

(90,71%) i 1215 wcześniaków (9,29%). Pobyt noworodków donoszonych trwał na Oddziale 7—8 dni, natomiast czasokres przebywania wcześniaków uzależniony był od ich stanu ogólnego i wagi.

Tabela I przedstawia liczebności urodzeń noworodków zarówno donoszonych, jak i niedonoszonych, w zależności od wagi w kolejnych latach badanego czasokresu. Płeć uwzględniona jest w całym okresie (kol. 9). Tabela II jest sumarycznym zestawieniem liczebności urodzeń i zgonów noworodków w badanym okresie, zaś tabela III zamieszcza śmiertelność noworodków w zależności od wagi, wreszcie tabela IV podaje przyczyny zgonów noworodków z uwzględnieniem podziału na donoszone i niedonoszone. Załączone ryciny ujmują graficznie zależności między wagą a częstościami urodzeń (ryc. 1), zgonów (ryc. 2) oraz urodzeń chłopców (ryc. 3).

Dostępny materiał (13081) urodzeń pozwala na omówienie czterech następujących zagadnień mających znaczenie w ocenie i naświetleniu dwu masowych procesów jakimi niewątpliwie są zjawiska urodzenia i zgonów noworodków, a mianowicie:

1) ocena rozbieżności między rozkładem wagi noworodków, a rozkładem normalnym,

2) czy zaznaczają się zmiany w śmiertelności noworodków w poszczególnych latach okresu 1951—1954 ?,

3) porównanie śmiertelności noworodków i liczebności urodzeń w Klinice między okresem 1946—1950 i okresem 1951—1954,

4) zależność śmiertelności noworodków i częstości urodzeń z uwzględnieniem płci od wagi oraz przyczyny tej śmiertelności.

W niniejszej pracy nie będziemy wnikali w szczegóły analizy statystycznej ani zamieszczali rachunków związanych ze stosowaniem testów istotności. Ograniczymy się jedynie do streszczenia uzyskanych wyników i podania wniosków.

Dane statystyczne przedstawione w tej pracy, z uwagi na wielką liczbę obserwacji (13081 urodzeń) upoważniają nas do uznania otrzymanych ocen częstości urodzeń i zgonów za wartości miarodajne. Pewność naszych wniosków przy sprawdzaniu hipotez można ocenić na podstawie tablic statystycznych obliczonych na zasadzie rachunku prawdopodobieństwa, o ile skorzystamy z właściwych testów istotności. Testy te stanowią kryteria pozwalające stwier-

dzić istnienie rzeczywistych różnic np. między frakcjami zgonów w badanych czasokresach, między częstościami zgonów w poszczególnych latach danego okresu i inne.

Omówienie wyników badań

I

Rola rozkładu normalnego i jego znaczenie w badaniach jest wyraźnie podkreślona przez Craméra (1946). Przy analizie materiału statystycznego stawia się często założenia odnośnie normalności omawianej cechy. Zależnie od typu rozkładu danej cechy analiza przybiera różne formy. Nasz materiał zestawiony w tabeli I według wag noworodków z uwagi na swą wielką liczebność może posłużyć do uzyskania informacji o rozbieżności między rozkładem wagi noworodka i rozkładem normalnym. Zauważmy, że noworodki niedonoszone ugrupowane są według wagi w szeregach rozdzielczych mających przedział klasowy równy 300 g, podczas gdy dla donoszonych odpowiedni przedział wynosi 250 g. Kol. 2, 3, 4 i 5 analizowanej tabeli I przedstawiają liczebności urodzeń noworodków w kolejnych latach okresu 1951—1954, a kol. 6 zawiera liczebności sumaryczne. Następną kol. 7 obejmuje procenty urodzeń obliczone dla każdej klasy wagowej w stosunku do wszystkich 13081 urodzeń. Procenty urodzeń uwidocznione na ryc. 1 odpowiadają wysokości prostokątów, których podstawą jest przedział klasowy dla wagi. Zaznaczona krzywa na rysunku jest krzywą rozkładu normalnego. Gdyby waga noworodka miała rozkład normalny, to procenty urodzeń dla poszczególnych klas wagowych byłyby w przybliżeniu równe wielkościom podanym w kol. 8 tabeli I (wg Weatherburn'a), a środki górnych podstaw prostokątów wchodzących w skład histogramu na ryc. 1 leżałyby niemal na krzywej normalnej. Ponieważ średnia wagi noworodków za omawiany czasokres wynosi 3203 g, a odchylenie standardowe 575,4 g, wykreśliliśmy krzywą normalną przy tych wartościach jako parametrach rozkładu normalnego. Dla sprawdzenia w jakiej mierze zaznaczają się odchylenia zaobserwowanych procentów urodzeń od oczekiwanych przy rozkładzie normalnym, zastosowano test istotności χ^2 (chi — kwadrat) w postaci

