in. za bezpośrednie przygotowanie procesu inwestycyjnego pierwszej polskiej elektrowni jądrowej.

2. Obecny stan wiedzy

Narażenie człowieka na promieniowanie jonizujące pochodzi z dwóch rodzajów źródeł: naturalnych i sztucznych. Naturalne źródła promieniowania jonizującego, jak radon, czy potas występują w skorupie ziemskiej i w komponentach środowiska lub, jak w przypadku berylu (^7Be , ^{10}Be) czy węgla (^{14}C), powstają przy oddziaływaniu promieniowania kosmicznego z atmosferą ziemską. Źródła sztuczne związane są z działalnością człowieka, w ramach której mogą być wykorzystywane zarówno izotopy promieniotwórcze, jak i urządzenia wytwarzające promieniowanie jonizujące, takie jak aparaty rentgenowskie, czy akceleratory. Według raportu rocznego działalności Prezesa Państwowej Agencji Atomistyki (PAA) z 2020 r. [11] liczba zarejestrowanych jednostek organizacyjnych w Polsce prowadzących działalność związaną z narażeniem na promieniowanie jonizujące, która podlega nadzorowi Prezesa PAA, wynosi 4545, a liczba wszystkich działalności to 6947 (według stanu na dzień 31.12.2020 r.). Zasadność stosowania źródeł promieniowania jonizującego¹ ocenia się weryfikując ogólną korzyść wynikającą z ich użycia przy minimalnym poziomie ryzyka. Ma to szczególne zastosowanie w medycynie, gdzie promieniowanie jonizujące jest wykorzystywane zarówno w diagnostyce (np. prześwietlenia rentgenowskie, tomografia komputerowa, pozytonowa tomografia emisyjna), jak i terapii (np. teleradioterapia, brachyterapia, urządzenia gamma knife), ale też w radiografii przemysłowej (np. prześwietlanie elementów konstrukcyjnych i spawów, mierniki poziomu gęstości, mierniki grubości, wagi taśmociągowe), technologiach radiacyjnych (np. sterylizacja sprzętu medycznego, wzorcowanie przyrządów dozymetrycznych), geologii (np. karotaż odwiertów), energetyce jądrowej, transporcie, magazynowaniu, produkcji, instalacji i obrocie źródłami i urządzeniami izotopowymi. Zgodnie z rejestrem prowadzonym przez Prezesa PAA na temat zamkniętych źródeł promieniotwórczych, który ma na celu weryfikację informacji o źródłach, ich liczba wynosi w Polsce 27474, a praca w narażeniu na promieniowanie dotyczy kilkudziesięciu tysięcy pracowników [11]. 95% z nich zaklasyfikowanych jest do kategorii B (osoby narażone na dawki skuteczne nieprzekraczające 6 mSv w ciągu roku), w której nie występuje istotne ryzyko narażenia. Do kategorii A (osoby narażone na dawki skuteczne od 6 do 20 mSv na rok) zaliczonych jest ponad 2 tysiące pracowników, którzy są objęci kontrolą dawek indywidualnych. Te liczby wkrótce mogą się zmienić, ponieważ w planach jest budowa elektrowni jądrowej w Polsce. W związku z zastosowaniem źródeł promieniowania

¹ Źródła promieniowania to zarówno źródła promieniotwórcze, czyli izotopy emitujące promieniowanie jonizujące, jak i urządzenia wytwarzające promieniowanie, np. aparat rentgenowski.

w miejscach pracy istnieje konieczność ograniczania narażenia (zasada ALARA – ang. as low as reasonably achievable, zwana w Polsce zasadą optymalizacji). Ponieważ w każdej z wymienionych działalności występuje realna możliwość narażenia pracowników i osób z ogółu ludności na promieniowanie jonizujące, niezbędne są metody i przyrządy służące do oceny dawki pochłoniętej w organizmie człowieka.

W lutym 2021 r. ukazał się raport Europejskiej Grupy ds. Dozymetrii Promieniowania (European Radiation Dosimetry Group – EURADOS²) [12] na temat niezbędnych kierunków rozwoju ochrony radiologicznej. Jednym z pięciu wymienionych kierunków strategicznych jest ochrona pracowników i osób z ogółu ludności, w którym grupa EURADOS kładzie specjalny nacisk na dozymetrię neutronową, w tym dozymetrię promieniowania mieszanego oraz na dokładną dozymetrię osobistą. Ma to być realizowane m.in. poprzez rozwój dozymetrii obliczeniowej i symulacji. Bardzo istotny jest także punkt dotyczący ochrony radiologicznej w placówkach medycznych. Metody dozymetrii obejmujące pracowników, pacjentów i osoby z ogółu ludności powinny być stale ulepszone i rozwijane, a szczególna uwaga powinna zostać zwrócona na zwiększenie czułości, zmniejszenie niepewności, poprawę wydajności stosowanych metod i narzędzi oraz na skrócenie czasu przetwarzania systemów weryfikacyjnych i obliczeniowych [12, 13]. Obecnie rutynowa ocena dawek indywidualnych osób zawodowo narażonych na promieniowanie jonizujące wykonywana jest głównie za pomocą detektorów termoluminescencyjnych, TLD (rzadziej optoluminescencyjnych, OSL). Detektory termoluminescencyjne dobrze sprawdzają się zarówno w przypadku pojedynczego rodzaju promieniowania, jak i w polach promieniowania mieszanego [14, 15]. Umożliwiają także pomiar w polu promieniowania neutronowego, co ma duże znaczenie w pracy w elektrowni jądrowej.

W standardowej sytuacji ocena dawki metodą termoluminescencyjną nie jest skomplikowana i polega na odczycie detektora, a następnie przeliczeniu uzyskanej liczby zliczeń na wartość dawki równoważnej (szczegóły metody opisane są w rozdziale 4). Problemy pojawiają się w przypadku znacznych przekroczeń dawek, które mogą mieć miejsce w sytuacjach awaryjnych. Wówczas tradycyjny system odczytu detektorów najczęściej nie daje możliwości rzeczywistej oceny dawki, powodując jej niedoszacowanie [16]. Po odczycie tracony jest sygnał z detektora. Możliwość pozyskania powtórnej informacji o dawce daje stymulacja

² EURADOS to naukowa sieć laboratoriów europejskich zajmujących się rozwojem dozymetrii w ochronie radiologicznej, radiobiologii, diagnostyki i terapii medycznej z zastosowaniem promieniowania jonizującego.

detektorów promieniowaniem UV [17 – 21]. Dzięki niej elektrony z pułapek głębokich przenoszone są do płytszych, które są opróżniane w ponownym odczycie [21]. Umożliwia to weryfikację i dokładną analizę przypadków, w których przekroczone zostały dawki graniczne. Prace nad możliwością ponownego odczytu detektorów TLD prowadzone są m.in. w Instytucie Fizyki Jądrowej w Krakowie [19, 21].

Detektory termoluminescencyjne posiadają także inne ograniczenia, które w pewnych sytuacjach uniemożliwiają przeprowadzenie właściwej oceny narażenia. Przykładem jest stosowanie źródeł o energiach wykraczających poza ramy kalibracji, czy też dozymetria kończyn [22, 23] i oczu [24], kiedy w obudowie umieszczany jest tylko jeden detektor. Problemy mogą pojawić się również na skutek przypadkowego narażenia, gdy nie ma możliwości wcześniejszego wyznaczenia współczynników kalibracyjnych. Trudne są także sytuacje jednoczesnego napromienienia z kilku źródeł, przy braku fizycznej oceny składu wiązki mieszanej, istotnej do obliczenia dawek składowych. W takich przypadkach pomocniczo w dozymetrii termoluminescencyjnej może być zastosowane twierdzenie Bayesa, które można dodatkowo zaimplementować w metodzie modelowania Monte Carlo.

Jak wykazała autorka w niniejszej pracy, metoda bayesowska może być dobrą alternatywą do klasycznie stosowanej techniki obliczania dawki w TLD (szczegóły w rozdziale 5). Autorka nie znalazła dotychczas w literaturze artykułów prezentujących możliwości zastosowania podejścia bayesowskiego do oceny dawek od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ z zastosowaniem dozymetrów termoluminescencyjnych. Dawki są obliczane w klasyczny sposób [13 – 15, 24] na podstawie informacji uzyskanych z detektorów termo-, lub optoluminescencyjnych, a także z użyciem detektorów scyntylacyjnych, czy komór jonizacyjnych [25]. Proponowana przez autorkę metodyka jest więc w pełni oryginalna [1].

Dozymetria termoluminescencyjna nie zawsze umożliwia przeprowadzenie oceny narażenia pracowników. Gdy dojdzie do sytuacji awaryjnej, w której dozymetr ulegnie skażeniu, zniszczeniu lub w ogóle nie był używany, wówczas skuteczną ocenę dawki pochłoniętej w organizmie powinna zapewnić dozymetria biologiczna [26]. Umożliwia ona retrospektywną ocenę dawki na podstawie zmian powstałych w organizmie na skutek działania promieniowania jonizującego, np. chromosomów dicentrycznych (dicentryków). Są one najbardziej wiarygodnym wskaźnikiem oceny dawek w dozymetrii biologicznej [26, 27]. Metoda testu dicentrycznego została opracowana 60 lat temu [28], a obecnie jest uznawana za złoty standard w dozymetrii biologicznej [26, 29] (szczegóły metody opisano w rozdziale 6). Była wykorzystywana m.in. po awariach jądrowych w Czarnobylu [30 – 32] i Fukushima-Daiichi

[33 – 35]. Z uwagi na czasochłonność metody, zwłaszcza analizy mikroskopowej, poczyniony został duży postęp w jej automatyzacji na poziomie analizy obrazu [36 – 42]. Ma to ogromne znaczenie na wypadek ewentualnego zdarzenia radiacyjnego na dużą skalę.

Test dicentryczny może być stosowany zarówno przy narażeniu na pojedynczy rodzaj promieniowania, jak i po ekspozycji na promieniowanie mieszane, gdzie istotne znaczenie ma ocena poszczególnych składowych dawki. Rutynowo stosowanym narzędziem oceny dawek jest w tym przypadku metoda iteracyjna [26, 43], która zakłada dokładnie znany skład procentowy wiązki. Sytuacja jest nieco bardziej skomplikowana, kiedy udział poszczególnych rodzajów promieniowania mieszanego nie jest znany lub pewny. W takim przypadku parametr oznaczający skład wiązki może zostać opisany rozkładem prawdopodobieństwa *a priori*, co umożliwia podejście bayesowskie [1, 2, 44, 45]. Jest ono stosowane przez wielu badaczy w dozymetrii biologicznej [44 – 50]. Pierwsza publikacja dotycząca metodyki pochodzi z 1987 r. i obejmuje ocenę dawki od promieniowania o wysokiej zdolności jonizacji [50]. Jej autorzy, Groer i Pereira, zasymulowali hipotetyczną sytuację narażenia na źródło neutronowe Po-Be, którym napromieniowane zostały próbki krwi dawcy. W 2003 r. Groer wraz ze swoim współpracownikiem Brame'em zastosowali statystykę bayesowską do oceny dawek składowych od promieniowania mieszanego: neutronowego i gamma, symulując sytuację typu *criticality accident* (przypadkowa, niekontrolowana łańcuchowa reakcja rozszczepienia) [45]. Metoda dała wyniki porównywalne z klasycznym podejściem iteracyjnym (przy założeniu znajomości składu wiązki).

Prace naukowe przedstawiające zastosowanie twierdzenia Bayesa w dozymetrii biologicznej najczęściej dotyczą wyboru najbardziej odpowiedniego modelu opisującego rozkład uszkodzeń w komórkach [47, 48], czy obliczanie rozkładu prawdopodobieństwa częstości aberracji chromosomowych. Oba te zastosowania, a także obliczanie rozkładu prawdopodobieństwa dawki dla liniowego i liniowo-kwadratowego modelu odpowiedzi na dawkę oraz bayesowskie metody obliczania progu decyzji i limitu detekcji, zostały zaimplementowane w programie CytoBayes J, opisanym w artykule [47]. Wszystkie powyższe funkcjonalności programu wymagają złożonych i skomplikowanych operacji matematycznych, dlatego oprogramowanie jest bardzo rozbudowane, ale obsługa dość intuicyjna, ponieważ intencją autorów było stworzenie narzędzia prostego w obsłudze dla wszystkich użytkowników. Program nie daje możliwości bayesowskiej oceny dawek od promieniowania mieszanego i według aktualnej wiedzy autorki, autorzy artykułu [47] ani inni, nie stworzyli jak dotąd narzędzia z taką funkcjonalnością. Możliwość oceny dawek mieszanych z wykorzystaniem podejścia

bayesowskiego dają programy napisane przez autorkę oraz aplikacje powstałe pod kierunkiem merytorycznym autorki [51, 52], które opublikowano w artykułach [2, 3, 8]. Programy dostępne są w wersji na komputer i na urządzenie mobilne z systemem Android.

Potrzeba rozwijania i wdrażania metod statystycznych, które umożliwią, a w niektórych sytuacjach przyspieszą obliczenia dawki oraz zwiększą użyteczność stosowanych technik [12, 13], są realizowane od 2016 r. przez sieć RENE³. Wśród partnerów sieci jako jedyny z Polski jest Instytut Chemii i Techniki Jądrowej z Warszawy. Celem RENEB jest wzajemna pomoc w ocenie dawek w sytuacji, gdy zachodzi konieczność analizy dużej liczby próbek, np. na wypadek zajścia zdarzenia radiacyjnego lub awarii jądrowej na wysoką skalę. Istnieje wówczas możliwość podziału materiału niezbędnego do przeanalizowania pomiędzy członków sieci, co umożliwia szybsze uzyskanie wyników. RENEB prowadzi porównania międzylaboratoryjne [53 – 58] i organizuje szkolenia, dzięki czemu stosowana metodyka jest ujednolicona, co zapewnia jakość i skuteczność w ocenie dawek. Jak zauważono [59, 60], tworzenie sieci laboratoriów dozymetrii biologicznej na całym świecie poprawiło standardy jakości i zwiększyło spójność w szacowaniu dawek między laboratoriami członkowskimi.

Konieczność rozwijania i udoskonalania systemu dozymetrii, w którym wciąż zauważalne są pewne braki, skłoniły autorkę do opracowania metod oraz stworzenia narzędzi ułatwiających, a w niektórych sytuacjach umożliwiających ocenę narażenia. Są to m.in. ocena dawek mieszanych $\beta + \gamma$ i $n + \gamma$, gdy metody klasyczne nie są wystarczające, bardziej wiarygodne dopasowanie krzywych w przypadku występowania punktów odstających w dozymetrii biologicznej, czy fizyce medycznej oraz ocena dawki pochłoniętej w sytuacji braku odpowiedniej krzywej kalibracyjnej dawka-skutek. Zaproponowane i przetestowane przez autorkę metody zostały dokładnie opisane w dalszej części pracy (rozdziały 5 – 8).

³ RENE^B – Europejska Sieć Laboratoriów Dozymetrii Biologicznej i Retrospektywnej Dozymetrii Fizycznej (ang. Running the European Network of Biological and Retrospective Physical Dosimetry) to grupa współpracujących ze sobą jednostek naukowych z różnych krajów Europy.

3. Dozymetria promieniowania jonizującego

3.1. Wielkości dozymetryczne

Praca z promieniowaniem jonizującym wiąże się z ryzykiem wystąpienia zdarzenia radiacyjnego, którego skutkiem mogą być negatywne konsekwencje zdrowotne. Ponieważ zdrowie i życie ludzi są najważniejsze, to pracownicy powinni być chronieni przed potencjalnie niebezpiecznym wpływem działania promieniowania jonizującego. Stąd przepisy, zalecenia, procedury i profilaktyka, których należy bezwzględnie przestrzegać we wszystkich jednostkach prowadzących działalność z promieniowaniem jonizującym. Ogół przedsięwzięć podejmowanych w celu ochrony przed promieniowaniem to ochrona radiologiczna, która zgodnie z definicją prawa atomowego [61] polega na „zapobieganiu narażenia ludzi i skażenia środowiska, a w sytuacji braku możliwości ich zapobieżenia, ograniczaniem skutków do jak najniższego poziomu”. W tym celu niezbędne są odpowiednie przyrządy, metody i narzędzia stosowane w dozymetrii promieniowania jonizującego. Dozymetria obejmuje m.in. ocenę dawek, kontrolę skażeń, czy określenie aktywności źródeł promieniotwórczych, czyli pozwala na pomiar wielkości, które umożliwiają weryfikację bezpieczeństwa oraz ocenę skutków narażenia w razie zaistnienia sytuacji awaryjnej. Będą również użyteczne w procesie planowania awaryjnego. Wykorzystywane są do tego mierniki promieniowania, takie jak np. pasywne dozymetry indywidualne termo-, i optoluminescencyjne, mierniki z wbudowanym licznikiem Geigera-Müllera, czy detektory scyntylicyjne. Aby dokonać miarodajnej oceny sytuacji, należy posługiwać się odpowiednimi pojęciami i wielkościami dozymetrycznymi.

Podstawową wielkością opisującą skutki działania każdego rodzaju promieniowania jonizującego na dowolną materię jest dawka pochłonięta.

- Dawka pochłonięta D określa średnią ilość energii zdeponowanej w elemencie objętości materii o masie dm i wyraża się w grejach, $1 \text{ Gy} = \text{J} \cdot \text{kg}^{-1}$.

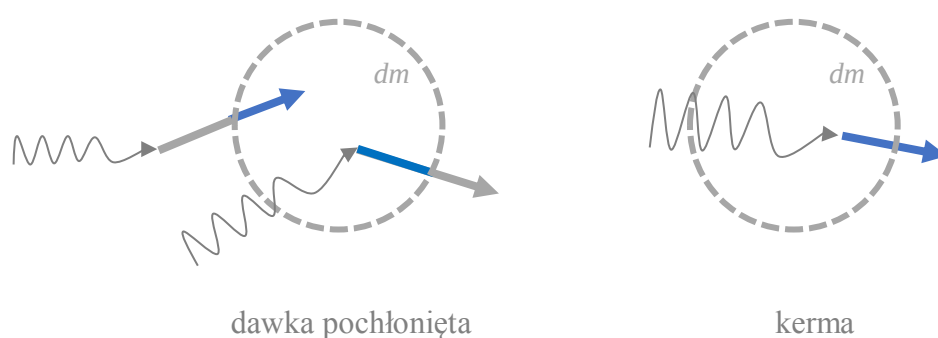
$$D = \frac{\overline{dE}}{dm} \quad (3.1)$$

gdzie: $\overline{dE}$ – średnia energia zdeponowana w ośrodku, dm – masa ośrodka.

- Kerma K to suma energii kinetycznej dE_k cząstek naładowanych uwolnionych przez promieniowanie pośrednio jonizujące (np. fotony, neutrony) w elemencie materii dm , wyrażana w grejach.

$$K = \frac{dE_k}{dm} \quad (3.2)$$

Różnicę między kermą a dawką pochłoniętą ilustruje Rysunek 3.1. Kerma obejmuje całkowitą energię cząstek naładowanych, wygenerowaną w elemencie masy dm , podczas gdy do dawki pochłoniętej wlicza się energię cząstek naładowanych pozostawioną w materii dm (w obu przypadkach niebieska część strzałki).



Rysunek 3.1. Różnica między dawką pochłoniętą a kermą (opracowanie własne na podstawie wykładów prof. N. Golnik).

Biologiczne skutki działania promieniowania jonizującego zależą nie tylko od dawki pochłoniętej, ale także od rodzaju i energii promieniowania działającego na organizm. Uwzględniając czynnik wagowy promieniowania, definiuje się dawkę równoważną, określającą energię ekspozowaną w materii żywej, która jest pojęciem służącym do opisu narażenia człowieka. Stąd, dla odróżnienia, zmiana jednostki z grej na siwert.

- Dawka równoważna w tkance lub w narządzie H_T to dawka pochłonięta uwzględniająca rodzaj i energię promieniowania jonizującego.

$$H_T = w_R D \quad (3.3)$$

gdzie: D – dawka pochłonięta w tkance lub narządzie, w_R – czynnik wagowy, uwzględniający rodzaj i energię promieniowania (Tabela 3.1).

Jednostką dawki równoważnej jest siwert, $1 \text{ Sv} = \text{J} \cdot \text{kg}^{-1}$.

Tabela 3.1. Wartości czynnika wagowego promieniowania w_R według zaleceń ICRP [62].

Rodzaj promieniowania	w_R
Fotony, elektrony i miony	1
Protony i naładowane piony	2
Cząstki alfa, fragmenty rozszczepienia, ciężkie jony	20
Neutrony:	Ciągła funkcja energii
$E_n^* < 1 \text{ MeV}$	$2,5 + 18,2 e^{-[\ln(E_n)]^2/6}$
$1 \text{ MeV} \leq E_n \leq 50 \text{ MeV}$	$5,0 + 17,0 e^{-[\ln(2E_n)]^2/6}$
$E_n > 50 \text{ MeV}$	$2,5 + 3,25 e^{-[\ln(0,04E_n)]^2/6}$

* E_n – energia neutronów

W ocenie skutków narażenia należy także wziąć pod uwagę różnice w promieniowrażliwości poszczególnych narządów i tkanek. Uwzględniając czynnik wagowy tkanki lub narządu definiuje się dawkę efektywną. Wówczas można oszacować narażenie całego ciała, nawet kiedy napromieniane są tylko poszczególne jego partie.

- Dawka efektywna (skuteczna) E to suma wszystkich dawek równoważnych H_T , zarówno od narażenia wewnętrznego, jak i zewnętrznego, uwzględniająca rodzaj tkanki i/lub narządu w_T .

$$E = \sum H_T w_T \quad (3.4)$$

gdzie: H_T – dawka równoważna, w_T – czynnik wagowy tkanki [62].

Jednostką dawki skutecznej jest siwert.

Czynnik wagowy w_T określa stosunek ryzyka wystąpienia nowotworu po napromienieniu danej tkanki lub narządu do ryzyka wystąpienia nowotworu po równomiernej ekspozycji całego ciała. Czynnik w_T dla całego ciała przyjmuje wartość 1, dla gonad 0,08, dla jelita grubego, żołądka, czerwonego szpiku kostnego i płuc – 0,12, pęcherza, przełyku, wątroby, tarczycy – 0,04, powierzchni kości, mózgu, gruczołów ślinowych, skóry – 0,01. Dla pozostałych tkanek i narządów (nadnercza, serce, nerki, węzły chłonne, mięśnie, błona śluzowa jamy ustnej, trzustka, prostata, jelito cienkie, śledziona, grasicca, macica/szyjka macicy, i inne) przyjmuje wartość 0,12 [62].

Narażenie na promieniowanie jonizujące całego ciała człowieka określa się zatem za pomocą dawki skutecznej. Jest to jednak wielkość niemierzalna bezpośrednio, można ją jedynie oszacować przez obliczenia, dlatego w ocenie narażenia wykorzystuje się wielkości

operacyjne, które są możliwe do zmierzenia: indywidualny, przestrzenny i kierunkowy równoważnik dawki. Podział dozymetrycznych wielkości operacyjnych jest warunkowany różnymi zadaniami ochrony radiologicznej. Każdy z wymienionych równoważników dawek jest stosowany w odmiennych warunkach i do odrębnych celów:

- indywidualny równoważnik dawki służy do kontroli indywidualnej, czyli do sprawdzenia jaką dawkę otrzymała dana osoba (dozymetria indywidualna),
- przestrzenny i kierunkowy równoważnik dawki służą do monitorowania zewnętrznych pól promieniowania (dozymetria środowiskowa), umożliwiając m.in. określenie bezpiecznego czasu przebywania ludzi w polu promieniowania, a na tej podstawie np. opracowanie regulaminów pracy.

Do monitorowania promieniowania o różnym stopniu penetracji (silnie przenikliwe i słabo przenikliwe) wyraża się je dodatkowo dla różnych głębokości d w ciele.

- Indywidualny równoważnik dawki $H_p(d)$ to równoważnik dawki w tkance miękkiej na głębokości d milimetrów poniżej określonego punktu ciała. Głębokość d jest równa 0,07 mm dla skóry, 3 mm dla oczu i 10 mm dla całego ciała. Wielkość ta umożliwia ocenę narażenia napromieniowanej osoby. Jednostką jest siwert.
- Przestrzenny równoważnik dawki $H^*(d)$ to równoważnik dawki dla danego punktu pola promieniowania, który byłby wytworzony przez odpowiednio rozciągle⁴ i zorientowane⁵ pole [63] w kuli ICRU⁶ na głębokości d milimetrów, na promieniu przeciwnym do kierunku zorientowanego pola. To wielkość mierzona w kontroli narażenia otoczenia dla promieniowania przenikliwego. Jednostką jest siwert.
- Kierunkowy równoważnik dawki $H'(d, \Omega)$ zdefiniowany jest w ten sam sposób, co przestrzenny równoważnik dawki, ale wyznaczany wzdłuż promienia skierowanego w określonym kierunku Ω na głębokości d milimetrów. To wielkość mierzona w kontroli narażenia otoczenia dla promieniowania mało przenikliwego, dla d równego 0,07 mm i 3 mm. Jednostką jest siwert.

Zestawienie i cel stosowanych w dozymetrii równoważników dawek przedstawia Tabela 3.2.

⁴ Pole rozciągle to, zgodnie z definicją z normy PN 92/J-01003/02 [63], hipotetyczne pole promieniowania, w którym fluencja cząstek, ich rozkład energii oraz rozkład kątowny wewnątrz określonej objętości pomiarowej są takie same jak w rzeczywistym polu promieniowania w rozpatrywanym punkcie.

⁵ Pole zorientowane to, zgodnie z definicją z normy PN-92/J-01003/02 [63], hipotetyczne pole promieniowania, w którym wszystkie cząstki poruszają się w jednym kierunku.

⁶ Kula ICRU (*ang. International Commission on Radiation Units and Measurements*), to pojęcie stosowane przy definiowaniu wielkości operacyjnych. Jest to fantom w kształcie kuli o średnicy 30 cm i gęstości $1 \text{ g}\cdot\text{cm}^{-3}$, wykonany z materiału równoważnego tkance, symulujący ludzkie ciało.

Tabela 3.2. Wielkości operacyjne stosowane w dozymetrii [64].

Wielkości operacyjne w pomiarach indywidualnych	Wielkości operacyjne w pomiarach środowiskowych	Cel
Indywidualny równoważnik dawki $H_p(10)$	Przestrzenny równoważnik dawki $H^*(10)$	Ocena dawki skutecznej otrzymanej na całe ciało
Indywidualny równoważnik dawki $H_p(0,07)$	Kierunkowy równoważnik dawki $H'(0,07)$	Ocena dawki równoważnej otrzymanej na skórę i kończyny
Indywidualny równoważnik dawki $H_p(3)$	Kierunkowy równoważnik dawki $H'(3)$	Ocena dawki równoważnej otrzymanej na soczewkę oka

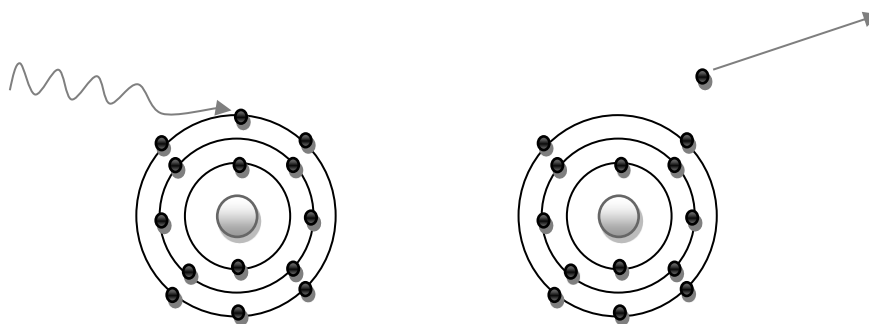
Istotną wielkością w ochronie radiologicznej jest wielkość określająca zdolność cząstek do jonizowania ośrodka, czyli tzw. *liniowy przekaz energii*, LET (ang. Linear Energy Transfer) wyrażane w $[\text{keV} \cdot \mu\text{m}^{-1}]$. LET oznacza średnią ilość energii ΔE przekazanej przez cząstkę na jednostkę drogi Δl w ośrodku pochłaniającym.

$$LET = \frac{\Delta E}{\Delta l} \quad (3.5)$$

Rozróżnia się promieniowanie o niskim i wysokim LET. Wysokie LET mają m.in. protony, neutrony o niskich energiach, czy cząstki alfa, które wywołując wiele aktów jonizacji wzdłuż swojego toru, silnie (gęsto) jonizują materię. Niskim LET charakteryzują się elektrony, promieniowanie gamma, promieniowanie rentgenowskie, czy neutrony o wysokich energiach, które jonizują znacznie słabiej [65, 66]. Różnica w ilości i sposobie deponowania energii w materiale biologicznym, np. komórce, przez promieniowanie o wysokim i niskim LET, skutkuje różną skutecznością biologiczną cząstek (czyli wywołanym efektem biologicznym), przy tej samej wielkości dawki pochłoniętej. Z tego powodu, w sytuacji występowania mieszanych pól promieniowania, zachodzi konieczność oceny obu dawek niezależnie.

3.2 Promieniowanie jonizujące – właściwości

Podstawowym efektem fizycznym będącym skutkiem oddziaływania promieniowania jonizującego z materią jest jonizacja atomów (Rysunek 3.2). W jej wyniku powstają swobodne elektrony i dodatnio naładowane jony [65, 66]. Wyróżnia się kilka rodzajów promieniowania jonizującego, m.in.: promieniowanie gamma, rentgenowskie, alfa, beta, neutronowe, ciężkie jony, które różnią się między sobą m.in. właściwościami, sposobem powstawania i oddziaływania z materią. Najistotniejsze z punktu widzenia niniejszej pracy szczegółowo opisano w paragrafach 3.2.1 – 3.2.3.



Rysunek 3.2. Schemat procesu jonizacji atomu.

3.2.1. Promieniowanie beta

Promieniowanie beta to strumień elektronów (e^-) lub pozytonów (e^+) bezpośrednio jonizujących materię. Dozymetria tego rodzaju promieniowania może być problematyczna ze względu na trudności techniczne pomiaru dawki pochłoniętej. Mała zdolność jonizacji i stosunkowo niewielki zasięg promieniowania beta, zwłaszcza niskoenergetycznego, powoduje, że ulega ono znacznemu osłabieniu przy przechodzeniu przez materię, w tym skórę.

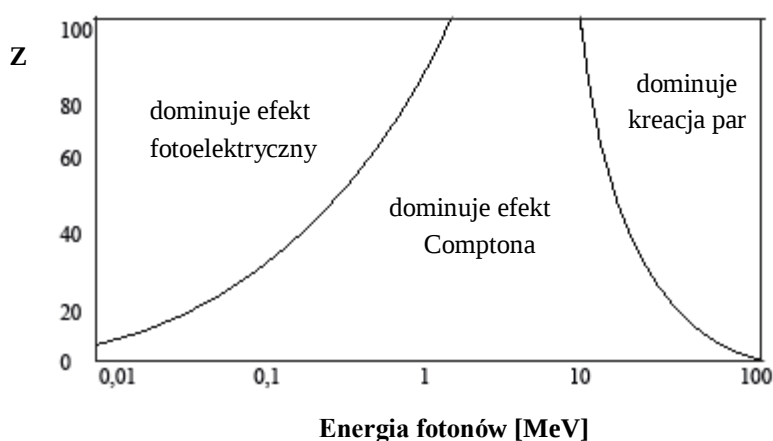
Podczas oddziaływania promieniowania beta z materią może dojść do jonizacji i zderzeń elastycznych z elektronami i jądrami atomowymi absorbentu, w wyniku których tracona jest energia i zmienia się kierunek ruchu elektronów (pozytonów). Dochodzi także do oddziaływań nieelastycznych, które dominują w zakresie wysokich energii elektronów, a w ich wyniku wytwarzane jest ciągle promieniowanie rentgenowskie (promieniowanie hamowania, nazywane też Bremsstrahlung). Intensywność emisji promieniowania jest proporcjonalna do kwadratu liczby atomowej. Z tego powodu osłony przed promieniowaniem beta wykonywane są z pierwiastków o małej liczbie atomowej, np. aluminium. W wyniku oddziaływania promieniowania beta z materią może również zajść emisja promieniowania charakterystycznego [66].

Promieniowanie beta wykorzystywane jest w pracy laboratoryjnej – np. podczas znakowania trytem ^3H , w medycynie – np. w leczeniu tarczycy jodem promieniotwórczym ^{131}I , w radiografii przemysłowej – np. w miernikach grubości wykorzystujących ^{85}Kr , we wzorcowaniu przyrządów dozymetrycznych z użyciem np. ^{90}Sr , czy ^{85}Kr , i w wielu innych zastosowaniach. Podczas pracy z promieniowaniem beta najbardziej narażone są zewnętrzne części ciała ludzkiego, jak skóra i oczy, a do oceny narażenia wykorzystuje się indywidualny – $H_p(d)$ i kierunkowy – $H'_p(d)$ równoważnik dawki na głębokościach 0,07 mm dla skóry i 3 mm dla oczu.

3.2.2. Promieniowanie gamma

Promieniowanie gamma to promieniowanie elektromagnetyczne o bardzo wysokiej energii i bardzo małej długości fali. Górna granica długości fali określana jest jako 0,1 nm, co odpowiada minimalnej energii wynoszącej ok. 0,1 MeV [66]. Promieniowanie gamma emitowane jest ze wzbudzonych jąder atomowych, umożliwiając ich przejście do stanu podstawowego. Energia wyemitowanego kwantu promieniowania (fotonu) jest równa różnicy energii wzbudzenia między jądrem sprzed i po emisji. Promieniowanie gamma oddziałuje z materią głównie poprzez zjawiska fotoelektryczne, efekt Comptona i kreację par elektron–pozyton. W każdym z nich przekazuje swoją energię elektronom, które mogą następnie generować fotony (promieniowanie hamowania), fotony – elektrony i tak dalej, tworząc tzw. kaskadę fotonowo-elektronową [66, 67]. Prawdopodobieństwo zajścia jednego z trzech wymienionych zjawisk zależy m.in. od energii i rodzaju materii (liczba atomowa Z) i jest zilustrowane na Rysunku 3.3. W przypadku promieniowania gamma o najniższych energiach i dużych wartościach Z dominuje efekt fotoelektryczny. W obszarze energii pośrednich rośnie prawdopodobieństwo zajścia efektu Comptona. Zjawisko kreacji par możliwe jest w przypadku wysokich energii promieniowania gamma, przy czym wartość progowa jest równa co najmniej 1,022 MeV (dwukrotność energii spoczynkowej elektronu, wynoszącej $E_0 = 511$ keV).

Promieniowanie gamma wnika znacznie głębiej w materię niż promieniowanie beta, a ocenę narażenia w przypadku promieniowania gamma wykonuje się za pomocą wielkości operacyjnych $H_p(d)$ i $H_p^*(d)$ na głębokości $d = 10$ mm w tkance [64, 68, 69].



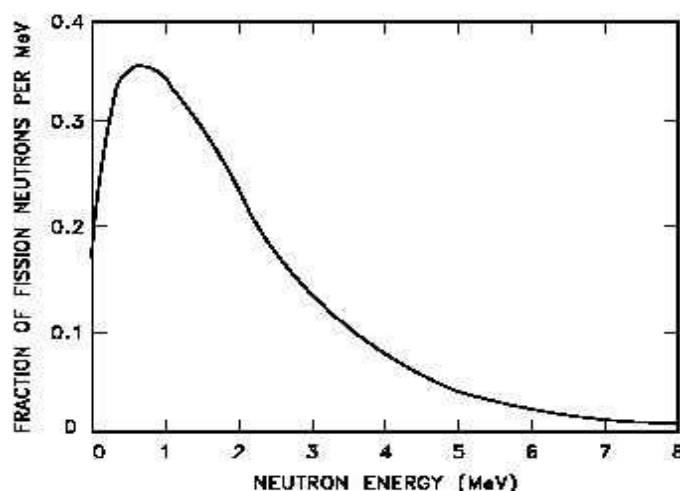
Rysunek 3.3. Obszary dominacji poszczególnych efektów oddziaływania promieniowania gamma z materią w zależności od energii fotonów i liczby atomowej absorbenta Z [66].

3.2.3. Promieniowanie neutronowe

Neutrony to cząstki obojętne elektrycznie przez co nie istnieje dla nich bariera kulombowska, umożliwiając wywoływanie reakcji jądrowych nawet przy niewielkich energiach neutronów. Jonizację wywołują cząstki naładowane, które są wyemitowane na skutek reakcji jądrowych zachodzących pod wpływem neutronów. Neutrony oddziałują z materią na kilka sposobów [66]:

- poprzez elastyczne rozpraszanie na protonach i lekkich jądrach atomowych, przekazując im swoją energię;
- wskutek reakcji jądrowych, wywołując rozszczepienia jąder atomowych lub reakcje, w których emitowane są cząstki naładowane, np. reakcje typu: (n, p) , (n, α) ;
- aktywując materiał, czyli wzbudzając w nim promieniotwórczość.

Prawdopodobieństwo zachodzenia powyższych procesów zależy od energii neutronów. Neutrony prężkie, o energii rzędu kilku megaelektronowoltów (MeV), powstają w reaktorach jądrowych na skutek reakcji rozszczepienia jąder paliwa – np. uranu. W wyniku zderzeń z jądrami ośrodka, głównie moderatora, neutrony prężkie są spowalniane do energii epitermicznych rzędu od kilkuset milielektronowoltów (meV) do kilkuset kiloelektronowoltów (keV). Te zaś, po ustabilizowaniu się stanu równowagi pomiędzy energią neutronów a energią drgań cieplnych ośrodka w temperaturze pokojowej ($T \approx 295\text{ K}$), nazywane są termicznymi, z energią $E \approx 25\text{ meV}$. W obszarze bardzo niskich energii można także wyróżnić neutrony zimne i ultrazimne [70]. Neutrony emitowane w trakcie procesów rozszczepienia to neutrony rozszczepieniowe, których energia obejmuje spektrum w zakresie od 0,1 MeV do 10 MeV. Rozkład energii neutronów rozszczepieniowych ilustruje zależność strumienia lub wydajności neutronów w funkcji energii. Przykładowy wykres dla neutronów emitowanych po rozszczepieniu ^{235}U przedstawiono na Rysunku 3.4 [71], gdzie najbardziej prawdopodobną wartością energii jest wartość ok. 0,7 MeV, a energia średnia wynosi ok. 2 MeV.



Rysunek 3.4. Widmo energii neutronów rozszczepieniowych ze źródła ^{235}U [71].

Źródłem neutronów są ponadto samorzutne rozpady izotopów promieniotwórczych (np. ^{252}Cf), reakcje jądrowe pierwiastków np. (α, n) zachodzące w źródłach Po-Be czy Ra-Be, a także generatory neutronów (wykorzystujące np. reakcję deuter-tryt, w wyniku której powstają neutrony o energiach ok. 14 MeV). Neutronom zazwyczaj towarzyszy promieniowanie gamma, którego źródłem są m.in. reakcje rozszczepienia jąder atomowych paliwa, rozpady α i β produktów reakcji rozszczepienia, jak również reakcje neutronów z materiałami konstrukcyjnymi i osłonowymi (czyli aktywacja neutronowa) [65, 66].

Ze względu na energię i sposób oddziaływania z materią neutrony o energiach od kilkuset meV do kilkuset keV charakteryzują się wysokim LET. Neutrony prężkie natomiast o energiach $> \text{MeV}$, mają niskie LET.

3.3. Promieniowanie mieszane

Promieniowanie mieszane to promieniowanie składające się z co najmniej dwóch różnych rodzajów promieniowania (np. gamma + neutrony), cząstek o różnej energii (np. neutrony o różnych energiach) lub pochodzące z różnych źródeł promieniowania (np. $^{137}\text{Cs} + ^{90}\text{Sr}$, $X + ^{60}\text{Co}$). Promieniowanie mieszane występuje bardzo powszechnie. Nawet pojedyncze źródło może rozpadać się na kilka sposobów, z różnym prawdopodobieństwem emitując cząstki o różnych energiach. Narażenie na promieniowanie mieszane dotyczy przede wszystkim pracowników medycyny nuklearnej, pracowników wzorcujących detektory, pracujących w elektrowniach jądrowych, załóg samolotów i statków kosmicznych.

Cząstki promieniowania mieszanego różnią się lokalną gęstością jonów wytwarzanych wzdłuż swojej drogi w środowisku pochłaniającym (inaczej jonizuje materię np. promieniowanie alfa, a inaczej elektrony). Zróżnicowanie mikroskopowej struktury torów jonizacji oraz odmienny sposób oddziaływania z DNA komórek powoduje, że składowe promieniowania mieszanego mają najczęściej różną skuteczność biologiczną (wywołują różny skutek biologiczny) przy tej samej wartości dawki pochłoniętej. W polach mieszanych mogą również występować cząstki, dla których czynnik wagowy uwzględniający rodzaj i energię promieniowania jest jednakowy, np. promieniowanie beta i gamma z $w_R = 1$. To, co różni oba te rodzaje promieniowania to m.in. sposób penetracji materii. Cząstki beta są silnie pochłaniane od początku swojej drogi w absorbencie, podczas gdy promieniowanie gamma przenika znacznie głębiej. Zatem ich wpływ na organizm człowieka jest różny. Dlatego w przypadku promieniowania mieszanego nie wystarczy jedynie ocena całkowitej dawki pochłoniętej. Do pełnej oceny narażenia należy również oszacować dawki od poszczególnych składowych [13]. Detekcja tego rodzaju promieniowania mieszanego, podobnie jak w przypadku cząstek o różnym w_R , wymaga najczęściej więcej niż jednego detektora (ponieważ wykazują różną czułość na poszczególne składowe pola mieszanego) [13] lub wyznaczania oddzielnych współczynników konwersji na dawkę. Istniejące systemy oceny narażenia od mieszanych pól promieniowania nie są w pełni satysfakcjonujące, dlatego dąży się do ich udoskonalania i uproszczenia, jak również do szukania nowych, lepszych rozwiązań i narzędzi pozwalających ocenić dawki mieszane [12, 13].

3.3.1. Promieniowanie mieszane: beta i gamma

Źródłem promieniowania mieszanego beta i gamma ($\beta + \gamma$) jest głównie medycyna nuklearna, ale też stanowiska do wzorcowania przyrządów, czy radiografia przemysłowa. Do oceny indywidualnego równoważnika dawki od promieniowania $\beta + \gamma$ najczęściej wykorzystuje się detektory termoluminescencyjne (ang. thermoluminescence detector). Ocena dawek od poszczególnych składowych jest możliwa dzięki filtrom umieszczonym na obudowach dozymetrów, które w różnym stopniu osłabiają promieniowanie padające na detektor.

Ekspozycje detektorów TLD na promieniowanie mieszane $\beta + \gamma$ na potrzeby niniejszej pracy autorka przeprowadziła w Zakładzie Kontroli Dawek i Wzorcowania w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej (CLOR) na stanowiskach kalibracyjnych, szczegółowo opisanych w paragrafach 4.1.5 i 4.1.6.

3.3.2. Promieniowanie mieszane: neutronowe i gamma

Źródłem promieniowania mieszanego neutronowego i gamma ($n + \gamma$) są głównie reaktory jądrowe. W wyniku reakcji rozszczepienia, zachodzących w jądrach atomowych paliwa reaktora, dochodzi do rozpadu jądra na (najczęściej) dwa mniejsze fragmenty oraz emisji neutronów i towarzyszących im kwantów promieniowania gamma. Wydzielają się przy tym ogromne ilości energii, głównie w postaci ciepła, czyli energii kinetycznej produktów rozpadu. Energia ta pochodzi z wiązania protonów i neutronów w jądro atomowe. Odpowiada ona różnicy mas między nukleonami tworzącymi jądro, a masą jądra atomowego (defekt masy) pomnożonej przez kwadrat prędkości światła w próżni. W przypadku rozszczepienia pojedynczego jądra uranu ^{235}U uwolniona energia wynosi ok. 200 MeV.

Napromienienia próbek biologicznych w polu promieniowania mieszanego $n + \gamma$, których wyniki wykorzystano w niniejszej pracy doktorskiej, wykonano w reaktorze jądrowym Maria w Narodowym Centrum Badań Jądrowych (NCBJ) w Świerku.

Charakterystyka reaktora Maria

Reaktor Maria służy do celów doświadczalnych i produkcyjnych. Strumień neutronów powstający podczas reakcji rozszczepienia jąder atomowych paliwa jest wykorzystywany do produkcji radioizotopów służących głównie do celów medycznych, ale także przemysłowych i naukowych. Przy reaktorze prowadzone są m.in. badania materiałowe, prace nad wykorzystywaniem wiązek neutronowych do celów medycznych (terapia borowo-neutronowa, BNCT, ang. Boron Neutron Capture Therapy) oraz doświadczalne badania fizyczne, dozymetryczne i radiobiologiczne [72].

Neutrony wewnątrz rdzenia reaktora poruszają się we wszystkich kierunkach, dopiero po wyprowadzeniu przez tzw. *kanal poziomy* można mówić o wiązce neutronów. Ekspozycje próbek biologicznych, których wyniki wykorzystano w niniejszej pracy, przeprowadzono w kanale H8 reaktora Maria. Jest on przeznaczony głównie do radiografii neutronowej i gamma oraz do prowadzenia prac badawczych. Charakterystyka wiązki promieniowania $n + \gamma$ w punkcie napromienienia próbek przedstawia się w nim następująco [73]:

- widmo energii neutronów: 0,4 eV – 10 MeV, przy czym dominujący udział mają neutrony termiczne o energiach poniżej 100 keV;
- maksymalna gęstość strumienia neutronów termicznych: $\sim 10^{14} \text{ n} \cdot \text{cm}^{-2} \cdot \text{s}^{-1}$;

- moc dawki pochłoniętej w punkcie umieszczenia próbek biologicznych: $577 \pm 30 \text{ [mGy} \cdot \text{h}^{-1}\text{]}$;
- udział dawki pochłoniętej od promieniowania gamma w całkowitej dawce pochłoniętej w próbce krwi w punkcie umieszczenia próbek wynosi 92%, udział promieniowania neutronowego wynosi 8%;
- stosunek dawki pochłoniętej od neutronów do dawki pochłoniętej od promieniowania gamma: $D_n/D_\gamma = 0,087$.

3.4. Mechanizmy oddziaływania promieniowania z żywym organizmem

Sposób oddziaływania promieniowania jonizującego z żywą materią zależy m.in. od rodzaju cząstek i energii, a zachodzące w organizmie procesy można podzielić na następujące fazy: fizyczną, chemiczną, biochemiczną i biologiczną [74 – 81], które opisano w Tabeli 3.3.

Tabela 3.3. Procesy zachodzące w żywym organizmie pod wpływem działania promieniowania jonizującego.

Czas	Efekt
Faza fizyczna	
$10^{-18} - 10^{-14} \text{ s}$	Przekazanie energii promieniowania Jonizacja Wzbudzenie
Faza chemiczna	
$10^{-12} - 10^{-5} \text{ s}$	Formowanie się wolnych rodników Dyfuzja wolnych rodników Reakcje wolnych rodników
Faza biochemiczna	
$1 \text{ s} - 1 \text{ h}$	Reakcje enzymatyczne Mechanizmy naprawcze
Faza biologiczna	
$1 \text{ h} - 100 \text{ lat}$	Niestabilność genetyczna Efekt widza Odpowiedź adaptacyjna Aberracje Mutacje Śmierć komórek Nowotwory Mutacje przekazywane kolejnym pokoleniom

Faza fizyczna jest najkrótszą z faz i trwa od 10^{-18} do 10^{-14} s. Po przekazaniu energii może dojść do wzbudzenia, czyli przeniesienia elektronów na wyższe pasmo energetyczne bez ich wybijania lub do jonizacji, skutkującej wybiciem elektronów z atomów. Faza chemiczna obejmuje powstawanie i reakcje wolnych rodników z komórką (dokładniejszy opis zamieszczony jest w paragrafie 3.4.1). W fazie biochemicznej obserwuje się reakcje enzymatyczne komórki oraz uruchamianie procesów naprawczych. Zmiany biologiczne są wynikiem uszkodzenia kwasu deoksyrybonukleinowego (DNA), a stopień uszkodzenia jest

związany z LET i dawką pochłoniętą. Skutki biologiczne oddziaływania promieniowania jonizującego z materią zależą dodatkowo m.in. od rodzaju promieniowania oraz typu tkanek i narządów, które zostały napromieniowane.

3.4.1. Skutki działania promieniowania jonizującego na komórkę

Energia promieniowania jonizującego może zostać zdeponowana w różnych częściach komórki, z których najbardziej krytycznym elementem jest jądro komórkowe, zawierające DNA. Częsteczka kwasu deoksyrybonukleinowego jest zbudowana z dwóch nici, połączonych zasadami azotowymi i jest prawoskrętnie skręcona, tworząc podwójną helisę. Pełni funkcję nośnika informacji genetycznej organizmów żywych (a także wirusów). Uszkodzenie DNA zawartego w jądrze może być przyczyną śmierci komórki, mutacji i kancerogenezy. Efekty oddziaływania promieniowania na komórki są rozpatrywane na różnych poziomach:

- Poziom molekularny:
 - uszkodzenia pośrednie i bezpośrednie
- Poziom komórki:
 - naprawa uszkodzeń
 - brak reakcji
 - przejściowe zmiany czynnościowe lub morfologiczne
 - zmiany trwałe (aberracje chromosomowe, mutacje)
 - efekty niecelowane (np. efekt widza, odpowiedź adaptacyjna, niestabilność genetyczna)
 - śmierć komórki
- Poziom organizmu:
 - efekty stochastyczne i deterministyczne

Poziom molekularny

Wyróżnia się dwa sposoby oddziaływania promieniowania jonizującego z DNA – bezpośredni i pośredni (Rysunek 3.5).

Oddziaływanie bezpośrednie – zderzenie cząstki promieniowania z nicią DNA

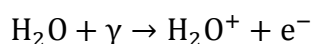
Promieniowanie jonizujące powoduje bezpośrednią jonizację molekuł DNA przez uderzenie w tarczę, którą stanowi nić DNA i wyrwanie z niej elektronów. Ze względu na bardzo mały rozmiar średnicy helisy DNA (ok. 2 nm) do tego typu zderzeń dochodzi sporadycznie.

Oddziaływanie pośrednie – oddziaływanie produktów radiolizy z DNA komórki

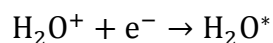
Promieniowanie jonizujące oddziałuje także na inne niż DNA atomy znajdujące się w komórce, najczęściej na wodę (radioliza), powodując powstanie wolnych rodników, czyli bardzo reaktywnych atomów/cząsteczek zawierających niesparowane elektrony. Wolne rodniki dyfundują w komórce, szukając pośród atomów dowolnych substancji par dla niesparowanych elektronów, niszcząc tym samym strukturę komórki (np. uszkadzając DNA lub błonę komórkową). Ten rodzaj uszkodzeń występuje zdecydowanie częściej niż bezpośredni, ponieważ istnieje większe prawdopodobieństwo zderzenia z cząstkami/atomami sąsiadującymi z materiałem genetycznym, a wolne rodniki mogą się dodatkowo przemieszczać.

Schemat radiolizy

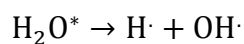
W wyniku oddziaływania promieniowania jonizującego (np. γ) z cząsteczką wody (H_2O), może dojść do jej jonizacji [82]:



Połączenie zjonizowanej cząsteczki wody – H_2O^+ z uwolnionym elektronem, prowadzi do powstania cząsteczki wzbudzonej:

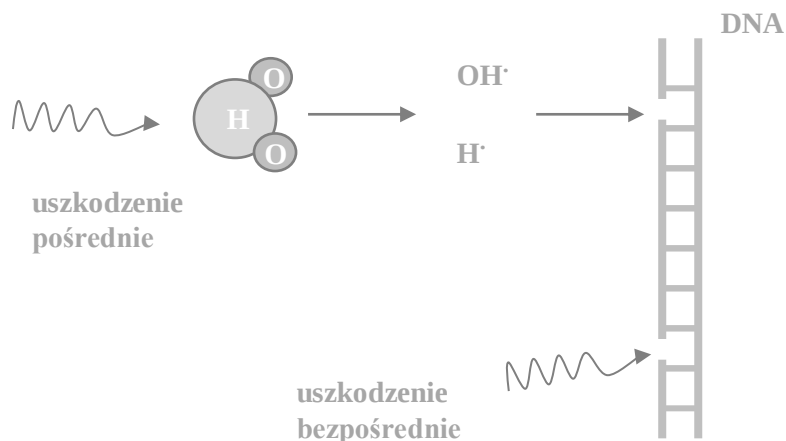


Cząstki wzbudzone rozpadają się, tworząc produkty (rodniki), które silnie reagują ze związkami chemicznymi układu biologicznego, w tym DNA:



gdzie: H_2O^* – wzbudzona cząsteczka wody, H_2O^+ – zjonizowana cząsteczka wody, $H\cdot$ – rodnik wodorowy, $OH\cdot$ – rodnik hydroksylowy.

Jeśli promieniowanie ma dużą zdolność jonizacji, to uszkodzenia DNA są spowodowane głównie przez oddziaływania bezpośrednie (ok. 90%). W przypadku promieniowania o małej zdolności jonizacji uszkodzenia DNA w 70 – 90% powstają w wyniku oddziaływania pośredniego. Proporcje między pośrednim i bezpośrednim efektem oddziaływania promieniowania na DNA zależą od rodzaju promieniowania [82].



Rysunek 3.5. Pośredni i bezpośredni mechanizm oddziaływania promieniowania jonizującego na nić DNA.

Poziom komórki

W wyniku oddziaływania promieniowania jonizującego na kwas deoksyrybonukleinowy może dojść do wielu rodzajów uszkodzeń DNA, w tym do pęknięcia pojedynczo- lub podwójnoniciowego. W przypadku pęknięcia jednej nici DNA (ang. single-strand break, SSB), uszkodzenie jest dosyć łatwe do naprawy. W przypadku pęknięcia obu nici (ang. double-strand break, DSB) odtworzenie pierwotnego wiązania jest już bardziej skomplikowane i może prowadzić do błędnej naprawy. Jeśli uszkodzenia nie zostaną odtworzone bezbłędnie, mogą spowodować śmierć komórki lub jej transformację nowotworową, w konsekwencji prowadząc do wielu szkodliwych skutków zdrowotnych. Wśród nich najgroźniejsze dla człowieka są nowotwory oraz ostre zespoły popromienne. Proces naprawy może zatem prowadzić do:

- wiernej naprawy DNA – wówczas komórka przeżywa i pozostaje prawidłowa,
- utrwalenia uszkodzenia w wyniku błędnej naprawy DNA – komórka przeżywa, ale jej materiał genetyczny jest trwale i nieodwracalnie zmodyfikowany. Powstają:
 - *mutacje genowe*, czyli zmiany sekwencji nukleotydów na poziomie DNA w obrębie jednego genu lub
 - *aberracje chromosomowe*, polegające na zmianie liczby lub struktury chromosomów w komórce, dotyczące wielu genów.
- braku naprawy DNA, co prowadzi do eliminacji uszkodzenia DNA wraz z całą komórką.

Jeśli napromienione zostaną komórki w fazie spoczynkowej G_0^7 , w której nie dzielą się lub dzielą się bardzo rzadko, a poziom uszkodzeń popromiennych nie będzie możliwy do naprawienia, wówczas dojdzie do śmierci interfazalnej. Następuje ona w ciągu kilku do kilkunastu godzin po napromienieniu, bez względu na fazę cyklu komórkowego, w której znajduje się komórka. W zależności od jej przebiegu można wyróżnić śmierć apoptotyczną (apoptozę) lub nekrotyczną (nekrozę) [83]. Mechanizm śmierci komórek zapobiega wytwarzaniu w organizmie komórek zmutowanych.

Poziom organizmu

Na poziomie organizmu obserwowane mogą być skutki deterministyczne i stochastyczne, opisane w Tabeli 3.4.

Tabela 3.4. Charakterystyka skutków deterministycznych i stochastycznych.

Skutki deterministyczne	Skutki stochastyczne
Występują bezpośrednio po napromienieniu. Są to np. rumień popromienny, oparzenia skóry, zaćma, uszkodzenia płodu.	Występują niezależnie od dawki, a prawdopodobieństwo ich wystąpienia rośnie wraz z wielkością dawki. Nie występują bezpośrednio po napromienieniu. Są to np. nowotwory, mutacje genowe, aberracje chromosomowe.
Stopień nasilenia zależy od wielkości dawki.	Stopień nasilenia nie zależy od wielkości dawki, ale postuluje się, że ze wzrostem dawki rośnie prawdopodobieństwo ich wystąpienia.
Wykazują progową zależność od dawki; efekty są zauważalne po przekroczeniu dawki progowej, która jest osobnicza (różni się u poszczególnych osób).	Bezprogowa zależność od dawki – postuluje się, że efekty mogą wystąpić nawet po małych dawkach.

⁷ G_0 to faza komórkowa, podczas której komórka nie replikuje DNA (nie dzieli się). Wejście dojrzałych komórek, w tym limfocytów krwi obwodowej, do fazy G_0 jest wynikiem zakończenia procesu różnicowania. Mają one jednak możliwość ponownego wejścia w cykl komórkowy pod wpływem czynnika wzrostowego.

