

utylicacyjne w porozumieniu z Zarządami Weterynarii.

Dotychczasowe stosunki nie wpływają dodatnio na podniesienie stanu sanitarno-weterynaryjnego i dlatego omówienie tych zagadnień jest konieczne, a pełne rozwiązanie ich winno nastąpić w oparciu o uzupełnione i znowelizowane przepisy Władz Centralnych.

ryjnego i dlatego omówienie tych zagadnień jest konieczne, a pełne rozwiązanie ich winno nastąpić w oparciu o uzupełnione i znowelizowane przepisy Władz Centralnych.

HODOWLA I ZOOHIGIENA

TOMASZ JANOWSKI

Katatermometryczny współczynnik ochrony cieplnej pomieszczeń

Z Katedry Zoohigieny Wyższej Szkoły Rolniczej w Krakowie
Kierownik: Prof. dr WŁADYSŁAW BIELAŃSKI

Zastosowanie katatermometru w badaniach zoohigienicznych pociągnęło za sobą wprowadzenie nowych pojęć i określeń na oznaczenie właściwości środowiska hodowlanego. Jednym z nich jest pojęcie współczynnika ochrony ciepłej wprowadzonego do zoohigieny w roku 1949 (1). Współczynnik ten uzyskuje się przez dzielenie wyniku pomiaru ochładzania zewnątrz (katawartość zewnętrzna) przez wynik pomiaru ochładzania wewnątrz pomieszczenia (katawartość wewnętrzna) czyli $C = H_z : H_w$.

Dla obory w Davos uzyskiwał *Cena* (2) średnie wartości tego współczynnika w okresie pastwiskowym równe 2,4 i 2,8, a w okresie alkiezrowym 2,86 i 2,76 z tym, że w dniu najzimniejsze współczynnik ten wyrażał się wartością 5,4. Pustą stajnię określał w okresie pastwiskowym wartościami 1,65 i 2,53, oraz 1,95 i 1,87 w okresie alkiezrowym. Dla obory w Czechnicy (2) współczynnik ten wyniósł 2,62 i 2,38. W badaniach własnych we wsi nadwiślańskiej wartość tego współczynnika dla 74 badanych pomieszczeń wynosiła średnio 2,34, wahając się od 3,70 do 1,39.

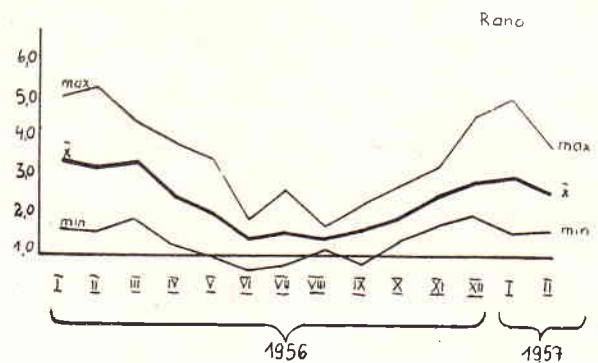
Cytowane wartości współczynnika uzyskiwano z pomiarów katatermometrycznych prowadzonych w okresach czasu od kilku do kilkunastu dni w tych samych lub różnych pomieszczeniach. W czasie poprzednich prac zauważono, że współczynnik ten jest dość zmienny. Postanowiono w oparciu o materiał empiryczny przebadać zmienność tego współczynnika jako etapu do poznania jego wartości i zależności.

Badania własne

W celu zebrania danych podstawowych wykonywano pomiary katatermometryczne przez okres 14 miesięcy od stycznia 1956 do lutego 1957 w Stacji Sztucznego Unasielenia Zwierząt P.G.R. w Kruszowie. Łącznie uzyskano 1036 wartości współczynnika dla trzech pór dnia tego okresu. Pomiary katatermometryczne prowadzono zewnątrz i wewnątrz jednego pomieszczenia rano ok. 7 godz., w południe około godz. 12, po południu około godz. 16 i w kilkunastu wypadkach również wieczorem około godz. 20.

