

JANUSZ ŻUCHOWSKI

## Korelacja wybranych elementów w metodzie minimalnego procentu przyrostu miąższości

Correlation between the selected elements  
of the method assessing the minimum percentage volume increment

**Abstract.** The objective of the studies was verification of the assumptions [9] set up in the paper concerning correlation coefficients  $r(x^2, B)$  and  $r(A, B)$  in the equations developed to determine the mean error in assessing the minimum percentage volume increment taking into consideration the method proposed by Rieger and Rutkowski in 1969. It was found that irrespective of the calculation method used the values of the coefficients of correlation were always high and close to 1.0. The studies proved the correctness of the set up assumptions.

### Wstęp i cel pracy

**M**iąższość oraz bieżący przyrost miąższości należą niewątpliwie do najważniejszych, lecz równocześnie najtrudniejszych do określenia w leśnych pracach inwentaryzacyjnych, cech taksacyjnych. Znajomość tych cech jest jednak konieczna do właściwego planowania i gospodarowania w leśnictwie, toteż inwentaryzacja leśna powinna zapewniać wiarygodne dostarczanie informacji odnośnie obu tych cech [Żuchowski 1998].

Jedną z możliwych metod określania bieżącego przyrostu miąższości jest metoda oparta na pomiarze procentu przyrostu miąższości. Zaproponowany w 1969 r. przez dwóch krakowskich uczonych-leśników [Rieger, Rutkowski 1969] wzór na minimalny procent przyrostu miąższości nie został przez autorów przystosowany do określania błędu średniego, co w statystyczno-matematycznym systemie inwentaryzacji lasu jest zawsze sprawą zasadniczą. Luka ta została uzupełniona w pracy [Żuchowski 1998], w której przedstawione zostały odpowiednie wzory służące do oceny średniego błędu oszacowania minimalnego procentu przyrostu miąższości. Przy wyprowadzeniu niektórych z tych wzorów przyjęto pewne założenia odnośnie wartości współczynników korelacji  $r(x^2, B)$  i  $r(A, B)$ ; przyjęto mianowicie, że wartości obu tych współczynników wynoszą 1,0.

Celem pracy jest sprawdzenie słuszności przyjętych założeń, na podstawie wyników prac pomiarowych wykonanych w 1975 r. przy okazji wdrożenia w lasach LZD w Krynicy metody wielkopowierzchniowej inwentaryzacji lasu [Żuchowski 1978].

## Uwagi metodyczne

W klasycznym leśnictwie znane są dwie podstawowe grupy metod określania bieżącego przyrostu miąższości [Borowski 1974, Dudek 1994, Rieger, Rutkowski 1969], za pomocą:

- dwukrotnego pomiaru miąższości na początku i końcu okresu przyrostowego; można tu zaliczyć przykładowo stosowaną w urządzaniu lasu statystyczno-matematyczną metodę kontroli zapasu i przyrostu prowadzoną na stałych kołowych powierzchniach próbnych,
- jednorazowego pomiaru miąższości i przyrostu jej odpowiednich elementów tylko na końcu okresu przyrostowego; można tu zaliczyć przykładowo metodę pomiaru przyrostu miąższości drzew próbnych, metodę tabel miąższości drzew stojących lub też metodę opartą na pomiarze procentu przyrostu miąższości.

Ostatnio wyróżnia się trzecią grupę metod określania przyrostu miąższości, a mianowicie ocenę przyrostu wprzód, najczęściej za pomocą odpowiednich modeli [Bruchwald 1985, Bruchwald, Siekierski 1992, Siekierski 1993].

Zastosowanie konkretnej metody określania przyrostu miąższości w urządzaniu lasu zależy od stosowanego w obiekcie leśnym sposobu zagospodarowania lasu oraz od stopnia dokładności poszczególnych metod i związanego z tym zakresu prac terenowych i kame-ralnych [Rieger, Rutkowski 1969].

