

## Studjum nad zmiennością liści buków: *F. orientalis* Lipsky *F. silvatica* L. i form przejściowych.

*A study on the variability of the leaves of beeches: F. orientalis* Lipsky,  
*F. silvatica* L., and intermediate forms.

### CZEŚĆ — PART II.

Gdy chcemy się przekonać czy dwie cechy w swej zmienności zależne są od siebie klasyfikujemy spostrzeżenia nad zmiennymi badanej próby w formie t. zw. tablicy korelacji: dane pomiarowe dla jednej z cech dzielimy na klasy podług jej zmienności, a następnie badamy w jaki sposób grupują się spostrzeżenia w każdej z tych klas nad cechą inną. Jeżeli badane cechy zależne są od siebie, liczebności skupiają się w pobliżu przekątnej, która — przy sposobie klasyfikowania spostrzeżeń przyjętym w pracy niniejszej — ma przebieg od dolnego lewego rogu ku górnemu prawemu w wypadku korelacji dodatniej, t. j. gdy wielkim wartościom jednej zmiennej odpowiadają wielkie wartości drugiej (np. tab. XXIII, XXVI) i od dolnego prawego ku górnemu lewemu w wypadku korelacji ujemnej, t. j. gdy zbieżne są wartości małe (np. tab. XXI, XXVIII)<sup>1)</sup>.

Ścisłość współzależnej zmienności (korelacji) dwóch cech ustalają liczbowo przez obliczenie współczynnika korelacji ( $r$ ). Jest to liczba oderwana, posiadająca wartości od  $-1$  do  $+1$ . Wartość  $r=0$  oznacza, że obie zmienne ( $x$  i  $y$ ) są od siebie niezależne, znak  $+$ , że wielkim wartościom cechy  $x$  odpowiadają wielkie wartości cechy  $y$  (korelacja dodatnia), a znak  $-$ , że wielkim wartościom jednej zmiennej odpowiadają małe wartości drugiej (korelacja ujemna). Podług wzoru Bravais'go-Pearsona:

$$r_{xy} = \frac{\Sigma(xy)}{N\sigma_x\sigma_y}$$

<sup>1)</sup> Nomenklaturę tabel i rycin zachowujemy kolejną z tabelami i rycinami części I pracy niniejszej, opublikowanej w V Roczniku Polskiego Towarzystwa Dendrologicznego (1933).

gdzie licznik jest sumą iloczynów odchyłeń (dla każdego osobnika) obu badanych zmiennych od ich średnich, a mianownik — iloczynem z ilości osobników (par spostrzeżeń) i średnich odchyłeń szeregu rozdzielczego każdej zmiennej. Wzór ten uwidacznia podstawowe znaczenie odchylenia średniego ( $\sigma$ ) dla badań nad korelacjami.

Współczynniki korelacji podane w tej pracy były obliczone metodą różnic (Czekanowski, 6, str. 110)<sup>1)</sup>, posługiwaliśmy się przytem wzorem, będącym modyfikacją wzoru podanego wyżej, o postaci:

$$r_{xy} = \frac{(\sum x^2 + \sum y^2 - \sum D^2) \frac{N}{2} - (\sum x)(\sum y)^2}{\sqrt{N(\sum x^2) - (\sum x)^2} \cdot \sqrt{N(\sum y^2) - (\sum y)^2}}$$

gdzie  $x$  i  $y$  są odchyleniami od wielkości wyjściowych,  $D = x - y$  jest różnicą odchyłeń od wielkości wyjściowych,  $N$  — ilością osobników (lub par spostrzeżeń).

Współzależna zmienność liści *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca* została zbadana pod względem 13 cech na przeszło 200 przykładach. Próbki nasze liczyły zaledwie 61—350 liści, jest zaś rzeczą wiadomą, że im większa jest ilość spostrzeżeń, tem mniejsze ryzyko pomylki, iż otrzymany współczynnik  $r$  świadczy o braku wzgl. istnieniu korelacji. Decyzję o wartości otrzymanych współczynników korelacji próbek mniejszych opieraliśmy na porównaniu z wartościami  $t$ , podanymi dla różnych poziomów tego ryzyka w tabeli V. A. Fishera, (12, str. 176), ułożonej dla ilości spostrzeżeń nie przewyższającej 100 par. Dla próbek większych obliczaliśmy  $t$  z wzoru:<sup>2)</sup>

$$t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \cdot \sqrt{n'-2} \quad (\text{Fisher, 12, str. 159})$$

gdzie  $n'$  jest ilością par spostrzeżeń, i korzystaliśmy następnie ze znanej już z cz. I tej pracy tabeli wartości  $t$ .

Wyniki zestawiono w tabeli XIX (poza tekstem), w której współczynniki korelacji odpowiadające  $P \leq 0,02$  podano drukiem tłustym, odpowiadające  $P = 0,05$  lub  $0,05 > P > 0,02$  — kursywą, wreszcie współczynniki o wartości małej, świadczącej o braku korelacji, drukiem zwykłym. Współczynniki korelacji obliczono nie dla wszystkich otrzymanych tablic, gdyż w wielu wypadkach można było wnioskować już na oko o braku współzależności. Wypadki te oznaczono w tabeli XIX kreską —.

Tabela współczynników korelacji daje tak bogaty materiał do pogłębienia studjum nad zmiennością buków, iż stać by się mogła

<sup>1)</sup> Spis literatury podano w cz. I tej pracy.

<sup>2)</sup> Wzór ten, jak też poniższe oznaczone gwiazdką, został mi podany przez Pana Dr. Mikołaja Olekiewicza.

<sup>3)</sup>  $t$  jest funkcją  $r$  (porównaj: Olekiewicz, 20, str. 157).

sama przez się tematem do pracy naukowej. Nie chcąc zbyt daleko odbiegać od zadań nakreślonych we wstępie: 1) ustalenia różnicy morfologicznej między liśćmi *F. orientalis* i *F. silvatica* i 2) rzucenia światła na sprawę rozprzestrzenienia i cech morfologicznych liści form przejściowych, nie będziemy analizować jej w detalach, lecz zatrzymamy się na ważniejszych momentach, oświetlających dynamikę zmienności liści buków.

Wykrycie związku zachodzącego pomiędzy rozmaitemi cechami ( $x$  i  $y$ ) — to dopiero krok pierwszy przy badaniu zjawisk współzależnej zmienności. Gdy już znaleźliśmy, że zmienna  $x$  jest w korelacji ze zmienną  $y$ , a otrzymany współczynnik  $r$  daje nam przybliżone pojęcie o ścisłości tego związku, powstaje zagadnienie tempa zmienności: jak wielkie zmiany zachodzą (przeciętnie) w cesze  $y$  gdy  $x$  zmienia się o jednostkę, czyli jaka jest regresja  $y$  względem  $x$ . Współczynnik regresji ( $R$ )  $y$  względem  $x$ , czyli „przyrost przeciętnej wartości  $y$ , odpowiadający jednostkowemu przyrostowi  $x^{(1)}$ , i  $x$  względem  $y$ , obliczaliśmy z wzorów:

$$R_{yx} = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \text{ i } R_{xy} = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \text{ (Johannsen, 13, str. 367)}$$

gdzie  $r$  jest współczynnikiem korelacji między cechami  $x$  i  $y$ , a  $\sigma_x$  i  $\sigma_y$  ich średnimi odchyleniami. Wynika stąd, że dane naszych tabel: XIX (współczynników korelacji) i I—X (charakterystyk liczbowych 10-ciu cech liści buków), są najzupełniej wystarczające dla otrzymania współczynników regresji.

Wartość  $t$  otrzymywana z wzoru:  $t = \frac{R^*}{\sigma_R}$  stanowiła kryterjum dla oceny miarodajności (significancy) współczynników regresji. Prawdopodobne przybliżenie błędu średniego współczynnika regresji otrzymano z wzoru:

$$\sigma_R^2 = \frac{S_{xy}^2}{N\sigma_y^2} \text{ gdzie}$$

$S_{xy}^2 = \sigma_x^2 (1 - r_{xy}^2) \frac{N^*}{N-2}$ ;  $\sigma_y$  jest odchyleniem średnim w próbie cechy niezależnej, zaś  $\sigma_x$  — odchyleniem średnim cechy zależnej,  $N$  — liczebnością próby. Przy używaniu tabeli  $t$  Fishera wartość  $n$  (liczba stopni swobody) brano równą  $N-2$ .

Ocenę różnicy pomiędzy poszczególnymi współczynnikami regresji dokonywaliśmy na podstawie wzorów:

$$\sigma_{R_1 - R_{1'}} = \sqrt{\sigma_{R_1}^2 + \sigma_{R_{1'}}^2} \text{ * i } t = \frac{R_1 - R_{1'}}{\sigma_{R_1 - R_{1'}}} \text{ *}$$

<sup>1)</sup> Neyman, 19, str. 8. Autor ten oznacza współczynniki regresji jako:  $a_{xy}$  i  $a_{yx}$ , które w znakowaniu Yule'a i Fishera odpowiadają:  $b_1$  i  $b_2$ .

gdzie  $R$ , i  $R_{,,}$  — współczynniki regresji dwóch porównywanych prób, zaś  $\sigma_{R,-R_{,,}}$  — prawdopodobne przybliżenie błędu średniego ich różnicy. Ze względu na brak miejsca wartości  $t$  współczynników regresji i różnic między nimi nie podajemy.

Z tabeli XIX widzimy, że każda z naszych próbek wykazuje dla tej samej pary cech współczynniki korelacji o różnej wartości liczbowej. Wartości te są najczęściej albo wszystkie miarodajne (odpowiadające niskiemu poziomowi ryzyka pomyłki, czyli  $P < 0,05$ ), lub też wszystkie bardzo małe, bez względu na to, że badane próbki należą do trzech taksonomicznie różnych jednostek. W nielicznych wypadkach część współczynników świadczy o braku korelacji, a jeden lub więcej — o śladach korelacji lub nawet o dosyć ścisłej współzależności, zupełnie niezależnie od tego, który z trzech buków reprezentuje próbka (porównaj wartości  $r$  dla cech: 1—9, 1—12, 2—7). Tylko w dwóch wypadkach stwierdziłam, iż brak korelacji ujawniony przez jedną z próbek i obecność jej dla trzech innych wiąże się z różnicą taksonomiczną, a mianowicie dla cech 4—7 i 8—10 (patrz tab. XIX).

Dla dziesięciu cech z trzynastu przeprowadzono badania nad korelacjami między każdą parą cech na próbkach *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca*; nie można było tego uskuteczyć w stosunku do cech: 5, 6 i 13 (kształt szczytu, kształt podstawy i ukształtowanie brzegu blaszki), gdyż pomiarów tych cech dokonano tylko na paru próbkach *F. moesiaca*. Nie bacząc na to, możemy twierdzić z dużą dozą prawdopodobieństwa, iż zmienność korelacyjna liści buków (przynajmniej omawianych w tej pracy) podlega w głównych zarysach jednakowym zasadom, niezależnie od gatunku. Poniższe studjum będzie tego udowodnieniem.

Chcąc zbadać od czego zależną jest różna wartość współczynników korelacji (szczególnie w wypadkach, gdy dla jednych próbek są one bardzo małe, dla innych zaś — świadczą o korelacji), musieliśmy przejść od rozważań nad współzależną zmiennością dwóch zmiennych do badań nad zależnością między trzema — czterema zmiennymi. Gdy trzy cechy wiązuje między sobą korelacja, przez określenie t. zw. współczynnika korelacji częściowej (Łomnicki, 16b, str. 227), t. j. korelacji wiążącej cechę 1 i 2, gdy 3-cia zmienna jest ustalona, a przez to wyeliminowany wpływ jej zmienności, można wyjaśnić jakim jest wpływ zmienności jednej z tych cech na ścisłość korelacji między dwiema innymi. Współczynniki korelacji częściowej obliczane są z wzoru:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{1 - r_{13}^2} \cdot \sqrt{1 - r_{23}^2}} \quad (\text{Yule, 31, str. 298})$$

gdzie  $r_{12}$ ,  $r_{13}$  i  $r_{23}$  są współczynnikami korelacji całkowitej między każdą parą trzech badanych zmiennych, a  $r_{12.3}$  — współczynnikiem korelacji

Tab. XIX. — Korelacje między cechami liści buków: *F. orientalis*, *F. sylvatica* i *F. moesiaca*.  
Correlations between the characters of the leaves of beeches: *F. orientalis*, *F. sylvatica* and *F. moesiaca*.

Cechy Characters	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	Długość ogonka liściowego	Długość blaszki	Szerokość blaszki	Stosunek długości blaszki do jej szerokości	Kształt szczytu	Kształt podstawy	Położenie największej szerokości w stosunku do linii przecinającej w połowie nerw główny	Ilość nerwów bocznych	Odstęp pomiędzy boczn. nerwami w dolnej części blaszki	Największy odstęp pom. nerwami w górnej części blaszki	Różnica pom. odstępami w górn. i doln. części blaszki	Kąt pomiędzy nerwem głównym i bocznym	Brzeg blaszki
13	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Kos.)	— (Kos.) — (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— (Kos.) — (Bel.)	
12	−0,039 ( <i>F. or.</i> ) −0,095 ( <i>F. silv.</i> ) −0,212 (Val.) −0,150 (Jan.) −0,633 (Bel.)	−0,126 ( <i>F. or.</i> ) −0,060 (Val.) — (Jan.)	— ( <i>F. or.</i> ) −0,061 (Val.) — (Jan.)	— ( <i>F. or.</i> ) −0,091 (Val.) — (Jan.)	— (Bel.)	+0,612 (Bel.)	−0,302 ( <i>F. or.</i> ) −0,284 ( <i>F. silv.</i> ) −0,491 (Kos.) −0,470 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) +0,161 (Val.) — (Jan.)	— ( <i>F. or.</i> ) −0,398 (Val.) −0,182 (Jan.) −0,294 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) −0,262 (Val.) −0,266 (Jan.) −0,258 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) — (Val.) — (Jan.)		
11	— ( <i>F. or.</i> ) — (Val.) −0,079 (Jan.)	+0,133 ( <i>F. or.</i> ) +0,024 ( <i>F. silv.</i> ) +0,034 (Val.) +0,254 (Jan.) +0,167 (Kos.) +0,244 (Bel.)	+0,203 ( <i>F. or.</i> ) +0,118 (Val.) +0,294 (Jan.) +0,266 (Bel.)	−0,126 ( <i>F. or.</i> ) −0,155 (Val.) −0,271 (Jan.) −0,152 (Bel.)	— (Bel.)	+0,285 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) — (Kos.) −0,157 (Bel.)	+0,066 ( <i>F. or.</i> ) −0,212 (Val.) −0,341 (Jan.) −0,056 (Bel.)					
10	+0,420 ( <i>F. or.</i> ) +0,201 ( <i>F. silv.</i> ) +0,481 (Val.) +0,286 (Jan.) +0,582 (Bel.)	+0,656 ( <i>F. or.</i> ) +0,413 (Val.) +0,414 (Jan.)	+0,657 ( <i>F. or.</i> ) +0,463 (Val.) +0,468 (Jan.)	+0,066 ( <i>F. or.</i> ) −0,218 (Val.) −0,111 (Jan.)	— (Bel.)	−0,007 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) +0,178 (Kos.) — (Bel.)	−0,161 ( <i>F. or.</i> ) −0,284 (Val.) −0,453 (Jan.) −0,317 (Bel.)	+0,787 ( <i>F. or.</i> ) +0,546 (Val.) +0,378 (Jan.) +0,586 (Dob.) +0,332 (Bel.)				
9	+0,464 ( <i>F. or.</i> ) +0,271 ( <i>F. silv.</i> ) +0,392 (Val.) +0,490 (Jan.) +0,087 (Bel.)	+0,620 ( <i>F. or.</i> ) +0,536 (Val.) +0,497 (Jan.) +0,543 (Kos.)	+0,568 ( <i>F. or.</i> ) +0,494 (Val.) +0,286 (Jan.) +0,428 (Kos.) +0,179 (Bel.)	+0,086 ( <i>F. or.</i> ) −0,008 (Val.) +0,208 (Jan.) +0,204 (Bel.)	— (Bel.)	−0,407 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) +0,253 (Kos.) +0,169 (Bel.)	−0,181 ( <i>F. or.</i> ) −0,140 (Val.) — (Jan.) — (Dob.)					
8	−0,046 ( <i>F. or.</i> ) −0,119 (Val.) +0,064 (Jan.)	+0,506 ( <i>F. or.</i> ) +0,698 ( <i>F. silv.</i> ) +0,529 (Ox.) +0,426 (Val.) +0,499 (Jan.) +0,502 (Dob.) +0,320 (Kos.) +0,366 (Bel.)	+0,407 ( <i>F. or.</i> ) +0,419 (Ox.) +0,291 (Val.) +0,276 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) — (Ox.) — (Val.) — (Jan.)	— (Bel.)	— (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) +0,043 (Kos.) — (Bel.)						
7	— ( <i>F. or.</i> ) — (Dobr.) +0,013 (Bel.)	+0,218 ( <i>F. or.</i> ) +0,202 ( <i>F. silv.</i> ) +0,336 (Kos.) +0,026 (Bel.)	— ( <i>F. or.</i> ) — ( <i>F. silv.</i> )	+0,074 ( <i>F. or.</i> ) +0,524 ( <i>F. silv.</i> ) +0,367 (Kos.) +0,282 (Bel.)	— (Bel.)	−0,340 (Bel.)							
6	−0,455 (Bel.)	— (Bel.)	+0,260 (Bel.)	−0,619 (Bel.)	+0,069 (Bel.)								
5	−0,222 (Bel.)	−0,121 (Bel.)	+0,154 (Bel.)	−0,510 (Bel.)									
4	— ( <i>F. or.</i> ) −0,123 (Val.) +0,053 (Jan.)												
3	+0,228 ( <i>F. or.</i> ) +0,523 (Val.) +0,328 (Jan.) +0,286 (Bel.)	+0,844 ( <i>F. or.</i> ) +0,862 ( <i>F. silv.</i> ) +0,808 (Ox.) +0,760 (Val.) +0,675 (Jan.) +0,738 (Dob.) +0,701 (Bel.)											
2	+0,362 ( <i>F. or.</i> ) +0,292 ( <i>F. silv.</i> ) +0,410 (Val.) +0,461 (Dob.) +0,468 (Kos.)												
1													

Objaśnienie skrótów i oznaczeń.

*F. or.* — próbka *F. orientalis*: 350 liści z 61 drzewa i 44 miejscowości.  
*F. or.* — mała próbka *F. orientalis*: po 1 liściu z 61 drzewa i 44 miejscowości.  
*F. silv.* — próbka *F. sylvatica*: 350 liści z 61 drzewa i 44 miejscowości.  
*F. silv.* — mała próbka *F. sylvatica*: po 1 liściu z 61 drzewa i 44 miejscowości.  
Ox. — próbka z Oxfordu: 90 liści z 90 drzew.  
Val. — próbka z Vallombrosa: po 1 liściu z 100 drzew.  
Jan. — próbka z Janoshegy: po 1 liściu z 100 drzew.  
Dob. — próbka z Dobrowy: po 1 liściu z 100 drzew.  
Bel. — próbka z Belgradu: po 1 liściu z 100 drzew.

Explanation of abbreviations and remarks.

*F. or.* — sample of *F. orientalis*: 350 leaves from 61 trees (44 localities).  
*F. or.* — small sample of *F. orientalis*: 61 leaves from 61 trees (44 localities).  
*F. silv.* — sample of *F. sylvatica*: 350 leaves from 61 trees (44 localities).  
*F. silv.* — small sample of *F. sylvatica*: 61 leaves from 61 trees (44 localities).  
Ox. — sample from Oxford: 90 leaves from 90 trees.  
Val. — sample from Vallombrosa: 100 leaves from 100 trees.  
Jan. — sample from Janoshegy: 100 leaves from 100 trees.  
Dob. — sample from Dobrova: 100 leaves from 100 trees.  
Kos. — sample from Kosów: 84 leaves from 84 trees.  
Bel. — sample from Belgrad: 100 leaves from 100 trees.

Numerals in the headings of columns and rows denote the identification numbers of the respective characters (compare p. 111, Part I; p. 57, Part II).

Correlation coefficients (*r*) corresponding to  $P \leq 0,02$  are given in heavy print.

Correlation coefficients corresponding to  $P = 0,05$  or  $0,05 > P > 0,02$  are given in italics.

Correlation coefficients testifying to the lack of correlation are given in ordinary print.

Lack of correlation, if immediately evident by inspection, is denoted by a dash.

The correlation coefficients in the pairs of characters: 4—2 and 4—3 were not calculated because the measures for character 4 were not independently obtained from characters 2 and 3. The same remark applies to characters 11—9 and 11—10.

Drukiem tłustym podano współczynniki korelacji, dla których  $P \leq 0,02$  (patrz tablicę Fishera, str. 176).

Kursywą podano współczynniki korelacji, dla których  $P = 0,05$  lub  $0,05 > P > 0,02$ .

Drukiem zwykłym podano niemiarodajne współczynniki korelacji.

Uwaga. Współczynniki korelacji dla cech: 2—4, 3—4 i 9—11, 10—11 nie obliczono skutkiem sposobu otrzymania danych liczbowych dla cech 4 i 11 (przez podzielenie wartości cechy 2 przez wartość cechy 3 i przez odejmowanie 9 od 10 dla cechy 11).

— na podstawie ogólnego wyglądu tablicy (na oko) między badanymi cechami korelacja nie zachodzi.



częściowej między zmiennymi (cechami) 1 i 2, gdy wpływ zmienności cechy 3 jest wyeliminowany.

Współczynniki korelacji przy uwzględnieniu 4-ch i więcej zmiennych oznaczają jako:  $r_{12.34\dots}$ , gdzie liczby po prawej stronie kropki odpowiadają ilości wyeliminowanych cech. Ponieważ obliczenie przy uwzględnieniu 4-ech zmiennych zastosowałam zaledwie parę razy, odpowiedniego wzoru nie podaję (patrz Fisher, 12, str. 154), natomiast korelacje częściowe dla trzech zmiennych były zbadane we wszystkich możliwych kombinacjach dwunastu cech (cecha 13-sta — ukształtowanie brzegu blaszki — nie wykazała współzależności z żadną z 12-stu innych).

