

WOJCIECH OCHAŁ

Dokładność określania pierśnicowego pola przekroju drzewostanów bukowych na podstawie powierzchni próbnych

The accuracy of estimates of basal area in beech stands using sample plots

ABSTRACT

Ochał W. 2007. Dokładność określania pierśnicowego pola przekroju drzewostanów bukowych na podstawie powierzchni próbnych. Sylwan 11: 10-21.

The paper presents the results of the research on the accuracy of estimates of basal area in beech stands using sample plots. The accuracy of estimates of the analysed characteristic was evaluated on the basis of variation coefficient value of the sums of tree basal areas on sample plots. The coefficient value was empirically determined for sample plots of various size, as well as for the secondary populations differing in plot number. The research was conducted in three beech stands of age class III, IV and VI growing in the territory of the Krzeszowice Forest District.

KEY WORDS

sample plot, sampling, stand basal area, beech stand, Poland

ADDRESSES

Wojciech Ochał – Katedra Dendrometrii; Akademia Rolnicza;
Al. 29-Listopada 46; 31-425 Kraków; e-mail: rlochal@cyf-kr.edu.pl

Wstęp

Racjonalne planowanie i wykonywanie zabiegów gospodarczych w drzewostanie wymaga dokładnych informacji o jego cechach, między innymi o zasobności. Warunkiem poprawnego oszacowania zasobności jest dokładne określenie pierśnicowego pola przekroju drzewostanu. Bez błędnie można je określić wyłącznie na podstawie dokładnych pomiarów pierśnic wszystkich drzew. Ze względu na duży obszar wydzieleni (od kilku do kilkunastu hektarów) postępowanie takie jest czasochłonne i bardzo kosztowne. Często rezygnuje się więc z pomiaru ogółu drzew na rzecz pomiarów prowadzonych na niepełnym obszarze drzewostanu – tzw. powierzchni próbnej. Ograniczenie pomiarów do małego obszaru drzewostanu niesie jednak ryzyko popełnienia błędu.

Zagadnienie dokładności określania pierśnicowego przekroju drzewostanu na podstawie powierzchni próbnych nie jest nowe. W Polsce badania z tego zakresu prowadzone są już od lat pięćdziesiątych ubiegłego stulecia. Pierwsze dotyczyły powierzchni próbnych z wyboru [Trampler 1953]. Późniejsze [Meixner i Witkowski 1964; Meixner 1971, 1973, 1981, 1989; Bruchwald 1970, 1972; Rosa 1970a, 1970b, 1972a, 1972b] polegały na ocenie dokładności powierzchni próbnych wybieranych w sposób losowy. Stosowany przez Rosę i Meixnera podział obszaru drzewostanu na mniejsze lub większe jednostki, spośród których losowano elementy próby, nie w pełni odpowiada warunkom terenowym oraz w znacznym stopniu ogranicza liczbę

powtórzeń. W rzeczywistości powierzchnię w drzewostanie wybiera się spośród nieskończonej liczby możliwych do wskazania lokalizacji. Oznacza to również nieograniczoną liczbę powtórzeń danego doświadczenia.

Przyjęcie założenia, że powierzchnie próbne mogą być dowolnie lokalizowane w drzewostanie, budzi wątpliwość, czy wybór dużej liczby powierzchni rozmieszczonych w różnych miejscach drzewostanu, ale tak, aby ich obszary nie zachodziły na siebie, można uznać za losowanie bez powtórzeń i czy do określania wielkości błędu można stosować wzór dla tego schematu losowania. Wątpliwość wynika z dwóch powodów. Po pierwsze: w kolejnych losowaniach wyeliminowane są nie tylko te powierzchnie, które wylosowano wcześniej, ale także te, które są w bezpośrednim sąsiedztwie i częściowo zachodzą na wylosowaną powierzchnię. Druga wątpliwość dotyczy konstrukcji samego wzoru, w którym jednym z elementów jest liczebność populacji generalnej. Skoro liczba powierzchni możliwych do wytyczenia jest nieskończona, to czy liczebność populacji generalnej można obliczać jako iloraz obszaru drzewostanu i wielkości pojedynczej powierzchni?

Celem opracowania jest próba odpowiedzi na przedstawione tutaj problemy oraz ocena dokładności określania pola powierzchni pierśnicowego przekroju na podstawie powierzchni próbnych różnej wielkości w wybranych drzewostanach bukowych.

Materiał i metodyka badań

Badania przeprowadzono w trzech drzewostanach bukowych III, IV i VI klasy wieku rosnących na terenie Nadleśnictwa Krzeszowice. Wybrane drzewostany to lite, jednopiętrowe buczyny z pojedynczą domieszką innych gatunków takich jak: grab, dąb, sosna, brzoza i jawor (tab. 1).

W każdym drzewostanie założono 4 ha powierzchnię badawczą w kształcie kwadratu (200 × 200 m), której jedna para boków była równoległa do kierunku nachylenia stoku. Powierzchnię podzielono na mniejsze działki o wielkości 25 × 25 m, których wierzchołki zostały zaznaczone w terenie palikami.

Prace pomiarowe prowadzono kolejno na wszystkich działkach mierząc pierśnice oraz współrzędne biegunowe każdego z drzew. Pomiar pierśnic wykonano średnicomierzem precyzyjnym z dokładnością do 1 mm w dwóch prostopadłych kierunkach. Odległość drzew od wierzchołków osnowy mierzono dalmierzem optycznym z dokładnością do 0,1 m, kąt zaś ustalano teodolitem Daltha 020 celując na umownie oszacowany środek pnia.