Opublikowana w 1969 r. metoda minimalnego procentu przyrostu miąższości oparta jest w obliczeniach na procencie przyrostu średniej powierzchni pierśnicowego przekroju [Rieger, Rutkowski 1969]. Autorzy uznali tę metodę za odpowiednią do stosowania w urządzaniu lasu i w cytowanej pracy przedstawili teorię procentu przyrostu miąższości, metodyczne podstawy pomiaru tej wielkości w drzewostanach, a także podali wzór na wyliczenie minimalnego procentu przyrostu miąższości, który po dokonaniu pewnej modyfikacji w symbolice wygląda następująco:

$$p_{v\min} = \frac{2 \cdot \overline{xy} - \overline{y^2}}{2 \cdot \overline{x^2} - 2 \cdot \overline{xy} + \overline{y^2}} \cdot \frac{200}{n} \quad (1)$$

gdzie:

- $p_{v\min}$  – minimalny procent przyrostu miąższości drzewostanu,
- $\overline{x^2}$  – średni kwadrat pomierzonych (w korze) pierśnic,
- $\overline{y^2}$  – średni kwadrat pomierzonych (bez kory) przyrostów pierśnic,
- $\overline{xy}$  – średni iloczyn pierśnic i przyrostów pierśnic,
- $n$  – liczba lat okresu dla którego mierzy się przyrosty pierśnic.

Wzór ten opiera się tylko na dwóch podstawowych elementach (cechach): pierśnicy i jej przyroście, które są łatwo dostępne do bezpośredniego pomiaru w terenie, co niewątpliwie podnosi wartość tego sposobu określania procentu przyrostu miąższości z praktycznego punktu widzenia.

Wspomniani autorzy w cytowanej pracy nie podali jednak w jaki sposób należy określać błąd średni oszacowania procentu przyrostu obliczonego zgodnie z zaproponowaną przez

nich metodą. W celu przystosowania wzoru (1) do określania średniego błędu oszacowania minimalnego procentu przyrostu miąższości na podstawie jednorazowych pomiarów na powierzchniach próbnych założonych w ramach statystyczno-matematycznego sposobu inwentaryzacji lasu i na podstawie wzoru Riegera i Rutkowskiego, błędu który w statystyczno-matematycznym sposobie inwentaryzacji lasu zawsze występuje, a jego znajomość i umiejętność obliczania jest sprawą zasadniczą, wzór ten poddano w pracy [Żuchowski 1998] pewnej modyfikacji i stwierdzono, że istotne jest określenie ilorazu  $W$  o postaci:

$$W = \frac{A - 2B}{A} = 1 - 2 \frac{B}{A} \quad (2)$$

gdzie:

$$A = x^2 + (x - y)^2,$$

$$B = (x - y)^2,$$

pozostałe oznaczenia – jak we wzorze (1).

Przyjmując, że  $A$  i  $B$  są zmiennymi losowymi w cytowanej pracy [Żuchowski 1998] stwierdzono, iż umiejętność obliczenia wariancji ilorazu  $W$  za pomocą funkcji opartej na wielkościach:  $x$ ,  $y$ ,  $s_x$ ,  $s_y$  oraz  $r_{(x,y)}$ , gdzie symbole  $s$  oznaczają odchylenie standardowe realizacji w próbie odpowiedniej zmiennej losowej ( $x$  – pierśnicy,  $y$  – przyrostu pierśnicy), zaś  $r$  – współczynnik korelacji pomiędzy tymi zmiennymi, jest zagadnieniem kluczowym, umożliwiającym obliczenie błędu standardowego minimalnego procentu przyrostu miąższości.

Na obliczenie wariancji ilorazu  $W$  zastosowano następujący wzór [Żuchowski 1998]:

$$S_W^2 = 4 \cdot S^2\left(\frac{B}{A}\right) \quad (3)$$

w którym:

$S_W^2$  – wariancja ilorazu  $W$ ,

$S^2\left(\frac{B}{A}\right)$  – wariancja ilorazu  $\frac{B}{A}$ .