$$\chi^2 = \sum \frac{(f-F)^2}{F} \dots \dots \dots (1)$$

przy **c-1-p** stopniach swobody, gdzie **f** oznacza liczebność urodzeń zaobserwowaną w danej klasie wagowej (kol. 6 tabeli I), **F** — liczebność oczekiwaną (pozycja w kol. 8 mnożona przez 13081) w danej klasie wagowej, Σ — znak sumy po wszystkich klasach wagowych spełniających warunek $F \geq 10$, **c** — liczbę klas uży-

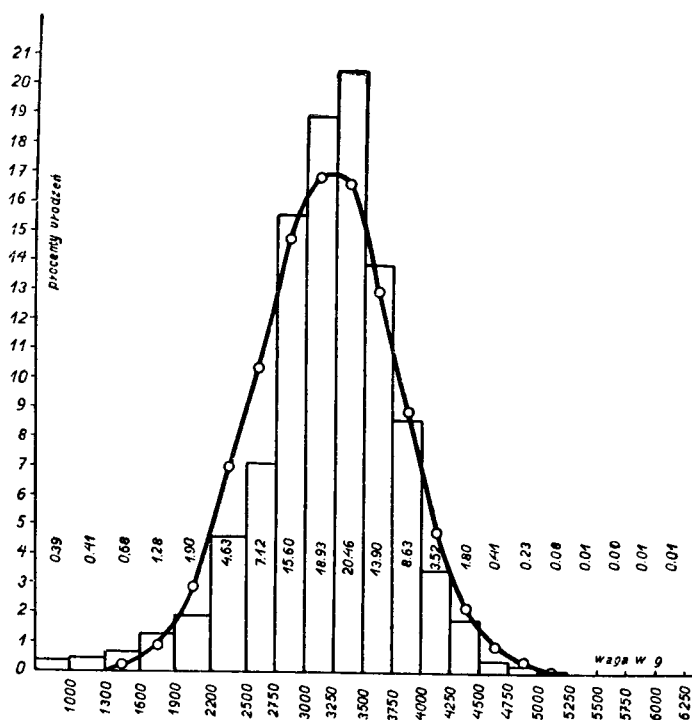
Tabela I

Liczebności urodzeń noworodków w zależności od wagi na podstawie 13081 urodzeń

Waga	L a t a				Ogółem	Zaobserwowane procenty wobec 13081	Oczekiwane procenty przy rozkładzie normalnym	Chłopcy	Procenty chłop- ców w danej klasie wag
	1951	1952	1953	1954 I kwar- tał					
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Poniżej 1000	21	15	12	3	51	0,39	0,01	25	49,0
1000 — 1300	22	16	13	3	54	0,41	0,04	18	33,3
1300 — 1600	31	16	33	9	89	0,68	0,22	48	53,9
1600 — 1900	57	44	54	12	167	1,28	0,93	92	55,1
1900 — 2200	61	70	101	16	248	1,90	2,90	119	48,0
2200 — 2500	201	175	176	54	606	4,63	7,03	284	46,9
Razem	393	336	389	97	1215	9,29	11,13	586	48,23
2500 — 2750	306	345	209	71	931	7,12	10,35	458	49,2
2750 — 3000	623	642	635	141	2041	15,60	14,84	936	45,9
3000 — 3250	775	771	769	161	2476	18,93	16,87	1247	50,4
3250 — 3500	729	904	830	214	2677	20,46	16,66	1485	55,5
3500 — 3750	544	651	483	141	1819	13,90	13,05	1039	57,1
3750 — 4000	316	345	357	111	1129	8,63	8,88	729	64,6
4000 — 4250	115	143	159	44	461	3,52	4,79	322	70,0
4250 — 4500	67	81	65	22	235	1,80	2,21	162	68,9
4500 — 4750	9	24	17	4	54	0,41	0,86	45	83,3
4750 — 5000	4	12	13	1	30	0,23	0,27	22	73,3
5000 — 5250	1	2	6	1	10	0,08		8	80,0
5250 — 5500	0	0	1	0	1	0,01		0	
5500 — 5750	0	0	0	0	0	0,00	0,09	0	
5750 — 6000	0	0	1	0	1	0,01		1	
6000 — 6250	1	0	0	0	1	0,01		0	
Razem	3490	3920	3545	911	11866	90,71	88,87	6454	54,39
Ogółem	3883	4256	3934	1008	13081	100,00	100,00	7040	53,82