Na podstawie zebranych informacji dla każdego drzewa obliczono pierśnicowe pole przekroju oraz współrzędne w jednolitym prostokątnym układzie dla całej 4 ha powierzchni.

Szczegółowe dane o rozmieszczeniu drzew i ich pierśnicowym przekroju pozwoliły na wykorzystanie programu komputerowego do symulacji rozmieszczenia kwadratowych powierzchni próbnych o założonej z góry wielkości.

Tabela 1.

Ogólna charakterystyka drzewostanów
General description of the stands

Drzewostan [symbol]	Wiek [lat]	Liczba drzew [szt./ ha]	Dg [cm]	HL [m]	G [m ² /ha]	V [m ³ /ha]	Udział buka [% V]	Bonitacja	Wskaźnik zadrzewienia
bk_60	60	402	27,9	21,9	24,53	263,8	98,23	I1	0,78
bk_75	75	298	32,1	25,5	24,04	304,1	98,64	I2	0,70
bk_110	110	197	43,8	35,6	29,54	530,4	100,00	Ia6	0,93

Na podstawie wielkości powierzchni a [ar] obliczano długość jej boku b [m] z wzoru:

$$b = 10\sqrt{a}$$

Powierzchnię lokalizowano w drzewostanie przez wylosowanie przy użyciu generatora liczb losowych, współrzędnych jej środka $S(XS_j, YS_j)$ takich, że:

$$XS_j \in \left\langle \frac{b}{2}; 200 - \frac{b}{2} \right\rangle \quad \text{oraz} \quad YS_j \in \left\langle \frac{b}{2}; 200 - \frac{b}{2} \right\rangle$$

Drzewa o współrzędnych x_i i y_i zaliczano do powierzchni w całości, jeżeli spełniony był następujący warunek:

$$\left(XS_j - \frac{b}{2} \right) < x_i < \left(XS_j + \frac{b}{2} \right) \quad \text{oraz} \quad \left(YS_j - \frac{b}{2} \right) < y_i < \left(YS_j + \frac{b}{2} \right)$$

lub w połowie, jeżeli:

$$x_i = \left(XS_j - \frac{b}{2} \right) \quad \text{lub} \quad x_i = \left(XS_j + \frac{b}{2} \right) \quad \text{oraz} \quad y_i = \left(YS_j - \frac{b}{2} \right) \quad \text{lub} \quad y_i = \left(YS_j + \frac{b}{2} \right)$$

Na podstawie pola pierśnicowego przekroju drzew zaliczonych do powierzchni próbnej obliczono sumaryczny ich przekrój.

Ocenę zgodności rozkładów sum pierśnicowego przekroju drzew na powierzchniach próbnych o określonej wielkości przeprowadzono testem λ -Kolmogorowa na wstępnej próbie złożonej z 300 losowo wybranych powierzchni.

Dokładność określania pierśnicowego przekroju drzewostanu oceniono na podstawie wielkości współczynnika zmienności tej cechy w populacji generalnej (zbiór wszystkich powierzchni próbnych określonej wielkości). Jego wielkość ustalono na podstawie próby przy założonym dopuszczalnym błędzie estymacji wielkości 2% i 0,95 poziomie ufności. Liczebność próby ustalono według wzoru [Luszniewicz, Słaby 2003]:

$$n = \frac{u_\alpha^2 \cdot (1 + 2 \cdot v_a^2)}{s_{\%(V_a)}^2} \cdot 5000 \quad [1]$$

gdzie:

u_α – wartość zmiennej standaryzowanej o rozkładzie normalnym przy poziomie istotności,

v_a – współczynnik zmienności określony na podstawie próby wstępnej, która została pobrana w celu oceny charakteru rozkładu sum pola przekroju na powierzchniach wielkości a ,

$s_{\%(V_a)}$ – założony błąd oszacowania współczynnika zmienności w populacji generalnej.

Empirycznie zbadano także wpływ liczby lokalizowanych w drzewostanie powierzchni próbnych na precyzję oszacowania pola pierśnicowego przekroju. Dokładność oceniono na podstawie współczynników zmienności wartości średnich pola przekroju stwierdzonych w populacjach wtórnych różniących się liczbą powierzchni próbnych. Uzyskane wyniki porównano z wartościami teoretycznymi obliczonymi według wzorów:

$$V_I = \frac{V_a}{\sqrt{n}} \quad [2]$$

gdzie:

V_a – współczynnik zmienności pola przekroju określony empirycznie dla powierzchni próbnych o wielkości a [%],

n – liczba powierzchni próbnych o wielkości a ,
lub

$$V_{II} = V_a \cdot \sqrt{\frac{1}{n} - \frac{1}{N}} \quad [3]$$

gdzie:

