

IRENA TRZEBSKA-JESKE, URSZULA RUTKOWSKA, ZOFIA ZIELIŃSKA,
CZEŚLAWA BATKO, STANISŁAWA CZAPŁA, LUCYNA ÓWIEK, JADWIGA
GAŚTOR, JADWIGA KICIŃSKA, STANISŁAWA MAKUCHOWSKA*

OCENA TEORETYCZNA WARTOŚCI ODŻYWCZEJ CAŁODZIENNYCH RACJI POKARMOWYCH W INTERNATACH MŁODZIEŻOWYCH NA TLE WYNIKÓW ANALIZ LABORATORYJNYCH

CZ. I. SKŁADNIKI PODSTAWOWE

Z Zakładu Wartości Odżywczych Żywności Instytutu Żywności i Żywnienia w Warszawie
Kierownik: dr H. Kunachowicz

(Stwierdzono zróżnicowane odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych w zależności od okresu badań. Wykazano słuszność obniżania wartości teoretycznych dla energii, białka i tłuszczu o 10% przy okresach badań 10—12 dni.

Metoda teoretycznej oceny wartości odżywczej racji pokarmowych na podstawie raportów magazynowych jest szeroko stosowana zarówno w pracach badawczych jak i w kontrolnych prowadzonych głównie przez Stacje Sanitarno-Epidemiologiczne. Dotyczy ona między innymi oceny wyżywienia młodzieży w internatach.

W dotychczas wykonanych badaniach nad wartością odżywczą posiłków obiadowych produkowanych w stołówkach pracowniczych stwierdzono znaczne rozbieżności pomiędzy wartościami teoretycznymi obliczonymi dla energii i białka a uzyskanymi na podstawie analiz. Odchylenia te wynikają z wielu czynników szczególnie omówionych w poprzednich publikacjach [6, 7], jak między innymi z różnic w ilości produktów wykazanych w raportach a faktycznie użytych do produkcji posiłków (straty przy rozmrażaniu, przechowywaniu w magazynie, inne ilości odpadków niż podane w Tabelach składu i wartości odżywczej produktów spożywczych), stratami składników odżywczych podczas procesów kulinarnych, itp. Biorąc pod uwagę powyższe wydawało się celowe wykonanie takich badań porównawczych w odniesieniu do całodziennych racji pokarmowych w zamkniętych zakładach żywienia zbiorowego. W pracy tej wykorzystano wyniki oznaczeń laboratoryjnych dotyczących internatów młodzieżowych [8, 9].

MATERIAŁ DO BADAŃ I METODYKA

Badania wykonano w siedmiu internatach młodzieżowych w różnych rejonach kraju, w 3 sezonach roku w okresie dwuletnim. Próbkki całodziennych racji pokarmowych jak również raporty magazynowe pobierały Wojewódzkie Stacje Sanitarno-Epidemiologiczne przez trzy kolejne dni w każdym okresie pobrania. Sposób pobierania i analizowania próbek oraz uzyskane wyniki podano w poprzedniej pracy [9]. Obliczenia teoretyczne wartości energetycznej, białka i tłuszczu wykonano na podstawie uzyskanych raportów magazynowych z badanych internatów oraz Tabel składu i wartości odżywczych produktów spożywczych [5].

Porównanie wartości oznaczonych analitycznie (A) do teoretycznych (T) przeprowadzono stosując następujący wzór:

* Praca finansowana z Problemu Resortowego 10-RM-X Optymalizacja Żywnienia Ludności. Wykonano przy współpracy z 7 Wojewódzkimi Stacjami Sanitarno-Epidemiologicznymi.

$$100 - \left(\frac{A}{T} \cdot 100 \right)$$

Analizę statystyczną [1] dla uproszczenia obliczeń wykonano na wskaźnikach różnic, które obliczono w/g wzoru: $\frac{A}{T} \times 100$. W analizie statystycznej wskaźników różnic oprócz konwencjonalnych obliczeń (odchylenie standardowe — S; współczynnik zmienności — W%; mediana — Me dla wartości ze wszystkich internatów) przeprowadzono analizę wariancji (uwzględniając okres badań w danym internacie i we wszystkich internatach) oraz oszacowano dwustronnie 95% — we przedziały ufności. Zastosowano następującą postać przedziału ufności:

$$\bar{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{0,05} < m < \bar{x} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{0,05}$$

\bar{x} — oznacza średnią oszacowaną na podstawie 12 wyników (lub \bar{x} — dla 72 wyników); $\frac{S}{\sqrt{n}}$ — błąd średniej arytmetycznej; t — współczynnik odczytany z tablic rozkładu t Studenta dla $\alpha = 0,05$.