4. Dozymetria termoluminescencyjna

4.1. Opis metody

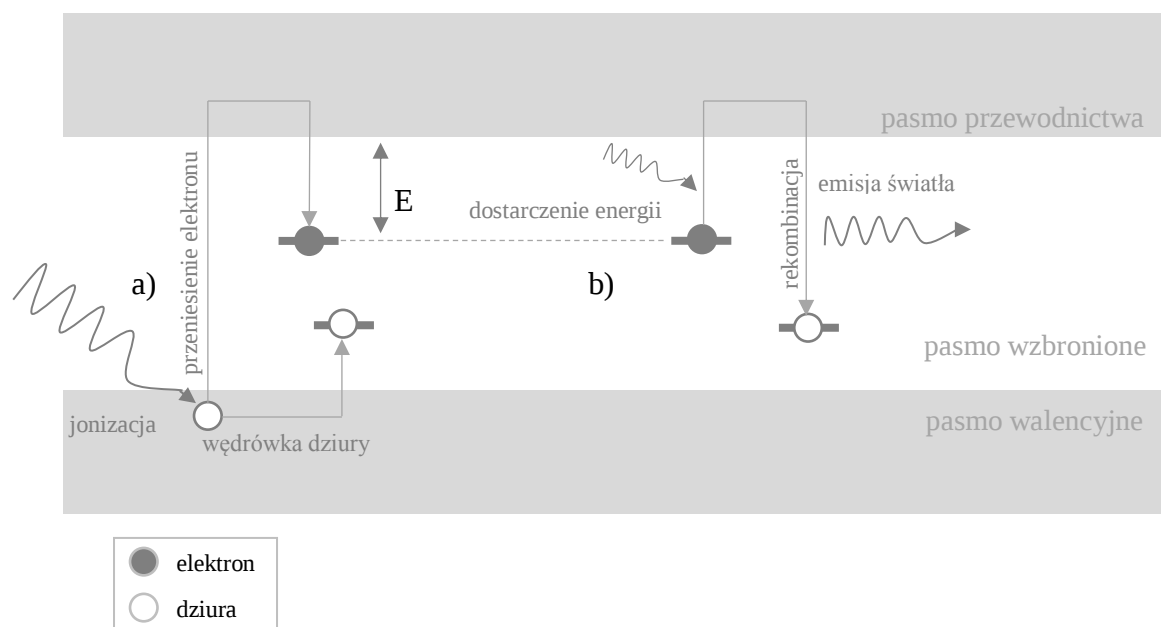
Dozymetria termoluminescencyjna to metoda oceny dawek pochłoniętych u osób narażonych na promieniowanie jonizujące. Estymacja dawki wykonywana jest na podstawie zmian zachodzących w strukturze wewnętrznej detektorów termoluminescencyjnych pod wpływem działania promieniowania jonizującego.

Detektory termoluminescencyjne należą do grupy detektorów pasywnych, w których nie ma możliwości odczytu dawki w czasie rzeczywistym. W przypadku pracowników estymacja wykonywana jest w cyklach kwartalnych, choć w ogólności czas ekspozycji może być dowolny, w zależności od celu pomiaru.

4.1.1. Mechanizm termoluminescencji

Termoluminescencja, czyli termicznie stymulowana luminescencja, to zjawisko emisji światła podczas ogrzewania substancji (izolatora lub półprzewodnika) poddanej wcześniej działaniu promieniowania (jonizującego, UV, widzialnego). Materiały termoluminescencyjne to izolatory lub półprzewodniki o strukturze krystalicznej, w których mechanizm zjawiska termoluminescencji można wytłumaczyć korzystając z teorii pasmowej ciała stałego, szczególnie dielektryka. Najprostszy model opisujący to zjawisko to dwupoziomowy prosty model pułpkowy (ang. Simple Trap Model, STM), znany w literaturze jako *one trapping-one recombination centre model*, OTOR [84]. Zgodnie z teorią, idealny dielektryk zbudowany jest z wypełnionego elektronami pasma walencyjnego i pustego pasma przewodnictwa. Pasma są oddzielone przerwą energetyczną (pasmem wzbronionym) o szerokości w zakresie energii ok. 0,1 eV – 3 eV, której pokonanie umożliwia elektronom przejście do pasma przewodnictwa. W rzeczywistości struktura kryształu dielektryka zawiera defekty sieci krystalicznej (np. domieszki innych pierwiastków), które występują w paśmie wzbronionym i mogą powodować pułpkowanie elektronów wybitych przez promieniowanie z pasma walencyjnego (Rysunek 4.1), a tym samym kumulowanie energii padającego promieniowania. W celu uwolnienia elektronów i oceny dawki pochłoniętej niezbędne jest dostarczenie energii termicznej, przewyższającej głębokość pułapek elektronowych. Umożliwia to przeniesienie elektronów do pasma przewodnictwa, z którego następnie rekombinują, oddając energię w postaci kwantów promieniowania widzialnego (luminescencja), Rysunek 4.1. Najistotniejsze z punktu widzenia zjawiska termoluminescencji są pułapki głębokie (wysokoenergetyczne),

w których istnieje mniejsze prawdopodobieństwo wyrwania elektronów na skutek działania przypadkowych bodźców, jak światło widzialne czy temperatura pokojowa. Liczba zajętych pałek elektronowych jest proporcjonalna do pochłoniętej energii promieniowania jonizującego.



Rysunek 4.1. Schemat zjawiska termoluminescencji: a) padający kwant promieniowania jonizującego powoduje wybite elektronu z pasma walencyjnego i przeniesienie go do pałki elektronowej o energetycznej głębokości E , b) dostarczona z zewnątrz energia, przewyższająca głębokość pałki elektronowej, umożliwia rekombinację z towarzyszącą jej emisją światła.

Prawdopodobieństwo p przejścia spułkowanego elektronu do pasma przewodnictwa, określone jest rozkładem Boltzmanna [85]:

$$p = s e^{-\frac{E}{k_B T}} \quad (4.1)$$

gdzie: s to czynnik częstotliwości, zwany również czynnikiem ucieczki (stała związana z rodzajem defektu, mieszcząca się w zakresie: $10^{12} - 10^{14} \text{ s}^{-1}$), E – energia aktywacji (głębokość pałki, czyli różnica pomiędzy poziomem energii pałki a pasma przewodnictwa) [eV], k_B – stała Boltzmanna równa $8,617 \cdot 10^{-5} \text{ eV} \cdot \text{K}^{-1}$, T – temperatura [K]. Prawdopodobieństwo uwolnienia elektronów wzrasta ze zwiększającą się temperaturą i maleje dla dużych wartości energii.

Liczba elektronów uwolnionych w jednostce czasu dla $T = \text{const}$ jest określona równaniem [85, 86]:

$$\frac{dn}{dt} = -pn \quad (4.2)$$

gdzie: n oznacza liczbę pułapek zapełnionych elektronami w czasie t . Zmiana liczby spułapkowanych elektronów jest proporcjonalna do natężenia emitowanego światła I :

$$I = -\frac{dn}{dt} = cnse^{-\frac{E}{k_B T}} \quad (4.3)$$

gdzie: c to stała związana z wydajnością luminescencji.

Liczba spułapkowanych elektronów zależy od zaabsorbowanej energii promieniowania jonizującego, a intensywność światła z luminescencji zależy od liczby rekombinacji zachodzących podczas podgrzewania materiału termoluminescencyjnego. Analizując równania 4.1 i 4.3 można wnioskować, że strumień światła będzie tym intensywniejszy, im większa liczba spułapkowanych elektronów zostanie uwolniona.

4.1.2. Detektory termoluminescencyjne

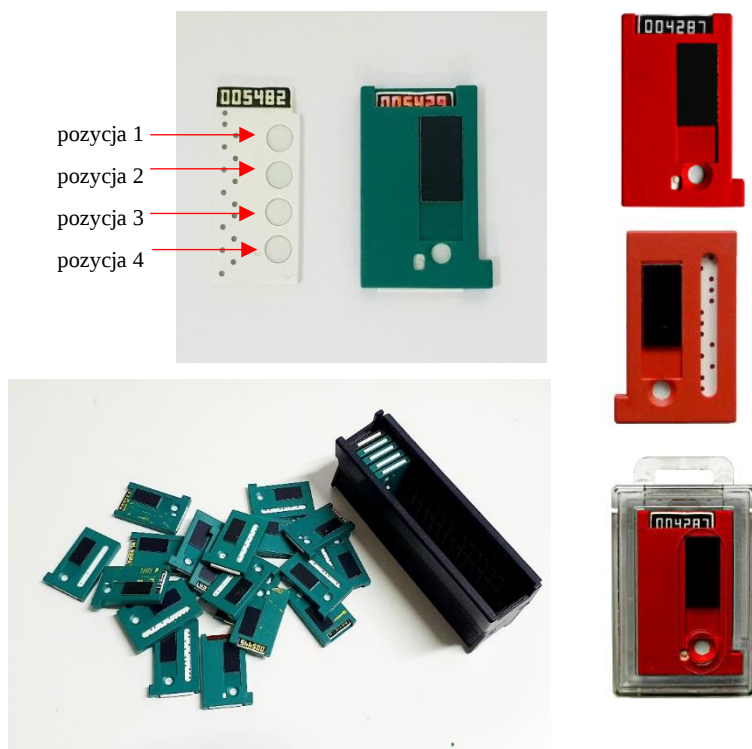
W dozymetrii TLD mogą być stosowane różne materiały termoluminescencyjne np. LiF:Mg,Ti, LiF:Mg,Cu,P, CaSO₄:Dy, Al₂O₃:C, Mg₂SiO₄:Tb, BeO, MgO. Różnią się one m.in. czułością i tkankopodobnością. Dany materiał może być bardzo czuły na promieniowanie jonizujące, ale dawać zupełnie inną odpowiedź na dawkę niż ludzkie ciało. Materiałem, w którym te właściwości wydają się być wyważone, jest m.in. fluorek litu domieszkowany miedzią, magnezem i fosforem (LiF:Mg,Cu,P), który znany jest także pod nazwą handlową MCP-N⁸. Detektory LiF:Mg,Cu,P stosowane są w rutynowych pomiarach oceny dawki w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej i zostały wykorzystane w badaniach do niniejszej pracy doktorskiej.

Detektor MCP-N przyjmuje formę pastylki w postaci spieku ceramicznego o średnicy 4,5 mm i grubości 0,9 mm. Umieszczany jest w plastikowej obudowie, tworząc dozymetr. Forma obudowy zewnętrznej jest zależna od zastosowania – ocena narażenia całego ciała, oczu, kończyn. Dozymetry do oceny narażenia całego ciała, wykorzystane w niniejszej pracy (Rysunek 4.2), składają się z plastikowej płytki z czterema otworami na detektory (pozycje p₁

⁸ Produkowany w krakowskim Instytucie Fizyki Jądrowej (IFJ), wprowadzony na rynek przez firmę TLD Poland (obecnie RADCARD).

do p4), na której wygrawerowany jest indywidualny numer. Płytkę wsuwa się w plastikową obudowę (OP) z aluminiowym filtrem przesłaniającym dwie pierwsze pozycje pastylek – C (ang. covered). Pozycja trzecia jest zakryta plastikiem, będącym częścią obudowy, a pozycja czwarta pozostaje odsłonięta – U (ang. uncovered). Filtry mogą być wykonane z różnych materiałów i mieć różną grubość, a ich celem jest skorygowanie zależności energetycznej materiału termoluminescencyjnego, odcięcie niepożądanych cząstek, ograniczenie promieniowania rozproszonego i uzyskanie równoważników dawek porównywalnych z dawką, która jest pochłonięta przez ciało ludzkie. W niniejszej pracy wykorzystano obudowy z aluminiowym filtrem paskowym o grubości 1 mm. Na obudowie znajdują się dwa takie filtry i są umieszczone symetrycznie po obu stronach dozymetru (z przodu i z tyłu). Dzięki temu nie jest istotne ułożenie detektora na ciele – z obu stron wiązka będzie osłabiana jednakowo. Całość umieszcza się w przezroczystej obudowie z PMMA (polimetakrylan metanu, potocznie pleksi), która chroni dozymetr przed zanieczyszczeniem i zniszczeniem. Opisane powyżej elementy składowe dozymetrów przedstawione są na Rysunku 4.2.

W rutynowej ocenie dawki dozymetr całego ciała umieszcza się na wysokości klatki piersiowej. Powinien być umiejscowiony pod ubraniem, zwłaszcza pod osłonami ciała (jeśli są stosowane), co ma kluczowe znaczenie, szczególnie w przypadku promieniowania beta.



Rysunek 4.2. Obudowy detektorów TLD (na górze po lewej stronie widoczna jest plastikowa podstawka z numerem i otworami na pastylki oraz zewnętrzna obudowa; na dole po lewej – detektory w obudowach z filtrem paskowym (OP) i kasetą zbiorczą na detektory; po prawej stronie umieszczony jest dozymetr – pokazana jest symetria umieszczenia filtra i przezroczysta obudowa zewnętrzna z PMMA (materiały własne).

Detektory TLD są stosowane niemal we wszystkich dziedzinach działalności związanych z promieniowaniem jonizującym, gdzie prowadzona jest ocena dawek osób narażonych. Są wykorzystywane w pomiarach środowiskowych [87, 88] i indywidualnych [89 – 92] i posiadają szereg zalet istotnych z punktu widzenia dozymetrii, z których najważniejsze to:

- możliwość wielokrotnego zastosowania,
- szeroki zakres pomiarowy, pozwalający na pomiar dawek od kilku mikrogrejów do kilogrejów,
- liniowość odpowiedzi na dawkę w zakresie od 1 μGy do 20 Gy [93 – 95],
- czułość⁹ na różne rodzaje promieniowania: alfa, beta, gamma i X oraz neutrony, a także pomiary w polach mieszanych,
- niewielkie rozmiary detektorów, które nie ograniczają ruchów,
- tkankopodobność, określająca podobieństwo między danym materiałem a tkanką za pomocą efektywnej liczby atomowej, obliczanej z równania 4.4 [96].

$$Z_{eff} = \left(\sum_{i=1}^n p_i Z_i^{3,6} \right)^{\frac{1}{3,6}} \quad (4.4)$$

gdzie: p_i – zawartość i -tego pierwiastka w materiale, Z_i – liczba atomowa i -tego pierwiastka.

Dla LiF: Mg,Cu,P efektywna liczba atomowa $Z_{eff} = 8,2$ jest bardzo zbliżona do wartości Z_{eff} dla tkanki miękkiej, wynoszącej 7,42 [97], co jest niezwykle istotne, bo pozwala na dokładne odzwierciedlenie oddziaływania promieniowania jonizującego z tkankami ludzkiego organizmu.

Detektory TLD mają też swoje ograniczenia:

- konieczność kalibracji detektorów celem przeliczenia liczby impulsów światła (zliczeń) uzyskanej z odczytu na wartość równoważnika dawki,
- zależność odpowiedzi detektora od energii i rodzaju promieniowania [98, 99],
- wpływ wstępnej obróbki temperaturowej na kształt krzywej wyświecania (szczegółowy opis zagadnienia znajduje się w paragrafie 4.1.3),
- utrata informacji o dawce po odczycie (pracownicy IFJ opracowali możliwość ponownego uzyskania informacji, wykorzystując promieniowanie UV do odczytu krzywych [17 – 21]),

⁹ Czułość detektorów TLD to wielkość sygnału (wysokość maksimum lub pole powierzchni pod wykresem) w stosunku do jednostkowej dawki.

- zanik sygnału w czasie (tzw. fading) – pomiędzy ekspozycją na promieniowanie a odczytem w detektorze mogą zachodzić procesy, których efektem jest samoistna rekombinacja elektronów z dziurami w strukturze kryształu. Zjawisko to zmniejsza wydajność termoluminescencji i może prowadzić do nieprawidłowych wyników odczytu.

4.1.3. System dozymetrii termoluminescencyjnej

W rutynowej ocenie narażenia pracowników, zgodnie z przepisami ustawy Prawo Atomowe [61], pomiary wykonywane są w okresach kwartalnych, choć generalnie czas pomiaru detektorami TLD jest dowolny. Bardzo krótkie ekspozycje na niskie moce dawek mogą jednak generować zliczenia na poziomie naturalnego tła promieniowania, dlatego bardzo ważna jest informacja o biegu własnym detektora oraz wartość zliczeń dla tła. Informację na temat wielkości dawki pochłoniętej uzyskuje się przez odczyt detektora w czytniku termoluminescencyjnym. Do prawidłowej oceny dawki niezbędny jest kompleksowy system dozymetrii, w którym współdziałające ze sobą elementy umożliwiają w pełni wiarygodny i miarodajny odczyt i estymację dawki. W skład systemu wchodzi:

- detektory termoluminescencyjne z odpowiednią obudową,
- czytnik termoluminescencyjny (np. RADOS 2000), składający się z elementu grzewczego, zliczającego (wykonanego na bazie fotopowielacza) i układu zasilającego,
- oprogramowanie, czyli algorytm odczytujący sygnał z detektora i fotopowielacza,
- baza danych przechowująca wyniki i umożliwiająca konwersję sygnału z fotopowielacza na dawkę,
- elementy wspomagające, umożliwiające prawidłowe uruchomienie i działanie systemu (np. elementy kontrolujące pozycję źródła, źródła kalibracyjne),
- procedury i instrukcje postępowania,
- opcjonalnie piec, w którym można przeprowadzić obróbkę termiczną detektorów (tę właściwość ma też czytnik RADOS).

W przedstawionym systemie niezbędne jest przestrzeganie kolejnych procedur postępowania z detektorami, na które składają się m.in:

1. Anilacja (wygrzewanie detektorów)

To proces obróbki termicznej, który ma na celu opróżnienie pułapek elektronowych, czyli usunięcie informacji o zaabsorbowanej dawce. Dozymetry umieszcza się w kasce zbiorczej (Rysunek 4.2), która jest następnie podawana do czytnika RADOS 2000 (Rysunek 4.3). Każda pastylka zostaje automatycznie wysunięta z obudowy i wygrzana bezstykowo w środowisku azotu, podgrzanego do temperatury 270°C. Proces trwa 30 sekund. Taka metoda grzania zapewnia równomierną temperaturę w całej objętości detektora. Alternatywnie pastylki mogą być wygrzewane metodą stykową – w piecu TLDO (Rysunek 4.3), po umieszczeniu ich na metalowej płytce. Wówczas temperatura grzania wynosi 240°C, a czas anilacji to 10 minut od momentu ustabilizowania się temperatury. Ten sposób umożliwia jednoczesną obróbkę temperaturową ponad 150 pastylek. Piec sterowany jest automatycznie za pomocą programu komputerowego THELDO. Proces anilacji przeprowadza się przed właściwą ekspozycją detektorów na promieniowanie jonizujące.



Rysunek 4.3. Czytnik termoluminescencyjny RADOS 2000 (po lewej stronie) i piec TLDO (po prawej stronie).

2. Bieg własny detektora

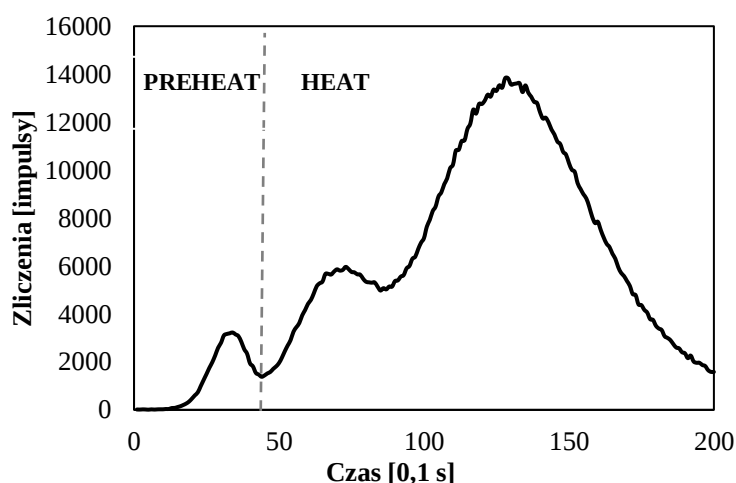
Wyaniłowane pastylki powinny być w kolejnym kroku poddane procesowi odczytu w czytniku RADOS 2000, celem sprawdzenia biegu własnego detektorów, tzw. *zerodose* (ponieważ proces wygrzewania nie prowadzi do ich zupełnego wyzerowania). Odczytana wartość *zerodose* powinna być następnie uwzględniona w analizie danych.

3. Napromienienie dozymetrów

Po wyanilowaniu i odczytaniu wartości *zerodose*, detektory mogą zostać poddane ekspozycji na promieniowanie jonizujące. W ramach niniejszej pracy dozymetry napromieniono w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej na stanowiskach kalibracyjnych opisanych w paragrafach 4.1.5 i 4.1.6.

4. Odczyt detektorów

Proces odczytu detektorów pod kątem technicznym jest niemal identyczny jak proces anilacji. Dozymetry w obudowie OP umieszcza się w kasecie, którą wkłada się do czytnika, wybiera tryb pracy, po czym następuje automatyczne grzanie. Pastylki są pojedynczo podgrzewane do 240°C, a rekombinacja spułkowanych elektronów powoduje emisję światła. Zależność natężenia wyemitowanego światła od czasu wygrzewania (przy stałej temperaturze¹⁰ [100]) przedstawiana jest na wykresie w postaci krzywej wyświecania (ang. glow curve) (Rysunek 4.4).



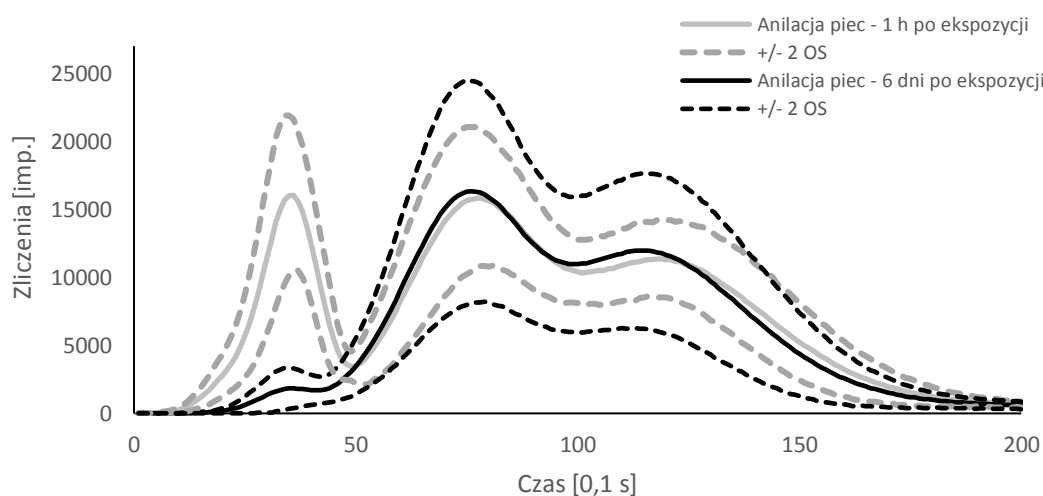
Rysunek 4.4. Krzywa wyświecania detektora LiF: Mg,Cu,P uzyskana w czytniku RADOS 2000.

Krzywa posiada kilka nakładających się na siebie maksimów, które odpowiadają pułapkom o różnym poziomie energetycznym. Uzyskany w czasie odczytu wykres w ogólności można podzielić na dwie części (Rysunek 4.4). Pierwszą z nich jest trwający 5 sekund etap PREHEAT, w wyniku którego uzyskiwane jest maksimum zmieniające się w czasie. Ten niskotemperaturowy pik zanika w ciągu kilku dni w temperaturze pokojowej i jest nieistotny w procesie wyznaczania dawki zdeponowanej w detektorze – jest pomijany. Po nim następuje

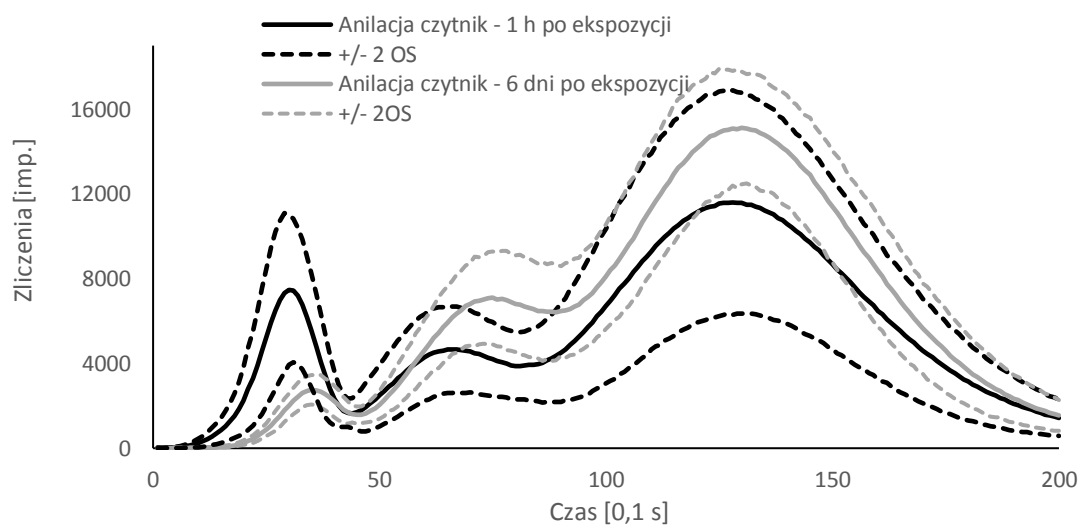
¹⁰ Procedura wykorzystywana w CLOR zakłada stałą wartość temperatury podczas odczytu i anilacji. Jednak grzanie może następować także przy zmiennej temperaturze [100].

etap HEAT, który ma największe znaczenie z punktu widzenia dozymetrii i trwa aż do końca odczytu (do 20 sekundy). Pole pod wykresem w obszarze przypadającym na ten etap jest proporcjonalne do dawki, jaką napromieniowany został detektor termoluminescencyjny.

W zależności od sposobu podgrzewania materiału kształt krzywej ulega zmianom – przy szybkim wygrzewaniu amplitudy pików są większe. Różnica kształtu wynika też ze sposobu anilacji detektorów (Rysunki 4.5 i 4.6), co jest powodowane między innymi temperaturą oraz czasem wygrzewania (dokładne parametry podano w punkcie 1 paragrafu 4.1.3). Kształt krzywej jest ponadto charakterystyczny dla danego materiału.

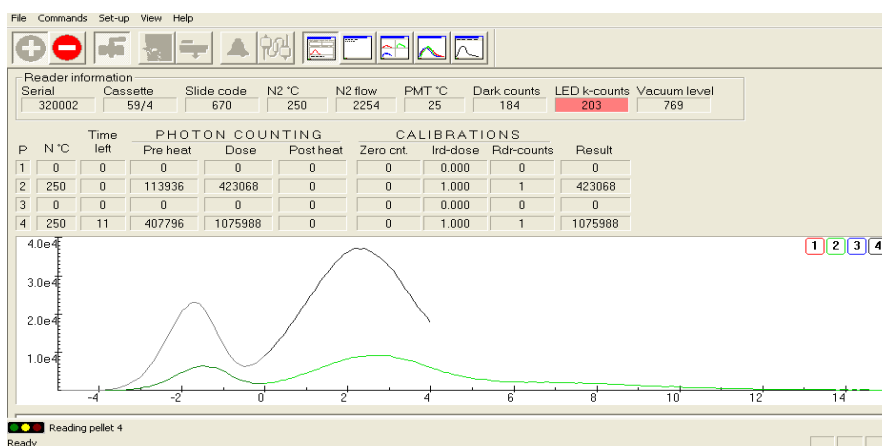


Rysunek 4.5. Krzywe wyświecania po odczycie detektorów TLD anilowanych w piecu: po 1 godzinie i po 6 dniach od napromienienia źródłem ^{137}Cs . Krzywe przedstawiono jako średnia liczba zliczeń i 2 odchylenia standardowe (OS).



Rysunek 4.6. Krzywe wyświecania po odczycie detektorów TLD anilowanych w czytniku: po 1 godzinie i po 6 dniach od napromienienia źródłem ^{137}Cs . Krzywe przedstawiono jako średnia liczba zliczeń i 2 odchylenia standardowe (OS).

Krzywa wyświecania dla każdej pastylki oddzielnie jest na bieżąco rysowana w programie WinTLD (Rysunek 4.7), obsługującym czytnik. Jednorazowo widoczne są maksymalnie cztery wykresy pochodzące od każdej z czterech pastylek możliwych do umieszczenia w jednej obudowie. Oprogramowanie umożliwia zapis danych do plików z wyraźnym podziałem na wszystkie dozymetry znajdujące się w kasecie zbiorczej i pozycje pastylek, a także na przypadający etap wygrzewania: HEAT i PREHEAT. Pliki wynikowe zawierają także informację o dacie i godzinie odczytu, numerze obudowy, temperaturze odczytu oraz liczbie zliczeń w 200 kolejnych punktach pomiarowych, co 0,1 s, co daje pełną informację do odtworzenia krzywej wyświecania.



Rysunek 4.7. Przykładowy widok okna programu WinTLD w trakcie odczytu dozymetru.

4.1.4. Współczynnik kalibracyjny K_x

Jednym z najbardziej istotnych etapów podczas pracy z detektorami TLD jest ich kalibracja. Współczynnik kalibracyjny K_x określa wartość równoważnika dawki $H_p(d)$, jaka przypada na jeden impuls z odczytu detektora. Współczynnik wyznaczany jest poprzez napromienianie detektorów znaną, referencyjną wartością równoważnika dawki – $H_p(d)$, a następnie podzieleniu jej przez otrzymaną liczbę impulsów – N , uzyskaną w czytniku w etapie HEAT. Podczas kalibracji powinna zostać uwzględniona wielkość *zerodose* i tło promieniowania, co daje następującą definicję K_x :

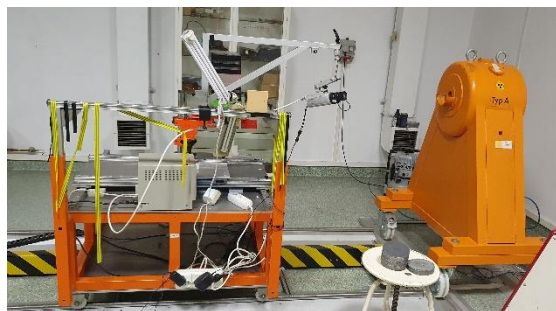
$$K_x(i) = \frac{H_p(d)}{N(i) - N_{tla} - N_{zerodose}} \quad (4.5)$$

gdzie: $K_x(i)$ – współczynnik kalibracyjny dla i -tej pastylki, gdzie x oznacza symbol źródła promieniowania, $H_p(d)$ – wzorcowa (referencyjna) wartość indywidualnego równoważnika dawki na głębokości d , $N(i)$ – liczba zliczeń dla i -tej pastylki, N_{tla} – liczba zliczeń impulsów luminescencji dla dozymetru tła, $N_{zerodose}$ – liczba zliczeń bezpośrednio po anilacji detektora (bieg własny detektora, *zerodose*).

4.1.5. Stanowisko kalibracyjne gamma

Stanowisko do napromieniania w polu promieniowania gamma w CLOR obejmuje dwa pomieszczenia – halę, w której znajdują się źródła promieniotwórcze oraz sterownię, z której zarządza się warunkami napromienienia. Oba pomieszczenia są zintegrowane ze sobą, a w ich skład wchodzi:

- irradiator ze źródłami promieniotwórczymi (Rysunek 4.8): ^{137}Cs o średniej energii fotonów 662 keV (średnia moc równoważnika dawki $H_p(10)$ w odległości 2 m bez użycia pochłaniaczy wynosi $9,63 \pm 0,31 \text{ mSv} \cdot \text{h}^{-1}$) i ^{60}Co o średniej energii 1,3 MeV (średnia moc równoważnika dawki $H_p(10)$ w odległości 2 m bez pochłaniaczy wynosi $1,85 \pm 0,01 \text{ mSv} \cdot \text{h}^{-1}$, a w odległości 1,5 m, bez pochłaniaczy: $3,28 \pm 0,13 \text{ mSv} \cdot \text{h}^{-1}$). Niepewność napromienienia na stanowisku kalibracyjnym gamma wynosi 4% ($k = 2$).
- ława z automatycznym systemem ustawiania odległości w zakresie odległości od 0,5 m do 6 m oraz układ laserów do pozycjonowania napromnianego obiektu,
- ołowiane pochłaniacze do osłabiania wiązki promieniowania,
- elementy wspomagające pracę stanowiska, w tym miernik temperatury, ciśnienia, kamery i fantomy,
- dedykowane do obsługi stanowiska program komputerowy i panel sterujący (Rysunek 4.8), które umożliwiają ustawienie czasu napromienienia, wybór źródła oraz zatrzymywanie ekspozycji, które odbywa się po wciśnięciu odpowiedniego przycisku i powoduje przesunięcie źródła do bezpiecznej pozycji; źródło chowa się także po otwarciu drzwi do hali,
- przyrząd referencyjny – komora jonizacyjna LS-01 połączona z dawkomierzem uniwersalnym PTW-UNIDOS (Rysunek 4.9), które umożliwiają pomiar mocy kermy w powietrzu.



Rysunek 4.8. Elementy stanowiska kalibracyjnego gamma: panel sterujący i irradiator z ławą.

Przed napromienieniem detektorów TLD niezbędne jest wyznaczenie mocy kermy w punkcie napromienienia, obliczenie czasu napromienienia i umieszczenie dozymetrów na fantomie w odpowiedniej odległości od źródła. Czas napromienienia t dla określonego równoważnika dawki $H_p(d)$ wyznacza się przeliczając kermę w powietrzu K na wielkości operacyjne $H_p(10)$, $H_p(0,07)$, korzystając ze współczynnika przeliczeniowego $h_{pK}(d)$, dostępnego w normie PN-ISO 4037-3 [101]:

$$H_p(d)[\mu Sv] = K[\mu Gy] \cdot h_{pK}(d)\left[\frac{Sv}{Gy}\right] \quad (4.6)$$

$$t[s] = \frac{H_p(d)[\mu Sv]}{\dot{K}\left[\frac{\mu Gy}{s}\right] \cdot h_{pK}(d)\left[\frac{Sv}{Gy}\right]} \quad (4.7)$$

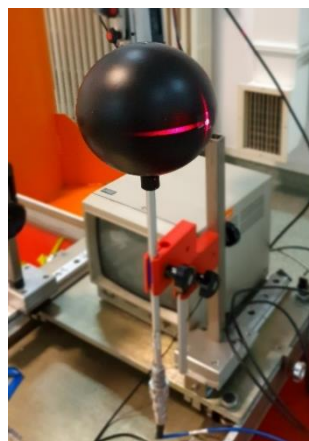
gdzie: $\dot{K} = dK \cdot dt^{-1}$ – moc kermy [$Gy \cdot s^{-1}$].

Do wyznaczenia wartości mocy kermy (umownie prawdziwej¹¹ kermy) w CLOR stosuje się jednolitrową sferyczną komorę jonizacyjną LS-01 typu 32002 (Rysunek 4.9). Przyrząd jest połączony z dawkomierzem uniwersalnym PTW-UNIDOS (Rysunek 4.9), umożliwiającym wprowadzenie współczynników kalibracyjnych komory dla danego źródła promieniowania oraz skorygowanie warunków atmosferycznych zgodnie z panującymi na stanowisku kalibracyjnym, pozwalając na odczyt kermy zmierzonej w powietrzu. Elektroda zbierająca ładunek elektryczny ma długość 50 mm i jest wykonana z grafitu. Punktem efektywnego pomiaru dawki jest środek sfery. W Tabeli 4.1 zestawiono główne cechy komory jonizacyjnej 32002 [102].

Tabela 4.1. Główne cechy litrowej komory jonizacyjnej typu 32002 [102].

Cecha	Wartość
Wymagany zakres temperatury powietrza	10 – 40°C
Wymagany zakres wilgotności powietrza	10 – 80%
Nominalne napięcie komory	400 V
Czas stabilizacji komory	20 min.
Zakres pomiarowy energii promieniowania	25 keV – 50 MeV

¹¹ Wartość umownie prawdziwa wielkości to najlepsze oszacowanie wartości mierzonej wielkości, określone przez wzorzec pierwotny lub wtórny lub przez przyrząd referencyjny skalibrowany zgodnie ze wzorcem pierwotnym lub wtórnym (zgodnie z ISO 4037-3 [101]).



Rysunek 4.9. Dawkomierz uniwersalny PTW-UNIDOS oraz komora jonizacyjna LS-01 typu 32002.

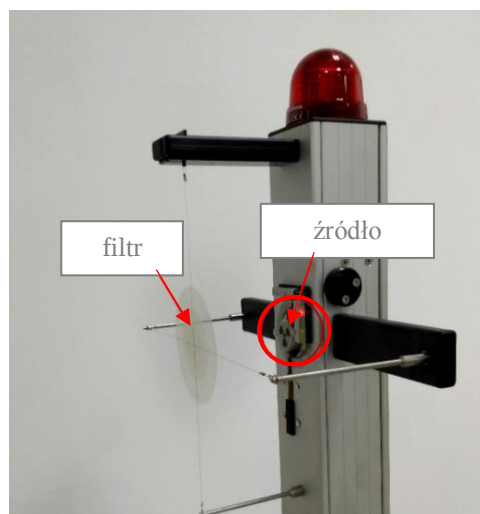
4.1.6. Stanowisko kalibracyjne Beta Secondary Standard 2

Stanowisko Beta Secondary Standard 2 (BSS2) do napromieniania w polu promieniowania beta stanowi Wzorzec Wtórny Promieniowania Beta. Stanowisko BSS2 także składa się z dwóch pomieszczeń – hali i sterowni, a w skład wyposażenia wchodzi:

- stelaż, tj. rama z miejscem na umieszczenie źródła oraz półka na fantom (Rysunek 4.10),
- źródła promieniotwórcze: $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ ($E = 0,6 \text{ MeV}$) i ^{85}Kr ($E = 0,7 \text{ MeV}$) umieszczane w stelażu wraz z zestawem odpowiednich filtrów spłaszczających wiązkę, zgodnie z wymogami normy ISO 6980 [103],
- trzpień dystansujący o długości 30 cm, wyznaczający miejsce ustawienia napromienianego obiektu,
- elementy wspomagające pracę stanowiska, w tym mierniki temperatury, ciśnienia i wilgotności powietrza oraz fantomy,
- oprogramowanie dedykowane do obsługi stanowiska.

Stanowisko jest zautomatyzowane i obsługiwane za pomocą programu komputerowego Beta BSS2 (Rysunek 4.11), do którego podawane są informacje o rodzaju źródła, wykorzystanym fantomie, kącie padania wiązki, odległości obiektu od źródła oraz równoważniku dawki, którym mają być napromienione detektory. Program wylicza czas potrzebny do napromienienia, a po jego upływie odcina wiązkę, przesłaniając źródło. W przeciwieństwie do stanowiska kalibracyjnego gamma, tutaj źródła nie są zamontowane na stałe. Każdorazowo należy wybrać odpowiednie źródło z pojemnika do przechowywania i zamontować je ręcznie w ramie stanowiska. Źródła są zabezpieczone – znajdują się w obudowach uniemożliwiających

przypadkową ekspozycję. Otwarcie pokrywy jest możliwe po zamontowaniu. W zależności od wybranego źródła na ramie montuje się odpowiedni filtr spłaszczający wiązkę.



Rysunek 4.10. Stanowisko pomiarowe Beta Secondary Standard 2: stelaż z umieszczonym źródłem, filtrem spłaszczającym i fantomem płytowym.

Quantities ☒ Hp(0,07) ☐ H'(0,07) ☐ Dg(0) [Beta]	Dosimeter Number 	Actual Dose 0,00 mSv $\pm 5,5 \% (k=2)$
Source ☐ Sr-90 ☒ Kr-85 ☐ Pm-147	Nominal Dose in mSv 1,000	Irradiation Time 0,0 s of 84 s
Distance ☐ 11 cm ☐ 20 cm ☒ 30 cm ☐ 50 cm	Nominal Angle in deg 0	Source: Kr-85 / 1
Phantom ☐ Finger ☒ Slab ☐ ohne	Remark 	Filter: Kr-85 / 1
Closed		Distance: 30 cm
Start Stop		Angle: 0 deg
Exit		Temperature: 22,5 °C
		Atm.Press.: 101,200 kPa
		Humidity: 51 %
PTB Fachbereich 6.3		

Rysunek 4.11. Przykładowy widok okna program Beta BSS2.

4.1.7. Fantom dozymetryczny

Zaleca się [101], aby wzorcowanie i napromienienie dozymetrów było wykonywane na odpowiednim fantomie. W przypadku dozymetrów mierzących indywidualny równoważnik dawki, noszonych na korpusie ciała, detektory powinny być napromieniane na fantomie płytowym ISO o wymiarach 30 cm x 30 cm x 15 cm, wykonanym z PMMA, wypełnionym wodą lub wykonanych z pełnego PMMA (Rysunek 4.12), którego szczegółowe parametry określone są w normie ISO 4037-3 [101] oraz w Raporcie 66 ICRU [104]. Fantom symuluje klatkę piersiową człowieka i służy przybliżeniu warunków oddziaływania promieniowania jonizującego (rozchodzenia, rozpraszania) w ludzkim ciele. Gęstość fantomu wynosi $1000 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$. Jego skład masowy to 76,2% tlenu, 11,1% węgla, 10,1% wodoru i 2,6% azotu [104].



Rysunek 4.12. Przykłady fantomów stosowanych w dozymetrii – od lewej: płytowy, słupowy, prętowy [105].

4.2. Przygotowanie detektorów

Przed przystąpieniem do właściwych pomiarów niezbędne jest przeprowadzenie testów i kontroli jakości detektorów TLD. W niniejszym podrozdziale autorka przedstawia wyniki wykonanych czynności:

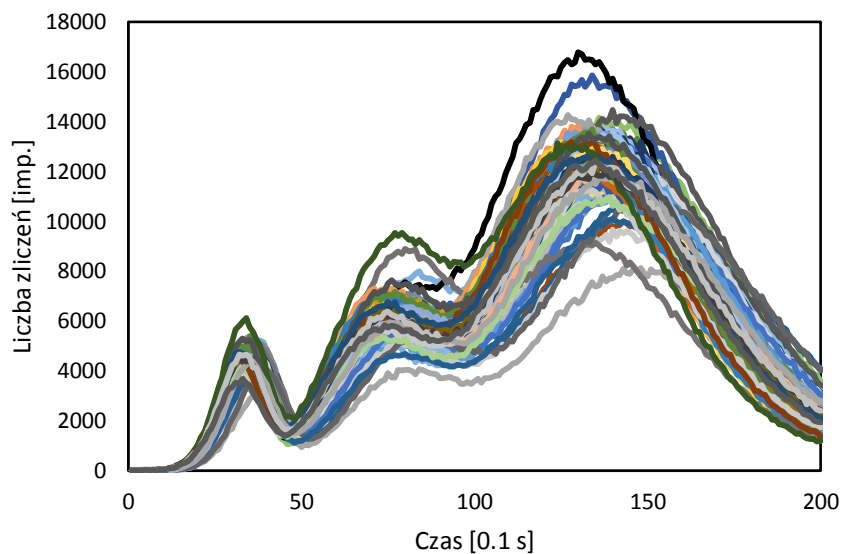
- selekcji detektorów,
- testu liniowości,
- obliczenia współczynników kalibracyjnych.

4.2.1. Selekcja detektorów

W pierwszej kolejności autorka przeprowadziła selekcję pastylek. Pozwala ona na wybór serii detektorów TLD najbardziej zbliżonych do siebie czułością odpowiedzi na dawkę referencyjną (liczba zliczeń uzyskana po napromienieniu dawką wzorcową). Mimo że wszystkie detektory MCP-N, z których korzystano w ramach pracy, wykonane są z jednakowego materiału, to istnieje kilka czynników, które mogą mieć istotny wpływ na wyniki, zwłaszcza w zakresie małych dawek. Na niejednorodność pastylek wpływają:

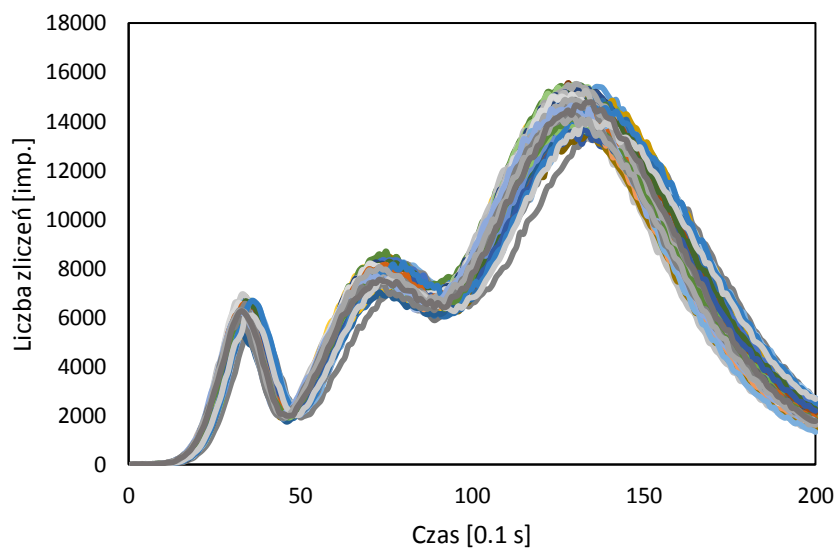
- partia produkcyjna (poszczególne partie mogą się różnić czułością),
- historia napromienienia (pochłonięte wielkości dawek, liczba ekspozycji, temperatury odczytu i anilacji, sposób anilacji – piec lub czytnik, czas eksploatacji),
- rodzaj promieniowania (większa czułość w przypadku promieniowania o niskim LET [98]).

Pierwszym etapem przeprowadzonej selekcji była anilacja dużej liczby pastylek TLD. Bezpośrednio po niej detektory odczytano w czytniku RADOS 2000, celem uzyskania informacji o ich biegu własnym (*zerodose*). Ponieważ *zerodose* to parametr charakterystyczny dla danej pastylki i może się zmieniać z czasem, to w pomiarach kalibracyjnych niezbędne jest rejestrowanie historii każdej pastylki oddzielnie. Następnie detektory zostają napromieniowane wzorcowym polem promieniowania gamma, pochodzącym od ^{137}Cs , dawką referencyjną $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$. Napromienienie wykonano w warunkach zgodnych z normą ISO 4037-3 [101] – na fantomie płytowym w odległości 2 m od źródła. Wyniki odczytano cztery dni po napromienieniu, a uzyskaną liczbę zliczeń każdej pastylki pomniejszono o jej *zerodose* i wartość tła, rejestrowaną na dozymetrach tła. Przebieg uzyskanych krzywych wyświecania zaprezentowano na Rysunku 4.13. Uzyskane krzywe wykazują dużą rozbieżność pod względem kształtu, amplitudy oraz liczby zliczeń pod wykresem.



Rysunek 4.13. Krzywe wyświecania serii niejednorodnych pastylek napromienionych ^{137}Cs dawką referencyjną $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$.

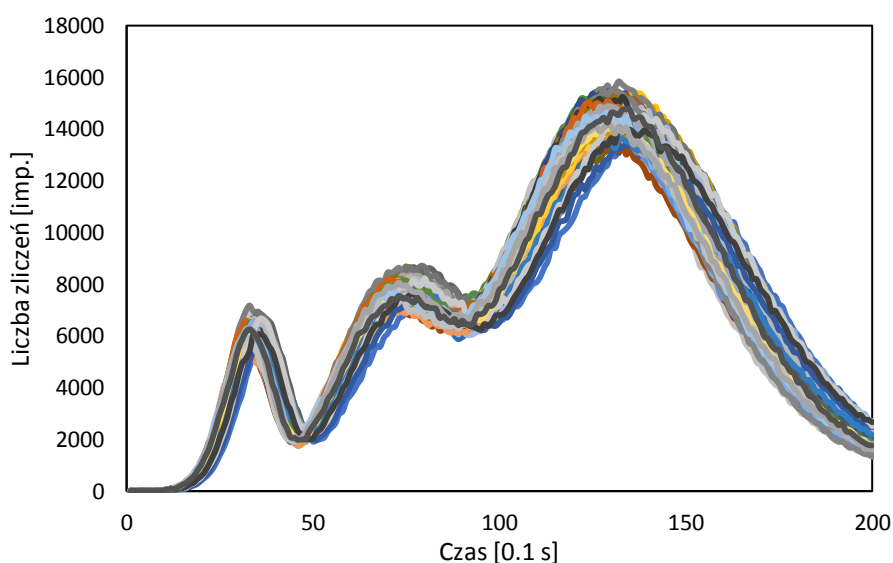
W pierwszym etapie selekcji w arkuszu kalkulacyjnym znaleziona została grupa pastylek (Rysunek 4.14), których liczba zliczeń w obszarze HEAT różniła się od siebie nie więcej niż o 5% (zgodnie z procedurą przyjętą w CLOR).



Rysunek 4.14. Krzywe wyświecania po pierwszym etapie selekcji pastylek.

Po selekcji przy progu $\pm 5\%$ różnicy w liczbie zliczeń od średniej z największej grupy podobnych do siebie pastylek krzywe wyświecania w większości pokrywają się i są zbliżone kształtem (Rysunek 4.14).

W drugim etapie w arkuszu kalkulacyjnym dokonano selekcji ze względu na kształt krzywych wyświecania, odseparowując detektory, których krzywe odstawały od pozostałych. W tym celu przyjęto kryterium zakładające odstępstwo położenia pików w obszarze HEAT o więcej niż ± 10 w stosunku do średniej na osi odciętych i ± 1000 w stosunku do średniej na osi rzędnych. Uzyskane wykresy krzywych wyświecania dla 150 detektorów zilustrowano na Rysunku 4.15.



Rysunek 4.15. Krzywe wyświecania po drugim etapie selekcji pastylek.

W Tabeli 4.2 przedstawiono porównanie parametrów liczby zliczeń przed i po selekcji detektorów.

Tabela 4.2. Wyniki analizy detektorów TLD przed i po selekcji.

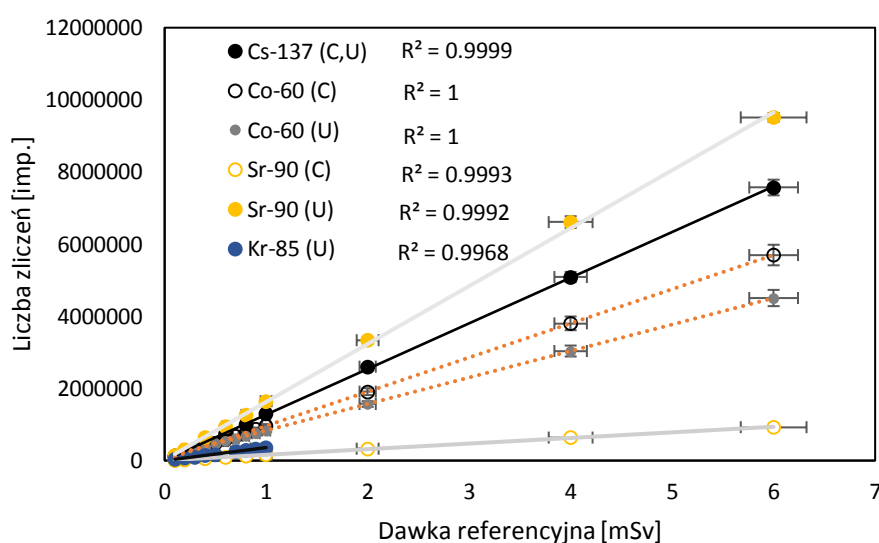
	Średnia lb. zliczeń [imp]	Odchylenie std σ [imp]	Wartość maksymalna [imp]	Wartość minimalna [imp]	Rozstęp [imp]
Przed selekcją	1163774	76125	1427380	791360	636020
Po selekcji	1073398	24257	1133261	1027625	105636

Biorąc pod uwagę wykresy krzywych uzyskanych po selekcji (Rysunek 4.15) oraz wyniki umieszczone w Tabeli 4.2, zwłaszcza rozstęp (różnica między wartością maksymalną i minimalną) i odchylenie standardowe, które są dużo niższe niż przed selekcją, można wnioskować, że wybrana grupa detektorów charakteryzuje się podobnymi właściwościami, głównie czułością, co ma wpływ na dokładność wyznaczenia dawki. Wyselekcjonowana jednorodna grupa 150 pastylek może być zatem wykorzystana w dalszych testach i pomiarach.

4.2.2. Liniowość detektorów

Liniowość detektorów to bardzo ważna cecha i jeden z pierwszych parametrów testowanych przy pracy z materiałem TLD, który jest weryfikowany na podstawie normy EN/IEC 62387 [106]. Zaletą detektorów TLD jest liniowość odpowiedzi na dawkę, która utrzymuje się w szerokim zakresie – nawet do 20 Gy [93 – 95].

W niniejszej pracy autorka przeprowadziła test liniowości w przedziale od 0,1 mSv do 6 mSv dla źródeł ^{137}Cs , ^{90}Sr , ^{60}Co i w zakresie od 0,1 mSv do 1 mSv dla ^{85}Kr (ze względu na bardzo niską aktywność źródła i związany z tym długi czas napromienienia). Detektory zostały napromienione w obudowach OP dawką referencyjną $H_p(d) = 1 \text{ mSv}$, a wyniki przedstawione dla pastylek odsłoniętych (U) i zasłoniętych (C), przy czym w przypadku ^{137}Cs aluminiowa osłona nie stanowi przeszkody dla promieniowania gamma emitowanego ze źródła, dlatego obie pastylki wykazują jednakową liczbę zliczeń. Otrzymane wyniki są zgodne z założeniami liniowości detektorów TLD dla wszystkich testowanych źródeł, co potwierdza współczynnik determinacji R^2 , który w każdym przypadku jest ≈ 1 (Rysunek 4.16).



Rysunek 4.16. Test liniowości detektorów TLD dla źródeł ^{137}Cs , ^{60}Co , ^{90}Sr i ^{85}Kr dla pozycji pastylki zasłoniętej (C) i odsłoniętej (U) wraz ze współczynnikiem determinacji R^2 .

4.2.3. Współczynniki kalibracyjne

W celu wyznaczenia współczynników kalibracyjnych K_x , które umożliwiają przeliczenie wartości liczby zliczeń na równoważnik dawki $H_p(d)$, autorka napromieniła wyselekcjonowaną grupę 150 pastylek dawkami referencyjnymi $H_p(d) = 1$ mSv, w kolejnych wzorcowych polach promieniowania gamma: ^{137}Cs i ^{60}Co oraz beta: ^{90}Sr i ^{85}Kr .

- **Napromienienie w polu promieniowania gamma**

Napromienienia źródłami kalibracyjnymi gamma przeprowadzono zgodnie z normą ISO 4037-3 [101]. Detektory zostały napromieniowane na fantomie płytowym w odległości 2 m od źródła ^{137}Cs i 1,5 m od ^{60}Co (mniejsza odległość ze względu na niższą aktywność źródła, która wpływa na wydłużenie czasu ekspozycji), bez użycia pochłaniaczy. Detektory były napromieniane w obudowach OP bez plastikowych obudów z PMMA, a następnie bez obudów OP. W miejscu umieszczenia detektorów przyrządem UNIDOS wyznaczono moc kermy $\dot{K}$ dla obu źródeł, a korzystając ze współczynników przeliczeniowych $h_{pK}(10)$ z kermy w powietrzu K na równoważnik dawki $H_p(10)$ [101], obliczono czas napromienienia detektorów, zgodnie z równaniem 4.7. Obliczony czas napromienienia t , moc kermy $\dot{K}$ i współczynniki przeliczeniowe $h_{pK}(10)$, przedstawiono w Tabeli 4.3.

Tabela 4.3. Parametry napromienienia dla źródeł promieniowania gamma.

Izotop promieniotwórczy	$h_{pK}(10)$ [Sv·Gy ⁻¹]	$H_p(10)$ [mSv]	$\dot{K}$ [μGy·h ⁻¹]	t [s]
^{137}Cs	1,21	1,0	8268 ± 86	359,8
^{60}Co	1,15	1,0	3642 ± 41	862,1

Odczyty uzyskane po napromienieniu detektorów przedstawiono w Tabeli 4.5.

- **Napromienienie w polu promieniowania beta**

Napromienienie detektorów na stanowisku BSS2 zostało przeprowadzone na fantomie płytowym z użyciem źródeł ^{90}Sr i ^{85}Kr (Tabela 4.4) i odpowiednich filtrów spłaszczających wiązkę. Podobnie jak w przypadku źródeł promieniowania gamma, dozymetry zostały napromienione w obudowach OP bez PMMA, a następnie bez obudów OP.

Tabela 4.4. Parametry napromienienia dla źródeł promieniowania beta.

Izotop promieniotwórczy	$H_p(0,07)$ [mSv]	t [s]
^{90}Sr	1,0	162
^{85}Kr	1,0	100

Odczyty uzyskane po napromienieniu detektorów przedstawiono w Tabeli 4.5.

- **Wyniki napromienienia dozymetrów TLD**

W Tabeli 4.5 przedstawiono wyniki odczytu detektorów TLD po napromienieniu dawką referencyjną $H_p(d) = 1$ mSv. Zestawiono średnie wartości liczby zliczeń $\bar{N}$ (zliczenia zostały pomniejszone o wartość tła i zerodose) oraz niepewność w postaci jednego odchylenia standardowego σ dla detektorów w obudowach OP i bez obudów, dla każdego ze źródeł promieniotwórczych. W Tabeli 4.6 zebrano współczynniki kalibracyjne uzyskane dla wszystkich pozycji detektorów.

Tabela 4.5. Wyniki odczytu detektorów po napromienieniu dawką referencyjną $H_p(d) = 1$ mSv.

		$\bar{N} \pm \sigma$ [imp]			
		^{137}Cs	^{60}Co	^{90}Sr	$^{85}\text{Kr}^*$
OP	p₁	1072388 ± 21097	962382 ± 35960	347004 ± 20830	-
	p₂	1074805 ± 22560	961539 ± 32882	345262 ± 20056	-
	p₃	108199 ± 19894	911480 ± 21714	1089351 ± 22895	151949 ± 6135
	p₄	107814 ± 21134	834647 ± 27126	1223990 ± 41283	354563 ± 31026
Bez	Min	1027625	675648	1144184	459868
OP	Max	1133261	1014665	1349484	558384
	Średnia	1073398	836064	1218403	508203
	Rozstęp	105636	339016	205300	98516
	σ	24256	76328	47103	18942

*Promieniowanie beta emitowane z ^{85}Kr jest w całości pochłaniane przez aluminiowe filtry na pozycjach p₁ i p₂

Tabela 4.6. Wyznaczone współczynniki kalibracyjne detektorów.