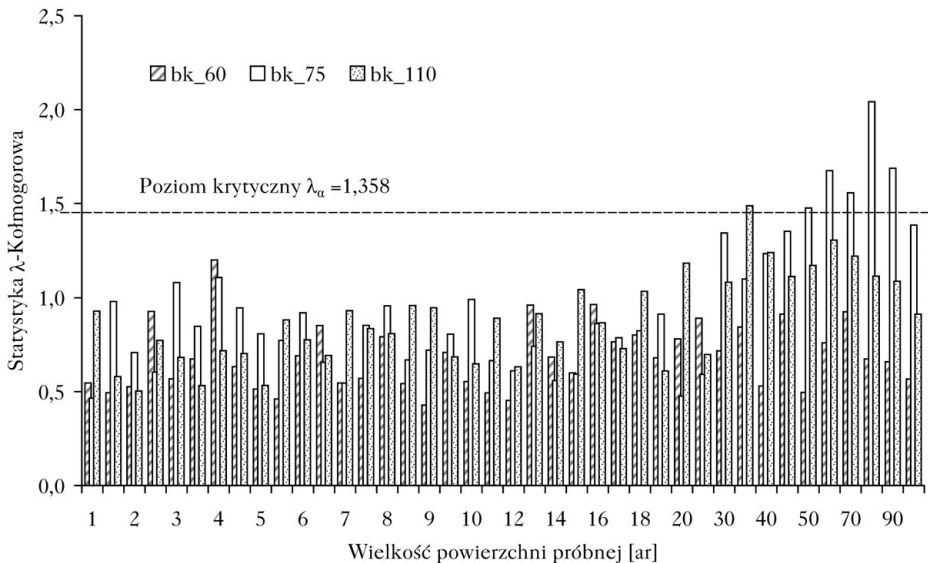
$N = \frac{A}{a}$ – liczebność populacji generalnej obliczona jako iloraz obszaru powierzchni badawczej A i wielkości pojedynczej powierzchni a .

Wyniki

Badanie zgodności rozkładu sum powierzchni pierścnicowego przekroju oraz ocenę dokładności określania tej cechy przeprowadzono dla powierzchni próbnych o wielkości od 1 do 10 arów z odstopniowaniem co 0,5 ara, od 10 do 20 z odstopniowaniem wielkości co 1 ar oraz od 20 do 50 co 5 arów i dla powierzchni od 50 do 100 arów z krokiem 10 arowym.

Rozkłady sum pola pierścnicowego przekroju drzew są na ogół zgodne z rozkładem normalnym (ryc. 1). Zgodność tę stwierdzono w ponad 94% analizowanych przypadków. Z analizy zależności wielkości statystyki λ -Kolmogorowa od obszaru powierzchni próbnej wynika, że dla powierzchni od 1 do 30 arów jej wartość nie przekracza poziomu krytycznego. Przy wzroście wielkości powierzchni ponad 30 arów wartość statystyki λ -Kolmogorowa również wzrasta i w niektórych drzewostanach przekracza wielkość krytyczną ($\lambda_{\alpha}=1,358$) dla przyjętego poziomu istotności $\alpha=0,05$.

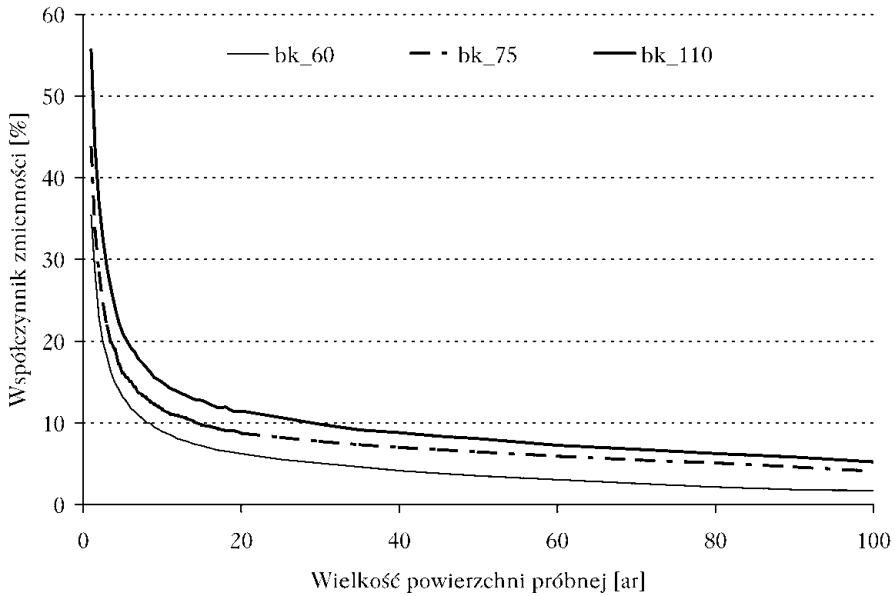
Zmienność sum powierzchni pierścnicowego przekroju maleje wraz ze wzrostem wielkości powierzchni próbnej według krzywej zbliżonej kształtem do hiperboli (ryc. 2). Dla tych samych obszarów powierzchni próbnych zmienność jest tym większa im starszy jest drzewostan. Ze wzro-



Ryc. 1.

Wartość statystyki λ -Kolmogorowa obliczona na podstawie empirycznych rozkładów sum pierścnicowego pola przekroju drzew na powierzchniach próbnych

The value of the Kolomogorov λ statistics calculated on the basis of empirical distributions of the sums of tree basal areas on sample plots