Zmiany zachodzące w wartości całkowitego współczynnika korelacji przy kolejnem wyeliminowaniu zmienności poszczególnych cech (jednej lub jednocześnie dwóch) przedstawiliśmy graficznie w formie trójkątów (tab. XX, XXII itd.): ilość trójkątów posiadających wspólną podstawę odpowiada ilości cech związanych korelacyjnie z obydwoma badanymi cechami. Naprzykład na diagramie A, tab. XX, trzy trójkąty posiadają podstawę wspólną, a na wykresie D — pięć, znaczy to, że w wypadku pierwszym mamy do czynienia z trzema cechami, wywierającymi wpływ swą zmiennością na ścisłość korelacji między cechami 1—2, a w wypadku drugim — z pięcioma, związanymi korelacyjnie z parą badanych cech (1—9). Liczby z obu stron podstawy oznaczają numery dwóch badanych cech, a liczba u szczytu trójkąta — numer cechy, którą wyeliminujemy (jednej lub dwóch). Współczynniki korelacji całkowitej podano poniżej podstawy każdej grupy trójkątów (kursywa tłusta), a obok nich oznaczono nazwę próbki<sup>1)</sup>. Współczynniki korelacji częściowych znajdują się wewnątrz odpowiednich trójkątów (kursywa cieńsza). Tak więc w wypadku wykresu A, tab. XX, współczynnik korelacji całkowitej między cechami: długość ogonka (1) — długość blaszki (2),  $r_{12}$ , równa się +0,410, przy założeniu zaś stałości cechy „szerokość blaszki“ (3), współczynnik korelacji częściowej,  $r_{12.3}$ , wyniesie +0,023 (czyli korelacja między cechami 1—2 upada).

W rozważaniach nad korelacjami będziemy się trzymali kolejności zastosowanej w części I tej pracy, najpierw więc rozpatrzymy współzależną zmienność długości ogonka liściowego (1) z wszystkimi innymi cechami, a następnie korelacje cech blaszki, związanych z jej: I — wymiarem [cechy: długość (2), szerokość (3)], II — kształtem [cechy: stosunek długości blaszki do jej szerokości (4), kształt szczytu (5) i podstawy (6), położenie największej szerokości (7)], III — unerwieniem [cechy: ilość nerwów bocznych (8), odstęp

<sup>1)</sup> W wypadkach gdy w grę wchodziła cecha 6, a niekiedy i inne, podawano współczynnik korelacji także dla próbki drugiej, na której wykonano spostrzeżenia nad odnośniami cechami.

między bocznymi nerwami w dolnej części (9) i największy odstęp w górnej części blaszki (10), różnica między odstępami 10 i 9 (11), kąt między nerwem głównym i bocznym (12)], IV — ukształtowaniem brzegu (13).

**1. Długość ogonków liściowych** (tab. XIX, kolumna 1) wykazuje korelacje dodatnie z cechami: długość blaszki (2), szerokość blaszki (3), odstęp między bocznymi nerwami w dolnej (9) i największy odstęp w górnej części blaszki (10), zaś korelacje ujemne: z kształtem szczytu (5) i podstawy (6), kątem pom. nerwem głównym i bocznym (12). Wartości współczynników przeważnie świadczą o niewielkiej ścisłości tych korelacji lub nawet tylko o śladach współzależności między cechą 1 i siedmioma innymi.

Wartość liczbowa współczynnika korelacji jest wyrazem nie tylko wzajemnego ustosunkowania się zmienności dwóch badanych cech, lecz wpływa nań także zmienność szeregu cech innych, wykazujących zależność korelacyjną tak z jedną jak z drugą. Ten stan rzeczy ilustruje na przykładzie próbki z Vallombrosa, i częściowo z Belgradu, tab. XX, gdzie sześć grup trójkątów ( $A-F$ ) odpowiada korelacji długości ogonka liściowego (1) z cechami: 2, 3, 6, 9, 10 i 12.<sup>1)</sup> Rozpatrzmy je kolejno:

**A.** Ustalenie cech 3, 9, 10 wpływa ujemnie na ścisłość współzależności pom. 1—2, „im dłuższy ogonek, tem dłuższa blaszka“. Gdyby wielkość odstępów pom. bocznymi nerwami (9 i 10) nie ulegała zmianom, pozostałyby zaledwie ślady korelacji między cechami 1—2, przy ustaleniu zaś szerokości blaszki (3) upada ona całkowicie ( $r_{12.3} = +0,023$ ). Tego rodzaju teoretyczne rozważanie wskazuje, że nie ma bezpośredniej zależności między zmiennością długości ogonka i długością blaszki: jest ona wywołana przez korelacje między cechami 1 a 3 i 2 a 3.

**B.** Na współzależność pom. 1—3, „im dłuższy ogonek, tem szersza blaszka“, oddziaływa zmienność cech 2, 6, 9 i 10. Ustalenie długości blaszki (2) i odstepu w doln. cz. bl. (9) wpływa ujemnie na ścisłość korelacji (ścisłość się pomniejsza), stałość zaś kształtu podstawy (6) i największego odstepu pom. nerwami w górn. cz. bl. (10) wpływa na nią dodatnio (korelacja zacieśnia się). Wynika z tego, iż zmienność cech 2, 9 i 6, 10 oddziaływa na ścisłość współzależności pom. 1—3 w kierunkach przeciwnych, jednakże przy wyeliminowaniu której bądź z nich, w przeciwstawieniu do współzależności pom. długością ogonka i długością blaszki (1—2), korelacja ta nie upada. Wnosimy stąd,

<sup>1)</sup> Kształt szczytu (5), poza bardzo słabą współzależnością ujemną z długością ogonka liściowego, wykazał jeszcze tylko jedną — ze stosunkiem długości blaszki do jej szerokości (4) — cechą nie współzależną z 1, i dlatego cecha 5 nie mogła służyć do badań nad częściowymi korelacjami.



że między długością ogonka i szerokością blaszki zachodzi związek bezpośredni.<sup>1)</sup>

C. Współzależność między cechami 1—6, „im dłuższy ogonek, tem bardziej klinowata podstawa“, (czyli tem mniejszy kąt między nerwem głównym i brzegiem blaszki u podstawy), ustalono na podstawie jednej tylko próbki—*F. moesiaca* z Belgradu. Spostrzeżenia także zdają się tę korelację potwierdzać, tak w stosunku do *F. silvatica*, jak *F. moesiaca*.

Z czterech liści *F. silvatica*, podanych na tab. XVI, 2 i 9 jednoczą klinowatą podstawę z długim ogonkiem, a 3 i 7 — tępą lub zaokrągloną — z ogonkiem krótkim. Z trzech zaś liści *F. moesiaca* tej samej tablicy najdłuższy ogonek posiada liść 10, o podstawie wybitnie klinowatej.

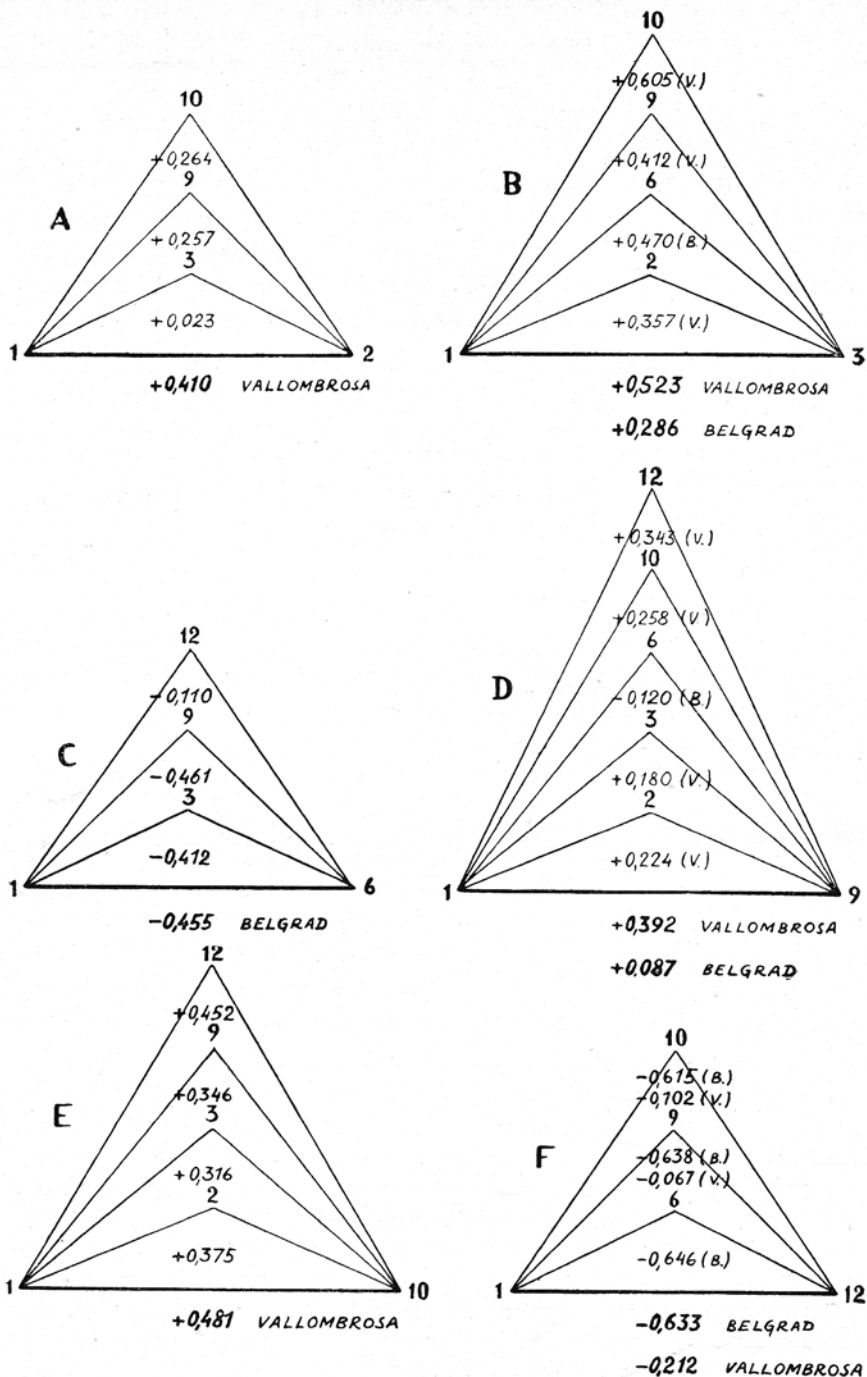
Wartość współczynnika korelacji  $r_{16} = -0,455$  dowodzi niezbyt ścisłej współzależności. Z ogólnego wyglądu ugrupowania liczebności tablicy korelacji cech 1—6 (tab. XXI) wnioskujemy, że linje przeprowadzone przez średnie szeregów ( $y$ -ów) i średnie kolumn ( $x$ -ów), czyli linje regresji, będą krzywymi<sup>2)</sup>, wiadomo zaś, że współczynnik korelacji nadaje się do mierzenia stopnia korelacji tylko w wypadku prostoliniowej regresji (porównaj: Łomnicki 16 b, str. 211); gdy regresje są linjami krzywymi stopień korelacyjnej zależności dokładniej oddaje t. zw. stosunek współzależnościowy ( $\eta$ )<sup>3)</sup>. Odpowiednio do dwóch linii regresji każdą tablicę korelacji charakteryzują dwa takie stosunki:  $\eta_{xy}$  i  $\eta_{yx}$ . Ponieważ wartość współczynnika korelacji ( $r$ ) jest mniejsza od wartości stosunków współzależnościowych (tylko w wypadku, gdy linje regresji są proste, wartości ich są sobie równe), możemy więc przypuszczać, że współzależność między kształtem podstawy i długością ogonka jest w rzeczywistości ściślejsza, aniżeli by to wynikało z otrzymanej wartości  $r$ .

Na ścisłość korelacji między cechami 1—6 oddziaływa zmienność cech: 3, 9 i 12. Wylimitowanie wpływu szerokości blaszki (3) lub od-

1) Korelację pom. cechami 1—3 wykazują nie tylko liście buków, lecz także szeregu innych gatunków: liście topoli, brzoź, osiki, klonów jednoczą wybitnie szeroką blaszkę (w stosunku do długości) z długim ogonkiem, natomiast wąskie liście wierzb, oleandra, *Hippophaë*, *Elaeagnus* i *Eucalyptus* posiadają ogonki krótkie.

2) Ponieważ mamy do czynienia ze skończoną liczbą punktów (np. dla  $x=14$ ), otrzymalibyśmy więc linje łamane (empiryczne linje regresji), które tylko w przybliżeniu dałyby pojęcie o przebiegu tych krzywych.

3) Stosunek współzależnościowy określano z wzoru:  $\eta_{xy} = \frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x}$  (Yule, 31, str. 242), gdzie  $\sigma_{mx}$  jest średniem odchyleniem przeciętnych zmiennej zależnej, odpowiadających poszczególnym wartościom zmiennej niezależnej, a  $\sigma_x$  — średniem odchyleniem zmiennej zależnej.



**Tab. XX.** Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (1) długością ogonków liściowych i: (2) długością blaszek (A); (3) szerokością blaszek (B); (6) kształtem podstawy (C); (9) odstępem pom. nerw. boczn. w doln. cz. bl. (D); (10) największym odstępem w górn. cz. bl. (E); (12) kątem pom. nerwem głów. i boczn. (F). — Influence of different variates upon correlation between (1) length of petioles and: (2) length of lamina (A); (3) width of lamina (B); (6) shape of base (C); (9) interval between side nerves in lower part of lamina (D); (10) largest interval between side nerves in upper part of lamina (E); (11) angle of midrib and secondary (F).

stępu w doln. cz. bl. (9) nieco pomniejsza ścisłość badanej współzależności, przy ustaleniu zaś kąta (12) korelacja upada. Wnioskujemy stąd, iż współczynnik  $r_{16}$  świadczy li tylko o pośrednim związku pom. 1—6, spowodowanym współzależnościami pom. 1—12 i 6—12.

**D.** Współzależność pom. 1—9, „im dłuższy ogonek, tem większy odstęp między nerwami bocznymi w dolnej części blaszki“, sprawdza się nie na wszystkich próbkach (np. dla Belgradu  $r_{19} = +0,087$ ), tam zaś, gdzie została ujawniona, wyraża się współczynnikami o średniej wartości liczbowej. Na ścisłość jej wpływa zmienność aż pięciu cech: w wypadku wyeliminowania zmienności cech 2, 10 i 12 pomniejsza się ona znacznie, a przy ustaleniu szerokości (3) całkowicie upada.

W interpretowaniu wartości współczynników częściowej korelacji opieraliśmy się znowu na porównaniu z wartościami wspomnianej wyżej tabeli V. A. Fishera. Naprzykład, otrzymany przy stałej szerokości (3) współczynnik korelacji częściowej  $r_{19\ 3} = +0,180$  odpowiada:  $0,1 > P > 0,05$ , czyli mniej niż raz na 10, lecz więcej niż pięć razy na 100 mógłby się otrzymać taki współczynnik korelacji w wyniku przypadkowego ugrupowania liczb, to też przyjęcie tej wartości za dowód korelacji pom. cechami 1—9 byłoby ryzykowne.

**E.** Współzależność pom. cechami 1—10, „im dłuższy ogonek liściowy, tem większy (największy) odstęp pom. nerwami bocznymi w górnej części blaszki“, cechują większe współczynniki korelacji, aniżeli w wypadku poprzednim, a próbka z Belgradu, która pod względem cech 1—9 nie ujawniła korelacji, teraz wykazuje ją ze znaczną ścisłością.

Współczynniki korelacji częściowej, otrzymane na próbce z Vallombrosa przy kolejnem wyeliminowaniu cech 2, 3, 9 i 12, są mało co mniejsze, aniżeli współczynnik korelacji całkowitej. Największy wpływ wywiera zmienność szerokości (3), jednakże i przy wyeliminowaniu tej cechy korelacja pozostaje miarodajną.

**F.** Interpretacja współzależności między cechami 1—12 nastęrcza duże trudności. Istnienie korelacji ujemnej „im dłuższy ogonek tem mniejszy kąt pom. nerwem głównym i bocznym“ nie ulega wątpliwości tylko dla jednej z próbek *F. moesiaca* (Belgrad), już dla drugiej (Janoshegy) współczynnik jest bardzo mały, a próbka *F. orientalis* korelacji tej zupełnie nie wykazała. Co się zaś tyczy *F. silvatica*, ślady korelacji pom. 1—12 ujawniła próbka z Vallombrosa, lecz mała regionalna próbka tego gatunku, z 44 miejscowości, wykazała brak jej. W związku z tem wyniki badania korelacyj częściowych wypadają różnie w zależności od próbki: w wypadku buka z Vallombrosa wpływ wyeliminowania cech 9 i 10 zdaje się świadczyć o tem, że związek pom. 1—12 nie jest bezpośredni; w sprzeczności z tem pozostają wartości  $r_{1\ 12\ 9}$  i  $r_{1\ 12\ 10}$  otrzymane na podstawie próbki z Belgradu:

ustalenie cech 9 i 10 wywołuje bardzo małe zmiany w wartości liczbowej współczynnika  $r_{112}$ . Wobec tego nie możemy twierdzić, iż związek między długością ogonka i wymiarem kąta jest li tylko wynikiem współzależności pomiędzy temi cechami a odstępami 9 i 10.

Pięć zbadanych przez nas próbek wykazało następujące regresje długości blaszki ( $y$ ) względem długości ogonków liściowych ( $x$ ):<sup>1)</sup>

<i>F. orientalis</i>	— 44 miejscowości . . . . .	+ 2,605 ± 0,164
<i>F. silvatica</i>	— 44 miejscowości . . . . .	+ 1,584 ± 0,277
	— Vallombrosa . . . . .	+ 1,693 ± 0,380
<i>F. moesiaca</i>	— Dobrowa . . . . .	+ 2,287 ± 0,441
	— Kosów . . . . .	+ 2,639 ± 0,548

znaczy to, że gdy ogonek wydłuża się o 1 mm, długość blaszki wzrasta w wypadku próbek *F. orientalis* i *F. moesiaca* o ok. 2,6, 2,3 i 2,6 mm odpowiednio, podczas gdy próbki *F. silvatica* wykazują na 1 mm przyrostu ogonka tylko ok. 1,6 i 1,7 mm przyrostu długości blaszki. Wynika stąd, że różnice międzygatunkowe ujawniają się także w różnym tempie zmian w ich cechach. W danym wypadku tempo to jest szybsze u *F. orientalis* i *F. moesiaca*, aniżeli u *F. silvatica*.

Poniższe zestawienie wartości  $P$ , odpowiadających wartościom  $t$ , otrzymanym przy porównaniu różnicy pom. współczynnikami regresji poszczególnych próbek, potwierdza słuszność powyższego wniosku.

	<i>F. orient.</i>	<i>F. silv.</i>	Vallombr.	Dobrowa
Kosów . .	0,9	0,1—0,5	0,2—0,1	0,7—0,6
Dobrowa .	0,6—0,5	0,2—0,1	0,4—0,3	—
Vallombr.	0,1—0,05	0,9—0,8	—	—
<i>F. silv.</i> . .	0,05—0,02	—	—	—

Sąd nasz o istnieniu różnicy w omawianym względzie pomiędzy *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca* może okazać się mylnym tylko dwa do pięciu razy na sto w wypadku dwóch pierwszych, lecz pięć do dziewięciu razy na dziesięć w wypadku porównania pierwszego z trzecim (patrz kolumnę pierwszą), czyli różnica pom. *F. orientalis* i *F. moesiaca* nie jest istotna. Wartości  $P$  kolumny drugiej wskazują, że ryzykowalibyśmy popełnieniem omyłki osiem do dziewięciu razy na dziesięć, przyjmując na podstawie omawianych regresyj, że próbka

<sup>1)</sup> W pracy niniejszej uwzględniono przede wszystkim miarodajne współczynniki regresji.

regjonalna *F. silvatica* różni się od próbki lokalnej tegoż (Vallombrosa) i t. d.

**Tab. XXI. Korelacja między (x) długością ogonków liściowych i (y) kształtem podstawy blaszki;  $r = -0,455$ . (Belgrad). — Correlation between (x) length of petioles and (y) shape of base of lamina. Sample of *F. moesiaca* from Belgrad: 100 leaves from 100 trees.**

		(x) Długość ogonków w mm													Razem	
		6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18		19
(y) Kąt pomiędzy nerwem głównym i brzegiem blaszki u podstawy w 0	84	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	81	1	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	3
	78	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	75	.	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2
	72	.	1	1	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	3
	69	.	2	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	4
	66	1	1	3	2	1	2	1	.	.	.	.	.	.	.	11
	63	.	1	1	3	1	.	1	.	.	.	1	.	.	.	8
	60	.	.	1	2	1	2	2	.	1	.	.	.	.	.	9
	57	.	2	2	2	2	1	1	1	.	.	.	.	.	.	11
	54	1	1	.	1	3	1	1	1	.	.	.	.	.	.	8
	51	.	.	1	3	1	1	3	.	.	.	.	.	.	.	9
	48	1	.	1	1	5	3	.	1	.	.	.	1	.	.	13
	45	.	.	1	1	.	.	2	1	.	3	1	.	.	1	10
	42	.	.	.	1	1	.	.	.	.	1	.	.	.	.	3
39	.	1	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.	3	
36	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	.	1	
<b>Razem</b>		4	11	14	19	15	11	10	6	1	5	2	1	0	1	100

Jak widzieliśmy, między długością ogonków liściowych a kształtem podstawy, czyli kątem utworzonym przez nerw główny i brzeg blaszki u podstawy, zachodzi korelacja ujemna (tab. XXI). Regresja tego kąta (y) względem długości ogonka jedynej próbki (Belgrad), na której dokonano spostrzeżeń nad kształtem podstawy, wynosi:  $-1,835 \pm 0,170$ , t. j. z przybytkiem 1 mm długości ogonka, kąt u podstawy pomniejsza się o ok.  $1,8^\circ$ .