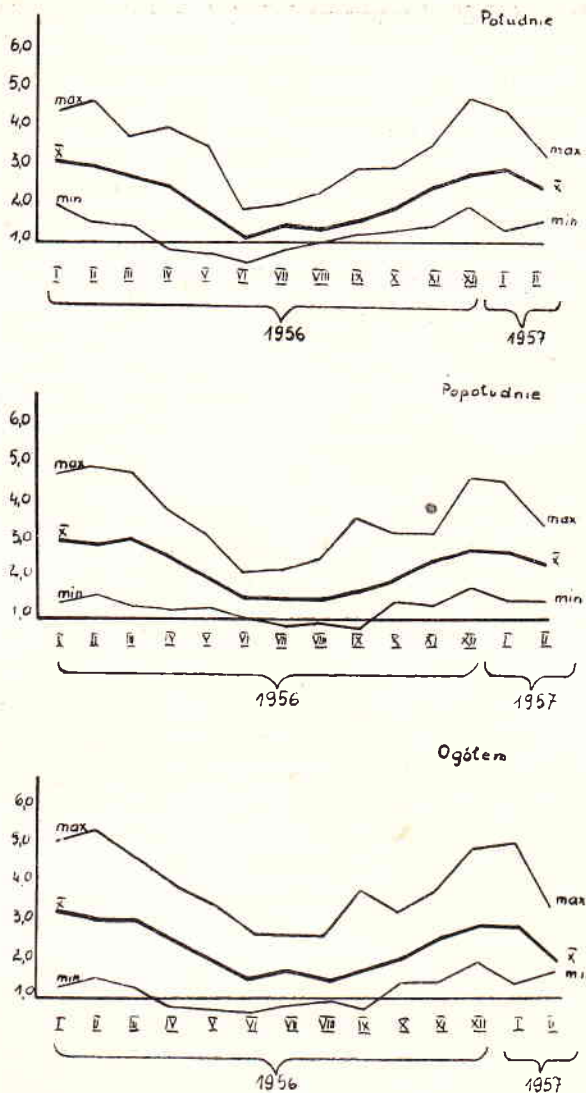
W badanym pomieszczeniu znajdowało się 4 buhaje w indywidualnych boksach. Pomieszczenie zbudowane z cegły było pod wspólnym dachem z pomieszczeniem biurowym Stacji, z laboratorium i manezem. Do pomieszczenia z zewnątrz prowadziły dwie drzwi: jedno bezpośrednio, a drugie pośrednio przez manez. Boksy w pomieszczeniu były odgródzone od korytarza tylko kratą i wysokim na 80 cm murewanym żłobem. Podłoga korytarza zbudowana była z cementu, podłoga w boksach częściowo z klocków drewnianych, częściowo z cementu. Okna dostatecznie oświetlające pomieszczenie w okresie letnim były stale otwarte. Drzwi w tym okresie otwierano w ciągu dnia.

Pomiary katatermometryczne prowadzone były przez cały okres w tych samych miejscach zewnątrz i wewnątrz pomieszczenia w korytarzu między boksami. Pomiary przeprowadzono według ogólnie przyjętych zasad (5) podgrzewając katatermometry w ciepłej wodzie termosu i umieszczając je w statywie. Poszczególne katawartości są średnimi dwu lub trzech pomiarów. W zasadzie pomiary przez cały okres wykonywał jeden i ten sam człowiek. W okresie pomiarów temperatura wahała się zewnątrz od -25°C do $+27,4^{\circ}\text{C}$, a wewnątrz od $1,0^{\circ}\text{C}$ do $25,6^{\circ}\text{C}$.



Wyliczone 1036 wartości współczynnika ochrony cieplnej opracowano statystycznie, różnie grupując je według czasu pomiarów, oznaczając liczebności (n) grup oraz wyliczając ze znanych wzorów średnie arytmetyczne (\bar{x})

ciem okien (od 4.VI.56) oraz zawężenie granic jego zmienności z powodu upodobnienia klima-



średnie błędy średnich arytmetycznych (m), odchylenia standartowe (sigma) i współczynniki zmienności (v) oraz wartość „t” dla oceny istotności różnic. Dane zestawiono w tabeli 1, 2, 3.