skanych przy tym warunku, p — liczbę oszacowanych parametrów z próby (Cramér — 1946). Ponieważ wyznaczona ze wzoru (1) wartość χ^2 będąca miarą rozbieżności między częstościami zaobserwowanymi (kol. 7) a oczekiwanymi (kol. 8) jest bardzo wielka, gdyż równa się 1284,22, nie ulega więc wątpliwości, że waga noworodków ma rozkład wybitnie odbiegający od normalnego. Wyrazem tej rozbieżności są, jak wykazały testy istotności, zarówno ujemna skośność (miara asymetrii) jak i dodatnie spłaszczenie (Cramér 1946) omawianego rozkładu wobec normalnego. Jak widać z ryc. 1 największe odchylenia od normalności występują u noworodków niedonoszonych.

Na podstawie otrzymanych wyników obserwuje się zatem zbyt wielką częstość urodzeń niedonoszonych i za małą frakcją donoszonych o wadze wyższej od 3700 g. Życzenie więc by noworodki



Ryc. 1. Histogram dla wagi 13081 noworodków urodzonych w latach 1951—1954 i krzywa rozkładu normalnego ze średnią 3203 g i odchyleniem standardowym 575,4 g

rodziły się z wyższą wagą pokrywa się w pewnej mierze z wymaganiem, by rozkład wagi noworodków był jak najbardziej zbliżony do normalnego.

Stałe podnoszenie opieki lekarskiej nad kobietą ciężarną jest niewątpliwie jednym z czynników, który może wpłynąć na zmniejszenie ilości urodzeń dzieci niedonoszonych, jak również na zwiększenie liczby urodzeń dzieci o wyższej wadze.

II

W odpowiedzi na pytanie czy zaznaczają się zmiany w śmiertelności noworodków w okresie 1951—1954, zestawiliśmy dane liczbowe w tabeli II, w której są uwidocznione liczebności urodzeń i zgonów, procenty zgonów noworodków ogółem oraz donoszonych i niedonoszonych oddzielnie. Jak widać w tabeli II (kol. 2, 3, 4) na 13081 urodzonych noworodków zmarło 284, co stanowi 2,17%.

Tabela II

Liczebności urodzeń i zgonów noworodków w latach 1951—1954
na podstawie 13081 urodzeń

Rok	Noworodki ogółem			Noworodki donoszone			Noworodki niedonoszone		
	Urodzenia	Zgony	% zgonów	Urodzenia	Zgony	% zgonów	Urodzenia	Zgony	% zgonów
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1951	3883	96	2,47	3490	15	0,43	393	81	20,61
1952	4256	69	1,62	3920	11	0,28	336	58	17,26
1953	3934	94	2,39	3545	15	0,42	389	79	20,31
1954	1008	25	2,48	911	4	0,44	97	21	21,65
Ogółem	13081	284	2,17	11866	45	0,38	1215	239	19,67

W latach 1951, 1953 i 1954 procenty zgonów są bardzo zbliżone, wynoszą one kolejno 2,47, 2,39 i 2,48. Od tych wielkości odbiega procent zgonów w 1952 równy 1,62. Dla sprawdzenia, czy ta rozbieżność jest przypadkowa zastosowano test χ^2 (chi — kwadrat) cytowany we wzorze (1) (K w i t o w a i O k t a b a 1954). Na pod-

stawie przeprowadzonych rachunków uzyskano dla całego okresu wartość $\chi^2 = 9,05$, która w porównaniu z wartością graniczną $\chi^2_{0,5} = 7,815$ odczytaną z tablic statystycznych Fishera i Yatesa (1948) przy 3 stopniach swobody i 5% poziomie istotności pozwala wnioskować o istnieniu rzeczywistych różnic w śmiertelności noworodków w badanym okresie. Zastosowany test χ^2 omawianej postaci do lat 1951, 1953 i 1954 dał wartość $\chi^2 = 0,07$, która leży w granicach wahań przypadkowych. To zaś potwierdza nasze przypuszczenie, że śmiertelność noworodków w 1952 r. istotnie odbiega od pozostałych lat.