Regresje wzrostu wymiarów odstępów pom. boczn. nerwami w stosunku do wydłużenia się o jednostkę ogonka, dwóch małych próbek regionalnych (po 1 liściu z 61 drzewa, 44 miejscowości) *F. orientalis* i *F. silvatica*, wyniosły:

*F. orientalis* — odstęp w doln. cz. bl.:  $+0,389 \pm 0,095$

„ w górn. cz. bl.:  $+0,296 \pm 0,010$

*F. silvatica* — odstęp w doln. cz. bl.:  $+0,117 \pm 0,053$

„ w górn. cz. bl.:  $+0,162 \pm 0,127$

(ostatni współczynnik—niemiarodajny, gdyż odpowiada  $P=0,2$ ). Zdawaćby się mogło, że w zależności od przyrostu na długość ogonka, *F. orientalis* bardziej zwiększa odstęp dolny, aniżeli górny, natomiast u *F. silvatica*

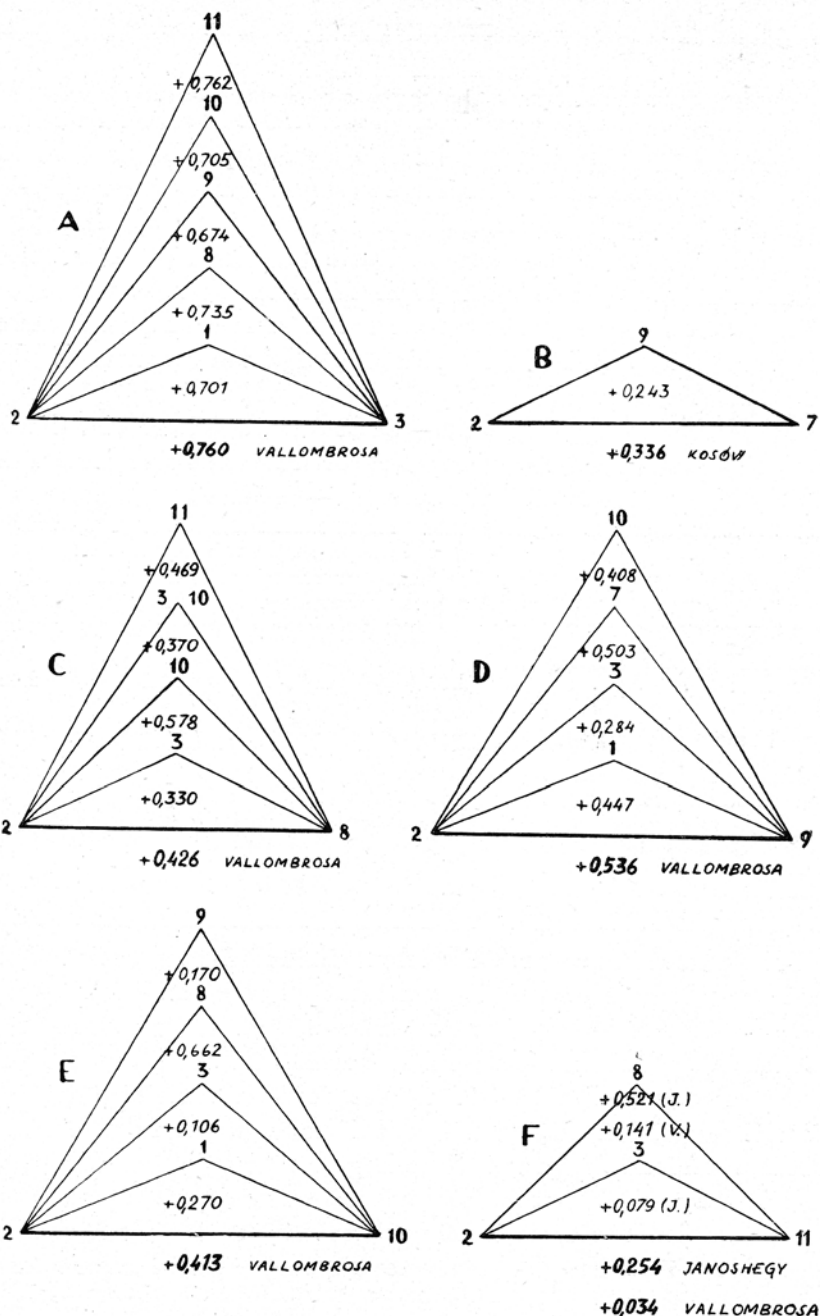
odstęp w górn. cz. bl. wzrasta prędzej, aniżeli odstęp w dolnej. Jednakże porównanie odpowiednich współczynników regresji, a więc 1-ego z 3-cim i 2-go z 4-ym, wykazało, że różnica między *F. orientalis* i *F. silvatica* jest miarodajna w wypadku odstępów dolnych i niemiarodajna w wypadku odstępów górnych. Tak więc bardziej nierównomierna nerwacja *F. silvatica*, różniąca go od *F. orientalis* (patrz tab. IX, cz. I), jest skutkiem bardziej powolnego rozrastania się dolnej części blaszki na długość (kosztem, być może, większego rozrastania się jej na szerokość) w stosunku do wydłużenia się ogonka. Gdy warunki klimatyczne odbiegają zbytnio od normalnych, właściwych obszarowi zajmowanemu przez omawiane gatunki, jak to ma miejsce np. w górach Amanus (tab. XVIII, próbka 4) lub na szczycie Pangerango (tab. XVII), różnica w omawianym względzie między *F. orientalis* i *F. silvatica* najzupełniej się zaciera.

**2. Długość blaszki** (tab. XIX, kolumna i wiersz 2) wykazała siedem następujących korelacji: z długością ogonka (1), szerokością blaszki (3), położeniem największej szerokości (7), ilością nerwów bocznych (8), odległością między bocznymi nerwami w dolnej i górnej części blaszki (9 i 10), i różnicą między nimi (11). Wszystkie są dodatnie, a wartość liczbowa  $r$  świadczy o znacznej lub nawet bardzo znacznej ścisłości współzależności, z wyjątkiem korelacji między cechami 2—7 i 2—11.

Współzależność pom. 2—3, „im większa długość blaszki, tem większa jej szerokość“, została ustalona na podstawie siedmiu próbek, odnoszących się do *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca*. Z ugrupowania liczebności tablic korelacji XXIII i XXIV widać, że regresje są prostolinijne,<sup>1)</sup> a więc otrzymane współczynniki korelacji dobrze oddają stopień ścisłości związku między cechami 2 i 3. Na wartość  $r_{23}$  wpływa zmienność cech: 1, 8, 9, 10 i 11 (patrz diagram A, tab. XXII). Przy wyeliminowaniu cech 1, 8, 9 i 10 współczynnik ulega nieznacznym zmianom, nieco się pomniejszając. Odstęp między nerwami w doln. cz. blaszki (9) wywiera stosunkowo największy wpływ, ustalenie zaś cechy 11 prawie nie odbija się na wartości  $r$ .<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup> Patrz także ryc. 7 w pracy Wiśniewskiego 28.

<sup>2)</sup> A to dlatego, że próbka z Vallombrosa nie ujawnia korelacyjnej zależności między cechami 2—11, a współzależność pom. 3—11 wyraża się liczbą +0,118, która w żadnym razie nie dowodzi korelacji. Rzecz jasna, iż w tym wypadku wyeliminowanie cechy 11 nie może mieć wpływu na ścisłość korelacji między cechami 2—3. Badanie w tym wypadku było przeprowadzone w tym celu, aby się przekonać, w jakim kierunku nastąpiłaby zmiana w  $r_{23}$  — pomniejszenia czy powiększenia współczynnika — gdyby korelacje między 2—11 i 3—11 były aktualne (jak to znaleźliśmy np. dla próbek z Janoshegy i Belgradu).



**Tab. XXII.** Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (2) długością blaszki i: (3) szerokością blaszki (A); (7) położeniem największej szerokości (B); (8) ilością nerwów bocznych (C); (9) odstępem pom. nerwami boczn. w doln. cz. bl. (D); (10) największym odstępem w górn. cz. bl. (E); (11) różnicą między odstępami 10 i 9 (F). — Influence of different variates on amount of correlation between (2) length of lamina and: (3) width of lamina (A); (7) location of maximum width (B); (8) number of side-nerves (C); (9) interval between side-nerves in lower part of lamina (D); (10) largest interval between side-nerves in upper part of lamina (E); (11) difference between upper and lower intervals (F).

Współczynniki korelacji próbek *F. moesiaca* posiadają nieco mniejsze wartości liczbowe, aniżeli próbek *F. orientalis* i *F. silvatica*. Najmniejszy współczynnik korelacji ujawniła próbka z Janoshegy. Udowodniliśmy wyżej, iż na wartość współczynnika korelacji między cechami 2—3 wpływa zmienność cech 1, 8, 9 i 10: gdyśmy je wyeliminowali kolejno, ścisłość korelacji nieco się pomniejszała; podobny skutek oczywiście wywrze i osłabienie zmienności pod względem wymienionych cech (szczególnie cechy 9). Im mniejszą jest zmienność badanej próbki ( $\sigma$ ) pod względem wymienionych cech, tem mniejszym winien być współczynnik korelacji między cechami „długość — szerokość blaszki“. Poniższe zestawienie potwierdza to w znacznej mierze (uwzględniono w niem tylko próbki porównywalne między sobą — lokalne).

Cechy: <i>Characters:</i>	Odchylenie średnie ( $\sigma$ ) próbek: <i>Standard deviation (<math>\sigma</math>) of samples:</i>			
	Vallombrosa	Janoshegy	Dobrowa	Belgrad
1. Długość ogonków liściowych . . . . .	2,47	1,69	2,35	2,62
8. Ilość nerwów bocznych	0,92	0,83	0,92	0,83
9. Odstęp między bocznymi nerwami w doln. cz. bl.	1,33	1,23	1,31	1,25
10. Największy odstęp między nerwami w górn. cz. bl. . . . .	1,79	1,84	1,58	1,71

Przy porównaniu wartości odchylenia średniego próbek z Vallombrosa i Janoshegy uderza mała wartość  $\sigma$  tej ostatniej pod względem cech 1, 8 i 9. Jak wynikało z powyższego, stałość tych cech, a więc także ich słaba zmienność, obniża wartość liczbową współczynnika korelacji między cechami 2—3. To też jest on mniejszy dla próbki z Janoshegy, aniżeli dla próbki z Vallombrosa (patrz wartości  $r_{23}$ , tab. XIX). Zmienność buka z Janoshegy pod względem cechy 10 jest nieco większa, aniżeli buka z Vallombrosa, winno by to wpłynąć w kierunku zacieśnienia korelacji między cechami 2—3 (patrz tab. XX); jeżeli dzieje się inaczej, to zapewne dlatego, że nieznacznie większa zmienność w cesze 10 nie jest w stanie zrównoważyć mniejszej zmienności tej samej próbki pod względem aż trzech cech innych (1, 8 i 9). W rozumowaniach powyższych należy uwzględnić to także, iż zmienność cechy 9 wywiera wpływ największy ( $r_{23} = +0,760$ ,  $r_{23,9} = +0,705$ ). W podobny sposób wytłumaczyć sobie można mniejszą wartość liczbową  $r$  próbek z Belgradu i Dobrowy w porównaniu z próbką z Vallombrosa.



Odnosimy wrażenie, że na wartość liczbową współczynnika korelacji między cechami 2—3 składają się: pewna wartość podstawowa, niezależna od stopnia zmienności cech, związanych korelacyjnie z cechami 2 i 3, i pewna wartość w każdym poszczególnym wypadku różna, będąca wyrazem zmienności fluktuacyjnej cech 1, 8, 9 i 10. Wartość podstawowa współczynnika korelacji zapewne jest różna dla każdego z trzech badanych buków, jednakże dane, którymi rozporządzamy, są niedostateczne dla udowodnienia tego. Przy jednoczesnem wyeliminowaniu zmienności czterech wymienionych cech otrzymalibyśmy ją w przybliżeniu (w przybliżeniu — gdyż prócz cech 1, 8, 9 i 10, mogą istnieć inne, będące w korelacji z cechami 2 i 3, nieuwzględnione w tej pracy).

Tablice korelacji XXIII i XXIV uwidaczniają współzależność między długością i szerokością blaszki na podstawie próbek *F. orientalis* i *F. silvatica*. Ponieważ w danym wypadku chodziło nie o ustalenie bezwzględnej wartości liczbowej  $r_{23}$ , lecz różnicy między temi gatunkami, zużytkowaliśmy pomiary w całości, t. j. po 350 spstrzeżeń (nad 1—20 liśćmi z 61 drzewa) dla każdego gatunku. W ten sposób poszczególne drzewa wywarły wpływ niejednakowy na otrzymane rezultaty, jednakże nierówność ta została zrównoważona przez ujednostajnienie obu próbek (porównaj str. 48 cz. I). Różnica między gatunkami *F. orientalis* i *F. silvatica* na podstawie wymienionych tablic korelacji jest następująca:

1. Skala zmienności *F. orientalis* jest wiele większa: o 7 klas dla wartości wysokich i o 2 klasy dla wartości niskich cechy 2, lecz tylko o 4 klasy — w wypadku cechy 3. Podobne wyniki otrzymaliśmy na podstawie porównania szeregów rozdzielczych tych dwóch gatunków (patrz ryc. 3 i 4).

2. Każdej klasie szerokości odpowiada w wypadku gatunku *F. orientalis* dłuższy szereg rozdzielczy, czyli w obrębie każdej klasy szerokości *F. orientalis* wykazuje zmienność większą aniżeli *F. silvatica*; zmienność szerokości w każdej klasie długości jest dla obu gatunków prawie równa. Wniosek ten pokrywa się z osiągniętym w cz. I (str. 73): mniejszej różnicy między rozpatrywanemi gatunkami pod względem szerokości blaszki, aniżeli jej długości.

3. W próbce *F. orientalis* 99 liści z 350, czyli mniej więcej co czwarty liść, przekracza swym stosunkiem długości blaszki do jej szerokości 2,00; w próbce *F. silvatica* tylko 5 liści z ogólnej liczby 350 swą długością przekracza szerokość dwukrotnie lub więcej. Na tablicach XXIII i XXIV licze-

bnę ustosunkowanie się liści wydłużonych do względnie szerokich uwi-  
dacznia gruba linja łamana: frekwencje położone w lewo od niej  
odnoszą się do liści bardzo wąskich (o stosunku równym lub większym  
od 2,00), położone w prawo od niej — do liści mniej wydłużonych lub  
zbliżonych kształtem do okrągławego.

**Tab. XXIII. Korelacja między (x) szerokością blaszki liściowej i (y) jej długością;  
 $r = +0,844$ . *F. orientalis* z 44 miejscowości. — Correlation between (x) width  
of lamina and (y) length of lamina. Sample of *F. orientalis*: 350 leaves  
from 61 trees and 44 localities.**

		(x) Szerokość blaszki w mm													Razem
		15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	
(y) Długość blaszki w mm	145	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2
	140	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	2	.	.	3
	135	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2	1	.	.	5
	130	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	1	1	3
	125	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2	1	.	5
	120	.	.	.	.	.	.	.	1	3	5	.	.	.	9
	115	.	.	.	.	.	.	.	.	1	2	.	1	.	4
	110	.	.	.	.	.	.	.	3	4	2	.	.	.	9
	105	.	.	.	.	.	1	1	10	5	1	3	1	.	22
	100	.	.	.	.	.	1	7	6	8	1	1	.	.	24
	95	.	.	.	.	.	3	12	7	7	4	1	.	.	34
	90	.	.	.	.	.	2	18	11	3	2	.	.	.	36
	85	.	.	.	.	.	9	14	7	2	.	.	.	.	32
	80	.	.	.	1	4	12	13	8	2	2	.	.	.	42
	75	.	.	.	3	5	13	16	4	4	.	.	.	.	45
	70	.	.	.	3	6	6	7	.	.	.	.	.	.	22
	65	.	.	.	1	6	8	4	.	.	.	.	.	.	19
	60	.	.	1	3	4	2	2	1	.	.	.	.	.	13
	55	.	.	.	8	4	.	.	.	.	.	.	.	.	12
50	.	.	2	1	1	2	.	.	.	.	.	.	.	6	
45	1	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	
40	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
35	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
30	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	
<b>Razem</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>21</b>	<b>30</b>	<b>54</b>	<b>79</b>	<b>51</b>	<b>38</b>	<b>36</b>	<b>19</b>	<b>10</b>	<b>4</b>	<b>3</b>	<b>350</b>

Tab. XXIV. Korelacja między (x) szerokością blaszki liściowej i (y) jej długością;  $r=+0,862$ . *F. silvatica* z 44 miejscowości. — Correlation between (x) width of lamina and (y) length of lamina. Sample of *F. silvatica*: 350 leaves from 61 trees and 44 localities.

		(x) Szerokość blaszki w mm									Razem	
		25	30	35	40	45	50	55	60	65		70
Długość blaszki w mm	110	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	1
	105	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	1
	100	.	.	.	.	.	.	1	.	1	.	2
	95	.	.	.	.	.	.	2	4	1	.	7
	90	.	.	.	.	1	1	7	5	2	.	16
	85	.	.	.	.	3	13	12	2	1	.	31
	80	.	.	.	.	9	24	8	1	.	.	42
	75	.	.	1	5	15	20	7	4	.	.	52
	70	.	.	.	7	18	6	1	.	.	.	32
	65	.	.	5	12	13	8	1	.	.	.	39
	60	.	3	7	19	5	.	.	.	.	.	34
	55	.	2	17	8	3	.	.	.	.	.	30
	50	.	5	25	13	.	.	.	.	.	.	43
	45	.	7	8	1	.	.	.	.	.	.	16
40	2	2	.	.	.	.	.	.	.	.	4	
<b>Razem</b>		2	19	63	65	67	72	39	16	6	1	350

4. W próbce *F. silvatica* zaznaczają się wyraźnie dwa maksymalne liczebności (kwadraty obwiedzione grubą linią): górny, odpowiadający długości 80 mm i szerokości 50 mm, czyli stosunkowi równemu 1,60, i dolny — zmiennych o długości 50 mm i szerokości 35 mm, co odpowiada stosunkowi długości do szerokości — 1,43. To ostatnie maksimum cechuje drobnolistne formy buka, występujące w warunkach niekorzystnych. Napotkać je można w położeniach niżowych, lecz masowo zjawiają się dopiero w pobliżu górnej granicy pionowego zasięgu buka. Widzimy, że chodzi tu nie tylko o pomniejszenie powierzchni blaszek, lecz także o zmianę w kształcie, który u form drobnolistnych staje się bardziej zaokrąglony.

Zjawisko zmiany kształtu przy pomniejszaniu wymiarów liści buka, w zależności od wzrastania wysokości nad poziomem morza, spostrzeżone było przez Popławską dla gór Krymu (24, str. 40, patrz także: Wulff, 29, str. 250), stwierdzone przez Wiśniewskiego dla Polski (28, str. 15) i przez Berberoffa dla Bułgarii

(wiadomość listowna). Autorka niniejszej pracy wielokrotnie obserwowała formy drobnolistne w górach południowej Europy (Włochy, Korsyka, Pireneje) i w Karpatach, jak również na niżu (koło Burfordu w Anglii). Zdaniem naszym nie posiadają one znaczenia systematycznego, w wypadku zaś gromadnego występowania są wyrazem przystosowania się do minimalnych warunków egzystencji. Jest rzeczą zrozumiałą, że w niekorzystnych dla siebie warunkach buk zmniejsza powierzchnię swych liści<sup>1)</sup>, lecz dlaczego zmienia się przytem ich kształt, stając się bardziej zaokrąglonym? Dlaczego przy powiększaniu się blaszek nie zachowują one tego samego stosunku długości do szerokości, a stają się bardziej wydłużone? Bliższy wgląd w tę sprawę dają regresje, do których obecnie przejdziemy, a raz jeszcze powrócimy do tej kwestji w związku z cechą „stosunek długości blaszki do jej szerokości“ (4).

Regresja szerokości blaszki ( $x$ ) względem jej długości ( $y$ ) dla poszczególnych próbek wyniosła:

<i>F. orientalis</i>	— 44 miejscowości . . . . .	+ 0,481 ± 0,016
<i>F. silvatica</i>	— 44 miejscowości . . . . .	+ 0,522 ± 0,017
	Oxford . . . . .	+ 0,524 ± 0,040
	Vallombrosa . . . . .	+ 0,578 ± 0,044
<i>F. moesiaca</i>	— Janoshegy . . . . .	+ 0,462 ± 0,051
	Dobrowa . . . . .	+ 0,391 ± 0,036
	Belgrad . . . . .	+ 0,507 ± 0,053

czyli próbki *F. silvatica* wykazują największy przyrost na szerokość na 1 mm przyrostu na długość: ok. 0,52, 0,52 i 0,57 odpowiednio; u *F. moesiaca* przyrost ten jest nieco mniejszy: ok. 0,46, 0,39 i 0,51 mm, u *F. orientalis* jest on najmniejszy, wynosi bowiem tylko ok. 0,48 mm. Powyższe wartości  $R_{xy}$  tak nieznacznie różnią się między sobą, że wielkości  $t$  otrzymane dla różnic pom. niemi tylko w wypadku przeciwstawienia regionalnych próbek *F. orientalis* i *F. silvatica* pozwalają ze stosunkowo małym ryzykiem pomyłki ( $0,1 > P > 0,05$ ) przyjąć, że w samej rzeczy różnica jest miarodajną.

Korelacja pom. cechami 2—7, „im dłuższy liść, tem wyżej położona największa szerokość blaszki“, została stwierdzona na próbce *F. moesiaca* z Kosowa; inna próbka tego buka (Belgrad) współzależności tej nie wykazała, małe zaś próbki *F. orientalis* i *F. silvatica* ujawniły tylko jej ślady. Wykres B, tab. XXII, uwidacznia

<sup>1)</sup> Jak znacznym zmianom podlega wymiar blaszek w miarę wzrastania wysokości nad poziomem morza dają pojęcie daty Webera (Büsgen, 3, str. 53): na wys. 133 m n. p. m. powierzchnia 1000 liści buka wynosiła ok. 3,5 m<sup>2</sup>, o m. w. 550 metrów wyżej — 1,5 m<sup>2</sup> (czyli mniej niż połowę), a o 1200 m wyżej — już tylko niecały metr<sup>2</sup>.

wpływ wyeliminowania cechy 9 na ścisłość tej współzależności. Bardzo znaczne pomniejszenie się wartości  $r$  zdaje się przemawiać za tem, że współzależność między długością blaszek i położeniem największej szerokości jest wywołana korelacjami między cechami 2—9 i 7—9.

„Im dłuższa blaszka, tem większa ilość nerwów bocznych“ — tę dodatnią współzależność między cechami 2—8 stwierdziłam na ośmiu próbkach *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca*. Ścisłość korelacji jest dosyć znaczna lub mała, lecz miarodajna dla wszystkich próbek bez wyjątku.

Na wartość liczbową współczynnika korelacji między cechami 2—8 wpływa zmienność cech 3, 10 i 11 (patrz C, tab. XXII). Przy wyeliminowaniu cechy „szerokość“ (3) ścisłość korelacji nieco pomniejsza się, przy stałości największego odstepu pom. nerwami boczn. w górn. cz. bl. (10), jak również przy wyeliminowaniu cechy „różnica“ (11), korelacja się zacieśnia. Przy jednoczesnem wyeliminowaniu cech 3 i 10 otrzymujemy współczynnik korelacji częściowej:  $r_{28.310} = +0,370$  (cechy 11 nie możemy jednocześnie z cechą 10 uwzględnić na skutek sposobu jej liczbowego ujęcia — porównaj uwagę do tab. XIX). Stąd wnioskujemy, że związek między cechami 2—8 zasadniczo nie jest zależny od cech innych, jakkolwiek mniejsza lub większa ich zmienność oczywiście odbija się na ścisłości tej korelacji. Im słabszej zmienności podlega szerokość blaszek (3), tem luźniejszą staje się współzależność między 2—8; odwrotnie, mniejsza zmienność odstepu 10 i różnicy pom. odstepami (11) korelację zacieśnia.