Wariancję ilorazu  $\frac{B}{A}$  można obliczyć w następujący sposób [Żuchowski 1998]:

$$s^2\left(\frac{B}{A}\right) = \left(\frac{\overline{B}}{\overline{A}}\right)^2 \cdot \left(\frac{s_A^2}{\overline{A}^2} + \frac{s_B^2}{\overline{B}^2} - \frac{2 \cdot \overline{AB}}{\overline{A} \cdot \overline{B}} - 2\right) \quad (4)$$

Problem związany z obliczeniem wariancji ilorazu  $\frac{B}{A}$  sprowadza się zatem do wyrażenia wielkości  $\overline{A}$ ,  $\overline{B}$ ,  $\overline{AB}$ ,  $s_A^2$ ,  $s_B^2$  za pomocą znanych z pomiarów inwentaryzacyjnych realizacji zmiennych losowych  $x$  i  $y$ , a więc pierśnicy i jej przyrostu, wariancji tych zmiennych ( $s_x^2$  i  $s_y^2$ ) oraz współczynnika korelacji między nimi ( $r_{(x,y)}$ ). Wyprowadzone odpowiednie wzory wyglądają następująco [Żuchowski 1998]:

$$\overline{B} = \left(x^2 - 2 \cdot \bar{x} \cdot \bar{y} + \bar{y}^2\right) + \left(s_x^2 + s_y^2 - 2 \cdot r_{(x,y)} \cdot s_x \cdot s_y\right) \quad (5)$$

$$\bar{A} = \bar{x^2} + \bar{B} \quad (6)$$

$$s_B^2 = 4 \cdot (\bar{x^2} - 2 \cdot \bar{x} \cdot \bar{y} + \bar{y^2}) \cdot (s_x^2 + s_y^2 - 2 \cdot r_{(x,y)} \cdot s_x \cdot s_y) \quad (7)$$

$$s_A^2 = 4 \cdot \bar{x^2} \cdot s_x^2 \cdot s_B^2 + 2 \cdot (r_{(x^2,B)} \cdot 2 \cdot \bar{x} \cdot s_x \cdot s_B) \quad (8)$$

$$\overline{AB} = \bar{A} \cdot \bar{B} + r_{(A,B)} \cdot s_A \cdot s_B \quad (9)$$

Zakładając, że wartości współczynników korelacji  $r_{(x^2,B)}$  i  $r_{(A,B)}$  wynoszą 1,0, wzory (8) i (9) mogą zostać uproszczone do następującej postaci [Żuchowski 1998]:

$$s_A^2 = 4 \cdot \bar{x^2} \cdot s_x^2 + s_B^2 + 4 \cdot \bar{x} \cdot s_x \cdot s_B \quad (10)$$

$$\overline{AB} = \bar{A} \cdot \bar{B} + s_A \cdot s_B \quad (11)$$

Powyższe założenie przyjęto na podstawie obliczeń tych współczynników tylko w niektórych (4 spośród 13) wybranych jednostkach obliczeniowych wyróżnionych w lasach Leśnego Zakładu Doświadczalnego w Krynicy, jako w obiekcie badań w którym zastosowano opracowany sposób określania średniego błędu oszacowania minimalnego procentu przyrostu miąższości. Założenie to było więc przyjęte niejako intuicyjnie, bez szerszego potwierdzenia dokumentacyjnego. W niniejszej pracy postanowiono uzupełnić tę lukę. Skorzystano przy tym z części wyników prac pomiarowych wykonanych w terenie w 1975 r. na powierzchniach próbnych, przy okazji wdrażania w lasach krynickich metody wielkopowierzchniowej inwentaryzacji lasu [Żuchowski 1978].