WYNIKI BADAŃ

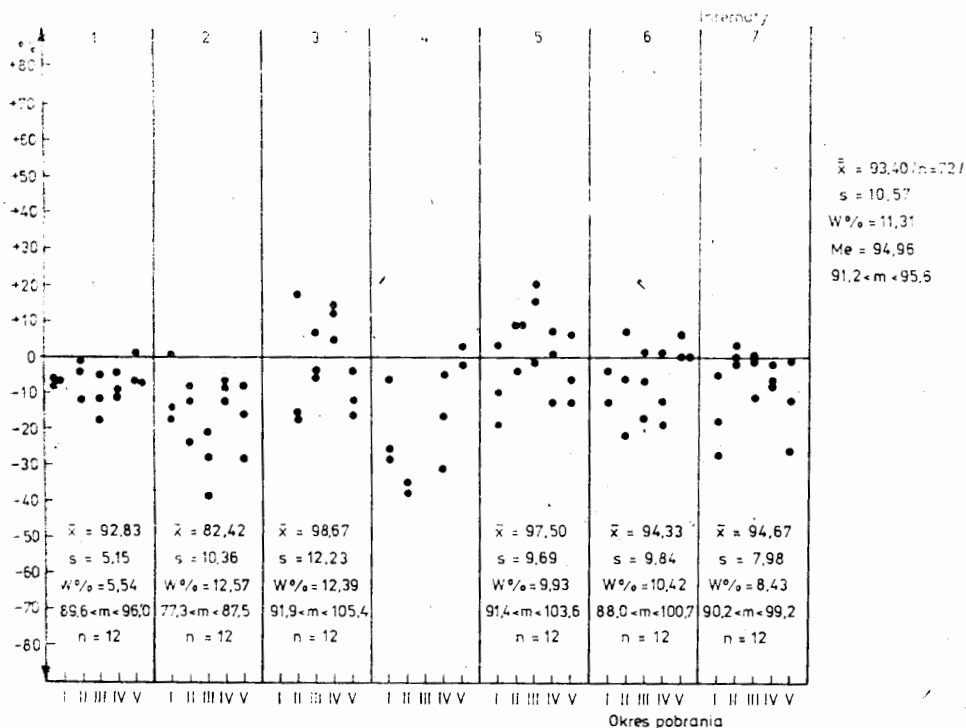
Odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych przyjętych za 100% przedstawiono na rycinie 1 dla wartości energetycznej, na rycinie 2 — dla białka, na rycinie 3 — dla tłuszczu. Na rycinach zamieszczone również średnie wskaźniki różnic dla wartości energetycznej, białka i tłuszczu w racjach pokarmowych z poszczególnych internatów z uwzględnieniem odchylenia standardowego i współczynnika zmienności oraz 95-procentowych dwustronnych przedziałów ufności.

W analizie statystycznej wskaźników różnic pominięto wyniki z I okresu pobrania we wszystkich internatach oraz wszystkie wyniki z internatu nr 4 ze względu na niejednakową liczbę próbek.

Ocena statystyczna (analiza wariancji) wskaźników różnic dla wartości energetycznej, białka i tłuszczu w całodziennych racjach z poszczególnych okresów pobrania w danym internacie wykazała, że różnice były nie istotne (F z tabel = 4,96, $F_{obl_{0,05}}$ — od 0,18 do 3,39 dla wartości energetycznej; od 0,68 do 4,60 dla białka i od 0,06 do 2,46 dla tłuszczu).

Średnie wskaźniki różnic dla wartości energetycznej w całodziennych racjach z poszczególnych internatów wynosiły od 82,42% (internat nr 2) do 98,67% (internat nr 3) przy współczynnikach zmienności nie przekraczających 13% (rycina 1).