Łatwo jest sprawdzić słuszność powyższego, porównyując wartości liczbowe współczynników korelacji z odchyleniami średniami ( $\sigma$ ) cech 3, 10 i 11. Naprzykład u próbki z Vallombrosa  $r_{28} = +0,426$ , u próbki z Dobrowy współczynnik jest większy:  $r_{28} = 0,502$ , a to dlatego, że pod względem dwóch cech, 10 i 11, zmienność liści z Dobrowy jest mniejsza i łącznego ich wpływu prawdopodobnie nie jest w stanie zrównoważyć wpływ większej zmienności pod względem cechy 3 w próbce z Vallombrosa.

Tablice korelacji XXV i XXVI, tak samo jak w wypadku cech 2—3, obejmują całokształt spostrzeżeń nad regionalnymi próbkami *F. orientalis* i *F. silvatica*. Świadczą one o głębokiej różnicy, zachodzącej między temi gatunkami pod względem bocznej nerwacji. W cz. I tej pracy już była mowa o większej skali zmienności, a przytem przesuniętej ku klasom wyższym, u *F. orientalis* (patrz ryc. 7), dodamy tu jeszcze kilka uwag:

1. Z 350 liści próbki *F. silvatica* tylko jeden ujawnia 11 nerwów bocznych, zaś 21, czyli 6<sup>o</sup>/<sub>10</sub>, posiada je w liczbie 10. W takiej samej ilościowo próbce *F. orientalis* znajduje się około 60<sup>o</sup>/<sub>10</sub> liści o ilości nerwów bocznych równej

lub przekraczającej 10 (patrz liczebności po prawej stronie pionowej linii, przecinającej tablice).

Tab. XXV. Korelacja między ( $x$ ) ilością nerwów bocznych i ( $y$ ) długością blaszek liściowych;  $r_{xy} = +0,506$ ;  $r_{yx} = +0,629$ ;  $r_{yyx} = +0,595$ . *F. orientalis* z 44 miejscowości. — Correlation between ( $x$ ) number of side-nerves and ( $y$ ) length of lamina. Sample of *F. orientalis*: 350 leaves from 61 trees and 44 localities.

		(x) Ilość nerwów bocznych									Razem
		6	7	8	9	10	11	12	13	14	
(y) Długość blaszek liściowych w mm	145	.	.	.	.	.	1	.	.	1	2
	140	.	.	.	.	2	1	.	.	.	3
	135	.	.	.	.	1	1	3	.	.	5
	130	.	.	.	.	1	.	2	.	.	3
	125	.	.	.	.	.	2	3	.	.	5
	120	.	.	.	2	1	3	3	.	.	9
	115	.	.	.	.	2	1	1	.	.	4
	110	.	.	.	1	2	3	3	.	.	9
	105	.	.	.	4	4	11	2	1	.	22
	100	.	.	.	5	6	10	2	1	.	24
	95	.	.	1	5	10	8	8	2	.	34
	90	.	.	2	10	5	8	10	2	.	37
	85	.	.	1	6	7	9	6	2	1	32
	80	.	1	7	11	7	8	4	4	.	42
	75	.	3	6	18	8	3	2	5	.	45
	70	.	2	1	10	4	1	3	1	.	22
	65	.	6	4	5	3	1	.	.	.	19
	60	.	6	2	2	1	.	2	.	.	13
	55	3	5	1	.	3	.	.	.	.	12
	50	2	2	.	1	.	.	.	.	.	5
45	.	2	.	.	.	.	.	.	.	2	
40	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
35	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
30	1	.	.	.	.	.	.	.	.	1	
Razem		6	27	25	80	67	71	54	18	2	350

2. Większa ilość nerwów bocznych *F. orientalis* jest wywołana nie tyle większą długością blaszek, ile bardziej gęstą nerwacją. Można się o tem łatwo przekonać z następującego obrachunku: gdybyśmy uwzględnili tylko tę część tablicy XXV, która odpowiada długości blaszek od 40 do 110 mm, t. j. długości blaszek właściwej próbce *F. silvatica*, to by się okazało, iż większość liści posiadających 10 lub więcej nerwów bocznych znajduje się właśnie w tej części tablicy, obejmującej teraz już nie 350, lecz 318 spostrzeżeń; z liczby tej 183, czyli 57,5% należy do liści o 10 lub większej ilości nerwów bocznych, a liczbę tę znowu należy przeciwstawić tej samej liczbie 21 próbki *F. silvatica*. Wynika stąd, iż blaszki *F. orientalis* bardzo często posiadają nerwację gęstszą, aniżeli *F. silvatica*.

**Tab. XXVI. Korelacja między (x) ilością nerwów bocznych i (y) długością blaszek liściowych;  $r_{xy} = +0,698$ ;  $\eta_{xy} = +0,784$ ;  $\eta_{yx} = +0,713$ . *F. silvatica* z 44 miejscowości. — Correlation between (x) number of side-nerves and (y) length of lamina. Sample of *F. silvatica*: 350 leaves from 61 trees and 44 localities.**

		(x) Ilość nerwów bocznych								Razem
		4	5	6	7	8	9	10	11	
Długość blaszek liściowych w mm	110	.	.	.	.	.	1	.	.	1
	105	.	.	.	.	.	.	1	.	1
	100	.	.	.	.	.	2	.	.	2
	95	.	.	.	.	2	2	2	.	7
	90	.	.	.	2	6	6	2	.	16
	85	.	.	.	2	8	14	7	.	31
	80	.	.	.	5	17	15	5	.	42
	75	.	.	.	8	19	21	3	1	52
	70	.	.	.	5	10	16	1	.	32
	65	.	.	3	9	17	10	.	.	39
	60	.	.	5	18	10	1	.	.	34
	55	.	4	10	12	3	1	.	.	30
	50	3	10	12	14	3	1	.	.	43
	45	.	1	9	6	.	.	.	.	16
	40	1	1	1	.	1	.	.	.	4
	<b>Razem</b>		4	16	40	81	96	91	21	1

W próbce *F. orientalis* mało było liści z położen wysokogórskich, a więc o nieznacznych wymiarach i odpowiednio do tego małej ilości nerwów bocznych, i dlatego powstrzymujemy się od robienia jakich bądź wniosków dotyczących klas ilości nerwów o małych wartościach.

Regresje długości blaszki (y) względem ilości nerwów bocznych (x) dla poszczególnych próbek wyniosły:

- F. orientalis* — 44 miejscowości . . . . . + 5,815 ± 0,532
- F. silvatica* — 44 miejscowości . . . . . + 7,501 ± 0,411
- Oxford . . . . . + 6,717 ± 1,408
- Vallombrosa . . . . . + 4,723 ± 1,012
- F. moesiaca* — Janoshegy . . . . . + 5,272 ± 0,926
- Dobrowa . . . . . + 6,362 ± 1,105
- Kosów . . . . . + 4,232 ± 1,383
- Belgrad . . . . . + 4,903 ± 1,257

Przybytek jednego nerwu bocznego odpowiada wydłużeniu się blaszki o blisko 6 mm w wypadku próbki *F. orientalis* i 7,5 mm u takiej samej regionalnej próbki *F. silvatica*. Tą drogą jeszcze raz stwierdzamy, że *F. orientalis* przeciętnie posiada gęstsza nerwację boczną, aniżeli *F. silvatica*. Że różnica ta jest miarodajną potwier-

dza znaczna wartość  $t$  odpowiadająca:  $0,02 > P > 0,01$ , otrzymana przy porównaniu współczynników regresji dwóch omawianych gatunków.

Z powyższego bynajmniej nie wynika, że gęstość nerwacji bocznej jest cechą dobrą przy rozróżnianiu drobnych jednostek systematycznych buków. Wręcz przeciwnie: porównanie pozostałych współczynników regresji wykazało, że 1) obydwie próbki lokalne *F. silvatica* różnią się w tym względzie znacznie między sobą; podczas gdy buk z Oxfordu cechuje regresja długości blaszki względem ilości nerwów bocznych zbliżająca tę próbkę do próbki regionalnej *F. silvatica* ( $0,6 > P > 0,5$ ), buk z Vallombrosa posiada wybitnie gęstszą nerwację od tej ostatniej ( $0,02 > P > 0,01$ ). Jest ona tak gęsta jak u trzech, bardziej kontynentalnych próbek *F. moesiaca*. Czwarta próbka tego buka — z Dobrowy — jest w omawianym względzie uderzająco podobna do buka z Oxfordu ( $0,9 > P > 0,8$ ). Przypomnijmy także, iż buk z Pangerango na Jawie (*F. silvatica*) cechuje gęstsza nerwacja, aniżeli właściwa jest dla tak małych liści w warunkach normalnych (porównaj tab. XVII). — Gęstość nerwacji jest cechą wartościową z tego względu, że pozwala ocenić w przybliżeniu warunki obecne, w jakich transpiruje roślina i można wydać sąd w tym względzie nawet o paleoklimacie. Poniższe zestawienie meteorologicznych danych, dotyczących Oxfordu i Lublany (Dobrowy), pozwala wyciągnąć co do tego ciekawe wnioski<sup>1)</sup>:

Wilgotność względna atmosfery. — *Relative humidity.*

Miesiące: <i>Months:</i>	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Oxford . . .	85	83	76	72	71	72	72	75	77	83	86	88
Lublana . . .	85	81	75	72	73	73	74	77	81	85	86	88

	Średnia $t$ roku <i>Mean yearly <math>t</math></i>	Średnie opady roczne <i>Mean annual rainfall</i>
Oxford . . .	+ 9 <sup>o</sup> ,4 C	642,9 mm
Lublana . . .	+ 9 <sup>o</sup> C	1410 mm

<sup>1)</sup> Dane te nie były mi znane w trakcie pisania części I pracy. Dla Oxfordu podało mi je Radcliffe Observatory za okres lat: 1881—1930 (50 lat). Dla Lublany zaczerpnięto je: wilgotność względna powietrza — z pracy Fesslerera „Die klimatischen Verhältnisse von Laibach“ — Jahresbericht d. Staats-Oberrealschule in Laibach. 1913. Dotyczą one okresu 9—15 lat. Średnią  $t$  roku i opady roczne za okres od 1881—1915 podaje Reya Oscar w „Geografski vestnik. 1929“.



Jak widzimy zachodzi uderzająco wielka różnica między Oxfordem i Lublaną w przeciętnej rocznej ilości opadów i podobieństwo w przebiegu rocznym wilgotności względnej powietrza, przy zbliżonej temperaturze średniej roku. Znakomicie harmonizuje z tem prawie jednostajna gęstość nerwacji obu buków (różnych taksonomicznie!), świadcząc o tem, że nie absolutna ilość opadów, lecz stopień wilgotności powietrza decyduje o intensywności transpiracji. Przypomnijmy także, że znaczna długość ogonków liściowych (szczególnie w Dobrowie) także dobrze harmonizuje z wielką wilgotnością atmosfery obu omawianych miejsc (porównaj część I, odnośnik <sup>1)</sup> str. 83).

W rozumowaniach powyższych kryje się błąd następujący: regresja  $x$  względem  $y$  i  $y$  względem  $x$  nie jest prostolinijna<sup>1)</sup>. Widać to doskonale z układu frekwencyj tablic korelacji XXV i XXVI. Jak wiemy, współczynnik korelacji ( $r$ ) w wypadku tym nie oddaje rzeczywistego stopnia ścisłości korelacji i należy go zastąpić dla każdej tablicy korelacji przez dwa stosunki współzależnościowe ( $\eta$ ). U badanych próbek regionalnych wartości ich wynoszą:

*F. orientalis*

$$\eta_{xy} = + 0,629$$

$$\eta_{yx} = + 0,595$$

Dla porównania przytaczamy otrzymane współczynniki korelacji:

$$r_{xy} = + 0,506$$

*F. silvatica*

$$\eta_{xy} = + 0,784$$

$$\eta_{yx} = + 0,713$$

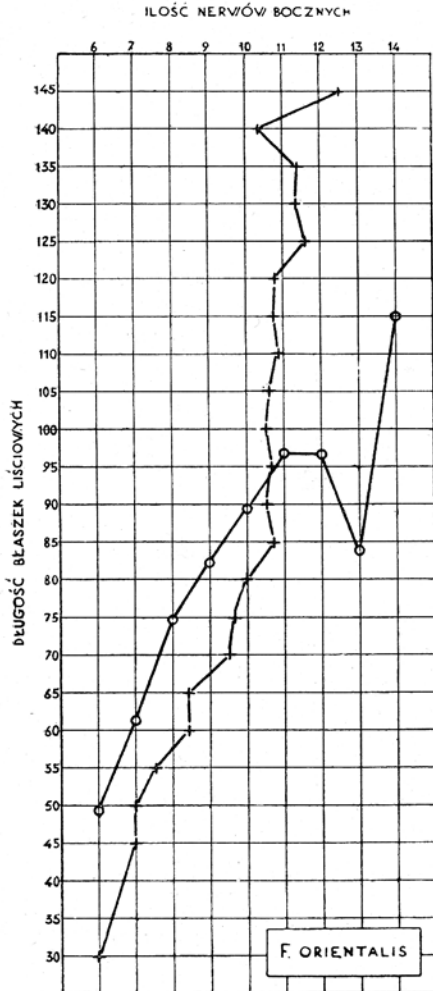
$$r_{xy} = + 0,698$$

Widzimy, że wartości stosunków współzależnościowych ( $\eta$ ) bardziej przewyższają wartość współczynników korelacji ( $r$ ) dla zmienności  $x$  względem  $y$ , aniżeli w wypadku zmienności  $y$  względem  $x$ , czyli że  $R_{xy}$  jest bardziej krzywolinijna, zaś  $R_{yx}$  mniej odbiega od linii prostej (szczególnie w wypadku *F. silvatica*). Daleko lepszy wgląd w tę sprawę dają wykresy.

W celu zorientowania się, czy odchylenie od prostoliniżności jest znaczne i w których klasach ujawnia się najsilniej, obliczyliśmy średnie wartości poziomych i pionowych szeregów, otrzymując w ten sposób przeciętne ilości nerwów bocznych ( $x$ ), odpowiadające kolejnym klasom długości (na diagramach ryc. 14 i 15 oznaczone krzyżykami) i przeciętne długości ( $y$ ), odpowiadające każdej klasie ilości nerwów bocznych (oznaczone na wymienionych diagramach kółkami). Otrzymane przez połączenie obliczonych wartości średnich empiryczne linie regresji mają przebieg podobny u obu gatunków. Obydwa diagramy (ryc. 14 i 15) wykazują korelację między cechami 2—8 na odcinku, odpowiadającym w wypadku *F. orien-*

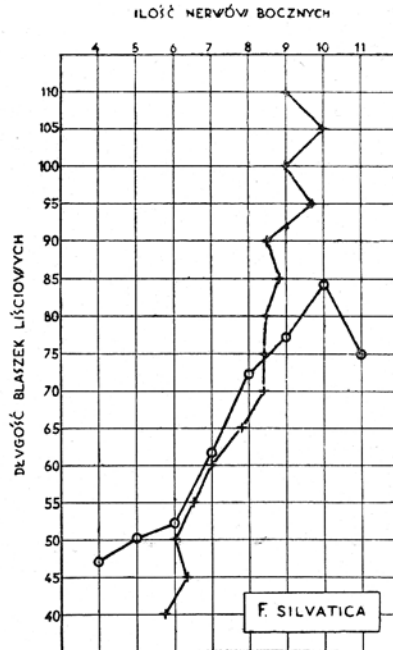
<sup>1)</sup> Krzywoliniżność linii regresji stwierdziłam na podstawie określenia prawdopodobieństwa:  $\chi^2 = N(\eta^2 - r^2)$  \*, patrz Fisher, 12, tab. III.

*talis* klasom długości od 30 do mniej więcej 85 mm i klasom ilości nerwów bocznych — od 6 do 11, w wypadku *F. silvatica* — na odcinku mniejszym — odpowiadającym klasom długości między 50—55 i około



Ryc. 14.

Fig. 14.



Ryc. 15.

Fig. 15.

Współzależność między ( $x$ ) ilością nerwów bocznych i ( $y$ ) długością blaszek liściowych.

+ — średnie wartości szeregów poziomych; ○ — średnie wartości szeregów pionowych.

Association between ( $x$ ) number of side-nerves and ( $y$ ) length of lamina.

+ — means of horizontal arrays; ○ — means of vertical arrays.

70 mm i klasom ilości nerwów — od 6 do 8. W klasach wyższych współzależność między wzrastaniem ilości nerwów i wydłużaniem się blaszki rozluźnia się wybitnie: linje, które dotąd miały przebieg mniej lub

więcej równoległy, rozchodzą się gwałtownie. Z dwóch współzależności ściślejsza jest między ilością nerwów bocznych i długością. Wykres ryc. 15 uwidacznia rozluźnienie korelacji u *F. silvatica* prócz tego w klasach najniższych.

Dla wyjaśnienia, jak się ta rzecz przedstawia liczbowo, obliczyliśmy współczynniki korelacji, dla obu przykładów, osobno dla odcinka dolnego, na którym daje się stwierdzić korelacja (t. j. dla odcinka, na którym obydwie linje regresji wykazują przebieg m. w. równoległy) i osobno dla odcinka górnego. Otrzymane w ten sposób współczynniki korelacji między cechami 2—8 wyniosły:

	Dla odcinka dolnego <i>Lower section of graphs</i>	Dla odcinka górnego <i>Upper section of graphs</i>
<i>F. orientalis</i>	klasy długości: <i>classes of length</i> 50—85 mm klasy ilości nerwów: 6—11 <i>number of nerves</i> $r_{28} = + 0,565$	$r_{28} = + 0,110$
<i>F. silvatica</i>	klasy długości: <i>classes of length</i> 50—70 mm klasy ilości nerwów: 6—9 <i>number of nerves</i> $r_{28} = + 0,605$	$r_{28} = + 0,201$

Liczby te w zupełności potwierdzają rozprzężenie korelacji w klasach wyższych, a analiza zapomocą wykresu dała znacznie więcej, aniżeli pracowicie obliczone stosunki współzależnościowe ( $\eta$ ). Praktycznie rzecz biorąc, gdy odchylenie regresji od prostoliniowości jest tak nieznaczne jak na ryc. 14 i 15, współczynnik korelacji daje wystarczające pojęcie o ścisłości współzależności.

Jaka mogłaby być przyczyna tego rodzaju ustosunkowania się zmienności długości blaszek i ilości nerwów bocznych? Sądząc z tego, że punkt zwrotny (od którego następuje oddalanie się linii *x*-ów od linii *y*-ów) znajduje się w pobliżu klasy modalnej cechy „ilość nerwów bocznych“ (11 u *F. orientalis* i 8 u *F. silvatica*) możnaby przypuszczać, że rozprzężenie korelacji w klasach wyższych (i najniższych?) jest wywołane przez mniejszą plastyczność obu gatunków pod względem cechy 8 aniżeli 2. Poza tem korelacji pom. cechami 2—8 przeciwdziała możliwość powiększania odstępów między nerwami; ma tu zwłaszcza znaczenie powiększanie odstępów w górnej części blaszki, niewspółmierne z powiększaniem w dolnej: im większa jest zmienność pod względem cech 10 i 11, tem mniej ścisła korelacja zachodzi między cechami 2—8 (patrz wykres C, tab. XXII). Ścisłość tej korelacji prawdopodobnie znacznie słabnie u form wysokogórskich, drobnolistnych, ujawniają one bowiem tendencję do zwiększenia nierównomierności bocznej nerwacji (porównaj charakterystyki liczbowe cechy „różnica“, tab. XVIII, szczególnie próbek 4 i 7).

Istnienie korelacji między cechami 2—8 utrudnia rozpoznanie systematycznego położenia drobnolistnych form buków, gdyż trzy wartości modalne, 8, 9 i 11, podane jako charakterystyczne dla *F. silvatica*, *F. moesiaca*

i *F. orientalis* odpowiednio, tracą swą aktualność wraz z pomniejszeniem blaszek. Dlatego też interpretacja systematycznego położenia buka górnego piętra gór Krymu może być dwójaka: ilość nerwów bocznych 8, która cechuje liście tego piętra jest modalną dla gatunku *F. silvatica*, lecz możnaby również przypuścić, iż jest to *F. moesiaca* (*F. taurica* Popl. p. p.) zamieszkujący piętro średnie (i dolne?) tych gór, który dostosowując się do klimatycznych warunków tak znacznej wysokości (ca 1300 m), wraz z pomniejszeniem wymiaru blaszek, odpowiednio pomniejsza ilość nerwów bocznych. Za ostatniem przypuszczeniem przemawiają dwa względy: 1) wydaje się mało prawdopodobnem, aby na malutkim obszarze górskiego Krymu, izolowanym od zasięgu omawianych buków, występowały aż trzy jego formy: *F. silvatica*, *F. moesiaca*, *F. orientalis*, 2) aby na tak odległą placówkę wschodnią dostał się gatunek zachodni — *F. silvatica*, podczas gdy jego facja wschodnia — *F. moesiaca*, zdaje się wklinać pomiędzy zasięgi buka wschodniego i europejskiego.

**„Im dłuższa blaszka, tem większy odstęp między nerwami bocznymi w jej dolnej części“** — ta dosyć ścisła korelacja dodatnia między cechami 2—9 została stwierdzona na czterech próbkach. Wyeliminowanie zmienności cech: 1, 3, 7 i 10 pomniejsza ścisłość tej korelacji, a największym jest przytem wpływ cechy „szerokość“ (3). Jednakże przy ustaleniu wymienionych czterech cech korelacja między długością blaszki i wielkością odstepu dolnego pozostaje miarodajna (patrz wykres D, tab. XXII).

Z trzech lokalnych próbek najmniejszy współczynnik korelacji ujawnia buk z Janoshegy, a to prawdopodobnie dlatego, że zmienność pod względem cechy „szerokość“ jest u tej próbki mniejsza, aniżeli u próbek z Vallombrosa i Dobrowy, odchylenie średnie ( $\sigma$ ) wynosi bowiem u pierwszej z tych próbek 6,00 mm, u dwóch drugich — 7,01 i 6,58 odpowiednio.