Na każdej, zróżnicowanej obszarowo, w zależności od faz rozwojowych drzewostanu, i złożonej z dwóch koncentrycznych kół (za wyjątkiem założonych w fazie inicjalnej) powierzchni próbnej mierzono między innymi pierśnice w korze wszystkich drzew na obszarze większego koncentrycznego koła, a także pięcioletni przyrost pierśnicy bez kory wszystkich żywych drzew na obszarze mniejszego koncentrycznego koła. Pierśnice mierzono z dokładnością do 1 cm z zaokrągleniem w dół, na wysokości 1,3 m od stoku, przykładając średnicomierz do drzewa zawsze tak, by jego szyna skierowana była do środka powierzchni próbnej. Przyrosty pierśnic mierzono także na wysokości 1,3 m od stoku, dla każdego drzewa z trzech kierunków: pierwszy z nich był zawsze zgodny z promieniem powierzchni próbnej patrząc od jej środka w kierunku drzewa, a dwa pozostałe różniły się od niego o  $120^\circ$ . Długość pięciu ostatnich słoii przyrostowych odczytywano z dokładnością do 1 mm [Żuchowski 1978].

Obliczenie współczynników korelacji  $r_{(x^2,B)}$  i  $r_{(A,B)}$  wykonane zostało w każdej wyróżnionej w lasach LZD w Krynicy jednostce obliczeniowej dwukrotnie, dla różnych populacji próbnych, którymi były: albo odpowiednio dobrany zbiór drzew (I sposób obliczeń), albo odpowiednio dobrany zbiór powierzchni próbnych (II sposób obliczeń). Jednostkami obliczeniowymi były kategorie składu gatunkowego w ramach faz rozwojowych drzewostanu [Żuchowski 1978]. Współczynniki korelacji liczone według następujących wzorów [Walpole 1982]:

$$r_{(x^2,B)} = \frac{\overline{x^2 \cdot B} - \bar{x^2} \cdot \bar{B}}{s_{x^2} \cdot s_B} \quad (12)$$



TABELA 1

Wielkość i rozkład powierzchni próbnych w fazach rozwojowych i kategoriach składu gatunkowego drzewostanów w Leśnym Zakładzie Doświadczalnym w Krynicy w 1975 r. uwzględnionych przy obliczeniach w niniejszej pracy

TABLE 1

Size and distribution of sample plots in development phases and stand species categories at Forest Experimental Station in Krynica in 1975 considered in calculations

Faza rozwojowa drzewost.	Kategorie składu gat.	Liczba pow. próbnych	Liczba drzew pomierzonych na mniejszym kole	Wielkość pojed. pow. prób. (większe koło) [ha]	Obszar zajmowany przez pow. próbne (większe koło) [ha]
Stand developmental phase	Species categories	Number of sample plots	Number of trees measured on smaller circle	Size of single sample plot (bigger circle)	Area covered by sample plots (bigger circle)
1	2	3	4	5	6
Optymalna Optimal	jedliny I fir stands I	64	551	0,040	2,560
	jedliny II fir stands II	15	104	0,025	0,375
	buczyny I beech stands I	12	110	0,040	0,480
	jedlino-buczyny I fir-beech stands	5	27	0,040	0,200
	jedlino-buczyny II fir-beech stands II	4	31	0,025	0,100
	sośniny I pine stands I	3	34	0,040	0,120
	świerczyny I spruce stands I	27	564	0,040	2,880
	świerczyny II spruce stands II	25	196	0,025	0,625
Terminalna Terminal	jedliny fir stands	71	441	0,050	3,550
	buczyny beech stands	10	47	0,050	0,500
	jedlino-buczyny fir-beech stands	6	32	0,050	0,300
	świerczyny spruce stands	6	29	0,050	0,300

cd. tabeli 1 na następnej stronie

TABELA 1 cd.