Podobne testy χ^2 zastosowano dla zbadania zmian śmiertelności noworodków donoszonych i niedonoszonych oddzielnie. Z tabeli II (kol. 5, 6 i 7) jest widoczne, że na 11866 urodzeń noworodków donoszonych zmarło 45, co stanowi 0,38%. Jakkolwiek procent zgonów donoszonych w 1952 r. równy 0,28 jest niższy niż w latach pozostałych tj. w 1951, 1953, 1954, gdzie przybiera kolejno wartości 0,43, 0,42 i 0,44, to jednak wyznaczona wartość χ^2 dla całego okresu jest równa 1,51. Ponieważ jest ona mniejsza od wartości granicznej przy poziomie 5%, nie mamy podstaw do twierdzenia, że różnice między wymienionymi czterema procentami są istotne. Podobnie dla noworodków niedonoszonych (tabela II, kol. 8, 9, 10), wartość $\chi^2 = 1,79$ należy uznać z tych samych względów za losową. Wobec tego można uważać, że procent zgonów noworodków niedonoszonych jest w przybliżeniu stały i wynosi 19,67 (239 zgonów na 1215 urodzeń (tabl. II, kol. 8, 9 i 10)). Wahania zaś w śmiertelności ogółem przebiegają równoległe do wahań noworodków donoszonych oraz niedonoszonych, o czym można było przekonać się na podstawie kol. 4, 7 i 10 tabl. II.

III

Na str. 184 poprzednio cytowanej pracy (K w i t o w a i O k t a b a 1954) w tabeli I, która obejmuje liczebności urodzeń i zgonów noworodków donoszonych i niedonoszonych w pierwszym tygodniu życia w latach 1946—1950, procenty zgonów noworodków wynosiły: dla noworodków ogółem 2,37 (245 zgonów na 10358 urodzeń), dla noworodków donoszonych 0,73 (69 zgonów na 9458 urodzeń) oraz dla wcześniaków 19,56 (176 zgonów na 900 urodzeń). Natomiast w okresie 1950—1954 omawianym przez nas w tabeli II,

w ostatnim wierszu „ogółem“, odpowiednie procenty wynoszą kolejno: 2,17 (284 zgony na 13081 urodzeń), 0,38 (45 zgonów na 11866 urodzeń) i 19,67 (239 zgonów na 1215 urodzeń).

Bezpośrednie porównanie nasuwa przypuszczenie o braku istotnego spadku w śmiertelności dla noworodków ogółem, o rzeczywistym dużym spadku dla donoszonych i przypadkowej różnicy między procentami zgonów wcześniaków. Dla potwierdzenia każdej z tych trzech hipotez użyto testu istotności χ^2 (chi — kwadrat) wg Romanowskiego (1953) i Weatherburna (1949).

$$\chi^2 = \frac{(p_1 - p_2)^2}{p(1-p) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} \dots \dots (2)$$

przy jednym stopniu swobody, gdzie p_1 i p_2 określają odpowiednio frakcję zgonów w okresach pierwszym i drugim, n_1 i n_2 — liczbę zgonów w tych okresach, a p — frakcję zgonów przypadającą na oba okresy łącznie. Zastosowane testy χ^2 w całej rozciągłości potwierdzają słuszność naszych przewidywań. Różnica między liczbą 2,37 określającą procent zgonów noworodków ogółem w pierwszym okresie i liczbą 2,17 odpowiadającą okresowi drugiemu okazała się przypadkowa, gdyż wartość chi-kwadrat przy poziomie istotności 0,05 równa 0,10 jest mniejsza od wartości granicznej 3,841 odczytanej z tablic chi-kwadratów przy jednym stopniu swobody.

Zaznacza się natomiast rzeczywisty spadek śmiertelności noworodków donoszonych w stosunku do okresu 1946—1950, gdyż porównanie procentów zgonów 0,73 (okres 1946—1950) z 0,37 (okres 1951—1954) daje zgodnie ze wzorem (2) wartość $\chi^2 = 12,15$. Odpowiednia wartość graniczna przy poziomie istotności 0,001 wynosi 10,827. Wskutek tego wniosek o istotnym zmniejszeniu się częstości zgonów donoszonych wypowiadamy z ryzykiem błędu mniejszym od 0,001 = 0,1%. Różnicę zaś między procentami zgonów noworodków niedonoszonych 19,56% (okres pierwszy) i 19,67% (okres drugi) należy uznać za losową, gdyż odpowiednia wartość chi-kwadrat jest mała i wynosi zaledwie 0,004.