Na ścisłość korelacji pom. cechami 2—10, „im dłuższa blaszka, tem większy (największy) odstęp między nerwami bocznymi w górnej jej części“, ustalonej na podstawie trzech próbek, wpływa zmienność cech: 1, 3, 8 i 9 (wykres E, tab. XXII). Mamy tu do czynienia znowu ze związkiem pozornym, gdyż przy wyeliminowaniu zmienności cech 3 lub 9 współzależność pom. 2—10 staje się niemiarodajną. Ustalenie długości ogonka (1) korelację osłabia, a wyeliminowanie wpływu zmienności cechy „ilość nerwów bocznych“ (8) korelację pom. 2—10 w znacznym stopniu zacieśnia. Stąd jasny jest antagonistyczny wpływ cech 8 i 10: przy słabej zmienności cechy 8 ścisłość korelacji między długością blaszki i odstępem 10 wzrasta, i odwrotnie ustalenie cechy 10 korelację między 2—8 zacieśnia (porównaj C i E tab. XXII).

Słabe oznaki korelacji dodatniej między cechami 2—11, „im dłuższa blaszka, tem większa różnica między wielkościami odstepów w górnej i dolnej części blaszki“, stwierdziłam w dwóch wypadkach z sześciu. Wyeliminowanie zmien-

ności cechy „ilość nerwów bocznych“ (8) korelację tę w znacznym stopniu zacieśnia, ustalenie zaś cechy „szerokość“ (3) wykazuje, iż związek między cechami 2—11 jest li tylko pośrednim (patrz wykres F, tab. XXII).

**3. Szerokość blaszki** (tab. XIX, kolumna i wiersz 3) wykazała siedem dodatnich korelacji, a to z cechami: długość ogonka (1), długość blaszki (2), kształt podstawy (6), ilość nerwów bocznych (8), odstęp między nerwami bocznymi w dolnej (9) i największy odstęp w górnej cz. bl. (10), różnica między temi odstępami (11).

Ścisłość współzależności pom. cechami 3—6, „im szersza blaszka, tem szersza podstawa“, jest tak mała, że chociaż wartość liczbowa  $r_{36}$  odpowiada małemu stopniowi ryzyka pomyłki ( $P < 0,01$ ), nie ma ona praktycznego znaczenia. Przy wyeliminowaniu zmienności cech 1 i 9 współzależność nabiera na ścisłości, a z dwóch cech wpływ większy wywiera „długość ogonków“ (patrz wykres A, tab. XXVII). Wobec tego, już z góry przewidzieć można, że np. u próbek z Kosowa i Janoshegy, które cechuje słaba zmienność długości ogonków i wielkości odstępów dolnych (wartość  $\sigma$  mniejsza, aniżeli u próbki z Belgradu), korelacja między cechami 3—6 będzie nieco ścisłjsza.

Współzależna zmienność między cechami 3—8, „im szersza blaszka, tem większa ilość nerwów bocznych“, stwierdzona u czterech próbek, na podstawie wartości liczbowej otrzymanych  $r$ , wydaje się być mniej ścisłą, aniżeli korelacja między cechami 2—8. Wykres B, tab. XXVII wykazuje, że między szerokością blaszek a ilością nerwów bocznych bezpośredniego związku niema, przy wyeliminowaniu bowiem zmienności cechy 2, korelacja pom. 3—8 upada, a że nie jest to rzeczą przypadku, dowodzi stwierdzenie tegoż na podstawie dwóch próbek (Vallombrosa i Oxford). Tak więc w wypadku trzech zmiennych, 2, 3 i 8, ujawniających między sobą korelacje, związek bezpośredni zdaje się zachodzić pom. 2—8 i 2—3, lecz tylko pośredni pom. 3—8. Poza tem, tak samo jak w wypadku współzależności pom. 2—8, wpływ cech 10 i 11 na ścisłość korelacji pom. 3—8 jest identyczny: współczynniki korelacji częściowej,  $r_{38 \cdot 10}$  i  $r_{38 \cdot 11}$ , są większe, aniżeli współczynnik korelacji całkowitej,  $r_{38}$  (porównaj B, tab. XXVII i C, tab. XXII).

Współzależność między cechami 3—9, „im szersza blaszka, tem większy odstęp między nerwami bocznymi w dolnej jej części“, względnie ścisła u próbek *F. orientalis* i *F. silvatica* (Vallombrosa), jest słabsza u *F. moesiaca* z Kosowa, już tylko ślady jej ujawnia próbka z Janoshegy, u buka zaś z Belgradu staje się niemiarodajną. Na ścisłość tej współzależności wpływa zmienność cech:

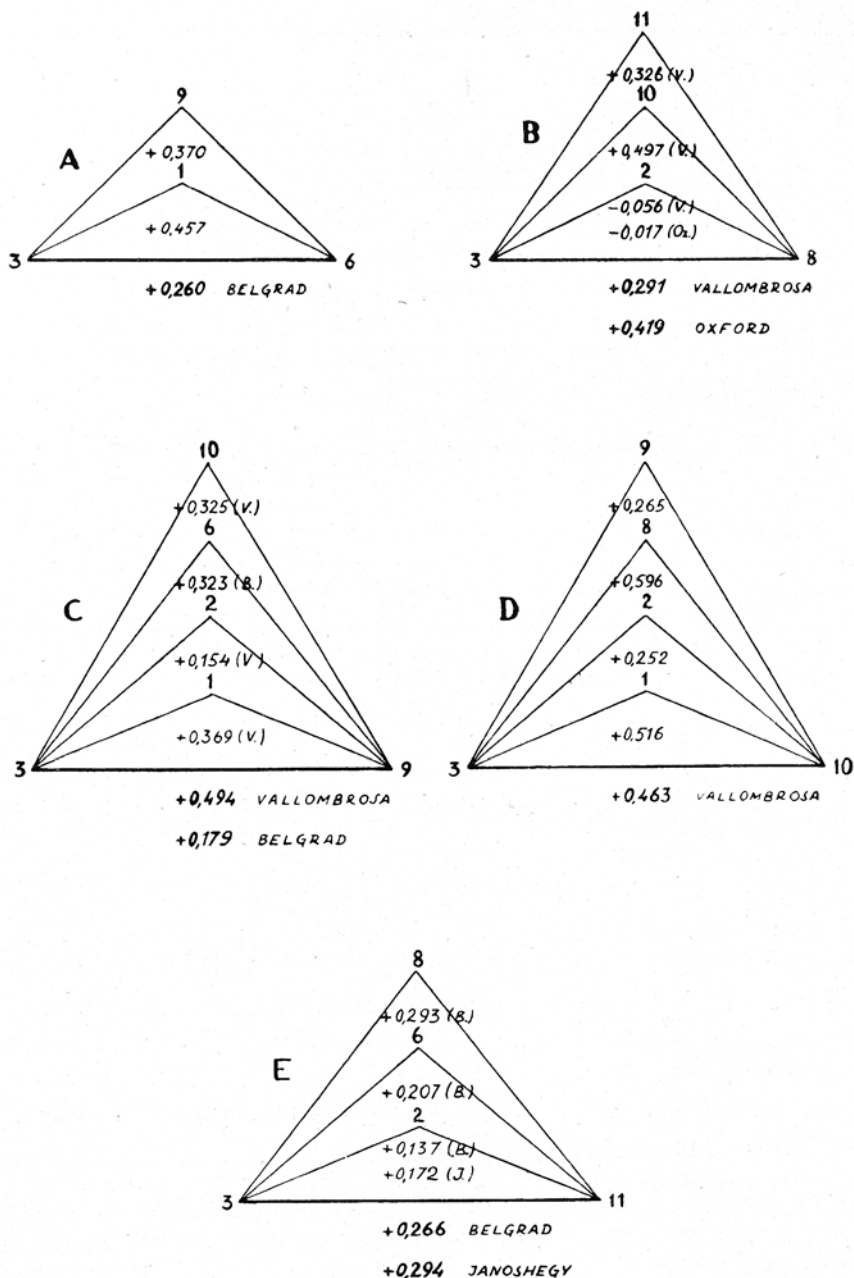
1, 2, 6 i 10 (patrz wykres C, tab. XXVII). Przy wyeliminowaniu cech 1 i 10 korelacja nieco się rozluźnia, a przy ustaleniu cechy 2 staje się niemiarodajną. Wnosimy stąd, że omawiana współzależność jest wynikiem bezpośredniego związku między cechami 3 i 2 a 9 i 2, natomiast związek między cechami 3 i 9 jest tylko pośredni. Korelacja częściowa przy wyeliminowaniu cechy 6 znacznie przewyższa całkowitą. Ponieważ kształt podstawy u buka z Belgradu ulega silnej zmienności, prawdopodobnie to jest przyczyną braku korelacji pom. cechami 3—9 u tej próbki.

Korelacja między cechami 3—10, „im szersza blaszka, tem większy (największy) odstęp między nerwami bocznymi w górnej części blaszki“, stwierdzona na podstawie trzech próbek, pozostaje miarodajną nawet przy kolejnym wyeliminowaniu cech 1, 2, 8 i 9 (patrz wykres D, tab. XXVII). Ustalenie cech 1 i 8 korelację zacieśnia. Próbka *F. orientalis* być może dlatego ujawnia większą od dwóch innych wartość liczbową  $r_{310}$ , że długość ogonków tego gatunku jest mniej zmienna, aniżeli *F. silvatica* i *F. moesiaca*. Wyeliminowanie cech 2 i 9 korelację rozluźnia. — Jeżeli porównamy wzajemne ustosunkowanie się trzech zmiennych: 2, 3 i 10 z powyżej omówionem pom. cechami 2, 3, 9, stwierdzimy, że związek bezpośredni zdaje się zachodzić pom. cechami 2 i 3 i 3 i 10, natomiast związek między cechami 2—10 jest pośrednim.

Z czterech zbadanych próbek trzy ujawniły ślady korelacji dodatniej między cechami 3—11, „im szersza blaszka, tem większa różnica między wielkością odstępów górnej i dolnej części blaszki“. Na współzależność tę wywiera wpływ zmienność cech: 2, 6 i 8 (patrz wykres E, tab. XXVII). Wyeliminowanie cechy 8 korelację nieco zacieśnia, a ustalenie kształtu podstawy i długości blaszki korelację rozluźnia, przytem pod wpływem ostatniej tak znacznie, iż współzależność staje się niemiarodajną. Prawdopodobnie związek między cechami 3 i 11 nie jest bezpośredni.

**4. Stosunek długości blaszki do jej szerokości** (tab. XIX, kolumna i wiersz 4) wykazuje sześć korelacyj: dodatnią z cechą „położenie największej szerokości“ (7) i ujemne: z kształtem szczytu i podstawy (5 i 6), z odstępami pom. nerwami bocznymi w dolnej (9) i górnej części blaszki (10) i różnicą między nimi (11). Tylko ścisłość współzależności z cechami 5, 6 i 7 (czyli cechami warunkującymi kształt) jest znaczna, współzależności między 4—9, 4—10 i 4—11 są bardzo luźne.

Korelacja między cechami 4—5 (tab. XXVIII), „im bardziej wydłużony liść, tem ostrzejszy szczyt“, jest bardziej ścisła, aniżeli to oddaje współczynnik korelacji, który dla próbki z Belgradu wyniósł  $-0,510$ , gdyż z ugrupowania liczebności tablicy korelacji



**Tab. XXVII.** Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (3) szerokością blaszki i: (6) kształtem podstawy (A); (8) ilością nerwów bocznych (B); (9) odstępem pom. nerwami boczn. w doln. cz. bl. (C); (10) największym odstępem w górn. cz. bl. (D); (11) różnicą między odstępami 10 i 9 (E). *Influence of different variates upon correlation between (3) width of lamina and: (6) shape of base (A); (8) number of side-nerves (B); (9) interval between side-nerves in lower part of lamina (C); (10) largest interval between side-nerves in upper part lamina (D); (11) difference between intervals under 10 and 9. (E).*

widoczne jest odchylenie regresyj od prostoliniowości; potwierdza to wartość stosunku współzależnościowego  $\eta_{xy}$ , który wynosi  $-0,551$  (drugiego nie obliczono). Poza tem widać z rozkładu frekwencyj, że im mniejszy „stosunek“, czyli im mniej wysmukła blaszka, tem większa jest zmienność kształtu szczytu (szeregi rozdzielcze klas niższych „stosunku“ są dłuższe, aniżeli klas wyższych). Nie możemy wyjaśnić drogą badania współzależności częściowych, jakiego rodzaju związek zachodzi między cechami 4 i 5, bezpośredni czy też pośredni, a to dlatego, iż żadna z cech innych nie ujawnia korelacji jednocześnie tak z kształtem szczytu jak ze „stosunkiem“.

Tab. XXVIII. Korelacja między (x) kształtem szczytu i (y) stosunkiem długości blaszki do jej szerokości;  $r_{xy} = -0,510$ ;  $\eta_{xy} = -0,551$ . Belgrad. — *Correlation between (x) shape of apex and (y) ratio of length of lamina to its width. Sample of F. moesiaca from Belgrad : 102 leaves from 102 trees.*

		(x) Kąt pomiędzy nerwem głównym a brzegiem blaszki u szczytu w <sup>0</sup>									Razem	
		30	33	36	39	42	45	48	51	54		57
(y) Stosunek długości blaszki do jej szerokości	2,30	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,25	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,20	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,15	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,10	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0
	2,05	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.	2
	2,00	.	.	.	2	.	.	.	.	.	.	2
	1,95	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	2
	1,90	.	.	1	5	.	.	.	.	.	.	6
	1,85	.	.	1	2	1	1	.	.	.	.	5
	1,80	.	.	1	2	2	.	2	.	.	.	7
	1,75	.	.	4	8	5	1	1	.	.	.	19
	1,70	.	.	1	5	4	4	1	.	.	1	16
	1,65	.	.	.	2	5	2	.	.	.	.	9
	1,60	.	.	.	1	2	5	.	1	.	.	9
	1,55	.	.	2	1	3	2	1	.	1	.	10
1,50	.	.	.	1	1	3	2	1	.	1	9	
1,45	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
1,40	.	.	.	1	.	.	1	.	.	.	2	
<b>Razem</b>		2	1	13	31	26	18	7	1	2	1	102

Bardziej ścisłą jest współzależność między „stosunkiem“ i kształtem podstawy: „im mniej wydłużony liść, tem szersza podstawa“. Dla próbki z Belgradu  $r_{46} = -0,619$ . Także i w tym wypadku współczynnik nie oddaje rzeczywistego ustosunkowania się zmienności cech 4 i 6, gdyż odchylenie linii regresji od prostoliniowości jest znaczne (tab. XXIX). Wylimitowanie cech: 7, 9 i 11 wywiera słaby wpływ na ścisłość korelacji pom. 4—6, nieco ją pomniejszając (patrz wykres A,



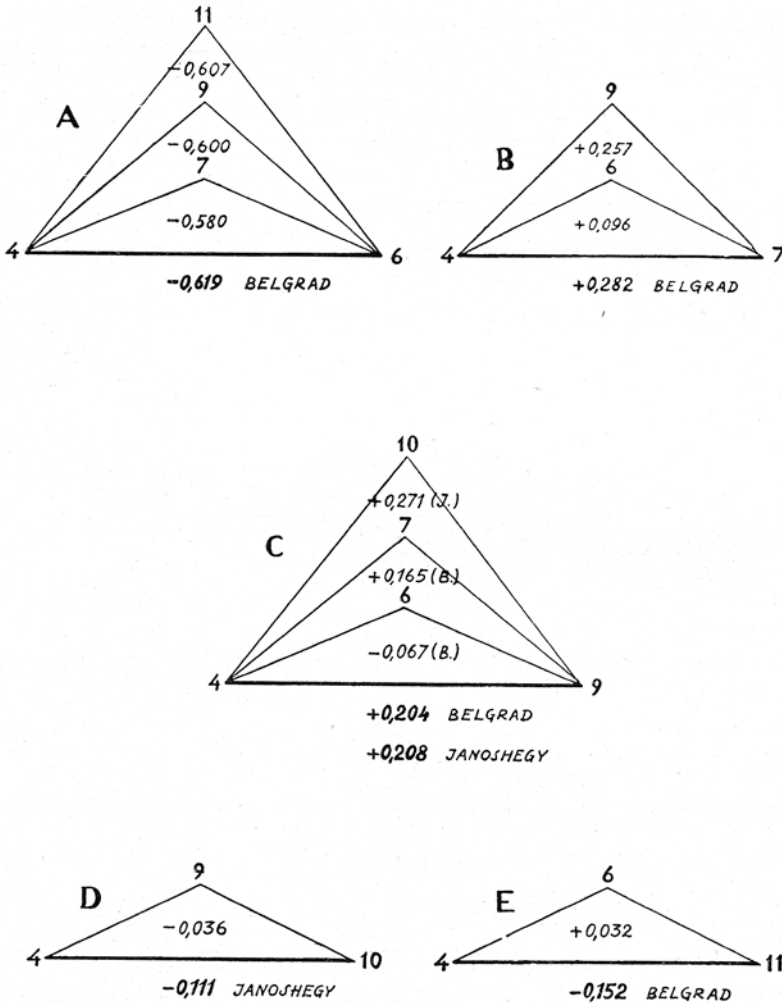
tab. XXX). Stąd wnosimy, iż pom. cechami 4—6 prawdopodobnie istnieje związek bezpośredni.

Tab. XXIX. Korelacja między (x) kształtem podstawy blaszki i (y) stosunkiem długości blaszki do jej szerokości;  $r = -0,619$ . Belgrad. — Correlation between (x) shape of base and (y) ratio of length of lamina to its width. Sample of *F. moesiaca* from Belgrad: 102 leaves from 102 trees.

		(x) Kąt pomiędzy nerwem głównym i brzegiem blaszki u podstawy																Razem	
		36	39	42	45	48	51	54	57	60	63	66	69	72	75	78	81		84
(y) Stosunek długości blaszki do jej szerokości	2,30	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,25	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,20	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,15	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1
	2,10	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0
	2,05	.	.	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2
	2,00	.	.	.	.	1	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	2
	1,95	.	.	.	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2
	1,90	.	1	.	1	.	2	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	6
	1,85	.	.	.	2	1	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5
	1,80	.	.	.	1	2	.	2	.	.	.	1	.	1	.	.	.	.	7
	1,75	.	.	1	4	2	1	3	3	2	1	1	1	.	.	.	.	.	19
	1,70	.	.	1	1	2	3	1	4	2	.	1	.	.	.	.	1	.	16
	1,65	.	.	.	.	1	.	.	1	3	1	1	1	.	1	.	.	.	9
	1,60	.	.	.	.	1	.	1	1	2	2	1	1	.	.	.	.	.	9
	1,55	.	.	.	1	1	.	1	.	.	2	3	.	1	1	.	.	.	10
1,50	.	.	.	.	.	1	.	.	.	.	3	1	1	.	1	1	1	9	
1,45	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0	
1,40	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	1	.	2	
<b>Razem</b>		1	3	3	11	13	9	9	11	9	8	11	4	3	2	1	3	1	102

Korelacja między cechami 4—7, „im bardziej wydłużony liść, tem wyżej położona największa szerokość blaszki“, ciekawa jest z tego względu, że jest to rzadki wypadek różnego ustosunkowania się *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca*: pierwszy z nich wykazuje zupełny brak korelacji, drugi — względnie ścisłą współzależność, obydwie zaś próbki *F. moesiaca* ujawniły jej ślady. Wykres B, tab. XXX uwidacznia wpływ na tę współzależność zmienności cech 9 i 6. Wyeliminowanie pierwszej z nich tylko nieznacznie korelację rozluźnia, ustalenie zaś drugiej zamienia ją w niemiarodajną. Rzecz jasna, że związek między cechami 4 i 7 jest pośredni, a korelacja pom. niemi — wywołana przez współzależności pom. 4—6 i 7—6. Brak tej korelacji, ujawnionej u małej próbki *F. orientalis* może być przypadkowy, lub może wywołany np. słabą zmiennością tej próbki pod względem kształtu podstawy. Ponieważ na żadnej innej próbce, z wyjątkiem liści z Belgradu, pomiarów kąta między nerwem głównym

i brzegiem blaszki podstawy nie zrobiono, rzecz ta musi narazie pozostać niewyjaśnioną.



**Tab. XXX.** Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (4) stosunkiem długości blaszki do jej szerokości i: (6) kształtem podstawy (A); (7) położeniem największej szerokości (B); (9) odstępem między nerwami boczn. w doln. cz. bl. (C); (10) największym odstępem w górn. cz. bl. (D); (11) różnicą między odstępami 10 i 9 (E). *Influence of different variates on amount of correlation between (4) ratio of length of lamina to its width and: (6) shape of base of lamina (A); (7) location of maximum width of lamina (B); (9) interval between side-nerves in lower part of lamina (C); (10) largest interval between side-nerves in upper part of lamina (D); (11) difference between intervals under 10 and 9 (E).*

Ślady korelacji między „stosunkiem“ i odstępami 9, 10 i ich różnicą (11), ujawnione na nielicznych próbkach, przemawiają za pośredniością związku między temi cechami; uwidaczniają to wykresy C, D i E, tab. XXX. Nie zatrzymując się na nich, powróćmy do zależności między wymiarem blaszki (t. j. jej długością i szerokością), a jej kształtem, o ile jest on uwarunkowany przez cechę 4 — „stosunek długości do szerokości“.

Już sam sposób liczbowego ujęcia cechy 4 — przez podzielenie długości blaszki (2) przez jej szerokość (3) — wyklucza możliwość sprecyzowania zależności korelacyjnej między cechami 2—4 i 3—4. Pozostaje więc tylko możliwość, opierając się na badaniach regresyj cech 2 i 3 oraz tablic korelacji tych dwóch cech, zrobienia wniosków pośrednich co do zależności między wymiarem i kształtem blaszki. — Przy omawianiu korelacji między cechami 2—3 wspomnieliśmy, że pomniejszeniu powierzchni blaszek towarzyszy zmiana ich kształtu. Chcąc sprawdzić czy tak jest w istocie, czy spostrzeżenia wymienionych wyżej autorów (str. 17) i moje własne potwierdzają się danymi liczbowymi, wykonałam następujący obrachunek: przypuśćmy, że który bądź liść każdej z 7-miu próbek, dla których obliczono regresję szerokości blaszki względem jej długości (str. 18), naprzykład każdy pierwszy z listy spostrzeżeń, ulegając zmianom, wydłuży się o 1 *cm*, lub staje się krótszy o 1 *cm*. Uwzględniając otrzymany dla odpowiedniej próbki współczynnik regresji szerokości względem długości, z łatwością obliczymy jakim zmianom ulegnie w pierwszym i drugim przypadku szerokość, a więc i stosunek. W poniższej tabelce zestawiliśmy rezultaty tego obrachunku.

Na podstawie poniższego zestawienia możemy twierdzić, że liście *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca* podlegają jednakowej regularności przy zmianach w wymiarze blaszek: przy pomniejszaniu się blaszek kształt ich staje się bardziej zaokrąglony, a przy ich powiększaniu się — bardziej wydłużony.