1	2	3	4	5	6
Przedplonowa Nurse crop	drzewost. przedplonowe nurse crop stands	134	783	0,025	3,350
Razem Total	–	427	2949	–	15,340

$$r_{(A,B)} = \frac{\overline{AB} - \bar{A} \cdot \bar{B}}{s_A \cdot s_B} \quad (13)$$

w których symbole  $s_x^2$ ,  $s_A$ ,  $s_B$  oznaczają odpowiednie odchylenia standardowe wielkości  $x^2$ ,  $A$  i  $B$ , a pozostałe oznaczenia są zgodne ze stosowanymi we wcześniejszych wzorach.

## Wyniki badań

Podczas prac związanych z wielkopowierzchniową inwentaryzacją zasobów drzewnych założono w lasach LZD w Krynicy 483 kołowe powierzchnie próbne, rozmieszczone w terenie zgodnie z zasadami statystyczno-matematycznego systemu inwentaryzacji lasu.

Do sprawdzenia wspomnianych wcześniej założeń odnośnie wartości współczynników korelacji wykorzystano jednak nie wszystkie z pomiarów wykonanych na założonych w 1975 r. powierzchniach próbnych, ponieważ nie na wszystkich z nich mierzone były przyrosty pierśnic; cechy tej nie mierzone bowiem ani na powierzchniach założonych w fazie inicjalnej, ani też na takich powierzchniach, na których w mniejszym koncentrycznym kole nie rosły żadne drzewa. Sprawdzenie tych założeń wykonane zostało w niniejszej pracy dla wyróżnionych w LZD w Krynicy jednostek obliczeniowych, przy czym przyjęto, że uwzględnione zostaną tylko takie jednostki obliczeniowe, w których liczebność co najmniej jednej z populacji próbnych (drzewa lub powierzchnie próbne) była większa od 10. Było 13 takich jednostek obliczeniowych. W jednostkach tych założono w 1975 r. łącznie 427 powierzchni próbnych i pomierzono 2949 drzew rosnących na mniejszym koncentrycznym kole, co stanowiło 20,6% ogółu drzew pomierzonych przy okazji prac terenowych związanych z wielkopowierzchniową inwentaryzacją lasu. Łączny obszar, na którym przeprowadzono pomiary uwzględnione w niniejszych badaniach, wynosił 3,38 ha, czyli zaledwie 0,06% powierzchni leśnej rozpatrywanych jednostek obliczeniowych. Zobrazowano to w tabeli 1.

W każdej jednostce obliczeniowej wyliczono, zgodnie z opisaną wcześniej metodyką, 4 różne współczynniki korelacji, łącznie zatem we wszystkich jednostkach obliczeniowych wyliczono 52 współczynniki korelacji. Rezultaty obliczeń współczynników korelacji  $r_{(x^2,B)}$  i  $r_{(A,B)}$  przedstawione są w tabeli 2.

Z danych zawartych w tabeli 2 widać wyraźnie, iż bez względu na stosowany sposób obliczeń wartości obu współczynników korelacji są zawsze bardzo wysokie i bliskie 1,0.

TABELA 2

Współczynnik korelacji  $r_{(x^2, B)}$  i  $r_{(A, B)}$  w jednostkach obliczeniowych wyróżnionych w Leśnym Zakładzie Doświadczalnym w Krynicy przy zastosowaniu dwóch różnych sposobów wykonywania obliczeń

TABLE 2

Correlation coefficients  $r_{(x^2, B)}$  and  $r_{(A, B)}$  in count units distinguished at Forest Experimental Station in Krynica in two different methods of calculation