Analiza wariancji wskaźników różnic dla wartości energetycznej racji pokarmowych z 6 internatów wykazała, że różnica wysoce istotna była jedynie między wskaźnikami obliczonymi dla internatu nr 2 a pozostałymi (F z tabel = 2,36 a $F_{obl_{0,05}}$ — 4,50). Niemniej do obliczenia 95% dwustronnych przedziałów ufności uwzględniono jednak dane dla wszystkich internatów ($n=72$) wychodząc z założenia, że badany materiał nie upoważniał do zawężania zakresu odchyień. Podobny sposób postępowania zastosowano również w odniesieniu do dalej omawianych wskaźników różnic dla białka i tłuszczu. Na podstawie obliczonych przedziałów ufności (rycina 1) można stwierdzić, że 95% wszystkich wskaźników różnic dla wartości energetycznej mieściło się w zakresie 91,2% do 95,6% tzn. odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych wynosiły średnio dla wszystkich internatów od około — 4% do — 9%. Średni wskaźnik różnic dla wartości energetycznej w racjach ze wszystkich internatów wynosił 93,40%; współczynnik zmienności 11,31%.

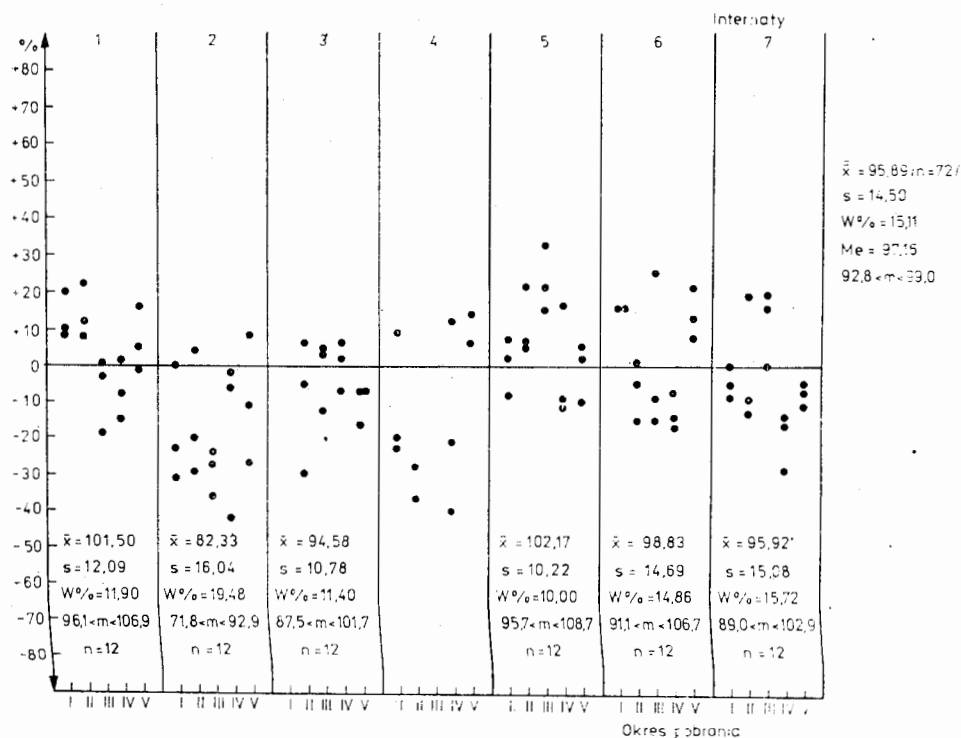


Ryc. 1. Wartość energetyczna — odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych (=100%) oraz wyniki oceny statystycznej wskaźników różnic. Okres pobrania: I — wiosna /78, II — jesień /78, III — zima /79, IV — wiosna /79, V — jesień /79.

Rozważania te należy pamiętać, dotyczą obliczeń z raportów magazynowych, oraz dłuższych okresów badań ($n=72$ dni). Przy rozpatrywaniu danych dla poszczególnych internatów widać, że przedziały ufności miały szerszy zakres. Jednakże średnie wskaźniki różnic dla wartości energetycznej uzyskane w poszczególnych internatach, dotyczące 12-dniowych okresów badań wskazują, że odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych nie przekraczały -10% (z wyjątkiem internatu nr 2). Wydaje się zatem słuszne stosowanie korekty wyników teoretycznej oceny wartości energetycznej tzn. obniżanie ich o 10% ale z zastrzeżeniem, że rozpatrywany okres jest nie krótszy niż 10—12 dni. Odchylenia bowiem dla racji z poszczególnych dni badań są znacznie większe i wahają się nawet w zakresie od $+20\%$ do -40% (rycina 1).