Ponieważ regularność tę ujawiają liście, pochodzące z różnych miejscowości rozsiedlenia trzech badanych buków, zdaje się to świadczyć, że omawiane zjawisko nie jest uwarunkowane czynnikami zewnętrznymi. Najwidoczniej mamy tu do czynienia z regularnością będącą przejawem konstytucji wewnętrznej, i jako taką być może zasługującą na miano „reguły zmiany kształtu“.

Nie należy zapominać, że w rozważaniach powyższych wciąż jest mowa o wartościach przeciętnych. W pobliżu górnej granicy lasu bukowego może się przytrafić drzewo, posiadające liście bardziej wydłużone, aniżeli niejedno w położeniu niższym, lecz gdy porównamy między sobą większą ilość osob-

ników z różnych wysokości np. tego samego masywu górskiego, to gdy daje się zauważyć pomniejszenie wymiarów blaszek ze wzrastaniem wysokości, musi się także ujawnić przeciętny ubytek wartości liczbowej stosunku długości blaszki do jej szerokości.

Pochodzenie próbki	Wymiary blaszek w mm (długość: szerokość)	Stosunek długości do szerokości (rzeczywisty)	Stosunek przy powiększeniu długości o 1 cm	Stosunek przy pomniejszeniu długości o 1 cm
1	2	3	4	5
44 miejscowości ( <i>F. orientalis</i> )	64:36	1,778	1,813	1,724
44 miejscowości ( <i>F. silvatica</i> )	59:39	1,513	1,564	1,450
Oxford ( <i>F. silvatica</i> )	81:49	1,654	1,677	1,622
Vallombrosa ( <i>F. silvatica</i> )	86:51	1,686	1,690	1,680
Janoshegy ( <i>F. moesiaca</i> )	87:52	1,673	1,713	1,625
Dobrowa ( <i>F. moesiaca</i> )	96:60	1,600	1,658	1,533
Belgrad ( <i>F. moesiaca</i> )	84:49	1,714	1,738	1,684

Z tabeli IV widzimy, że modalny i przeciętny liść *F. silvatica* wykazuje daleko mniejszy stosunek długości blaszki do szerokości, aniżeli modalny i przeciętny liść *F. orientalis*. W pierwszym wypadku mamy 1,50 i 1,51, w drugim — 1,70 i 1,79. Chociaż *F. orientalis* ujawnia nieco wolniejsze tempo ubywania przeciętnej wartości szerokości, odpowiadające jednostkowemu ubywaniu długości, aniżeli *F. silvatica*, różnica ta jednak jest zbyt mała w porównaniu z podaną wyżej różnicą w kształcie liści obu gatunków i dlatego należy przypuszczać, że przy pomniejszaniu i powiększaniu liści nie będzie się ona zacierać. Potwierdzeniem tego są poniższe przykłady.

Porównajmy liście kilku drzew *F. orientalis* i *F. silvatica*, rosnących w niekorzystnych (a przynajmniej nie optymalnych warunkach). Takimi są niewątpliwie okazy drobnolistne z 8-miu stanowisk podanych w tabeli XVIII (cz. I), oznaczonych na mapce ryc. 1 numerami 1—8.

1. Okazy buka wschodniego, zebrane przez Balansę w górach Frygji (Azja Mniejsza), pochodzą z wysokości 1300 m, co odpowiada mniej więcej dolnej granicy pionowego zasięgu buka w Frygji (porównaj str. 10 pracy mojej 5), a sama miejscowość znajduje się w po-

blizu południowo-zachodniego krańca zasięgu *F. orientalis* w Azji Mniejszej<sup>1)</sup>. Jak widać z charakterystyk liczbowych cech: długość i szerokość blaszek, liście są uderzająco małe, świadcząc o minimalnych warunkach egzystencji. Z 20-u liści tylko 7 wykazuje stosunek długości do szerokości mniejszy od 1,45, inne są bardziej wydłużone, aż cztery zaś ujawniają stosunek równy 1,80—1,95.

2. Zebrane przeze mnie okazy w środkowej części zasięgu *F. orientalis*, koło Küre w Paflagonji (Azja Mniejsza), pochodzą z wysokości około 1400 m, z mieszanego lasu, gdzie buk występuje jako mniej lub więcej znaczna domieszka do siedmiu innych gatunków drzew. Przeważają liście małe, a w porównaniu z okazami z Chabane-Dagh (Frygja) szereg liczebności dla cechy „stosunek“ przesunięty jest ku klasom wyższym, gdyż najmniejszy z nich wynosi 1,45, a największy — 2,05. Tak samo jak w wypadku poprzednim, cztery liście wykazują stosunek przewyższający 1,80.

3. Okazy zebrane przez Nowacka koło Avlu w Paflagonji, pochodzą z dolnej granicy pionowego zasięgu tego gatunku, ze stanowiska położonego w pobliżu śródpaflagońskiej enklawy stepowej, o klimacie zbyt suchym dla buka. Wybitnie małe liście tego okazu posiadają gęstą nerwację boczną. Tylko jeden z 10-iu zmierzonych liści wykazał stosunek długości blaszki do szerokości równy 1,70, dziewięć innych, bardzo wydłużonych, odpowiadają stosunkowi 1,75 — 1,95.

4. Okazy *F. orientalis* z gór Amanus w Syrji Północnej, zebrane przez Manoog Haradjiana na wys. 1524 — 1981 m, są niezwykle ciekawe z tego względu, że prawdopodobnie pochodzą z górnej granicy pionowego rozsiedlenia buka wschodniego. Niezwykle drobne, a jednocześnie wybitnie wąskie blaszki wykazują najmniejszy stosunek 1,65, u większości liści: 1,75 — 1,85, a jeden z liści osiąga nawet stosunek 2,65.

Dla porównania przytaczamy dane pomiarowe dwóch drzew *F. silvatica*, pochodzących ze zbliżonej szerokości geograficznej i podobnych wysokości, jak miejscowości 1 i 2; są one jednak bardziej porównywalne z próbką 4, a to dlatego, iż pochodzą podobnie jak ta ostatnia, z pobliża górnej granicy rozsiedlenia buka. Są to:

5. Liście buka z Monte d'Oro na Korsyce, zebrane z karłowatego okazu u górnej granicy lasu; znaczną przewagę liczbową — z 20-u liści 13 — posiadają liście o stosunku mniejszym lub równym 1,50, bardziej zaś wydłużonych niż o stosunku 1,75 niema zupełnie.

<sup>1)</sup> Patrz mapkę rozsiedlenia *F. orientalis* w pracy mojej 5.

6. Okazy z Cauterets (Środkowe Pireneje), także z pobliza górnej granicy pionowego rozsiedlenia buka. Z 20-u liści żaden nie przewyższa stosunku 1,55, a najczęściej równa się on 1,35.

7. Do tabeli XVIII włączyliśmy także dane dotyczące buka z Tatr, z wysokości 1200 m, a więc górnej granicy jego pionowego zasięgu; są one prawie identyczne pod względem kształtu i wymiarów z liśćmi ze środkowych Pirenejów. Świadczy to o jednolitości gatunku *F. silvatica*, który w tak odległych od siebie stanowiskach, położonych na różnej szerokości geograficznej, lecz na jednakowej wysokości nad poziomem morza, wykształca swe liście w sposób jednaki; natomiast opierając się nawet na nielicznym materiale z paru drzew, z łatwością odróżnić go można, podług kształtu blaszki, od *F. orientalis*, występującego na zbliżonej szerokości geograficznej i tej samej wysokości.

8. Różnica między temi gatunkami zaznacza się także u form drobnolistnych *F. silvatica* ze stanowisk niżowych, które właściwie porównywać należy z okazami z dolnej granicy pionowego rozsiedlenia buka wschodniego. Naprzykład okaz zebrany przez Raciborskiego koło Grzybowic pod Lwowem<sup>1)</sup>, zaopatrzony uwagą „okazy karłowate lecz kwitnące na wschodniej granicy rozsiedlenia buka“, posiada większość liści (osiem z dziesięciu zmierzonych) o stosunku 1,30–1,40, i dwa tylko wykazują stosunek równy 1,50.

Widzimy więc, że chociaż regresja szerokości względem długości blaszki ma wolniejsze tempo u gatunku *F. orientalis*, to jednak różnica w kształcie liści jest tak wybitna, że gdy w warunkach niekorzystnych blaszki ulegają pomniejszeniu, gatunek ten zachowuje większą podługowatość liści, różniącą go od *F. silvatica*.

Wreszcie cechą ogólną, różniącą liście czterech próbek *F. orientalis* od liści *F. silvatica* pod względem cechy „stosunek“, jest większa zmienność kształtu blaszki u gatunku *F. orientalis* (porównaj kolumnę średnich odchyłeń i współczynników zmienności obu gatunków dla cechy „stosunek“, tab. XVIII). Poza tem większą zmienność kształtu blaszki zdają się ujawniać liście, czy to *F. silvatica* czy *F. orientalis*, z drzew rosnących w bardziej krańcowych warunkach. Tak więc liście ze stanowisk 2, 6 i 7, położonych w środkowej części odpowiednich zasięgów, są mniej zmienne od liści ze stanowisk 1, 3, 4, 5 i 8, widocznie bardziej niekorzystnych dla wzrostu buka.

Większa plastyczność liści *F. orientalis*, ujawniająca się w większej zmienności pod względem cechy „stosunek“, jak też wielu innych, jest

<sup>1)</sup> Uderzająco wielka zmienność liści tego okazu (porównaj wartości  $\sigma$ , tab. XVIII) być może pozostaje w związku przyczynowym z bliskością stanowiska tego do obszaru południowo-wschodniej Polski, zamieszkałego przez *F. moesiaca*.

prawdopodobnie odzwierciedleniem bardziej krańcowych warunków bytowania *F. orientalis*, w porównaniu z *F. silvatica*. Buk wschodni żyje w Kolchidzie i górach Pontusu w warunkach nadmiaru opadów (Batum — przeszło 2000 mm, Soczi — 1419 mm rocznie); sięgając po 2000 m n. p. m. podlega na tej wysokości silnym wahaniom temperatury, a stykając się niemal bezpośrednio w środkowej części Azji Mniejszej z paflagońską enklawą stepową (np. na południowych stokach pasma Ilgaz-Dagh — na wys. 1150 m), musi być przystosowany do znacznej suchości powietrza. Wreszcie już sama tylko obecność jego na tak daleko odsuniętej od ogólnego zasięgu ku południowi placówce, jaką są góry Amanus w Syrii Północnej i południowy Antitaurus, gdzie występuje on już na wysokości 500—700 m n. p. m., świadczy wymownie o olbrzymiej skali życiowej tego gatunku.

Nie jest dla mnie rzeczą jasną, czy liście *F. moesiaca* pochodzące ze stanowisk wysokogórskich wykazują łatwo uchwytną różnicę z liśćmi *F. silvatica*. Obecność w położeniach niższych na obszarze zamieszkałym przez *F. moesiaca* form o blaszkach bardzo szerokich, winnaby się zaznaczyć w położeniach wyższych obecnością form zbliżonych do okrągłolistnych; istotnie, niektóre z widzianych przeze mnie okazów zdają się to potwierdzać: wybitnie zaokrąglone liście posiada okaz *F. moesiaca* z Czumerny (między Sliven i Eleną), z wys. 900 m, z Bielašnicy nad Serajewem, z wys. 1200 m (podobne do liści osiki), jak również „*F. silvatica* var. *Borzae* Dom.“ z Domugledu w Banacie. Wszakże do którejś z form bałkańskich Beck zastosował nazwę *f. rotundifolia* (A sch. u. Graebn. Syn. IV. 438, 1911). Największa szerokość blaszki takich liści zdaje się być często przesunięta ku jej dolnej połowie.

**5. Kształt szczytu blaszki liściowej**, który ujęliśmy liczbowo jako kąt między nerwem głównym i brzegiem blaszki w pobliżu wierzchołka (ryc. 12: e), ujawnił tylko dwie, już omówione korelacje (tab. XIX, kolumna i wiersz 5). Zasługuje na podkreślenie fakt, że jakkolwiek cechy 5 i 6 łączy dosyć ścisła korelacja z cechą 4, to jednak nie wykazują one między sobą żadnego związku: jedyna zbadana pod tym względem próbka (Belgrad) dała współczynnik korelacji  $r_{56} = +0,069$ . Ten stan rzeczy potwierdzają spostrzeżenia:

1) Z ośmiu próbek liści, które posłużyły jako materiał do tej pracy, u żadnej nie dało się zauważyć przewagi blaszek o jednocześnie ostrych szczytach i klinowatych podstawach, lub odwrotnie — o tępych szczytach i zaokrąglonych podstawach. Wręcz przeciwnie, napotykałam najróżnorodniejsze kombinacje ostrej, klinowatej podstawy z ostrym lub tępym szczytem i odwrotnie.

2) Liście *F. silvatica* z wulkanu Pangerango na Jawie (tab. XVII), wykazują wybitnie tępe podstawy (kąt pom. brzegiem blaszki a nerwem głównym: od 63° do 147°, przeciętnie ok. 99°), a jednocześnie —

bardzo ostre wierzchołki (kąąt pom. brzegiem blaszki u szczytu i nerwem głównym: od  $18^{\circ}$  do  $42^{\circ}$ , przeciętnie  $33^{\circ}$ ).

3) Liście także innych gatunków buków, jako to: *F. ferruginea* Ait. (= *F. grandifolia* Ehrh.) Ameryki Półn., *F. longepetiolata* Seem. z Chin, i japońskie: *F. Sieboldii* Endl. i *F. japonica* Maxim. — o ile dało się to ustalić z okazów zielnikowych — wykazują różne kombinacje kształtu szczytu i podstawy.

4) Wreszcie wśród zbadanych przeze mnie liści buków kopalnych, także nie dało się zauważyć korelacji między cechami 5 i 6.

**6. Kształt podstawy blaszki liściowej** (tab. XIX, kolumna i wiersz 6), który ujęliśmy liczbowo jako kąąt utworzony przez nerw główny i brzeg blaszki u podstawy (ryc. 12: b) ujawnia siedem korelacji, z tych ujemne są z: długością ogonków liściowych (1), stosunkiem długości blaszki do jej szerokości (4), położeniem największej szerokości (7) i odstępem pom. nerwami bocznymi w dolnej części blaszki (9), zaś dodatnie z: szerokością blaszki (3), różnicą między odstępami 10 i 9 (11) i kąątem, utworzonym przez nerw główny i boczny (12). Tylko dwie z nich są względnie ściśle, a to z cechą 4 i 12. Pomijając trzy współzależności rozpatrzone wyżej (patrz: C, tab. XX; A, tab. XXVII; A, tab. XXX), przejdźmy do czterech pozostałych.

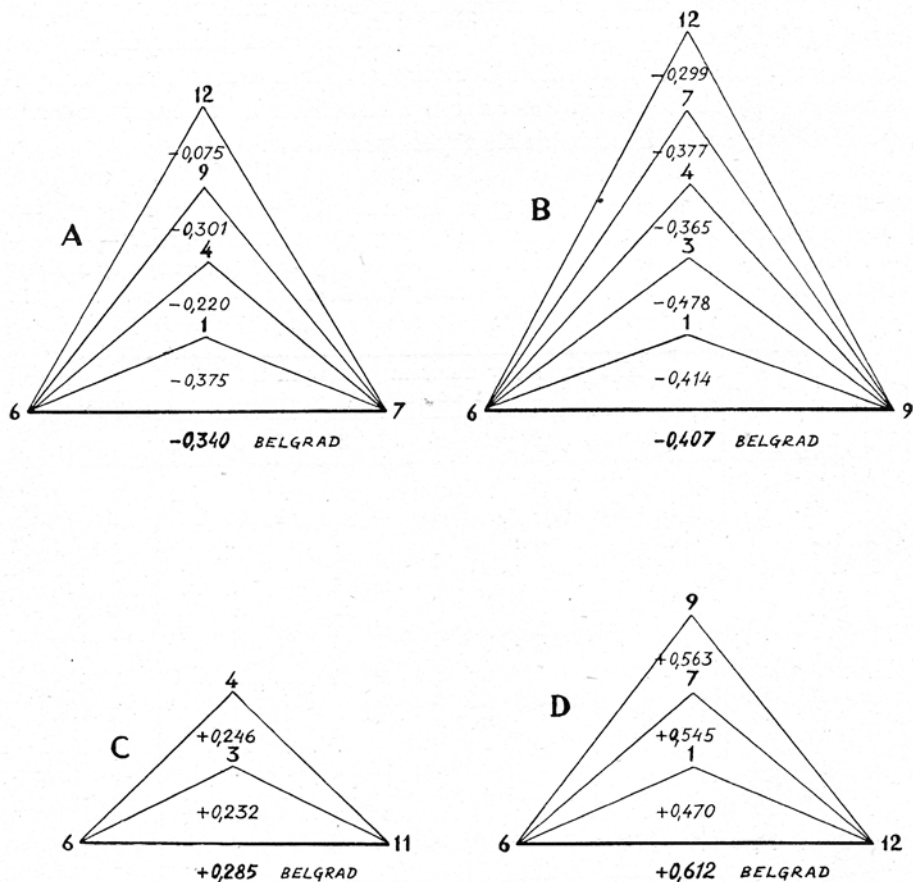
Wszystkie współzależności stwierdzone dla cechy 6 opierają się na zbadaniu jednej tylko próbki — buka z Belgradu — i dlatego wnioski dotyczące odnośnych korelacji mają wartość mniejszą, aniżeli w wypadku cech 1, 2, 3 i t. d.

Korelacja ujemna między cechami 6—7, „im szersza podstawa, tem niżej położona największa szerokość“, wykazuje słaby stopień ściśłości, a mają nań wpływ cechy: 1, 4, 9 i 12. Wylimitowanie cech 4 i 9 korelację rozluźnia, przy ustaleniu zaś kąąta (12), wartość  $r_{67}$  zbliża się do zera (patrz wykres A, tab. XXXI), dowodząc, iż mamy tu do czynienia ze związkiem pośrednim, wywołanym przez korelacje między cechami 6—12 i 7—12. Praktycznie rzecz biorąc niema to znaczenia i spodziewać się można, że np. *F. orientalis* ujawni ściślejszą korelację między kształtem podstawy i położeniem największej szerokości, aniżeli *F. silvatica*, gdyż ogonki liściowe pierwszego z tych gatunków podlegają mniejszej zmienności (wylimitowanie cechy 1 korelację pom. 6—7 zacieśnia), a kąąt większej, aniżeli u *F. silvatica*.

Ścisłość współzależności ujemnej pom. cechami 6—9, „im tępsza podstawa, tem mniejszy odstęp między nerwami bocznymi w dolnej części blaszki“, znajduje się pod wpływem zmienności aż pięciu cech, dowodząc jak skomplikowanym zjawiskiem są korelacje (patrz wykres B, tab. XXXI). Przy wylimitowaniu zmienności długości ogonków (1)



lub szerokości blaszek (3), korelacja pom. 6—9 nieco się zacieśnia, przy ustaleniu zaś cech: 4, 7 lub 12 — rozluźnia, największym jest przytem wpływ, jak w wypadku poprzednim, cechy kąt (12). Korelacja pozostaje miarodajną przy wszelkich zmianach wymienionych pięciu cech. Powrócimy do niej raz jeszcze, omawiając współzależność między cechami 6—12.



**Tab. XXXI.** Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (6) kształtem podstawy i: (7) położeniem największej szerokości (A); (9) odstępem pomiędzy nerwami boczn. doln. cz. bl. (B); (11) różnicą między odstępami 10 i 9 (C); (12) kątem pom. nerwem głównym i bocznym (D). — *Influence of different variates upon correlation between (6) shape of base of lamina and: (7) location of maximum width of lamina (A); (9) interval between side-nerves in lower part of lamina (B); (11) difference between upper and lower intervals (C); (12) angle of midrib and secondary (D).*

Wykres C, tab. XXXI, uwidacznia wpływ poszczególnych cech na małą ścisłość korelację pom. cechami 6—11: „im szersza podstawa, tem bardziej nierównomierna boczna nerwacja“.

Znaczny stopień ścisłości posiada korelacja dodatnia między kształtem podstawy (6) i kątem (12): „im szersza podstawa, tem większy kąt między nerwem głównym i bocznym“. Z ugrupowania liczebności tablicy korelacji XXXII widzimy, że regresje są prawdopodobnie prostolinijne, a więc wartość  $r$  dobrze oddaje stopień ścisłości tej współzależności. Otrzymalibyśmy z całą pewnością współczynnik o jeszcze większej wartości liczbowej, gdybyśmy mierzyli kąt między nerwem głównym i pierwszym od dołu nerwem bocznym, nie zaś drugim lub trzecim. Jednakże pierwszy od dołu nerw boczny, przebiegiem swym zbliżając się do zarysu blaszki u dołu, często tworzy łuk, utrudniający dokonanie dokładnych pomiarów.

Tab. XXXII. Korelacja między ( $x$ ) kątem utworzonym przez nerw główny i 2—3 od dołu nerw boczny a ( $y$ ) kształtem podstawy;  $r=+0,612$ . Belgrad. — *Correlation between ( $x$ ) angle of midrib and secondary and ( $y$ ) shape of lamina (angle of midrib and margin of lamina at base). Sample of *F. moesiaca* from Belgrad: 100 leaves from 100 trees.*

		(x) Kąt pomiędzy nerwem głównym a 2—3 od dołu bocznym w °										Razem	
		33	36	39	42	45	48	51	54	57	60		63
(y) Kąt pomiędzy nerwem głównym a brzegiem blaszki u podstawy w °	84	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	1
	81	.	.	.	.	.	1	.	.	1	1	.	3
	78	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	1
	75	.	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	2
	72	.	.	.	.	.	.	2	1	.	.	.	3
	69	.	.	.	.	.	.	4	.	.	.	.	4
	66	.	.	.	1	.	4	3	3	.	.	.	11
	63	.	.	.	2	3	1	.	1	1	.	.	8
	60	.	.	.	2	3	2	1	1	.	.	.	9
	57	.	1	.	2	4	1	3	.	.	.	.	11
	54	.	1	1	3	3	.	.	.	.	.	.	8
	51	.	.	4	1	4	.	.	.	.	.	.	9
	48	.	.	2	5	2	2	2	.	.	.	.	13
	45	.	2	2	1	3	1	.	.	1	.	.	10
	42	.	.	1	.	1	.	1	.	.	.	.	3
39	1	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	3	
36	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	1	
Razem		1	4	10	17	25	14	17	6	3	2	1	100

Na ścisłość korelacji między cechami 6—12 wpływa zmienność cech: 1, 7 i 9, (patrz wykres D, tab. XXXI). Kolejne ich wyeliminowanie współzależność nieco osłabia, jednakże wartość współczynników korelacji częściowej pozostaje miarodajna.