Przy porównaniu zmian śmiertelności noworodków między okresem 1946—1950 i 1951—1954 należy zwrócić szczególną uwagę

na znaczny wzrost liczby urodzeń. W drugim okresie liczba urodzeń wynosiła $\frac{13081}{13} = 1006$ na kwartał, czyli około 4024 na rok, podczas gdy w okresie pierwszym wynosiła niemal dwukrotnie mniej, bo 2072 urodzeń na rok.

Tabela III

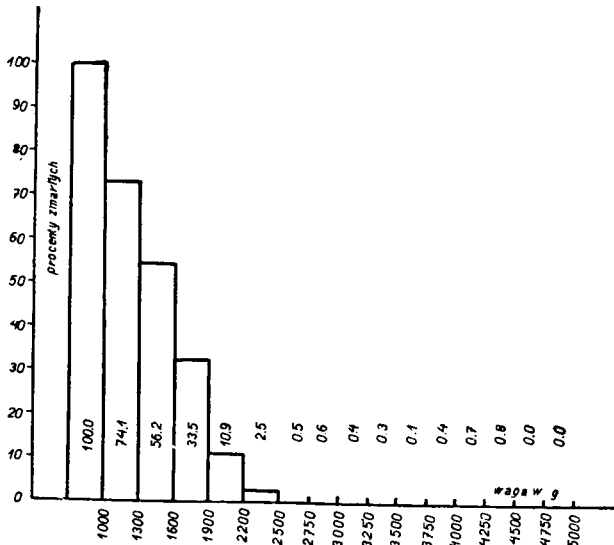
Śmiertelność noworodków w zależności od wagi w latach 1951—1954

Waga w g	Urodzeni	Zmarli	Pozostali przy życiu	% zmarłych w danej klasie	Zmarli chłopcy	% zmarłych chłopców
1	1	3	4	5	6	7
Ponizej 1000	51	51	0	100,0	25	
1000 — 1300	54	40	14	74,1	15	
1300 — 1600	89	50	39	56,2	34	
1600 — 1900	167	56	111	33,5	33	
1900 — 2200	248	27	221	10,9	12	
2200 — 2500	606	15	591	2,5	7	
Razem	1215	239	976	19,67	126	52,72
2500 — 2750	931	5	926	0,5	1	
2750 — 3000	2041	13	2028	0,6	7	
3000 — 3250	2476	9	2467	0,4	5	
3250 — 3500	2677	7	2670	0,3	3	
3500 — 3750	1819	2	1817	0,1	1	
3750 — 4000	1129	4	1125	0,4	4	
4000 — 4250	461	3	458	0,7	3	
4250 — 4500	235	2	233	0,8	1	
4500 — 4750	54	0	54	0,0	0	
4750 — 5000	30	0	30	0,0	0	
5000 — 5250	10	0	10	0,0	0	
5250 — 5500	1	0	1	0,0	0	
5500 — 5750	0	0	0	0,0	0	
5750 — 6000	1	0	1	0,0	0	
6000 — 6250	1	0	1	0,0	0	
Razem	11866	45	11821	0,38	25	55,56
Ogółem	13081	284	12797	2,17	151	53,17

IV

Analiza zmian śmiertelności noworodków wymaga zarówno przedstawienia przyczyn śmiertelności, jak i dających się dostrzec zależności między częstością zgonów a wagą noworodków. Wyniki liczbowe ilustrujące wymienioną zależność dla całego badanego okresu są zgrupowane w tabeli III. Kol. 1 i 2 tej tabeli pokrywające się z kol. 1 i 6 tabeli I wskazują wagi i liczebności urodzeń. Kol. 3 zawiera liczebności zmarłych w poszczególnych klasach wagowych, dalsza zaś, liczebności noworodków pozostałych przy życiu, a kol. 5 procenty zmarłych w danej klasie. Ryc. 2 wykonana na podstawie danych przedstawionych w kol. 1 i 5 tej tablicy ilustruje zależność procentu zmarłych od wagi. Zależność ta uwidacznia się wyraźnie dla wcześniaków. Wyraża się ona w pokaźnym spadku śmiertelności od 100% (dla wagi do 1000 g) do 2,5% (dla noworodków o wadze od 2200—2500 g). Powyżej 2500 g, a więc dla noworodków donoszonych, śmiertelność nie zależy od wagi, oceniamy ją jako 0,38%. Wydaje się, że zmiany w śmiertelności noworodków pozostają w korelacji ze zmiennością częstości urodzeń.