Wartość współczynnika istotności różnic dla okresu alkierzowego (I i II 1956 r.) i pastwiskowego (VI, VII) jest $t=7,65$, oraz $t=3,74$ dla okresu VI i VII. 1956 i I. II. 1957 r. Dla pomiarów rannych i południowych łącznie bez względu na miesiąc $t=2,3$ a dla pomiarów rannych i popołudniowych $t=2,0$ a dla pomiarów południowych $t=2,0$ a dla pomiarów południowych i popołudniowych $t=0,15$.

Na wykresach graficznie przedstawiono krzywe współczynnika dla pomiarów w różnych porach dnia, i krzywą dla wszystkich wymiarów łącznie.

Omówienie wyników

Zarówno opracowania statystyczne jak graficzne wykazują, że wartość współczynnika ochrony cieplnej waha się w dużych granicach. Wyraznym jest zmniejszenie się jego wartości w okresie letnim, spowodowane stałym otwar-

Tabela 1

Średnie wartości współczynnika ochrony cieplnej w różnych porach dnia

rok	miesiąc	pora	n	\bar{x}	m \pm	sigma \pm	v
1956	styczeń	rano	12	3,43	0,258	0,855	24,92
"	"	poł.	13	3,23	0,199	0,688	21,30
"	"	popoł.	12	3,05	0,287	0,952	31,21
"	lut	rano	29	3,24	0,191	1,013	31,26
"	"	poł.	29	3,13	0,187	0,990	31,62
"	"	popoł.	28	2,87	0,165	0,856	29,82
"	marzec	rano	30	3,34	0,121	0,651	19,49
"	"	poł.	30	2,84	0,110	0,592	20,84
"	"	popoł.	29	3,00	0,143	0,757	25,23
"	kwiecień	rano	28	2,54	0,152	0,790	31,10
"	"	poł.	28	2,54	0,145	0,755	29,72
"	"	popoł.	28	2,60	0,116	0,605	23,26
"	maj	rano	31	2,09	0,110	0,603	28,85
"	"	poł.	31	1,95	0,107	0,585	30,00
"	"	popoł.	30	2,07	0,107	0,578	27,92
"	czerwiec	rano	24	1,41	0,066	0,318	22,59
"	"	poł.	20	1,22	0,074	0,322	26,41
"	"	popoł.	23	1,47	0,087	0,407	27,68
"	"	wiecz.	22	1,65	0,099	0,457	27,51
"	lipiec	rano	14	1,52	0,124	0,448	29,46
"	"	poł.	14	1,50	0,108	0,390	26,01
"	"	popoł.	13	1,44	0,126	0,436	30,30
"	"	wiecz.	14	1,71	0,102	0,369	21,56
"	sierpień	rano	15	1,39	0,045	0,168	12,08
"	"	poł.	28	1,40	0,062	0,323	23,07
"	"	popoł.	27	1,46	0,081	0,412	28,21
"	wrzesień	rano	26	1,57	0,074	0,372	26,19
"	"	poł.	27	1,63	0,080	0,409	25,09
"	"	popoł.	28	1,64	0,107	0,553	33,75
"	październik	rano	26	1,92	0,107	0,534	27,81
"	"	poł.	29	1,92	0,114	0,607	31,61
"	"	popoł.	27	1,96	0,124	0,635	32,39
"	listopad	rano	23	2,49	0,088	0,414	16,62
"	"	poł.	26	2,44	0,109	0,545	22,33
"	"	popoł.	20	2,44	0,120	0,525	21,51
"	grudzień	rano	18	2,83	0,143	0,589	20,81
"	"	poł.	19	2,67	0,171	0,643	24,08
"	"	popoł.	17	2,75	0,168	0,671	24,40
1957	styczeń	rano	26	2,96	0,155	0,777	26,25
"	"	poł.	23	2,88	0,186	0,870	30,20
"	"	popoł.	20	2,74	0,234	1,021	37,27
"	lut	rano	26	2,54	0,121	0,607	23,90
"	"	poł.	27	2,36	0,106	0,541	22,92
"	"	popoł.	26	2,44	0,116	0,578	23,68