		$\bar{K}_x \pm \sigma$ [mSv·imp ⁻¹]			
		^{137}Cs	^{60}Co	^{90}Sr	$^{85}\text{Kr}^*$
p₁		$9,32 \cdot 10^{-6} \pm 0,18 \cdot 10^{-6}$	$1,04 \cdot 10^{-6} \pm 0,22 \cdot 10^{-6}$	$2,88 \cdot 10^{-6} \pm 0,21 \cdot 10^{-6}$	-
p₂		$9,30 \cdot 10^{-6} \pm 0,19 \cdot 10^{-6}$	$1,04 \cdot 10^{-6} \pm 0,20 \cdot 10^{-6}$	$2,90 \cdot 10^{-6} \pm 0,25 \cdot 10^{-6}$	-
p₃		$9,24 \cdot 10^{-6} \pm 0,20 \cdot 10^{-6}$	$1,10 \cdot 10^{-6} \pm 0,19 \cdot 10^{-6}$	$9,18 \cdot 10^{-6} \pm 0,22 \cdot 10^{-6}$	$6,58 \cdot 10^{-6} \pm 0,14 \cdot 10^{-6}$
p₄		$9,28 \cdot 10^{-6} \pm 0,17 \cdot 10^{-6}$	$1,20 \cdot 10^{-6} \pm 0,21 \cdot 10^{-6}$	$8,17 \cdot 10^{-6} \pm 0,28 \cdot 10^{-6}$	$2,84 \cdot 10^{-6} \pm 0,21 \cdot 10^{-6}$
Bez		$9,32 \cdot 10^{-6} \pm 0,21 \cdot 10^{-6}$	$1,21 \cdot 10^{-6} \pm 0,15 \cdot 10^{-6}$	$8,21 \cdot 10^{-6} \pm 0,31 \cdot 10^{-6}$	$1,97 \cdot 10^{-6} \pm 0,53 \cdot 10^{-6}$
OP					

*Promieniowanie beta emitowane z ^{85}Kr jest w całości pochłaniane przez aluminiowe filtry na pozycjach p₁ i p₂

Do obliczenia dawek składowych promieniowania mieszanego niezbędna jest informacja na temat liczby zliczeń z pozycji odsłoniętej i zasłoniętej filtrem. W Tabeli 4.7 przedstawiono współczynniki kalibracyjne dla wszystkich źródeł dla pozycji zasłoniętej (C) oraz odsłoniętej (U), które zostaną wykorzystane w dalszej części pracy w obliczaniu dawek z użyciem metody bayesowskiej (rozdział 5).

Tabela 4.7. Współczynniki kalibracyjne wraz z niepewnościami wyrażonymi w formie jednego odchylenia standardowego dla pozycji zasłoniętej (C) i odsłoniętej (U) [1].

	$^{*}\text{K}_{137}\text{Cs} \pm \sigma$ [mSv·counts ⁻¹]	$^{**}\text{K}_{60}\text{Co} \pm \sigma$ [mSv·counts ⁻¹]	$^{**}\text{K}_{90}\text{Sr} \pm \sigma$ [mSv·counts ⁻¹]	$^{***}\text{K}_{85}\text{Kr} \pm \sigma$ [mSv·counts ⁻¹]
C	$9,29 \cdot 10^{-7} \pm 0,20 \cdot 10^{-7}$	$1,04 \cdot 10^{-6} \pm 0,20 \cdot 10^{-6}$	$2,88 \cdot 10^{-6} \pm 0,16 \cdot 10^{-6}$	-
U		$1,20 \cdot 10^{-6} \pm 0,21 \cdot 10^{-6}$	$8,17 \cdot 10^{-7} \pm 0,28 \cdot 10^{-7}$	$2,84 \cdot 10^{-6} \pm 0,25 \cdot 10^{-6}$

* Wartość współczynnika kalibracyjnego obliczono jako średnią zliczeń ze wszystkich pastylek.

** Wartość współczynnika kalibracyjnego dla pozycji C obliczono jako średnią liczbę zliczeń z dwóch pierwszych pastylek (p1 i p2).

*** Wartość współczynnika kalibracyjnego obliczono tylko dla pozycji odsłoniętej, ponieważ promieniowanie emitowane z ⁸⁵Kr jest całkowicie pochłaniane na aluminiowej obudowie.

4.3. Podsumowanie

Detektory TLD są powszechnie wykorzystywanymi detektorami w rutynowej ocenie dawek u osób zawodowo narażonych na promieniowanie jonizujące. Aby estymacja dawki przebiegła prawidłowo, detektory należy wcześniej odpowiednio przygotować, wykonując selekcję, anilację, odczyt *zerodose*, test liniowości oraz wyznaczenie współczynnika kalibracyjnego.

W przeprowadzonej selekcji autorka wybrała grupę 150 jednorodnych pastylek, które zostały wykorzystane do dalszych badań. Następnie wykonała test liniowości, który potwierdził liniowość detektorów w badanych zakresach dawek, a na koniec wyznaczyła współczynniki kalibracyjne, umożliwiające konwersję liczby zliczeń na równoważnik dawki $H_p(d)$.

5. Bayesowska ocena dawek od promieniowania $\beta + \gamma$ w dozymetrii TLD

5.1. Cel opracowania metody

Rutynowa ocena narażenia na promieniowanie mieszane $\beta + \gamma$ wykonywana jest za pomocą detektorów termoluminescencyjnych. Prowadzona jest m.in. w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej, gdzie współczynniki kalibracyjne wyznaczone dla dozymetrów środowiskowych i indywidualnych pozwalają na oszacowanie równoważników dawek w polach mieszanych $\beta + \gamma$ dla źródeł promieniotwórczych: ^{85}Kr , ^{90}Sr oraz ^{137}Cs i ^{60}Co . Problem pojawia się w przypadku stosowania źródeł promieniowania o energiach wykraczających poza ramy kalibracji, o co nietrudno biorąc pod uwagę liczbę źródeł wykorzystywanych w praktyce (np. stosowanych w medycynie nuklearnej: ^{14}C , $^{99\text{m}}\text{Tc}$, ^{131}I , ^{192}Ir , ^{106}Ru , ^{90}Y , czy ^{177}Lu). Znaczne ograniczenie stanowi także dozymetria pierścionkowa [22, 23], stosowana przy narażeniu dłoni, i dozymetria oczna [24], do oceny narażenia soczewki oka, gdzie w obudowach umieszczany jest tylko jeden detektor. Trudne są również sytuacje przypadkowego napromienienia, w których nie było możliwości wyznaczenia współczynników kalibracyjnych. Wówczas klasycznie stosowana metoda dozymetrii termoluminescencyjnej nie daje możliwości wiarygodnej oceny dawek składowych od promieniowania mieszanego, dlatego autorka zaproponowała unikatowe rozwiązanie tego problemu. **Wykorzystując podejście bayesowskie, autorka opracowała narzędzie wspomagające ocenę dawek metodą termoluminescencyjną i wraz z promotorem pomocniczym przygotowała metodykę zagadnienia. Autorka dokonała ponadto walidacji metody, porównując uzyskane wyniki do dawek referencyjnych oraz do klasycznie stosowanej techniki estymacji dawek. W tym celu autorka przeprowadziła pomiary, w których detektory TLD ekspozycja w różnych konfiguracjach promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$, na cztery różne źródła promieniotwórcze: ^{137}Cs , ^{60}Co , ^{90}Sr i ^{85}Kr . Autorka przedstawiła także wyniki uzyskane metodą Monte Carlo [1], do której zaimplementowano postulowaną metodykę bayesowską. Część uzyskanych wyników została opublikowana w artykule *Application of Bayesian statistics for radiation dose assessment in mixed beta-gamma fields* w *Radiation and Environmental Biophysics* [1].**

5.2. Twierdzenie Bayesa w ocenie dawek

Podejście bayesowskie oparte jest na prawdopodobieństwie warunkowym, w którym prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia X warunkowane jest zajściem zdarzenia Y . Prawdopodobieństwo warunkowe jest oznaczane symbolem $P(X|Y)$ i dane równaniem [107 – 110]:

$$P(X|Y) = \frac{P(X \cap Y)}{P(Y)} \quad (5.1)$$

gdzie: $P(X|Y)$ – prawdopodobieństwo warunkowe zajścia zdarzenia X pod warunkiem zajścia zdarzenia Y , $P(Y)$ – prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia Y , $P(X \cap Y)$ – prawdopodobieństwo iloczynu zdarzeń X i Y . Prawdopodobieństwa iloczynów zdarzeń są sobie równe: $P(X \cap Y) = P(Y \cap X)$, więc prawdziwe jest równanie:

$$P(X|Y) \cdot P(Y) = P(Y|X) \cdot P(X) \quad (5.2)$$

Z reguły iloczynu wynika więc [107 – 110]:

$$P(X|Y) = \frac{P(Y|X) \cdot P(X)}{P(Y)} \quad (5.3)$$

Powyższe równanie stanowi treść twierdzenia Bayesa. Używając tzw. *interpretacji subiektywnej*, zdarzenia X i Y można zastąpić danymi doświadczalnymi D i hipotezą H [107, 111]:

$$P(H|D) = \frac{P(D|H) P(H)}{P(D)} \quad (5.4)$$

gdzie: $P(H|D)$ – prawdopodobieństwo hipotezy *a posteriori* po uwzględnieniu danych D , $P(D|H)$ – prawdopodobieństwo otrzymania danych D pod warunkiem słuszności hipotezy H (bayesowska funkcja wiarygodności, ang. likelihood function), $P(H)$ – prawdopodobieństwo hipotezy *a priori*, czyli to, co jest wiadome o hipotezie H przed otrzymaniem danych (tzw. *prior*), $P(D)$ – czynnik normalizacyjny, umożliwiający porównanie rozkładów i dalszą analizę.

Twierdzenie Bayesa pozwala zatem określić stan wiedzy na temat prawdziwości hipotezy dotyczącej badanego zjawiska przy uwzględnieniu obiektywnych danych, czyli wyników uzyskanych wprost z eksperymentu, opisanych przez funkcję wiarygodności (L), oraz wcześniej posiadanych informacji, reprezentowanych przez rozkład *a priori*.

Prawdopodobieństwo *a priori* określa dodatkową wiedzę posiadaną niezależnie od przeprowadzonego eksperymentu. Prawidłowe sformułowanie rozkładu apriorycznego jest krytycznym punktem analizy bayesowskiej. Ważne jest, żeby rozkład był dobrany w sposób, który jak najdokładniej odwzorowuje rzeczywiste informacje i warunki, np. skład wiązki promieniowania mieszanego. Wybór powinien opierać się na wiarygodnych przesłankach (np. poprzednie wyniki, doświadczenie eksperymentatora, literatura) lub na konkretnej wiedzy. Prostim przykładem może być fakt, że niektóre wielkości fizyczne, jak np. masa, gęstość, czy objętość są zawsze dodatnie, co powinno być wzięte pod uwagę *a priori* [111]. Odpowiednie dobranie informacji *a priori* daje rezultaty porównywalne z metodami klasycznymi, przy założeniu, że istnieje możliwość wykonania obliczeń w sposób klasyczny [107]. Jeśli jednak wybór jest przypadkowy, może negatywnie wpłynąć na wynik, błędnie modyfikując otrzymane dane.

Prawdopodobieństwo *a priori* przyjmuje postać *informatywną* lub *nieinformatywną*, w zależności od tego, na ile dokładnie opisany jest rozważany parametr. Jeśli rozkład niesie konkretną informację o zmiennej, np. o wartości oczekiwanej parametru θ (udział poszczególnych składowych promieniowania mieszanego w wiązce, zdefiniowany jako zawartość jednego rodzaju promieniowania do promieniowania całkowitego) i jego niepewność, wówczas nazywany jest *informatywnym*. Jeśli zaś zmienna opisana jest w sposób bardzo ogólny (np. $\theta > 50\%$), wówczas można mówić o rozkładzie *nieinformatywnym*. Szersza analiza wyboru rozkładów *a priori* zawarta jest w paragrafach 5.3.2 i 6.3.4.

Rozkładem *a priori* można opisać jedną lub kilka zmiennych z danego doświadczenia. W sytuacji oceny dawek od promieniowania jonizującego rozkłady aprioryczne mogą zostać przypisane np. współczynnikom krzywych kalibracyjnych K_x , czy parametrowi θ , który definiuje skład wiązki.

Uwzględniając dane pomiarowe (funkcja wiarygodności) oraz rozkład prawdopodobieństwa *a priori*, twierdzenia Bayesa umożliwia znalezienie rozkładu prawdopodobieństwa *a posteriori* szukanej wielkości za pomocą równania:

$$\text{Rozkład } p\text{-stwa } a \text{ posteriori} \sim \text{Funkcja wiarygodności} \cdot \text{Rozkład } p\text{-stwa } a \text{ priori} \quad (5.6)$$

Najbardziej prawdopodobną wartość rozkładu *a posteriori* $P(D_x)$ (w niniejszym przypadku to rozkład dawki pochłoniętej D_x) stanowi maksimum tego rozkładu:

$$\frac{dP(D_x)}{dD_x} = 0 \quad (5.7)$$

Niepewność dawki σ_{D_x} jest oszacowana z użyciem formuły Rao-Cramera [1], przyjmując:

$$\sigma_{D_x} = \frac{1}{\sqrt{\left| \frac{\partial^2 \ln(P(D_x))}{\partial D_x^2} \right|}} \quad (5.8)$$

gdzie: $\ln(P(D_x))$ to logarytm naturalny z $P(D_x)$.

W pracy zastosowano oznaczenia: $P(x)$ dla rozkładów prawdopodobieństwa *a posteriori* i $p(x)$ dla rozkładów *a priori*.

5.3. Opracowanie metody bayesowskiej oceny dawek $\beta + \gamma$ w TLD

W klasycznej sytuacji, kiedy mamy do czynienia ze znanym źródłem o znanym współczynniku konwersji K_x liczby zliczeń na dawkę i łatwym do określenia składem wiązki, nie ma potrzeby stosowania twierdzenia Bayesa, które wymaga znajomości skomplikowanych zagadnień matematycznych. Taki przypadek został jednak rozważony przez autorkę celem zweryfikowania poprawności działania podejścia bayesowskiego i oceny możliwości jego zastosowania jako narzędzia wspomagającego w termoluminescencyjnej ocenie dawek.

Do oszacowania dawek składowych od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ z wykorzystaniem dozymetrii termoluminescencyjnej wystarczy odpowiedź z dwóch pastylek TLD – z pozycji zasłoniętej (covered – C) i odsłoniętej (uncovered – U). Pozycja zasłonięta rejestruje całe (najczęściej) padające promieniowanie ze źródła gamma i część padającego promieniowania beta (zależnie od źródła i jego aktywności). W przypadku wykorzystywanego w pracy ^{90}Sr przez aluminiowy filtr przechodzi ok. 25% cząstek, zaś w przypadku ^{85}Kr filtr całkowicie odcina padające promieniowanie beta¹². Pastylka odsłonięta rejestruje całość promieniowania padającego ze wszystkich źródeł. Wymienione sytuacje opisują równania:

$$N_C = N_\gamma + \varepsilon N_\beta \quad (5.9)$$

$$N_U = N_\gamma + N_\beta \quad (5.10)$$

gdzie: N_γ , N_β – całkowita liczba zliczeń od promieniowania gamma i beta (z fazy HEAT) zarejestrowana na pozycji nieosłoniętej, N_C – całkowita liczba zliczeń na pozycji zasłoniętej, N_U – całkowita liczba zliczeń na pozycji odsłoniętej, ε – procentowy udział promieniowania beta zarejestrowany na pastylce zasłoniętej filtrem w stosunku do pozycji odsłoniętej; $\varepsilon = 0,25$ dla ^{90}Sr i $\varepsilon = 0$ dla ^{85}Kr .

¹² Dotyczy źródeł promieniotwórczych dostępnych w CLOR w momencie wykonywania ekspozycji. Wraz ze zmianą aktywności źródeł dane te ulegają zmianie.

Dawki od promieniowania gamma i beta klasycznie można obliczyć z równań:

$$D_\gamma = N_\gamma \cdot K_\gamma \quad (5.11)$$

$$D_\beta = N_\beta \cdot K_\beta \quad (5.12)$$

gdzie: D_γ , D_β – dawki od promieniowania gamma i beta, K_γ , K_β – współczynniki kalibracyjne dla wybranej pozycji pastylek (p1 – p4) dla promieniowania gamma i beta, konwertujące liczbę zliczeń N_γ i N_β na wartość dawki. Współczynniki wyznaczone są w procesie kalibracji we wcześniejszych pomiarach (Tabela 4.7). Niepewność dawki szacuje się na 17% wartości dawki, zgodnie z procedurą przyjętą w CLOR.

Do dalszych obliczeń wprowadzono parametr θ , opisujący skład wiązki mieszanej, będący stosunkiem liczby zliczeń pochodzących od promieniowania beta do sumy zliczeń N_γ i N_β zarejestrowanych w detektorach:

$$\theta = \frac{N_\beta}{N_\beta + N_\gamma} = \frac{N_\beta}{N_U} \quad (5.13)$$

Niepewność parametru θ została oszacowana metodą różniczki zupełnej:

$$\Delta\theta = \left| \frac{\partial\theta}{\partial N_\gamma} \right| \Delta N_\gamma + \left| \frac{\partial\theta}{\partial N_\beta} \right| \Delta N_\beta \quad (5.14)$$

Biorąc równania 5.10 i 5.12, liczbę zliczeń od promieniowania gamma i beta można zapisać odpowiednio jako:

$$N_\gamma = N_U(1 - \theta) \quad (5.15)$$

$$N_\beta = N_U \cdot \theta \quad (5.16)$$

Wstawiając zależności 5.15 i 5.16 do 5.11 i 5.12, otrzymuje się układ równań umożliwiający obliczenie dawek D_γ i D_β w przypadku wystąpienia promieniowania mieszanego, przy posiadaniu informacji o liczbie zliczeń N_U z pozycji nieosłoniętej:

$$D_\gamma = N_U(1 - \theta) \cdot K_\gamma \quad (5.17)$$

$$D_\beta = N_U \cdot \theta \cdot K_\beta \quad (5.18)$$

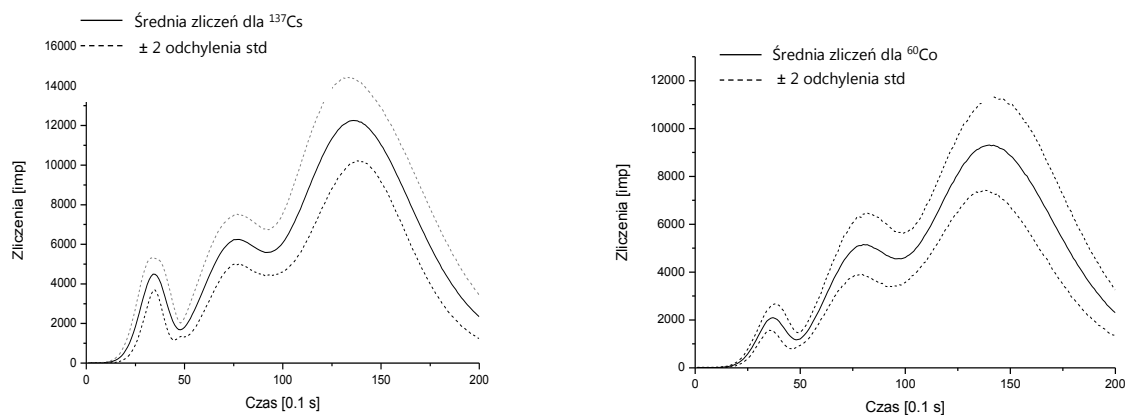
Niepewności dawek D_x , gdzie $x = \{\gamma, \beta\}$, oblicza się za pomocą różniczki zupełnej:

$$\Delta D_x = \left| \frac{\partial D_x}{\partial N_U} \right| \Delta N_U + \left| \frac{\partial D_x}{\partial \theta} \right| \Delta \theta + \left| \frac{\partial D_x}{\partial K_x} \right| \Delta K_x \quad (5.19)$$

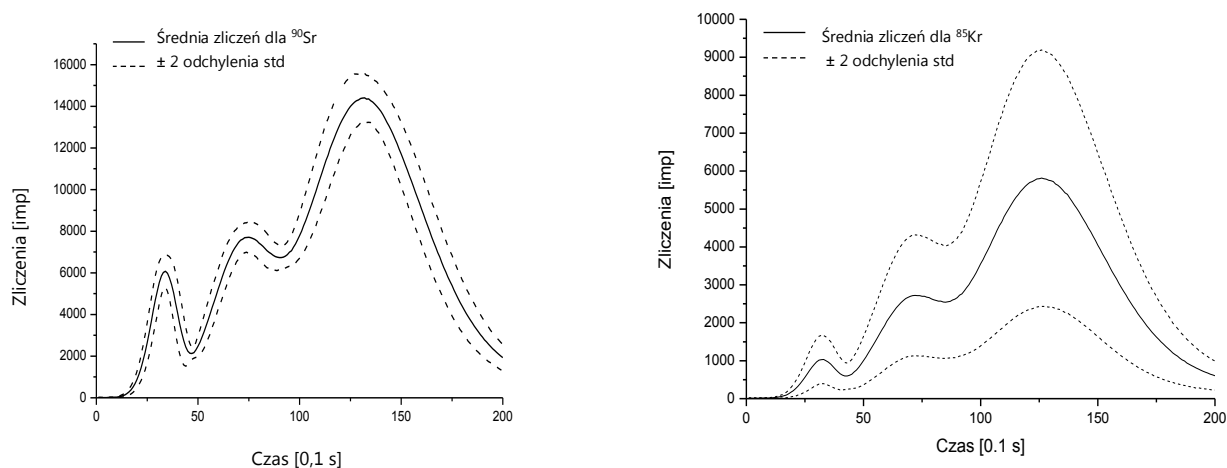
W sytuacji, kiedy K_x i θ są znane lub istnieje możliwość łatwego ich wyznaczenia, dawki od promieniowania mieszanego oblicza się za pomocą prostej reguły (5.17 i 5.18), co może być stosowane rutynowo. Jeśli natomiast któryś z parametrów nie jest znany i nie ma możliwości jego wyznaczenia, wówczas podejście klasyczne jest niewystarczające do wyznaczenia dawek. Wtedy można zastosować analizę bayesowską.

5.3.1. Bayesowska funkcja wiarygodności

Bayesowska funkcja wiarygodności obejmuje dane uzyskane wprost z doświadczenia i w niniejszym przypadku opisuje częstość zliczeń uzyskanych po napromienieniu detektorów dawką referencyjną. Funkcje wiarygodności wyznacza się oddzielnie dla każdego źródła promieniotwórczego. W tym celu autorka wykonała ekspozycje w polu promieniowania ^{137}Cs , ^{60}Co , ^{90}Sr i ^{85}Kr . Wyselekcjonowane pastylki były napromieniane bez obudów, dzięki czemu rodzaj obudowy nie wpływał na wynik i badana była jedynie odpowiedź samych detektorów. Autorka napromieniła serię pastylek dawką referencyjną $H_p(d) = 1 \text{ mSv}$ (w przypadku promieniowania gamma mówimy o indywidualnym równoważniku dawki – $H_p(10)$, zaś dla promieniowania beta – $H_p(0,07)$). Pomimo jednakowej wartości równoważnika dawki i takich samych warunków napromienienia w zakresie jednego źródła (odległość detektorów od źródła, temperatura, wilgotność, czas napromienienia), odpowiedzi pastylek różnią się i wykazują pewien rozrzut wokół wartości 1 mSv, co jest związane z ich indywidualną czułością. Różna jest także odpowiedź detektorów na dawkę w zależności od użytego źródła promieniotwórczego. Dla każdego źródła sporządzono wykresy średniej liczby zliczeń z fazy HEAT, uzyskanej w kolejnych przedziałach czasu wraz z rozrzutem, wyrażonym jako dwa odchylenia standardowe (na wykresach oznaczone jako ± 2 odchylenia std) (Rysunki 5.1 i 5.2).

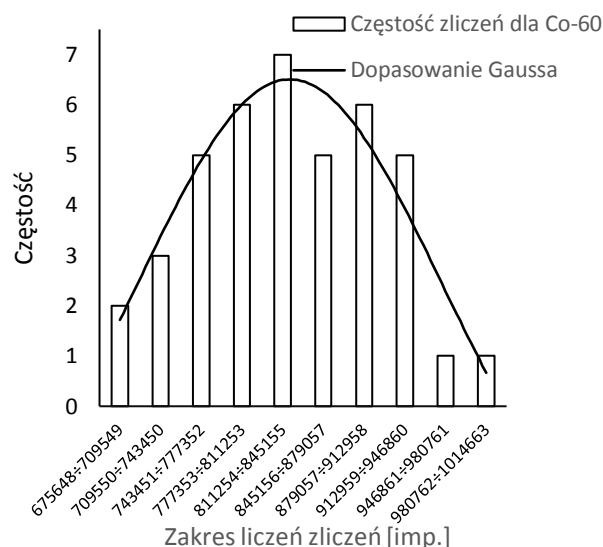
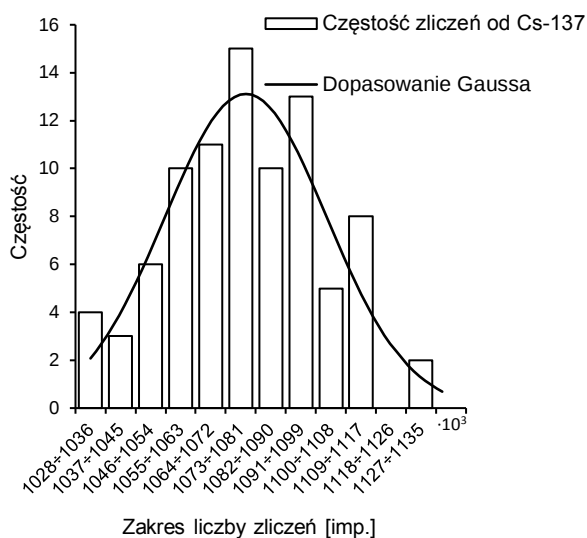


Rysunek 5.1. Uśrednione krzywe wyświecania dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1$ mSv. Po lewej stronie krzywa dla ^{137}Cs [1], po prawej krzywa dla ^{60}Co .

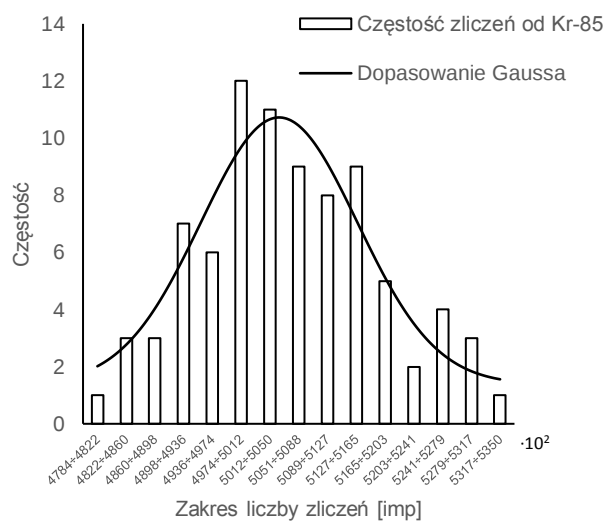
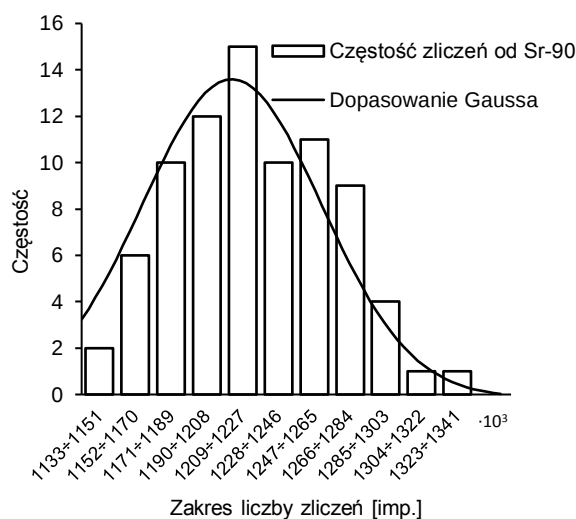


Rysunek 5.2. Uśrednione krzywe wyświecania dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1$ mSv. Po lewej stronie krzywa dla ^{90}Sr [1], po prawej krzywa dla ^{85}Kr .

Funkcje wiarygodności sporządzono na wykresach w postaci częstości zliczeń (z fazy HEAT) w kolejnych przedziałach liczby zliczeń i dopasowano do nich funkcje Gaussa (rozkład normalny), uwzględniając wysoką wartość współczynnika determinacji R^2 (Rysunki 5.3 i 5.4).



Rysunek 5.3. Rozkład częstości zliczeń dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1$ mSv. Po lewej stronie rozkład dla ^{137}Cs z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,88$ [1], po prawej rozkład dla ^{60}Co z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,81$.



Rysunek 5.4. Rozkład częstości zliczeń dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1$ mSv. Po lewej stronie rozkład dla ^{90}Sr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,96$ [1], po prawej rozkład dla ^{85}Kr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,82$.

Funkcje wiarygodności są zatem opisane poniższymi zależnościami:

$$L_\gamma(N_\gamma) = \frac{1}{\sigma_{N_U}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(N_U - \frac{D_\gamma}{(1-\theta)K_\gamma})^2}{2\sigma_{N_U}^2}\right) \quad (5.20)$$

$$L_\beta(N_\beta) = \frac{1}{\sigma_{N_U}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(N_U - \frac{D_\beta}{\theta K_\beta})^2}{2\sigma_{N_U}^2}\right) \quad (5.21)$$

gdzie: L_γ , L_β – funkcja wiarygodności odpowiednio dla promieniowania gamma i beta, N_U – sumaryczna liczba zliczeń od promieniowania gamma i beta zarejestrowana na pozycji odkrytej, σ_{N_U} – niepewność liczby zliczeń, K_γ , K_β – współczynniki kalibracyjne, D_γ , D_β – dawki od promieniowania gamma i beta, θ – parametr określający skład wiązki (równanie 5.13).

5.3.2. Rozkłady *a priori*

- Rozkład *a priori* parametru θ

Na etapie walidacji metody, opierając się na dostępnej literaturze dotyczącej mieszanego promieniowania jonizującego [45], rozkład *a priori* parametru θ opisano funkcją Gaussa. Poprawność założenia została zweryfikowana w dalszej części analizy (paragraf 5.5.2). Rozkład przyjmuje postać:

$$p(\theta) = \frac{1}{\sigma_\theta\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(\theta - \hat{\theta})^2}{2\sigma_\theta^2}\right) \quad (5.22)$$

gdzie: θ – zmienna rozkładu, $\hat{\theta}$ – wartość oczekiwana, σ_θ – odchylenie standardowe θ .

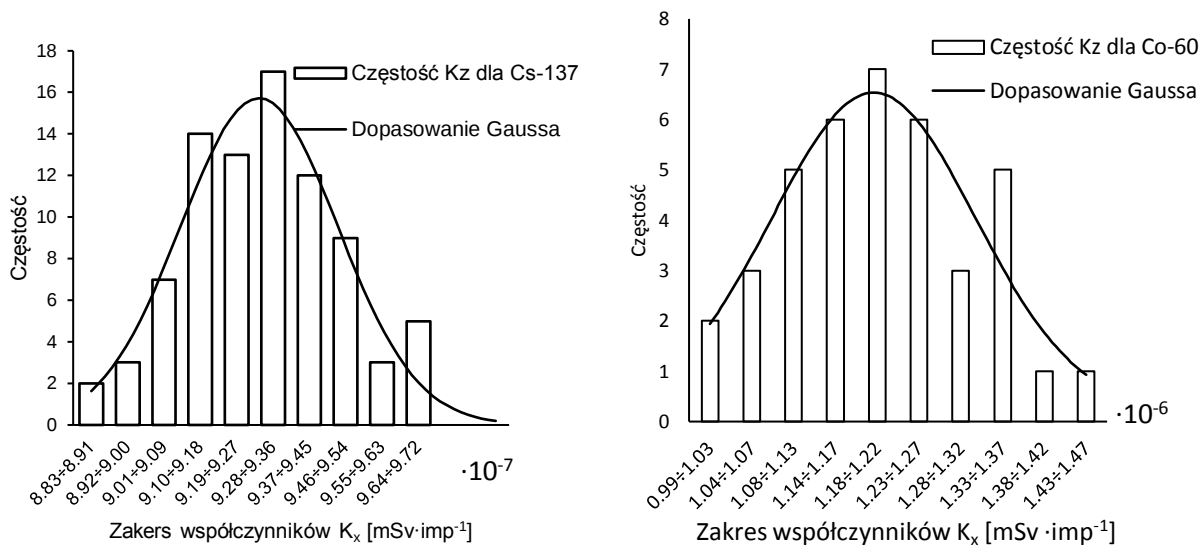
- Rozkład *a priori* współczynnika kalibracyjnego K_x

Rozkład współczynników kalibracyjnych został uzyskany eksperymentalnie przez napromienienie detektorów bez obudów dawką referencyjną $H_p(d) = 1$ mSv dla każdego źródła promieniotwórczego. Rozkłady przedstawiono na Rysunkach 5.5 i 5.6. W każdym przypadku częstość otrzymanych współczynników kalibracyjnych opisano funkcją Gaussa, gdzie kryterium wyboru stanowiła wartość współczynnika determinacji. Rozkłady aprioryczne współczynników zapisano w postaci:

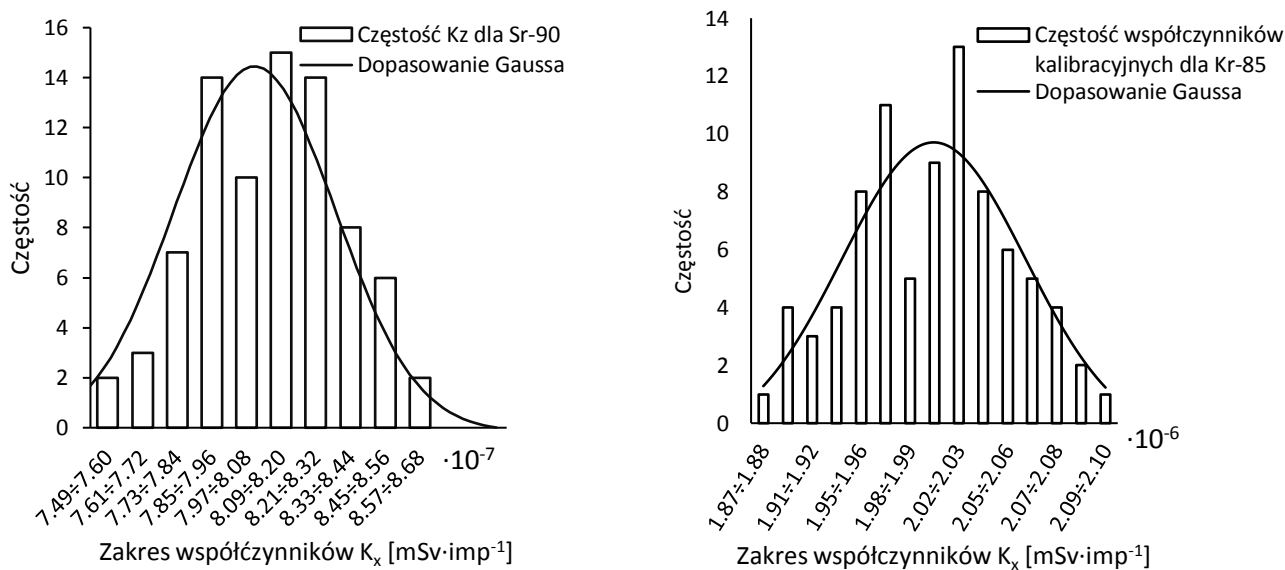
$$p(K_x) = \frac{1}{\sigma_{K_x}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(K_x - \widehat{K_x})^2}{2\sigma_{K_x}^2}\right) \quad (5.23)$$

gdzie: K_x – zmienna rozkładu, $\widehat{K_x}$ – wartość oczekiwana, σ_{K_x} – odchylenie standardowe K_x .

Szersza dyskusja na temat rozkładów *a priori* została szczegółowo przedstawiona w paragrafie 6.3.4. oraz w artykule [2].



Rysunek 5.5. Rozkład częstości współczynników kalibracyjnych dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{137}Cs z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,87$ [1], po prawej rozkład dla ^{60}Co z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,75$.



Rysunek 5.6. Rozkład częstości współczynników kalibracyjnych dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{90}Sr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,94$ [1], po prawej rozkład dla ^{85}Kr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,66$.

5.3.3. Rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori* dawki pochłoniętej

Uwzględniając funkcję wiarygodności i rozkład *a priori*, rozkład prawdopodobieństwa dawki *a posteriori* ogólnie wyraża się równaniem 5.6. Postać matematyczna równania zależy od analizowanej sytuacji:

- 1) znane współczynniki kalibracyjne, nieznany dokładny udział promieniowania gamma i beta w mieszanym polu;
- 2) znany dokładny skład wiązki, nieznane współczynniki kalibracyjne lub jeden z nich;
- 3) nieznany skład wiązki, nieznane współczynniki kalibracyjne.

Z założenia nieznane parametry są przedstawiane w formie rozkładu prawdopodobieństwa. Wymienione sytuacje w formie zapisu matematycznego zebrane zostały w Tabeli 5.1.

Tabela 5.1. Matematyczna postać rozkładu prawdopodobieństwa dawki *a posteriori* oraz parametrów wejściowych θ i K_x w zależności od dostępności danych.

Opcja nr	θ	K_x	Rozkład <i>a posteriori</i>
1	$p(\theta)$	$K_x = \text{const}$	$P(D_x) \propto \int L(D_x \theta) p(\theta) d\theta$
2	$\theta = \text{const}$	$p(K_x)$	$P(D_x) \propto \int L(D_x K_x) p(K_x) dK_x$
3	$p(\theta)$	$p(K_x)$	$P(D_x) \propto \int \int L(D_x K_x, \theta) p(K_x) p(\theta) dK_x d\theta$

W celu sprawdzenia poprawności metody użyto znanych wartości oczekiwanych (θ i K_x) wraz z ich niepewnościami. Matematyczne sformułowanie wyrażenia 5.6 dla sytuacji opisanych w Tabeli 5.1 przedstawiono poniżej:

$$P(D_x) = \int_0^1 L(D_x|\theta) p(\theta) d\theta \quad (5.24)$$

$$P(D_x) = \int_{-\infty}^{\infty} L(D_x|K_x) p(K_x) dK_x \quad (5.25)$$

$$P(D_x) = \int_0^1 \int_{-\infty}^{\infty} L(D_x|K_x, \theta) p(K_x) p(\theta) dK_x d\theta \quad (5.26)$$

Najbardziej prawdopodobną wartość dawki uzyskuje się z maksimum rozkładu (równanie 5.7), a jej niepewność z równania 5.8.

Zaletą analizy bayesowskiej jest to, że niepewności wszystkich parametrów (tutaj θ i K_x) mogą być uwzględnione w rozkładach tych parametrów, co w efekcie prowadzi do dobrego oszacowania dawki i wiarygodnych wyników. Należy zauważyć, że w niniejszym przypadku zarówno rozkład prawdopodobieństwa *a priori*, jak i funkcja wiarygodności są opisane funkcją Gaussa. To założenie ma podstawy eksperymentalne (Rysunki 5.3 – 5.6), choć generalnie funkcje te mogą przyjmować inną postać, np. w przypadku małej liczby danych pomiarowych. Kryterium akceptacji dla kształtu Gaussa dla obu rozkładów prawdopodobieństwa był współczynnik determinacji (R^2). Duża wartość R^2 mieszcząca się między 85% a 100% wskazuje, że regresja dobrze opisuje rzeczywiste punkty pomiarowe.

5.4. Metoda Monte Carlo

Monte Carlo (MC) to metoda modelowania statystycznego, polegająca na wielokrotnym próbkowaniu zmiennych losowych. Podejście MC wykorzystane do szacowania dawek od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ jest numerycznym wariantem postulowanej metody bayesowskiej i zostało opracowane pod kierunkiem merytorycznym autorki w ramach współpracy nad publikacją [1]. W niniejszej pracy doktorskiej autorka przedstawiła wyniki uzyskane z wykorzystaniem tego podejścia, porównując je z wynikami pozostałych metod. Dedykowany program obliczeniowy daje dwie możliwości wprowadzenia danych wejściowych (θ i/lub K_x):

- N i K_x są podawane jako dokładnie znane wartości,
- N jest podawane jako dokładna wartość, a K_x jest losowane z odpowiedniej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa *a priori* (równania 5.22, 5.23).

Następnie za pomocą kodu obliczeniowego losowana jest wartość parametru θ i wstawiona do równań 5.20 i 5.21. Niepewność θ zostaje obliczona przy użyciu metody różniczki zupełnej. Dawki oblicza się z równań 5.17 i 5.18, a ich niepewność z 5.8. Aby utworzyć rozkład dawki, w celu określenia jego preferowanej wartości wraz z odpowiadającą jej niepewnością, program wykonuje 100000 iteracji. Możliwość wykonania dużej liczby powtórzeń sprawia, że podejście Monte Carlo jest użytecznym narzędziem do tworzenia wirtualnych danych liczbowych, które stanowią dobre przybliżenie rzeczywistych eksperymentów, co jest jego dodatkową zaletą.

W celu uproszczenia oznaczeń, w dalszej części niniejszej pracy autorka używa nazwy *metoda Monte Carlo* na oznaczenie metody bayesowskiej w implementacji Monte Carlo, a *metoda bayesowska* odnosi się do podejścia analitycznego.

5.5. Wyniki

W niniejszym rozdziale przedstawiono wyniki estymacji dawek składowych od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ z wykorzystaniem dozymetrii termoluminescencyjnej i analizy bayesowskiej oraz podejścia Monte Carlo. Część wyników została opublikowana w 2021 r. w artykule *Application of Bayesian statistics for radiation dose assessment in mixed beta-gamma fields* [1]. W ramach pracy doktorskiej autorka wykonała następujące czynności:

- opracowanie metody i zaplanowanie pomiarów oraz przygotowanie detektorów do badań (podrozdział 4.2),
- opracowanie programu obliczeniowego,
- napromienienie dozymetrów w polach mieszanych źródłami $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$, $^{90}\text{Sr} + ^{60}\text{Co}$, $^{85}\text{Kr} + ^{60}\text{Co}$, $^{85}\text{Kr} + ^{137}\text{Cs}$ (różne składy wiązki mieszanej) oraz napromienienie pojedynczymi źródłami, odczyt i wyznaczenie funkcji wiarygodności (paragraf 5.3.1),
- obliczenie dawek metodą klasyczną oraz metodą bayesowską (paragraf 5.5.1) oraz porównanie ich z wynikami Monte Carlo, dla każdej z podanych wyżej kombinacji źródeł (paragraf 5.5.2).

5.5.1. Bayesowska ocena dawek $\beta + \gamma$

Do sprawdzenia poprawności opracowanej metody autorka przygotowała detektory (podrozdział 4.2), a następnie w dwóch etapach przeprowadziła napromienienia. Pierwszy etap obejmował ekspozycję detektorów na promieniowanie mieszane $\beta + \gamma$ pochodzące od źródeł: ^{137}Cs , ^{60}Co i ^{90}Sr , ^{85}Kr o różnym składzie wiązki mieszanej (Tabela 5.2). W drugim etapie dozymetry eksponowano na każde źródło oddzielnie, dawkami równymi odpowiednio 0,1 mSv, 0,3 mSv, 0,5 mSv, 0,7 mSv, 0,9 mSv. Dzięki temu możliwe było dokładne wyznaczenie liczby zliczeń i parametrów θ do zweryfikowania poprawności działania metody. W każdym przypadku napromieniano po 4 dozymetry, a wyniki obejmujące średnią liczbę zliczeń pomniejszoną o tło i *zerodose* przedstawiono w Tabeli 5.2. Warunki napromienienia były zgodne z założeniami opisanymi w części o stanowiskach kalibracyjnych (paragrafy 4.1.5 i 4.1.6) i oparte o normę ISO 4037-3 [101]. Detektory były umieszczone w obudowach OP i zaczezione do fantomu płytowego.

Dawki zostały obliczone dla trzech możliwych sytuacji opisanych w Tabeli 5.1. Współczynniki kalibracyjne pochodzą z Tabeli 4.7. N_β i N_γ to wartości z ekspozycji na pojedynczy rodzaj promieniowania. θ obliczono z równania 5.13.

Wyniki bayesowskiej oceny dawek w formie rozkładów prawdopodobieństwa dawek *a posteriori*, danych równaniami 5.24 – 5.26, zostały przeliczone na wartość najbardziej prawdopodobnej dawki za pomocą równania 5.7, a niepewność obliczono z równania 5.8. Obliczenia metod bayesowską zostały wykonane dwukrotnie – dla liczby zliczeń N_β i N_γ znanych z odczytu po ekspozycji na pojedynczy rodzaj promieniowania oraz dla N_β i N_γ obliczonych z równań 5.15 i 5.16. Dawki obliczono także metodą klasyczną (równania 5.17 i 5.18). Uzyskane wyniki przedstawiono w Tabelach 5.2 – 5.13. Obliczenia zostały wykonane w programie Octave, korzystając ze skryptów napisanych przez autorkę.

Tabela 5.2. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β i γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{60}\text{Co}$, gdzie C oznacza pozycję zasłoniętą (ang. covered), U – odsłoniętą (uncovered) detektora TLD.

% $\beta + \gamma$	β			γ			θ
	$\bar{N}_{p1,p2} \text{ (C)}$ [imp.]	$\bar{N}_{p4} \text{ (U)}$ [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2} \text{ (C)}$ [imp.]	$\bar{N}_{p4} \text{ (U)}$ [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2} \text{ (C)}$ [imp.]	$\bar{N}_{p4} \text{ (U)}$ [imp.]	
10% $\beta + 90\% \gamma$	903466±20312	890342±19321	32315±4321	129260±10342	871151±18424	757343±23442	0,146±0,014
30% $\beta + 70\% \gamma$	773641±20231	1124234±20314	99370±9884	397480±13553	674271 ±18424	609384±23113	0,395±0,058
50% $\beta + 50\% \gamma$	654640±18323	1235243±20457	163984±13423	655936±16542	490656±20323	484973±22314	0,575±0,034
70% $\beta + 30\% \gamma$	526143±17231	1452554±21411	223407±18424	893628±20643	302736±21323	312174±19334	0,741±0,022
90% $\beta + 10\% \gamma$	407754±16342	1395235±21352	297702±18424	1190808±20632	110052±17344	170340±18421	0,875±0,016

Tabela 5.3. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{60}\text{Co}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.

% $\beta + \gamma$	Metoda bayesowska					
	Klasyczna			Opcja 3		
	Opcja 1			Opcja 2		
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	0,106±0,018	0,91±0,15	0,106 ± 0,0095	0,999 ± 0,052	0,1060±0,0038	0,93±0,16
30% $\beta + 70\% \gamma$	0,325±0,055	0,73±0,12	0,324 ± 0,018	0,73 ± 0,038	0,324±0,012	0,75±0,13
50% $\beta + 50\% \gamma$	0,536±0,091	0,581±0,099	0,536±0,025	0,582±0,029	0,536±0,021	0,59±0,10
70% $\beta + 30\% \gamma$	0,73±0,12	0,374±0,064	0,730±0,032	0,374±0,021	0,730±0,028	0,382±0,065
90% $\beta + 10\% \gamma$	0,97±0,17	0,204±0,035	0,972±0,037	0,206±0,018	0,974±0,040	0,208±0,036
						0,90±0,22
						0,72±0,18
						0,58±0,13
						0,372±0,084
						0,204±0,053

Tabela 5.4. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{60}\text{Co}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ .

% $\beta + \% \gamma$	N_β [imp.]	N_γ [imp.]	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
			D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	129805 $\pm$ 15120	760537 $\pm$ 28808	0,1080 $\pm$ 0,0012	0,912 $\pm$ 0,015	0,10600 $\pm$ 0,00038	0,888 $\pm$ 0,035	0,1060 $\pm$ 0,0085	0,90 $\pm$ 0,22
30% $\beta + 70\% \gamma$	443814 $\pm$ 73392	680420 $\pm$ 63466	0,372 $\pm$ 0,012	0,816 $\pm$ 0,015	0,3620 $\pm$ 0,013	0,798 $\pm$ 0,026	0,362 $\pm$ 0,0168	0,81 $\pm$ 0,18
50% $\beta + 50\% \gamma$	710171 $\pm$ 53782	525072 $\pm$ 50717	0,582 $\pm$ 0,011	0,622 $\pm$ 0,0012	0,58 $\pm$ 0,021	0,616 $\pm$ 0,020	0,58 $\pm$ 0,02424	0,63 $\pm$ 0,13
70% $\beta + 30\% \gamma$	1076498 $\pm$ 47294	376056 $\pm$ 36970	0,884 $\pm$ 0,013	0,404 $\pm$ 0,0012	0,88 $\pm$ 0,031	0,442 $\pm$ 0,012	0,88 $\pm$ 0,0346	0,454 $\pm$ 0,091
90% $\beta + 10\% \gamma$	1220629 $\pm$ 40263	174606 $\pm$ 24256	0,998 $\pm$ 0,014	0,232 $\pm$ 0,0011	0,998 $\pm$ 0,035	0,2062 $\pm$ 0,0025	0,998 $\pm$ 0,03879	0,21 $\pm$ 0,0456

Tabela 5.5. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{85}\text{Kr} + ^{60}\text{Co}$, gdzie C oznacza pozycję zasłoniętą (ang. covered), U – odsłoniętą (uncovered) detektora TLD.

% $\beta + \gamma$	$\beta + \gamma$		β		γ		θ
	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	
10% $\beta + 90\% \gamma$	843242±20123	803532±21221	-	45163±3604	853241±19324	766352±18473	0,0557±0,0029
30% $\beta + 70\% \gamma$	644443±16796	699432±20311	-	97832±7402	654431±18324	613353±19331	0,1376±0,0052
50% $\beta + 50\% \gamma$	493536±15662	610435±19313	-	173736±13895	483546±17324	443213±34354	0,2816±0,00050
70% $\beta + 30\% \gamma$	311452±13133	534524±16342	-	251326±15078	301456±17313	291234±15402	0,4632±0,0018
90% $\beta + 10\% \gamma$	133451±10323	445225±13223	-	334124±20047	132355±15123	120231±9865	0,7354±0,0039

Tabela 5.6. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr} + ^{60}\text{Co}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.

% $\beta + \gamma$	Klasyczna		Metoda bayesowska					
			Opcja 1			Opcja 2		
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	0,127±0,021	0,921±0,19	0,123±0,024	0,912±0,057	0,128 ±0,012	0,94 ±0,16	0,156±0,065	0,90±0,22
30% $\beta + 70\% \gamma$	0,273±0,0472	0,724±0,15	0,278±0,028	0,730±0,052	0,278±0,032	0,74±0,14	0,31±0,10	0,72±0,18
50% $\beta + 50\% \gamma$	0,488±0,059	0,526±0,11	0,492±0,044	0,528±0,043	0,496±0,046	0,542±0,092	0,492±0,053	0,58±0,13
70% $\beta + 30\% \gamma$	0,703±0,086	0,344±0,072	0,714±0,0406	0,346±0,033	0,716±0,068	0,356±0,062	0,714±0,080	0,372±0,084
90% $\beta + 10\% \gamma$	0,95±0,16	0,141±0,031	0,92±0,11	0,144±0,013	0,952±0,093	0,146±0,026	0,95±0,12	0,204±0,053

Tabela 5.7. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{60}\text{Co}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ .

% $\beta + \% \gamma$	N_β [imp.]	N_γ [imp.]	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
			D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	44757±3512	758775±22369	0,122±0,0041	0,914±0,016	0,128±0,011	0,936±0,16	0,11±0,019	0,910±0,24
30% $\beta + 70\% \gamma$	96242±6432	603190±21153	0,266±0,0071	0,724±0,012	0,276±0,024	0,74±0,13	0,26±0,027	0,714±0,20
50% $\beta + 50\% \gamma$	171899±5744	438536±14180	0,478±0,011	0,528±0,010	0,492±0,044	0,542±0,091	0,476±0,046	0,518±0,16
70% $\beta + 30\% \gamma$	247592±8532	286932±9735	0,700±0,013	0,342±0,0065	0,708±0,063	0,354±0,0597	0,704±0,067	0,334±0,11
90% $\beta + 10\% \gamma$	327419±11461	117807±5235	0,926±0,021	0,142±0,0035	0,936±0,084	0,146±0,025	0,928±0,091	0,138±0,053

Tabela 5.8. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$. β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{85}\text{Kr} + ^{137}\text{Cs}$, gdzie C oznacza pozycję zasłoniętą (ang. covered), U – odsłoniętą (uncovered) detektora TLD.

% $\beta + \gamma$	β			γ			θ
	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	
10% $\beta + 90\% \gamma$	985463±15345	993246±19424	-	48057±4204	974324±19323	972753±22313	0.0471±0.0029
30% $\beta + 70\% \gamma$	773422±14535	853455±18324	-	99898±8774	756235±19324	768763±20231	0.115±0.013
50% $\beta + 50\% \gamma$	532422±15424	713345±18243	-	185155±11242	531291±18423	549413±20323	0.252±0.018
70% $\beta + 30\% \gamma$	354257±12647	613552±15235	-	250501±19765	355246±11424	357354±17646	0.412±0.031
90% $\beta + 10\% \gamma$	132452±11424	445254±12233	-	323716±21453	133535±9332	134081±10754	0.707±0.030

Tabela 5.9. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr} + ^{137}\text{Cs}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.

% $\beta + \gamma$	Klasyczna		Metoda bayesowska					
			Opcja 1			Opcja 2		
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_θ [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	0,133±0,025	0,879±0,033	0,142±0,029	0,904±0,045	0,138±0,012	0,904±0,026	0,142±0,014	0,904±0,027
30% $\beta + 70\% \gamma$	0,279±0,062	0,702±0,020	0,284±0,030	0,714±0,042	0,286±0,025	0,714±0,022	0,288±0,055	0,714±0,028
50% $\beta + 50\% \gamma$	0,51±0,09	0,496±0,011	0,532±0,042	0,518±0,035	0,530±0,047	0,510±0,017	0,530±0,040	0,518±0,070
70% $\beta + 30\% \gamma$	0,718±0,14	0,335±0,033	0,710±0,061	0,332±0,028	0,714±0,066	0,332±0,013	0,72±0,14	0,336±0,041
90% $\beta + 10\% \gamma$	0,89±0,14	0,121±0,018	0,92±0,10	0,124±0,014	0,922±0,090	0,1241±0,0039	0,920±0,098	0,122±0,041

Tabela 5.10. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr} + ^{137}\text{Cs}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ .

% $\beta + \% \gamma$	N_β [imp.]	N_γ [imp.]	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
			D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	46782±3795	946464±21390	0.130±0.010	0.882±0.010	0.134±0.011	0.94±0.19	0.128±0.013	0.88±0.23
30% $\beta + 70\% \gamma$	102415±172890	751040±186816	0.282±0.010	0.73±0.15	0.292±0.026	0.74±0.15	0.246±0.054	0.74±0.21
50% $\beta + 50\% \gamma$	178336±83029	535009±92150	0.488±0.027	0.516±0.047	0.51±0.045	0.52±0.11	0.436±0.082	0.54±0.17
70% $\beta + 30\% \gamma$	252783±49226	360769±51907	0.692±0.034	0.348±0.025	0.722±0.064	0.351±0.071	0.648±0.087	0.35±0.12
90% $\beta + 10\% \gamma$	314795±23342	130459±18278	0.1221±0.0029	0.890 ±0.020	0.900±0.081	0.126±0.026	0.894±0.088	0.116±0.048

Tabela 5.11. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$, gdzie C oznacza pozycję zasłoniętą (ang. covered), U – odsłoniętą (uncovered) detektora TLD.

% $\beta + \% \gamma$	β			γ			θ
	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	$\bar{N}_{p1,p2}$ (C) [imp.]	$\bar{N}_{p4}$ (U) [imp.]	
10% $\beta + 90\% \gamma$	993801 $\pm$ 22423	1121619 $\pm$ 25685	38076 $\pm$ 4324	148736 $\pm$ 7437	992432 $\pm$ 20452	972883 $\pm$ 22376	0,1326 $\pm$ 0,0084
30% $\beta + 70\% \gamma$	856239 $\pm$ 20134	1180700 $\pm$ 24359	100677 $\pm$ 5034	410927 $\pm$ 13972	743457 $\pm$ 18356	769773 $\pm$ 18475	0,348 $\pm$ 0,013
50% $\beta + 50\% \gamma$	695997 $\pm$ 19324	1197509 $\pm$ 22463	168218 $\pm$ 9083	646995 $\pm$ 19410	565374 $\pm$ 18653	550514 $\pm$ 16515	0,540 $\pm$ 0,015
70% $\beta + 30\% \gamma$	605507 $\pm$ 14525	1313880 $\pm$ 25334	233291 $\pm$ 10031	944498 $\pm$ 23612	345785 $\pm$ 14535	369382 $\pm$ 12559	0,719 $\pm$ 0,012
90% $\beta + 10\% \gamma$	408605 $\pm$ 3245	1294239 $\pm$ 26011	302540 $\pm$ 15435	1159158 $\pm$ 26660	128683 $\pm$ 5472	135081 $\pm$ 4323	0,8956 $\pm$ 0,0051

Tabela 5.12. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.

% $\beta + \% \gamma$	Klasyczna		Metoda bayesowska					
	Opcja 1			Opcja 2			Opcja 3	
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	0,121 $\pm$ 0,015	0,895 $\pm$ 0,048	0,122 $\pm$ 0,011	0,904 $\pm$ 0,042	0,122 $\pm$ 0,07	0,902 $\pm$ 0,032	0,122 $\pm$ 0,012	0,904 $\pm$ 0,033
30% $\beta + 70\% \gamma$	0,336 $\pm$ 0,031	0,708 $\pm$ 0,044	0,336 $\pm$ 0,018	0,714 $\pm$ 0,033	0,336 $\pm$ 0,019	0,714 $\pm$ 0,024	0,336 $\pm$ 0,021	0,714 $\pm$ 0,027
50% $\beta + 50\% \gamma$	0,528 $\pm$ 0,043	0,507 $\pm$ 0,037	0,528 $\pm$ 0,025	0,512 $\pm$ 0,025	0,528 $\pm$ 0,029	0,510 $\pm$ 0,017	0,528 $\pm$ 0,031	0,512 $\pm$ 0,021
70% $\beta + 30\% \gamma$	0,882 $\pm$ 0,054	0,340 $\pm$ 0,028	0,772 $\pm$ 0,032	0,342 $\pm$ 0,018	0,772 $\pm$ 0,040	0,344 $\pm$ 0,011	0,772 $\pm$ 0,041	0,344 $\pm$ 0,017
90% $\beta + 10\% \gamma$	0,945 $\pm$ 0,057	0,12 $\pm$ 0,011	0,946 $\pm$ 0,039	0,126 $\pm$ 0,013	0,946 $\pm$ 0,050	0,126 $\pm$ 0,004	0,946 $\pm$ 0,051	0,126 $\pm$ 0,013

Tabela 5.13. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ .

% $\beta + \% \gamma$	N_β [imp.]	N_γ [imp.]	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
			D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	148727±12827	972892±31701	0,1022±0,0034	0,904±0,013	0,1221±0,0043	0,904±0,021	0,122±0,010	0,90±0,12
30% $\beta + 70\% \gamma$	410884±23826	769816±31231	0,336±0,010	0,716±0,013	0,336±0,012	0,716±0,017	0,336±0,016	0,714±0,088
50% $\beta + 50\% \gamma$	646655±30093	550854±28296	0,534±0,015	0,516±0,017	0,528±0,019	0,512±0,012	0,528±0,025	0,522±0,064
70% $\beta + 30\% \gamma$	944680±33982	369200±22885	0,772±0,012	0,362±0,012	0,772±0,027	0,344±0,011	0,772±0,031	0,341±0,040
90% $\beta + 10\% \gamma$	1159120±29896	135119±9316	0,948±0,013	0,128±0,012	0,948±0,033	0,0126±0,010	0,948±0,037	0,124±0,019

5.5.2. Ocena dawek metodą Monte Carlo

W niniejszym paragrafie przedstawiono wyniki oceny dawek od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ dla kombinacji źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$, uzyskane metodą Monte Carlo, do której zaimplementowana została postulowana przez autorkę metodyka bayesowska. Wyniki opublikowano w artykule *Application of Bayesian statistics for radiation dose assessment in mixed beta -gamma fields* [1], rozważając trzy możliwe scenariusze dostępności danych (Tabela 5.1). W Tabelach 5.14 – 5.16 przedstawiono dawki obliczone metodami: Monte Carlo, bayesowską, klasyczną i referencyjną (z pomiarów fizycznych).

Jak wynika z przedstawionych wyników, wersja analityczna metody bayesowskiej i wersja iteracyjna Monte Carlo umożliwiają otrzymanie dawek porównywalnych do dawek z metody klasycznej i referencyjnej.

Tabela 5.14 Wyniki oceny dawek od źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ uzyskane metodą Monte Carlo [1].

% $\beta + \% \gamma$	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	$0,122 \pm 0,001$	$0,904 \pm 0,002$	$0,122 \pm 0,008$	$0,904 \pm 0,039$	$0,122 \pm 0,008$	$0,903 \pm 0,039$
30% $\beta + 70\% \gamma$	$0,336 \pm 0,001$	$0,715 \pm 0,001$	$0,336 \pm 0,023$	$0,715 \pm 0,031$	$0,336 \pm 0,023$	$0,715 \pm 0,031$
50% $\beta + 50\% \gamma$	$0,529 \pm 0,001$	$0,511 \pm 0,001$	$0,528 \pm 0,036$	$0,511 \pm 0,022$	$0,529 \pm 0,036$	$0,511 \pm 0,022$
70% $\beta + 30\% \gamma$	$0,772 \pm 0,001$	$0,343 \pm 0,001$	$0,772 \pm 0,053$	$0,343 \pm 0,015$	$0,772 \pm 0,053$	$0,343 \pm 0,015$
90% $\beta + 10\% \gamma$	$0,947 \pm 0,002$	$0,125 \pm 0,001$	$0,947 \pm 0,065$	$0,125 \pm 0,005$	$0,947 \pm 0,065$	$0,126 \pm 0,005$

Tabela 5.15. Wyniki oceny dawek od źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ uzyskane metodą bayesowską [1].

% $\beta + 0\% \gamma$	Opcja 1		Opcja 2		Opcja 3	
	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]	D_β [mSv]	D_γ [mSv]
10% $\beta + 90\% \gamma$	$0,122 \pm 0,011$	$0,904 \pm 0,042$	$0,122 \pm 0,07$	$0,902 \pm 0,032$	$0,122 \pm 0,012$	$0,904 \pm 0,033$
30% $\beta + 70\% \gamma$	$0,336 \pm 0,018$	$0,714 \pm 0,033$	$0,336 \pm 0,019$	$0,714 \pm 0,024$	$0,336 \pm 0,021$	$0,714 \pm 0,027$
50% $\beta + 50\% \gamma$	$0,528 \pm 0,025$	$0,512 \pm 0,025$	$0,528 \pm 0,029$	$0,510 \pm 0,017$	$0,528 \pm 0,031$	$0,512 \pm 0,021$
70% $\beta + 30\% \gamma$	$0,772 \pm 0,032$	$0,342 \pm 0,018$	$0,772 \pm 0,040$	$0,344 \pm 0,011$	$0,772 \pm 0,041$	$0,344 \pm 0,017$
90% $\beta + 10\% \gamma$	$0,946 \pm 0,039$	$0,126 \pm 0,013$	$0,946 \pm 0,050$	$0,126 \pm 0,004$	$0,946 \pm 0,051$	$0,126 \pm 0,013$

Tabela 5.16. Wyniki oceny dawek uzyskane metodą klasyczną i fizyczną (dawki referencyjne) [1].

% β + % γ	Pozycja pastylki	$\bar{N}$ [imp]	$\bar{N}_\beta$ [imp]	$\bar{N}_\gamma$ [imp]	Dawka referencyjna D_β [mSv]	Dawka referencyjna D_γ [mSv]	Metoda klasyczna D_β [mSv]	Metoda klasyczna D_β [mSv]
10% β + 90% γ	C	993801	148736	972883	0,120 ± 0,007	0,900 ± 0,036	0,122 ± 0,021	0,90 ± 0,15
	U	1121619						
30% β + 70% γ	C	856239	410927	769773	0,313 ± 0,017	0,700 ± 0,028	0,336 ± 0,057	0,72 ± 0,12
	U	1180700						
50% β + 50% γ	C	695997	646995	550514	0,511 ± 0,028	0,500 ± 0,020	0,529 ± 0,090	0,511 ± 0,087
	U	1197509						
70% β + 30% γ	C	605507	944498	369382	0,717 ± 0,039	0,300 ± 0,012	0,772 ± 0,131	0,343 ± 0,058
	U	1313880						
90% β + 10% γ	C	408605	1159158	135081	0,919 ± 0,050	0,100 ± 0,004	0,947 ± 0,161	0,125 ± 0,021
	U	1294239						

5.6. Wnioski

W ramach niniejszego rozdziału autorka doświadczaźnie przetestowała zaproponowaną przez siebie metodę bayesowskiej oceny dawek w dozymetrii termoluminescencyjnej promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$, napromieniając detektory TLD w polach promieniowania mieszanego. W celu sprawdzenia poprawności metody i jej walidacji rozkłady *a priori* parametrów θ i K_x opisano funkcją Gaussa ze znaną wartością oczekiwaną. Rozważając różną dostępność danych wejściowych θ i K_x (Tabela 5.1), autorka obliczyła dawki D_β i D_γ . **W każdym rozważanym przypadku (Tabele 5.2 – 5.13) otrzymano wyniki zgodne w granicach niepewności do metody klasycznej i dawek referencyjnych, weryfikując tym samym skuteczność testowanej metody. Wyniki porównywalne do metody klasycznej otrzymano także wykorzystując wersję Monte Carlo metody bayesowskiej.**

Zgodnie z aktualną wiedzą autorki, jak dotąd nikt nie prowadził badań nad możliwościami oceny dawek od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ przy pomocy statystyki bayesowskiej. W ocenie dawek od pól mieszanych była ona do tej pory wykorzystywana w dozymetrii biologicznej promieniowania mieszanego neutronowego i gamma. **Zastosowana metoda jest więc w pełni oryginalna, a przeprowadzone doświadczenia otwierają możliwości jej wykorzystania w dozymetrii TLD promieniowania mieszanego w praktyce.**

6. Bayesowska ocena dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$ w dozymetrii biologicznej

6.1. Cel badań

Pewna i dokładna estymacja dawki pochłoniętej w organizmie człowieka jest niezwykle istotna do prawidłowej oceny ryzyka związanego z ekspozycją na promieniowanie jonizujące. Ocena narażenia przeprowadzana jest najczęściej za pomocą dozymetrów pasywnych (TLD, OSL), jednak mogą wystąpić sytuacje, w których osoba narażona nie posiadała dozymetru, został on skażony, napromieniowany lub zepsuty, a na miejscu nie były prowadzone kontrolne pomiary środowiskowe. Możliwe są także inne scenariusze napromienienia, dotyczące pracowników i pacjentów poddawanych procedurom medycznym z wykorzystaniem promieniowania. Mogło dojść do sytuacji, w której detektor zarejestrował dawkę wskazującą na ekspozycję, ale brakowało pewności co do napromienienia samego pracownika (mógł być chory, nieobecny w pracy, detektor mógł zostać pozostawiony na stanowisku do napromieniania). Bardzo trudne są także przypadki pacjentów, którzy są poddawani diagnostyce i leczeniu, a swoją chorobę zaczynają wiązać z promieniowaniem wykorzystywanym w celach medycznych. Dawki są wówczas zbyt niskie, żeby zaobserwować efekty kliniczne. W takich sytuacjach cenne uzupełnienie metod fizycznych stanowią techniki korzystające ze zmian morfologicznych, cytogenetycznych i molekularnych, powstających w organizmie pod wpływem działania promieniowania jonizującego. Estymacja dawki znacznie się komplikuje w przypadku narażenia na promieniowanie mieszane, kiedy na organizm działają jednocześnie różne rodzaje promieniowania, powodujące różne efekty biologiczne. Dodatkowo, gdy skład wiązki mieszanej nie jest znany lub pewny, klasyczne metody oceny dawek stają się niewystarczające. Metodą wspomagającą może być wówczas analiza bayesowska [2, 3, 45, 112, 113].

Motywacją do wykonania oceny dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$ w niniejszej pracy była kontynuacja tematyki zakończonego już wówczas projektu badawczego NCBiR pt. *Technologie wspomagające rozwój bezpiecznej energetyki jądrowej*, realizowanego przez CLOR i inne polskie instytuty naukowe. Autorka brała czynny udział w jednym z etapów projektu, jakim było zadanie badawcze nr 6 pt. *Rozwój metod zapewnienia bezpieczeństwa jądrowego i ochrony radiologicznej dla bieżących i przyszłych potrzeb energetyki jądrowej*. Jednym z celów szczegółowych zadania było *Przystosowanie metody oznaczania częstości występowania chromosomów dicentrycznych dla potrzeb awaryjnej dozymetrii neutronów reaktorowych*. W ramach celu szczegółowego szacowano dawki od promieniowania

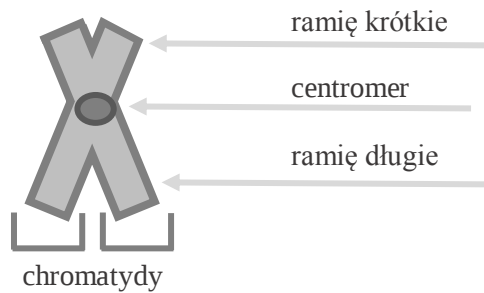
mieszanego $n + \gamma$ emitowanego z kanału H8 reaktora Maria w Świerku. Autorka brała udział w pracy eksperymentalnej, polegającej na hodowli i analizie napromienionych próbek krwi. Uczestniczyła także w tworzeniu procedur badawczych, niezbędnych do uzyskania akredytacji Polskiego Centrum Akredytacji (PCA), umożliwiających biologiczną ocenę dawek pochłoniętych po ekspozycji na promieniowanie mieszane $n + \gamma$. Zadaniem autorki było przede wszystkim sprawdzenie możliwości zastosowania analizy bayesowskiej [112] i jej wdrożenie w CLOR do oceny dawek od promieniowania mieszanego.

Celem niniejszego rozdziału była **estymacja dawek składowych od promieniowania mieszanego $n + \gamma$** , w której autorka wykorzystała wyniki analiz próbek biologicznych, prowadzonych w CLOR. **Dawki pochłonięte obliczono kilkoma alternatywnymi metodami: iteracyjną, analityczną, quasi-bayesowską i bayesowską, dla których autorka napisała programy. Wyniki porównano z metodą Monte Carlo, do której zaimplementowane zostało podejście bayesowskie. Autorka przeprowadziła szczegółową analizę oraz weryfikację poprawności działania wyżej wymienionych metod, korzystając z danych literaturowych.** Wszystkie przedstawione w niniejszym rozdziale wyniki zostały opublikowane [2 – 8].

6.2. Dozymetria biologiczna

Promieniowanie jonizujące oddziałując na organizm żywy (*in vivo*) wywołuje w nim zmiany, które można ilościowo porównać ze skutkami działania znanych dawek, uzyskanych w badaniach poza organizmem (*in vitro*). Pozwala to na wierne i dokładne odtworzenie dawki pochłoniętej [26, 114 – 118]. Ten sposób rekonstrukcji dawek nazywany jest *dozymetrią biologiczną*. Jest ona stosowana na całym świecie w przypadku niespodziewanego i niezmiernego zdarzenia radiacyjnego albo podejrzenia wystąpienia takiego zdarzenia. Najczęściej stosowaną metodą dozymetrii biologicznej jest metoda cytogenetyczna.

Cytogenetyka zajmuje się badaniem chromosomów (Rysunek 6.1) – ich liczbą i strukturą. Cytogenetyczna rekonstrukcja dawki polega na ocenie dawki pochłoniętej w organizmie człowieka na podstawie analizy częstości występowania chromosomów dicentrycznych (dicentryków) (Rysunek 6.2) w komórkach krwi osoby narażonej na promieniowanie jonizujące [26, 114, 118]. Jest ona możliwa dzięki różnicy w budowie chromosomów prawidłowych i dicentrycznych (Rysunek 6.3).



Rysunek 6.1. Uproszczony schemat budowy chromosomu metafazowego (tuż przed podziałem). Charakterystycznym elementem prawidłowego chromosomu jest centromer, będący miejscem połączenia dwóch chromatyd.

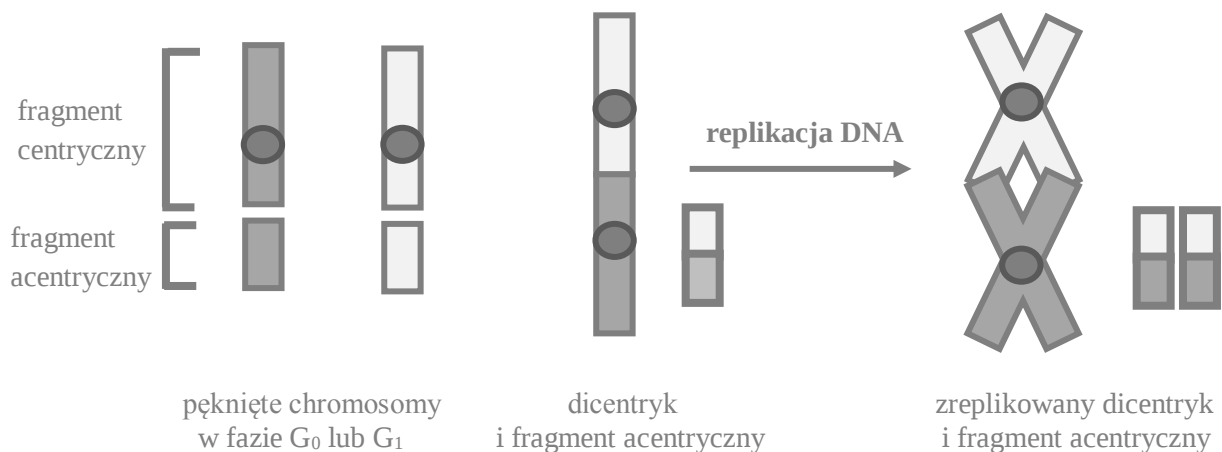
Dicentryki są wynikiem błędnej naprawy podwójnoniciowego pęknięcia nici DNA (DSB DNA), które powstaje podczas napromieniania komórek w fazie spoczynkowej G_0 lub w początkowej fazie G_1 cyklu komórkowego¹³ [26]. Do powstania dicentryków konieczne jest pojawienie się dwóch podwójnoniciowych pęknięć DNA w dwóch chromosomach (Rysunek 6.2) [119 – 121]. Podczas naprawy DSB może dojść do błędnego połączenia wolnych końców nici DNA, w wyniku czego następuje wymiana acentrycznego¹⁴ fragmentu jednego chromosomu z fragmentem centrycznym¹⁵ innego chromosomu. Skutkiem takiej wymiany międzychromosomowej jest powstanie nieprawidłowego chromosomu, posiadającego dwa centromery¹⁶ zamiast jednego (Rysunek 6.1). Fragmenty bez centromerów łączą się ze sobą we fragment acentryczny (Rysunki 6.2 i 6.3).

¹³ Cykl zdarzeń biochemicznych i biofizycznych, prowadzących do syntezy (replikacji) DNA i do mitozy (podziału komórkowego), w wyniku której z jednej komórki powstają dwie komórki potomne. Cykl komórkowy składa się z faz: G_1 , S, G_2 i M. Faza G_1 to przerwa między mitozą i początkiem syntezy DNA w fazie S. Faza G_2 to przerwa między końcem syntezy DNA w fazie S i następną mitozą (faza M).

¹⁴ Fragment chromosomu, który nie zawiera centromeru.

¹⁵ Fragment chromosomu z centromerem.

¹⁶ Miejsce połączenia dwóch chromatyd w chromosomach mitotycznych.



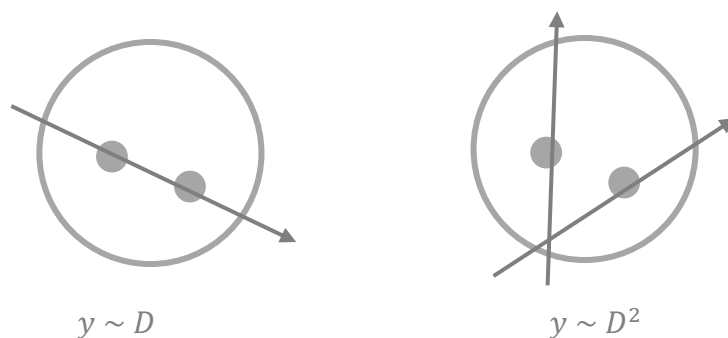
Rysunek 6.2. Schemat powstawania chromosomu dicentrycznego z towarzyszącym fragmentem acentrycznym.



Rysunek 6.3. Limfocyt w stadium metafazy z widocznym dicentrykiem i fragmentem acentrycznym (materiały własne z analizy mikroskopowej).

6.2.1. Teoria indukcji dicentryków

Zgodnie z klasyczną teorią indukcji chromosomów dicentrycznych przez promieniowanie jonizujące o wysokim i niskim LET, nazywaną w literaturze *dual radiation action theory*, *DRAT* [119], para podwójnoniciowego pęknięcia nici DNA może zostać wytworzona poprzez przejście przez jądro komórki jednej lub dwóch cząstek jonizujących (Rysunek 6.4). Dicentryki produkowane przez jedną cząstkę mają częstość y proporcjonalną do dawki pochłoniętej D , zaś częstość dicentryków produkowanych przez dwie cząstki jest proporcjonalna do kwadratu dawki pochłoniętej [26, 119].



Rysunek 6.4. Schemat powstawania uszkodzeń w komórce, prowadzących do utworzenia dicentryków, zgodnie z teorią DRAT. Duże szare okręgi to jądra komórkowe, szare kółka w środku oznaczają podwójnoniciowe pęknięcia chromosomów, powstałe pod wpływem działania cząstek promieniowania jonizującego, oznaczonych strzałkami.

Podczas ekspozycji na promieniowanie o wysokim LET (protony, cząstki α), kiedy gęstość jonizacji jest duża, prawdopodobieństwo powstania chromosomu dicentrycznego w wyniku przejścia jednej cząstki jonizującej jest tak samo wysokie zarówno dla małych, jak i dużych dawek. W całym badanym zakresie dawek należy wówczas oczekiwać liniowej zależności dawka-skutek (Rysunek 6.5) [26, 119]:

$$Y = \alpha D + c \quad (6.1)$$

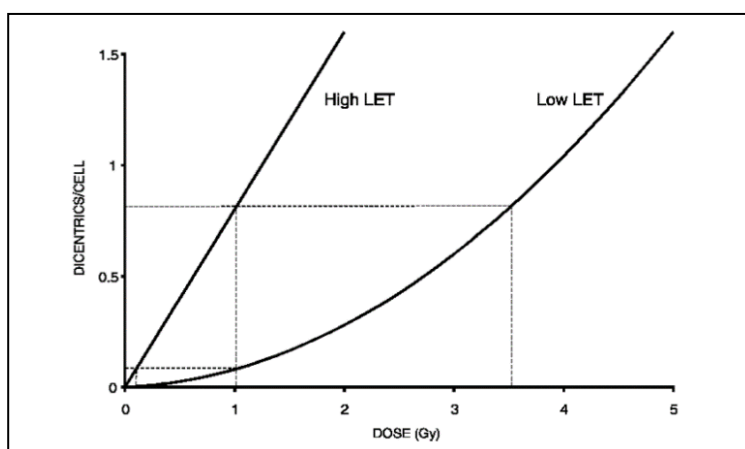
gdzie: Y – częstość występowania dicentryków, D – dawka pochłonięta, α – współczynnik proporcjonalności zależny od biologicznej skuteczności cząstek, c – częstość dicentryków spontanicznych w nienapromieniowanej próbce kontrolnej.

W przypadku promieniowania o niskim LET (γ , X, elektrony) wygląda to nieco inaczej – w obszarze niskich dawek prawdopodobieństwo jednoczesnego przejścia dwóch cząstek jonizujących przez jądro komórki jest niewielkie. Dicentryki powstają głównie w wyniku przejścia jednej cząstki jonizującej, ale z bardzo małą częstością. Ponieważ wzrost dawki wpływa na wzrost liczby cząstek przechodzących przez jądro, rośnie wówczas częstość dicentryków indukowanych poprzez przejście dwóch cząstek. Podsumowując, w całym badanym zakresie dawek promieniowania o niskim LET zależność dawka-skutek przybiera postać paraboliczną (w dozymetrii biologicznej nazywaną liniowo-kwadratową) (Rysunek 6.5) [26, 119]:

$$Y = \beta D + \gamma D^2 + c \quad (6.2)$$

gdzie: Y – częstość występowania dicentryków, D – dawka pochłonięta, β , γ – współczynniki proporcjonalności zależne od rodzaju promieniowania, c – częstość dicentryków spontanicznych w nienapromieniowanej próbce kontrolnej.

Częstość występowania chromosomów dicentrycznych ma charakter rozkładu Poissona [26, 119, 120].



Rysunek 6.5. Krzywe zależności dawka-skutek [26].

6.2.2. Charakterystyka testu dicentrycznego

Test dicentryczny to technika polegająca na ocenie dawki pochłoniętej na podstawie analizy częstości chromosomów dicentrycznych w limfocytach krwi obwodowej, powstałych pod wpływem działania promieniowania jonizującego. Jest uznawana za *złoty standard* [26, 121] w dozymetrii biologicznej. Metoda została wielokrotnie sprawdzona, potwierdzając swoją czułość i skuteczność, a wymienione poniżej czynniki wpłynęły na uznanie jej przez Międzynarodową Agencję Energii Atomowej wiarygodnym i dokładnym wskaźnikiem dawki pochłoniętej [26].

Częstość występowania chromosomów dicentrycznych jest proporcjonalna do dawki pochłoniętej. Spontaniczne dicentryki powstają rzadko – średnio od 0,5 do 2 na 1000 komórek, a ich liczba wzrasta z wielkością dawki pochłoniętej. Dicentryki mają bardzo charakterystyczną budowę (Rysunki 6.2 i 6.3). Analizuje się je w mitozie – w trakcie podziału, kiedy chromosomy są najbardziej skondensowane i łatwo je rozpoznać pod mikroskopem, nawet po zabarwieniu monochromatycznym barwnikiem. Test dicentryczny sprawdza się w zakresie dawek pochłoniętych od 0,1 do 4 – 5 Gy [26, 122, 123]. Powyżej tych wartości podział komórek jest hamowany, metoda staje się więc nieużyteczna. Dicentryki należą do aberracji niestabilnych – komórki z nimi mogą być eliminowane w trakcie podziału na drodze katastrofy mitotycznej i wywołanej przez nią apoptozy. Uszkodzenia w komórce mogą prowadzić do jej śmierci

jeszcze przed podziałem. Liczba komórek z chromosomami dicentrycznymi maleje z czasem. Stabilność testu dicentrycznego nie jest dokładnie znana, ale okres półtrwania chromosomów dicentrycznych szacuje się na ok. 1,5 roku [26, 114]. Dicentryki są zatem dobrym wskaźnikiem dawek, ale tylko w niezbyt odległym czasie.

Metoda analizy chromosomów dicentrycznych jest mało inwazyjna dzięki temu, że materiałem do badań są limfocyty krwi obwodowej, które można łatwo pobrać, przechować i przetransportować. Zaletą limfocytów jest także to, że krążą po całym ciele, nie dzielą się we krwi obwodowej i są zsynchronizowane w stacjonarnej fazie G₀ cyklu komórkowego. Łatwo je stymulować do proliferacji (dzielenia się) w hodowli. Korzystając z analizy statystycznej można ponadto odróżnić ekspozycję całego ciała od ekspozycji części ciała [26, 114, 124 – 127].

Wadą metody jest jej czasochłonność, zwłaszcza na etapie analizy mikroskopowej, a także konieczność posiadania wysoko wykwalifikowanego personelu.

6.2.3. Analiza częstości dicentryków

Do oceny dawki pochłoniętej w organizmie człowieka z wykorzystaniem testu dicentrycznego niezbędna jest informacja o częstości występowania chromosomów dicentrycznych w limfocytach krwi badanej próbki i jej porównanie do wartości częstości dicentryków w próbce krwi napromienionej *in vitro* znaną dawką. Analiza częstości chromosomów dicentrycznych jest jednakowa w obu przypadkach, zarówno po napromienieniu próbek biologicznych *in vitro*, jak i *in vivo* organizmu człowieka, i obejmuje następujące etapy:

- pobranie krwi
- hodowla limfocytów
- utrwalanie podzielonych komórek
- przygotowanie preparatów mikroskopowych
- analiza aberracji

Krew obwodową pobiera się z żyły w zgięciu łokciowym za pomocą strzykawki z antykoagulantem – heparyną litową. Pobrana krew jest przechowywana w temperaturze pokojowej do czasu rozpoczęcia napromieniania (w przypadku napromienienia *in vitro*), a napromieniona – poddawana hodowli. Do 0,5 ml pełnej krwi dodaje się ciepłą pożywkę z dodatkiem mitogenu¹⁷ – fitohemaglutyniny, który pobudza limfocyty do podziału [26, 114].

¹⁷ Mitogen to czynnik wywołujący mitozę komórek.

Krew jest inkubowana w temperaturze 37°C, w atmosferze nasyconej 5% CO₂ przez 48 godzin, tak aby otrzymać komórki w pierwszej mitozie po napromienieniu. Częstość dicentryków jest analizowana w pierwszej mitozie w metafazie, ponieważ wtedy chromosomy są najbardziej skondensowane, czyli najlepsze do oglądania pod mikroskopem. Poza tym część komórek z dicentrykami nie przejdzie tego podziału i zostanie skierowana na drogę apoptozy, co zmniejsza częstość dicentryków w komórkach znajdujących się w kolejnych podziałach. Standardowo na 3 godziny przed zakończeniem hodowli dodaje się do nich kolcemid, który blokując podziały, zwiększa liczbę komórek możliwych do analizy. Ponieważ limfocyty od różnych osób różnie reagują na stymulację fitohemaglutyniną i możliwe jest, że w momencie dodania kolcemidu duży ich procent będzie już w drugim podziale, potrzebne jest barwienie różnicujące komórki w pierwszym i następnych podziałach, tak aby częstość dicentryków analizować tylko w komórkach będących w pierwszym podziale – barwienie FPG. Alternatywnym rozwiązaniem jest dodawanie niskich stężeń kolcedmidu do hodowli po 24 godzinach, co rozwiązuje problem drugich mitoz, ale skutkuje gorszą jakością chromosomów, które mogą być zbyt skondensowane do prawidłowej analizy. Następnie oddziela się pożywkę od komórek poprzez naprzemienne wirowanie i odciąganie nasączu, hipotonizuje się komórki poprzez inkubację w niskich stężeniach chlorku potasu, co poprawia jakość preparatów oraz kilkakrotnie utrwała się je w mieszaninie kwasu octowego i metanolu w stężeniu 1:3. Uzyskaną zawiesinę komórek nakrapia się na szkiełka mikroskopowe i barwi barwnikiem Giemsy lub FGP [26, 114]. Tak uzyskane preparaty poddaje się analizie mikroskopowej.

Opisana metodyka stosowana była przez autorkę na Akredytowanym Stanowisku Cytogenetycznej Rekonstrukcji Dawki¹⁸ w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej.

6.2.4. Krzywe kalibracyjne dawka-skutek

W celu dokładnego oszacowania dawki pochłoniętej na podstawie przygotowanych preparatów należy przeanalizować od 500 do 1000 komórek albo znaleźć 100 chromosomów dicentrycznych [117, 118], a uzyskaną częstość dicentryków przeliczyć na wartość dawki pochłoniętej przy użyciu współczynników krzywej kalibracyjnej dawka-skutek. Krzywe kalibracyjne opracowuje się w badaniach *in vitro*, w których krew od dawców, będących ochotnikami (w zależności od laboratorium może to być jeden dawca lub kilku), napromieniana

¹⁸ W momencie wykonywania pomiarów Stanowisko Cytogenetycznej Rekonstrukcji Dawki w CLOR było stanowiskiem akredytowanym przez Polskie Centrum Akredytacji.

jest w kontrolowanych warunkach różnymi źródłami i dawkami. Dzięki podobieństwu częstości występowania dicentryków w limfocytach krwi napromieniowanych *in vivo* i *in vitro* [26] możliwa jest ocena dawki za pomocą porównania do krzywych. Odmierna skuteczność biologiczna różnych rodzajów promieniowania powoduje, że wykorzystywana krzywa powinna być jak najbardziej zbliżona do promieniowania będącego przedmiotem oceny. Natomiast w celu samej weryfikacji wystąpienia ekspozycji, nie jest to już aż tak istotne.

W Tabeli 6.1 przedstawiono współczynniki krzywych dawka-skutek wyznaczone na Akredytowanym Stanowisku Cytogenetycznej Rekonstrukcji Dawki w CLOR, istotne z punktu widzenia niniejszej pracy.

Tabela 6.1. Parametry krzywych dawka-skutek.

Rodzaj promieniowania	$c \pm \sigma$ [dic · kom ⁻¹]	$\alpha, \beta^* \pm \sigma$ [dic · kom ⁻¹ Gy ⁻¹]	$\gamma \pm \sigma$ [dic · kom ⁻¹ Gy ⁻²]
Promieniowanie mieszane n + γ	0,0010 ± 0,0010	0,038 ± 0,004	0,048 ± 0,003
Promieniowanie neutronowe	0,0005 ± 0,0001	0,354 ± 0,003	–
Promieniowanie gamma	0,0005 ± 0,0001	0,0119 ± 0,0027	0,0557 ± 0,0016

*Współczynnik liniowy oznaczany jest jako α w krzywej neutronowej i jako β w przypadku krzywej od promieniowania gamma, zgodnie z równaniami 6.1 i 6.2.

6.3. Metodyka szacowania dawek od promieniowania n + γ

Wiązka mieszana składa się z cząstek o różnej skuteczności biologicznej, co powoduje różne efekty na poziomie fazy fizycznej i chemicznej. W związku z tym, w przypadku ekspozycji w polu mieszanym np. n + γ , dozymetria biologiczna jest bardziej skomplikowana niż w przypadku jednego rodzaju promieniowania. Makroskopowo można obserwować np. chromosomy dicentryczne, które niezależnie od źródła ich wywołania, w żaden sposób nie różnią się od siebie. Możliwe jest więc jedynie rozróżnienie ilościowe przy założeniu addytywności ich powstawania [26, 119, 120]. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania mieszanego n + γ przyjmuje zatem postać:

$$Y_{n+\gamma}(D_n, D_\gamma) = c + \alpha D_n + \beta D_\gamma + \gamma D_\gamma^2 = y_f \quad (6.3)$$

gdzie: D_n – dawka od neutronów, D_γ – dawka od promieniowania gamma, c – częstość spontanicznych występujących dicentryków, α, β, γ – współczynniki krzywych kalibracyjnych, $y_f = n \cdot m^{-1}$ – częstość dicentryków, n – liczba dicentryków obserwowana w m limfocytach.

Częstość dicentryków znalezionych w próbce biologicznej po ekspozycji w polu mieszanym $n + \gamma$ ma charakter rozkładu Poissona ze średnią częstością y_f [26, 119, 120]. Do obliczenia dawek pochłoniętych od neutronów (D_n) i od promieniowania gamma (D_γ) niezbędna jest informacja o składzie wiązki ρ .

$$\rho = \frac{D_n}{D_\gamma} \quad (6.4)$$

Mając dane wartości współczynników c , α , β i γ i liczbę dicentryków w analizowanej próbce, dawka od promieniowania mieszanego może zostać obliczona z równania 6.3. Jeśli skład wiązki mieszanej jest znany z pomiarów fizycznych, wówczas do obliczeń dawek składowych można wykorzystać klasyczną metodę iteracyjną lub metodę analityczną [3, 112, 113]. W przeciwnym razie możliwość oceny dawek dają metody: bayesowska [2, 112, 113] i Monte Carlo [8] lub metoda pośrednia między analityczną a bayesowską, nazwana przez autorów quasi-bayesowską [3, 112, 113].

6.3.1. Metoda iteracyjna

Kiedy udział poszczególnych rodzajów promieniowania w wiązce mieszanej jest znany z pomiaru fizycznego, wówczas do obliczenia dawek składowych można wykorzystać metodę iteracyjną [26, 115]. W obliczeniach należy kilkakrotnie wykonać sekwencje obliczeń, według następującego schematu:

- 1) Początkowo zakłada się, że wszystkie aberracje znalezione w analizowanej próbce – y_f powstały pod wpływem działania neutronów, co w zapisie rekurencyjnym przedstawia się jako $Y_{n_{i=0}} = y_f$. Dawkę od neutronów oblicza się zatem przekształcając równanie 6.1 do postaci:

$$D_{n_{i+1}} = \frac{Y_{n_i} - c}{a} \quad (6.5)$$

- 2) Dawka od promieniowania gamma w $i+1$ kroku – $D_{\gamma_{i+1}}$ jest obliczana z użyciem aktualnej wartości $D_{n_{i+1}}$ i parametru ρ :

$$D_{\gamma_{i+1}} = \frac{D_{n_{i+1}}}{\rho} \quad (6.6)$$

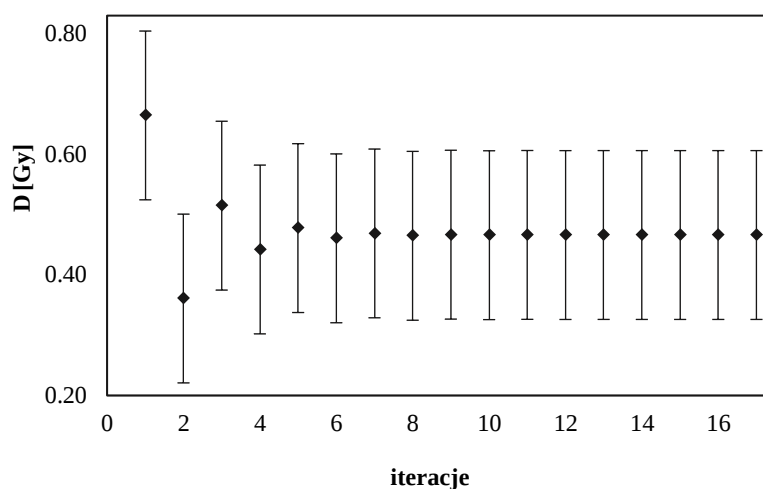
- 3) Mając informację o dawce od promieniowania gamma, odpowiadającą jej częstość dicentryków – $Y_{\gamma_{i+1}}$ można obliczyć według równania 6.2, przekształcając go do postaci rekurencyjnej, przyjmującej postać:

$$Y_{\gamma_{i+1}} = c + \beta D_{\gamma_{i+1}} + \gamma D_{\gamma_{i+1}}^2 \quad (6.7)$$

- 4) Częstość dicentryków pochodzących od promieniowania neutronowego – $Y_{n_{i+1}}$ otrzymuje się z założenia o addytywności działania obu rodzajów promieniowania:

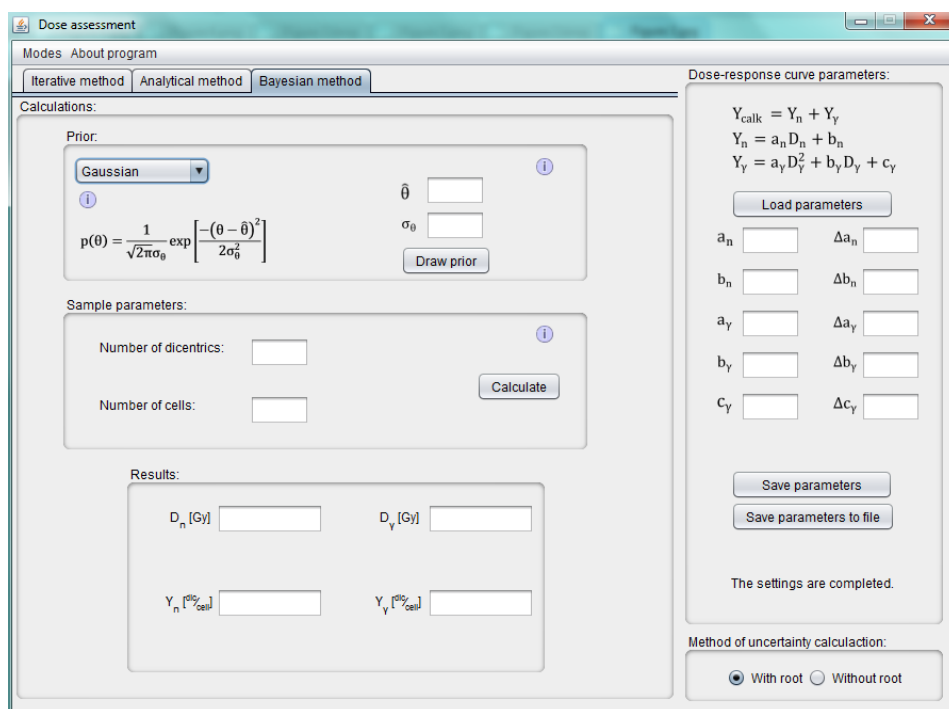
$$Y_{n_{i+1}} = y_f - Y_{\gamma_{i+1}} \quad (6.8)$$

- 5) Dawkę od neutronów oblicza się z równania 6.5, mając częstość dicentryków (6.8). Wszystkie wymienione kroki 1 – 4 są powtarzane aż do uzyskania spójnego wyniku, spełniając warunek: $D_{x_i} \cong D_{x_{i-1}}$, gdzie $x = \{n, \gamma\}$ [115] (Rysunek 6.6).

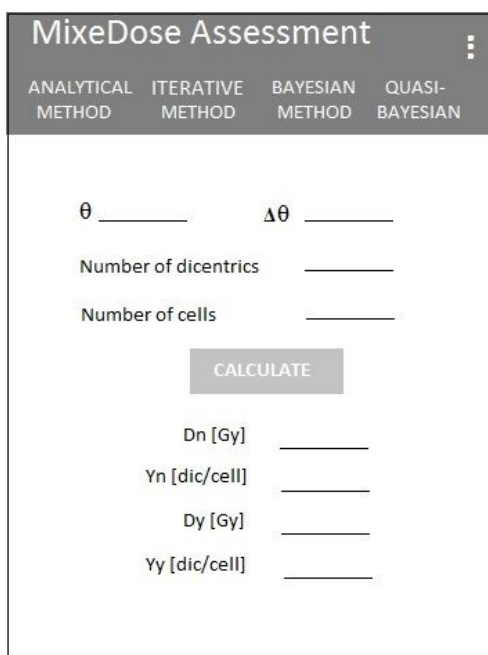


Rysunek 6.6. Przykładowe wyniki dawek pochłoniętych od promieniowania gamma uzyskane w kolejnych iteracjach metodą iteracyjną.

Metoda iteracyjna jest bardzo prostą i zarazem precyzyjną metodą obliczeniową, która jest tym dokładniejsza, im więcej iteracji zostanie wykonanych (Rysunek 6.6). Może to skutkować dosyć długim czasem obliczeń, zwłaszcza jeśli każdy krok wykonywany jest ręcznie. W celu zautomatyzowania i przyspieszenia obliczeń autorka napisała kod do programu Octave. Program wykonuje kolejne iteracje zbliżając się do ostatecznego wyniku, który uzyskuje, porównując otrzymaną dawkę D w $i+1$ iteracji do dawki w i -tej iteracji. Gdy różnią się one o pewien bardzo mały czynnik, np. $\varepsilon = 0,00001$ (można go zmieniać), na ekranie wyświetlana jest obliczona wartość poszczególnych składowych dawek od promieniowania mieszanego. Program w wersji graficznej (Rysunek 6.7) został opracowany pod nadzorem merytorycznym autorki w ramach pracy inżynierskiej pt. *Zastosowanie statystyki bayesowskiej jako narzędzia w dozymetrii biologicznej* [51] i opublikowany jako element artykułu [2]. W ramach współpracy nad inną publikacją [3] powstała aplikacja na urządzenie mobilne z systemem Android (Rysunek 6.8), która także umożliwia obliczenie dawek od promieniowania mieszanego.



Rysunek 6.7. Przykładowy widok okna programu komputerowego *Dose assessment* do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$, opracowany w ramach pracy inżynierskiej [51].



Rysunek 6.8. Przykładowy widok okna aplikacji *MixeDose Assessment* do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$, dostępnej do zainstalowania na urządzenie mobilne z systemem Android [3].

Minusem metody iteracyjnej jest efekt propagacji niepewności (zaokrąglając wyniki uzyskane w kolejnych krokach zwiększa się niepewność wielkości końcowej). Stąd pomysł na przekształcenie metody na postać analityczną [3, 113].

6.3.2. Metoda analityczna

Metoda iteracyjna może zostać przekształcona w zapis analityczny [3, 112, 113], co pozwala zautomatyzować i przyspieszyć obliczenia, a także ograniczyć przenoszenie niepewności.

W celu wyprowadzenia metody analitycznej równanie 6.4 przekształcono do postaci 6.9 [45], wprowadzając nową zmienną θ .

$$\theta = \frac{D_\gamma}{D_\gamma + D_n} = \frac{1}{\rho + 1} \quad (6.9)$$

Wartość parametru θ znajduje się w przedziale $[0, 1]$, podczas gdy ρ jest z przedziału $[0, \infty]$, co czyni θ znacznie wygodniejszym w obliczeniach.

Mając układ równań 6.3 i 6.9, wartości dawek D_γ i D_n można obliczyć z zależności [3, 112, 113]:

$$\begin{cases} D_\gamma(\theta) = \frac{\sqrt{(\alpha \frac{1-\theta}{\theta} + \beta)^2 + 4\gamma(y_f - c) - (\alpha \frac{1-\theta}{\theta} + \beta)}}{2\gamma} \\ D_n(\theta) = \frac{1-\theta}{\theta} D_\gamma(\theta) \end{cases} \quad (6.10 \text{ a, b})$$

Założeniem metody analitycznej jest dokładna znajomość wszystkich zmiennych wchodzących w skład równań 6.10 a,b. Niepewności standardowe dawek mogą być obliczone z równania 6.11 (matematyczna postać reguły przenoszenia niepewności) [2, 3, 128], korzystając z pochodnych cząstkowych funkcji D_x po parametrach ε_j .

$$\sigma_{D_x} = \sqrt{\sum_{j=1}^{j_{max}} (\frac{\partial D_x}{\partial \varepsilon_j})^2 \sigma_{\varepsilon_j}^2} \quad (6.11)$$

gdzie: $x = \{\gamma, n\}$, j_{max} – liczba wszystkich parametrów, oznaczonych jako $\varepsilon_j \pm \sigma_{\varepsilon_j}$; $\varepsilon_j = \{\alpha, \beta, \gamma, c, y_f, \theta\}$, $\sigma_{\varepsilon_j} = \{\sigma_\alpha, \sigma_\beta, \sigma_\gamma, \sigma_c, \sigma_{y_f}, \sigma_\theta\}$, $y_f = n \cdot m^{-1}$, niepewności liczby dicentryków n i liczby komórek m oblicza się odpowiednio, jako pierwiastek z liczby n i m .

Autorka opracowała kod do programu Octave, implementując powyższą metodykę, umożliwiającą wykonanie obliczeń dawek. Wersje graficzne programu (Rysunki 6.7 i 6.8) zostały opublikowane [2, 3].

6.3.3. Metoda quasi-bayesowska

W sytuacji, gdy nie jest znany skład wiązki mieszanej, zaś pozostałe parametry są dane z eksperymentu, metodę klasyczną (analityczną) można rozszerzyć o pewne elementy metody bayesowskiej, opisując parametr θ rozkładem prawdopodobieństwa. W metodzie ważne jest przejście od konkretnych wartości θ do rozkładu prawdopodobieństwa, co wiąże się ze znalezieniem równań odwrotnych do (6.12 a,b), tj. $\theta(D_x)$ [3, 112, 113]:

$$\begin{cases} \theta(D_\gamma) = \frac{D_\gamma}{D_\gamma + \frac{1}{\alpha}(y_f - c - \beta D_\gamma - \gamma D_\gamma^2)} \\ \theta(D_n) = \frac{\sqrt{\beta^2 - 4\gamma(c + \alpha D_n - y_f)} - \beta}{\sqrt{\beta^2 - 4\gamma(c + \alpha D_n - y_f)} - \beta + 2\gamma D_n} \end{cases} \quad (6.12 \text{ a,b})$$

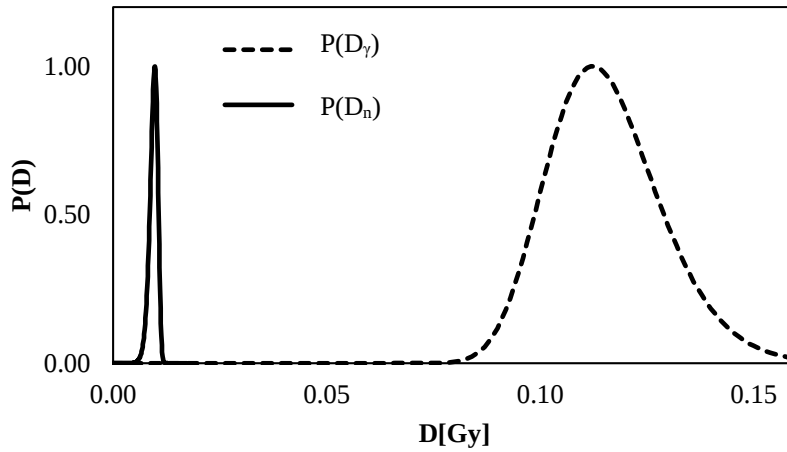
Parametr θ przyjmuje postać rozkładu *a priori* $p(\theta)$ i w ogólności może przyjmować dowolną postać, ale powinien zostać dobrany do konkretnej sytuacji na podstawie wiarygodnych przesłanek (dobór rozkładów *a priori* opisano w paragrafie 6.3.4). Rozkład prawdopodobieństwa dawki uzyskuje się przez zamianę zmiennych [3, 112, 113]:

$$P(D_x) = p(\theta(D_x)) \cdot \frac{\partial \theta}{\partial D_x} \cong p(\theta) \cdot \text{const} \quad (6.13)$$

Zakładając, że $p(\theta)$ przyjmuje postać krzywej Gaussa – równanie 5.22 (analogicznie jak bayesowski prior w rozdziale 6.3.4) [2], rozkład prawdopodobieństwa dawki D_x wynosi:

$$\begin{cases} P(D_\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_\theta} \exp \left(-\frac{\left(\frac{D_\gamma}{D_\gamma + \frac{1}{\alpha}(y_f - c - \beta D_\gamma - \gamma D_\gamma^2)} - \hat{\theta} \right)^2}{2 \sigma_\theta^2} \right) \\ P(D_n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_\theta} \exp \left(-\frac{\left(\frac{\sqrt{\beta^2 - 4\gamma(c + \alpha D_n - y_f)} - \beta}{\sqrt{\beta^2 - 4\gamma(c + \alpha D_n - y_f)} - \beta + 2\gamma D_n} - \hat{\theta} \right)^2}{2 \sigma_\theta^2} \right) \end{cases} \quad (6.14 \text{ a, b})$$

Rozwiązaniem równań 6.14 a, b są rozkłady prawdopodobieństwa (Rysunek 6.9), w których najbardziej prawdopodobną wartość dawki oblicza się korzystając z równania na ekstremum rozkładu (5.7). Niepewność może zostać obliczona z równania 6.11.



Rysunek 6.9. Rozkłady prawdopodobieństwa *a posteriori* dawek dla promieniowania gamma D_γ i neutronowego D_n , otrzymane metodą quasi-bayesowską z rozkładem *a priori* w postaci krzywej Gaussa.

Mimo że w metodzie wykorzystuje się założenie o rozkładzie apriorycznym, nie jest to w pełni metoda bayesowska – nie wykonuje się w niej mnożenia rozkładu *a priori* przez funkcję wiarygodności. Jest więc metodą pośrednią między analityczną a bayesowską i oryginalnie nazwana została metodą quasi-bayesowską [3, 112, 113].

Metodyka została zaimplementowana przez autorkę do programu Octave oraz Mathematica.

6.3.4. Metoda bayesowska

W sytuacjach, kiedy skład mieszanej wiązki nie jest precyzyjnie znany, zastosowanie znalazła analiza bayesowska. Oryginalnie podejście bayesowskie w dozymetrii biologicznej zaimplementowali Brame i Groer [45]. W ich pracy rozkład prawdopodobieństwa *a priori* opisuje parametry: θ (równanie 6.9) oraz współczynniki krzywych dawka-skutek: α , β i γ . Rozkład *a posteriori* $P(D_x)$ szukanej dawki D_x przyjmuje następującą postać:

$$P(D_x) \propto \int \int \int \int L(D_x | \alpha, \beta, \gamma, \theta) p(\alpha) p(\beta) p(\gamma) p(\theta) d\alpha d\beta d\gamma d\theta \quad (6.15)$$

gdzie: $x = \{n, \gamma\}$; α, β, γ – współczynniki krzywych, które są dostępne z niepewnościami, $p(\alpha)$, $p(\beta)$, $p(\gamma)$ – rozkłady *a priori* współczynników krzywych, L – funkcja wiarygodności opisana rozkładem Poissona, θ – parametr opisujący skład mieszanej wiązki (równanie 6.9), który został opisany skalowanym rozkładem Gaussa [45]:

$$p(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\rho\theta^2} \exp \left[\frac{-1}{2\sigma_\rho^2} \left(\left(\frac{1}{\theta} - 1 \right) - \hat{\rho} \right)^2 \right] \quad (6.16)$$

gdzie: $\hat{\rho}$ – wartość oczekiwana ρ (równanie 6.4), σ_ρ – odchylenie standardowe ρ , θ – skład mieszanej wiązki (równanie 6.9).

Parametry krzywych wyrażono za pomocą rozkładu gamma:

$$p(\lambda) = \lambda^{k-1} \frac{z^k}{\Gamma(k)} \exp(-z\lambda) \quad (6.17)$$

gdzie: $\lambda = \{\alpha, \beta, \gamma\}$ – parametry krzywych dawka-skutek, Γ – funkcja gamma, k i z to odpowiednio parametry kształtu i skalowania.

Ponieważ akredytowane laboratoria dozymetrii biologicznej posiadają własne krzywe do oceny dawek, w niniejszej pracy doktorskiej przyjęto założenie opublikowane w artykułach autorki [2 – 7] o dokładnej znajomości współczynników krzywych, wykorzystując w obliczeniach konkretne wartości współczynników zamiast rozkładów. Rozkładem prawdopodobieństwa *a priori* opisano zatem parametr θ , co znacząco upraszcza i przyspiesza czas wykonywania obliczeń. Z tego powodu przedstawioną w pracy metodę nazwano *uproszczoną* (w publikacji [2] określona jako *simplified bayesian method*), a metodę przedstawioną przez Brame’a i Groer’a nazwano dla odróżnienia *oryginalną*.

Rozkłady dawek pochłoniętych oblicza się ostatecznie z równania 5.6 – mnożąc przez siebie funkcję wiarygodności i rozkład *a priori*. Maksimum rozkładu oblicza się z równania 5.7, a niepewność z 5.8.

Funkcja wiarygodności

Funkcja wiarygodności z definicji określa dane uzyskane z eksperymentu. W niniejszym przypadku opisuje rozkład dicentryków w komórkach i może być znaleziona wykorzystując podstawy biofizyczne. Po przeanalizowaniu m -komórek i znalezieniu n -aberracji chromosomowych, rozkład uszkodzeń w analizowanej próbce, czyli oczekiwana liczba dicentryków w komórkach: $\lambda = m \cdot y_f$, przyjmuje postać rozkładu Poissona [114, 119, 120] i określona jest równaniem 6.19 [2, 112]:

$$L = \frac{(my_f)^n e^{-my_f}}{n!} \quad (6.18)$$

gdzie: $y_f = n \cdot m^{-1}$ to częstość dicentryków, n – liczba dicentryków, m – liczba komórek.

Stosując odpowiednie podstawienie zależności 6.1 i 6.2 w miejsce y_f w równaniu 6.18, powyższą funkcję wiarygodności można zapisać w postaci dwóch odrębnych równań, oddzielnie dla promieniowania gamma i neutronowego [2, 112, 113]:

$$L(D_\gamma|\theta) = \frac{[m(c + \alpha \frac{1-\theta}{\theta} D_\gamma + \beta D_\gamma + \gamma D_\gamma^2)]^n}{n!} \cdot e^{-m(c + \alpha \frac{1-\theta}{\theta} D_\gamma + \beta D_\gamma + \gamma D_\gamma^2)} \quad (6.19)$$

$$L(D_n|\theta) = \frac{[m(c + \alpha D_n + \beta \frac{\theta}{1-\theta} D_n + \gamma (\frac{\theta}{1-\theta} D_n)^2)]^n}{n!} \cdot e^{-m(c + \alpha D_n + \beta \frac{\theta}{1-\theta} D_n + \gamma (\frac{\theta}{1-\theta} D_n)^2)} \quad (6.20)$$

Rozkład *a priori*

Wybór rozkładu apriorycznego $p(\theta)$ jest dokonywany po odpowiednim przeanalizowaniu problemu, na podstawie wcześniejszych pomiarów lub doniesień literaturowych. W przypadku ekspozycji na mieszane promieniowanie jonizujące $n + \gamma$ pochodzące z reaktorów jądrowych, mogą to być na przykład pomiary uzyskane podczas standardowej eksploatacji reaktora lub charakterystyka wiązki po przeanalizowaniu incydentów awaryjnych. Wybór rozkładu oraz jego wartości oczekiwanej znacząco wpływa na otrzymywane rezultaty, dlatego tak ważne jest opieranie się na logicznych założeniach i sprawdzonych informacjach. W publikacji [2] przeanalizowano kilka różnych możliwości wyboru rozkładu *a priori*, testując zarówno informatywne, jak i nieinformatywne. Przeanalizowane rozkłady przedstawiono poniżej.

Rozkłady informatywne

Rozkład Gaussa

Rozkład Gaussa to rozkład symetryczny, który dobrze sprawdza się jako prior (rozkład *a priori*) w metodzie bayesowskiej, zwłaszcza w sytuacji, kiedy skład wiązki jest znany – wartość oczekiwana jest wówczas zbliżona lub równa rzeczywistej. Po przekształceniu wartości oczekiwanej z $\hat{\theta} \pm \sigma_\theta$ na $\hat{\rho} \pm \sigma_\rho$ i podstawieniu równania 6.9 do 5.22, rozkład normalny zostaje przekształcony w skalowany rozkład Gaussa (równanie 6.16), zastosowany oryginalnie przez Brame'a i Groer'a [45].

Skalowany rozkład Gaussa charakteryzuje się mniejszym rozmyciem niż klasyczny, co ma wpływ na wielkość niepewności wyniku: im mniejsze rozmycie, tym niepewność jest mniejsza. Wykresy rozkładu Gaussa i skalowanego Gaussa przedstawiono na Rysunku 6.10.

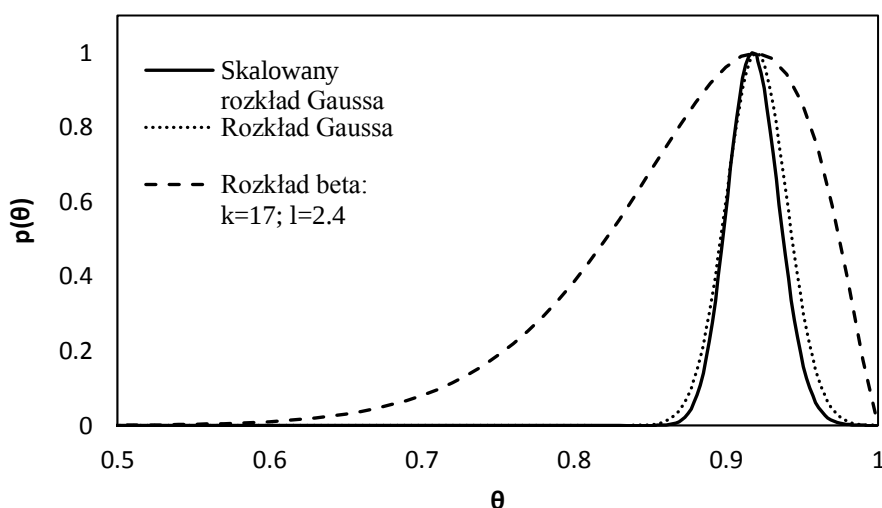
Rozkład beta

To rozkład ciągły dany równaniem:

$$p(\theta) = \frac{\Gamma(k+l)}{\Gamma(k)\Gamma(l)} \theta^{k-1} (1-\theta)^{l-1} \quad (6.21)$$

gdzie: k, l – parametry kształtu rozkładu, Γ – funkcja gamma, θ – zmienna rozkładu.