Obserwując liczebności urodzonych chłopców podane w kolumnie 9 tabeli I i procenty urodzonych chłopców zamieszczone w kol. 10 tejże tablicy daje się zauważyć pewna regularność, zilustrowana



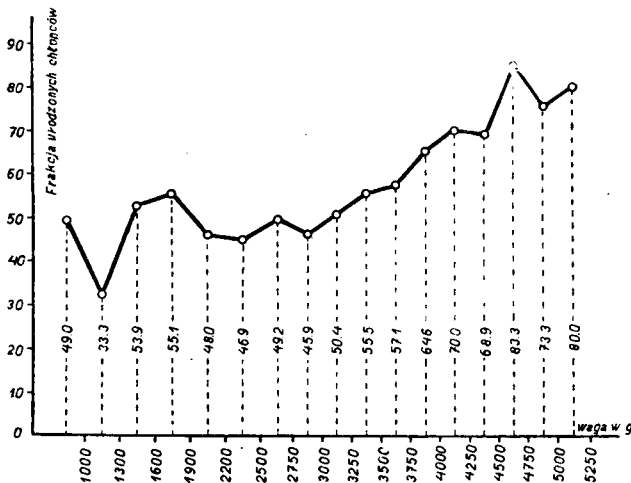
Ryc. 2. Zależność śmiertelności noworodków od wagi

na ryc. 3, która pozwala dostrzec zależność frakcji urodzonych chłopców od wagi. Wraz ze wzrostem wagi noworodków wzrasta frakcja rodzących się chłopców.

Możnaby tu zwrócić jeszcze uwagę na to, iż chłopcy istotnie częściej rodzą się od dziewcząt, co wykazuje test χ^2 (chi-kwadrat)

$$\chi^2 = \frac{n (p_1 - p)^2}{p (1 - p)} \dots \dots (3)$$

przy jednym stopniu swobody (C r a m é r), gdzie n oznacza liczbę urodzeń (13081), p_1 — frakcję urodzonych chłopców (0,5382) a p — oczekiwaną frakcję urodzonych chłopców (0,5000). Test ten dając wartość na chi-kwadrat równą 76,29 dostarcza wniosku o wyższej częstości urodzeń chłopców od dziewcząt niemal ze 100% pewnością. Częstość urodzeń chłopców oceniamy frakcją 0,5382. Dostępny materiał (tabl. III kol. 6 i 7) nie stwierdza, by chłopcy częściej umierali od dziewcząt. Frakcja zmarłych chłopców wśród wszystkich zmarłych wynosi 0,5317 czyli 53,17%, a więc jest prawie równa frakcji urodzonych chłopców 0,5382 = 53,82%.



Ryc. 3. Zależność frakcji urodzonych chłopców od wagi

Na podstawie przeprowadzonych badań Hoffmanna i Buchara (1953) oraz Żywicka - Twarowska (1953) stwierdziły, że najczęstszą przyczynę śmiertelności wczesnej noworodków

i wcześniaków stanowią wylewy śródczaszkowe. Nasze wyniki obejmujące okres 1951—1954 zebraliśmy w tabl. IV.

Tabela IV
Przyczyny zgonów noworodków w latach 1951—1954

Przyczyny	Niedono- szone	%	Dono- szone	%
1	2	3	4	5
Wylewy krwawe wewnątrzczaszkowe	67	28,0	13	28,9
Wylewy do nadnerczy i innych narządów wewnętrznych . . .	24	10,0	6	13,3
Niedodmy płuc całkowite i częściowe	34	14,2	3	6,7
Wady serca wrodzone	16	6,7	3	6,7
Inne wady rozwojowe	7	3,0	5	11,1
Zapalenia płuc	49	20,5	10	22,2
Schorzenia zakaźne przewodu pokarmowego	8	3,4	0	0,0
Stany posocznico-toksyczne . .	3	1,3	0	0,0
Ciężka żółtaczka jądrowa . . .	5	2,1	3	6,7
Konflikt serologiczny	1	0,4	2	4,4
Choroby krwotoczne	1	0,4	0	0,0
Niewczesne	24	10,0	0	0,0
Ogółem:	239	100,0	45	100,0