Tabela 2

Wartości średnie miesięczne współczynnika ochrony cieplnej

rok	miesiąc	n	\bar{x}	m \pm	sigma \pm	v
1956	styczeń	37	3,24	0,139	0,849	26,20
"	lut	86	3,08	0,103	0,969	31,14
"	marzec	89	3,06	0,082	0,701	22,90
"	kwiecień	84	2,56	0,079	0,722	28,20
"	maj	92	2,04	0,062	0,592	29,01
"	czerwiec	89	1,44	0,043	0,407	29,93
"	lipiec	55	1,54	0,057	0,423	27,47
"	sierpień	70	1,42	0,040	0,338	23,80
"	wrzesień	81	1,63	0,051	0,456	27,95
"	październik	82	1,94	0,066	0,595	28,60
"	listopad	69	2,46	0,059	0,493	20,04
"	grudzień	54	2,75	0,087	0,642	23,34
1957	styczeń	69	2,87	0,107	0,889	30,97
"	lut	79	2,44	0,065	0,580	23,79

Tabela 3

Średnie wartości współczynnika ochrony cieplnej w okresie alkierzowym i pastwiskowym

okres	n	\bar{x}	$m \pm$	sigma \pm	v
I i II.56	123	3,13	0,084	0,938	29,96
I i II.57	148	2,64	0,063	0,770	29,17
VI i VII.56	144	1,48	0,035	0,425	28,71

Tabela 4

Średnie wartości roczne w zależności od pory dnia

	n	\bar{x}	$m \pm$	sigma \pm	v
Pomiary ranne ogółem	328	2,41	0,051	0,925	38,37
„ południowe ogółem	344	2,26	0,043	0,870	38,51
„ popołudniowe ogółem	328	2,27	0,047	0,860	37,91
„ wieczorne (VI, VII)	36	1,57	0,070	0,4236	25,36
wszystkie pomiary łącznie	1036	2,29	0,027	0,8837	38,59

tu pomieszczenia do zewnętrznego klimatu lokalnego. W zasadzie pomiary południowe mało różnią się od pomiarów popołudniowych ($t=0,15$). Różnica ta nie jest istotna także dla pomiarów rannych i południowych, chociaż większa niż poprzednia ($t=2,0$). Zrozumiałe, że ranne pomiary o godz. 7-9 bardziej się różnią od pomiarów południowych niż popołudniowe ze względu na pośredni wpływ słońca operującego silniej w południe i wpływ oziębienia nocnego, wpływającego w pewnym zakresie na pomiary ranne. W zasadzie różnice te nie są w ogólnym zarysie istotne. Można więc przyjąć, że dla oceny wartości współczynnika ochrony cieplnej pora dnia pomiarów nie jest tak istotna jak pora roku.

Pomiary katatermometryczne w lecie nie dają tych rezultatów dla oceny współczynnika ochrony cieplnej, której oczekuje zoohigienista. Ze względu na usunięcie zapór okiennych, drzwiowych etc. funkcja ochronna pomieszczenia przed nadmiernym ochładzaniem nie może się w pełni ujawnić. Natomiast w zimie funkcja ta ujawnia się w sposób bardziej wyraźny, lecz równocześnie bardziej zróżnicowany. Nie wystarcza więc jeden pomiar dla oceny wartości pomieszczenia, koniecznym jest wykonanie pomiarów wielokrotnych w dłuższym okresie czasu. W prawdzie badane pomieszczenie (posiadało) sąsiadowało przez jedną ścianę z pomieszczeniami biurowymi, które były przed południem ogrzewane (niedostatecznie), lecz fakt ten, ze względu na brak istotnej różnicy między pomiarami w różnych porach dnia, nie może mieć pierwszorzędno znaczenia.

Z przytoczonych danych jest również oczywiste, że właściwa ocena pomieszczenia przy pomocy współczynnika ochrony cieplnej nie jest

łatwa, jeżeli chcemy nadać tej ocenie wartość bezwzględną. Ta rozbieżność spowodowana jest być może nadmierną czułością katatermometru, na co zwraca uwagę Grüss (5) proponując modyfikację tego przyrządu, oraz większą intensywnością czynników ochładzających makroklimatu w porównaniu z klimatem lokalnym pomieszczenia. W zasadzie należy przyjąć, że sposób podejścia do zagadnienia musi ulec pewnemu rozszerzeniu i modyfikacji.