Spostrzeżenia dokonane nad cechą „kąt“ na podstawie dwóch próbek regionalnych *F. orientalis* i *F. silvatica* wykazały, że pierwszy z nich posiada najczęściej kąt bardziej ostry ( $39^\circ$ ), aniżeli drugi ( $48^\circ$ ),

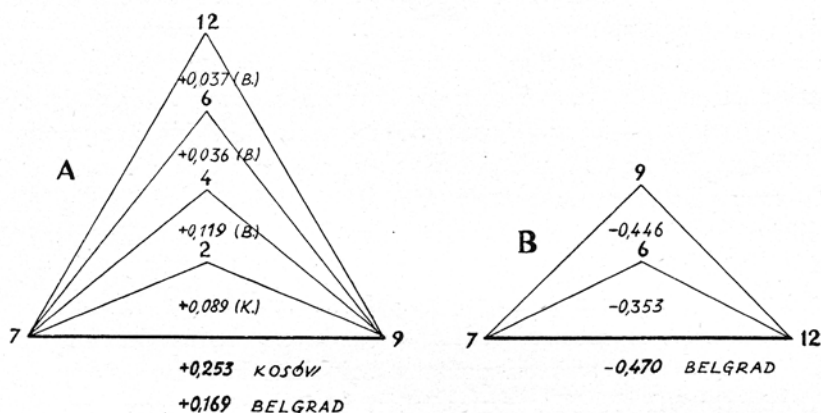
(patrz tab. X). Chociaż nie dokonaliśmy spostrzeżeń nad cechą 6 na podstawie tych próbek, możemy twierdzić, iż na skutek korelacji między cechami 6—12, blaszki liściowe *F. orientalis* będą częściej klinowate u podstawy, aniżeli blaszki *F. silvatica*.

Regresja wymiarów kąta 12 ( $x$ ) względem kąta utworzonego przez nerw główny i brzeg blaszki u podstawy ( $y$ ) wyniosła:  $+0,331 \pm 0,041$ , czyli na  $1^\circ$  przybytku kąta u podstawy, kąt pom. nerwem głównym i bocznym powiększa się tylko o  $0,33^\circ$ . Widzimy więc, że zmianom w kształcie podstawy towarzyszą w słabszym stopniu wyrażone zmiany w wymiarach kąta pom. nerwem głównym i bocznym. Jak się zdaje, korelacja między 6—12 winna ulegać rozluźnieniu w klasach wyższych, a to dlatego, iż kąt 12 ma mniejszą skalę zmienności, aniżeli kąt u podstawy. Tego stanu rzeczy nie oddaje tablica korelacji XXXII, gdyż liście próbki z Belgradu, jak zresztą wogóle buków Europy i Azji Mniejszej, rzadko są sercowate u podstawy; jeżeli jednak zwrócimy się do próbki *F. silvatica* z Pangerango, która zgodnie z korelacją „im krótszy ogonek, tem szersza podstawa“ jednoczy bardzo krótkie ogonki liściowe z często sercowatemi podstawami blaszek, o kącie osiagającym  $147^\circ$  (porównaj tab. XVII), zauważymy, że kąt utworzony przez nerw główny i boczny nie przekracza liczby  $63^\circ$  — tej samej liczby, którąśmy otrzymali jako górną wartość skrajną dwóch tylko próbek *F. moesiaca* (u *F. orientalis* i *F. silvatica* jest ona mniejsza). Prawdopodobnie mamy tu do czynienia z granicą plastyczności pod względem cechy 12.

**7. Położenie największej szerokości względem linii przecinającej w połowie nerw główny** (tab. XIX, kolumna i wiersz 7) ujawnia korelacje dodatnie z: długością blaszki (2), stosunkiem długości blaszki do jej szerokości (4) i odstępem pom. nerwami bocznymi w dolnej części blaszki (9), korelacje ujemne z: kształtem podstawy (6) i kątem utworzonym przez nerw główny i boczny (12). Tylko z cechami 4 i 12 niektóre próbki wykazały względnie ścisłą współzależność. Nierozpatrzone pozostały korelacje między cechami 7—9 i 7—12. Pierwsza z nich, „im niżej położona największa szerokość, tem mniejszy odstęp pom. nerwami bocznymi w dolnej części blaszki“, posiada bardzo wątpliwą wartość, gdyż tylko jedna z trzech próbek ujawniła jej ślady. Przy wyeliminowaniu zmienności której bądź z czterech cech: 2, 4, 6 lub 12 (patrz wykres A, ryc. 16) ujawnia się pośredniość związku między cechami 7 i 9.

Współzależność ujemna między 7—12, „im niżej położona największa szerokość blaszki, tem większy kąt między nerwem głównym i bocznym“ jest wartościowa z tego względu, iż pozwala na zrozumienie dlaczego liście buka z Pangerango, które cechuje mało ostry kąt 12 ( $M_0=54^\circ$ )

nienormalnie często posiadają najszerszą część blaszki przesuniętą poniżej linii 0—0 (ryc. 12 i 13), i dlatego blaszki *F. orientalis*, które charakteryzuje kąt 12 bardziej ostry ( $M_0=39^\circ$ ) są względnie często odwrotnie jajowate. Na ścisłość korelacji między 7 i 12 wpływa zmienność cech 6 i 9: wyeliminowanie ich pomniejsza nieco wartość współczynników korelacji, które jednak pozostają miarodajne.



Ryc. 16. Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (7) położeniem największej szerokości i: (9) odstępem pomiędzy nerwami bocznymi w doln. cz. bl. (A); (12) kątem pomiędzy nerwem głównym i bocznym (B).—Fig. 16. Influence of different variates upon correlation between (7) location of maximum width and (9) interval between side-nerves in lower part of lamina (A); (12) angle of midrib and secondary (B).

Jak widać z tab. V, *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca* cechuje słaba zmienność pod względem położenia największej szerokości blaszki liściowej: nie przekracza ona 10 mm powyżej i 9 mm poniżej linii, przecinającej w połowie nerw główny (patrz ryc. 12 i 13), a modalna w wszystkich próbek odpowiada lokalizacji największej szerokości właśnie na tej linii<sup>1)</sup>. To też powiększaniu się kąta 12 ( $x$ ) towarzyszy bardzo powolne przesuwanie się największej szerokości ( $y$ ) w kierunku podstawy.  $R_{yx}$  czterech zbadanych próbek wynosi:

<i>F. orientalis</i>	— 30 miejscowości . . . . .	—0,138 ± 0,045
<i>F. silvatica</i>	— 30 miejscowości . . . . .	—0,100 ± 0,038
<i>F. moesiaca</i>	— Kosów . . . . .	—0,213 ± 0,041
	— Belgrad . . . . .	—0,190 ± 0,036

<sup>1)</sup> Buk z Pangerango ma przesuniętą najszerszą część blaszki nienormalnie nisko, aż do—11 mm, w związku z mało ostrym kątem 12 i, co zatem idzie, szerokość podstawą (patrz tab. XVII).

czyli przy powiększaniu się kąta o  $1^{\circ}$  największa szerokość blaszki posuwa się w kierunku podstawy o około  $0,14\text{ mm}$  w wypadku *F. orientalis*, około  $0,10\text{ mm}$  u *F. silvatica* i około  $0,20\text{ mm}$  w wypadku *F. moesiaca*. Że istotnie między *F. silvatica* z jednej strony, a *F. moesiaca* z drugiej zachodzi w tym względzie różnica, świadczą poniżej zestawione wartości  $P$ , odpowiadające wartościom  $t$ , otrzymanym przy porównaniu różnicy między współczynnikami regresji czterech badanych próbek.

	<i>F. orient.</i>	<i>F. silv.</i>	<i>Kos.</i>
Belgrad .	0,4—0,3	0,1—0,05	0,7—0,6
Kosów .	0,3—0,2	0,05—0,02	—
<i>F. silv.</i> .	0,6—0,5	—	—

Ryzykujemy pomyłką tylko od jeden raz na 10 do dwa razy na 100 przyjmując, iż *F. silvatica* wolniej aniżeli *F. moesiaca* przesuwa najszerszą część blaszki ku podstawie (kolumna druga) i aż pięć do sześciu razy na 10, przyjmując że zachodzi w tym względzie różnica między *F. orientalis* i *F. silvatica* (kolumna pierwsza).

Różnica pod względem omawianej regresji może ułatwić odróżnienie wysokogórskich, drobnolistnych form *F. moesiaca* od obu innych: z powodu zmiany kształtu blaszki w położeniach wyższych, jak też w wyniku korelacji między cechami 4—6, 6—12, 6—7 i 7—12, ilość blaszek o najszerszej części zlokalizowanej poniżej linii 0—0, czyli jajowatych, winna znacznie wzrosnąć, a najwyraźniej winno się to zaznaczyć w wypadku *F. moesiaca*, jako ujawniającego największy współczynnik regresji cechy 7 ( $y$ ) względem cechy 12 ( $x$ ).

**8. Ilość nerwów bocznych** (tab. XIX, kolumna i wiersz 8) ujawnia tylko cztery korelacje, a mianowicie: z długością (2) i szerokością (3) blaszek — korelacje dodatnie, z największym odstępem między nerwami bocznymi w górnej części blaszki (10) i różnicą pom. odstępami w jej górnej i dolnej części (11) — korelacje ujemne. Zatrzymajmy się na korelacjach między cechami 8—10 i 8—11.

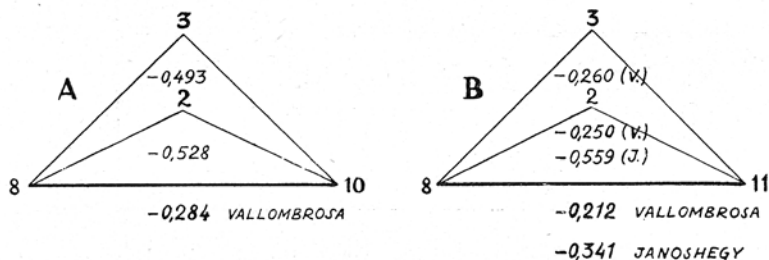
Współzależność pom. 8—10, „im mniej nerwów bocznych, tem większy odstęp między nimi w górnej części blaszki“, jest w bardzo znacznym stopniu zależna od zmienności cech: długość i szerokość blaszki (patrz wykres A, ryc. 17). Przy kolejnem wyeliminowaniu tych cech u próbki z Vallombrosa wartość liczbowa współczynnika  $r_{8\ 10}$  wzrasta prawie dwukrotnie. Cztery próbki, dla

których otrzymano współczynniki korelacji cech 8—10, wykazują bardzo różną wartość liczbową  $r_{8\ 10}$ , a mianowicie:

<i>F. orientalis</i> (mała próbka)	<i>F. silvatica</i> (Vallombrosa)	<i>F. moesiaca</i> (Belgrad)	<i>F. moesiaca</i> (Janoshegy)
—0,161	—0,284	—0,317	—0,453

Zmienność tych próbek pod względem cech: szerokość i długość blaszek, charakteryzując następujące wartości odchylenia średniego ( $\sigma$ )<sup>1)</sup>:

Szerokość 10,14	7,01	8,04	6,00
Długość 18,35	10,20	11,12	8,77



Ryc. 17. Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (8) ilością nerwów bocznych i: (10) największym odstępem pomiędzy nerwami boczn. w górn. cz. bl. (A); (11) różnicą między odstępami 10 i 9 (B). — Fig. 17. Influence of different variates upon correlation between (8) number of side-nerves and: (10) largest interval between side-nerves in upper part of lamina (A); (11) difference between upper and lower intervals (B).

Zestawienie to najzupełniej potwierdza wnioski, otrzymane przy badaniu korelacyj częściowych: ścisłość ujemnej korelacji między ilością nerwów bocznych i największym odstępem w górnej części blaszki zależy od stopnia zmienności badanej próbki pod względem wymiaru blaszek; gdy zmienność ta jest wielka, korelacja może się nie ujawnić (np. w wypadku próbki regionalnej *F. orientalis*)<sup>2)</sup>, gdy zmienność jest słaba, jak np. w wypadku próbki z Janoshegy, współczynnik korelacji wykazuje znaczną ścisłość współzależności, a w wypadkach pośrednich (próbki z Vallombrosa i Belgradu) — ślady korelacji.

Analogiczne uwagi dotyczą korelacji ujemnej między cechami 8—11, „im większa ilość nerwów bocznych, tem mniejsza różnica między ich odstępami górnej i dolnej części bla-

<sup>1)</sup> Wartość odchylenia średniego małej próbki regionalnej *F. orientalis*, po 1 liściu z 61 drzewa i 44 miejscowości, jest oczywiście mniejsza, aniżeli podana w tab. II i III dla próbki wielkiej.

<sup>2)</sup> Próbką lokalną, gdzie oczywiście zmienność szerokości i długości blaszek byłaby mniejsza, mogłaby ślady korelacji ujawnić.

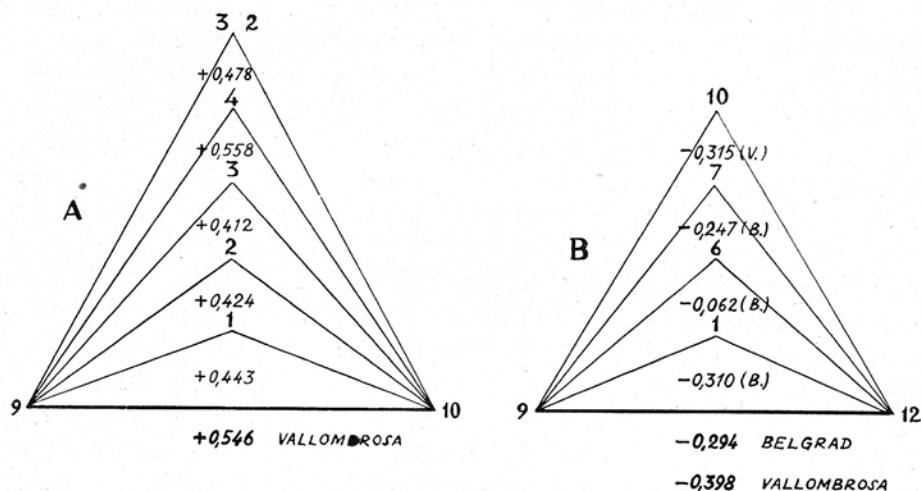
szki“, zbadanej na tych samych czterech próbkach, co w wypadku poprzednim. Wpływ wyeliminowania cech 2 i 3 na ścisłość współzależności pom. 8—11 uwidacznia wykres B, ryc. 17. Widocznie prócz tych dwóch cech w grę wchodzi niewzględzone przez nas czynniki inne, gdyż powyższe rozumowanie nie jest wystarczające dla zrozumienia braku korelacji między cechami 8—11 u próbki z Belgradu.

W związku z powyższymi wywodami łatwiejsze się staje zrozumienie niektórych osobliwości w morfologii liści *F. silvatica* i *F. orientalis*, pochodzących ze stanowisk o niekorzystnych warunkach klimatycznych. Zwróćmy się do charakterystyk liczbowych próbek form drobnolistnych, zestawionych w tab. XVIII. Jeżeli chodzi o cechy „ilość nerwów bocznych“ i „równomierność nerwacji“, to korelacja między nimi (8—11) zarysowuje się dosyć wyraźnie: próbki *F. orientalis* (z wyjątkiem czwartej) wykazują obok większej ilości nerwów małą różnicę między odstępami górnej i dolnej części blaszki (patrz wartości *Mo* i *M* cech 8 i 11), próbki zaś *F. silvatica* (z wyjątkiem ostatniej) jednoczą małą ilość nerwów ze znaczną różnicą wielkości odstępów. Że współzależność między cechami 8—11 jest jednak dosyć luźna świadczą próbki: 1, 4, 6 i 8, które posiadają w przybliżeniu jednakową ilość nerwów bocznych (7), a odpowiada jej bardzo rozmaity stopień równomierności nerwacji (może na skutek rozmaitego stopnia zmienności tych próbek pod względem cech „długość“ i „szerokość“).

**9. Odstęp między bocznymi nerwami w dolnej części blaszki** (tab. XIX, kolumna i wiersz 9) wykazuje sześć dodatnich i dwie ujemne korelacje. Dodatnie z cechami: długość ogonków (1), długość i szerokość blaszek (2 i 3), stosunek długości do szerokości (4), położenie największej szerokości (7), największy odstęp między bocznymi nerwami w górn. cz. bl. (10); ujemne z: kształtem podstawy (6) i kątem między nerwem głównym i bocznym (12). Rozpatrzmy korelacje między cechami 9—10 i 9—12.

Współzależność między 9—10, „**im większy odstęp między bocznymi nerwami w dolnej części blaszki, tem większy (największy) odstęp w jej części górnej**“, jest jedną z najbardziej ścisłych ( $r_{9,10}$  małej próbki *F. orientalis* osiąga wartość + 0,787). Najwidoczniej wynika ona z bezpośredniego związku między temi cechami, gdyż przy kolejnem wyeliminowaniu cech 1, 2, 3, 4, będących w korelacji z 9 i 10, współczynniki korelacji częściowej są miarodajne. Przy wyeliminowaniu „długości“ lub „szerokości“ ścisłość korelacji pomniejsza się, przytem wpływ cechy 3 jest silniejszy, aniżeli cechy 2; przy jednoczesnem ustaleniu tych obu cech, wartość  $r_{9,10}$  ulega mniejszej zmianie, aniżeli przy wyeliminowaniu każdej z osobna (patrz wykres A, ryc. 18). Słaby wpływ wyeliminowania cechy 4 jest wynikiem tego, iż próbka z Vallombrosa

nie ujawnia korelacji między cechami 9—4 i wykazuje tylko jej ślady pom. cechami 10—4.



Ryc. 18. Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (9) odstępem pomiędzy nerwami boczn. w doln. cz. bl. i: (10) największym odstępem w górn. cz. bl. (A); (12) kątem pom. nerwem głównym i bocznym (B). — Fig. 18. Influence of different variates upon correlation between (9) interval between side-nerves in lower part of lamina and: (10) largest interval between side-nerves in upper part of lamina (A); (12) angle of midrib and secondary (B).

Zestawiając wartości średnich odchyżeń ( $\sigma$ ) cech 1, 2, 3 i 4 czterech badanych próbek z otrzymanymi wartościami współczynników korelacji częściowej, można się łatwo przekonać, że najbardziej ścisła korelacja pom. 9—10 ujawniona przez próbkę *F. orientalis* wywołana jest największą zmiennością wymiarów blaszek tej próbki, że prawie równe wartości  $r_{9,10}$  u próbek z Vallombrosa i Dobrowy są wynikiem bardzo zbliżonych wartości  $\sigma$  cech 1, 2, 3 i 4 obu tych próbek i t. d.

Przyrost wielkości odstepu w dolnej części blaszki ( $x$ ) na jednostkę przyrostu największego odstepu w jej górnej części ( $y$ ) i odwrotnie wyniósł:

Pochodzenie próbki	$R_{xy}$	$R_{yx}$
<i>F. orientalis</i> (mała próbka regjon.) .	+ 0,706 ± 0,067	+ 0,877 ± 0,086
<i>F. silvatica</i> (Vallombrosa) . . . . .	+ 0,404 ± 0,062	+ 0,732 ± 0,113
<i>F. moesiaca</i> (Janoshegy) . . . . .	+ 0,253 ± 0,060	+ 0,564 ± 0,139
<i>F. moesiaca</i> (Dobrowa) . . . . .	+ 0,488 ± 0,067	+ 0,704 ± 0,098
<i>F. moesiaca</i> (Belgrad) . . . . .	+ 0,243 ± 0,070	+ 0,454 ± 0,130



Wszystkie powyższe współczynniki regresji są miarodajne. Z zestawienia wartości  $t$  różnic między współczynnikami regresji, osobno  $R_{xy}$ , a osobno  $R_{yx}$ , wynika, że w wypadku pierwszych z nich zaznacza się wybitna różnica ( $P < 0,01$  lub pom.  $0,05$  i  $0,02$ ) między próbkami *F. orientalis* z jednej strony, a *F. silvatica* i *F. moesiaca* z drugiej: buk wschodni ujawnia na jednostkę przyrostu odstepu górnego wiele większy przyrost dolnego, aniżeli dwa inne gatunki. Natomiast różnica w tym względzie między *F. silvatica* i *F. moesiaca* nie jest istotną: buk z Vallombrosa podobny jest do buka z Dobrowy, a próbki z Belgradu i Jasnohegy podobne są do siebie. Jak się zdaje w ten sposób uwydatnia się zależność omawianych regresyj (sprowadzających się do różnej szybkości wzrostu w poszczególnych częściach blaszki liściowej) od warunków klimatycznych (porównaj cz. I, str. 108). W wypadku regresji  $R_{yx}$  wartości  $t$  (różnic pom. współczynnikami  $R$ ) przeważnie odpowiadają tak znacznemu ryzyku pomyłki, że wszelkie wnioski byłyby niemiarodajne.

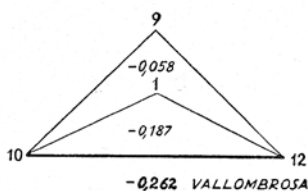
Porównanie obu regresyj ( $R_{xy}$  i  $R_{yx}$ ) dla każdej próbki z osobna wykazuje, że: 1. przyrost wielkości odstepu górnego jest większy, aniżeli dolnego (to też odstepy w górnej części blaszki są naogół większe, aniżeli w dolnej), 2. różnica między przyrostem wielkości odstepów górnej i dolnej części blaszki jest najmniejsza u próbki *F. orientalis*, a w porównaniu z nią wybitnie większa u próbki *F. silvatica*. Wynika stąd, że *F. orientalis* winien posiadać nerwację boczną bardziej równomierną, aniżeli *F. silvatica*. Stwierdziliśmy w cz. I, że tak jest istotnie (porównaj charakterystyki liczbowe cechy 11 obu gatunków, tab. IX i XVIII).

Cecha 9 ujawnia na niektórych próbkach ujemną korelację także z cechą 12: „im większy odstep między bocznymi nerwami w dolnej części blaszki, tem mniejszy kąt między nerwem głównym i bocznym“. Ponieważ bardziej ostrym kątem odpowiadają bardziej klinowate podstawy (porównaj str. 40), więc blaszki o podstawach klinowatych winny posiadać odstep między nerwami większy, aniżeli blaszki o podstawach tępych. Jednakże pamiętać należy, iż korelacja między cechami 9—12 jest mało ścisła i np. na małej regionalnej próbce *F. orientalis* nie znajduje potwierdzenia. Wartość  $r_{9,12}$  zależna jest od zmienności czterech cech (patrz wykres B, ryc. 18). Ponieważ przy ustaleniu kształtu podstawy (6) współczynnik korelacji zbliża się do zera, wnosimy, że między cechami 9 i 12 bezpośredniego związku nie ma.