Rozpoznanie kliniczne sprawdzane było badaniem sekcijnym w Zakładzie Anatomii Patologicznej Akademii Medycznej. Jak widać z załączonej tabeli wylewy krwawe do mózgowia, nadnerczy i innych narządów wewnętrznych stanowiły najczęstszą przyczynę śmiertelności wczesnej. Na 284 zejść śmiertelnych noworodków donoszonych i wcześniaków 110 zgonów czyli 38,7% nastąpiło z powodu wylewów. Wśród wcześniaków największy procent zgonów, a mianowicie 28 nastąpił z powodu wylewów krwawych śródczaszkowych. Podobny odsetek 28,9 zaznacza się u donoszonych (kol. 5, tabl. IV). Głównymi przyczynami śmiertelności późnej są zapalenia płuc i stany posocznico-toksyczne (21,8% dla niedonoszonych i 22,2% dla donoszonych).

Czynnikiem wywierającym niewątpliwie wpływ na znaczną śmiertelność wcześniaków był transport wielu z nich z pozostałych szpitalnych oddziałów noworodków z miasta, oraz przewożenie wcześniaków z niektórych szpitali terenowych. W ubiegłych latach nie mieliśmy możliwości zatrzymywania wcześniaków na oddziale. Oddawaliśmy dzieci w ciągu 7—10 dni do domu, niezależnie od wagi. Obecnie wcześniaki o niskiej wadze zatrzymujemy na Oddziale i wypisujemy wtedy, gdy nie potrzebują opieki szpitalnej tzn. gdy dochodzą do wagi 2300—2500 g. Następnie objęte są opieką Poradni dla wcześniaków.

Wnioski

Przeprowadzona analiza statystyczna pozwala przedstawić następujące wnioski:

1. Waga noworodka ma rozkład wyraźnie odbiegający od rozkładu normalnego (ryc. 1). Stwierdza się zbyt wielką częstość urodzeń noworodków niedonoszonych i za małą częstość urodzeń donoszonych, o wadze wyższej od 3700 g.

2. Wahania śmiertelności noworodków ogółem w kolejnych latach okresu 1951—1954 przebiegają równoległe do wahań noworodków donoszonych oraz niedonoszonych. W okresie 1951—1954 procent zgonów noworodków niedonoszonych można w przybliżeniu uznać za stały. Wynosi on 19,67 (239 zgonów na 1215 urodzeń), podobnie procent zgonów donoszonych można uważać za stały i równy 0,38 (45 zgonów na 11866 urodzeń).

3. Śmiertelność noworodków donoszonych wynosząca w badanym okresie 0,38‰ jest istotnie mniejsza od śmiertelności w pierwszym okresie powojennym (1946—1950) równej 0,73‰. Liczba urodzeń w Klinice Położniczej Akademii Medycznej wzrosła średnio od 2072 (w okresie pierwszym) do 4024 w okresie drugim (1951—1954).

4. Zaznacza się wyraźna zależność odsetka zmarłych wcześniaków od wagi (ryc. 2), wyrażająca się w pokaźnym spadku śmiertelności od 100‰ (dla wagi do 1000 g) do 2,5‰ (dla wagi od 2200—2500 g). Dla donoszonych nie stwierdza się zależności między śmiertelnością i wagą. Ze wzrostem wagi noworodków wzrasta frakcja urodzonych chłopców (ryc. 3). Chłopcy istotnie częściej

родzą się od dziewcząt. Frakcja urodzonych chłopców wynosi 0,5382 (7040 na 13081).

5. Wylewy krwawe do mózgowia, nadnerczy i innych narządów wewnętrznych stanowiły najczęstszą przyczynę śmiertelności wczesnej ocenionej na 38,7% (110 zgonów na 284).

PIŚMIENNICTWO

1. Bielińska I.: Metodologiczne wytyczne organizacji opieki nad wcześniakami, PZWL, Warszawa 1953. — 2. Cramér H.: Mathematical methods of statistics, Princeton University Press, 1946, str. 421, str. 425, str. 447. — 3. Fisher R. A. i Yates F.: Statistical tables for biological, agricultural and medical research, London, 1948, str. 33. — 4. Hoffman H. i Buchcar K.: *Pediatrica Polska*, 7, str. 713—722, 1953. — 5. Kwitowa H. i Oktaba W.: *Annales UMCS, Sec. D, IX-12*, str. 181—190, 1954. — 6. Romanowski W.: *Matematyckaja Statistika, Gonti, Moskwa, Leningrad 1938*, str. 68—69. — 7. Tur A.: *Propedewtika detskich boleznj, Leningrad 1949*. — 8. Weatherburn C. E.: *Mathematical Statistics Cambridge, University Press, 1949*, str. 56, str. 113—114. — 9. Żywicka - Twarowska I.: *Pediatrica Polska*, 9, str. 920—923, 1953. — 10. Ylppö A.: *Handbuch der Kinderheilkunde M. Pfaundler u. S. Schlossmann Berlin, 1931*, str. 575—612.