Odpowiedni dobór parametrów kształtu rozkładu pozwala ustalić maksimum odpowiadające konkretnej wartości oczekiwanej parametru θ . Rozkład beta, ze względu na swoją niesymetryczność, może być dobrym rozwiązaniem w wypadkach typu *criticality accidents*, przy przekroczeniu masy krytycznej, kiedy strumień neutronów może być znacznie wyższy niż oczekiwany. Wykres przedstawiono na Rysunku 6.10.



Rysunek 6.10. Informatywne rozkłady *a priori* dla $\theta = 0,92$.

Rozkłady nieinformatywne

Rozkłady nieinformatywne mogą zostać zastosowane w przypadku braku szczegółowej wiedzy o składzie wiązki lub w sytuacji znaczącej przewagi jednego rodzaju promieniowania nad drugim – bez informacji o dokładnym składzie procentowym (podczas standardowej pracy reaktora dominuje promieniowanie gamma).

Rozkład beta

Może się zdarzyć, że dostępna będzie jedynie wiedza o mieszanym polu składającym się z dwóch (ogólnie R) rodzajów promieniowania, np. neutrony i gamma z nieznanym składem wiązki. W takiej sytuacji można założyć jednakowy udział obu składowych, co odpowiada uproszczonemu rozkładowi beta (równanie 6.23) (dla parametrów $k = l = 2$):

$$p(\theta) \propto (\theta - \theta^2) \quad (6.22)$$

Taki rozkład (Rysunek 6.11) może potencjalnie opisywać sytuację z niekontrolowaną reakcją rozszczepienia, np. podczas awarii z przekroczeniem masy krytycznej w basenie paliwowym, gdzie strumień neutronów może być bardzo wysoki.

Rozkład sigmoidalny

Rozkład sigmoidalny [2] ze względu na swój kształt (Rysunek 6.11) może opisywać przeważający udział jednego rodzaju promieniowania nad drugim. Sytuacja taka może wystąpić podczas niekontrolowanej reakcji rozszczepienia neutronów w basenie paliwowym lub przy wyłączeniu reaktora (kiedy spodziewany jest jedynie udział promieniowania gamma w wiązce, ale mogą występować sporadyczne neutrony). Równanie opisujące rozkład przyjmuje następującą postać:

$$p(\theta) = \frac{2}{1 + \exp(-k\theta + l)} \quad (6.23)$$

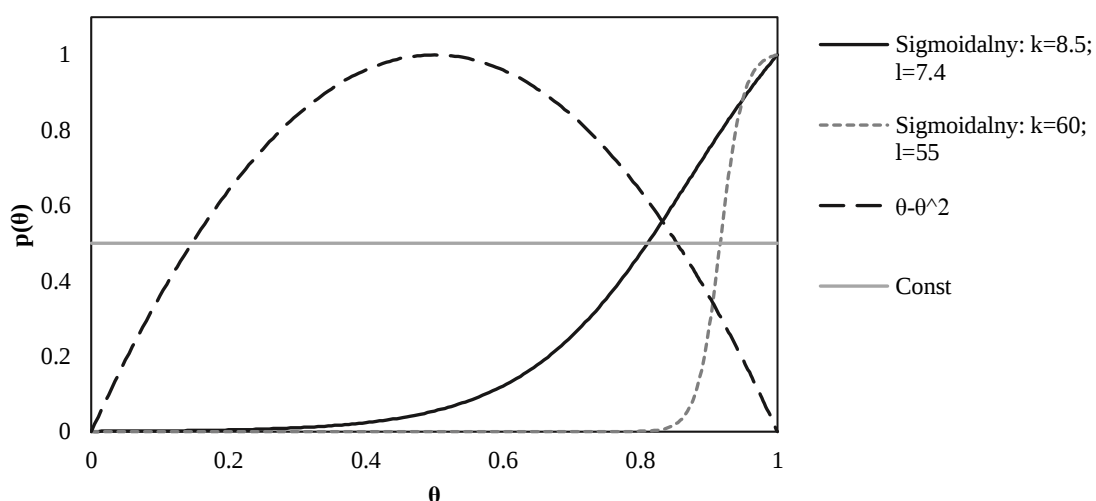
gdzie: k , l – parametry kształtu, θ – zmienna rozkładu.

Constant

Najprostszym, z punktu widzenia obliczeń, rozkładem nieinformatywnym jest rozkład w postaci wartości stałej, który zakłada całkowity brak jakichkolwiek informacji o składzie wiązki (Rysunek 6.11):

$$p(\theta) = \text{const} \quad (6.24)$$

Jest to jednak bardzo hipotetyczny rozkład, który daje najmniej dokładne wyniki. Dlatego zawsze powinno się dążyć do choćby przybliżonej oceny kształtu rozkładu, ponieważ jak się okazuje, nawet nieinformatywne priory mogą dawać dobre rezultaty (6.4.4) [2]. Wybór odpowiedniego rozkładu zależy od konkretnej sytuacji.



Rysunek 6.11. Przykłady rozkładów nieinformatywnych.

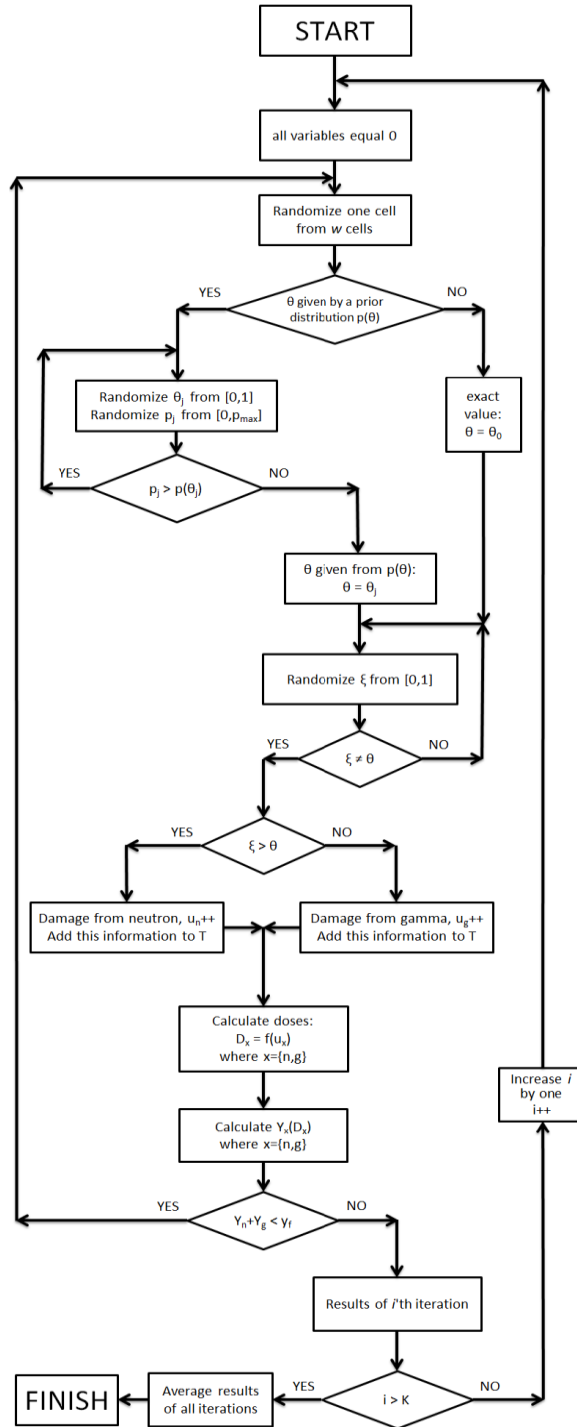
Opisana powyżej metodyka wraz z możliwością wyboru różnych rozkładów *a priori* została zaimplementowana przez autorkę do programu Octave, a wersję graficzną (Rysunek 6.7 i 6.8) opublikowano w [2, 3, 51].

6.3.5. Metoda Monte Carlo

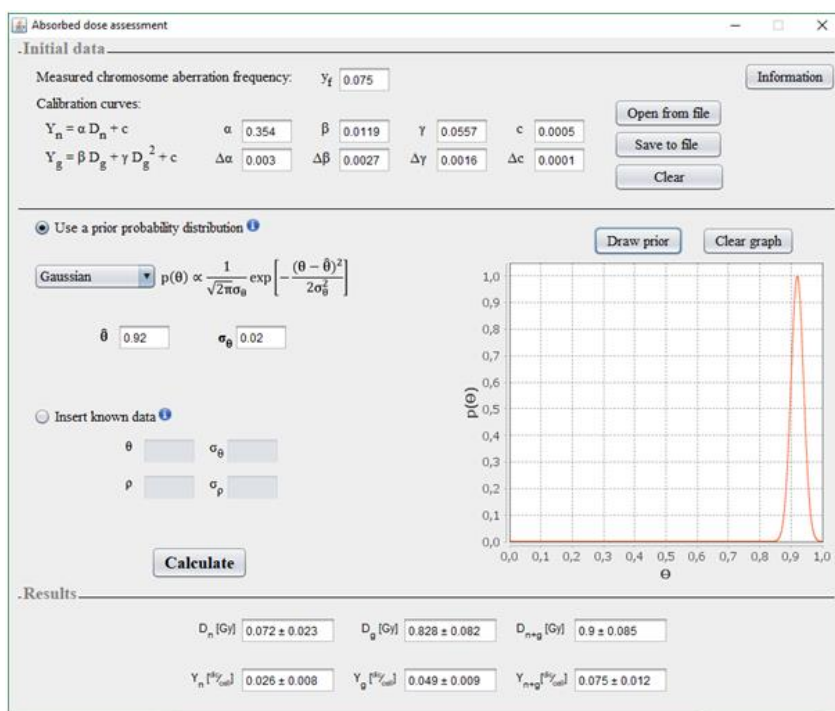
Podjęcie Monte Carlo (MC), którego wyniki przedstawiono w niniejszej pracy, jest kombinacją metody iteracyjnej i bayesowskiej, i zostało opracowane pod kierunkiem merytorycznym autorki w ramach pracy inżynierskiej pt. *Ocena dawki pochłoniętej metodą dozymetrii cytogenetycznej w oparciu o modelowanie Monte Carlo* [52]. Wyniki zostały także opublikowane w artykule *The Monte Carlo method of mixed radiation field dose assessment in the cytogenetic biodosimetry* [8].

Do opracowanego programu (schemat działania algorytmu przedstawiono na Rysunku 6.12, a przykładowe okno programu na Rysunku 6.13), [8, 52] podawane są dane wejściowe uzyskane w rzeczywistym eksperymencie: liczba dicentryków, przeanalizowanych komórek i współczynniki krzywych kalibracyjnych. W zależności od dostępnej informacji o parametrze θ użytkownik wybiera jego wartość (jeśli jest znana) lub rodzaj rozkładu (jeśli wartość nie jest dokładnie znana). Program losuje komórki z wirtualnej próbki i powtarza kolejne iteracje, aż do momentu osiągnięcia w próbce częstości aberracji podanej na wstępie. Częstość aberracji od promieniowania neutronowego i gamma jest określana za pomocą równań 6.1 i 6.2. Wprowadzona zmienna ξ klasyfikuje uszkodzenia jako wywołane przez promieniowanie gamma lub neutronowe, dokładnie rejestrując ich liczbę.

Głównym celem programu jest obliczenie dawek pochłoniętych od neutronów i od promieniowania gamma, ale metoda MC umożliwia także analizę statystyczną analizowanych próbek, czy zbadanie rozkładu uszkodzeń wywołanych neutronami i promieniowaniem gamma wśród komórek. Szczegóły dotyczące działania programu i możliwości jego wykorzystania są dostępne w [8, 52].



Rysunek 6.12. Schemat blokowy przedstawiający algorytm działania programu opartego na modelowaniu Monte Carlo [8, 52].



Rysunek 6.13. Przykładowy widok okna programu komputerowego *Absorbed dose assessment* do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$, opracowany w ramach pracy inżynierskiej [8, 52].

6.4. Wyniki

W niniejszym podrozdziale autorka przedstawiła wyniki analizy wyżej opisanych metod:

- porównanie metody analitycznej i quasi-bayesowskiej z wykorzystaniem danych literaturowych (6.4.1),
- porównanie oryginalnej i uproszczonej metody bayesowskiej z wykorzystaniem danych z publikacji Brame'a i Groer'a [45] (6.4.2),
- ocena dawek pochłoniętych za pomocą metody bayesowskiej z wykorzystaniem wyników z eksperymentu napromienienia krwi *in vitro* w reaktorze Maria (6.4.3),
- porównanie wyników z metody bayesowskiej do wyników uzyskanych za pomocą podejścia Monte Carlo (6.4.4).

6.4.1. Porównanie metody analitycznej i quasi-bayesowskiej

Niniejsza część pracy oparta jest na wynikach przedstawionych w artykule *Analytical and quasi-Bayesian methods as development of the iterative approach for mixed radiation biodosimetry* [3], w którym autorka testowała poprawność i wiarygodność metody analitycznej i quasi-bayesowskiej, wykorzystując dane literaturowe [26, 115, 129, 130].

W obliczeniach zostały wykorzystane współczynniki krzywych kalibracyjnych dawka-skutek (Tabela 6.2), parametry θ lub ρ , liczba przeanalizowanych komórek oraz liczba dicentryków znalezionych w próbce, które podano w źródłach literaturowych [26, 115, 129, 130]. Dane z analizy próbek oraz dawki biologiczne dla promieniowania gamma i neutronowego z literatury przedstawione są w Tabeli 6.3 wraz z wynikami oceny dawki uzyskanymi metodami analityczną i quasi-bayesowską (rozkład *a priori* wyrażony w postaci funkcji Gaussa). Dawki oznaczone jako biologiczne są zaczerpnięte bezpośrednio z literatury i oryginalnie zostały obliczone metodą iteracyjną. Wartości referencyjne dawek i proporcje D_n/D_γ określono przy użyciu zaawansowanych przyrządów dozymetrycznych, które nie są dostępne podczas rzeczywistego wypadku i były znane jedynie organizatorom przeprowadzanych ekspozycji. Dawki biologiczne były obliczane przez autorów publikacji. W niektórych przypadkach wyniki literaturowe zostały przedstawione bez podawania niepewności, dlatego też nie są one podane w Tabeli 6.3.

Spójność wyników została oceniona za pomocą statystycznego parametru Z_n oceny uzyskanych danych ilościowych, który mierzy różnicę (wyrażoną w odchyleniach standardowych) między dwiema wielkościami, jeśli każda z tych wielkości jest obciążona niepewnością. Wyniki przedstawiono na Rysunkach 6.14 i 6.15 oraz w Tabeli 6.4. Parametr Z_n wyraża się równaniem:

$$Z_n = \frac{|D_{ref} - D_M|}{\sqrt{\sigma_{ref}^2 + \sigma_M^2}} \quad (6.25)$$

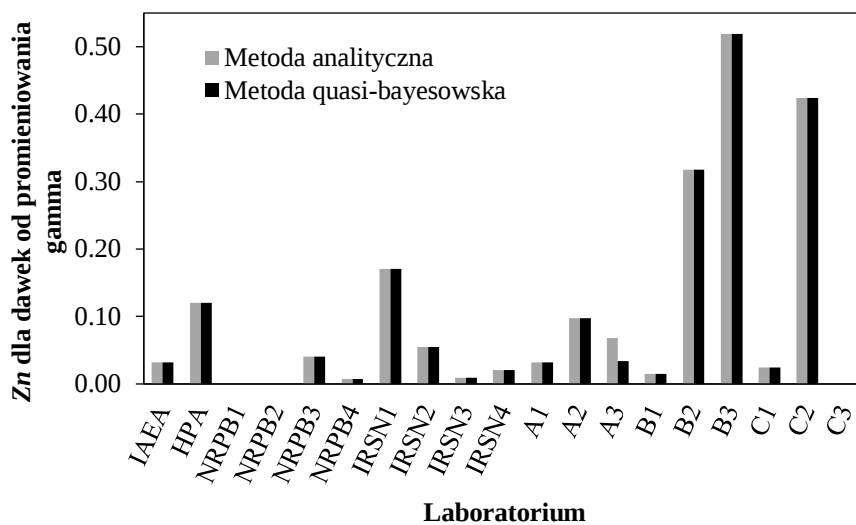
gdzie: D_{ref} to dawka odniesienia (tutaj dawka biologiczna/iteracyjna), D_M to dawka oceniana proponowaną metodą, σ_{ref} , σ_M – niepewności dawek. W sytuacji, kiedy niepewność σ_M nie była dostępna w literaturze założono, że $\sigma_M = 10\% D_M$, co jest standardową wartością w tego typu szacowaniach biodozymetrycznych. Jeśli $Z_n \leq 2$ wynik jest zadowalający.

Tabela 6.2. Współczynniki literaturowych krzywych kalibracyjnych.

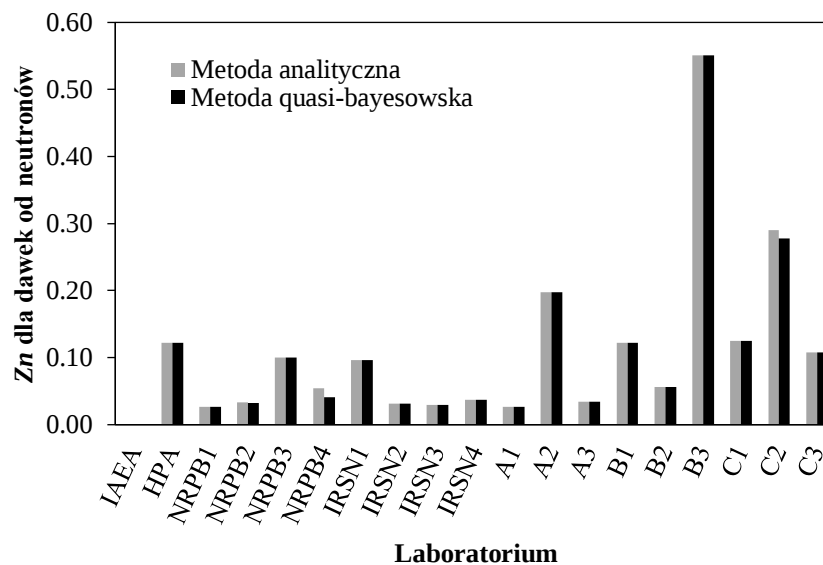
Źródło danych	Y_n [dic·cell ⁻¹]	Y_γ [dic·cell ⁻¹]
IAEA [26]	$Y = 0,0005 + 0,832D$	$Y = 0,0005 + 0,0164D + 0,0492D^2$
HPA [115]	$Y = 0,0005 + 0,83D$	$Y = 0,0005 + 0,014D + 0,076D^2$
NRPB [129]	$Y = 0,835D$	$Y = 0,0142D + 0,0759D^2$
IRSN [129]	$Y = 0,9D$	$Y = 0,023D + 0,054D^2$
A [130]	$Y = 0,001 + (0,603 \pm 0,079)D$	$Y = 0,001 + (0,0187 \pm 0,0056)D + (0,0527 \pm 0,0046)D^2$
B [130]	$Y = 0,001 + (0,638 \pm 0,018)D$	$Y = 0,001 + (0,0371 \pm 0,0085)D + (0,0547 \pm 0,0039)D^2$
C [130]	$Y = 0,001 + (0,832 \pm 0,031)D$	$Y = 0,001 + (0,0128 \pm 0,0031)D + (0,0640 \pm 0,0022)D^2$

Tabela 6.3. Porównanie wyników literaturowych z wynikami uzyskanymi metodami analityczną i quasi-bayesowską [3].

Źródło Danych	ρ	m	n	Dawka biologiczna		Dawka fizyczna	Metoda analityczna		Metoda quasi-bayesowska	
				D_n [Gy]	D_T [Gy]		D_n [Gy]	D_T [Gy]	Prior – Gauss	D_T [Gy]
IAEA	0,67	100	120	1,21	1,82	Nieznane	1,21±0,15	1,81±0,25		1,81±0,25
HPA	0,67	100	100	1,00	1,50	Nieznane	0,98±0,13	1,47±0,20		1,47±0,20
	5,78	34	100	3,50±0,30	0,60±0,06	3,42	3,48±0,70	0,60±0,15		0,60±0,15
NRPP	1,87	40	108	3,00±0,30	1,59±0,15	3,42	2,98±0,52	1,59±0,30		1,59±0,31
	0,64	28	85	2,30±0,30	3,70±0,40	2,60	2,35±0,40	3,67±0,62		3,67±0,62
	0,53	10	37	2,40±0,40	4,60±0,80	2,60	2,44±0,62	4,59±1,16		4,59±1,16
	5,78	50	125	2,70±0,20	0,46±0,04	3,42	2,75±0,48	0,48±0,11		0,48±0,11
IRSN	1,87	55	202	3,80±0,30	2,04±0,14	3,42	3,78±0,56	2,02±0,34		2,02±0,34
	0,64	14	36	2,10±0,40	3,30±0,60	2,60	2,12±0,55	3,31±0,87		3,31±0,87
	0,53	19	53	2,10±0,30	3,90±0,50	2,60	2,08±0,44	3,92±0,83		3,92±0,83
	0,60	61	129	2,20	3,70	1,83	2,21±0,31	3,68±0,51		3,68±0,51
A	2,08	278	185	1,10	0,50	0,85	1,06±0,17	0,51±0,09		0,51±0,09
	2,08	50	81	2,50	1,20	1,80	2,52±0,53	1,22±0,27		1,21±0,27
	0,60	46	114	2,40	3,90	1,83	2,35±0,33	3,91±0,54		3,91±0,54
B	2,08	151	112	1,10	0,50	0,85	1,11±0,14	0,53±0,08		0,53±0,08
	2,08	67	128	2,50	1,20	1,80	2,76±0,40	1,33±0,22		1,33±0,22
	0,60	100	186	1,60	2,70	1,83	1,63±0,18	2,71±0,31		2,71±0,31
C	2,08	100	81	1,00	0,50	0,85	0,95±0,14	0,46±0,08		0,46±0,08
	2,08	100	144	1,70	0,80	1,80	1,67±0,22	0,80±0,13		0,80±0,13



Rysunek 6.14. Parametry Z_n dla wyników z kolejnych laboratoriów w przypadku dawek od promieniowania gamma [3].



Rysunek 6.15. Parametry Z_n dla kolejnych wyników z laboratoriów w przypadku dawek od promieniowania neutronowego [3].

Tabela 6.4. Wartości Z_n uzyskane dla kolejnych laboratoriów.

Laboratorium	Promieniowanie gamma		Neutrony	
	Z_n analityczna	Z_n quasi- bayesowska	Z_n analityczna	Z_n quasi- bayesowska
IAEA	0,03	0,03	0,00	0,00
HPA	0,12	0,12	0,12	0,12
NRPB1	0,00	0,00	0,03	0,03
NRPB2	0,00	0,00	0,03	0,03
NRPB3	0,04	0,04	0,10	0,10
NRPB4	0,01	0,01	0,05	0,04
IRSN1	0,17	0,17	0,10	0,10
IRSN2	0,05	0,05	0,03	0,03
IRSN3	0,01	0,01	0,03	0,03
IRSN4	0,02	0,02	0,04	0,04
A1	0,03	0,03	0,03	0,03
A2	0,10	0,10	0,20	0,20
A3	0,07	0,03	0,03	0,03
B1	0,02	0,02	0,12	0,12
B2	0,32	0,32	0,06	0,06
B3	0,52	0,52	0,55	0,55
C1	0,02	0,02	0,12	0,12
C2	0,42	0,42	0,29	0,28
C3	0,00	0,00	0,11	0,11

Analizując wykresy na Rysunkach 6.14 i 6.15 oraz wyniki w Tabeli 6.4 można stwierdzić, że wszystkie uzyskane wyniki spełniają kryterium $Z_n \leq 2$. Największa różnica między dawkami biologicznymi a uzyskanymi kolejno metodą analityczną i quasi-bayesowską występuje dla próbek A, B i C, zwłaszcza B3 i C2. Dla próbki B3 wartość Z_n wynosi 0,55 dla dawki od neutronów i 0,52 dla dawki od promieniowania gamma. Dla próbki C2 w metodzie analitycznej Z_n wynosi odpowiednio 0,29 dla neutronów i 0,42 dla gammy. W metodzie quasi-bayesowskiej jest to odpowiednio 0,28 i 0,42.

Powyższe rozbieżności nie wydają się być spowodowane wyborem rozkładu *a priori*. Pracując nad artykułem [3], autorzy przetestowali wpływ innych rozkładów, które także dawały znaczące różnice, są więc one niezależne od metody. Ponadto w Tabeli 6.3 wyraźnie widoczna jest różnica między dawkami biologicznymi i fizycznymi dla próbek A, B i C, co wpływa na dokładność wyników. Różnice te nie są więc spowodowane poprawnością działania testowanych przez autorkę metod, ale wynikają z innych powodów, zależnych od laboratorium dokonującego oceny dawki – najprawdopodobniej z niedokładności w analizie mikroskopowej. Jak wynika z Tabel 6.3 i 6.4 oraz Rysunków 6.14 i 6.15, obie proponowane metody – zarówno analityczna, jak i quasi-bayesowska w każdym przypadku umożliwiają uzyskanie wyników porównywalnych z literaturowymi – obliczonych metodą iteracyjną (dawki biologiczne). Wartość Z_n wskazuje spójność uzyskanych wyników, a tym samym prawidłowość działania

testowanych metod. Potwierdzono więc ich skuteczność i obie wydają się być dobrymi alternatywami klasycznej – iteracyjnej metody obliczania dawek składowych od promieniowania mieszanego, a wybór konkretnej zależy od dostępności danych wejściowych.

6.4.2. Porównanie oryginalnej i uproszczonej metody bayesowskiej

Rozdział obejmuje wyniki opublikowane przez autorkę i współpracowników w artykule *Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation fields* [2], w którym uproszczona metoda bayesowska została porównana z oryginalną metodą Brame’a i Groer’a [45]. Źródłem dostępnych danych był przeprowadzony przez autorów [45] eksperyment kontrolowanego napromienienia limfocytów krwi obwodowej w polu promieniowania $n + \gamma$ we francuskim reaktorze Silene:

$n = 85$ dicentryków, $m = 28$ komórek, $\rho = 0,64 \pm 0,25$, $\alpha = 0,835 \pm 0,098 \text{ dic} \cdot \text{cell}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-1}$, $\beta = 0,0142 \pm 0,0098 \text{ dic} \cdot \text{cell}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-1}$, $\gamma = 0,076 \pm 0,013 \text{ dic} \cdot \text{cell}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-2}$.

Uzyskane wyniki porównano z wynikami metody iteracyjnej, jako metodą odniesienia (Tabela 6.5). Z uwagi na brak niepewności w przypadku oryginalnej metody bayesowskiej nie zastosowano tutaj parametru Z_n (równanie 6.28) tylko błąd względny δ , który wskazuje o ile procent wartość zmierzona różni się od dokładnej:

$$\delta = \frac{|x - x_0|}{x} \cdot 100\% \quad (6.26)$$

gdzie: x – wartość dokładna, x_0 – wartość zmierzona.

W celu weryfikacji poprawności działania uproszczonej metody bayesowskiej, jako rozkład *a priori* przyjęto (podobnie jak w oryginalnej metodzie bayesowskiej) skalowany rozkład Gaussa (równanie 6.16) z dokładnie znaną wartością oczekiwaną parametru $\theta \pm \sigma_\theta$. Zastosowano również wspomniane wcześniej założenie o znajomości współczynników krzywych, wyrażając je jako wartości stałe. W oryginalnej metodzie [45] zostały one przedstawione w postaci rozkładu gamma. Autorka zaimplementowała metodykę do programu Octave, w którym wykonała obliczenia. Wyniki zostały przedstawione w Tabeli 6.5.

Tabela 6.5. Porównanie oryginalnej i uproszczonej metody bayesowskiej z metodą iteracyjną [2].

Metoda	D_γ [Gy]	δ	D_n [Gy]	δ
Iteracyjna	$3,67 \pm 1,98$	-	$2,35 \pm 1,34$	-
Uproszczona bayesowska	$3,61 \pm 1,13$	1%	$2,29 \pm 0,73$	3%
Oryginalna bayesowska*	3,64	1%	2,32	1%

*W oryginalnej literaturze [45] wyniki przedstawiono w formie wykresu bez podania niepewności.

Wszystkie niepewności wyrażono jako jedno odchylenie standardowe.

Jak wynika z Tabeli 6.5, oba podejścia metody bayesowskiej dały porównywalne wyniki, które w granicy niepewności zgadzają się także z metodą iteracyjną. Błąd względny w każdym przypadku wynosi kilka procent.

6.4.3. Ocena dawek $n + \gamma$ uproszczoną metodą bayesowską

W niniejszej części przedstawiono wyniki opublikowane przez autorkę i współpracowników w artykule *Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation fields* [2], w którym przeprowadzono biofizyczną ocenę dawek od mieszanego promieniowania $n + \gamma$ uproszczoną metodą bayesowską. W tym celu wykorzystano wyniki z eksperymentu napromienienia limfocytów krwi obwodowej od dawców w polu promieniowania mieszanego $n + \gamma$. Pobrane próbki biologiczne zostały napromienione *in vitro* w kanale H8 reaktora MARIA w Świerku, symulując przypadkowe napromienienie podczas standardowej pracy reaktora. Z pomiarów fizycznych znana była dokładna charakterystyka wiązki podczas jego standardowej pracy, która wskazuje na znaczącą przewagę promieniowania gamma nad neutronami termicznymi (dokładna charakterystyka wiązki została opisana w paragrafie 3.3.2). Całkowitą moc kermy wyznaczono w NCBJ komorą rekombinacyjną równoważną tkance [73, 131]. Do wyznaczenia składowych kermy w polu promieniowania mieszanego $n + \gamma$ zastosowano dwie metody pomiarowe: metodę dwóch detektorów o różnej czułości neutronowej oraz dozymetryczne detektory rekombinacyjne [73, 131]. W punkcie umieszczenia próbek krwi u wylotu kanału H8 moc kermy tkankowej wyniosła $577 \text{ mGy} \cdot \text{h}^{-1}$. Udział dawki pochłoniętej w napromienianych próbkach krwi wyniósł $92\% \pm 2\%$ dla promieniowania gamma i $8\% \pm 2\%$ dla neutronów.

Tym samym parametr $\rho = D_n \cdot D_\gamma^{-1} = 0,087 \pm 0,02$, a $\theta = D_n \cdot D_c^{-1} = 0,92 \pm 0,02$.

Napromienione próbki krwi przewieziono do CLOR i poddano kolejnym procedurom. Autorka uczestniczyła we wszystkich etapach pracy z materiałem – prowadziła hodowlę limfocytów, przygotowała zawiesinę komórek do nakropienia na szkiełka, a następnie analizowała pod mikroskopem uzyskane preparaty. Dawki pochłonięte zostały obliczone przez autorkę

z użyciem krzywych kalibracyjnych dawka-skutek uzyskanych w CLOR we wcześniejszych badaniach kalibracyjnych (Tabela 6.1).

Do oceny dawek wykorzystano preparat, w którym przeanalizowano 500 komórek i znaleziono 35 dicentryków. W obliczeniach zastosowano kilka różnych rozkładów *a priori* – informatywnych i nieinformatywnych (oznaczonych w Tabeli 6.6 odpowiednio jako INF. i NIEINF.), opisanych w paragrafie 6.3.4. Wyrażały one możliwe scenariusze napromienienia i charakterystyki wiązki (Rysunki 6.10 i 6.11). Wyniki bayesowskiej oceny dawek porównano z dawkami fizycznymi, którymi napromieniowane zostały próbki (metoda odniesienia), stosując do porównania niepewność względną δ (równanie 6.26) oraz parametr Z_n (równanie 6.25). Wyniki przedstawiono w Tabeli 6.6. Do wykonania obliczeń autorka napisała kod w programie Octave.

Tabela 6.6. Wyniki oceny dawek $n + \gamma$ uproszczoną metodą bayesowską [2].

Metoda	D_T [Gy]	δ	Z_n	D_n [Gy]	δ	Z_n
Fizyczna	$0,782 \pm 0,040$	-	-	$0,0680 \pm 0,0032$	-	
Iteracyjna	$0,796 \pm 0,093$	2%	0,14	$0,0690 \pm 0,0081$	1%	0,11
Uproszczona bayesowska rozkład <i>a priori</i> :						
INF. Gauss $\theta = 0,92$	$0,80 \pm 0,10$	2%	0,17	$0,071 \pm 0,016$	4%	0,18
INF. Skalowany Gauss $\theta = 0,92$	$0,798 \pm 0,096$		0,15	$0,071 \pm 0,014$		0,21
INF. Beta $\theta = 0,92$	$0,76 \pm 0,18$	2%			3%	
INF. Beta $\theta = 0,92$	$0,76 \pm 0,18$	3%	0,12	$0,112 \pm 0,041$	65%	1,07
NIEINF. $\theta - \theta^2$	$0,20 \pm 0,20$	75%	2,85	$0,182 \pm 0,034$	168%	3,34
NIEINF. Sigmoidalny $\theta > 0,5$	$0,84 \pm 0,23$	7%	0,25	$0,146 \pm 0,043$	115%	1,81
NIEINF. Sigmoidalny $\theta > 0,8$	$0,90 \pm 0,13$	15%	0,87	$0,060 \pm 0,025$	12%	0,32
NIEINF. Constant	$0,23 \pm 0,35$	71%	1,57	$0,185 \pm 0,035$	172%	3,33

Niepewności podano w formie jednego odchylenia standardowego.

W sytuacji, kiedy skład wiązki mieszanej jest znany z pomiarów fizycznych, obie metody, zarówno iteracyjna, jak i uproszczona metoda bayesowska, dają porównywalne rezultaty (rozkłady *a priori* w postaci funkcji Gaussa, skalowanego rozkładu Gaussa lub rozkładu beta). Z założenia metoda bayesowska jest stosowana, kiedy skład wiązki nie jest znany (lub dokładnie znany). W takiej sytuacji istotna jest każda, nawet z pozoru mało dokładna informacja, jak np. dominacja jednego rodzaju promieniowania nad drugim, co umożliwia zastosowanie rozkładu apriorycznego, nawet nieinformatywnego. Jak pokazano w Tabeli 6.6, w niektórych sytuacjach nieinformatywne priory mogą wnieść bardzo istotne informacje o dawce. Przykładem jest rozkład sigmoidalny, który w przypadku dość ogólnej informacji jaką było $\theta > 0,5$, pozwolił na uzyskanie dawki od promieniowania gamma różniącej się zaledwie

o 7% od rzeczywistego wyniku. W tym przypadku dawka od promieniowania neutronowego (wartość centralna) została mocno zawyżona ($\delta = 115\%$). Znając jednak charakterystykę działania reaktora podczas rutynowej pracy i potencjalne sytuacje awaryjne, a także opierając się na addytywności działania obu rodzajów promieniowania, dawkę od neutronów można obliczyć przez odjęcie D_γ od dawki całkowitej (którą łatwo obliczyć za pomocą krzywej dawka-skutek dla promieniowania mieszanego). Najmniej dokładnym rozkładem jest rozkład $p(\theta) = \text{const}$, ponieważ nie niesie on w zasadzie żadnej wiedzy o składzie wiązki. Dlatego tak istotne jest zaimplementowanie każdej, nawet bardzo ogólnej informacji o warunkach napromienienia.

6.4.4. Ocena dawek $n + \gamma$ metodą Monte Carlo

W niniejszej części przedstawiono wyniki oceny dawek uzyskanych metodą Monte Carlo, które zostały opublikowane w artykule współautorstwa doktorantki pt. *The Monte Carlo Method of Mixed Radiation Field Dose Assessment in the Cytogenetic Biodosimetry* [8]. Poprawność działania algorytmu zweryfikowano na podstawie wyników eksperymentalnych z analizy próbek biologicznych, wykonanej w CLOR, umieszczonych w Tabeli 6.7, gdzie D_c oznacza dawkę całkowitą, D_γ – dawka od promieniowania gamma, D_n – dawka od neutronów i odpowiednio Y_c , Y_γ , Y_n to częstości dicentryków.

Tabela 6.7. Wyniki analizy próbek biologicznych [8].

Próbka	D_c [Gy]	D_γ [Gy]	D_n [Gy]	Y_c [dic·kom ⁻¹]	Y_γ [dic·kom ⁻¹]	Y_n [dic·kom ⁻¹]
1	0,10	0,092	0,008	0,005	0,002	0,003
2	0,85	0,782	0,068	0,07	-	-
3	2,00	1,84	0,16	0,27	0,211	0,059

Dawki estymowano dla każdej próbki z Tabeli 6.7 rozważając trzy możliwości [8]:

1. dokładnie znana wartość $\theta = 0,92$ i $\sigma_\theta = 0,02$;
2. rozkład *a priori* $p(\theta)$ w postaci krzywej Gaussa: $\hat{\theta} = 0,92$, $\sigma_\theta = 0,02$;
3. rozkład *a priori* $p(\rho)$ w postaci skalowanego rozkładu Gaussa: $\hat{\rho} = 0,087$, $\sigma_\rho = 0,02$ (ρ opisano równaniem 6.4).

Wyniki umieszczono w Tabelach 6.8 – 6.10. Dla porównania dawki obliczono także metodą analityczną, iteracyjną i uproszczoną bayesowską. Trafność przedstawionych wyników została oceniona za pomocą parametru Z_n (równanie 6.25), gdzie D_{ref} to dawki obliczone metodą iteracyjną. Niepewności dawek wyrażono w formie dwóch odchyłeń standardowych.

Tabela 6.8. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 1 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].

Metoda	$D_{\text{całk}}$ [Gy]	D_7 [Gy]	Z_n	D_n [Gy]	Z_n
Monte Carlo					
Bez priora	0,100±0,059	0,093±0,059	0,25	0,008±0,005	0,31
Prior Gauss	0,100±0,061	0,092±0,060	0,23	0,008±0,006	0,28
Prior skalowany Gauss	0,100±0,058	0,093±0,058	0,25	0,008±0,005	0,31
Iteracyjna	-	0,084±0,043	-	0,007±0,004	-
Analityczna	-	0,094±0,052	0,15	0,008±0,004	0,18
Bayesowska	-	0,093±0,044	0,15	0,008±0,004	0,18

Tabela 6.9. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 2 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].

Metoda	$D_{\text{całk}}$ [Gy]	D_7 [Gy]	Z_n	D_n [Gy]	Z_n
Monte Carlo					
Bez priora	0,861±0,084	0,792±0,081	0,02	0,068±0,022	0,03
Prior Gauss	0,862±0,086	0,795±0,083	0,01	0,067±0,023	0,06
Prior skalowany Gauss	0,864±0,085	0,80±0,082	0,01	0,067±0,023	0,06
Iteracyjna	-	0,80±0,20	-	0,069±0,027	-
Analityczna	-	0,798±0,097	0,01	0,069±0,021	0
Bayesowska	-	0,80±0,21	0,01	0,068±0,023	0,03

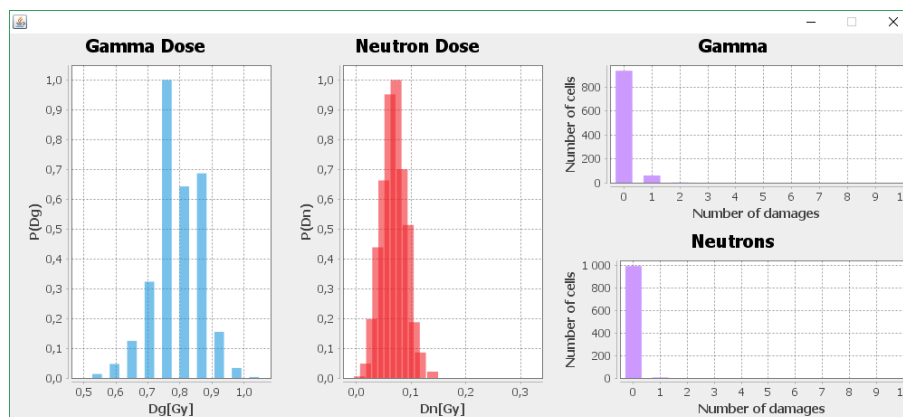
Tabela 6.10. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 3 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].

Metoda	$D_{\text{całk}}$ [Gy]	D_7 [Gy]	Z_n	D_n [Gy]	Z_n
Monte Carlo					
Bez priora	2,010±0,079	1,849±0,067	0,01	0,160±0,041	0,01
Prior Gauss	2,009±0,078	1,848±0,066	0,01	0,161±0,041	0
Prior skalowany Gauss	2,012±0,076	1,855±0,065	0,03	0,157±0,040	0,06
Iteracyjna	-	1,85±0,25	-	0,161±0,057	-
Analityczna	-	1,85±0,13	0,01	0,161±0,054	0
Bayesowska	-	1,85±0,22	0,01	0,161±0,041	0

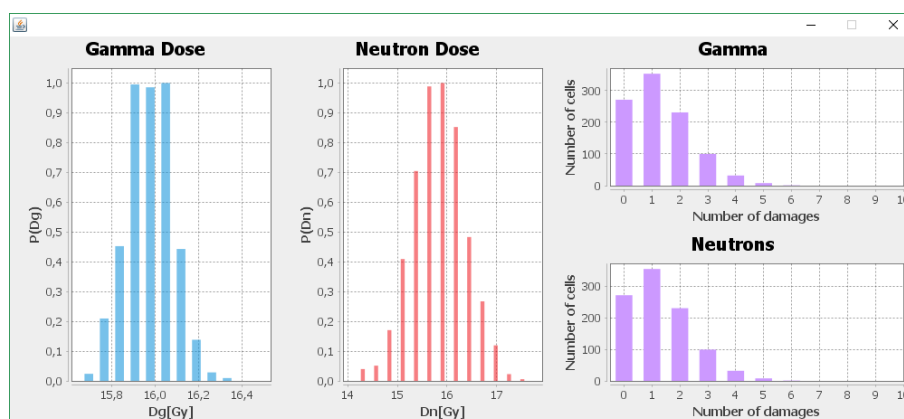
Wyniki metody Monte Carlo, uzyskane w programie [8, 52] (Rysunek 6.13), są porównywalne z wynikami metody iteracyjnej i bayesowskiej, a parametr Z_n w każdym przypadku jest dużo mniejszy od 1 (Tabele 6.8 – 6.10).

Program wykorzystany do obliczeń umożliwia ponadto graficzną analizę statystyczną analizowanych próbek, co jest jego dużą zaletą. Na poniższych rysunkach (Rysunki 6.16 i 6.17) przedstawiono uzyskane przykłady. Wykresy umieszczone po lewej stronie (fioletowe

kolumny) przedstawiają częstość występowania dawki (dla ułatwienia analizy dane zostały znormalizowane). Histogramy po prawej stronie reprezentują rozkład dicentryków w komórkach.



Rysunek 6.16. Przykładowe okno programu z wynikami uzyskanymi dla próbki nr 2: $y_f = 0,07$, prior Gaussa z $\theta = 0,92 \pm 0,02$ [8].



Rysunek 6.17. Przykładowe okno programu z wynikami uzyskanymi dla $y_f = 20$, prior beta dla $a = 2$, $b = 2$ [8].

6.5. Wnioski

Powszechnie stosowaną metodą oceny dawek od mieszanego promieniowania jonizującego, wykorzystywaną w dozymetrii biologicznej, jest metoda iteracyjna. Jest bardzo prostą metodą, choć może być dość czasochłonna. Ponadto każda kolejna iteracja wpływa na propagację niepewności. Jako alternatywę autorka wdrożyła i zwalidowała metodę analityczną, która omija ten problem. Obie metody mają ograniczone możliwości zastosowania, zwłaszcza w sytuacjach, kiedy dozymetria fizyczna jest niedostępna lub niewystarczająca – kiedy nie ma możliwości scharakteryzowania składu wiązki mieszanej. Wówczas, jak wykazała autorka,

istnieje możliwość zastosowania metody quasi-bayesowskiej i bayesowskiej w wersji analitycznej i Monte Carlo, które dzięki zaimplementowaniu informacji *a priori*, przedstawiającej skład wiązki mieszanej w postaci rozkładu prawdopodobieństwa, dobrze sobie radzą w wymienionych sytuacjach. Wszystkie trzy metody mogą być również wykorzystywane jako metody alternatywne do iteracyjnej i analitycznej, przy dokładnej znajomości składu wiązki, co także autorka wykazała w pracy.

Główną metodą, na której skupiła się autorka, była uproszczona wersja metody bayesowskiej, gdzie współczynniki krzywych wyrażono w postaci wartości stałych. Znacząco upraszcza to obliczenia w porównaniu do oryginalnego podejścia [45]. Przesłanką było założenie o posiadaniu własnych krzywych wzorcowych dawka-skutek przez laboratoria radiobiologiczne. Zabieg ten jednocześnie skraca czas działania programów, co może mieć istotne znaczenie w sytuacjach awaryjnych. Rozkład *a priori* będący charakterystycznym elementem statystyki bayesowskiej został przypisany wartości θ , oznaczającej skład wiązki mieszanej. Właściwie dobrany rozkład aprioryczny pozwala na opisanie różnych możliwych sytuacji pracy reaktora – od standardowego trybu, po scenariusze sytuacji awaryjnych, których skutkiem może być poważne narażenie człowieka.

Proponowane podejście bayesowskie zostało sprawdzone i zwalidowane, potwierdzając swoją skuteczność, a uzyskane wyniki opublikowano w recenzowanych czasopismach naukowych. Uproszczona metoda bayesowskiej oceny dawki może być zatem wdrożona w praktyce w laboratoriach radiobiologicznych. Poza energetyką i przemysłem jądrowym, prezentowana metodyka mogłaby także znaleźć zastosowanie przy estymacji dawek w ciele pacjenta poddanego terapii borowo-neutronowej (Boron Neutron Capture Therapy, BNCT). Jest to metoda leczenia nowotworów, która polega na wprowadzeniu związków boru ^{10}B w miejsce występowania nowotworu i napromienieniu go wiązką neutronów. W reakcji oddziaływania neutronów z borem powstaje ^7Li oraz silnie jonizujące cząstki alfa, które ze względu na swój krótki zasięg niszczą komórki nowotworu. Metoda ogranicza narażenie na promieniowanie jonizujące sąsiadujących tkanek, które zawierają mniejsze ilości boru. W Polsce pilotażowe stanowisko do terapii BNCT powstaje przy reaktorze Maria w Świerku.

7. Bayesowska ocena dawek pochłoniętych od pojedynczego rodzaju promieniowania

7.1. Cel opracowania metody

W kolejnej części pracy autorka zajęła się obliczaniem dawek od pojedynczego rodzaju promieniowania w sytuacji braku odpowiedniej krzywej dawka-skutek. W tym celu wykorzystana została analiza bayesowska i dozymetria biologiczna oraz założenie o znajomości źródła promieniowania.

Każde akredytowane laboratorium radiobiologiczne posiada swoje własne krzywe wzorcowe dawka-skutek. Krzywa użyta do oceny narażenia po rzeczywistym incydencie napromienienia powinna jak najwierniej odwzorowywać promieniowanie [26], na które został narażony człowiek (rodzaj źródła, energia, moc dawki), by jak najdokładniej oszacować dawkę pochłoniętą, a docelowo – efekt biologiczny. Nie zawsze jednak laboratoria posiadają wszystkie niezbędne zależności, ponieważ nie zawsze istnieje możliwość ich wykonania, np. z powodu braku dostępu do źródeł. Dlatego w przypadku braku odpowiedniej krzywej do oceny dawki w praktyce zastępuje się ją inną krzywą, np. od promieniowania rentgenowskiego [26]. Jest ona jedną z częściej spotykanych w laboratoriach, co jest związane z powszechnością wykorzystywania promieniowania X w praktyce, np. w medycynie (terapia i diagnoza), prześwietlaniu bagaży, czy wzorcowaniu przyrządów lub napromienieniu detektorów. Na wypadek sytuacji awaryjnej w przypadku braku odpowiednich krzywych, estymacja dawki pochłoniętej jest więc najczęściej wykonywana na podstawie współczynników zależności dawka-skutek dla promieniowania X. Ocena dawki nie jest wówczas bardzo dokładna, niemniej pozwala na orientacyjne oszacowanie, a przede wszystkim na zweryfikowanie, czy w ogóle doszło do napromienienia, oraz na ocenę skutków biologicznych i zdrowotnych.

Alternatywą do stosowania własnych krzywych jest możliwość wykorzystania współczynników uzyskanych przez laboratoria, które publikują swoje wyniki. Istnieje jednak kilka wad takiego rozwiązania, ponieważ kształt krzywych zależy od takich czynników, jak np.:

- sposób przygotowania preparatów, który wpływa na ich jakość, a co za tym idzie – na liczbę znalezionych komórek i dicentryków;
- osobnicza czułość oka – wyniki mogą się różnić w zależności od tego, kto analizuje próbkę;

- hodowla komórek (laboratoria posiadają własne procedury hodowli dostosowane do swoich warunków);
- wykorzystywany sprzęt pomiarowy, zarówno na etapie hodowli, jak i analizy mikroskopowej.

W związku z wymienionymi powyżej ograniczeniami autorka zaproponowała własne podejście oceny dawek w sytuacji braku odpowiedniej krzywej. Zakłada ono możliwość zastosowania twierdzenia Bayesa z zaimplementowaniem rozkładu *a priori*, opisującego częstość występowania współczynników krzywych dawka-skutek dostępnych z literatury. Takie rozwiązanie umożliwi standaryzację wyników poprzez włączenie do rozkładu wszelkich niepewności i odstępstw (w które wliczają się wyszczególnione powyżej czynniki wpływające na kształt krzywej), które są następnie brane pod uwagę w procesie estymacji dawki pochłoniętej, co czyni wynik wiarygodnym.

Celem niniejszej części było zatem **zweryfikowanie, czy opracowane przez autorkę podejście, wykorzystujące aprioryczny rozkład współczynników krzywych, jest właściwe i na ile dobrze pozwoli oszacować dawki od znanego źródła w przypadku braku właściwej krzywej wzorcowej**. Autorka przeanalizowała także, **czy w sytuacji braku odpowiedniej krzywej dokładniejszą estymację zapewni postulowane podejście, wykorzystujące rozkład współczynników, czy zastosowanie krzywej dla promieniowania X**.

W tym celu należało stworzyć bazę dostępnych w literaturze krzywych wzorcowych dawka-skutek, wykonanych dla chromosomów dicentrycznych dla różnych źródeł promieniowania. Po przeanalizowaniu wielu danych literaturowych autorka stwierdza, że w zakresie jednego źródła zauważalne są różnice w wartościach współczynników, czasem bardzo znaczące (co przedstawiono w Tabelach 7.1 i 7.2). Oprócz wypunktowanych powyżej czynników, wpływających na kształt krzywej, wynikają one także z mocy dawki, aktywności, czy energii zastosowanego źródła promieniowania, jak również samego procesu analizy dicentryków.

7.2. Opracowanie metody

7.2.1. Rozkład *a priori* współczynników dla promieniowania o niskim LET

W niniejszej części przedstawiono metodykę sporządzenia rozkładu *a priori* dla promieniowania o małej zdolności jonizacji. Autorka przygotowała bazę współczynników krzywych dla promieniowania gamma emitowanego z ^{60}Co (niskie LET, energia średnia

1,25 MeV), dostępnych w literaturze. Zebrane dane – 17 różnych krzywych, przedstawiono w Tabeli 7.1.

Tabela 7.1. Dane krzywych literaturowych dawka-skutek dla ^{60}Co .

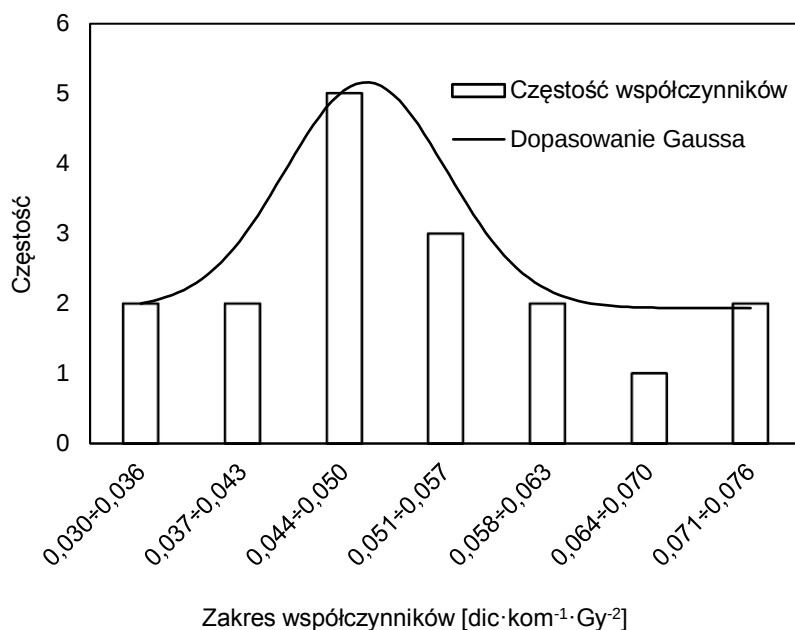
Nr	Moc dawki [Gy·min ⁻¹]	$Y = c + \beta D + \gamma D^2$
1 [132]	0,02	$Y = (0,010 \pm 0,004)D + (0,042 \pm 0,003)D^2$
2 [132]	0,5	$Y = (0,011 \pm 0,004)D + (0,056 \pm 0,003)D^2$
3 [133]	0,5	$Y = (0,014 \pm 0,004)D + (0,076 \pm 0,003)D^2$
4 [134]	1,18-1,07	$Y = (0,021 \pm 0,005)D + (0,063 \pm 0,004)D^2$
5 [135]	0,4	$Y = (0,021 \pm 0,006)D + (0,071 \pm 0,002)D^2$
6 [136]	-	$Y = (0,018 \pm 0,003)D + (0,060 \pm 0,006)D^2$
7 [137]	0,24	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,014 \pm 0,005)D + (0,054 \pm 0,004)D^2$
8 [138]	0,425	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,007 \pm 0,007)D + (0,060 \pm 0,003)D^2$
9 [139]	1	$Y = (0,098 \pm 0,021)D + (0,044 \pm 0,009)D^2$
10 [140]	0,033	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,014 \pm 0,005)D + (0,030 \pm 0,003)D^2$
11 [141]	0,008	$Y = (0,012)D + (0,046)D^2$
12 [142]	0,8	$Y = (0,002 \pm 0,001) + (0,029 \pm 0,003)D + (0,036 \pm 0,008)D^2$
13 [143]	0,18-0,13	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,011 \pm 0,003)D + (0,048 \pm 0,002)D^2$
14 [144]	0,41	$Y = (0,026 \pm 0,005)D + (0,039 \pm 0,003)D^2$
15 [145]	0,18-0,13	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,010 \pm 0,004)D + (0,049 \pm 0,002)D^2$
16 [146]	0,055-0,048	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,074 \pm 0,007)D + (0,045 \pm 0,004)D^2$
17 [147]	0,24	$Y = (0,001 \pm 0,001) + (0,013 \pm 0,004)D + (0,054 \pm 0,003)D^2$

W równaniach opublikowanych krzywych wzorcowych często pomijany jest wyraz wolny c , dlatego też w dalszej analizie aprioryczne rozkłady prawdopodobieństwa zostały przypisane współczynnikom β i γ . Jako c przyjęto najczęściej pojawiającą się w Tabeli 7.1 wartość stałą: $c = 0,001 \pm 0,001$.

Mając wartości współczynników β i γ dla źródła ^{60}Co , autorka sporządziła dla nich histogramy i dopasowała krzywe.

Rozkład *a priori* współczynników γ

Jak wynika z Rysunku 7.1, współczynniki γ krzywych dawka-skutek (Tabela 7.1) charakteryzują się pewnym rozmyciem. Na etapie testowania metody do sporządzonego histogramu dopasowano funkcję Gaussa, ze względu na wysoki współczynnik determinacji $R^2 = 0,85$.



Rysunek 7.1. Rozkład współczynników γ dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co , z dopasowaną funkcją Gaussa, $R^2 = 0,85$.

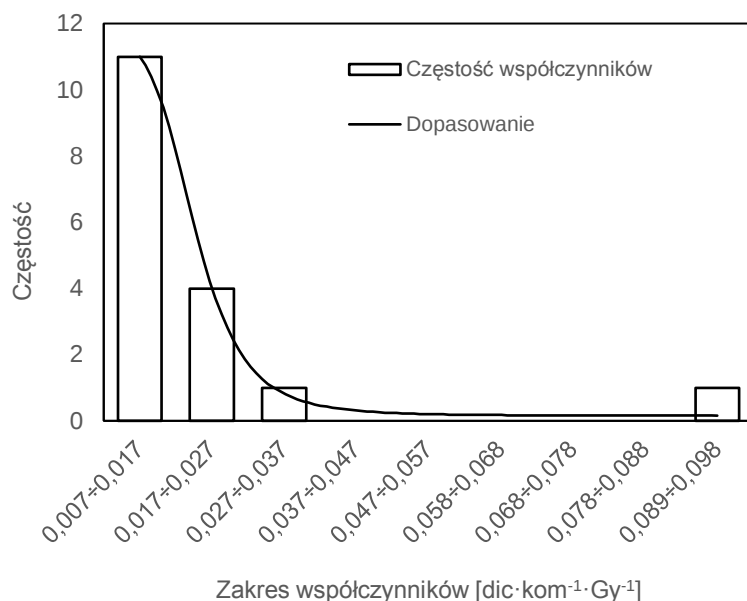
Dopasowanie opisano rozkładem normalnym w następującej postaci:

$$y = y_0 + \frac{A}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-2\frac{(y-\hat{\gamma})^2}{(2\sigma)^2}} \quad (7.1)$$

gdzie: $\hat{\gamma}$ – wartość oczekiwana, σ – odchylenie standardowe, y_0 , A , γ – zmienne rozkładu, które w niniejszym dopasowaniu przyjmują następujące wartości: $y_0 = 1,74$, $A = 0,031$, $\sigma = 0,0035$, $\hat{\gamma} = 0,051$.

Rozkład *a priori* współczynników β

Dane dla współczynników β (Tabela 7.1) są bardziej jednorodne niż w przypadku współczynników γ . 94% danych (16 współczynników) mieści się w zakresie wartości: $[0,007 \text{ dic} \cdot \text{kom}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-1} - 0,029 \text{ dic} \cdot \text{kom}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-1}]$, podczas gdy wartość $0,098 \text{ dic} \cdot \text{kom}^{-1} \cdot \text{Gy}^{-1}$, stanowiąca 6% wszystkich danych, znacznie odbiega od pozostałych. Kształt krzywej dopasowania dla współczynników β przyjmuje rozkład logistyczny (Rysunek 7.2).