Numer jednostki obliczeniowej	Nazwa jednostki obliczeniowej	Liczba drzew pomierzonych na mniejszym kole	Sposób I wykonania obliczeń – drzewa		Liczba pow. próbných	Sposób II wykonania obliczeń – powierzchnie próbne	
			$r_{(x^2, B)}$	$r_{(A, B)}$		$r_{(x^2, B)}$	$r_{(A, B)}$
Count unit number	Name of count unit	Number of trees measured on smaller circle	Calculation method I – trees		Number of sample plots	Calculation method II – sample plots	
1	optymalne jedliny I optimal fir stands I	551	0,996	0,999	64	0,997	0,999
2	optymalne jedliny II optimal fir stands II	104	0,969	0,989	15	0,984	0,994
3	optymalne buczyny I optimal beech stands I	110	0,995	0,999	12	0,999	0,999
4	opt. jedlino-buczyny I optimal fir-beech stands I	27	0,997	0,999	5	0,998	0,999
5	opt. jedlino-buczyny II optimal fir-beech stands II	31	0,988	0,996	4	0,993	0,998
6	optymalne sośniny I optimal pine stands I	34	0,993	0,998	3	0,990	0,997
7	optymalne świerczyny I optimal spruce stands I	564	0,996	0,999	72	0,990	0,997
8	optymalne świerczyny II optimal spruce stands II	196	0,986	0,996	25	0,987	0,996
9	terminalne jedliny terminal fir stands	441	0,997	0,999	71	0,994	0,998
10	terminalne buczyny terminal beech stands	47	0,998	0,999	10	0,999	0,999
11	terminalne jedlino-bucz. terminal fir-beech stands	32	0,998	0,999	6	0,999	0,999
12	terminalne świerczyny terminal spruce stands	29	0,998	0,999	6	0,925	0,977
13	d-stany przedplonowe nurse crop stands	783	0,984	0,995	134	0,982	0,994

Przy I sposobie obliczeń współczynniki korelacji  $r_{(x^2, B)}$  zawierają się w granicach od 0,969 w optymalnych jedlinach, do 0,998 w terminalnych jedlinach, buczynach i mieszanych drzewostanach jodłowo-bukowych, natomiast współczynniki korelacji  $r_{(A, B)}$  wahają się pomiędzy 0,989 w optymalnych jedlinach II do 0,999 w 8 wyróżnionych jednostkach obliczeniowych. W II sposobie obliczeń współczynniki korelacji  $r_{(x^2, B)}$  mieszczą się pomiędzy wartościami 0,925 w terminalnych świerczynach a 0,999 w optymalnych buczynach I oraz w terminalnych buczynach i mieszanych drzewostanach jodłowo-bukowych, a współczynniki korelacji  $r_{(A, B)}$  przyjmują wartości od 0,977 w terminalnych świerczynach do 0,999 w optymalnych jedlinach I, buczynach I, mieszanych drzewostanach jodłowo-bukowych I oraz w terminalnych buczynach i mieszanych drzewostanach jodłowo-bukowych. Na wartość tych współczynników nie wpływa w sposób istotny liczba pomierzonych drzew lub założonych powierzchni próbnych. Ciekawe jest jednak, że w przypadku drzewostanów przedplonowych, gdzie przy obu sposobach obliczeń liczba spostrzeżeń była największa, wyliczone współczynniki korelacji wcale nie są najwyższe.

Z wcześniejszych informacji i przedstawionych w tabeli 2 wartości współczynników korelacji można wyciągnąć wniosek, że z matematycznego punktu widzenia wyniki obliczenia wariancji  $s_A^2$  oraz średniej iloczynu  $\overline{AB}$  według wzorów (10) i (11) nie będą w sposób istotny różniły się od odpowiedniego obliczenia tych wielkości przy zastosowaniu wzorów (8) i (9). Przyjęte wcześniej założenia dotyczące wartości obu współczynników korelacji równej 1,0 okazały się więc w świetle przeprowadzonych badań słuszne. Jest to ważny praktyczny rezultat tych badań, umożliwiający przy obliczaniu wariancji  $s_A^2$  oraz średniej iloczynu  $\overline{AB}$  zastosowanie mniej skomplikowanych wzorów, a co za tym prostszej procedury obliczeniowej.