РЕЗЮМЕ

Авторами был произведен статистический анализ материала, состоящего из 13081 новорожденных (в том числе 90,71% доношенных и 9,29% преждевременных) родившихся в Акушерской Клинике Медицинской Академии в Люблине за время с 1951 по 1953 год и в первом квартале 1954 года.

Новорожденные пребывали в клинике 7—8 дней, время же пребывания преждевременных зависело от их общего состояния и веса. Целью работы является проследить изменения в количестве рождений как доношенных, так и преждевременных новорожденных, а также сопоставить смертность и рождения в Клинике за промежуток времени 1946—1950 с промежуток времени 1951—1954.

Пользуясь критериями неслучайности хи-квадрат на нормальность, однородность и разницу двух фракций — получены на основании проанализированного материала нижеследующие результаты:

- 1) Распределение веса новорожденных совершенно отчетливо отклоняется от нормального (рис. 1).

- 2) Смертность новорожденных за период времени 1951—1954 можно с некоторым приближением считать стойкой. За каждый год она составляет в среднем 19,67% (239 кончин на 1215 рождений). Средняя смертность доношенных, тоже в общем стойкая, составляет 0,38% (45 кончин на 11866 рождений) и действительно меньше 0,73% (69 кончин на 9458 рождений), определяющих смертность за время с 1946 по 1950 год. Число рождений в Клинике возросло с 2072 до 4024 за каждый год.
- 3) Отмечается ясно выраженная зависимость между процентом умерших недоношенных новорожденных и их весом (рис. 2), выражающаяся в снижении смертности со 100% (при весе до 1000 г) до 2,5% (при весе от 2200 г до 2500 г). У доношенных зависимость между смертностью и весом отсутствует. С увеличением веса новорожденных возрастает в общем фракция рожденных мальчиков (рис. 3).
- Мальчики рождаются чаще, нежели девочки. Фракция рожденных мальчиков равняется 0,5382 (7040 на 13081).
- 4) Мозговые, надпочечные и прочие кровоизлияния являлись наиболее частой причиной смерти.

SUMMARY

The paper presents a statistical analysis of a numerical material comprising 13081 of newborns (90.71 per cent of full term and 9.29 per cent of premature babies) born during the period of 1951—1953 and the first quarter of 1954 at the Gynecological Clinic of the Medical Academy, Lublin. The babies remained in the Department 7—8 days but the stay of prematurely born has been conditioned on their general state of health and weight. This work aims to obtain conclusions relating to changes of births of prematurely born and full term infants and includes comparative studies of the rate of mortality and births at the Clinic during the two periods 1946—1950 and 1951—1954.

Using tests of significance chi-square on normality, homogeneity and difference of two fractions, the following results were reached on the basis of the analysed material:

1) The weight of the babies has a distribution clearly deviating from the normal (fig. 1).

2) In the period 1951—1954 the mortality rate of the premature babies can be regarded as approximately constant. The mean percentage amounts every year to 19.67 per cent (239 deaths to 1215 births). The average mortality rate of full term born infants is also approximately constant and equals 0.38 per cent (45 deaths to 11866 births); it is significantly smaller than 0.73 per cent (69 to 9458) which determines the mortality rate in the period 1946—1950. The number of births at the Department of infants increased from 2072 to 4024 per year.

3) An obvious regression dependence is seen of the percentage of deaths of premature infants on the weight (fig. 2). A decrease of mortality from 100 per cent (on the weight up to 1000 g) to 2.5 per cent (on the weight from 2.200 to 2.500) is found. No relation is observed between mortality and weight in full term infants.

The fraction of born boys increases with the increase of the weight of infants (fig. 3), but there is no increase for girls. Boys are born significantly more often than girls. The fraction of born boys amounts to 0.5382 (7040 to 13081).

4) Intracranial, adrenals and other internal organs hemorrhages were most common causes of mortality.