Rysunek 7.2. Rozkład współczynników β dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co , z dopasowaną funkcją logistyczną, $R^2 = 0,99$.

Dopasowanie przedstawione na Rysunku 7.2 przyjmuje postać funkcji logistycznej o równaniu:

$$y = A_2 + \frac{A_1 - A_2}{1 + \left(\frac{\hat{\beta}}{\beta}\right)^p} \quad (7.2)$$

gdzie: A_1 , A_2 , p – parametry rozkładu, $\hat{\beta}$ – wartość oczekiwana, β – zmienna rozkładu. W niniejszym przypadku parametry przybierają następujące wartości: $A_1 = 12,064$, $A_2 = 0,156$, $\hat{\beta} = 0,024$, $p = 6,57$.

Ze względu na dużą jednorodność współczynników β , w dalszych obliczeniach (paragraf 7.2.4) autorka przetestowała dwie możliwości oszacowania dawek. Oprócz rozkładu apriorycznego (równanie 7.2), zastosowała także średnią wartość ze wszystkich współczynników β .

7.2.2. Rozkład *a priori* współczynników dla promieniowania o wysokim LET

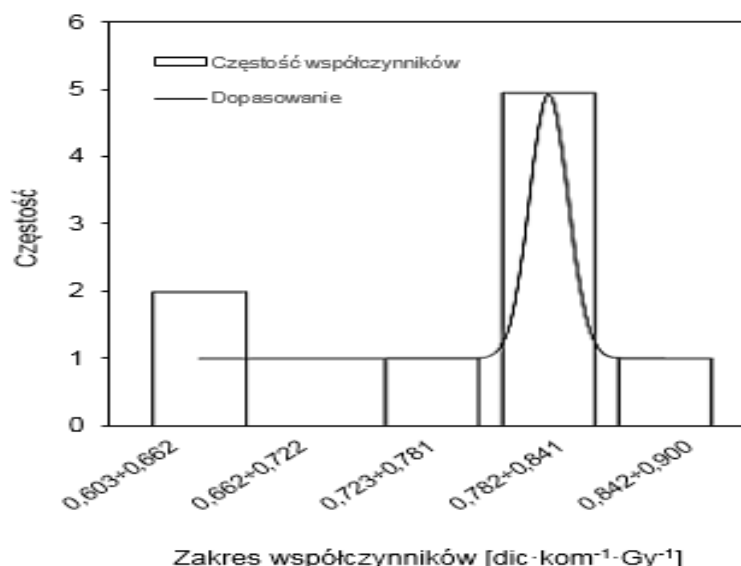
Poniżej przedstawiono metodę wyboru rozkładu *a priori* dla promieniowania o dużej zdolności jonizacji. Ponieważ dostępna w literaturze baza współczynników dla promieniowania alfa, czy protonów była bardzo niewielka, jako przykład do dalszych obliczeń wykorzystano promieniowanie neutronowe. Liczba znalezionych krzywych jest w tym przypadku znacznie mniejsza niż dla ^{60}Co , krzywe są ponadto wykonane dla neutronów pochodzących z różnych

źródeł. Jako kryterium wyboru krzywych wykorzystano tutaj informację o rodzaju neutronów – w każdym przypadku były to neutrony rozszczepieniowe (Tabela 7.2).

Tabela 7.2. Dane krzywych literaturowych dawka-skutek dla neutronów rozszczepieniowych.

Nr	Energia* [MeV]	$Y = c + \alpha D$
1 [26]	0,7	$Y = 0,0005 + 0,832D$
2 [115]	0,7	$Y = 0,0005 + 0,83D$
3 [129]	-	$Y = 0,835D$
4 [130]	-	$Y = 0,9D$
5 [130]	-	$Y = 0,001 + (0,603 \pm 0,079)D$
6 [130]	-	$Y = 0,001 + (0,638 \pm 0,018)D$
7 [130]	-	$Y = 0,001 + (0,832 \pm 0,031)D$
8 [148]	0,9	$Y = (0,73 \pm 0,07)D$
9 [149]	0,7	$Y = (0,83 \pm 0,08)D$

*Energia podana w oryginalnej literaturze.



Rysunek 7.3. Rozkład współczynników α dla neutronów rozszczepialnych, z dopasowaną funkcją Gaussa, $R^2 = 0,64$.

Niewielka liczba współczynników dla promieniowania neutronowego wpływa na dokładność dopasowania (Rysunek 7.3). Współczynnik determinacji dla rozkładu normalnego wynosi $R^2 = 0,64$, a rozkład przyjmuje następującą postać:

$$y = y_0 + \frac{A}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-2\frac{(\alpha-\hat{\alpha})^2}{(2\sigma)^2}} \quad (7.3)$$

gdzie: $\hat{\alpha}$ – wartość oczekiwana, σ – odchylenie standardowe, y_0 , A , α – zmienne rozkładu, które w niniejszym dopasowaniu przyjmują następujące wartości: $y_0 = 1$, $A = 0,099$, $\hat{\alpha} = 0,84$, $\sigma = 0,0098$, $R^2 = 0,64$.

7.2.3. Funkcja wiarygodności

Funkcja wiarygodności L , opisująca rozkład uszkodzeń wywołanych promieniowaniem, przyjmuje postać rozkładu Poissona [26, 119, 120]. Uwzględniając ten rozkład (równanie 6.19) i zależność częstości dicentryków od dawki (równania 6.1 i 6.2), uzyskuje się funkcje wiarygodności oddzielnie dla promieniowania o niskim i wysokim LET. Dla promieniowania o niskim LET jest ona wyrażona równaniem:

$$L = \frac{(m(c+\beta D+\gamma D^2))^n e^{-m(c+\beta D+\gamma D^2)}}{n!} \quad (7.4)$$

i analogicznie dla promieniowania o wysokim LET:

$$L = \frac{(m(c+\alpha D))^n e^{-m(c+\alpha D)}}{n!} \quad (7.5)$$

gdzie: m – liczba przeanalizowanych komórek, n – liczba znalezionych dicentryków, α , β , γ , c – współczynniki krzywych wzorcowych dawka-skutek, D – dawka pochłonięta.

7.2.4. Rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori* dawki pochłoniętej

Rozkład prawdopodobieństwa *a posteriori* dawki pochłoniętej opisuje równanie:

$$P(D_x) \propto \int \int \int L(D_x|\alpha^*, \gamma, c) p(\alpha^*) p(\gamma) p(c) d\alpha^* d\gamma dc \quad (7.6)$$

gdzie: α^* – współczynnik kierunkowy prostej (w przypadku promieniowania neutronowego oznaczany jest jako α , a dla promieniowania gamma jako β (równania 6.1 i 6.2)), współczynniki krzywych $\alpha^* \pm d\alpha^*$, $\gamma \pm d\gamma$, $c \pm dc$ opisane są za pomocą rozkładów *a priori*: $p(\alpha^*)$, $p(\gamma)$, $p(c)$.

Równanie w postaci 7.6 może zostać zastosowane w sytuacji, kiedy wszystkie współczynniki krzywej są wyrażone w postaci rozkładu prawdopodobieństwa. Ponieważ, jak wspomniano wcześniej, nie każda krzywa znaleziona w literaturze zawierała wyraz wolny c , a spośród podawanych parametrów w większości przypadków jego wartość wynosiła 0,001 dic·kom⁻¹, w niniejszych obliczeniach nie został on opisany rozkładem prawdopodobieństwa, lecz wyrażony jako wartość stała. W przypadku współczynników β i γ dla promieniowania emitowanego z izotopu ⁶⁰Co autorka rozważyła dwie różne możliwości wprowadzenia danych do obliczeń, przedstawione w Tabeli 7.3. Opcja 1 opisuje sytuację, w której współczynnik kierunkowy β podawany jest w postaci wartości stałej (średnia ze wszystkich współczynników β z Tabeli 7.1), co związane jest z dosyć jednorodnym rozkładem współczynników (Rysunek 7.2). Jako wartość stała podawany jest także wyraz wolny c . Współczynnik γ przyjmuje formę

rozkładu $p(\gamma)$ (Rysunek 7.1). W sytuacji 2 wartością stałą wyrażony jest tylko wyraz wolny, a współczynniki β i γ są opisane rozkładami (Rysunek 7.1 i Rysunek 7.2).

Tabela 7.3. Parametry i założenia przy obliczaniu dawek od ^{60}Co metodą bayesowską.

	β [dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻¹]	γ [dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻²]	c [dic·kom ⁻¹]	Posterior
1	$0,019 \pm 0,021$	$p(\gamma)$	$0,001 \pm 0,001$	$P(D_x) \propto \int L(D_x \gamma) p(\gamma) d\gamma$
2	$p(\beta)$	$p(\gamma)$	$0,001 \pm 0,001$	$P(D_x) \propto \int \int L(D_x \beta, \gamma) p(\beta)p(\gamma) d\beta d\gamma$

W przypadku promieniowania neutronowego dawki obliczono przyjmując wyraz wolny jako wartość stałą, zaś parametr α opisując funkcją Gaussa (Rysunek 7.3), co przedstawiono w Tabeli 7.4.

Tabela 7.4. Parametry i założenia przy obliczaniu dawek od promieniowania neutronowego.

	α [dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻¹]	c [dic·kom ⁻¹]	Posterior
1	$p(\alpha)$	$0,001 \pm 0,001$	$P(D_x) \propto \int L(D \alpha) p(\alpha) d\alpha$

Mając rozkład *a posteriori* $P(D_x)$, dawkę pochłoniętą oraz jej niepewność wyznacza się zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 5.2.

7.3. Wyniki

W niniejszym paragrafie przedstawiono przykłady wyników, w których autorka obliczyła dawki proponowaną przez siebie metodą, wykonując kolejno:

- estymację dawek dla promieniowania o niskim LET emitowanego z ^{60}Co z wykorzystaniem metody bayesowskiej i alternatywnie klasycznej, w której użyto krzywą dla promieniowania X oraz krzywą dla promieniowania γ pochodzącego od ^{60}Co ;
- estymację dawek otrzymanych przez pracowników w sytuacji awaryjnej w Turcji (na podstawie danych literaturowych [150]);
- estymację dawek dla promieniowania o wysokim LET, pochodzącego od neutronów rozszczepieniowych.

7.3.1. Estymacja dawek od ^{60}Co

W przykładzie przedstawiono wyniki obliczeń dawek od promieniowania emitowanego z ^{60}Co . Rozważono dwie możliwości wprowadzenia danych (Tabela 7.3), stosując następujące oznaczenia dawek: dawka pochłonięta uzyskana metodą bayesowską dla pierwszej możliwości z Tabeli 7.3 – $D_B (1)$, dawka pochłonięta uzyskana dla drugiej możliwości – $D_B (2)$, dawka pochłonięta uzyskana po zastosowaniu krzywej wzorcowej dla promieniowania X (Tabela 7.5), opracowanej w Instytucie Chemii i Techniki Jądrowej w Warszawie (IChTJ) – D_x , dawka pochłonięta obliczona z wykorzystaniem współczynników krzywej dla ^{60}Co , opracowanej w CLOR – D_{Co-60} (Tabela 7.5). Dane z analizy dicentryków (liczba dicentryków n i liczba komórek m) oraz dawki referencyjne pochodzą z eksperymentów przeprowadzonych w CLOR. W ramach jednego z nich autorka brała udział w części eksperymentalnej, polegającej na napromienieniu próbek krwi, hodowli, nanoszeniu zawiesiny komórek na szkiełka mikroskopowe i barwieniu oraz prowadzeniu analizy mikroskopowej.

Tabela 7.5. Krzywe wzorcowe dawka-skutek zastosowane w analizie.

Krzywe wzorcowe		
Dla promieniowania X IChTJ		$Y = (0,0011 \pm 0,0010) + (0,0495 \pm 0,0081)D + (0,0569 \pm 0,0039)D^2$
Dla ^{60}Co CLOR		$Y = (0,00050 \pm 0,00010) + (0,0119 \pm 0,0027)D + (0,00557 \pm 0,0016)D^2$

Równanie do obliczenia dawek metodą klasyczną (D_{Co-60} , D_x) zostało wyprowadzone z przekształcenia 6.1 i przybiera postać:

$$D = \frac{-\beta + \sqrt{\beta^2 - 4\gamma c + 4\gamma y}}{2\gamma} \quad (7.7)$$

gdzie: D – dawka pochłonięta, y – częstość dicentryków, β , γ , c – współczynniki krzywej wzorcowej dawka-skutek.

Niepewność dawki ocenia się za pomocą równania 6.11.

W metodzie klasycznej dawki mogą zostać także obliczone w darmowym programie CABAS [151], dostępnym w Internecie, który powstał na potrzeby oceny dawek w dozymetrii biologicznej. Obliczenia dawek metodą bayesowską zostały wykonane w programie napisanym przez autorkę w środowisku Octave.

Tabela 7.6. Wyniki dawek dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co uzyskane metodą klasyczną z wykorzystaniem krzywych dawka-skutek dla promieniowania X i ^{60}Co oraz metodą bayesowską.

Nr próbki	n	m	Dawka referencyjna [Gy]	D_x [Gy]	D_{Co-60} [Gy]	D_B [Gy] (1)	δ^*	D_B [Gy] (2)	δ^*
1	6	6000	0,00	$0,00 \pm 0,011$	$0,036 \pm 0,048$	$0,025 \pm 0,019$	-	$0,03 \pm 0,19$	-
2	1	1000	0,00	$0,00 \pm 0,041$	$0,031 \pm 0,051$	$0,025 \pm 0,047$	-	$0,032 \pm 0,061$	-
3	48	6000	0,25	$0,122 \pm 0,037$	$0,275 \pm 0,055$	$0,234 \pm 0,031$	6%	$0,27 \pm 0,21$	8%
4	9	1000	0,25	$0,138 \pm 0,097$	$0,30 \pm 0,14$	$0,254 \pm 0,066$	2%	$0,29 \pm 0,22$	16%
5	122	6000	0,50	$0,291 \pm 0,045$	$0,499 \pm 0,055$	$0,45 \pm 0,21$	10%	$0,49 \pm 0,22$	2%
6	20	1000	0,50	$0,29 \pm 0,11$	$0,49 \pm 0,14$	$0,456 \pm 0,077$	9%	$0,49 \pm 0,22$	2%
7	247	6000	0,75	$0,510 \pm 0,049$	$0,754 \pm 0,055$	$0,70 \pm 0,22$	7%	$0,75 \pm 0,23$	0%
8	39	1000	0,75	$0,49 \pm 0,12$	$0,73 \pm 0,14$	$0,682 \pm 0,096$	9%	$0,73 \pm 0,11$	3%
9	265	4200	1,00	$0,696 \pm 0,060$	$0,959 \pm 0,065$	$0,91 \pm 0,23$	9%	$0,96 \pm 0,24$	4%
10	41	700	1,00	$0,66 \pm 0,15$	$0,92 \pm 0,16$	$0,87 \pm 0,23$	13%	$1,00 \pm 0,24$	0%
11	789	3000	2,00	$1,75 \pm 0,13$	$2,07 \pm 0,13$	$2,03 \pm 0,32$	1%	$2,08 \pm 0,33$	4%
12	139	500	2,00	$1,81 \pm 0,18$	$2,13 \pm 0,19$	$2,09 \pm 0,32$	4%	$2,14 \pm 0,33$	7%
13	1006	1800	3,00	$2,73 \pm 0,42$	$3,06 \pm 0,41$	$3,07 \pm 0,36$	2%	$3,21 \pm 0,37$	7%
14	170	300	3,00	$2,75 \pm 0,24$	$3,08 \pm 0,25$	$3,09 \pm 0,36$	3%	$3,15 \pm 0,37$	5%
15	1069	1200	4,00	$3,54 \pm 0,42$	$3,89 \pm 0,42$	$3,94 \pm 0,36$	2%	$4,00 \pm 0,37$	0%
16	171	200	4,00	$3,46 \pm 0,29$	$3,81 \pm 0,30$	$3,86 \pm 0,36$	4%	$3,92 \pm 0,37$	2%

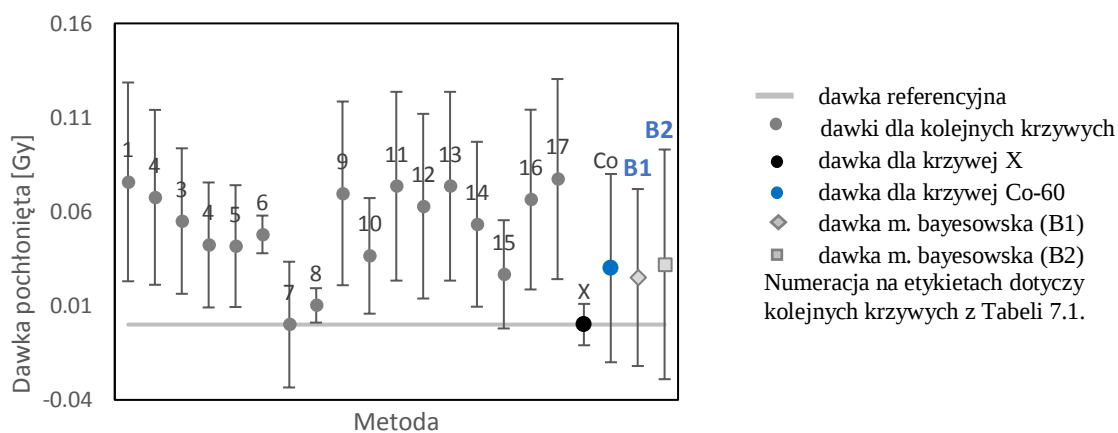
*Niepewność względna $\delta = \frac{|x-x_0|}{x} \cdot 100\%$, różnica między dawką referencyjną x a bayesowską x_0 .

Pogrubione wartości zostały wykorzystane w dalszej analizie (Rysunek 7.4 – Rysunek 7.11), do której wybrano po jednym przykładzie dla każdej wartości dawki referencyjnej.

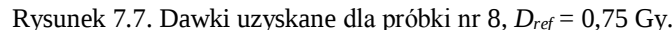
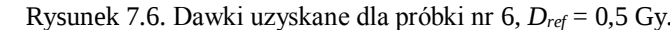
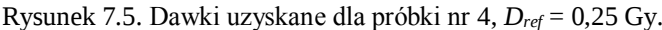
Jak wynika z Tabeli 7.6, najmniejszą dokładnością oceny dawek w niniejszym przykładzie charakteryzuje się podejście wykorzystujące krzywą dla promieniowania X, dla którego w przypadku niskich dawek wyniki wartości centralnych są znacznie niższe od pozostałych. Różnica między dawką referencyjną a D_x wynosi nawet 50%. W przypadku wysokich dawek różnice wynoszą około 10%. Ocena dawek z wykorzystaniem krzywej dla ^{60}Co daje wyniki porównywalne z wartościami referencyjnymi, które są także zbliżone do wartości uzyskanych proponowaną metodą bayesowską. Metoda bayesowska w obu rozpatrywanych przypadkach daje podobne wyniki, które w większości przypadków różnią się od referencyjnych zaledwie o kilka procent (najwięcej o 16%).

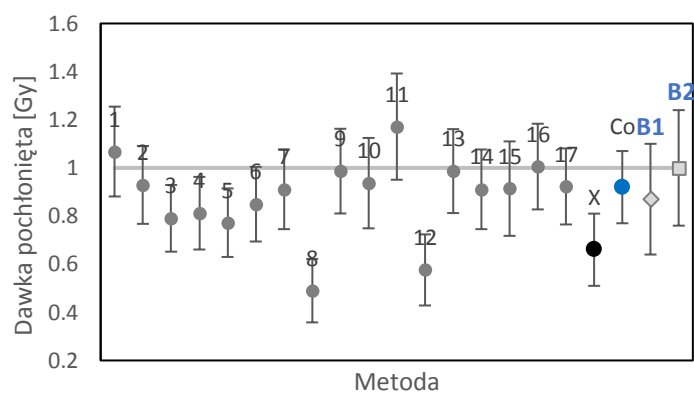
Niniejszy przykład daje bardzo obiecujące rezultaty. Poprawność działania metody została zweryfikowana dalej, w przedstawionych poniżej przykładach.

Autorka przeprowadziła następnie analizę, w której obliczyła dawki D_X , $D_{\text{Co-60}}$, $D_B(1)$ i $D_B(2)$ oraz z wykorzystaniem wszystkich siedemnastu krzywych literaturowych z Tabeli 7.1 dla ośmiu przypadków wyróżnionych w Tabeli 7.6. Wybrano po jednym przykładzie dla każdej dawki referencyjnej, pokazując rozrzut wielkości dawek dla dostępnych krzywych. Wyniki porównano z dawką referencyjną – fizyczną i przedstawiono w formie wykresów na Rysunkach 7.4 – 7.11.

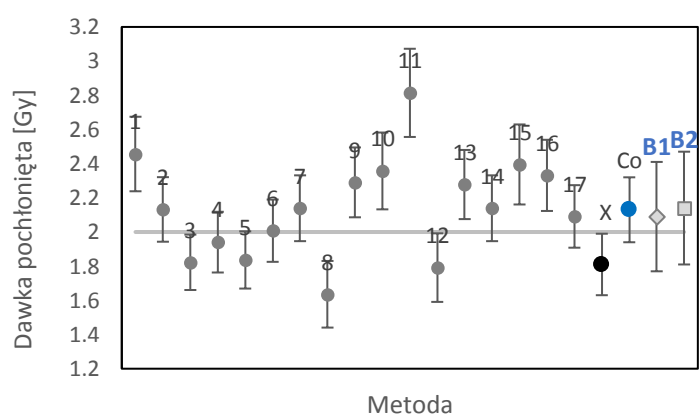


Rysunek 7.4. Dawki uzyskane dla próbki nr 2, $D_{ref} = 0$ Gy.

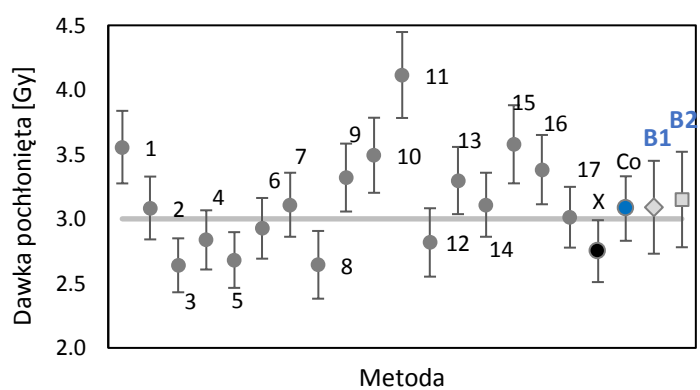




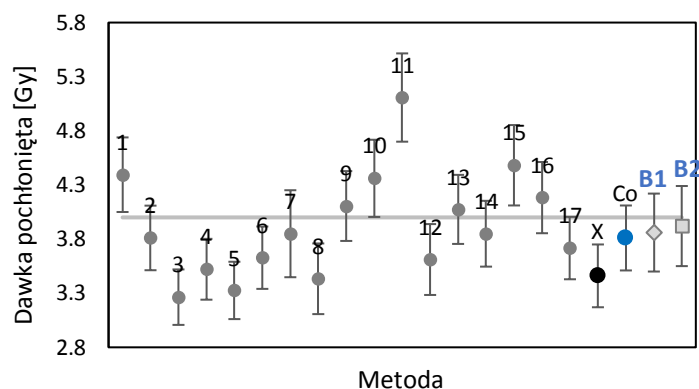
Rysunek 7.8. Dawki uzyskane dla próbki nr 10, $D_{ref} = 1,0$ Gy



Rysunek 7.9. Dawki uzyskane dla próbki nr 12, $D_{ref} = 2,0$ Gy.



Rysunek 7.10. Dawki uzyskane dla próbki nr 14, $D_{ref} = 3,0$ Gy.



Rysunek 7.11. Dawki uzyskane dla próbki nr 16, $D_{ref} = 4,0$ Gy.

W Tabeli 7.7 przedstawiono analizę wyników uzyskanych z wykorzystaniem wszystkich krzywych literaturowych (Rysunki 7.4 –7.11), uwzględniając minimalną wartość dawki D_{min} , dawkę maksymalną D_{max} , rozstęp (różnica między wartością maksymalną i minimalną) i średnią $\bar{D}$. W dwóch ostatnich kolumnach przedstawiono wartości dawek uzyskane metodą bayesowską $D_B (1)$ i $D_B (2)$. D_{ref} to dawka referencyjna (Tabela 7.7).

Tabela 7.7. Rozrzut wyników uzyskanych dla krzywych literaturowych w porównaniu z metodą bayesowską.

D_{ref} [Gy]	D_{min} [Gy]	D_{max} [Gy]	Rozstęp [Gy]	$\bar{D}$ [Gy]	$D_B (1)$ [Gy]	$D_B (2)$ [Gy]
0	0	0,08	0,08	0,05	$0,025 \pm 0,047$	$0,032 \pm 0,061$
0,25	0,088	0,36	0,27	0,26	$0,25 \pm 0,066$	$0,29 \pm 0,22$
0,5	0,19	0,60	0,41	0,45	$0,46 \pm 0,077$	$0,49 \pm 0,22$
0,75	0,35	0,92	0,57	0,69	$0,69 \pm 0,096$	$0,73 \pm 0,11$
1,0	0,49	1,17	0,68	0,88	$0,87 \pm 0,23$	$1,00 \pm 0,24$
2,0	1,64	2,81	1,17	2,14	$2,09 \pm 0,32$	$2,14 \pm 0,33$
3,0	2,64	4,12	1,48	3,15	$3,09 \pm 0,36$	$3,15 \pm 0,37$
4,0	3,26	5,11	1,85	3,92	$3,86 \pm 0,36$	$3,92 \pm 0,37$

Rozrzut wyników uzyskany dla krzywych literaturowych jest duży i różni się w zależności od dawki – rozstęp rośnie z dawką. W większości przypadków wartości pokrywają się w granicach niepewności z dawką referencyjną, chociaż wraz z jej wzrostem coraz bardziej odbiegają od dawki fizycznej. Trudno byłoby zatem wybrać jedną krzywą literaturową i na jej podstawie dokonać estymacji dawki, dlatego skompilowanie ich i wykorzystanie wszystkich w postaci rozkładu *a priori* zaimplementowanego do twierdzenia Bayesa jest znacznie lepszym rozwiązaniem, jeśli własne krzywe kalibracyjne nie są dostępne. Wyniki uzyskane metodą bayesowską różnią się o kilka procent od dawek fizycznych (Tabela 7.6) i w każdym przypadku pokrywają się z nimi w granicy niepewności (Rysunki 7.4 –7.11). Są one porównywalne z wynikami uśrednionymi po wszystkich współczynnikach (wartości $\bar{D}$ w kolumnie piątej Tabeli 7.6) oraz z wynikami uzyskanymi dla krzywej ^{60}Co .

7.3.2. Estymacja dawek dla sytuacji awaryjnej z ^{60}Co

W niniejszym przykładzie autorka obliczyła dawki metodą bayesowską dla sytuacji awaryjnej, która miała miejsce w 1998 roku w Istambule [150]. Doszło wówczas do poważnego wypadku radiologicznego z udziałem zużytego źródła do teleradioterapii – ^{60}Co o aktywności 3,3 TBq. Na wysoki poziom promieniowania narażonych zostało wówczas 10 pracowników zajmujących się złomowaniem metali. Czas napromienienia wynosił od 2 do 7 godzin. Po kilku tygodniach pracownicy zostali przyjęci do prywatnej kliniki z objawami krwawienia dziąseł, wybroczynami i gorączką, które zostały skojarzone z narażeniem na promieniowanie. Ocena dawek została wykonana w czterech laboratoriach radiobiologicznych i potwierdziła dawki z szacowanymi na podstawie skutków klinicznych. Szybkie leczenie antybiotykami, masowe transfuzje płytek krwi i cytokiny¹⁹ zapobiegły infekcjom i pomogły w szybkim powrocie do zdrowia i wypisaniu pacjentów w ciągu 15 – 45 dni. Jedna osoba z miejscowymi obrażeniami popromiennymi straciła paliczek palca prawej ręki.

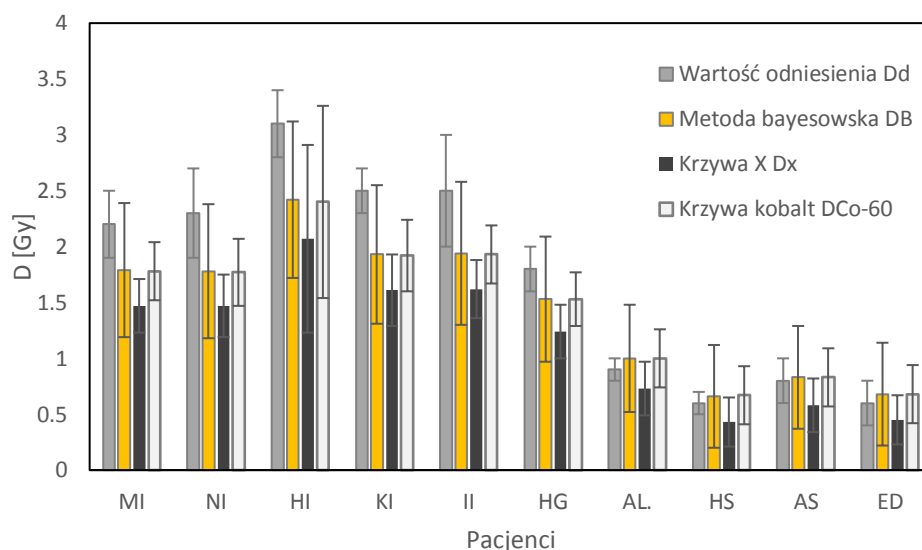
W Tabeli 7.8 przedstawione zostały wyniki analizy dicentrycznej (liczba analizowanych komórek m i znalezionych dicentryków n) oraz ocena dawek testem dicentrycznym – D_d i mikrojądrowym – D_m , pochodzące z raportu [150]. Dla porównania autorka przedstawiła uzyskane przez siebie wyniki metody bayesowskiej D_B z rozkładem apriorycznym dla współczynników krzywych β i γ oraz wyniki uzyskane z wykorzystaniem krzywej dla promieniowania X (D_X) i dla ^{60}Co (D_{Co-60}). Przedstawiono także przedziały prawdopodobieństwa uzyskania wartości dawki w granicach 2 odchyłeń standardowych wokół wartości odniesienia D_d :

$$P(D_M - 2\sigma \leq D_d \leq D_M + 2\sigma) = 95\%$$

gdzie: $\pm 2\sigma$ odpowiada 95% poziomowi ufności (inaczej: 5% szans na popełnienie błędu pierwszego rodzaju, czyli odrzuceniu hipotezy prawdziwej).

Jak wynika z Tabeli 7.8 oraz z wykresu przedstawionego na Rysunku 7.12, w każdym z analizowanych przypadków wartość odniesienia D_d jest zgodna w granicach 2 odchyłeń standardowych z wynikami metody bayesowskiej (D_B), wobec czego nie ma podstaw do odrzucenia wyników na poziomie ufności 95%.

¹⁹ Cytokiny to białka wpływające na wzrost i proliferację komórek.



Rysunek 7.12 Porównanie wyników metody odniesienia D_d z wynikami metody bayesowskiej, krzywej dla promieniowania X oraz dla kobaltu w granicy 2 odchyłeń standardowych.

Poniżej autorka przedstawia analizę statystyczną zgodności dawek odniesienia z dawkami uzyskanymi innymi metodami (Tabela 7.9).

Do ilościowej oceny zgodności wyników potrzebna jest wiedza nt. niepewności wyznaczenia danych wielkości, a także potencjalne korelacje między nimi. Analizując czynniki mające wpływ na niepewność w metodzie D_X i D_{Co-60} , autorka odnotowała korelację między nimi. Największy wkład do niepewności ma w każdym przypadku częstość dicentryków, na którą składają się liczba dicentryków i analizowanych komórek. Wpływ niepewności od członu związanego z częstością dicentryków wynosi ponad 60%.

Prawdopodobnie wyniki D_d i D_B także są skorelowane, lecz z uwagi na trudności określenia tej korelacji, związane z brakiem wystarczającej liczby danych (współczynniki krzywych i ich niepewności w metodzie D_d) oraz sposobem wyznaczenia niepewności w metodzie bayesowskiej (niepewność Rao-Cramera, równanie 5.9), autorka założyła, że korelacje są zanedbywalne.

Analizę zgodności danych autorka przeprowadziła korzystając ze wskaźników Z_n (równanie 6.25) i Z :

$$Z = \frac{|D_{ref} - D_M|}{\sigma_M} \quad (7.8)$$

gdzie: D_{ref} – dawka referencyjna (tutaj D_d), $D_M \pm \sigma_M$ – dawki wraz z niepewnościami uzyskane innymi metodami (tutaj D_X i D_{Co-60}).

Autorka przyjęła następujące kryteria:

$Z, Z_n \leq 2$ – wynik zadowalający

$3 > Z, Z_n > 2$ – wynik wątpliwy

$Z, Z_n \geq 3$ – wynik niezadowalający

Tak dobrane wskaźniki odpowiadają dwóm różnym założeniom. Wskaźnik $Z_n = \frac{|D_{ref} - D_M|}{\sqrt{\sigma_{ref}^2 + \sigma_M^2}}$

uwzględnia zarówno niepewność dawek D_{ref} jak i D_M oraz zakłada brak korelacji między niepewnościami σ_{ref} i σ_M . W przypadku liczby Z , zakładamy, że D_{ref} jest wartością rzeczywistą, stąd σ_{ref} nie jest uwzględnione.

Autorka obliczyła także jakim procentem dawki referencyjnej D_d jest uzyskany wynik D_M oraz jakim procentem D_d jest uzyskana niepewność σ_M : $\frac{D_M}{D_d} \pm \frac{\sigma_M}{D_d}$ (w Tabeli 7.9 oznaczone jako PD), gdzie: $\frac{\sigma_M}{D_d}$ to względne odchylenie standardowe, nazywane współczynnikiem zmienności.

Tabela 7.8. Wyniki analizy uszkodzeń i oceny dawki u osób narażonych w wypadku z udziałem ^{60}Co [150] oraz wyniki dawek uzyskane dla krzywej X, ^{60}Co i metodą bayesowską.

Pacjent	n	m	D_d [Gy]	D_m [Gy]	D_b [Gy]	$D_d \pm 2\sigma$	D_x [Gy]	$D_d \pm 2\sigma$	D_{Co-60} [Gy]	$D_d \pm 2\sigma$
MI	224	1132	$2,20 \pm 0,30$	2,1	$1,79 \pm 0,30$	(1,19; 2,39)	$1,47 \pm 0,12$	(1,23; 1,71)	$1,78 \pm 0,13$	(1,52; 2,04)
NI	167	853	$2,30 \pm 0,40$	2,5	$1,78 \pm 0,30$	(1,18; 2,38)	$1,47 \pm 0,14$	(1,19; 1,75)	$1,77 \pm 0,15$	(1,47; 2,07)
HI	474	1363	$3,10 \pm 0,30$	2,7	$2,42 \pm 0,35$	(1,72; 3,12)	$2,07 \pm 0,42$	(1,23; 2,91)	$2,40 \pm 0,43$	(1,54; 3,26)
KI	157	688	$2,50 \pm 0,20$	2,5	$1,93 \pm 0,31$	(1,31; 2,55)	$1,61 \pm 0,16$	(1,29; 1,93)	$1,92 \pm 0,16$	(1,6; 2,24)
II	303	1317	$2,50 \pm 0,50$	2,2	$1,94 \pm 0,32$	(1,3; 2,58)	$1,62 \pm 0,13$	(1,36; 1,88)	$1,93 \pm 0,13$	(1,67; 2,19)
HG	179	1200	$1,80 \pm 0,20$	1,6	$1,53 \pm 0,28$	(0,97; 2,09)	$1,24 \pm 0,12$	(1,00; 1,48)	$1,53 \pm 0,12$	(1,29; 1,77)
AL.	75	1102	$0,90 \pm 0,10$	0,7	$1,00 \pm 0,24$	(0,52; 1,48)	$0,73 \pm 0,12$	(0,49; 0,97)	$1,00 \pm 0,13$	(0,74; 1,26)
HS	39	1180	$0,60 \pm 0,10$	-	$0,66 \pm 0,23$	(0,2; 1,12)	$0,43 \pm 0,11$	(0,21; 0,65)	$0,67 \pm 0,13$	(0,41; 0,93)
AS	54	1100	$0,80 \pm 0,20$	0,7	$0,83 \pm 0,23$	(0,37; 1,29)	$0,58 \pm 0,12$	(0,34; 0,82)	$0,83 \pm 0,13$	(0,57; 1,09)
ED	38	1100	$0,60 \pm 0,20$	-	$0,68 \pm 0,23$	(0,22; 1,14)	$0,45 \pm 0,11$	(0,23; 0,67)	$0,68 \pm 0,13$	(0,42; 0,94)

Tabela 7.9. Wyniki analizy wskaźników statystycznych.

Pacjent	Z_n	D_b		PD	D_x		PD	D_{Co-60}		PD
		Z_n	Z		Z_n	Z		Z_n	Z	
MI	1,0	1,37	6,08	$81\% \pm 14\%$	2,3	6,08	$67\% \pm 5\%$	1,3	3,23	$81\% \pm 6\%$
NI	1,0	1,73	5,93	$77\% \pm 13\%$	2,0	5,93	$64\% \pm 6\%$	1,2	3,53	$77\% \pm 7\%$
HI	1,5	1,94	2,45	$78\% \pm 11\%$	2,0	2,45	$67\% \pm 14\%$	1,3	1,63	$77\% \pm 14\%$
KI	1,5	1,84	5,56	$77\% \pm 12\%$	3,5	5,56	$64\% \pm 6\%$	2,3	3,63	$77\% \pm 6\%$
II	0,9	1,75	6,77	$78\% \pm 13\%$	1,7	6,77	$65\% \pm 5\%$	1,1	4,38	$77\% \pm 5\%$
HG	0,8	0,96	4,67	$85\% \pm 16\%$	2,4	4,67	$69\% \pm 7\%$	1,2	2,25	$85\% \pm 7\%$
AL.	0,4	0,42	1,42	$111\% \pm 27\%$	1,1	1,42	$81\% \pm 13\%$	0,6	0,77	$111\% \pm 14\%$
HS	0,2	0,26	1,55	$110\% \pm 38\%$	1,1	1,55	$72\% \pm 18\%$	0,4	0,54	$112\% \pm 22\%$
AS	0,1	0,13	1,83	$104\% \pm 29\%$	0,9	1,83	$73\% \pm 15\%$	0,1	0,23	$104\% \pm 16\%$
ED	0,3	0,35	1,36	$113\% \pm 38\%$	0,7	1,36	$75\% \pm 18\%$	0,3	0,62	$113\% \pm 22\%$

Wyróżniono wyniki niespełniające kryteriów dla danego wskaźnika statystycznego (Z_n i Z).

Analizując przedstawione wyniki i zakładając, że wartość centralna D_d jest wartością rzeczywistą, autorka stwierdza, że wskaźnik Z dla D_B w każdym przypadku wskazuje na zgodność wyników z referencyjnymi w granicy dwóch odchyłeń standardowych. W każdym przypadku spełnione jest także założenie przyjęte dla Z_n . Dla podejścia wykorzystującego krzywe od ^{60}Co i X wartości odniesienia D_d nie mieszczą się w obliczonym przedziale dawek $P(D_M - 2\sigma \leq D_d \leq D_M + 2\sigma)$. Wskaźnik Z wskazuje na niezgodność wyników w granicy 2 odchyłeń standardowych w ponad 50% przypadków, co jest zauważalne dla wysokich wartości dawek (wyróżnione wyniki).

Niniejszy przypadek nie był kontrolowanym eksperymentem ze ściśle znanymi wartościami dawek referencyjnych, a realnym niebezpieczeństwem, w wyniku którego doszło do napromienienia ludzi. Oceny dawek przeprowadzone przez niezależne laboratoria i odmienne metody wykazały zgodność w uzyskanych wynikach [150]. Różnice w dawkach otrzymanych testem dicentrycznym [150] a metodą bayesowską wynoszą maksymalnie 23%, co nie jest dużym odstępstwem. Jak wykazano w powyższych rozważaniach, przeprowadzona analiza wskazuje na brak podstaw do odrzucenia wyników uzyskanych metodą bayesowską na poziomie ufności 95%. W przypadku wysokich dawek D_d , od ok. 1 Gy do 2,2 Gy, wyniki centralne uzyskane metodą bayesowską są systematycznie niższe (do ok. 20%) niż dawki D_d , co należałoby uwzględnić w procesie planowania leczenia pacjentów. W przypadku krzywej dla kobaltu i promieniowania X dla dużych wartości dawek różnica między $D_{\text{Co-60}}$ i D_X a D_d przekracza 2 odchylenia standardowe. Można więc stwierdzić, że w analizowanym przykładzie metoda bayesowska umożliwia dokładniejszą ocenę dawek niż pozostałe rozważane podejścia.

7.3.3. Estymacja dawek od neutronów rozszczepieniowych

W niniejszym paragrafie przedstawiono wyniki oceny dawek uzyskanych po napromienieniu próbek krwi neutronami rozszczepieniowymi ze źródła Po-Be [50]. W obliczeniach autorka wykorzystała współczynniki krzywych dawka-skutek przedstawione w Tabeli 7.10: krzywą sporządzoną w CLOR dla neutronów termicznych z kanału H8 reaktora Maria w Świerku (D_{CLOR}), krzywą dla promieniowania X z IChTJ (D_X), krzywą od neutronów rozszczepieniowych dostępną w raporcie IAEA (D_{IAEA}) oraz krzywą dla neutronów rozszczepieniowych z artykułu Groer'a [50] (D_G). Wyniki porównano z metodą bayesowską (D_B), w której autorka przyjęła założenia przedstawione w Tabeli 7.4. Dla D_B policzono błąd względny δ (zgodnie z równaniem 6.26) między D_{ref} a D_B : $\delta = \frac{|D_{\text{ref}} - D_B|}{D_{\text{ref}}} \cdot 100\%$.

Dawki referencyjne D_{ref} oraz liczba komórek m i dicentryków n , pochodzą z eksperymentu napromienienia komórek w wiązce neutronów ze źródła Po-Be [50] (Tabela 7.11).

Tabela 7.10. Krzywe wzorcowe dawka-skutek zastosowane w analizie.

Krzywe wzorcowe	
Dla neutronów termicznych CLOR	$y = (0,00050 \pm 0,00010) + (0,3540 \pm 0,0030)D$
Dla promieniowania X IChTJ	$y = (0,0011 \pm 0,0010) + (0,0495 \pm 0,0081)D + (0,0569 \pm 0,0039)D^2$
Dla neutronów rozszczepieniowych IAEA	$y = 0,0005 + 0,832D$
Dla neutronów rozszczepieniowych Groer	$y = -0,0568 + 0,8776D$

Metodą klasyczną dawki mogą zostać obliczone w programie CABAS lub w dowolnym arkuszu kalkulacyjnym, korzystając z równania:

$$D = \frac{y^{-c}}{\alpha} \quad (7.9)$$

a niepewność dawki można ocenić za pomocą równania 6.11.

Tabela 7.11. Wyniki oceny dawek dla neutronów rozszczepieniowych.

D_{ref} [Gy]	n	m	D_{IAEA}^* [Gy]	D_G^* [Gy]	D_X [Gy]	D_{CLOR} [Gy]	D_B [Gy]	δ^{**}
0,50	109	269	0,49	0,53	2,27±0,25	1,14±0,19	0,484±0,079	3%
0,75	47	78	0,72	0,75	2,85±0,48	1,70±0,46	0,72±0,11	4%
0,76	64	104	0,74	0,77	2,88±0,41	1,74±0,40	0,736±0,098	3%
1,00	94	115	0,98	1,00	3,38±0,39	2,31±0,47	0,98±0,11	2%
1,50	114	90	1,52	1,51	4,30±0,44	3,58±0,74	1,51±0,16	1%
2,00	138	84	1,97	1,94	4,95±0,46	4,64±0,94	1,97±0,49	2%
2,50	125	59	2,55	2,48	5,68±0,55	5,98±1,37	2,53±0,25	1%
3,00	97	37	3,15	3,05	6,37±0,69	7,40±2,03	3,13±0,35	4%

* Ze względu na brak informacji o niepewnościach współczynników krzywych, nie oszacowano niepewności dawek.

** Błąd względny między D_{ref} a D_B , obliczony zgodnie z równaniem 6.26.

W sytuacji oceny dawek od promieniowania neutronowego istotna jest energia promieniowania. Dawki pochłonięte, oszacowane z wykorzystaniem krzywej dla neutronów termicznych z CLOR, są nawet dwukrotnie wyższe od rzeczywistych (dawka referencyjna). Znaczne różnice widoczne są też w przypadku krzywej dla promieniowania X. Krzywe IAEA i Groer'a sporządzono dla neutronów rozszczepieniowych, a współczynniki kierunkowe w obu przypadkach mają zbliżone wartości, co wpływa na podobieństwo wyników, a estymowane dawki bardzo dobrze odzwierciedlają rzeczywiste wartości D_{ref} . Podobnie jest dla metody

bayesowskiej, która mimo niewielkiej liczby współczynników wyrażonych rozkładem *a priori* pozwoliła na uzyskanie bardzo wiarygodnych dawek. Różnice między dawką referencyjną a bayesowską wynoszą kilka procent – maksymalnie 4%. Wyniki uzyskane metodą bayesowską są zatem zgodne w granicach niepewności z dawkami referencyjnymi.

Niniejszy przykład pokazuje, że w sytuacji braku odpowiedniej krzywej wykorzystanie rozkładu apriorycznego dostępnych współczynników literaturowych umożliwia znacznie dokładniejszą ocenę dawek niż zastosowanie krzywej dla promieniowania X.

7.4. Wnioski

W ramach niniejszego rozdziału autorka opracowała i przetestowała metodę umożliwiającą ocenę dawek od znanego źródła promieniowania w sytuacji braku odpowiedniej krzywej. W tym celu skompletowała kilkanaście dostępnych w literaturze współczynników krzywych dawka-skutek dla przykładowych źródeł promieniowania o niskim i wysokim LET, odpowiednio dla promieniowania gamma pochodzącego z ^{60}Co oraz neutronów rozszczepieniowych. Współczynniki zostały następnie przedstawione w formie rozkładów apriorycznych i opisane odpowiednimi funkcjami. Wyniki z wykorzystaniem rozkładów współczynników krzywych w metodzie bayesowskiej porównano z wartościami uzyskanymi metodą klasyczną dla krzywej od promieniowania X, ^{60}Co , neutronów termicznych oraz innych, opisanych wyżej.

W sytuacji oceny dawki od promieniowania gamma z ^{60}Co uzyskane przez autorkę wyniki są bardzo precyzyjne i doskonale odzwierciedlają dawki referencyjne. Są też dokładniejsze niż uzyskane dla krzywej X. Sporządzając analizę wyników (Rysunki 7.4 – 7.11) z wykorzystaniem wszystkich znalezionych w literaturze współczynników dawka-skutek (Tabela 7.1), autorka zauważyła duży rozrzut w uzyskanych wartościach, co utrudnia wybór jednej krzywej do przeprowadzenia estymacji. **W takiej sytuacji zdecydowanie lepszą skutecznością działania charakteryzuje się metoda bayesowska, uwzględniająca rozkład ze wszystkich współczynników.**

Potwierdzeniem skuteczności metody jest również analizowany przykład, w którym doszło do realnego napromienienia ludzi, gdzie postulowana metoda bayesowska umożliwiła uzyskanie wyników porównywalnych wykorzystując krzywą dawka-skutek dla ^{60}Co i dokładniejszych niż korzystając z krzywej dla promieniowania X.

W przypadku promieniowania o dużej zdolności jonizacji skompletowana baza współczynników dla neutronów rozszczepieniowych jest niewielka, co wpływa na dokładność dopasowania. **Niemniej uzyskane wyniki dawek uzyskane metodą bayesowską różnią się zaledwie o kilka procent w porównaniu do metody odniesienia.**

Dobrane arbitralnie rozkłady aprioryczne dla współczynników krzywych z kryterium wyboru w postaci wartości współczynnika determinacji, bardzo dobrze sprawdziły się przy estymacji dawek w przedstawionych przykładach.

Podsumowując, w przypadku braku odpowiedniej krzywej dawka-skutek w laboratorium istnieje możliwość zastąpienia jej krzywą X, która w niektórych sytuacjach daje porównywalne wyniki, co jednak należy wcześniej zweryfikować. Alternatywnie istnieje możliwość wykorzystania dostępnych krzywych literaturowych. Ponieważ znacznie różnią się one między sobą, trudno dokonać wyboru jednej, odpowiedniej krzywej. **Uzyskane przez autorkę wyniki dowodzą zaś, że jeśli dostępne współczynniki krzywych zostaną zapisane w postaci rozkładu i wykorzystane w analizie bayesowskiej, wówczas wyniki są porównywalne z rzeczywistymi i umożliwiają najdokładniejszą spośród pozostałych metod estymację dawek pochłoniętych.**

8. Bayesowska metoda regresji

8.1. Cel badań

W niniejszym rozdziale autorka przedstawiła możliwości zastosowania metod statystyki bayesowskiej w dopasowaniu krzywych do punktów pomiarowych. Szczególną uwagę zwrócono na dane z punktami odstającymi, które mogą występować m.in. w analizie próbek biologicznych w dozymetrii biologicznej czy fizyce medycznej z uwagi na uwarunkowania osobnicze badanych. Przedstawione zostały także możliwości analizy bayesowskiej przy wyborze bardziej prawdopodobnego modelu krzywej dopasowania.

Do ilościowej oceny zależności między zmiennymi stosowane są metody regresji. Najczęściej jest to metoda najmniejszych kwadratów lub metoda największej wiarygodności. Umożliwiają one dopasowanie krzywych do punktów pomiarowych i w większości przypadków są wystarczające. Jednak w sytuacji występowania punktów wyraźnie odbiegających od rzeczywistego trendu nie sprawdzają się dobrze, co zostało przedstawione w poniższej analizie wyników. Punkty odstające, tzw. wybicia (ang. outliers) mogą wynikać z błędów grubych lub systematycznych na etapie pomiaru, z błędów w analizie danych lub pojawiających się podczas przepisywania czy kopiowania. Wyraźnie odstające punkty są najczęściej usuwane i nie brane pod uwagę w analizie, jednak w przypadku dużej liczby danych może to być problematyczne. Czasem trudno też wskazać źródło błędu, dlatego decyzja o usunięciu danego punktu nie zawsze jest prosta. Z pomocą przychodzi tutaj analiza regresji w ujęciu bayesowskim (ang. robust bayesian regression method), która w przypadku występowania punktów odstających umożliwia dużo lepsze dopasowanie dowolnych krzywych teoretycznych [9, 10]. Jej przewagą jest odporność (ang. robustness) na dane odbiegające zbytnio od średniej. W metodzie nie usuwa się danych. Punktom, które leżą najdalej od głównego trendu automatycznie przypisywane są mniejsze wagi.

Celem niniejszej części było **zaimplementowanie metody regresji bayesowskiej [9, 10] do analizy wyników z dozymetrii biologicznej. Autorka jako pierwsza zastosowała metodykę opisaną w [10] do dopasowania krzywych dawka-skutek oraz wyboru bardziej prawdopodobnego modelu krzywych od promieniowania neutronowego. Opracowała także narzędzie komputerowe umożliwiające obliczenia, które mieć duże znaczenie w praktyce dozymetrycznej, jak i w innych dziedzinach.**

8.2. Bayesowskie dopasowanie krzywych

Poniższy podrozdział powstał w oparciu o metodykę opisaną w [9, 10]. Podstawą regresji bayesowskiej jest prawdopodobieństwo warunkowe $P(H|D)$ (równanie 5.4). Bayesowską funkcję wiarygodności najczęściej opisuje się funkcją Gaussa z wbudowaną niepewnością σ dla każdego punktu pomiarowego, co zyskało potwierdzenie eksperymentalne [10]. Jeśli w doświadczeniu pojawiają się obserwacje odstające (punkty wybite), można wnioskować, że rzeczywista niepewność punktu jest większa [10]. Dla niepewności σ wprowadza się więc *prior* $p(\sigma|I)$, oznaczający rozkład prawdopodobieństwa niepewności, zapisywany dalej skrótowo, jako $p(\sigma)$. Prawdopodobieństwo to oznacza, że dany punkt doświadczalny występuje z niepewnością σ , zaś I stanowi stan wiedzy przed przystąpieniem do eksperymentu. Fundamentem analizy bayesowskiej jest tu zatem wprowadzenie postulowanego rozkładu prawdopodobieństwa $p(\sigma)$ dla niepewności punktów i , jak podaje literatura [9, 10, 152], można go wyrazić w postaci poniższego równania:

$$p(\sigma) = \frac{\sigma_0}{\sigma^2} \quad \text{dla } \sigma \geq \sigma_0 \quad (8.1)$$

gdzie: σ_0 to minimalna niepewność przypisywana punktowi doświadczalnemu. W praktyce za σ_0 przyjmuje się niepewność, jaka jest domyślnie przypisana do danego punktu eksperymentalnego, np. odchylenie standardowe. Oznacza to, że w podejściu bayesowskim kwestionuje się jego prawidłowość i traktuje się niepewności jako niedoszacowane.

Uwzględniając bayesowską funkcję wiarygodności i aprioryczny rozkład niepewności (równanie 8.1), prawdopodobieństwo *a posteriori* (równanie 5.6) przedstawia się w formie iloczynu prawdopodobieństw poszczególnych punktów pomiarowych: $i = 1, 2, \dots, N$, umożliwiając znalezienie całkowitego prawdopodobieństwa otrzymania zbioru danych $\{E_i\}$ [9, 10, 152]:

$$P = \prod_{i=1}^N P_i = \prod_{i=1}^N \int_{\sigma_{0,i}}^{\infty} \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{R_i^2}{2\sigma_i^2}} \times \frac{\sigma_{0,i}}{\sigma_i^2} d\sigma_i \quad (8.2)$$

gdzie: $R_i = Y_i - E_i$, E_i oznacza dane eksperymentalne, Y_i to wartości oczekiwane parametrów (hipoteza, proponowany model), σ_i – niepewność punktu doświadczalnego. Wynik całki 8.2 dla i -tego punktu przedstawia się następująco:

$$P_i = \frac{\sigma_{0,i}}{R_i^2 \sqrt{2\pi}} \left[1 - e^{-\frac{R_i^2}{2\sigma_{0,i}^2}} \right] \quad (8.3)$$

Krzywa dopasowania rozpatrywana jest w postaci wielomianu:

$$Y(x) = \alpha_0 + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \dots + \alpha_n x^n \quad (8.4)$$

gdzie: $\alpha_{0,1,2,\dots,n}$ to szukane parametry.

Ze względu na występowanie iloczynu w równaniu 8.2, dla ułatwienia dalszych obliczeń w oryginalnej literaturze [9, 10] zastosowano logarytm naturalny prawdopodobieństwa P_i :

$$L = \sum_{i=1}^N \ln P_i \quad (8.5)$$

W celu znalezienia współczynników krzywych należy znaleźć maksimum prawdopodobieństwa 8.2, różniczkując równanie 8.5 po wszystkich parametrach $\alpha_{0,1,2,\dots,n}$, a wyniki przyrównać do zera [10]. Podstawiając wynik 8.3 do pochodnej $\frac{dL}{d\alpha}$, gdzie α oznacza którykolwiek ze współczynników wielomianu opisanego równaniem 8.4, uzyskuje się:

$$\frac{dL}{d\alpha} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{P_i} \cdot \frac{dP_i}{d\alpha} = 0 \quad (8.6)$$

z którego otrzymuje się równanie umożliwiające znalezienie współczynników krzywej:

$$\sum_i^N g_i R_i \frac{dR_i}{d\alpha_n} = 0 \quad (8.7)$$

gdzie: g_i to waga i -tego punktu dobrana w wyniku bayesowskiego dopasowania, określona jako [10]:

$$g_i = \frac{1}{R_i^2} \left\{ 2 - \frac{R_i^2}{\sigma_{0,i}^2} \cdot \frac{1}{\exp\left(\frac{R_i^2}{2\sigma_{0,i}^2}\right) - 1} \right\} \quad (8.8)$$

Hipotetyczny model dopasowania funkcji można przedstawić w postaci poniższych zależności (8.9, 8.10):

- dla funkcji liniowej (np. dla zależności częstości dicentryków od dawki dla promieniowania o dużej zdolności jonizacji)

$$R_i = c + \beta D_i - E_i \quad (8.9)$$

- dla funkcji kwadratowej (np. dla zależności częstości dicentryków od dawki dla promieniowania o małej zdolności jonizacji)

$$R_i = c + \beta D_i + \gamma D_i^2 - E_i \quad (8.10)$$

gdzie zgodnie z oznaczeniem w równaniu 8.4: $\alpha_0 = c$, $\alpha_1 = \beta$, $\alpha_2 = \gamma$, $E_i = y_i$, $y_i = \frac{n}{m}$ – częstość dicentryków, n – liczba znalezionych dicentryków, m – liczba przeanalizowanych komórek, D_i – dawka pochłonięta.

Niepewność częstości dicentryków Δy_i (opisaną powyżej jako $\sigma_{0,i}$) oblicza się za pomocą metody różniczki zupełnej.