Co się tyczy białka to średnie wskaźniki różnic dla poszczególnych internatów wynosiły od $82,33\%$ (internat nr 2) do $102,17\%$ (internat nr 5) przy współczynnikach zmienności nie przekraczających na ogół 16% (rycina 2).

Średni wskaźnik różnic dla wszystkich internatów wynosił $95,89\%$, współczynnik zmienności $15,11\%$. Podobnie jak w przypadku wartości energetycznej stwierdzono wysoce istotną różnicę jedynie pomiędzy wskaźnikami różnic dla białka w racjach z internatu nr 2 a pozostałymi (F z tabl. = $2,36$; $F_{obl.0,05}=3,57$). Pomimo to 95% -wy dwustronny przedział ufności obliczono dla wszystkich wskaźników różnic ($n=72$). Mieścił się on w zakresie



Ryc. 2. Białko — odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych (=100%) oraz wyniki oceny statystycznej wskaźników różnic. Objasnienia jak przy rycinie 1.

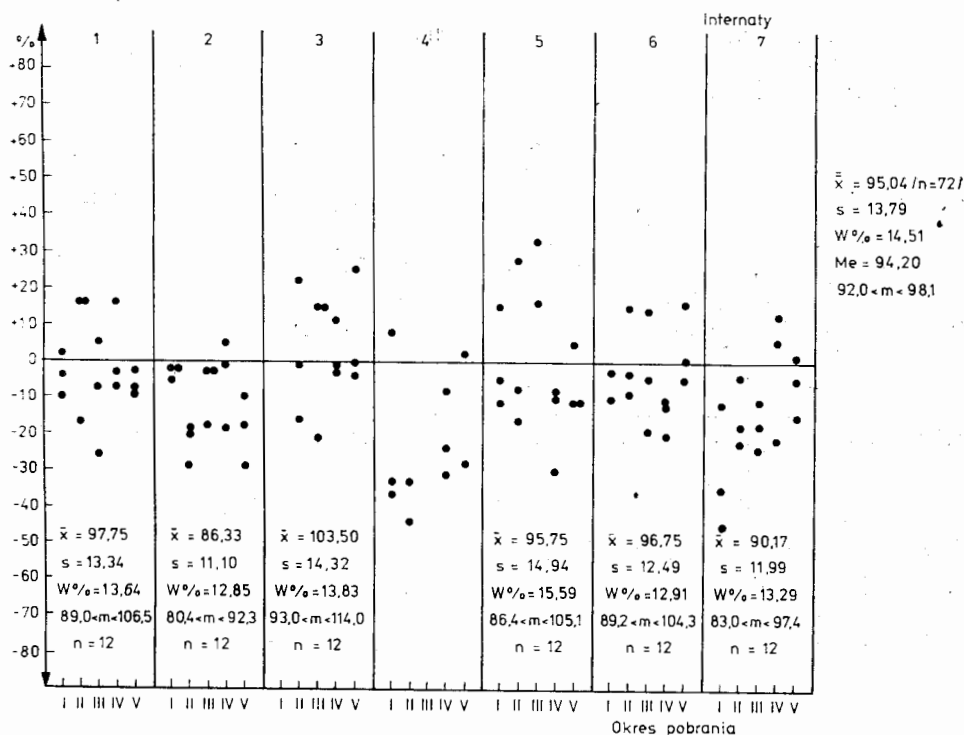
od 92,8% do 99,0%. Wskazuje to, że odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych wynosiły od około -1% do -7%, a więc były mniejsze niż zaobserwowane dla wartości energetycznej.

Ze względu jednak na stosunkowo szerokie przedziały ufności dla wskaźników różnic dla białka w racjach pokarmowych z poszczególnych internatów wydaje się celowe utrzymanie dotychczas stosowanej korekty tj. obniżania o 10% wyników oceny teoretycznej. Należy się jednak liczyć z tym, że w niektórych przypadkach korekta ta może być zbyt duża nawet dla okresów 10—12 dniowych (p. średnie wskaźniki różnic w poszczególnych internatach rycina 2).

Średnie wskaźniki różnic dla tłuszczu w racjach pokarmowych z poszczególnych internatów wynosiły od 86,33% (internat nr 2) do 103,50% (internat nr 3) przy współczynnikach nie przekraczających 16% (rycina 3).