Wyniki badań mogą znaleźć praktyczne zastosowanie w praktyce urządzania lasu, przy inwentaryzacji lasu sposobem statystyczno-matematycznym z zastosowaniem jednorazowych kołowych powierzchni próbnych z pomiarem przyrostu, zakładając, że bieżący przyrost miąższości będzie określany metodą opartą na pomiarze minimalnego procentu przyrostu miąższości i w oparciu o wzór Riegera i Rutkowskiego.

*Katedra Urządzania Lasu  
Akademia Rolnicza im. Hugona Kołłątaja w Krakowie  
Aleja 29 Listopada 46, 31-425 Kraków*

## Literatura

1. **Borowski M.** 1974. Przyrost drzew i drzewostanów. PWRiL, Warszawa.
2. **Bruchwald A.** 1985. Model wzrostowy MDI-1 dla sosny. Las Polski, 9, 10-15.
3. **Bruchwald A., Siekierski K.** 1992. Projekt leśnego systemu informacyjnego LAS i jego wykorzystanie do prognozowania i kształtowania zmian struktury kompleksu leśnego. Sylwan, 11, 11-17.
4. **Dudek A.** 1994. Tablice przyrostu miąższości dla sosny. Wydawnictwo SGGW, Rozprawy Naukowe i Monografie, Warszawa.
5. **Rieger R., Rutkowski B.** 1969. Teoretyczna analiza metody pomiaru procentu przyrostu miąższości drzewostanów oraz możliwość jej zastosowania w urządzaniu lasu. Acta Agr. et Silv., ser. Silv., 9, 155-166.

6. **Siekierski K.** 1993. Zastosowanie modeli wzrostu do optymalizacji etatu rębnego z punktu widzenia przyrostu drzewostanów. *Sylvan*, 6, 27-35.
7. **Walpole R.E.** 1982. *Introduction to statistics*. Macmillan Publishing Co., Inc., New York.
8. **Żuchowski J.** 1978. Metodyka i zakres informacji w wielkopowierzchniowej inwentaryzacji zasobów leśnych dla celów planowania rozwoju oraz kontroli gospodarstwa leśnego na przykładzie Leśnego Zakładu Doświadczalnego w Krynicy. Praca doktorska, IELiOGL AR w Krakowie, maszynopis.
9. **Żuchowski J.** 1998. Dokładność oceny minimalnego procentu przyrostu oraz minimalnego bieżącego przyrostu miąższości na podstawie jednorazowych pomiarów na powierzchniach próbnych. *Zesz. Nauk. AR w Krakowie, Rozprawy nr 245*.

## Summary

### Correlation between the selected elements of the method assessing the minimum percentage volume increment

The objective of the studies was verification of the assumptions [9] set up in the paper concerning correlation coefficients  $r(x^2, B)$  and  $r(A, B)$  in the equations developed to determine the mean error in assessing the minimum percentage volume increment taking into consideration the method proposed by Rieger and Rutkowski in 1969. They assumed in the quoted work that these values equal 1.0.

To meet this objective some measurements obtained during a large-scale forest inventory on study plots in the Forest Experimental Station in Krynica in 1975 were used. The verification of the above mentioned assumptions concerning the values of the coefficients of correlation were provided for 13 calculation units selected in the forests of Krynica in which 427 sample plots were established and 2949 trees were measured. Four different coefficients of correlation were calculated for each calculation unit in accordance with the described method. The results of measurements are presented in Table 2. It was found that irrespective of the calculation method used the values of the coefficients of correlation were always high and close to 1.0. Neither the number of the trees measured nor the number of the sample plots significantly affected the values of these coefficients. In the light of the studies the set up assumptions concerning the values of correlation coefficients proved correct. It is an important practical result of the studies allowing to apply less complicated equations or simpler procedure for calculation the variance  $s^2_A$  and the ratio average AB.

The results may find application in forest management planning, forest inventory using a statistical-mathematical method of circular sampling plots for volume increment measurements at the assumption that the current increment will be determined by the method based on the measurement of the minimum percentage volume increment taking into consideration the equation developed by Rieger and Rutkowski.