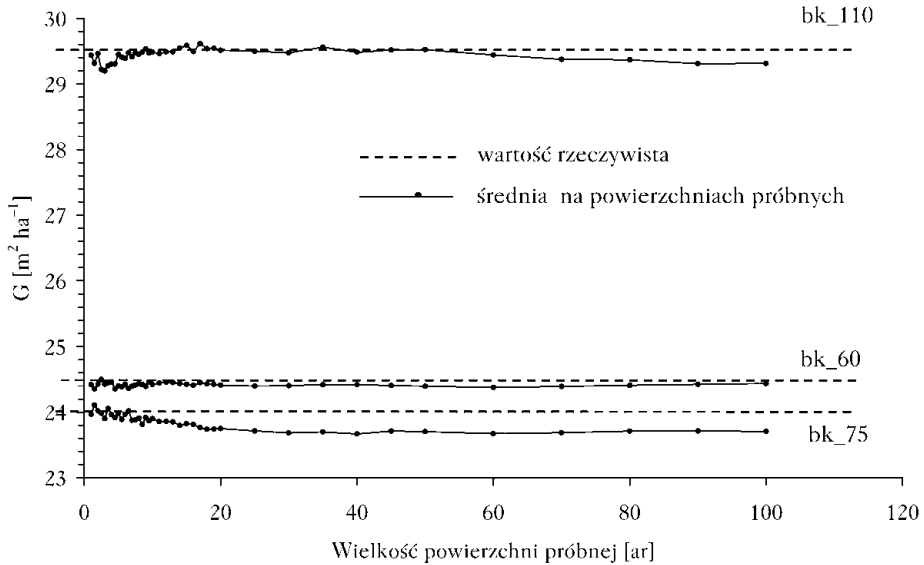
Ryc. 2.

Zmienność sum powierzchni pierścnicowego przekroju drzew na powierzchniach próbnych
 Variability of the sums of tree basal areas on sample plots

stem obszaru powierzchni próbnej stwierdzone różnice pomiędzy drzewostanami są coraz większe. W przypadku powierzchni 1-arowych współczynnik zmienności powierzchni przekroju w drzewostanie 75-letnim był około 1,2, a w 110-letnim ponad 1,5 razy większy w porównaniu z 60-letnim. Dla największych analizowanych powierzchni relacje te wynosiły odpowiednio 2,5 i ponad 3.

Oszacowany współczynnik zmienności jest miarą rozrzutu wartości wokół średniej arytmetycznej. Może on być obiektywną miarą dokładności metody jedynie wtedy, gdy obliczona średnia będzie równa wartości rzeczywistej obliczonej na podstawie pomiaru wszystkich drzew w drzewostanie. W celu weryfikacji tego założenia porównano rzeczywiste powierzchnie przekroju z wartościami średnimi obliczonymi na podstawie sum stwierdzonych na powierzchniach próbnych różnej wielkości.

Średnie wartości stwierdzone na powierzchniach próbnych odbiegają od wartości rzeczywistych w większym lub mniejszym stopniu (ryc. 3). Przypadkowość stwierdzonych odchyłek sprawdzono weryfikując hipotezę zerową o równości otrzymanych wartości średnich z wartością rzeczywistą. Różnice pomiędzy średnią na powierzchniach a wartością rzeczywistą okazały się istotne dla niektórych, najczęściej dużych powierzchni próbnych. W drzewostanie najstarszym, istotne różnice stwierdzono dla powierzchni o wielkości 90 i 100 arów, w 60-letnim dla powierzchni większych od 25 arów, a w 75-letnim dla powierzchni o wielkości powyżej 14 arów. We wszystkich tych przypadkach średnia na powierzchniach próbnych była mniejsza od wartości rzeczywistej. Błąd procentowy wtórny zawierał się w granicach od $-0,36$ do $-0,61\%$ w drzewostanie 60-letnim oraz od $-0,95$ do $-1,56\%$ w 75-letnim, a w najstarszym 110-letnim wynosił $-0,75\%$. Z praktycznego punktu widzenia stwierdzone różnice nie są duże, wskazują jednak na to, że wyniki otrzymane na podstawie dużych powierzchni próbnych mogą być obarczone ujemnym błędem systematycznym.



Ryc. 3.

Rzeczywiste i średnie wartości powierzchni pierśnicowego przekroju
Actual and mean basal area values

Mimo że rozkłady sum powierzchni pierśnicowego przekroju były zgodne z rozkładem normalnym, to niezgodność średnich z wartością rzeczywistą w niektórych przypadkach, nie pozwoliła na obiektywną ocenę metody wyłącznie na podstawie wartości współczynnika zmienności. Konieczne było uwzględnienie błędu systematycznego. W tabeli 2 przedstawiono zakres błędów procentowych wtórnych, jakich można spodziewać się z 68% prawdopodobieństwem, stosując jedną powierzchnię próbną o określonej wielkości.

Analizę zmian współczynnika zmienności średnich wartości sum pierśnicowego pola przekroju drzew w populacjach wtórnych o różnej liczbie powierzchni próbnych przeprowadzono dla obszarów o wielkości 2, 4, 10 i 20 arów. Wartości empiryczne oraz teoretyczne obliczone na podstawie wzorów (2) i (3) przedstawiono na rycinie 4.

Empirycznie oszacowany współczynnik zmienności w populacjach wtórnych był zbliżony do wartości teoretycznych obliczonych na podstawie wzoru (3) dla bezwrotnego schematu losowania (tab. 3, ryc. 4).

W przypadku powierzchni 2 i 4 arowych wartości określone doświadczalnie były na ogół nieznacznie większe od teoretycznych, zaś w przypadku większych powierzchni (10 i 20 arowych) nieznacznie mniejsze.