Wydaje się mianowicie, że wartość termiczną pomieszczenia należy nadal określać katatermometrami (najlepiej Frygorymetrami), z tendencją do określenia nie tyle wartości średnich czy aktualnych, ile do oznaczenia wartości, które w psychologii eksperymentalnej określamy mianem rang maksymalnych, a w sporcie najlepszym wynikiem, wykluczając oczywiście wszelkie oznaczenia przypadkowe. W ten sposób możliwe byłoby wartościowanie pomieszczeń w sposób bezwzględny i pewny. Być może, że graficzne lub rachunkowe oznaczanie na podstawie pomiarów takich tendencji, czy dążności do rangi maksymalnej byłoby również właściwe. Metody takiego opracowania wymagają jednak studiów, eksperymentów oraz znalezienia odpowiedniego opracowania matematycznego. Koniecznym jest także wyjaśnienie wszystkich zależności tego współczynnika. Prawdopodobnie współczynnik ochrony cieplnej wyliczony z pomiarów frygorymetrycznych wykazywałby mniejszą zmienność.

Wnioski

Na podstawie przeanalizowanych 1036 danych wartości współczynnika ochrony cieplnej wyliczonych pomiarów katatermometrycznych można stwierdzić, że:

1) w praktyce współczynnik ten wyliczany z katawartości wykazuje dużą zmienność i stąd w obecnym ujęciu ma wartość względną, głównie porównawczą, dla pomieszczeń badanych w podobnych warunkach makroklimatycznych.

2) Pora dnia pomiarów katatermometrycznych nie jest tak istotną dla wartości tego współczynnika jak pora roku, z których każda wiąże się nie tylko z odmiennymi warunkami klimatycznymi, lecz i z różnym wykorzystywaniem termochronnych właściwości pomieszczeń.

3) Podjęcie prób oznaczenia maksymalnych wartości współczynnika ochrony cieplnej lub tego rodzaju tendencji oraz wyjaśnienie wszystkich jego zależności dałoby dopiero możliwość bezwzględnej oceny zoohigienicznej zasadniczej funkcji pomieszczeń, jaką jest ochrona przed nadmiernym ochładzaniem.

4) Współczynnik ten wyliczany z pomiarów frygorymetrycznych prawdopodobnie wykazywałby mniejszą zmienność niż współczynnik wyliczony z katawartości.

Piśmiennictwo

1) M. Cena i P. Courvoisier: Untersuchungen über die physikalischen Faktoren des Stallklimas unter der besonderer Berücksichtigung der Abkühlungsgrösse. Schw. Archiv f. Tierheilk. Bd. XCI, H. 5, J. 1949. 2) M. Cena: Pomiaru ochładzania w środowisku zwierzęcym. Med. Wet. 4, 51. 3) M. Cena: Badania porównawcze czynników fizycznych klimatu pomieszczeń zwierzęcych. Prace Wrocl. Tow. Nauk. Seria B, Nr 53. 4) T. Janowski: Badania katatermometryczne. Med. Wet. 9, 1956, str. 534—541. 5) T. Janowski: Badania zoohigieniczne nad środowiskiem hodowlanym nadwiślańskiej wsi poprzeczójkowej. Roczn. Nauk Roln. Seria B, t. 70, z. 4, 1956, str. 481—522.

T. M. ЯНОВСКИ

КАТАТЕРМОМЕТРИЧЕСКИЙ ИНДЕКС
ОХРАНЫ ТЕПЛА ПОМЕЩЕНИЙ

Содержание

В результате статистического анализа 1036 величин индекса охраны тепла вычисленного на основании кататермометрических измерений совершаемых в течение 14 месяцев в одном и том же помещении в разные времена дня — установлено:

1. индекс охраны тепла вычисленный на основании измерений в течение разных дней проявляет большую изменчивость, и ценность его в основном условная;

2. влияние времени дня кататермометрических измерений имеет относительно небольшое значение для величины этого индекса;

3. фактическую ценность индекс мог бы приобрести лишь после разработки метода определения его максимальной величины для данного помещения (или стреления к ней).