Stwierdzono różnice istotne pomiędzy wskaźnikami różnic dla tłuszczu obliczonymi dla internatu nr 2 i 3 (F z tabl. = 2,36; F obl. $_{0,05}$ = 2,54), oraz różnice wysoce istotne pomiędzy wskaźnikami różnic obliczonymi w racjach internatów 1 i 2; 2 i 6 oraz 3 i 7. Średni wskaźnik różnic dla tłuszczu w racjach ze wszystkich internatów (\bar{x}) wyniósł 95,04%; współczynnik zmienności 14,51%.

95% dwustronny przedział ufności obliczony dla wszystkich wskaźników różnic ($n=72$) wyniósł od 92,0% do 98,1%, a więc odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych kształtowały się w granicach od około -2% do -8%.



Ryc. 3. Tłuszcz — odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych (=100%) oraz wyniki oceny statystycznej wskaźników różnic. Objasnienia jak przy rycinie 1.

Biorąc pod uwagę znacznie szersze zakresy odchyień w poszczególnych internatach wydaje się słuszne obniżanie o 10% wartości teoretycznych obliczanych dla tłuszczu na podstawie raportów magazynowych, o ile dane te, podobnie jak w przypadku wartości energetycznej i białka, dotyczą okresu badań nie krótszego niż 10—12 dni.

Porównując uzyskane odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych obliczonych z raportów magazynowych dla całodziennych racji pokarmowych z danymi dla posiłków obiadowych produkowanych w warunkach kontrolowanych [6, 7] widać wyraźnie, że te ostatnie były znacznie większe. Odchylenia dla wartości energetycznej wynosiły —31%, a dla białka —25% (przy $n=172$). Wynika to z faktu, że w przypadku posiłków obiadowych w znacznie większym stopniu oddziaływały różne czynniki omawiane szczegółowo w poprzednich pracach [6, 7] powodując tak znaczne „zawyższenie” wartości teoretycznych.

Z danych innych autorów wynika, że również występowały różnice między wartościami analitycznymi i teoretycznymi. *Head* i wsp. [2] w badaniach nad posiłkami śniadaniowymi stwierdzili, że wartości teoretyczne dla energii były na ogół 10—15% wyższe niż analityczne.

Stock i *Wheeler* [4] wykazali, że różnice między wynikami analitycznymi a obliczonymi w przypadku racji pokarmowych badanych w różnym okresie zmniejszały się w miarę jak przedłużał się okres badań (przy 7 dniach różnice dla energii i białka wynosiły $\pm 20\%$ przy 90% przedziale ufności).

Porównanie wyników obliczonych i oznaczonych w dietach o różnej zawartości tłuszczu wykazało, że obliczona wartość energetyczna była o około 8% wyższa niż oznaczona [3].

WNIOSKI

Na podstawie wykonanych badań można wysunąć następujące wnioski:

1. Stwierdzono odchylenia między wartościami teoretycznymi (obliczonymi na podstawie raportów magazynowych) a analitycznymi dla wartości energetycznej, białka i tłuszczu w całodziennych racjach pokarmowych z internatów młodzieżowych. Odchylenia te w miarę przedłużania się okresu badań zmniejszały się.

2. Przy teoretycznej ocenie wartości energetycznej, zawartości białka, i tłuszczu w całodziennych racjach pokarmowych, dokonanej na podstawie raportów magazynowych, należy uwzględniać okresy nie krótsze niż 10—12 dni.

3. Uzyskane wyniki dotyczące odchylenia wartości analitycznych od teoretycznych oraz ich ocena statystyczna wykazały słusność stosowania korekty danych teoretycznych, przy ocenie wartości odżywczej całodziennych racji pokarmowych w zakładach żywienia zbiorowego zamkniętego, tzn. obniżanie wartości teoretycznych dla energii, białka i tłuszczu o 10% (przy założeniu, że okresy badań nie będą krótsze niż 10—12 dni).