Przedstawione dotychczas wyniki wskazują, że wzrost dokładności określania powierzchni przekroju drzewostanu możliwy był przez zwiększanie obszaru pojedynczej powierzchni próbnej, bądź też przez zwiększanie liczby powierzchni o określonej wielkości. Nie dają jednak odpowiedzi na pytanie, które z tych rozwiązań jest korzystniejsze. Trudność jednoznacznej decyzji wynika z mnogości rozwiązań. Bowiem jeśli pomiarem zostanie objęty stały obszar drzewostanu, to do wyboru jest wiele rozwiązań różniących się liczbą i wielkością powierzchni próbnych. Porównania dokonano więc dla wybranych wariantów przy założeniu, że pomiarem objęty będzie łączny obszar o wielkości 10, 20, 40, 60, 80 lub 100 arów.

Tabela 2.

Zakres błędów procentowych wtórnych (68% przedział ufności) określania powierzchni pierścnicowego przekroju drzewostanu

The range of secondary percentage errors (68% confidence interval) for the estimation of stand basal area

Wielkość powierzchni [ar]	Drzewostan					
	bk_60		bk_75		bk_110	
5	-13,1	13,1	-16,0	16,0	-20,9	20,9
10	-8,9	8,9	-11,6	11,6	-14,9	14,9
20	-6,2	6,2	-10,1	7,3	-11,4	11,4
50	-4,0	3,0	-7,8	5,0	-8,0	8,0
100	-2,0	1,3	-5,5	2,7	-5,9	4,4

Tabela 3.

Współczynnik zmienności powierzchni pierścnicowego przekroju wyrażony w procentach wartości teoretycznych V_I i V_{II}

Variation coefficient of basal area expressed in per cent of theoretical values V_I and V_{II}

Drzewostan	Wielkość powierzchni próbnych							
	2 ary		4 ary		10 arów		20 arów	
	% V_I	% V_{II}	% V_I	% V_{II}	% V_I	% V_{II}	% V_I	% V_{II}
bk_60	94,7	101,5	94,4	101,2	88,5	98,3	88,4	98,8
bk_75	93,5	100,3	93,9	100,9	85,0	94,3	83,1	92,8
bk_110	94,4	101,3	90,2	96,8	86,6	96,1	81,5	91,0

Współczynnik zmienności powierzchni pierścnicowego przekroju dla n powierzchni o wielkości a w układzie rozproszonym obliczono ze wzoru:

$$V_{n-a} = V_a \cdot \sqrt{\frac{1}{n} - \frac{1}{N}}$$

gdzie:

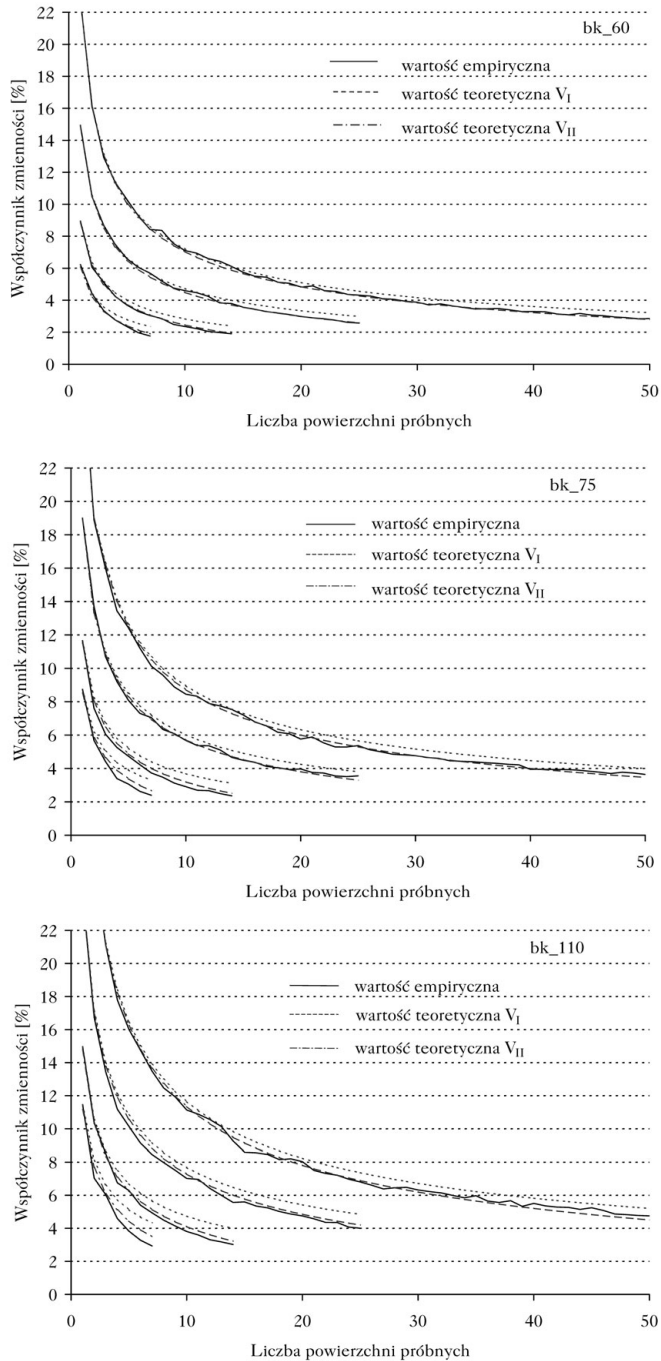
V_a – współczynnik zmienności sum powierzchni pierścnicowego przekroju na powierzchniach o wielkości a ,

$n = \frac{Z}{a}$ – liczba powierzchni wielkości a tworząca układ rozproszony,

Z – obszar drzewostanu objęty pomiarem,

$N = \frac{A}{a}$ – liczebność populacji generalnej obliczona jako iloraz obszaru powierzchni badawczej A i wielkości pojedynczej powierzchni a .