Po podstawieniu zależności 8.9 i 8.10 do 8.7 otrzymuje się układ n równań, odpowiednio $n = 2$ w przypadku funkcji liniowej i $n = 3$ dla funkcji kwadratowej. Poniżej przedstawiono wyprowadzenie równań do obliczenia parametrów krzywej dla funkcji kwadratowej ($n = 3$):

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^N g_i (c + \beta D_i + \gamma D_i^2 - y_i) = 0 \\ \sum_{i=1}^N g_i (c + \beta D_i + \gamma D_i^2 - y_i) D_i = 0 \\ \sum_{i=1}^N g_i (c + \beta D_i + \gamma D_i^2 - y_i) D_i^2 = 0 \end{cases} \quad (8.11)$$

Parametry c , β , γ otrzymuje się po rozwiązaniu powyższego układu równań. W tym celu najwygodniej jest zastosować równania Cramera [6, 113] i obliczyć wyznaczniki macierzy 3×3 przedstawionych poniżej:

$$W_0 = \det \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N g_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^4 \end{bmatrix} \quad (8.12)$$

$$W_c = \det \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N g_i y_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 \\ \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 \\ \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^4 \end{bmatrix} \quad (8.13)$$

$$W_\beta = \det \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N g_i & \sum_{i=1}^N g_i y_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^4 \end{bmatrix} \quad (8.14)$$

$$W_\gamma = \det \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N g_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i y_i \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i & \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i \\ \sum_{i=1}^N g_i D_i^2 & \sum_{i=1}^N g_i D_i^3 & \sum_{i=1}^N g_i y_i D_i^2 \end{bmatrix} \quad (8.15)$$

Współczynniki krzywej wyznacza się z zależności:

$$c = \frac{W_c}{W_0}, \beta = \frac{W_\beta}{W_0}, \gamma = \frac{W_\gamma}{W_0} \quad (8.16 \text{ a,b,c})$$

Niepewności wyznaczonych parametrów oblicza się z drugich pochodnych funkcji L (8.5) po parametrach, wykorzystując tzw. macierz Hessego (hesjan) [10, 152].

$$\frac{d^2 L}{dc^2} = w_{cc} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \left(\frac{dR_i}{dc}\right)^2 \quad (8.17)$$

$$\frac{d^2 L}{d\beta^2} = w_{\beta\beta} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \left(\frac{dR_i}{d\beta}\right)^2 \quad (8.18)$$

$$\frac{d^2 L}{d\gamma^2} = w_{\gamma\gamma} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \left(\frac{dR_i}{d\gamma}\right)^2 \quad (8.19)$$

$$\frac{d^2 L}{dcd\beta} = w_{c\beta} = w_{\beta c} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \frac{dR_i}{dc} \cdot \frac{dR_i}{d\beta} \quad (8.20)$$

$$\frac{d^2 L}{dcd\gamma} = w_{c\gamma} = w_{\gamma c} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \frac{dR_i}{dc} \cdot \frac{dR_i}{d\gamma} \quad (8.21)$$

$$\frac{d^2 L}{d\beta d\gamma} = w_{\beta\gamma} = w_{\gamma\beta} = -\sum_{i=1}^N (R_i^2 \xi_i - g_i) \frac{dR_i}{d\beta} \cdot \frac{dR_i}{d\gamma} \quad (8.22)$$

gdzie:

$$\xi_i = \frac{1}{P_i} \frac{4}{R_i^6} \left[2 - \left(2 + \frac{R_i^2}{\sigma_{0i}^2} + \frac{R_i^4}{4\sigma_{0i}^4} \right) \exp\left(\frac{-R_i^2}{2\sigma_{0i}^2}\right) \right] - g_i^2 \quad (8.23)$$

W przypadku funkcji kwadratowej, gdy liczba parametrów równania wynosi $n = 3$, niepewności współczynników wyznacza się z równań:

$$\begin{cases} \sigma_c = \sqrt{\frac{H_{1,1}}{\det H}} \\ \sigma_\beta = \sqrt{\frac{H_{2,2}}{\det H}} \\ \sigma_\gamma = \sqrt{\frac{H_{3,3}}{\det H}} \end{cases} \quad (8.24)$$

gdzie:

$$\begin{cases} H_{1,1} = w_{\beta\beta} w_{\gamma\gamma} - w_{\beta\gamma}^2 \\ H_{2,2} = w_{cc} w_{\gamma\gamma} - w_{c\gamma}^2 \\ H_{3,3} = w_{cc} w_{\beta\beta} - w_{c\beta}^2 \end{cases} \quad (8.25)$$

oraz:

$$\det H = w_{cc} w_{\beta\beta} w_{\gamma\gamma} + 2w_{c\beta} w_{\beta\gamma} w_{c\gamma} - w_{cc} w_{\beta\gamma}^2 - w_{bb} w_{c\gamma}^2 - w_{\gamma\gamma} w_{c\beta}^2 \quad (8.26)$$

W przypadku prostej, gdzie liczba parametrów jest równa $n = 2$, otrzymane niepewności wyrażone są za pomocą równań:

$$\sigma_c = \frac{1}{\sqrt{w_{cc} - \frac{w_{c\beta}^2}{w_{\beta\beta}}}}; \quad \sigma_\beta = \frac{1}{\sqrt{w_{\beta\beta} - \frac{w_{c\beta}^2}{w_{cc}}}} \quad (8.27 \text{ a, b})$$

Szczegółowe wyprowadzenia powyższych równań można znaleźć w literaturze [9, 10, 152].

Znalezienie szukanych parametrów, które zawarte są w funkcji $g_i(c, \beta, \gamma)$ (równanie 8.7), umożliwia iteracyjne wykonanie algorytmu obliczeniowego, który w każdym kolejnym kroku zwiększa dokładność uzyskanych współczynników, aż do momentu ustabilizowania się ich wartości.

Do określenia na ile dobrze dane dopasowanie opisuje rzeczywisty trend można wykorzystać parametr S , zwany stopniem zgodności [10]:

$$S = \sum_{i=1}^n |y_{d,i} - y_{t,i}| \quad (8.28)$$

gdzie: $y_{d,i}$ – rzędna punktu z krzywej dopasowania (R_i), $y_{t,i}$ – wartość rzeczywistego trendu dla i -tego punktu (bez uwzględnienia wybić). Im mniejsza jest wartość S tym dopasowanie jest lepsze.

Autorka wykorzystała powyższą metodykę i zaimplementowała ją do napisanego przez siebie programu w środowisku Octave, tworząc narzędzie umożliwiające dopasowanie krzywych.

8.3. Wybór modelu

Poniższy podrozdział powstał w oparciu o metodykę opisaną w [9, 10]. Bayesowska analiza danych umożliwia wybór najbardziej prawdopodobnego modelu krzywej. W sytuacji, gdy punkty wykazują wyraźną zależność: liniową lub kwadratową (lub inną), do wyznaczenia współczynników krzywej wystarczy zastosować odpowiedni model. Jeśli natomiast trudno jednoznacznie ocenić kształt krzywej dopasowania, wówczas metoda bayesowska pozwala na określenie bardziej prawdopodobnego modelu przez porównanie ich wiarygodności. W tym celu można posłużyć się bayesowskim współczynnikiem wyboru modelu W_m [10]:

$$W_m = \frac{P(A|D,I)}{P(B|D,I)} \quad (8.29)$$

gdzie: A, B – porównywane modele, D – dane, do których odnoszą się modele, I – wcześniejsze informacje.

Przy wyborze odpowiedniego modelu rozważa się trzy przypadki [10]:

- $W_m > 1$ – model A bardziej prawdopodobny
- $W_m < 1$ – model B bardziej prawdopodobny
- $W_m \approx 1$ – oba modele są równie prawdopodobne

Wiarygodność poszczególnych modeli ($P(A|D,I)$ i $P(B|D,I)$) określa się z wykorzystaniem twierdzenia Bayesa z równania 5.4. Rozważając przykładowo dwa teoretyczne modele:

- model A nie zawiera parametrów dopasowania
- model B ma jeden parametr: α

(w ogólności modele A i B mogą się różnić dowolną liczbą parametrów dopasowania [10]), człon posteriori $P(D|B,I)$ można zapisać jako:

$$P(D|B,I) = \int P(D, \alpha|B,I) d\alpha = \int P(D|\alpha, B, I) \cdot P(\alpha|B, I) d\alpha \quad (8.30)$$

gdzie: $P(D|\alpha, B, I)$ – funkcja wiarygodności, $P(\alpha|B, I)$ – prawdopodobieństwo *a priori*, że wartość α leży pomiędzy z góry założonymi α_{min} oraz α_{max} i ma postać rozkładu jednostajnego ciągłego [10]:

$$P(\alpha|B, I) = \frac{1}{\alpha_{max} - \alpha_{min}} \quad (8.31)$$

Parametr α jest zatem dobierany z przedziału $[\alpha_{min}, \alpha_{max}]$ bez preferowania konkretnej wartości. Zakładając jednak, że istnieje parametr α_0 , odpowiadający wartości α najbliższej pomiarowi, czyli wartości oczekiwanej, prawdopodobieństwo $P(D|\alpha_0, B, I)$ jest maksymalną wartością funkcji wiarygodności modelu B. Stosując rozkład Gaussa wokół wartości $\alpha_0 \pm \sigma_\alpha$, otrzymano równanie [10]:

$$P(D|\alpha, B, I) = P(D|\alpha_0, B, I) \cdot \exp\left(-\frac{(\alpha - \alpha_0)^2}{2\sigma_\alpha^2}\right) \quad (8.32)$$

Podstawiając równania 8.31 i 8.32 do 8.30, otrzymuje się prawdopodobieństwo posteriori:

$$P(D|B, I) = \frac{1}{\alpha_{max} - \alpha_{min}} \int_{\alpha_{min}}^{\alpha_{max}} P(D|\alpha, B, I) d\alpha \approx \frac{P(D|\alpha_0, B, I) \cdot \sigma_\alpha \sqrt{2\pi}}{\alpha_{max} - \alpha_{min}} \quad (8.33)$$

Współczynnik wyboru modelu W_m (8.29), przy założeniu braku preferencji któregośkolwiek z modeli, przyjmuje postać:

$$W_m \approx \frac{P(D|A, I)}{P(D|\alpha_0, B, I)} \cdot \frac{\alpha_{max} - \alpha_{min}}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \quad (8.34)$$

Ostatni człon równania 8.34 to tzw. *współczynnik Ockhama*, zapobiegający faworyzowaniu bardziej złożonego modelu [10].

Analogicznie do powyższego, rozważając sytuację z modelami: liniowym i kwadratowym:

- Liniowy A: $R_{Ai} = \beta^{(A)} D_{n,i} + c^{(A)} - y_i$
- Kwadratowy B: $R_{Bi} = \gamma^{(B)} D_{n,i}^2 + \beta^{(B)} D_{n,i} + c^{(B)} - y_i$

współczynnik wyboru modelu W_m przyjmuje postać:

$$W_m = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{1}{R_{Ai}^2} [1 - \exp(-\frac{R_{Ai}^2}{2\sigma_{0i}^2})]}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{R_{Bi}^2} [1 - \exp(-\frac{R_{Bi}^2}{2\sigma_{0i}^2})]} \cdot \frac{\frac{\gamma_{max}^{(B)} - \gamma_{min}^{(B)}}{\sigma_{\gamma}^{(B)} \sqrt{2\pi}} \cdot \frac{\beta_{max}^{(B)} - \beta_{min}^{(B)}}{\sigma_{\beta}^{(B)} \sqrt{2\pi}} \cdot \frac{c_{max}^{(B)} - c_{min}^{(B)}}{\sigma_c^{(B)} \sqrt{2\pi}}}{\frac{\beta_{max}^{(A)} - \beta_{min}^{(A)}}{\sigma_{\beta}^{(A)} \sqrt{2\pi}} \cdot \frac{c_{max}^{(A)} - c_{min}^{(A)}}{\sigma_c^{(A)} \sqrt{2\pi}}} \quad (8.35)$$

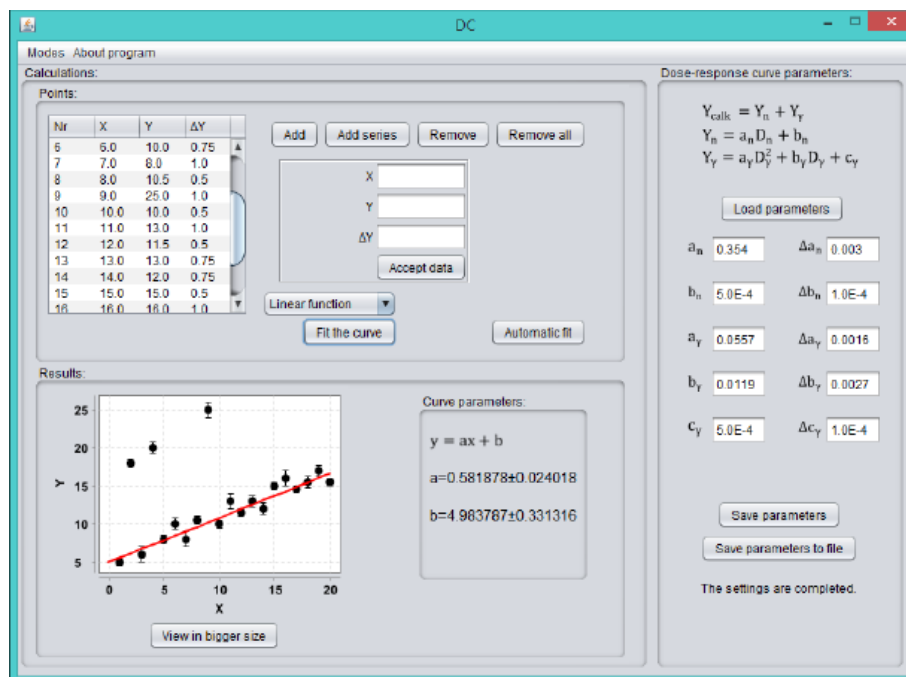
Opisana metodyka została zaimplementowała przez autorkę do programu napisanego w środowisku Octave.

8.4. Wyniki

W niniejszym rozdziale autorka opracowała następujące zagadnienia:

- dopasowanie krzywych do wygenerowanych punktów – porównanie metody bayesowskiej i najmniejszych kwadratów,
- dopasowanie krzywych dawka-skutek metodą bayesowską,
- wybór bardziej prawdopodobnego modelu krzywej dawka-skutek dla neutronów termicznych.

Obliczenia zostały wykonane w programie napisanym przez autorkę w środowisku Octave. W ramach opieki merytorycznej autorki nad pracą inżynierską [51] powstał program w wersji graficznej (Rysunek 8.1), umożliwiający dopasowanie krzywych, który jest elementem publikacji [2].



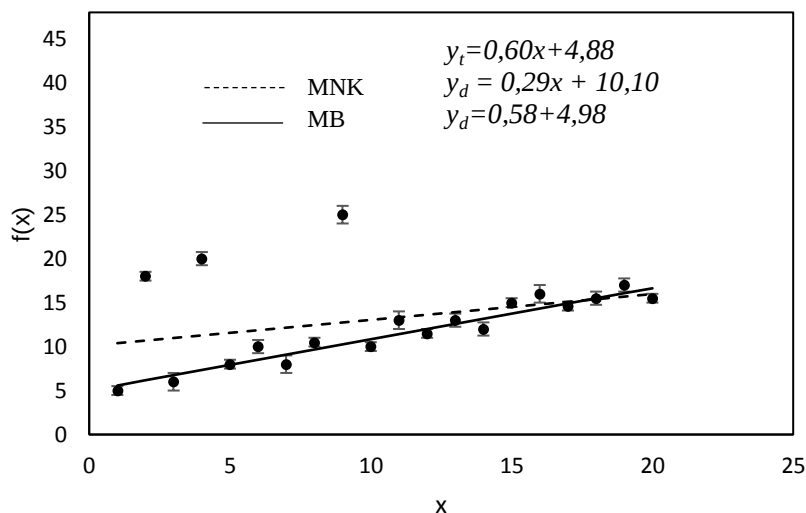
Rysunek 8.1 Przykładowe okno programu do dopasowania krzywych metodą bayesowską, opracowanego w ramach pracy inżynierskiej [51].

8.4.1. Dopasowanie krzywych – porównanie metod

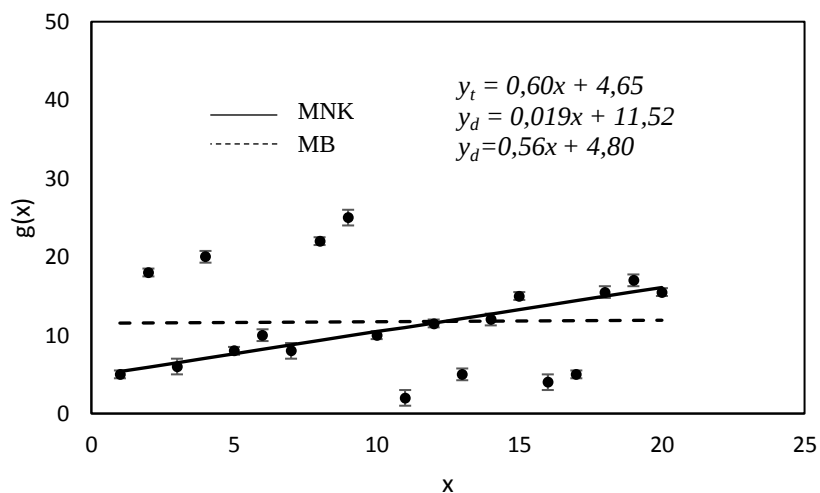
W niniejszej części autorka porównała dwie metody regresji – metodę bayesowską (MB) i metodę najmniejszych kwadratów (MNK), polegającą na minimalizacji sumy kwadratów odchyleń wartości obserwowanych od wartości przewidywanych przez model. W celu porównania metod wygenerowano losowe punkty zawierające wybicia, do których dwiema powyższymi metodami dopasowano krzywe. Dopasowanie lepiej opisujące przedstawiony zbiór danych wybrano na podstawie wartości parametru zgodności S (równanie 8.28).

Przykład 1:

Na Rysunkach 8.2 i 8.3 przedstawione zostały dane z punktami odstającymi, do których metodą najmniejszych kwadratów (przerywana linia) oraz metodą regresji bayesowskiej (linia ciągła) autorka dopasowała funkcje liniowe – y_d . Do tych samych danych, lecz z pominięciem wybić, metodą MNK dopasowano funkcję odniesienia y_t , opisującą rzeczywisty trend punktów. Znajac dopasowanie y_t oraz y_d , obliczono parametr S . W ostatnim kroku do danych niezawierających wybić dopasowano funkcję metodą bayesowską uzyskując porównanie jej działania z wybiciami i bez nich (Tabela 8.1). Krzywe MNK dopasowano w arkuszu kalkulacyjnym (Excel, Origin).



Rysunek 8.2. Dopasowanie funkcji liniowej $f(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.



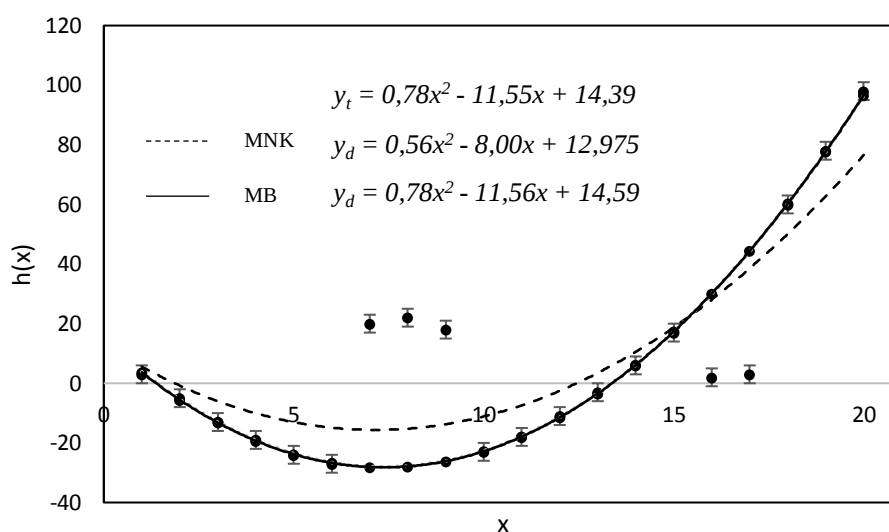
Rysunek 8.3. Dopasowanie funkcji liniowej $g(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.

Tabela 8.1. Wyniki dopasowania krzywych metodą najmniejszych kwadratów (MNL) i metodą bayesowską (MB) oraz obliczone wartości parametru S .

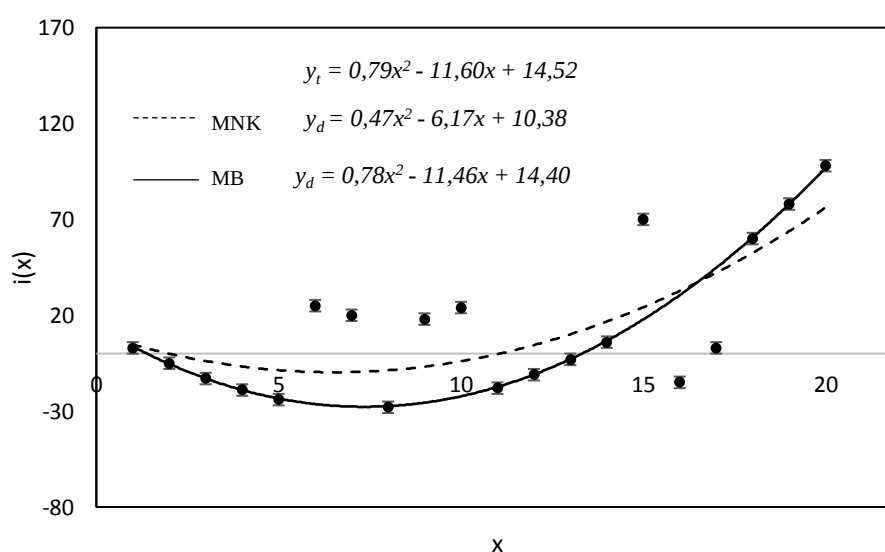
		$f(x)$	$g(x)$
Dane z wybiciami	Rzeczywisty trend (MNL)	$y_t = 0,60x + 4,88$	$y_t = 0,60x + 4,65$
	MB	$y_d = 0,58x + 4,98$ $S = 2,2$	$y_d = 0,56x + 4,80$ $S = 4,6$
	MNL	$y_d = 0,29x + 10,10$ $S = 43,6$	$y_d = 0,019x + 11,52$ $S = 58,8$
Dane bez wybić	MB	$y_d = 0,60x + 4,89$ $S = 0,2$	$y_d = 0,60x + 4,63$ $S = 0,5$
	MNL	$y_d = 0,60x + 4,88$ $S = 0$	$y_d = 0,60x + 4,65$ $S = 0$

Przykład 2:

Na Rysunkach 8.4 i 8.5, podobnie jak w przykładzie 1, autorka przedstawiła dane z punktami odstającymi, do których metodą najmniejszych kwadratów (przerywana linia) oraz metodą regresji bayesowskiej (linia ciągła) dopasowała funkcje kwadratowe, y_d . Do danych bez wybić metodą najmniejszych kwadratów dopasowano funkcję y_t , opisującą rzeczywisty trend. Obliczono parametr S . Następnie metodą bayesowską dopasowano krzywe do punktów bez wybić (Tabela 8.2).



Rysunek 8.4. Dopasowanie funkcji kwadratowej $h(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.



Rysunek 8.5. Dopasowanie funkcji kwadratowej $i(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.

Tabela 8.2. Wyniki dopasowania krzywych metodą najmniejszych kwadratów (MNK) i metodą bayesowską (MB) oraz obliczone wartości parametru S.

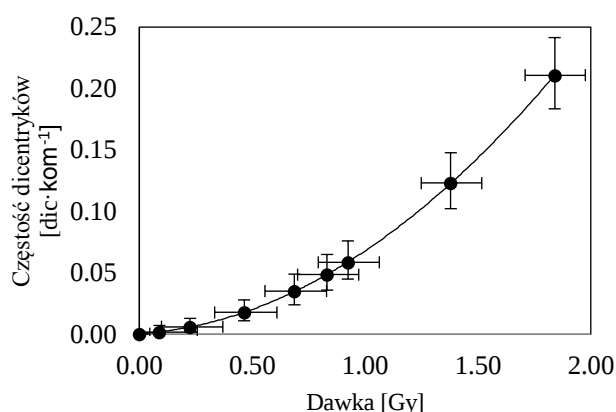
		$h(x)$	$i(x)$
Dane z wybiciami	Rzeczywisty trend (MNK)	$y_t = 0,78 x^2 - 11,55 x + 14,39$	$y_t = 0,79 x^2 - 11,60 x + 14,52$
	MB	$y_d = 0,78 x^2 - 11,56 x + 14,59$ S = 1,8	$y_d = 0,78 x^2 - 11,46 x + 14,40$ S = 6,4
	MNK	$y_d = 0,56 x^2 - 8,00 x + 12,98$ S = 179,9	$y_d = 0,47 x^2 - 6,17 x + 10,38$ S = 248,8
Dane bez wybić	MB	$y_d = 0,79 x^2 - 11,59 x + 14,54$ S = 0,9	$y_d = 0,79 x^2 - 11,58 x + 14,48$ S = 0,5
	MNK	$y_d = 0,78 x^2 - 11,55 x + 14,39$ S = 0	$y_d = 0,79 x^2 - 11,60 x + 14,52$ S = 0

Jak wynika z Tabel 8.1 i 8.2, w przypadku danych z punktami wyraźnie odbiegającymi od rzeczywistego trendu, znacznie lepszym dopasowaniem charakteryzuje się regresja bayesowska. W takim przypadku parametr S jest mniejszy dla metody bayesowskiej niż dla metody najmniejszych kwadratów. W metodzie najmniejszych kwadratów punkty odstające mają duży wpływ na kształt dopasowania, znacząco zmieniając parametry dopasowanej funkcji. W sytuacji danych bez punktów wybitych obie metody dają porównywalne wyniki, dla których parametr S jest mniejszy niż 1 (Tabele 8.1 i 8.2).

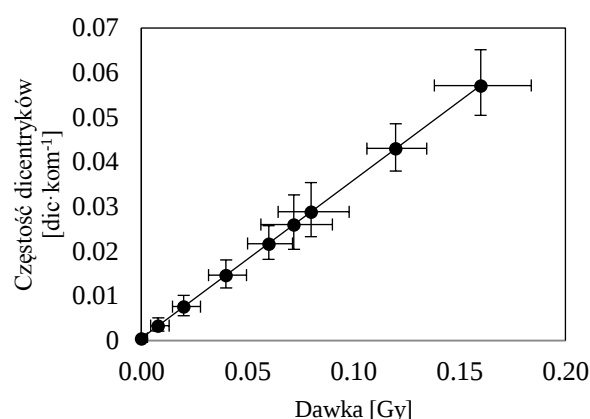
8.4.2. Dopasowanie krzywych dawka-skutek metodą bayesowską

W niniejszym paragrafie autorka przedstawiła przykłady bayesowskiego dopasowania krzywych dawka-skutek dla promieniowania gamma emitowanego z izotopu ^{60}Co , neutronów oraz promieniowania mieszanego $n + \gamma$ (Rysunki 8.6, 8.7, 8.8), które zostały opublikowane w artykule pt. *Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation fields* [2] oraz w rozdziale monografii pt. *Zastosowanie statystyki bayesowskiej w dozymetrii biologicznej mieszanego promieniowania $n + \gamma$* [6]. Dla porównania podano także wartości współczynników dopasowanych do tych samych danych za pomocą metody najmniejszych kwadratów (Excel, Origin) (Tabela 8.3). Krzywe dawka-skutek, zgodnie z teorią indukcji dicentryków opisaną w paragrafie 6.2.1, przyjmują zależność liniową $Y = \alpha D + c$ dla promieniowania o dużej zdolności jonizacji i zależność liniowo-kwadratową $Y = \beta D + \gamma D^2 + c$ dla promieniowania o małej zdolności jonizacji.

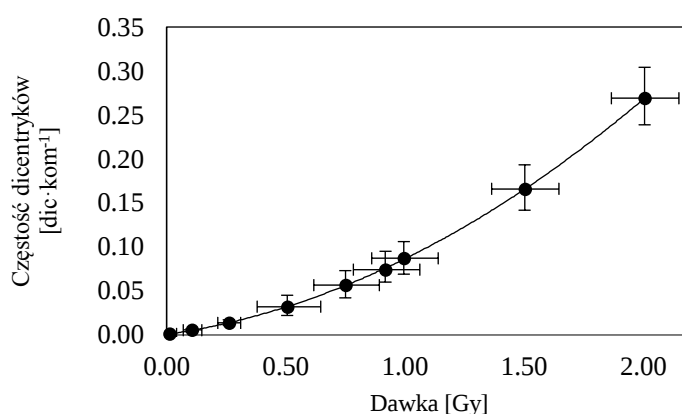
Wyniki eksperymentalne pochodzą z przeprowadzonej w CLOR²⁰ analizy dicentryków w kontrolnych i napromienionych próbkach krwi. Próbki były napromieniane w polu promieniowania gamma pochodzącego od ^{60}Co i niezależnie w polu promieniowania mieszanego $n + \gamma$ (kanał H8 reaktora Maria), w ściśle monitorowanych warunkach. Dla uzyskanej w analizie mikroskopowej częstości dicentryków wykonano krzywe dawka-skutek. Autorka nie brała udziału w niniejszym eksperymencie, skorzystała z dostępnych wyników analizy biologicznej, do których dopasowała krzywe metodą bayesowską.



Rysunek 8.6. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania gamma od ^{60}Co , uzyskana metodą bayesowską.



Rysunek 8.7. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania neutronowego, uzyskana metodą bayesowską.



Rysunek 8.8. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania mieszanego $n+\gamma$, uzyskana metodą bayesowską.

²⁰ Wyniki opracowano w CLOR w ramach realizowanego zadania badawczego: *Przystosowanie metody oznaczania częstości występowania chromosomów dicentrycznych dla potrzeb awaryjnej dozymetrii neutronów reaktorowych*. Dane zostały uzyskane w kontrolowanym eksperymencie *in vitro* napromienienia próbek krwi od dawców w kanale H8 reaktora MARIA oraz w polu promieniowania gamma ^{60}Co w CLOR.

Tabela 8.3. Parametry krzywych dawka-skutek uzyskane metodą bayesowską (MB) i metodą najmniejszych kwadratów (MNK).

Rodzaj promieniowania	Metoda	$c \pm \sigma_c^*$	$\alpha, \beta \pm \sigma_{\alpha, \beta}^*$	$\gamma \pm \sigma_\gamma^*$
		[dic·kom ⁻¹]	[dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻¹]	[dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻²]
Promieniowanie mieszane n + γ	MB	0,0010 ± 0,0002	0,038 ± 0,002	0,048 ± 0,003
	MNK	0,0010 ± 0,0010	0,038 ± 0,004	0,048 ± 0,003
Promieniowanie neutronowe	MB	0,0005 ± 0,0001	0,354 ± 0,003	–
	MNK	0,0005 ± 0,0001	0,354 ± 0,003	–
Promieniowanie gamma, ⁶⁰ Co	BM	0,0010 ± 0,0002	0,0110 ± 0,0011	0,0561 ± 0,0010
	MNK	0,0005 ± 0,0001	0,0119 ± 0,0027	0,0557 ± 0,0016

*Niepewności współczynników wyrażono jako jedno odchylenie standardowe.

Wyniki dopasowania metodą bayesowską są zgodne w granicach niepewności z uzyskanymi metodą najmniejszych kwadratów (Tabela 8.3). Jak opisano w paragrafie 8.4.1, w przypadku braku punktów odstających metoda bayesowska daje wyniki porównywalne z klasycznie stosowanymi metodami regresji, co zostało potwierdzone w niniejszym przykładzie.

8.4.3. Wybór modelu

W celu zilustrowania metody bayesowskiego wyboru modelu autorka posłużyła się danymi dla neutronowej składowej promieniowania mieszanego n + γ z kanału H8 reaktora Maria, które zostały opublikowane w artykule *Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed n + γ radiation fields* [2] i rozdziale monografii *Zastosowanie statystyki bayesowskiej w dozymetrii biologicznej mieszanego promieniowania n + γ* [6].

Neutrony powstające w rdzeniu reaktora w wyniku rozszczepienia jąder atomowych paliwa jądrowego mają energie od 0,1 MeV do 10 MeV, przy średniej energii ok. 2 MeV i mogą być spowolnione do energii termicznych rzędu kiloelektronowoltów. W wiązce mogą zatem wystąpić neutrony o różnych energiach, które zależą m.in. od rodzaju reaktora jądrowego. Co za tym idzie – ich LET może się różnić.

Częstość dicentryków od dawki powinna zatem przyjmować postać:

- kwadratową – w przypadku neutronów prędkich,
- liniową – w przypadku neutronów termicznych i epitermicznych.

Przeprowadzona w NCBJ fizyczna charakterystyka wiązki z kanału H8 reaktora Maria [73, 112] wykazuje dominujący udział neutronów termicznych o energiach poniżej 100 keV. Zatem zgodnie z założeniami teoretycznymi [26] w niniejszym przypadku zależność dawka-skutek powinna przyjmować postać liniową. Zebrane na Rysunku 8.9 dane pochodzą jednak z bardzo wąskiego zakresu, który nie wykazuje wyraźnego trendu danych i zarówno funkcja liniowa jak

i kwadratowa wydają się być równie prawdopodobne. W związku z powyższym autorka przeprowadziła bayesowską analizę wyboru modelu dla niniejszego przypadku. Autorka obliczyła parametry krzywych dawka-skutek dla modeli liniowego i kwadratowego (Tabela 8.4) oraz wykreśliła odpowiednie krzywe (Rysunek 8.9).

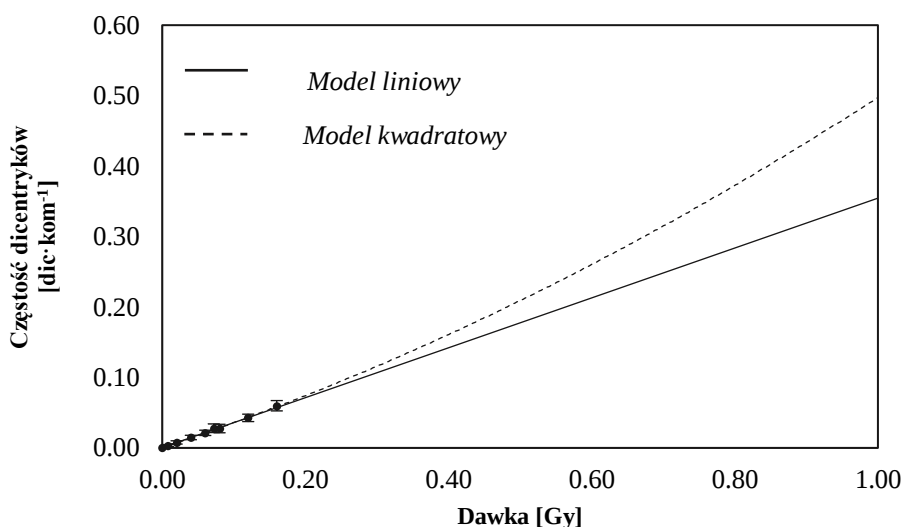
Tabela 8.4. Wyniki zastosowania analizy bayesowskiej w dopasowaniu krzywych dla neutronów termicznych wraz z obliczonymi wiarygodnościami modeli A i B.

	$c \pm \sigma_c^*$ [dic·kom ⁻¹]	$\alpha, \beta \pm \sigma_{\alpha, \beta}^*$ [dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻¹]	$\gamma \pm \sigma_\gamma^*$ [dic·kom ⁻¹ ·Gy ⁻²]	Wiarygodność modeli, P ^{**}
Model liniowy, A	0,0005 ± 0,0001	0,3540 ± 0,0030	–	2,9 · 10 ⁶
Model kwadratowy, B	0,0005 ± 0,0003	0,337 ± 0,017	0,16 ± 0,13	1,8 · 10 ⁶

*Niepewności współczynników wyrażono jako jedno odchylenie standardowe.

** Wiarygodność modeli: A (liniowego) – $P(A|D,I)$ i B (kwadratowego) – $P(B|D,I)$, opisana zgodnie z równaniem 8.29.

Współczynnik wyboru modelu W_m obliczono z wykorzystaniem równania 8.29, przyjmując oznaczenie A dla modelu liniowego i B dla modelu kwadratowego. Porównując wiarygodności obu modeli: $P(A|D,I)$ i $P(B|D,I)$ z Tabeli 8.4, uzyskano $W_m = 1,6$.



Rysunek 8.9. Dopasowanie krzywych dawka-skutek dla neutronów termicznych.

Jak wynika z Rysunku 8.9, początkowe odcinki wygenerowanych krzywych dawka-skutek w pełni się pokrywają, co powoduje trudność określenia charakteru dopasowania w tym zakresie. Wysoka wartość niepewności współczynnika γ w modelu kwadratowym (Tabela 8.4), sugeruje dużą niedokładność dopasowania modelu kwadratowego. Ostateczne potwierdzenie umożliwia bayesowski współczynnik wyboru modelu W_m (równanie 8.34). Obliczona wartość W_m wskazuje na 1,6 razy większą wiarygodność modelu liniowego. Takiego wyniku należało oczekiwać znając fizyczną charakterystykę wiązki.

8.5. Wnioski

W niniejszym rozdziale autorka przedstawiła dwie praktyczne możliwości zastosowania twierdzenia Bayesa w analizie danych – dopasowanie krzywych do zbioru punktów oraz wybór bardziej prawdopodobnego modelu opisującego dane. W celu wykonania analizy autorka stworzyła narzędzie w postaci skryptu napisanego w środowisku Octave, umożliwiające przeprowadzenie obliczeń. Wersja graficzna programu została opublikowana [2, 51]. **Jak wykazała autorka w paragrafie 8.4.1 i 8.4.2, w przypadku braku punktów odstających metoda bayesowska jest porównywalna z powszechnie stosowaną metodą najmniejszych kwadratów. Jednak w sytuacji występowania punktów wyraźnie odbiegających od trendu, metoda bayesowska daje znacznie lepsze rezultaty, odwzorowując rzeczywistą charakterystykę punktów, co jest zgodne ze wcześniejszymi doniesieniami literaturowymi [10]. Porównywalność wyników jest jednocześnie potwierdzeniem poprawności działania napisanego przez autorkę programu.**

Analiza bayesowska umożliwia ponadto wyznaczenie bardziej prawdopodobnego modelu krzywej w sytuacji, gdy dwa (lub więcej) modele wydają się być równie wiarygodne, co wykazano w paragrafie 8.4.3.

9. Podsumowanie i dalsze plany

Gotowość i skuteczne reagowanie na sytuacje awaryjne z udziałem substancji promieniotwórczych, tj. źródeł promieniotwórczych, odpadów lub materiałów jądrowych, które mogą powodować zagrożenie radiacyjne w skali jednostki, województwa lub kraju, to podstawy solidnego systemu bezpieczeństwa jądrowego i ochrony radiologicznej, stosowanego wszędzie tam, gdzie praca wiąże się z możliwością wystąpienia zdarzenia radiacyjnego. Dlatego, zgodnie z art. 86d, 86e i 86f ustawy prawo atomowe [61], zarówno kierownicy jednostek prowadzących działalność z wykorzystaniem promieniowania jonizującego, wojewodowie oraz minister właściwy do spraw wewnętrznych, zobowiązani są do opracowania systemu zarządzania sytuacjami zdarzeń radiacyjnych, zawierającego m.in. analizę możliwych zagrożeń i plan postępowania awaryjnego [153]. Dokładny zakres odpowiedzialności poszczególnych osób oraz zespół działań wymaganych do podjęcia po zaistnieniu zdarzenia radiacyjnego wraz z opisem potencjalnych sytuacji awaryjnych, powinny się znaleźć w procedurach i instrukcjach, służących do realizacji tego planu. **W związku z możliwością przekroczenia dawek granicznych dla pracowników oraz osób z ogółu ludności niezbędne może być podjęcie odpowiednich działań interwencyjnych.** Możliwe do podjęcia działania oraz minimalne dawki, przy których te działania są wprowadzane reguluje rozporządzenie Rady Ministrów *w sprawie rodzajów działań interwencyjnych wprowadzanych w strefie zewnętrznej oraz wartości operacyjnych poziomów interwencyjnych stanowiących podstawę do wprowadzenia w strefie zewnętrznej tych działań* [154]. **Niniejsza praca opisuje metody oraz narzędzia, które mogą być wykorzystane wspomagająco w fizycznej i biologicznej ocenie narażenia w przypadku wystąpienia zdarzeń radiacyjnych, a także w rutynowej działalności z promieniowaniem jonizującym.**

Pierwszą metodą jest zaproponowana przez autorkę oryginalna metoda bayesowskiej oceny dawek pochłoniętych od promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$ w dozymetrii termoluminescencyjnej. Umożliwia ona estymację dawek mieszanych w sytuacji, gdy nie jest znany dokładny udział poszczególnych składowych promieniowania lub gdy nie są znane współczynniki kalibracyjne K_x dla danych źródeł promieniowania. Zastosowanie twierdzenia Bayesa pozwala na opisanie nieznanymi współczynników kalibracyjnych (umożliwiających konwersję uzyskanej w odczycie liczby zliczeń na równoważnik dawki) apriorycznym rozkładem prawdopodobieństwa. Prawdopodobieństwo *a priori* wraz z wynikami otrzymanymi

z pomiaru (funkcją wiarygodności), prowadzi do uzyskania prawdopodobieństwa *a posteriori*, którego wynikiem są wartości dawek dla poszczególnych składowych.

Do sprawdzenia poprawności działania proponowanej metody autorka zastosowała gaussowskie rozkłady *a priori* dla parametrów θ i K_x , i znaną z doświadczenia wartość oczekiwaną parametrów. Przeanalizowała trzy różne możliwości dostępności danych wejściowych i obliczyła dla nich dawki, wykorzystując napisany przez siebie program. Wyniki uzyskane metodą bayesowską w wersji analitycznej i Monte Carlo są spójne z wynikami klasycznej oceny dawek, stosowanej rutynowo w dozymetrii TLD, co wskazuje na poprawność działania proponowanej metody. **Otwiera to możliwości jej zastosowania w praktyce dozymetrycznej przy ocenie narażenia całego ciała** w sytuacjach, kiedy metoda klasyczna jest niewystarczająca. Bayesowska ocena dawek może sprawdzić się również w dozymetrii oczu i kończyn, kiedy dostępny jest tylko jeden detektor TLD. Te przypadki wymagają jednak dalszej pracy. Pierwsze kroki nad rozwojem metody zostały podjęte w ramach pracy magisterskiej pt. *Dozymetria termoluminescencyjna soczewek oczu* [155], której autorka była promotorem. Przeprowadzono w niej m.in. analizę wyników rzeczywistego narażenia pracowników Centrum Onkologii – Instytut im. Marii Skłodowskiej-Curie w Warszawie, sprawdzając zależności między wartościami równoważnika dawki w soczewce oka, a równoważnikami dawki w całym ciele i skórze. Autorka niniejszej pracy doktorskiej przeprowadziła ponadto napromienienia dozymetrów ocznych (zawierających jeden detektor) w polu promieniowania mieszanego $\beta + \gamma$, jednak wyniki wymagają dalszej analizy. Duże znaczenie dla rozwoju metody ma modelowanie Monte Carlo, które może być wykorzystane w przyszłości do oszacowania zliczeń od źródeł promieniotwórczych, które nie występują w CLOR, a są wykorzystywane w praktyce, takich jak ^{14}C lub $^{99\text{m}}\text{Tc}$, oraz do opracowania bazy współczynników kalibracyjnych.

W kolejnej części pracy autorka przetestowała metody oceny dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$, z wykorzystaniem danych z dozymetrii biologicznej, szczególną uwagę poświęcając metodzie bayesowskiej, która została także zaimplementowana do obliczeń w wersji Monte Carlo. Założeniem metody bayesowskiej w uproszczonej wersji jest znajomość współczynników krzywych dawka-skutek pochodzących z eksperymentu napromienienia próbek biologicznych w polu promieniowania mieszanego w reaktorze jądrowym. Rozkład *a priori* przypisano wartości θ , oznaczającej skład wiązki mieszanej. Odpowiednio dobrany rozkład aprioryczny pozwala opisać różne sytuacje pracy reaktora, od standardowego trybu, po scenariusze sytuacji awaryjnych, których skutkiem może być poważne narażenie człowieka.

W pracy zastosowano kilka różnych rozkładów *a priori* symulując różne możliwości pracy reaktora. Przedstawione dawki obliczono z wykorzystaniem danych literaturowych. Zgodność wyników uproszczonej metody bayesowskiej z wynikami literaturowymi potwierdza jej skuteczność i precyzję, co czyni ją bardzo użyteczną w praktyce. Szczególne znaczenie może mieć zwłaszcza w sytuacjach awaryjnych z uwagi na mniej skomplikowane obliczenia niż stosowane w oryginalnej metodzie bayesowskiej, które skracają czas działania programów. Dużą zaletą metody jest również uwzględnienie niepewności pomiarowych w rozkładach zmiennych, co czyni wyniki bliższe wartościom rzeczywistym. **Proponowana uproszczona metoda bayesowskiej oceny dawek może być zatem wdrożona w praktyce w laboratoriach radiobiologicznych.**

Kolejna metoda stanowi oryginalne podejście zaproponowane przez autorkę do obliczania dawek pochłoniętych od znanego źródła promieniowania jonizującego w przypadku braku odpowiedniej krzywej dawka-skutek w laboratorium dokonującym oceny. W takiej sytuacji do estymacji dawek w standardowych procedurach może zostać zastosowana krzywa od promieniowania X, która umożliwia uzyskanie orientacyjnej informacji o narażeniu. Alternatywą jest zastosowanie krzywej literaturowej dla danego źródła, jednak z uwagi na dużą rozbieżność współczynników prezentowanych w literaturze, którą przedstawiła autorka, wybór odpowiedniej krzywej jest trudny i obciążony dużą niepewnością. Autorka zaproponowała podejście, w którym dostępne w literaturze współczynniki krzywych zostały opisane rozkładem apriorycznym, a po zastosowaniu do twierdzenia Bayesa, wykorzystane do estymacji dawki. W celu weryfikacji poprawności metody autorka przeprowadziła obliczenia dla dwóch przypadków – promieniowania o małej zdolności jonizacji (^{60}Co) oraz promieniowania o dużej zdolności jonizacji (neutrony rozszczepieniowe). **W pracy przeanalizowano także przypadek rzeczywistego narażenia osób na promieniowanie jonizujące.**

Autorka rozważyła przykład napromienienia próbek biologicznych w polu promieniowania ^{60}Co . Wyniki uzyskane proponowaną metodą bayesowską porównała z wynikami uzyskanymi dla krzywej ^{60}Co (udostępnionej przez CLOR) i krzywej X (udostępnionej przez IChTJ). **Wartości otrzymane metodą bayesowską różnią się o kilka procent od dawek referencyjnych i są dokładniejsze niż uzyskane dla krzywej X i ^{60}Co . Skuteczność działania proponowanej metody potwierdza również przykład z realnym napromienieniem ludzi, w którym wyniki uzyskane metodą bayesowską różnią się nie więcej niż o dwa odchylenia standardowe od dawek referencyjnych.**

Przy ocenie dawek od promieniowania neutronowego bardzo istotna jest informacja o wartości energii neutronów oraz liniowym przekazie energii, ponieważ skuteczność biologiczna jest różna w zależności od LET promieniowania. Przekłada się to na postać krzywych dawka-skutek. W związku z tym ocena dawek z wykorzystaniem krzywej od ^{60}Co lub X nie jest wiarygodna, a uzyskane wyniki są w niektórych przypadkach nawet ponad czterokrotnie większe od referencyjnych. **W metodzie bayesowskiej, mimo niewielkiej liczby zebranych współczynników krzywych, uzyskane wyniki różnią się zaledwie o kilka procent w porównaniu do metody odniesienia.**

Przeprowadzona w powyższych przykładach analiza potwierdza wiarygodność zaproponowanej przez autorkę metody i pokazuje precyzję uzyskanych wyników oraz otwiera możliwości jej wykorzystania w dozymetrii biologicznej w praktyce. Praca może być kontynuowana pod kątem znalezienia większej liczby współczynników krzywych dawka-skutek, znalezienia współczynników dla innych źródeł promieniowania, jak również przetestowania innych funkcji, opisujących rozkład współczynników krzywych.

Ostatnim celem było dopasowanie krzywych do punktów pomiarowych oraz wybór najbardziej prawdopodobnej krzywej dopasowania metodą statystyki bayesowskiej. Największą uwagę skupiono na punktach odstających, które mogą pojawiać się w praktyce przy pracy z dużą liczbą danych, np. w analizie próbek biologicznych, w fizyce medycznej, czy przy wzorcowaniu przyrządów dozymetrycznych. W takich przypadkach klasycznie stosowane metody regresji: metoda najmniejszych kwadratów i metoda największej wiarygodności nie sprawdzają się dobrze, ponieważ uwzględniają punkty odstające i tym samym nie odwzorowują rzeczywistej charakterystyki danych. W praktyce punkty odstające są najczęściej usuwane, co może być problematyczne przy nieznaności źródeł błędu czy dużej liczbie danych. **Jak wykazała autorka w niniejszej pracy, w sytuacji występowania punktów wyraźnie odbiegających od trendu, metoda bayesowska daje znacznie lepsze dopasowanie dowolnych krzywych teoretycznych, odwzorowując rzeczywistą charakterystykę punktów. Jednocześnie autorka potwierdziła porównywalność działania metody regresji bayesowskiej i metody najmniejszych kwadratów przy dopasowaniu krzywych do danych niezawierających punktów odstających.**

Autorka stworzyła gotowe narzędzie umożliwiające dopasowanie krzywych oraz wybór bardziej prawdopodobnego modelu krzywych bez konieczności znajomości podstaw matematycznych metody, które może być wykorzystywane w dozymetrii biologicznej, jak i w innych dziedzinach.

Przedłożona rozprawa doktorska jest pierwszą w skali kraju pracą na temat zastosowania twierdzenia Bayesa w tak szerokim zakresie dozymetrii promieniowania jonizującego. Przedstawia nowatorskie sposoby wykorzystania podejścia bayesowskiego, które mają praktyczne znaczenie w ochronie radiologicznej w sytuacji braku możliwości zastosowania klasycznych metod estymacji dawki pochłoniętej. Opierając się na przeprowadzonej w pracy szczegółowej analizie wyników autorka stwierdza, że **metody oparte na twierdzeniu Bayesa mogą być odpowiednim narzędziem wspomagającym ocenę narażenia na promieniowanie jonizujące w sytuacjach, kiedy metody klasyczne, zarówno fizyczne jak i biofizyczne, są niewystarczające. Podejście bayesowskie pozwoli więc w takich przypadkach na dokładniejsze oszacowanie dawek niż stosowane rutynowo metody klasyczne.**

Podsumowując, niniejsza rozprawa doktorska potwierdza, że statystyka bayesowska może być ważnym elementem zapewnienia bezpieczeństwa jądrowego i ochrony radiologicznej w miejscach wykonujących działalność związaną z narażeniem na promieniowanie jonizujące.

Bibliografia

- [1] Słonecka I., Krasowska J., Baranowska Z., Fornalski K. W., Application of Bayesian statistics for radiation dose assessment in mixed beta-gamma fields, *Radiation and Environmental Biophysics*, 60(2), 257-265, 2021, doi: 10.1007/s00411-021-00906-w.
- [2] Słonecka I., Łukasik K., Fornalski K. W., Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n+\gamma$ radiation fields, *Radiation and Environmental Biophysics*, 58(1), 49–57, 2019, doi: 10.1007/s00411-018-0764-3.
- [3] Słonecka I., Łukasik K., Fornalski K. W., Analytical and quasi-Bayesian methods as development of the iterative approach for mixed radiation biodosimetry, *Radiation and Environmental Biophysics*, 57(3), 195-203, 2018, doi: 10.1007/s00411-018-0745-6.
- [4] Kowalska M., Słonecka I., Fornalski K. W., The use of bayesian analysis for biological dose assessment by the dicentric assay after overexposures of people to fission neutrons, recenzowane materiały pokonferencyjne, XXIII Krajowa Konferencja Zastosowań Matematyki w Biologii i Medycynie, Sandomierz, 5-9 września 2016.
- [5] Pacyniak²¹ I., Fornalski K. W., Kowalska M., Alternatywne metody obliczania dawek pochłoniętych w biologicznej dozymetrii promieniowania mieszanego $n + \gamma$, *Postępy Fizyki*, 66, 1-4, 13-22, 2015.
- [6] Pacyniak I., Kowalska M., Zastosowanie statystyki bayesowskiej w dozymetrii biologicznej promieniowania mieszanego $n + \gamma$, rozdział w monografii *Metody matematyczne w zastosowaniach tom 3*, Wydawca: Centrum zastosowań matematyki, 2015.
- [7] Pacyniak I., Fornalski K. W., Kowalska M., Employment of bayesian and Monte Carlo methods for biological dose assessment following accidental overexposures of people to nuclear reactor radiation, *Proceedings of the Second International Conference on Radiation and Dosimetry in Various Field of Research 27 – 30.05.2014*, Nis, Serbia, strona: http://www.rad2014.elfak.rs/conference_material.php, [dostęp: 09.01.2021, recenzowane materiały pokonferencyjne.
- [8] Powojńska A., Słonecka I., Fornalski K. W., The Monte Carlo Method of Mixed Radiation Field Dose Assessment in the Cytogenetic Biodosimetry, *Acta Physica Polonica A*, 134(2), 2018, doi: 10.12693/aphyspola.134.583.
- [9] Sivia D. S., Skilling J., *Data Analysis. A Bayesian Tutorial*, second edition, Oxford University Press, 2006.
- [10] Fornalski K.W., Dobrzyński L., Zastosowania twierdzenia Bayesa do analizy niepewnych danych doświadczalnych, *Postępy Fizyki*, 61, 5, 178 – 192, 2010.
- [11] Raport roczny Działalność Prezesa Państwowej Agencji Atomistyki oraz ocena stanu bezpieczeństwa jądrowego i ochrony radiologicznej w Polsce w 2020 roku, Państwowa Agencja Atomistyki, 2021, strona: <https://www.gov.pl/web/paa/raport-roczny-prezesa-paa> [dostęp: 05.01.2022].

²¹ Pacyniak to nazwisko panińskie autorki niniejszej pracy doktorskiej.

- [12] Harrison et al., Eurados Strategic Research Agenda 2020: Vision for the Dosimetry of Ionising Radiation, *Radiation Protection Dosimetry*, 194(1)42–56, 2021, strona: <https://doi.org/10.1093/rpd/ncab063> [dostęp: 05.01.2022].
- [13] Delgado A., Report Eye Opener no. 12 Dosimetry in mixed radiation fields, IRPA-10 10th International Congress of The International Radiation Protection Association, 2000, strona: <http://www.irpa.net/irpa10/pdf/E12.pdf> [dostęp: 01.01.2022].
- [14] Chase W. J., Hirning C. R., Application of radiation physics in the design of the Harshaw 8828 beta–gamma TLD badge. *Radiation Measurements*, 43, 525–532, 2008.
- [15] Ciupek K., Aksamit D., Wołoszczuk K., Application of wholebody personal TL dosimeters in mixed field beta–gamma radiation, *Radiation Protection Dosimetry*, 162(1–2), 20–23, 2014.
- [16] Biegała M., Verification of the thermoluminescent dosimetry system in accordance with the IEC 1066 standard. MSc thesis. Faculty of Physics and Chemistry of the University of Łódź, 2003.
- [17] Alexander C. S., Morris M. F., McKeever S. W. S., The time and wavelength response of phototransferred thermoluminescence in natural and synthetic quartz, *Radiation Measurements*, 7, 153 – 159, 1997.
- [18] Muñiz J.L., Correcher V., Delgado A., PTTL dose re-estimation applied to quality control in TLD-100 based personal dosimetry, *Radiation Protection Dosimetry*, 85:63–66, 1999.
- [19] Budzanowski M., Sas-Bieniarz A., Bilski P., Bubak A., Kopeć R., Dose reassessment by using PTTL method in MTS-N (LiF: Mg, Ti) thermoluminescent detectors, *Radiation Measurements*, 56:389 – 392, 2013.
- [20] Sas-Bieniarz A., Budzanowski M., Bubak A., Kopeć R., Application of phototransferred thermoluminescence (PTTL) for dose re-assessment in routine dosimetry using MTS-N (LiF:Mg, Ti) thermoluminescent detectors. *Radiation Measurements*, 71:447–450, 2014.
- [21] Wrzesień M., Al-Hameed H., Albiniak Ł., Maciocha-Stąporek J., Biegała M., The photo-transferred thermoluminescence phenomenon in case of emergency dose assessment, *Radiation and Environmental Biophysics*, 59, 331–336, 2020.
- [22] Brasik N., Stadtmann H., Kindl P., The right choice: extremity dosimeter for different radiation fields. *Radiation Protection Dosimetry*, 125, 316–320, 2006.
- [23] Papierz S., Kamiński Z., Adamowicz M., Zmyślony M., Assessment of individual dose equivalents Hp(0.07) of medical staff occupationally exposed to ionizing radiation in 2012. *Medycyna Pracy*, 65(2), 167–171, 2014.
- [24] Carinou E., Ferrari P., Ciraj Bjelac O., Gingaume M., Sans Merce M., O'Connor U., Eye lens monitoring for interventional radiology personnel: dosimeters, calibration and practical aspects of Hp(3) monitoring. A review. *Journal of Radiological Protection* 35: R17–R34, 2015, strona: <https://doi.org/10.1088/0952-4746/35/3/R17> [dostęp: 05.01.2022].