И. Тшебска-Еске, У. Рутковска, З. Зелиньска, Ц. Батко,
С. Чапля, Л. Цвек, И. Гонсёр, И. Кициньска, С. Макуховска

ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ПИТАТЕЛЬНОЙ ЦЕННОСТИ СУТОЧНЫХ ПИЩЕВЫХ РАЦИОНОВ В МОЛОДЕЖНЫХ ИНТЕРНАТАХ НА ФОНЕ РЕЗУЛЬТАТОВ ЛАБОРАТОРНЫХ АНАЛИЗОВ

I. Основные компоненты

Резюме

Были проведены исследования по сравнению теоретических значений (вычисленных на основании складских ведомостей и Таблиц состава и питательной ценности пищевых продуктов) с аналитическими в отношении содержания белка, жира и энергетической ценности суточных пищевых рационов в молодежных интернатах. Было установлено, что величина отклонений уменьшается по мере удлинения времени исследований. Полученные результаты показали, что правильным является понижение теоретических величин для энергии, белка и жира на 10% при оценке проводимой с интервалами не меньше чем в 10—12 дней.

I. Trzebska-Jeske, U. Rutkowska, Z. Zielińska, C. Batko, S. Czaplą
L. Ćwiek, J. Gąsior, J. Kicińska, S. Makuchowska

THEORETICAL ASSESSMENT OF THE NUTRITIONAL VALUE OF DAILY DIETS GIVEN IN BOARDING SCHOOLS AS COMPARED WITH THE RESULTS OF LABORATORY INVESTIGATIONS

Part I.

Summary

Investigations were carried out for comparing the theoretically calculated (from food-store reports and tables of nutritional value and composition of food products) nutritional value of daily given diets in boarding schools with the analytical data for energy, protein and fat

contents of these diets. It was found that the value of deviations decreased with prolonged time of the investigations. The obtained results showed that it was necessary to reduce by 10% the theoretical values of energy, protein and fat when assessment period was 10—12 days or more.

PIŚMIENNICTWO

1. *Elandt R.*: Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego, PWN, Warszawa 1964. — 2. *Head M.K., Weeks R.J., Gibbs E.*: Major nutrients in the type A lunch I. Analysed and calculated values of meals served. *J. Am. Dietet. A.* 1974, 65, 423. — 3. *Marshall M.W., Iacono J.M., Young C.W., Washington W.A., Slover H.T., Leapley P.M.*: Composition of diets containing 25 and 35 per cent calories from fat, *J. Am. Dietet. A.*, 1975, 66, 470. — 4. *Stock A.L., Wheeler E.F.*: Evaluation of meals cooked by large scale methods: a comparison of chemical analysis and calculation from food tables, *Brit. J. Nutr.* 1972, 27, 439. — 5. *Szczygiel A., Piekarska J., Muszkatowa B., Klimczak Z.*: Tabele składu i wartości odżywczych produktów spożywczych, Warszawa, PZWL, 1976. — 6. *Trzebska-Jeske I., Rutkowska U., Zielńska Z.*: Badania wielkości odchyłeń wyników analitycznych od teoretycznych uzyskanych przy ocenie wartości odżywczej posiłków obiadowych. Cz. I. Wartość energetyczna posiłków obiadowych produkowanych w stołówkach pracowniczych w warunkach kontrolowanych, *Roczn. PZH*, 1980, 31, 39. — 7. *Trzebska-Jeske I., Rutkowska U., Zielńska Z., Kunachowicz H.*: Badania wielkości odchyłeń wyników analitycznych od teoretycznych uzyskanych przy ocenie wartości odżywczej posiłków obiadowych. Cz. II. Zawartość białka w posiłkach obiadowych produkowanych w stołówkach pracowniczych w warunkach kontrolowanych, *Roczn. PZH*, 1980, 31, 139. — 8. *Trzebska-Jeske I.* i wsp.: Badania nad wartością odżywczą racji pokarmowych w zakładach całodziennego żywienia zbiorowego. Etap II. Badania zawartości wybranych składników odżywczych w całodziennych racjach pokarmowych w zamkniętych zakładach żywienia zbiorowego z uwzględnieniem proponowanych mierników oceny. Dokumentacja IZZ, Warszawa 1980. — 9. *Trzebska-Jeske I., Rutkowska U., Kunachowicz H., Batko C., Czaplą S., Œwiek L., Gąsior J., Kicińska J., Makuchowska S.*: Wartość odżywcza całodziennych racji pokarmowych młodzieży żywiającej w internatach. Cz. I. Zawartość składników podstawowych, *Roczn. PZH* 1982; 33, 45.

Dn. 10 IX 1981 r.

02-903 Warszawa, ul. Powsińska 61/63