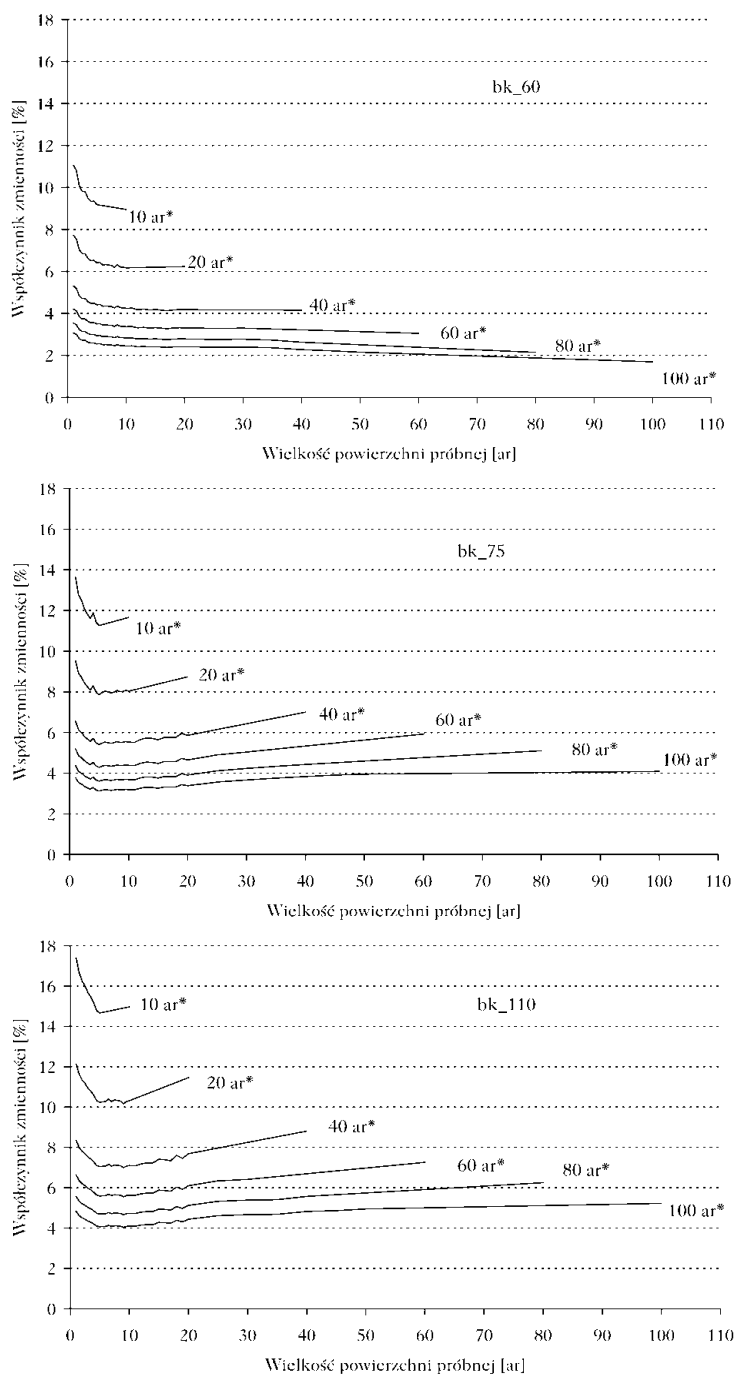
Ze wzrostem wielkości powierzchni próbnej zaobserwowano dwa warianty zmian zmienności pierścnicowego pola przekroju (ryc. 5). W drzewostanie 60-letnim zmienność otrzymywanych wyników sukcesywnie malała w miarę wzrostu wielkości powierzchni próbnych wchodzących w skład układu rozproszonego, osiągając najniższe wartości dla układu zwartego (pojedynczej powierzchni). W drzewostanie tym niekorzystne wydaje się stosowanie układów złożonych z większej liczby powierzchni próbnych, zwłaszcza z powierzchni o wielkości do kilku arów. Największą bowiem zmienność powierzchni pierścnicowego przekroju stwierdzono w przypadku układów rozproszonych złożonych z powierzchni o wielkości 1 ar. Zmienność ta była większa od określonej dla układu zwartego od 1,23 do 1,81 razy w zależności od wielkości obszaru objętego pomiarem.



Ryc. 4.

Empiryczne i teoretyczne wartości współczynników zmienności pola pierścnicowego przekroju w populacjach wtórnych różniących się liczbą powierzchni próbnych

Empirical and theoretical values of variation coefficients of basal area in the secondary populations differing in the number of sample plots



Ryc. 5.

Zmienność powierzchni pierścicowego przekroju w drzewostanach bukowych dla rozproszonych i zwartych układów powierzchni próbnych (* łączny obszar objęty pomiarem)

Variability of basal area in beech stands for scattered and compact plot design (* an overall area subjected to measurement)

W pozostałych dwóch drzewostanach (bk_75 i bk_110) zmienność pierśnicowego pola przekroju początkowo malała wraz ze wzrostem wielkości powierzchni wchodzących w skład układu rozproszonego, by po osiągnięciu minimum nieznacznie wzrosnąć. W drzewostanie 75-letnim najmniejszą zmienność stwierdzono dla powierzchni próbnych o wielkości 5 arów, w 110-letnim dla powierzchni próbnych o wielkości 10 arów.