TOMASZ M. JANOWSKI

CATATHEROMETRIC COEFFICIENT OF
THERMAL PROTECTION OF DWELLINGS

Summary

On the basis of statistical analysis of 1036 values of the coefficient of thermal protection obtained from catatherometric measures carried out in the same dwelling at different time of day it was found out that:

1. the coefficient of thermal protection obtained from measures taken at various days proved to be very variable and its value is relative.

2. the time of day at which this coefficient is measured influences its value in a small degree.

3. this coefficient can reach an absolute value after working out a method for the determination its maximal grade for a given dwelling or such tendencies.

HIGIENA ŚRODKÓW SPOŻYWCZYCH

STANISŁAW GOŁĘBIEWSKI

Choroby zakaźne zwierząt rzeźnych stwierdzone w rzeźni w Łodzi

Z Pracowni Rozpoznawczej Ob. Urzęd. Badania Zw. Rz. i Mięsa w Łodzi oraz z Wojewódzkiego Zakładu Higieny Weterynaryjnej w Łodzi

Kierownik: dr S. GOŁĘBIEWSKI

W pracy przedstawiono wyniki badań za lata 1952—1957 Obwodu Urzędowego Badania Zwierząt Rzeźnych i Mięsa przy rzeźni w Łodzi oraz wyniki badań Pracowni Rozpoznawczej Obwodu w oparciu o dzienniki urzędowego badania zwierząt rzeźnych i księgi badań bakteriologicznych. Celem pracy jest stwierdzenie jakie choroby zakaźne występują u zwierząt rzeźnych, jaki jest stopień ich nasilenia oraz dynamika rozwoju. Powiązanie badań przedubojowych z poubojowymi, a więc badań klinicznych z sekcijnymi i bakteriologicznymi stwarza wyjątkowo dobre możliwości dokładnego rozpoznania choroby, a poddane ubojowi zwierzęta stanowią poważny materiał dowodowy i rejestracyjny szeregu chorzeń.

Stan zdrowia zwierząt rzeźnych jest do pewnego stopnia odbiciem zdrowia zwierząt domowych w hodowli, dlatego też omawiane zagadnienia oprócz wartości sanitarno-epidemiologicznej mają wartość epizootologiczną. Choroby zakaźne i stopień ich rozprzestrzenienia się wśród zwierząt domowych w hodowli, których pogłowie ulega całkowitej wymianie w ciągu 1—2 lat (np. świnie), znajduje wyjątkowo ściśle odbicie w chorobach materiału rzeźnego. Jeśli chodzi o bydło, porównanie to jest mniej ściśle,

bowiem na rzeź kierowane są z reguły sztuki słabsze, w hodowli nieoptimalne. Tym niemniej stan zdrowia bydła rzeźnego stwierdzany badaniami poubojowymi pozwala na zorientowanie się w ogólnej zdrowotności tych zwierząt w hodowli, szczególnie w odniesieniu do chorób przewlekłych jak np. gruźlicy.

W dostępnym mnie piśmiennictwie krajowym o chorobach zakaźnych zwierząt rzeźnych ogłosili prace Bigo (1927—1), Trawiński (1948—8), Cieśla i Prost (1953—3). Zestawienie Bigo obejmuje choroby zakaźne zwierząt rzeźnych stwierdzone w rzeźni w Bydgoszczy w 1926 r. Gruźlicę stwierdzono u buhajów w 11,58%, wołów — 16,35%, krów — 29,11%, jałownika — 27,91%, cieląt — 0,136%, świń — 3,42%, owiec — 1,74%, kóz — 0,71%. Różycę świń wykazano u 41 sztuk, zarazę bydła i dziczyzny u 1 krowy, zarazę świń u 18 sztuk, pomór świń u 3 sztuk, salmonelozę u 3 szt. bydła, promienicę u 22 szt. rogacizny. Bigo podaje również zestawienie występowania gruźlicy u zwierząt rzeźnych w Bydgoszczy w latach 1922—1926. U rogacizny gruźlicę stwierdzono w 1922 r. w 17,23%, w 1923 r. — 25,25%, w 1924 r. — 24,25%, w 1925 r. — 22,72%, w 1926 r. 25,85%. U pozostałych gatunków zwierząt rzeźnych notowano