- [25] Swinth K. L., Sisk D. R., Recent developments and performance of survey instruments for the monitoring of weakly penetrating radiations, *Radiation Protection Dosimetry* 39, 149–156, 1991.
- [26] International Atomic Energy Agency, Cytogenetic dosimetry: applications in preparedness for and response to radiation emergencies, 2011, strona: <https://www.iaea.org/publications/8735/cytogenetic-dosimetry-applications-in-preparedness-for-and-response-to-radiation-emergencies> [dostęp: 05.01.2022].
- [27] Moquet J., Rothkamm K., Barnard S., Ainsbury E., Radiation Biomarkers in Large Scale Human Health Effects Studies, *Journal of Personalized Medicine*, 10(4), 155, 2020.
- [28] Bender M., Gooch P., Persistent chromosome aberrations in irradiated human subjects, *Radiation Research*, 16, 44–53, 1962.
- [29] Maznik, N. A., Vinnikov, V. A. and Maznik, V. S., The distribution of individual radiation doses in liquidators of Chernobyl accident using cytogenetic analysis, *Radiatsionnaia biologii, radioecologii*, 43, 412—419, 2003.
- [30] Nugis V.Y., Filushkin I.V., Chistopolskij A.S., Retrospective dose estimation using the dicentric distribution in human peripheral lymphocytes. *Applied Radiation and Isotopes*, 52, 1139–1144, 2000.
- [31] Sevan'kaev A.V., Khvostunov I.K., Mikhailova G. F., Golub E.V., Potetnya, O. I., Shepel N. N., Nugis V.Y., Nadejina N.M., Novel data set for retrospective biodosimetry using both conventional and FISH chromosome analysis after high accidental overexposure. *Applied Radiation and Isotopes*, 52, 1149–1152, 2000.
- [32]. Sevan'kaev A.V., Lloyd D.C., Edwards A.A., et al., A cytogenetic follow-up of some highly irradiated victims of the Chernobyl accident, *Radiation Protection Dosimetry*, 113, 152–161, 2005.
- [33]. Lee J.K., Han E.A., Lee S.S., Ha W.H., Barquinero J.F., Lee H.R., Cho M.S., Cytogenetic biodosimetry for Fukushima travelers after the nuclear power plant accident: No evidence of enhanced yield of dicentrics. *Journal of Radiation Research*, 53, 876–881, 2012.
- [34] Suto Y., Review of Cytogenetic analysis of restoration workers for Fukushima Daiichi nuclear power station accident. *Radiation Protection Dosimetry*, 171, 61–63, 2016.
- [35] Suto Y., Hirai M., Akiyama M., Kobashi G., Itokawa M., Akashi M., Sugiura N., Biodosimetry of restoration workers for the Tokyo Electric Power Company (TEPCO) Fukushima Daiichi nuclear power station accident, *Health Physics*, 105, 366–373, 2013.
- [36] Rogan P. K., Lu R., Mucaki E., Ali S., et al., Automated Cytogenetic Biodosimetry at Population-Scale, *Radiation*; 1(2), 79-94, 2021, doi: 10.3390/radiation1020008.
- [37] Rogan P.K., Li Y., Wilkins R.C., Flegal F.N., Knoll J.H., Radiation Dose Estimation by Automated Cytogenetic Biodosimetry. *Radiation Protection Dosimetry*, 172, 207–217, 2016.

- [38] Liu J., Li, Y., Wilkins R., Flegal F., Knoll J.H., Rogan P.K., Accurate cytogenetic biodosimetry through automated dicentric chromosome curation and metaphase cell selection. *F1000 Research*, 6, 1396, 2017.
- [39] Rogan P.K., Li Y., Wickramasinghe A., et al., Automating dicentric chromosome detection from cytogenetic biodosimetry data, *Radiation Protection Dosimetry*, 159, 95–104.
- [40] Li Y., Wickramasinghe A., Subasinghe A., et al., Towards large scale automated interpretation of cytogenetic biodosimetry data, In *Proceedings of the 2012 IEEE 6th International Conference on Information and Automation for Sustainability*, Beijing, China, 27–29 September 2012; 30–35.
- [41] Li Y., Knoll J.H., Wilkins R.C., Flegal F.N., Rogan P.K., Automated discrimination of dicentric and monocentric chromosomes by machine learning-based image processing. *Microscopy Research and Technique*, 79, 393–402, 2016.
- [42] Romm H., Ainsbury E., Barnard S., et al., Automatic scoring of dicentric chromosomes as a tool in large scale radiation accidents, *Mutation Research - Genetic Toxicology and Environmental Mutagenesis*, 756, 174–183, 2013.
- [43] Vinnikov V. A., Ainsbury E. A., Maznyk N. A., Lloyd D. C., Rothkamm K., Limitations Associated with Analysis of Cytogenetic Data for Biological Dosimetry, *Radiation Research*, 174, 4, 403–414, 2010.
- [44] Higuera M., Puig P., Ainsbury E. A., Vinnikov V.A., Rothkamm K., A new Bayesian model applied to cytogenetic partial body irradiation estimation, *Radiation Protection Dosimetry* 168, 330–336 2016.
- [45] Brame R.S., Groer P.G., Bayesian methods for chromosome dosimetry following a criticality accident, *Radiation Protection Dosimetry*, 104, 61–63, 2003.
- [46] Ainsbury E.A., Vinnikov V.A., Puig P., Higuera M., Maznyk N.A., Lloyd D.C., Rothkamm K. Review of Bayesian statistical analysis methods for cytogenetic radiation biodosimetry, with a practical example, *Radiation Protection Dosimetry*, 162, 1–12, 2013.
- [47] Ainsbury E.A., Vinnikov V.A., Puig P., Maznyk N.A., Rothkamm K., Lloyd D.C., CytoBayesJ: Software tools for Bayesian analysis of cytogenetic radiation dosimetry data. *Mutation Research*, 756, 184–191, 2013.
- [48] Paulino C. D., Silva G. L., Branco M., A fully Bayesian parametric approach for cytogenetic dosimetry, *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, 27, 1, 70–83, 2013, doi: 10.1214/11-BJPS152.
- [49] Di Giorgio, Zaretzky A., *Biological Dosimetry - A Bayesian Approach for Presenting Uncertainty on Dose Estimates*, Technical Memory, 2010.
- [50] Groer P., Pereira C., *Calibration of radiation detectors: chromosome dosimetry for neutrons*, *Probability and Bayesian Statistics* 225–232, Springer US, 1987.
- [51] Łukasik K., *Zastosowanie statystyki bayesowskiej jako narzędzia w dozymetrii biologicznej*, praca inżynierska, Wydział Fizyki Politechniki Warszawskiej, 2016.

- [52] Powojńska A., The assessment of absorbed doses by cytogenetic dosimetry methods with the employment of the Monte Carlo technique, praca inżynierska, Wydział Fizyki Politechniki Warszawskiej, 2016.
- [53] Ainsbury E., Badie C., Barnard S., et al., Integration of new biological and physical retrospective dosimetry methods into EU emergency response plans – joint RENEb and EURADOS inter-laboratory comparisons, *International Journal of Radiation Biology*, 93, 1, 99-109, 2017.
- [54] Abend M., Amundson S. A., Badie C. et al., Inter-laboratory comparison of gene expression biodosimetry for protracted radiation exposures as part of the RENEb and EURADOS WG10 2019 exercise, *Scientific Reports*, 11, 9756, 2021.
- [55] Brzozowska B., Ainsbury L. Beart A., RENEb accident simulation exercise, *International Journal of Radiation Biology*, 93, 1, 1-6, 2016.
- [56] Moquet J., Barnard S., Staynova A., Lindholm C., The second gamma-H2AX assay inter-comparison exercise carried out in the framework of the European biodosimetry network (RENEb), *International Journal of Radiation Biology*, 93(1), 58-64, 2017.
- [57] Wójcik A., Oestreicher U., Barrios L., et al., The RENEb operational basis: complement of established biodosimetric assays, *International Journal of Radiation Biology*, 2016, strona:
<https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/09553002.2016.1235296?needAccess=true> [dostęp: 09.02.2022].
- [58] Endesfelder D., Oestreicher U., Kulka U., et al., RENEb/EURADOS field exercise 2019: robust dose estimation under outdoor conditions based on the dicentric chromosome assay, *International Journal of Radiation Biology*, 2021, strona:
<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/09553002.2021.1941380>, [dostęp: 09.02.2022].
- [59] Kulka U., Wójcik A., Di Giorgio M., Wilkins R., et al., Biodosimetry and biodosimetry networks for managing radiation emergency, *Radiation Protection Dosimetry*, 182(1), 128–138, 2018.
- [60] Jaworska A., Ainsbury E., Fattibene P., Lindholm C., et al., Operational guidance for radiation emergency response organisations in Europe for using biodosimetric tools developed in EU MULTIBIODOSE project. *Radiation Protection Dosimetry*, 164(1–2), 165–169, 2015.
- [61] Ustawa Prawo atomowe z dnia 29 listopada 2000 r, Dz. U. 2001 Nr 3 poz. 18, Opracowano na podstawie: t.j. Dz. U. z 2021 r. poz. 1941.
- [62] ICRP Publ. 103: The 2007 Recommendations of the International Commission on Radiological Protection, 2007.
- [63] PN-J-01003-02:1992, Technika jądrowa, Nazwy i określenia, Wielkości i jednostki, polska norma 1992.
- [64] Musiałowicz T., Ochrona radiologiczna, encyklopedyczny słownik angielsko-polski. red. Warszawa: Centralne Laboratorium Ochrony Radiologicznej, 2012.

- [65] Dziunikowski B., O fizyce i energii jądrowej, Uczelniane Wydawnictwa Naukowo - Dydaktyczne AGH, Kraków, 2001
- [66] Strona: www.if.pw.edu.pl/~pluta [dostęp: 21.01.2022].
- [67] Fornalski K. W., Biofizyka radiacyjna, prezentacja z wykładu, strona: https://www.ncbj.gov.pl/sites/default/files/ukryte_zalaczniki/wyklad_03.pdf, [dostęp: 21.01.2022].
- [68] Endo A. on behalf of ICRU Report Committee 26 on Operational Radiation Protection Quantities for External Radiation, Operational quantities and new approach by ICRU, 2016, strona: <https://doi.org/10.1177/0146645315624341> [dostęp: 09.02.2022].
- [69] ICRP, Conversion Coefficients for Radiological Protection Quantities for External Radiation Exposures. ICRP Publication 116, Ann. ICRP 40(2-5), 2010.
- [70] Strona: <https://www.ncbj.gov.pl/wykorzystanie/widmo-energetyczne-neutronow-reaktorze> [dostęp: 05.01.2022].
- [71] Prelas M., Weaver C. L., et al., A review of nuclear batteries, Progress in Nuclear Energy 75, 117 – 48, 2014, doi: 10.1016/j.pnucene.2014.04.007
- [72] Strona: <https://www.ncbj.gov.pl/> [dostęp: 09.02.2022].
- [73] Golnik N., Gryziński M. A., Kowalska M., Meronka K., Tulik P., Characterisation of radiation field for irradiation of biological samples at nuclear reactor - comparison of twin-detectors and recombination methods, Radiation Protection Dosimetry, 161(1-4), 196-200, 2014.
- [74] Wojcik A., Colin J. M., Biological effects of ionizing radiation, Practical Radiation Protection in Healthcare (2 ed.), 2014 DOI:10.1093/med/9780199655212.003.0003
- [75] Cowper G., Guthrie J. E., Janna G. C., et al., Biological effects of ionizing radiation, Atomic Energy of Canada Limited, Chalk River Nuclear Laboratories, 1981, strona: https://inis.iaea.org/collection/NCLCollectionStore/_Public/12/632/12632282.pdf, [dostęp: 21.01.2022].
- [76] Strona: https://webfiles.ehs.ufl.edu/rssc_std_y_chp_5.pdf, [dostęp: 21.01.2022].
- [77] IAEA, Biological Effects of Ionizing Radiation at the Molecular Level, 1962.
- [78] Krajewski P., Biologiczne skutki promieniowania jonizującego, materiał dydaktyczny dla Wydziału Fizyki Politechniki Warszawskiej, 2009, strona: http://www.if.pw.edu.pl/~pluta/pl/dyd/POKL33/pdf/matwykl/Biologiczne_skutki_promieniowania_jonizujacego.pdf [dostęp: 09.02.2022].
- [79] Facchetti A., wykład, strona: https://indico.cern.ch/event/622564/sessions/230437/attachments/1473748/2281541/Radiobiology_Facchetti.pdf [dostęp: 09.02.2022].
- [80] Naqa I., Pater P., Seuntjens J., Monte Carlo role in radiobiological modelling of radiotherapy outcomes, Physics in Medicine and Biology, 57(11):R75-97, 2012, doi: 10.1088/0031-9155/57/11/R75.
- [81] Nikjoo H., Radiation track and DNA damage, Iranian Journal of Radiation Research, 1(1), 3 – 16, 2003.
- [82] Harasimowicz J., Radiobiologia, wykład, strona: <http://www.fuw.edu.pl/~jarekz/Radiobiologia> [dostęp: 09.02.2022].

- [83] Sommer S., Mikrobiologiczne aspekty procesu sterylizacji radiacyjnej ze szczególnym uwzględnieniem możliwości sterylizacji wirusów, wykład, strona: <http://www.ichtj.waw.pl/drupal/pliki/cei/wyklady/wyklad2.pdf> [dostęp: 09.02.2022].
- [84] Bos A.J., Theory of thermoluminescence, *Radiation Measurements*, 41, S45-S56, 2007.
- [85] Ranogajec-Komor M., Thermoluminescence Dosimetry - Application in Environmental Monitoring. *Radiation Safety Management*, 2 (1), 2-16, 2003.
- [86] Budzanowski M., Ocena przydatności ultraczułych detektorów termoluminescencyjnych LiF: Mg, Cu, P(MCP-N) w dozymetrii promieniowania gamma w środowisku, Rozprawa doktorska. Instytut Fizyki Jądrowej PAN, Kraków 2001, strona: <https://www.ifj.edu.pl/publ/reports/2001/1875.pdf?lang=pl> [dostęp: 09.02.2022].
- [87] Olko P., Budzanowski M, Bilski P et al., Application of MCP-N (LiF: Mg,Cu,P) TL detectors in monitoring environmental radiation, *Nuclear Technology and Radiation Protection*, 2004.
- [88] Budzanowski M., Bilski P., Olko P., Delgado, A., Saez-Vergara, J.C., Waligórski, M.P.R., Short-term measurements of natural radiation using high-sensitive TL detectors, *Nukleonika*, 41, 141-148, 1996.
- [89] Moscovitch M., St John T.J., Cassata J.R., Blake P.K., Rotunda J.E., Ramlo M., Velbeck K.J., Luo L.Z., The application of LiF:Mg,Cu,P to large scale personnel dosimetry: current status and future directions, *Radiation Protection Dosimetry*, 119(1-4), 2006 doi: 10.1093/rpd/nci692.
- [90] Moscovitch M., Personnel dosimetry using LiF:Mg,Cu,P, *Radiation Protection Dosimetry* 85(1-4), 49-56, 1999.
- [91] Romanyukha A., Delzer J. A., Grypp M. D., Williams A., Effect of short-term sensitivity loss in LiF:Mg,Cu,P thermoluminescent dosimeter and its implications on personnel dosimetry operations, *Radiation Protection Dosimetry*, 168, 2, 204-211, 2016, strona: <https://doi.org/10.1093/rpd/ncv017> [dostęp: 05.01.2022].
- [92] Cassata J. R., Moscovitch M., Rotunda J E., Velbeck K. J., A new paradigm in personal dosimetry using LiF:Mg,Cu,P, *Radiation Protection Dosimetry*, 101(1-4), 27-42, 2002, doi: 10.1093/oxfordjournals.rpd.a005983.
- [93] Velbeck K. J., Luo L. Z., Ramlo M. J., Rotunda J. E., The dose-response of harshaw TLD-700H, *Radiation Protection Dosimetry*, 119, 1-4, 255-258, 2006.
- [94] Duggan L., Kron T., Dose Linearity of LiF:Mg,Ti and LiF:Mg,Cu,P in Radiotherapy: Effect of Time Between Dose and Evaluation, *Radiation Protection Dosimetry*, 85(1-4), es 397-400, 1999.
- [95] Bilski P., Budzanowski M., Dosimetric properties of the TLD European Cards with high sensitive MCP-7 (7LiF:Mg,Cu,P) thermoluminescence detectors for personal dosimetry, Report No. 1964/D, 2005, strona: <https://www.ifj.edu.pl/badania/publikacje/raporty/2005/1964.pdf> [dostęp: 09.02.2022].

- [96] Budzanowski M., Ocena przydatności ultraczułych detektorów termoluminescencyjnych LiF:Mg,Cu,P (MCP-N) w dozymetrii promieniowania gamma w środowisku. Praca doktorska. Instytut Fizyki Jądrowej PAN, Raport Nr 1875/D, 2001, strona: <https://www.ifj.edu.pl/badania/publikacje/raporty/2001/1875.pdf> [dostęp: 09.02.2022].
- [97] Grassi, E., Sghedoni, R., Piccagali, V., Fioroni, F., Comparison of two different types of LiF:Mg,Cu,P thermoluminescent dosimeters for detection of beta rays (beta-tlds) from Sr-90/Y-90, Kr-85 and Pm-137 sources. Health Physics, 2011.
- [98] Kłosowski M., Dwuwymiarowa dozymetria termoluminescencyjna, rozprawa habilitacyjna, IFJ, 2019.
- [99] Bilski P., Olko P., Burgkhardt B., Piesch E. i WaligŰrski M.P.R., Thermoluminescence efficiency of LiF:Mg,Cu,P (MCP-N) detectors to photons, beta electrons, alpha - particles i thermal neutrons. Radiation Protection Dosimetry, 55, 31-38, 1994.
- [100] Bilski P., Budzanowski M. i Olko P. A Systematic Evaluation of the Dependence of Glow-Curve Structure on the Concentration of Dopants in LiF:Mg,Cu,P. Radiation Protection Dosimetry, 65 195-198, 1996.
- [101] PN-ISO 4037-3, Wzorcowe promieniowanie rentgenowskie i gamma do kalibracji dawkomierzy i mierników mocy dawki oraz do określania ich charakterystyk energetycznych. Część 3: Wzorcowanie dawkomierzy otoczenia i dawkomierzy indywidualnych oraz określania ich charakterystyk energetycznych i kierunkowych, polska norma, 2004.
- [102] PTW Products & Solutions – Health Physics – 1 Liter Spherical Ionization Chamber 32002, strona: http://www.ptw.de/1_liter_spherical_chamber.html, [dostęp: 15.01.2021].
- [103] ISO 6980-1:2006, Nuclear energy — Reference beta-particle radiation — Part 1: Methods of production, 2006.
- [104] International Commission on Radiation Units and Measurements, Determination of Operational Dose Equivalent Quantities for Neutrons. ICRU Report 66, Journal of ICRU 1(3), 2001.
- [105] Strona: <https://www.ptwdosimetry.com/en/overview-pages-metrology/calibration-phantoms/> [dostęp: 09.02.2022].
- [106] EN/IEC 62387:2020, Radiation protection instrumentation - Dosimetry systems with integrating passive detectors for individual, workplace and environmental monitoring of photon and beta radiation, 2nd edition, 2020.
- [107] Grzenda W., Wstęp do statystyki bayesowskiej, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Oficyna Wydawnicza, 2012.
- [108] Turner I. E., Downing J., Bogard J. S., Statistical methods in radiation physics, First Edition, Wiley-VCH, 2012.
- [109] Nowak R. J., Statystyka matematyczna, Wydanie trzecie, poprawione i uzupełnione, Wydział Fizyki, Uniwersytet Warszawski, 1999.

- [110] Fornalski K. W., Dobrzyński L., Zastosowanie twierdzenia Bayesa do analizy niepewnych danych doświadczalnych, *Postępy Fizyki*, tom 61, zeszyt 5, 178-192, 2010.
- [111] Strona: www.el.us.edu.pl/ekonofizyka/index.php/Statystyka_w_uj%C4%99ciu_Bayesowskim, [dostęp: 10.01.2022].
- [112] Pacyniak I., Biologiczna ocena dawek mieszanego promieniowania jonizującego z zastosowaniem metod statystyki bayesowskiej, praca magisterska, Wydział Fizyki Politechniki Warszawskiej, 2014.
- [113] Fornalski K. W., Alternative statistical methods for cytogenetic radiation biological dosimetry, Cornell University Library, arXiv.org, 2014 .
- [114] IAEA, Biological dosimetry: Chromosomal aberration analysis for dose assessment, Technical Reports 260, 1986.
- [115] Szłuińska M., Edwards A. A., Lloyd D. C., Chromosomal Alterations: Statistical Methods for Biological Dosimetry, Springer Berlin Heidelberg: 351 – 370, 2007.
- [116] Wong K.F., Siu L.L., Ainsbury E., Moquet J., et al., Cytogenetic biodosimetry: what it is and how we do it. *Hong Kong medical Journal*, 19, 168–173, 2013.
- [117] Kowalska M., Symetryczne aberracje chromosomowe jako biologiczny dozymetr promieniowania jonizującego, *Postępy Techniki Jądrowej*, tom 45, zeszyt.1, 33-41, 2002.
- [118] Kowalska M., Aberracje chromosomowe jako biologiczny wskaźnik napromienienia organizmu i dozymetr biologiczny, strona: http://clor.com.pl/ochrona/doz_cyt/aberracje_chromosomowe.pdf [dostęp: 09.02.2022].
- [119] Kellerer A. M., Rossi H. H., A generalized formulation of dual radiation action, *Radiation Research*, 75, 471- 488, 1978.
- [120] Edwards A.A., Lloyd D.C., Purrott R.J., et al., Radiation induced chromosome aberrations and the Poisson distribution, *Radiation Environmental and Biophysics*, 16, 89–100, 1979, doi: 10.1007/bf01323216.
- [120] Pfeiffer P., Goedecke W., Mechanisms of DNA double-strand break repair and their potential to induce chromosomal aberrations, *Günter Obe Mutagenesis*, 15, 4, 289–302, 2000.
- [121] Levy D., et al., Interpreting Chromosome Aberration Spectra, *Journal of Computational Biology, Journal of Computational Molecular Cell Biology*, 14(2), 144-55, 2007.
- [123] Wilson P., Bedford J., Radiobiologic Principles in Leibel and Phillips Textbook of Radiation Oncology (Third Edition), 2010.
- [122] M'kacher R., Maalouf E., Ricoul M., New tool for biological dosimetry: reevaluation and automation of the gold standard method following telomere and centromere staining, *Mutation Research*, 770, 45-53, 2014, doi: 10.1016/j.mrfmmm.2014.09.007.
- [123] Jaworska A., Ainsbury E. A., Fattibene P., Operational guidance for radiation emergency response organisations in europe for using biodosimetric tools developed in EU multibiodose project, *Radiation Protection Dosimetry*, 164(1-2), 165-9, doi: 10.1093/rpd/ncu294

- [124] Fernandes T., Loyd D. C., Amaral A., Biodosimetry for dose assessment of partial-body exposure: a methodological improvement, *Radiobiology, radioprotection and dosimetry*, 51 (spe), 2008.
- [125] Barquinero J. F., Barrios L., Caballín M. R., Miró R., Ribas M., Egozcue J., Biological dosimetry in simulated in vitro partial irradiations, *J. International Journal of Radiation Biology*, 71(4), 1997, doi: 10.1080/095530097144058.
- [126] Duran A. Barquinero J. F., Barrios L., Caballín M. R., Miró R., Ribas M., Egozcue J., Suitability of FISH painting techniques for the detection of partial-body irradiations for biological dosimetry, *Radiation Research*, 2002 157(4), 461-8, doi: 10.1667/0033-7587(2002)157[0461:sofptf]2.0.co;2.
- [127] Shirley B. C., et al., Estimating partial-body ionizing radiation exposure by automated cytogenetic biodosimetry, *International Journal of Radiation Biology*, 96, 11, 1492-1503, 2020.
- [128] Ainsbury E., Samaga D., Monaca S., Uncertainty on radiation doses estimated by biological and retrospective physical methods, *Radiation Protection Dosimetry*, 178, 4, 382–404, 2018.
- [129] Voisin P., Lloyd D. C., Edwards A. A., Chromosome aberrations scoring for biological dosimetry in a criticality accident. *Radiation Protection Dosimetry*, 70, 467–470, 1997.
- [130] Voisin P., Roy L., Hone P.A., Edwards A.A., Lloyd D.C., Stephan G., Romm H., Groer P.G., Brame R., Criticality accident dosimetry by chromosomal analysis, *Radiation Protection Dosimetry*, 110, 443–447, 2004.
- [131] Zielczyński M., Gryziński M. A., Golnik N., Method for determination of gamma and neutron dose components in mixed radiation fields using a high-pressure recombination chamber, *Radiation Protection Dosimetry*, 126(1-4), 306-309, 2007.
- [132] Bauchinger M., Microdosimetric aspects of the induction of chromosome aberrations. In: Ishihara T and Sasaki MS (eds) *Radiation induced chromosome damage in man*. New York: Alan R Liss, Inc, 1-22, 1983.
- [133] Lloyd D., Edwards A.A., Prosser J. S., Chromosome aberrations induced in human lymphocytes by in vitro acute X and gamma radiation, *Radiation Protection Dosimetry*, 15, 83-88, 1986.
- [134] Barquinero J.F., Barrios L., Caballin M.R., Miro R., Ribas M., Subias A., Establishment and validation of a dose-effect curve for gamma-rays by cytogenetic analysis, *Mutation Research*, 326, 65-69, 1995.
- [135] Köksal G., Pala F.S., Dalci D.O., In vitro dose-response curve for chromosome aberrations induced in human lymphocytes by ⁶⁰Co gamma-radiation, *Mutation Research*, 329, 57-61, 1995.
- [136] Edwards A. A., The use of chromosomal aberrations in human lymphocytes for biological dosimetry, *Radiation Research*, 148, S39-S44, 1997.
- [137] Lindholm et al., Comparison of dose-response curves for chromosomal aberrations established by chromosome painting and conventional analysis, *International Journal of Radiation Biology*, 74: 27-34, 1998.

- [138] Top et al., Biological dosimetry of Co-60 gamma radiation. Turk J Haematol 17, 189-196, 2000.
- [139] Prasana et al., AFRRI's Gamma-ray, X-ray, and fission-neutron calibration curves for the lymphocyte dicentric assay: application of a Metaphase Finder System, Bethesda, Maryland : Armed Forces Radiobiology Research Institute, 2002, strona: <https://www.hsdl.org/?view&did=1801> [dostęp: 09.02.2022].
- [140] Schmid et al., Relative biological effectiveness of 144 keV neutrons in producing dicentric chromosomes in human lymphocytes compared with 60Co gamma rays under heating-cooling conditions. Radiation Research, 157, 453-460, 2002.
- [141] Haeri S.A., et al., Determination of dose-response relationship in cultured human lymphocytes for biological dosimetry, International Journal of Radiation Research, 2(2), 85-88, 2004.
- [142] Harpreet et al., In-vitro dicentric and micronucleus dose response curves for cobalt-60 gamma radiation for biological dosimetry. Indian Journal of Radiation Research, 4, 10-18, 2007.
- [143] Martins V., Antunes A.C., Monteiro G.O., Implementation of a dose-response curve for gamma-radiation in the Portuguese population by use of the chromosomal aberration assay, Mutation Research, 750: 50-54, 2013.
- [144] Wong K. F., Siu L.L., Ainsbury E., Moquet J., Cytogenetic biodosimetry: what it is and how we do it, *Hong Kong medical Journal*, 19, 168–173, 2013.
- [145] Martins A. C., Antunes O., Monteiro G., Implementation of a dose–response curve for γ -radiation in the Portuguese population by use of the chromosomal aberration assay, Mutation Research/Genetic Toxicology and Environmental Mutagenesis, 750, 1–2, 50-54, 2013.
- [146] Mendes et al., Calibration curves by 60Co with low dose rate are different in terms of dose estimation – a comparative study, Genetics and Molecular Biology, 43(01), 2020.
- [147] Lemos-Pinto M., et al., A dose-response curve for biodosimetry from a 6 MV electron linear accelerator, Brazilian Journal of Medical and Biological Research, 48(10), 2015.
- [148] Edwards A. A., Lloyd D. C., Prosser J. S., The induction of chromosome aberrations in human lymphocytes by accelerated charged particles, Radiation Protection Dosimetry, 13, 205-209, 1985.
- [149] Edwards A. A., Lloyd D. C., Prosser J. S., The induction of chromosome aberrations in human lymphocytes by 24 keV neutrons, Radiation Protection Dosimetry, 31, 265-268, 1990.
- [150] IAEA, The radiological accident in Istanbul, 2000, strona: https://www-pub.iaea.org/MTCD/Publications/PDF/Pub1102_web.pdf [dostęp: 09.02.2022].
- [151] Deperas J., et al., CABAS: a freely available PC program for fitting calibration curves in chromosome aberration dosimetry, Radiation Protection Dosimetry, 124, 2, 115–123, 2007.
- [152] Figueiredo M, Lecture notes on Bayesian estimation and classification, Instituto de Telecomunicacoes-Instituto Superior Tecnico, Lisboa, 2004.

- [153] Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 25 maja 2021 r. w sprawie planów postępowania awaryjnego w przypadku zdarzeń radiacyjnych, Dz.U. 2021 poz. 1086.
- [154] Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 30 listopada 2020 r. w sprawie rodzajów działań interwencyjnych wprowadzanych w strefie zewnętrznej oraz wartości operacyjnych poziomów interwencyjnych stanowiących podstawę do wprowadzenia w strefie zewnętrznej tych działań, Dz. U. 2020 poz. 2247.
- [155] Bojaroń M., Dozymetria termoluminescencyjna soczewek oczu, praca magisterska, Wydział Fizyki Politechniki Warszawskiej, 2018.

Spis rysunków

Rysunek 3.1. Różnica między dawką pochłoniętą a kermą (opracowanie własne na podstawie wykładów prof. N. Golnik).....	22
Rysunek 3.2. Schemat procesu jonizacji atomu.....	26
Rysunek 3.3. Obszary dominacji poszczególnych efektów oddziaływania promieniowania gamma z materią w zależności od energii fotonów i liczby atomowej absorbenta Z [66].....	27
Rysunek 3.4. Widmo energii neutronów rozszczepieniowych ze źródła ^{235}U [71].	29
Rysunek 3.5. Pośredni i bezpośredni mechanizm oddziaływania promieniowania jonizującego na nić DNA.....	35
Rysunek 4.1. Schemat zjawiska termoluminescencji: a) padający kwant promieniowania jonizującego powoduje wybitego elektronu z pasma walencyjnego i przeniesienie go do pułapki elektronowej o energetycznej głębokości E , b) dostarczona z zewnątrz energia, przewyższająca głębokość pułapki elektronu, umożliwia rekombinację z towarzyszącą jej emisją światła.....	38
Rysunek 4.2. Obudowy detektorów TLD (na górze po lewej stronie widoczna jest plastikowa podstawka z numerem i otworami na pastylki oraz zewnętrzna obudowa; na dole po lewej – detektory w obudowach z filtrem paskowym (OP) i kaseta zbiorcza na detektory; po prawej stronie umieszczony jest dozymetr – pokazana jest symetria umieszczenia filtra i przezroczysta obudowa zewnętrzna z PMMA (materiały własne)...	40
Rysunek 4.3. Czytnik termoluminescencyjny RADOS 2000 (po lewej stronie) i piec TLDO (po prawej stronie).....	43
Rysunek 4.4. Krzywa wyświecania detektora LiF: Mg,Cu,P uzyskana w czytniku RADOS 2000.....	44
Rysunek 4.5. Krzywe wyświecania po odczycie detektorów TLD anilowanych w piecu: po 1 godzinie i po 6 dniach od napromienienia źródłem ^{137}Cs . Krzywe przedstawiono jako średnia liczba zliczeń i 2 odchylenia standardowe (OS).....	45
Rysunek 4.6. Krzywe wyświecania po odczycie detektorów TLD anilowanych w czytniku: po 1 godzinie i po 6 dniach od napromienienia źródłem ^{137}Cs . Krzywe przedstawione jako średnia liczba zliczeń i 2 odchylenia standardowe (OS).....	45
Rysunek 4.7. Przykładowy widok okna programu WinTLD w trakcie odczytu dozymetru.....	46
Rysunek 4.8. Elementy stanowiska kalibracyjnego gamma: panel sterujący i iradiator z ławą.....	47
Rysunek 4.9. Dawkomierz uniwersalny PTW-UNIDOS oraz komora jonizacyjna LS-01 typu 32002.....	49
Rysunek 4.10. Stanowisko pomiarowe Beta Secondary Standard 2: stelaż z umieszczonym źródłem, filtrem spłaszczającym i fantomem płytowym.....	50
Rysunek 4.11. Przykładowy widok okna programu Beta BSS2.....	50
Rysunek 4.12. Przykłady fantomów stosowanych w dozymetrii – od lewej: płytowy, słupowy, prętowy [105].....	51
Rysunek 4.13. Krzywe wyświecania serii niejednorodnych pastylek napromienionych ^{137}Cs , dawką referencyjną $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$	53

Rysunek 4.14. Krzywe wyświecania po pierwszym etapie selekcji pastylek.....	53
Rysunek 4.15. Krzywe wyświecania po drugim etapie selekcji pastylek.....	54
Rysunek 4.16. Test liniowości detektorów TLD dla źródeł ^{137}Cs , ^{60}Co , ^{90}Sr i ^{85}Kr dla pozycji pastylki zasłoniętej (C) i odsłoniętej (U) wraz ze współczynnikiem determinacji R^2	55
Rysunek 5.1. Uśrednione krzywe wyświecania dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie krzywa dla ^{137}Cs [1], po prawej krzywa dla ^{60}Co	65
Rysunek 5.2. Uśrednione krzywe wyświecania dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie krzywa dla ^{90}Sr [1], po prawej krzywa dla ^{85}Kr	65
Rysunek 5.3. Rozkład częstości zliczeń dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{137}Cs z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,88$ [1], po prawej rozkład dla ^{60}Co z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,81$	66
Rysunek 5.4. Rozkład częstości zliczeń dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{90}Sr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,96$ [1], po prawej rozkład dla ^{85}Kr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,82$. ..	66
Rysunek 5.5. Rozkład częstości współczynników kalibracyjnych dla źródeł promieniowania gamma po ekspozycji na $H_p(10) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{137}Cs z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,87$ [1], po prawej rozkład dla ^{60}Co z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,75$	68
Rysunek 5.6. Rozkład częstości współczynników kalibracyjnych dla źródeł promieniowania beta po ekspozycji na $H_p(0,07) = 1 \text{ mSv}$. Po lewej stronie rozkład dla ^{90}Sr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,94$ [1], po prawej rozkład dla ^{85}Kr z dopasowaniem funkcji Gaussa z $R^2 = 0,66$	68
Rysunek 6.1. Uproszczony schemat budowy chromosomu metafazowego (tuż przed podziałem). Charakterystycznym elementem prawidłowego chromosomu jest centromer, będący miejscem połączenia dwóch chromatyd.....	87
Rysunek 6.2. Schemat powstawania chromosomu dicentrycznego z towarzyszącym fragmentem acentrycznym.....	88
Rysunek 6.3. Limfocyt w stadium metafazy z widocznym dicentrykiem i fragmentem acentrycznym (materiały własne z analizy mikroskopowej).....	88
Rysunek 6.4. Schemat powstawania uszkodzeń w komórce, prowadzących do utworzenia dicentryków, zgodnie z teorią DRAT. Duże szare okręgi to jądra komórkowe, szare kółka w środku oznaczają podwójnoniciowe uszkodzenia chromosomów, powstałe pod wpływem działania cząstek promieniowania jonizującego, oznaczonych strzałkami.....	89
Rysunek 6.5. Krzywe zależności dawka-skutek [26].....	90
Rysunek 6.6. Przykładowe wyniki dawek pochłoniętych od promieniowania gamma uzyskane w kolejnych iteracjach metodą iteracyjną.....	95
Rysunek 6.7. Przykładowy widok okna programu komputerowego <i>Dose assessment</i> do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$ [51].....	96
Rysunek 6.8. Przykładowy widok okna aplikacji <i>MixeDose Assessment</i> do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$, dostępnej do zainstalowania na urządzenie mobilne z systemem Android [3].....	96

Rysunek 6.9. Wykresy otrzymane dla metody quasi-bayesowskiej z rozkładem <i>a priori</i> w postaci krzywej Gaussa.....	99
Rysunek 6.10. Informatywne rozkłady <i>a priori</i> dla $\theta = 0,92$	102
Rysunek 6.11. Przykłady rozkładów nieinformatywnych.....	103
Rysunek 6.12. Schemat blokowy przedstawiający algorytm działania programu opartego na modelowaniu Monte Carlo [8, 52].....	105
Rysunek 6.13. Przykładowy widok okna programu komputerowego <i>Absorbed dose assessment</i> do obliczania dawek od promieniowania mieszanego $n + \gamma$ [8, 52].....	106
Rysunek 6.14. Parametry Z_n dla kolejnych laboratoriów w przypadku dawek od promieniowania gamma [3].....	109
Rysunek 6.15. Parametry Z_n dla kolejnych laboratoriów w przypadku dawek od promieniowania neutronowego [3].....	109
Rysunek 6.16. Przykładowe okno programu z wynikami uzyskanymi dla próbki nr 2: $y_f = 0,07$, prior Gaussa z $\theta = 0,92 \pm 0,02$ [8].....	116
Rysunek 6.17. Przykładowe okno programu z wynikami uzyskanymi dla $y_f = 20$, prior beta dla $a = 2$, $b = 2$ [8].....	116
Rysunek 7.1. Rozkład współczynników γ dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co , $R^2 = 0,85$	121
Rysunek 7.2. Rozkład współczynników β dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co , $R^2 = 0,99$	122
Rysunek 7.3. Rozkład współczynników α dla neutronów rozszczepialnych, $R^2 = 0,64$...	123
Rysunek 7.4. Dawki uzyskane dla próbki nr 2, $D_{ref} = 0$ Gy.....	128
Rysunek 7.5. Dawki uzyskane dla próbki nr 4, $D_{ref} = 0,25$ Gy.....	129
Rysunek 7.6. Dawki uzyskane dla próbki nr 6, $D_{ref} = 0,5$ Gy.....	129
Rysunek 7.7. Dawki uzyskane dla próbki nr 8, $D_{ref} = 0,75$ Gy.....	129
Rysunek 7.8. Dawki uzyskane dla próbki nr 10, $D_{ref} = 1,0$ Gy.....	130
Rysunek 7.9. Dawki uzyskane dla próbki nr 12, $D_{ref} = 2,0$ Gy.....	130
Rysunek 7.10. Dawki uzyskane dla próbki nr 14, $D_{ref} = 3,0$ Gy.....	130
Rysunek 7.11. Dawki uzyskane dla próbki nr 16, $D_{ref} = 4,0$ Gy.....	131
Rysunek 7.12. Porównanie wyników metody odniesienia D_d z wynikami metody bayesowskiej, krzywej dla promieniowania X oraz dla kobaltu w granicy 2 odchyłeń standardowych.....	133
Rysunek 8.1 Przykładowe okno programu do dopasowania krzywych metodą bayesowską [51].....	148
Rysunek 8.2. Dopasowanie funkcji liniowej $f(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.....	149
Rysunek 8.3. Dopasowanie funkcji liniowej $g(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.....	149
Rysunek 8.4. Dopasowanie funkcji kwadratowej $h(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.....	150
Rysunek 8.5. Dopasowanie funkcji kwadratowej $i(x)$ metodą bayesowską i najmniejszych kwadratów.....	150
Rysunek 8.6. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania gamma od ^{60}Co , uzyskana metodą bayesowską.....	152

Rysunek 8.7. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania neutronowego, uzyskana metodą bayesowską.....	152
Rysunek 8.8. Krzywa dawka-skutek dla promieniowania mieszanego $n + \gamma$, uzyskana metodą bayesowską.....	152
Rysunek 8.9. Dopasowanie krzywych dawka-skutek dla neutronów termicznych.....	154

Spis tabel

Tabela 3.1. Wartości czynnika wagowego promieniowania w_R według zaleceń ICRP [62].....	23
Tabela 3.2. Wielkości operacyjne stosowane w dozymetrii [64].....	25
Tabela 3.3. Procesy zachodzące w żywym organizmie pod wpływem działania promieniowania jonizującego.....	32
Tabela 3.4. Charakterystyka skutków deterministycznych i stochastycznych.....	36
Tabela 4.1. Główne cechy litrowej komory jonizacyjnej typu 32002 [102].....	48
Tabela 4.2. Wyniki analizy detektorów TLD przed i po selekcji.....	54
Tabela 4.3. Parametry napromienienia dla źródeł promieniowania gamma.....	56
Tabela 4.4. Parametry napromienienia dla źródeł promieniowania beta.....	56
Tabela 4.5. Wyniki odczytu detektorów po napromienieniu dawką referencyjną $H_p(d) = 1 \text{ mSv}$	57
Tabela 4.6. Wyznaczone współczynniki kalibracyjne detektorów.....	57
Tabela 4.7. Współczynniki kalibracyjne wraz z niepewnościami wyrażonymi w formie jednego odchylenia standardowego dla pozycji zasłoniętej (C) i odsłoniętej (U) [1].....	58
Tabela 5.1. Matematyczna postać rozkładu prawdopodobieństwa dawki <i>a posteriori</i> oraz parametrów wejściowych θ i K_x w zależności od dostępności danych.....	69
Tabela 5.2. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{60}\text{Co}$	73
Tabela 5.3. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{60}\text{Co}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.....	73
Tabela 5.4. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{60}\text{Co}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ	74
Tabela 5.5. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{60}\text{Co}$	75
Tabela 5.6. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{60}\text{Co}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.....	75
Tabela 5.7. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{60}\text{Co}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ	76
Tabela 5.8. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{137}\text{Cs}$	77
Tabela 5.9. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{137}\text{Cs}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.....	77
Tabela 5.10. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{85}\text{Kr}+^{137}\text{Cs}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ	78
Tabela 5.11. Wyniki napromienienia dozymetrów TLD w polu promieniowania $\beta + \gamma$, β , γ oraz wyznaczony współczynnik θ dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{137}\text{Cs}$	79
Tabela 5.12. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą klasyczną i bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr}+^{137}\text{Cs}$ dla N_β i N_γ z pomiarów.....	79

Tabela 5.13. Wyniki oceny dawek $\beta + \gamma$ metodą bayesowską dla źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ dla obliczonych wartości N_β i N_γ	80
Tabela 5.14 Wyniki oceny dawek od źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ uzyskane metodą Monte Carlo [1].....	82
Tabela 5.15. Wyniki oceny dawek od źródeł $^{90}\text{Sr} + ^{137}\text{Cs}$ uzyskane metodą bayesowską [1].....	82
Tabela 5.16. Wyniki oceny dawek uzyskane metodą klasyczną i fizyczną (dawki referencyjne) [1].....	83
Tabela 6.1. Parametry krzywych dawka-skutek.....	93
Tabela 6.2. Współczynniki literaturowych krzywych kalibracyjnych.....	107
Tabela 6.3. Porównanie wyników literaturowych z wynikami uzyskanymi metodami analityczną i quasi-bayesowską [3].....	108
Tabela 6.4. Wartości Z_n uzyskane dla kolejnych laboratoriów.....	110
Tabela 6.5. Porównanie oryginalnej i uproszczonej metody bayesowskiej z metodą iteracyjną [2].....	112
Tabela 6.6. Wyniki oceny dawek $n + \gamma$ uproszczoną metodą bayesowską [2].....	113
Tabela 6.7. Wyniki analizy próbek biologicznych [8].....	114
Tabela 6.8. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 1 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].....	115
Tabela 6.9. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 2 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].....	115
Tabela 6.10. Wyniki dawek uzyskane dla próbki nr 3 metodą Monte Carlo, iteracyjną, analityczną i bayesowską [8].....	115
Tabela 7.1. Dane krzywych literaturowych dawka-skutek dla ^{60}Co	120
Tabela 7.2. Dane krzywych literaturowych dawka-skutek dla neutronów rozszczepieniowych.....	123
Tabela 7.3. Parametry i założenia przy obliczaniu dawek od ^{60}Co metodą bayesowską...	125
Tabela 7.4. Parametry i założenia przy obliczaniu dawek od promieniowania neutronowego.....	125
Tabela 7.5. Krzywe wzorcowe dawka-skutek zastosowane w analizie.....	126
Tabela 7.6. Wyniki dawek dla promieniowania emitowanego z ^{60}Co uzyskane metodą klasyczną z wykorzystaniem krzywych dawka-skutek dla promieniowania X i ^{60}Co oraz metodą bayesowską.....	127
Tabela 7.7. Rozrzut wyników uzyskanych dla krzywych literaturowych w porównaniu z metodą bayesowską.....	131
Tabela 7.8. Wyniki analizy uszkodzeń i oceny dawki u osób narażonych w wypadku z udziałem ^{60}Co [150] oraz wyniki dawek uzyskane dla krzywej X, ^{60}Co i metodą bayesowską.....	135
Tabela 7.9. Wyniki analizy wskaźników statystycznych.....	135

Tabela 7.10. Krzywe wzorcowe dawka-skutek zastosowane w analizie.....	137
Tabela 7.11. Wyniki oceny dawek dla neutronów rozszczepieniowych.....	137
Tabela 8.1. Wyniki dopasowania krzywych metodą najmniejszych kwadratów (MNK) i metodą bayesowską (MB) oraz obliczone wartości parametru S	149
Tabela 8.2. Wyniki dopasowania krzywych metodą najmniejszych kwadratów (MNK) i metodą bayesowską (MB) oraz obliczone wartości parametru S	151
Tabela 8.3. Parametry krzywych dawka-skutek uzyskane metodą bayesowską (MB) i metodą najmniejszych kwadratów (MNK).....	153
Tabela 8.4. Wyniki zastosowania analizy bayesowskiej w dopasowaniu krzywych dla neutronów termicznych wraz z obliczonymi wiarygodnościami modeli A i B.....	154

Spis skrótów i skrótowców

ALARA – As Low As Reasonably Achievable

BNCT – Boron Neutron Capture Therapy

CLOR – Centralne Laboratorium Ochrony Radiologicznej

DNA – deoxyribonucleic acid (kwas deoksyrybonukleinowy)

DSB DNA – double-strand break DNA (podwójnoniciowe pęknięcie nici DNA)

EPR – Emergency Preparedness and Response

EURADOS – European Radiation Dosimetry Group

HPA – Health Protection Agency

IAEA – International Atomic Energy Agency (pl. Międzynarodowa Agencja Energii Atomowej – MAEA)

ICHJT – Instytut Chemii i Techniki Jądrowej

ICRP – International Commission on Radiological Protection

ICRU – International Commission on Radiation Units & Measurements

IFJ – Instytut Fizyki Jądrowej

IRSN – Institut de Radioprotection et de Sûreté Nucléaire

LET – Linear Energy Transfer

NCBiR – Narodowe Centrum Badań i Rozwoju

NCBJ – Narodowe Centrum Badań Jądrowych

NRPB – National Radiological Protection Board

OSL – optycznie stymulowana luminescencja

PAA – Państwowa Agencja Atomistyki

PCA – Państwowe Centrum Akredytacji

RENEB – Running the European Network of Biological and Retrospective Physical Dosimetry

SSB DNA – single-strand break (pojedyncze pęknięcie nici DNA)

STM – Simple Trap Model

TLD – dozymetria termoluminescencyjna

Lista publikacji, wystąpień oraz projektów

Publikacje ogólnie:

Artykuły w czasopismach naukowych z listy Journal Citation Reports (JCR) – 4

Inne publikacje – 8

Wypromowane prace inżynierskie – 4

Wypromowane prace magisterskie – 2

Lista publikacji:

Publikacje w czasopismach naukowych z listy JCR:

- [1] Application of Bayesian statistics for radiation dose assessment in mixed beta - gamma fields, I. Słonecka, J. Krasowska, Z. Baranowska, K. W. Fornalski, Radiation and Environmental Biophysics, 2021, 60(2): 257-265, doi: 10.1007/s00411-021-00906-w, Impact Factor w 2020: 1,925.
- [2] Simplified Bayesian method: application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation fields, I. Słonecka, K. Łukasik, K. W. Fornalski, Radiation and Environmental Biophysics, 2019, 58, 49–57, Impact Factor w 2019: 1,331.
- [3] Analytical and quasi-Bayesian methods as development of the iterative approach for mixed radiation biodosimetry, I. Słonecka, K. Łukasik, K. W. Fornalski, Radiation and Environmental Biophysics, 2018, 57(3): 195-203, doi: 10.1007/s00411-018-0745-6, Impact Factor w 2018: 1,267.
- [4] The Monte Carlo Method of Mixed Radiation Field Dose Assessment in the Cytogenetic Biodosimetry, Acta Physica Polonica A 2018, A. Powojńska, I. Słonecka, K. W. Fornalski, Acta Physica Polonica A, 2018, 134(2), doi: 10.12693/aphyspola.134.583, Impact Factor w 2018: 0,545.

Pozostałe publikacje

- [5] Calibration factor fluctuation for radiological protection instruments used in Nuclear Medicine Departments — experience from CLOR, K. Szewczak, I. Słonecka, K. Wołoszczuk, Z. Podgórska, Ł. Modzelewski, Nuclear Medicine Review 2018.

- [6] myOSL – A new series of portable and stationary equipment for OSL-dosimetry based on BeO, D. Richter, I. Słonecka, S. Schischke, K. Dornich, Rad Conference Proceedings, vol. 3, pp. 132–137, 2018, ISSN 2466-4626 (online), doi: 10.21175/RadProc.2018.29.
- [7] Biologiczne skutki działania promieniowania jonizującego, I. Słonecka, rozdział w monografii „Bezpieczeństwo energetyki jądrowej”, wyd. Szkoła Główna Służby Pożarniczej, 2017.
- [8] Podgórska Z., Słonecka I., Krajowy system monitoringu substancji promieniotwórczych w środowisku, rozdział w monografii „Wybrane zagrożenia dla środowiska – spojrzenie młodych naukowców”, wyd. Creativetime, 2017.
- [9] The use of bayesian analysis for biological dose assessment by the dicentric assay after overexposures of people to fission neutrons, M. Kowalska, I. Słonecka, K. W. Fornalski, Proceedings of the XXII National Conference on Applications of Mathematics in Biology and Medicine, Sandomierz, 5–9.09.2016, ISBN:978-83-65139-54-2, strona: <http://kkzmbm.mimuw.edu.pl/sprawozdania/spr22/cale/kowalska.pdf>, recenzowane materiały pokonferencyjne, [dostęp: 09.02.2022].
- [10] Alternatywne metody obliczania dawek pochłoniętych w biologicznej dozymetrii promieniowania mieszanego $n + \gamma$, I. Pacyniak, K. W. Fornalski, M. Kowalska, Postępy Fizyki, Nr 1-6/2015.
- [11] Zastosowanie statystyki bayesowskiej w dozymetrii biologicznej promieniowania mieszanego $n + \gamma$. I. Pacyniak, M. Kowalska, rozdział w monografii Metody matematyczne w zastosowaniach tom 3, Wydawca: Centrum zastosowań matematyki, 2015.
- [12] Employment of bayesian and Monte Carlo methods for biological dose assessment following accidental overexposures of people to nuclear reactor radiation, I. Pacyniak, K. W. Fornalski, M. Kowalska, Proceedings of the Second International Conference on Radiation and Dosimetry in Various Field of Research 27 – 30.05.2014, Nis, Serbia, strona: http://www.rad2014.elfak.rs/conference_material.php, recenzowane materiały pokonferencyjne [dostęp: 09.02.2022].

Wypromowane prace inżynierskie:

- [1] Zastosowanie statystyki bayesowskiej jako narzędzia w dozymetrii biologicznej, Krzysztof Łukasik, Opiekunowie: mgr inż. Iwona Słonecka, dr inż. Daniel Kikoła, Wydział Fizyki PW, 2016.
- [2] Ocena dawki pochłoniętej metodą dozymetrii cytogenetycznej w oparciu o modelowanie Monte Carlo, Aleksandra Powojńska, Opiekun: mgr inż. Iwona Słonecka, prof. dr hab. Jan Pluta, dr inż. Krzysztof Fornalski, Wydział Fizyki PW, 2016.
- [3] Modelowanie odpowiedzi grupy komórek na promieniowanie jonizujące metodą Monte Carlo, Paweł Wysocki, Opiekun: mgr inż. Iwona Słonecka, prof. dr hab. Jan Pluta, dr inż. Krzysztof Fornalski, Wydział Fizyki PW, 2016.
- [4] Badanie czułości detektorów termoluminescencyjnych LiF:Mg,Cu,P, Mateusz Cedzidło, Opiekun: mgr inż. Iwona Słonecka, dr hab. inż. Daniel Kikoła, Wydział Fizyki PW, 2018.

Wypromowane prace magisterskie:

- [1] Metodyka szacowania dawek w mieszanym polu promieniowania beta i gamma przy zastosowaniu dozymetrów termoluminescencyjnych, Zuzanna Baranowska, Opiekunowie: dr inż. Piotr Tulik, mgr inż. Katarzyna Wołoszczuk, mgr inż. Iwona Słonecka, Wydział Elektroniki i Technik Informacyjnych, 2017.
- [2] Dozymetria termoluminescencyjna soczewek oczu, Magdalena Bojarojć, Opiekunowie: mgr inż. Iwona Słonecka, dr inż. Daniel Kikoła, Wydział Fizyki PW, 2018.

Wystąpienia:

- Estimation of mixed beta and gamma doses with the use of TLD and Bayesian statistics, I. Słonecka, Z. Baranowska, K. Łukasik, K.W. Fornalski, 6th International Conference on Radiation and Applications in Various Fields of Research, 18.06-22.06.18, Ohrid, Macedonia, **Plakat**
- Methodology of calculating dose ratio in mixed beta-gamma radiation field using thermoluminescence detectors Z. Baranowska, I. Słonecka, K. Wołoszczuk, 6th International Conference on Radiation and Applications in Various Fields of Research, 18.06-22.06.18, Ohrid, Macedonia, **Plakat**
- Metodyka szacowania dawek przy zastosowaniu odczytów tld oraz statystyki bayesowskiej w polach mieszanych promieniowania beta i gamma, I. Słonecka,

Z. Baranowska, K. Ciupek, K. W. Fornalski, konferencja „Fizyka dla medyka”, 31.03.2017, **komunikat ustny**

- Biologiczna ocena dawek mieszanego promieniowania jonizującego z zastosowaniem metod statystyki bayesowskiej, I. Słonecka, Konferencja naukowa towarzysząca XIV Zjazdowi Polskiego Towarzystwa Nukleonicznego „Polska Nukleonika na początku XXI wieku”, IChTJ 27.05.2017, **referat zaproszony**
- Ocena dawki mieszanego promieniowania jonizującego beta i gamma przy zastosowaniu metody TLD oraz statystyki bayesowskiej, I. Słonecka, Z. Baranowska, K. W. Fornalski, III Konferencja z zakresu detekcji promieniowania jonizującego oraz kontroli jakości w rentgenodiagnostyce, radioterapii i medycynie nuklearnej, 18-22.09.2017, **komunikat ustny**
- Ocena dawki mieszanego promieniowania jonizującego metodą dozymetrii biologicznej i nowoczesnych narzędzi statystycznych, I. Słonecka, K. Łukasik, A. Powojńska, K. W. Fornalski, III Konferencja z zakresu detekcji promieniowania jonizującego oraz kontroli jakości w rentgenodiagnostyce, radioterapii i medycynie nuklearnej, 18-22.09.2017, **komunikat ustny**
- Doses assessment methods in biological dosimetry of mixed radiation, I. Słonecka, A. Powojńska, K. Łukasik, M. Kowalska, K. W. Fornalski, I Ogólnopolska Konferencja Naukowa Praktyczne działania w przypadku zagrożeń chemicznych, biologicznych, radiologicznych i nuklearnych (CBRN), 07-08.09.2017, **plakat**
- Metodyka szacowania dawek przy zastosowaniu odczytów TLD oraz statystyki bayesowskiej w polach mieszanego promieniowania beta i gamma” i „Methodology of doses estimation of mixed beta and gamma radiation with the use of TLD and Bayesian statistics”, I. Słonecka, K. Ciupek, seminarium CLOR, 15.02.2017, **artykuł i komunikat ustny**
- Doses assessment methods in biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation, 12th LOWRAD International Conference: The Effects of Low Doses and Very Low Doses of Ionizing Radiation on Human Health and Biotopes, Warsaw 12-13, December, 2016, I. Słonecka, A. Powojńska, K. Łukasik, M. Kowalska, K. W. Fornalski, **plakat**
- Bayesian statistics as a tool for retrospective assessment of mixed doses of ionising radiation”, I. Słonecka, K. Łukasik, K. W. Fornalski, M. Kowalska, X edycja konferencji „Wpływ Młodych Naukowców na Osiągnięcia Polskiej Nauki”, Warszawa, 3.12.2016 r., **komunikat ustny**

- Curve fitting method with the Bayesian statistics”, I. Słonecka, K. Łukasik, K. W. Fornalski, X edycja konferencji „Wpływ Młodych Naukowców na Osiągnięcia Polskiej Nauki”, Warszawa, 3.12.2016 r., **komunikat ustny**
- In vitro w dozymetrii, czyli o cytogenetycznej rekonstrukcji dawki, I. Słonecka, IV Konferencja z zakresu detekcji promieniowania jonizującego oraz kontroli jakości w rentgenodiagnostyce, radioterapii i medycynie nuklearnej, Klimkówka 03-06.09.2019, **komunikat ustny**
- Informative and non-informative priors in Bayesian statistic: Application in cytogenetic biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation”, Warsaw Medical Physics Meeting 2014 i 2015, I. Pacyniak, M. Kowalska, K. W. Fornalski, 14-16 maja, 2015 r., Centrum Nowych Technologii, Warszawa, **komunikat ustny**
- Bayesian statistics in biological dosimetry of mixed $n + \gamma$ radiation, Kongres PTFM 50-lecie, I. Pacyniak, M. Kowalska, K. W. Fornalski, 03-05 września 2015 r., Warszawa, **komunikat ustny**

Projekty:

W 2018 r. kierowałam projektem dla Młodych Naukowców finansowanym przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego, pt. „Zastosowanie metody bayesowskiej i Monte Carlo w biologicznej ocenie dawki pochłoniętej w skutek przypadkowego napromienienia ludzi promieniowaniem reaktorowym $n + \gamma$ ”. W latach 2017 – 2018 brałam udział w międzynarodowym projekcie Preparedness – Metrology for mobile detection of ionising radiation following a nuclear or radiological incident, koordynowanym przez niemiecki Physikalisch-Technische Bundesanstalt. W 2021 uczestniczyłam w projekcie Szkolna Radonowa Mapa Polski Fundacji Forum Atomowe, której jestem wolontariuszem.

W ciągu 7 lat pracy (2013 – 2020) w Centralnym Laboratorium Ochrony Radiologicznej prowadziłam liczne badania statutowe, m.in. „Statystyka bayesowska i metody Monte Carlo w dozymetrii mieszanego promieniowania jonizującego”, „Metodyka szacowania dawek w polu promieniowania mieszanego beta i gamma przy zastosowaniu dozymetrii termoluminescencyjnej”, czy „Wdrożenie techniki FISH do malowania centromerów w chromosomach ludzkich w celu jednoznacznego rozpoznawania chromosomów policentrycznych i identyfikacji mikrojąder indukowanych przez promieniowanie jonizujące dla potrzeb cytogenetycznej oceny dawki pochłoniętej” i wiele innych, których streszczenia są dostępne w Raportach Rocznych CLOR na stronie internetowej: <https://www.clor.waw.pl/badania-naukowe/raporty-roczne.html>.