Zastosowanie układu rozproszonego w badanych drzewostanach pozwoliło na 1,02 do 1,42-krotne zwiększenie dokładności określania pola pierśnicowego przekroju. Wzrost dokładności szacowania tej cechy zależał od łącznego obszaru objętego pomiarem. Na ogół im większą powierzchnię zastępuje się układem rozproszonym, tym większego należy spodziewać się wzrostu dokładności.

Podsumowanie wyników i wnioski

Przeprowadzone badania w drzewostanach bukowych dotyczące charakteru rozkładów sum powierzchni pierśnicowego przekroju na powierzchniach próbnych potwierdzają dotychczasowe obserwacje z drzewostanów innych gatunków [Meixner 1971, 1973; Rutkowski 1981]. W porównaniu z badaniami wcześniejszymi weryfikację rozkładów przeprowadzono dla znacznie szerszego zakresu wielkości powierzchni próbnych. Wynika z niej, że dla bardzo dużych powierzchni próbnych nie zawsze występuje zgodność rozkładu powierzchni przekroju z rozkładem normalnym.

Analiza zmian współczynników zmienności w zależności od wielkości powierzchni próbnych, potwierdziła znane z innych drzewostanów prawidłowości [Bruchwald 1970, 1972; Meixner 1971, 1973; Prodan 1965; Rosa 1970, 1972a, 1972b; Rutkowski 1981]. Największą zmienność stwierdza się w przypadku małych powierzchni (1 arowych). Ze wzrostem ich obszaru współczynniki zmienności zmniejszają się. W analizowanych drzewostanach stwierdzono na ogół nieco większe wartości w porównaniu z tymi jakie otrzymali Rosa [1970, 1972a, 1972b] i Meixner [1971, 1973] w drzewostanach sosnowych, zaś mniejsze od stwierdzonych przez Rutkowskiego [1981] w różnowiekowych drzewostanach jodłowych. Oprócz wielkości powierzchni próbnej na wielkość współczynnika zmienności wyraźnie wpływał wiek drzewostanu. W całym analizowanym zakresie wielkości powierzchni próbnych największą zmienność tej cechy stwierdzono w drzewostanie najstarszym. Wyniki te, ze względu na małą liczbę analizowanych drzewostanów mogą mieć charakter przypadkowy. Badania innych autorów w drzewostanach sosnowych nie potwierdziły jednoznacznie takiego związku [Rosa 1972a].

W badaniach stwierdzono rozbieżność pomiędzy wartością rzeczywistą określoną na podstawie pomiarów wszystkich drzew drzewostanu a wartościami średnimi obliczonymi na podstawie wyników otrzymanych z powierzchni próbnych. Różnice te nie są duże, wskazują jednak na to, że mimo losowego wyboru powierzchni próbnych, otrzymane na ich podstawie wartości mogą być obciążone błędami systematycznymi. Podobne zjawisko zaobserwował Rosa [1972b], a jego wystąpienie tłumaczył ograniczoną liczbą powtórzeń. W prezentowanym opracowaniu odchyłki te wystąpiły, mimo że liczba przeprowadzonych doświadczeń była wiele razy większa od tej z badań Rosy. Prawdopodobnie przyczyną tych różnic są inne czynniki, niezależne od liczby wykonywanych powtórzeń.

Dotychczasowe wyniki badań układów zwartych (jedna powierzchnia) i rozproszonych (kilka powierzchni) są dosyć rozbieżne. W drzewostanach sosnowych Rosa [1972b, 1972c] wykazał znaczny, ponad ośmiokrotny wzrost dokładności na korzyść układu rozproszonego. Badania Meixnera [1971, 1973], prowadzone również w drzewostanach sosnowych, nie potwierdziły tak dużej przewagi układu rozproszonego. Stwierdził on bowiem 1,5-krotny wzrost

dokładności. Wyniki uzyskane w niniejszej pracy wydają się potwierdzać spostrzeżenia Meixnera. Zastosowanie układu rozproszonego tylko nieznacznie wpłynęło na wzrost dokładności szacowania powierzchni pierścicowego przekroju. Porównując dokładność układu zwartego z rozproszonym należy zwrócić uwagę na obiektywność uzyskiwanych wyników. Wyniki otrzymywane na podstawie dużych, pojedynczych powierzchni mogą być obciążone błędem systematycznym.

Na podstawie przeprowadzonych badań można sformułować następujące wnioski:

- ✦ Rozkład sum pola pierścicowego przekroju drzew na powierzchniach próbnych o wielkości do 30 arów nie różni się istotnie od rozkładu normalnego.
- ✦ Obszar powierzchni próbnej jest czynnikiem decydującym o wielkości współczynnika zmienności sum pola pierścicowego przekroju drzew. Wraz ze wzrostem wielkości powierzchni próbnej wartość współczynnika zmienności maleje.
- ✦ Przy tym samym obszarze powierzchni próbnej zmienność pola przekroju zależy od wieku drzewostanu.
- ✦ Wyniki otrzymane na podstawie dużych pojedynczych powierzchni mogą być obciążone błędem systematycznym, pomimo losowej ich lokalizacji w drzewostanie.
- ✦ Współczynnik zmienności pola pierścicowego przekroju w populacjach wtórnych zależy od liczby powierzchni próbnych. Jego zmiana przebiega zgodnie z teoretycznym równaniem opisującym zmianę wielkości błędu w bezzwrotnym schemacie losowania.
- ✦ Zastąpienie pojedynczej powierzchni kilkoma mniejszymi nieznacznie podniosło dokładność szacowania powierzchni pierścicowego przekroju. Wzrost ten obserwowany jest najczęściej dla pewnej określonej wielkości powierzchni próbnej, którą można uznać za optymalną dla drzewostanu.

Literatura

- Bruchwald A. 1970. Dokładność określania pierścicowej powierzchni przekroju drzewostanu w metodach pomiarowo-szacunkowych. Sylwan 3: 15-31.
- Bruchwald A. 1972. Badanie dokładności określania pierścicowej powierzchni przekroju drzewostanu na podstawie powierzchni próbnych w drzewostanach sosnowych. Sylwan 4: 55-72.
- Luszniewicz A., Słaby T. 2003. Statystyka z pakietem komputerowym „Statistica PL”. Teoria i zastosowania. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Meixner J. 1971. Wielkość i liczba losowych powierzchni próbnych a dokładność określania powierzchni przekroju pierścicowego oraz zapasu drzewostanu. Poznańskie Towarzystwo Przyjaciół Nauk, Prace Komisji Nauk Rolniczych i Komisji Nauk Leśnych, XXXII: 121-137.
- Meixner J. 1973. Badania nad dokładnością określania powierzchni przekroju i miąższości drzewostanu za pomocą powierzchni próbnych. Poznańskie Towarzystwo Przyjaciół Nauk, Prace Komisji Nauk Rolniczych i Komisji Nauk Leśnych, XXXII: 195-107.
- Meixner J. 1981. Dokładność określenia powierzchni przekroju pierścicowego drzewostanów sosnowych przy różnych wielkościach powierzchni próbnych. Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu, CXXXII: 95-107.
- Meixner J. 1989. Zmienność sum powierzchni przekroju pierścicowego i miąższości drzew na powierzchniach próbnych różnych wielkości w zależności od wieku drzewostanu. Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu, 221: 41-46.
- Meixner J., Witkowski Z. 1964. Wielkość powierzchni próbnej a dokładność określenia przekroju pierścicowego drzewostanu. Roczniki Wyższej Szkoły Rolniczej w Poznaniu, XXIII: 115-134.
- Prodan M. 1965. Holzmesslehre. Frankfurt am Main.
- Rosa W. 1970a. Badanie dokładności oznaczania powierzchni przekroju i miąższości drzewostanu na podstawie powierzchni próbnej. Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Leśnictwo 13: 71-94.
- Rosa W. 1970b. Teoretyczne podstawy ustalania błędów miąższości drzewostanu określonej na podstawie powierzchni próbnej. Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Leśnictwo 13: 61-69.
- Rosa W. 1972a. Z badań nad dokładnością określania powierzchni przekroju drzewostanu na podstawie powierzchni próbnych. Sylwan 6: 35-43.
- Rosa W. 1972b. Ocena przydatności metody określania powierzchni przekroju drzewostanu i grup drzewostanów na podstawie powierzchni próbnych. Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Rozprawy Naukowe nr 18.

- Rosa W. 1972c. Badania nad dokładnością oznaczania pola przekroju drzewostanu na podstawie próbnych powierzchni częściowych. *Sylvan* 12: 63-72.
- Rutkowski B. 1981. Błędy i praktyczna dokładność statystyczno-matematycznych systemów inwentaryzacji lasu. *Sylvan* 1: 11-22
- Trampler T. 1953. Przydatność różnych sposobów pomiaru pierśnic drzew w drzewostanach dla potrzeb urządzania lasu. *Roczniki Nauk Leśnych*, Tom II.

SUMMARY

The accuracy of estimates of basal area in beech stands using sample plots

The aim of this paper was to assess the accuracy of basal area estimates in the selected beech stands using sample plots of various size.

The research was conducted in three beech stands of age class III, IV and VI growing in the territory of the Krzeszowice Forest District (Table 1). In each stand a 4-ha square study plot (200×200 m) was set up. The diameters at breast height and rectangular coordinates of all trees were measured on each plot. Information gathered in an electronic database enabled to apply a computer simulation programme for sample plot distribution in the studied area.

The accuracy of basal area estimates was evaluated on the basis of the variation coefficient value of the analysed characteristic in general and secondary populations. The coefficient value was determined using a sampling method at the assumed allowable estimation error of 2% and at a confidence level of 0.95. The sample size was calculated from the equation [1].

The distribution of the sums of the basal areas of trees on sample plots was generally consistent with the normal distribution (Fig. 1). The variability of the sums of tree basal areas decreased with the increase of sample plot size in accordance with the curve in the shape of a hyperbole (Fig. 2). For the same sample plot areas the variability was greater with the increasing stand age.

The research results showed slight differences between the mean values in general populations and the actual value calculated on the basis of measurements of all trees (Fig. 3). From the practical point of view these deviations were not great however they indicated that the results obtained from individual large areas could be burdened with a systematic error even though they were randomly selected.

Variation coefficient in secondary populations decreases with the increase of the number of sample plots. The change in its value is well described by equation [3] for the unreciprocal sampling design (Table 3, Fig. 4).

In the paper two alternative ways of sample plot arrangement were compared: a large single plot (compact design) and a series of smaller plots distributed at random in a stand with an overall area equal to a single plot (scattered design).

The use of a scattered design in a 60-year-old beech stand slightly reduced the accuracy of estimates of basal area in comparison with the compact design, while in the other two beech stands (bk-75 and bk_110) it allowed to slightly raise the accuracy of estimates of this characteristic (Fig. 5).