**10. Największy odstep między nerwami bocznymi w górnej części blaszki** (tab. XIX kolumna i wiersz 10) ujawnia korelację dodatnie z cechami: długość ogonków (1), długość i szerokość bla-

szek (2 i 3), odstęp między nerwami bocznymi w doln. cz. bl. (9) i korelacje ujemne z ilością nerwów bocznych (8) i kątem między nerwem głównym i bocznym (12).

Współzależność między cechami 10—12, „im większy (największy) odstęp pom. bocznymi nerwami w górnej części blaszki, tem mniejszy kąt między nerwem głównym i bocznym“, jest bardzo luźna i na jednej z czterech próbek wcale nie ujawniła się (*F. orientalis*). Ponieważ korelacja ta całkiem się rozluźnia przy wyeliminowaniu zmienności cech 1 lub 9, wnosimy, że związek między cechami 10—12 jest pośredni (patrz wykres ryc. 19).



Ryc. 19. Wpływ poszczególnych zmiennych na ścisłość korelacji między (10) największym odstępem pom. nerwami bocznymi w górnej części blaszki i: (12) kątem pom. nerwem głównym i bocznym.—Fig. 19. Influence of different variates on amount of correlation between (10) largest interval between side-nerves in upper part of lamina and (12) angle of midrib and secondary.

**11. Różnica między odstępami w górnej i dolnej części blaszki** (tab. XIX, kolumna i wiersz 11) wykazuje trzy dodatnie i dwie ujemne korelacje; wszystkie bez wyjątku są mało ścisłe i na wielu próbkach nie ujawniają się wcale. Świadczą one przeważnie o związkach pośrednich między cechami (np. między cechami: 11—2, F, tab. XXII, 11—3, C, tab. XXVII i 11—4, E, tab. XXX). Korelacja dodatnia pom. 11—6 (C, tab. XXXI) być może jest wynikiem związku bezpośredniego między temi cechami, lecz korelacja ujemna pom. 11—8 (B, ryc. 17) jest prawdopodobnie uwarunkowana związkiem pośrednim między temi cechami, to też jedna z próbek *F. moesiaca* nie ujawnia jej wcale.

**12. Kąt między nerwem głównym i bocznym** (tab. XIX, kolumna i wiersz 12) wykazuje korelacje ujemne z cechami: długość ogonka (1), położenie największej szerokości (7), odstęp między nerwami bocznymi w dolnej i górnej części blaszki (9 i 10) i dodatnią z kształtem podstawy (6). Ta ostatnia, o znacznym stopniu ścisłości ( $r_{126} = +0,612$ ), jak również korelacja między cechami 12—7, widocznie wynika ze związku bezpośredniego między odpowiednimi cechami. Nie da się tego powiedzieć o trzech pozostałych korelacjach: pom. 12—1, 12—9 i 12—10; ślady ich ujawniają nie wszystkie próbki *F. moesiaca* i *F. silvatica*, *F. orientalis* zaś wcale ich nie wykazuje (patrz: F, tab. XX; B, ryc. 18; ryc. 19). Współzależność ujemna „im większy kąt między nerwem głównym i bocznym w dolnej części blaszki, tem niżej znajduje się największa jej szerokość“, chociaż wyka-

zuje współczynniki o niewielkiej wartości liczbowej, świadczące o dosyć luźnej korelacji pom. 12—7, ważna jest z tego względu, iż ujawnia się na próbkach tak *F. orientalis*, jak *F. silvatica* i *F. moesiaca*. Z powodu braku danych pomiarowych dla cechy „kształt podstawy“ nie mamy dowodów liczbowych aby móc twierdzić to samo w odniesieniu do korelacji pom. 12—6, lecz spostrzeżenia zdają się przemawiać za istnieniem jej w wypadku trzech rozpatrywanych buków.

**13. Ukształtowanie brzegu blaszki** (tab. XIX, wiersz 13) nie ujawniło związków korelacyjnych z żadną z 12-u rozpatrywanych cech. Na podstawie spostrzeżeń przypuszczać można, że cecha 13 winna wykazać współzależność z unerwieniem brzegu blaszki, a więc przebiegiem, gęstością i t. d. nerwów 3-go rzędu.

Nasza analiza korelacyj między trzynastoma cechami liści buków jest niezupełną, gdyż pominieliśmy wypadki gdy wartość liczbową współczynników korelacji świadczy o zupełnym braku korelacji, zaś korelacje częściowe, otrzymane po wyeliminowaniu cech innych, mają wartość liczbową, ujawniającą istnienie współzależności między badanymi cechami. W wypadkach tych korelacja zamaskowana jest na skutek wpływu cech trzecich.

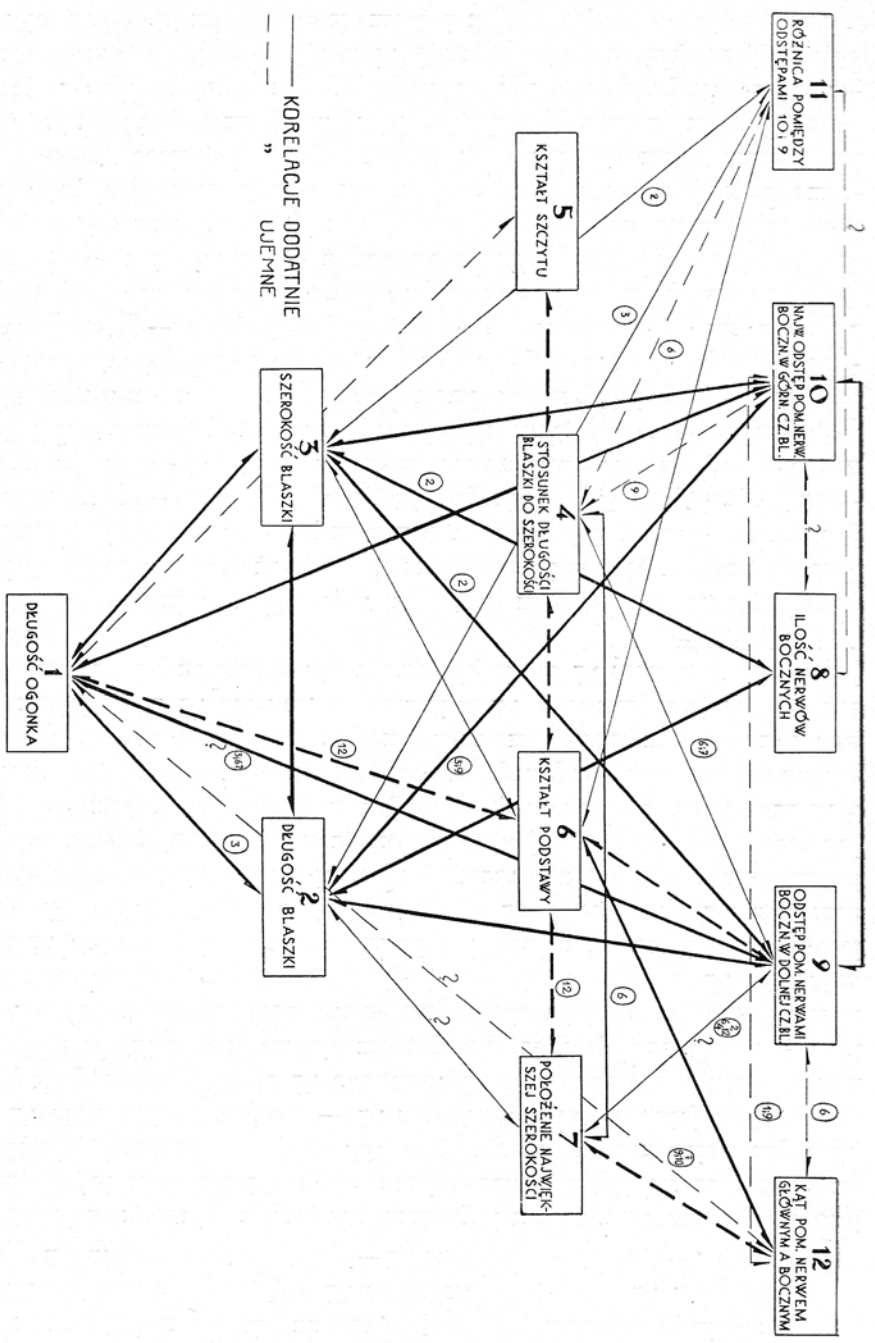
Na podstawie tabeli XIX ułożyliśmy schemat mający zobrazować zjawisko zmienności liści buków *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca* pod względem dwunastu cech (ryc. 20). Możemy na nim z łatwością odszukać wszystkie „trójkąty“, z którymi mieliśmy do czynienia przy analizie korelacyj częściowych. Grubymi linjami oznaczono związki korelacyjne, stwierdzone na wszystkich lub na znacznej większości zbadanych próbek, a przytem — względnie ściśle ( $r =$  około 0,300 — 0,400 i więcej); cienkimi — korelacje o bardzo małej ścisłości, lub takie związki, które dla większości próbek wykazały brak korelacji, lub tylko ślady jej, a dla jakiejś jednej próbki ujawniły ściślejszą współzależność (np. pom. cechami 1—12). Dwie linje średniej grubości odnoszą się do korelacji między cechami 4—7 i 8—10, które ujawniły współzależną zmienność na próbkach *F. silvatica* i *F. moesiaca*, lecz nie wykryto jej u *F. orientalis*. — Linje całkowite odnoszą się do korelacji dodatnich, linje przerywane — do ujemnych. Zera w pobliżu linii oznaczają, że odpowiednia korelacja nie jest wynikiem związku bezpośredniego między badanymi cechami, a liczby wewnątrz zer wskazują przy wyeliminowaniu których cech pośredniość związku została wykryta. Pytajniki odnoszą się do korelacyj będących wynikiem

związków prawdopodobnie także pośrednich, dla udowodnienia czego brakowało odpowiednich danych.

Schemat uwidacznia wyraźnie, iż zmienność trzech badanych buków podlega jednakowej regularności; polega ona na tem, że gdy w czasie lub przestrzeni następują zmiany sprzyjające wydłużeniu się ogonków liściowych (np. na skutek zwiększenia wilgotności powietrza), towarzyszy temu powiększenie się wymiarów blaszek, które zmieniają przytem swój kształt w kierunku większej podługowatości (czyli stosunek długości do szerokości zwiększa się), powiększenie ilości nerwów bocznych, odstępów między nimi, wreszcie kształtu podstawy, która staje się bardziej klinowata. Ta zmiana jest spowodowana lub ma swem następstwem pomniejszenie kątów między nerwem głównym i bocznym i przesunięcie najszerszej części blaszki ku szczytowi, czyli pojawienie się w większej ilości liści odwrotnie jajowatych. Zasadnicze te zmiany zachodzą będą bez względu na to, z którym z trzech buków mamy do czynienia (jednakże korelacje z cechą „kształt podstawy“ wymagają potwierdzenia u gatunków *F. orientalis* i *F. silvatica*). — Prócz tego może zajść także szereg zmian mniejszych (jak np. zmiana w kształcie szczytu, równomierności nerwacji bocznej — na skutek współzależności między cechami 1—2 i 3—6), o których tu mówić nie będziemy, gdyż dotyczą one śladów korelacji, często nie ujawnionych ani na próbkach *F. silvatica*, ani *F. orientalis*. Z ważniejszych współzależności tylko między cechami 4—7 jest dość ścisła u *F. silvatica*, luźna — u *F. moesiaca* i zupełnie nie ujawniająca się u *F. orientalis*, jednakże dla całokształtu zmian, które zajdą, nie będzie to miało znaczenia, gdyż przesunięcie ku górze największej szerokości ujawni się także w wypadku *F. orientalis*, lecz nie na skutek korelacji pomiędzy cechami 4—7, a w wyniku związku między 7—12.

Jednakowy dla trzech buków przebieg zmian, który narysowaliśmy powyżej, jest wyrazem bliskości systematycznej *F. orientalis*, *F. silvatica* i *F. moesiaca*. Dalsze badania pokażą, czy buki mniej spokrewnione z wymienionymi nie ujawnią takiej samej regularności w zmienności liści, czy nie byłby nasz schemat odpowiednim dla całej rodziny *Fagaceae*.

Jednakowy kierunek zmian nie oznacza bynajmniej, aby nasilenie ich było jednakie; podkreślaliśmy już kilkakrotnie, że różne tempo zmian, wyrażające się w różnej wartości liczbowej współczynników regresji, czasami pozwala na odróżnienie od siebie tych trzech jednostek systematycznych. Dla każdego z trzech buków jednakowemu podłużeniu się ogonków towarzyszyć będzie różne powiększenie się



Ryc. 20. Korelacje między cechami liści buków: *F. orientalis*, *F. sibirica* i *F. moesica*. — Fig. 20. Correlations between the characters of the leaves *F. orientalis*, *F. sibirica* and *F. moesica*. ——— positive correlations, - - - - negative correlations.

\*

blaszek. Widzieliśmy, że na przykład na 1 mm przyrostu długości ogonka, przybytek blaszki na długość w przybliżeniu wyniósł:

<i>F. orientalis</i>	<i>F. silvatica</i>	<i>F. moesiaca</i>
2,6 mm	1,6—1,7 mm	2,3—2,6 mm

Chociaż zgodnie z „regułą zmiany kształtu“ stosunek długości blaszki do jej szerokości ulegnie powiększeniu, czyli blaszki staną się (przeciętnie) stosunkowo węższe, największe wydłużenie uzyskają liście *F. orientalis*, mniejszą — *F. moesiaca*, a najbardziej zbliżone do okrągłych pozostaną liście *F. silvatica*. Potwierdzeniem takiego stanu rzeczy jest również porównanie między sobą regresyj szerokości blaszki względem jej długości, które dobrze uwydatnia większy przyrost blaszek na szerokość, przy wydłużeniu się ich o jednostkę, u *F. silvatica*, aniżeli *F. orientalis* (porównaj str. 18). Różnica w tempie zmienności między *F. orientalis* z jednej strony, a *F. silvatica* i *F. moesiaca* z drugiej, uwydatnia się dobitnie przy porównaniu przyrostu wielkości odstępów między bocznymi nerwami w dolnej części blaszki (porównaj str. 47), a zmiany w położeniu największej szerokości względem linii przecinającej w połowie nerw główny, przypadające na jednostkę przybytku w wymiarach kąta pom. nerwem głównym i bocznym, są nieco mniejsze u *F. orientalis*, aniżeli u *F. silvatica*, najszybsze zaś tempo zmian w tym względzie ujawniają liście *F. moesiaca* (porównaj str. 42).

Gdyby schemat nasz (ryc. 20) był modelem o rozciągliwych niciach, za pośrednictwem których zmiany zachodzące w jednej z cech udzielałyby się innym, będącym z nią w łączności, jednakowe w swej sile zmiany w cesze np. „długość ogonków liściowych“ wywołałyby w wypadku każdego z trzech buków inne zmiany w cechach 2, 3, 5 i t. d., czyli powstałby przeciętnie inaczej ukształtowany liść.

W wyniku badań nad częściowymi korelacjami przyszlizmy do wniosku, że tylko nieznaczna część spostrzeżonych korelacyj, około 11—12 z ogólnej liczby 36 (patrz ryc. 20) przemawia za istnieniem związków bezpośrednich między odnośniami cechami, reszta — z pewnością lub prawdopodobnie wywołane są związkami pośrednimi. Rzecz ta jest bez znaczenia jeżeli chodzi o wyjaśnienie regularności w jednocześnie zachodzących zmianach szeregu cech jakiejś populacji, ustalenie schematu zmienności jakiejś jednostki systematycznej. W takich wypadkach, nie wchodząc w istotę rzeczy, stwierdzamy poprostu, że np. wraz z wydłużeniem się ogonków wzrasta długość blaszek. Jest dla nas rzeczą obojętną, że w istocie związek między cechami 1 i 2 jest czysto powierzchniowy, a wynika ze związków głębszych — między cechami 1—3 i 2—3. Natomiast dla genetyka, który widzi przyczynę korelacji cech

w lokalizacji odpowiednich genów (lub grup genów) w jednym chromozomie, czyli w zjawisku sprzężenia czynników genetycznych, tylko korelacje będące wyrazem związków bezpośrednich zasługują na uwagę, gdyż są one wynikiem prawdopodobnie konstytucji wewnętrznej badanej populacji. Nie znaczy to jednak, iż wszystkie korelacje uznane przez nas jako wynikające ze związków bezpośrednich między odnośnymi cechami, mają genotypowe podłoże, a to dlatego, że 1) badania nasze wykonaliśmy nie nad wszystkimi cechami buków, ani nawet wszystkimi cechami ich liści, lecz tylko nad trzynastoma, 2) sąd w tym względzie wydawaliśmy eliminując cechy kolejno po jednej, lub najwyżej po dwie; wyniki może byłyby inne, gdyby wszystkie cechy związane korelacyjnie z obydwiema badanymi były wyeliminowane jednocześnie. Zdaje się, że pewnym kryterjum pomocniczym w tym względzie mógłby być stopień zmian wywołany przez wyeliminowanie poszczególnych cech: jeżeli naprzykład w wypadku korelacji między długością i szerokością blaszki (wykres A, tab. XXII) współczynniki korelacji częściowej mało się różnią od współczynnika korelacji całkowitej, jest rzeczą wielce prawdopodobną, że mamy tu do czynienia ze związkiem bezpośrednim, na podłożu genotypowym. Na tej podstawie możnaby przypuszczać, że korelacje między długością blaszki i ilością nerwów bocznych (C, tab. XXII), między stosunkiem długości blaszki do jej szerokości i kształtem podstawy (A, tab. XXX), między tą ostatnią, a kątem utworzonym przez nerw główny i boczny (D, tab. XXXI), między odstępami w dolnej i górnej części blaszki (A, ryc. 18) są wyrazem konstytucji genotypowej.

Otrzymane wartości  $r$  dla wymienionych korelacji całkowitych oczywiście nie mogą być miarą stopnia ścisłości sprzężenia odpowiednich czynników kumulatywnych<sup>1)</sup>, gdyż jak widzieliśmy wartość  $r$  ulega mniejszym lub większym zmianom w zależności od stopnia zmienności cech innych, będących w korelacji z obydwiema badanymi, a ta znow zmienność zależy od warunków zewnętrznych. To też wartości otrzymanych współczynników dają nam pojęcie tylko o ścisłości korelacji fenotypowej;<sup>2)</sup> dopiero po wyeliminowaniu wszystkich wpływów postronnych moglibyśmy dotrzeć do istoty rzeczy (por. str. 15). Jednakże i w tej postaci fenotypowej dają one już pewne wyobrażenie o ścisłości korelacji genotypowej, jeżeli uwzględnimy wartości współczynników korelacji częściowych. Jest naprzykład rzeczą bardzo praw-

<sup>1)</sup> Cechy ilościowe, z którymi to przeważnie mieliśmy do czynienia, zależą od czynników genetycznych zwanych polimerycznymi lub kumulatywnymi (patrz: Malinowski, 17, rozdz. IV.; Johannsen, 13, str. 489).

<sup>2)</sup> O korelacji fenotypowej i genotypowej patrz: Johannsen, 13, rozdział XXV.

dopodobną, iż współzależność między cechami „długość — szerokość blaszek“ jest w istocie swej o wiele ściślejsza, aniżeli współzależność między ilością nerwów bocznych i długością blaszek.

Na zakończenie zwróćmy się raz jeszcze ku schematowi ryc. 20. Dotąd mowa była o tem, które z cech wykazują współzależność w swej zmienności, obecnie zwróćmy uwagę na to, które z nich są mniej lub więcej niezależne. Z cech warunkujących kształt, długość ogonków wykazuje związek korelacyjny z 5 i 6, nie jest natomiast współzależna ani z 4, ani z 7; z cech dotyczących nerwacji — nie jest ona współzależna z ilością nerwów bocznych i „różnicą“. Jednakże 1, 2, 3, 8, 9 i 10 stanowią kompleks cech, związanych pomiędzy sobą tak licznymi korelacjami, iż zmiany w jednej z nich, muszą się odbić na wartości innych. Dlatego podobieństwo dwóch porównywanych próbek, należących do tej samej populacji (odmiany, gatunku i t. p.), ujawnione pod względem jednej z tych cech, pociąga z konieczności podobieństwo (a przynajmniej nieznaną różnicę) pod względem innych. Z cech warunkujących kształt, trzy — 4, 6, 7 — wykazują wzajemny związek, lecz czwarta — kształt szczytu — współzależna jest tylko z cechą „stosunek długości blaszki do jej szerokości“. Daje to nam ważną wskazówkę, dotyczącą form kopalnych, dostępnych nieraz tylko w formie fragmentarycznej: z kształtu szczytu nie można wyciągać wniosku o możliwym ukształtowaniu podstawy lub lokalizacji największej szerokości blaszki.

Pomijając cechę „ukształtowanie brzegu blaszki“, która nie ujawniła współzależności z żadną z dwunastu badanych przez nas cech ilościowych, największą i bardzo wyraźnie zaznaczoną niezależność wykazuje cecha „kąt między nerwem głównym i bocznym“: prócz dwóch korelacji, prawdopodobnie wynikających ze związków bezpośrednich, z cechą 6 i cechą 7, ujawnia ona związki luźne z cechami: 1, 9 i 10. Różnica między odstępami górnym i dolnym (10 i 9) zdaje się wykazywać tylko jeden związek bezpośredni, a to z kształtem podstawy (6), lecz jest on mało ścisły ( $r = +0,285$ ). Tłumaczy nam to, dlaczego otrzymaliśmy wyniki różne przy porównaniu kilku próbek lokalnych *F. silvatica* i *F. moesiaca* na podstawie wartości przeciętnych ( $M$ ) i zmienności względnej ( $v$  — patrz tab. XI i str. 81, cz. I), w zależności od tego, czy porównanie dotyczyło kompleksu cech 1, 2, 3, 8, 9 i 10, czy też cechy „kąt“ (12) i „różnica“ (11). Przypomnijmy, że regularność, która dała się spostrzec przy porównaniu tych próbek pod względem cech 1, 2, 3, 4, 8, uległa kardynalnej zmianie, gdyśmy je porównali pod względem cechy 12. Natomiast cecha 11 z zadziwiającą dokładnością ujawniła różnice



i podobieństwa z temi samemi próbkami co cecha 12 (patrz tab. XI). Zdawałoby się wobec tego, że „kąt“ i „różnica“ winny być pomiędzy sobą w korelacji, jednakże zestawienie zmienności względnej ( $v$ ) tych samych próbek wykazało, że kolejność próbek uszeregowanych podług wzrastającej zmienności względnej dla cechy 11 jest zupełnie inna, aniżeli przy uwzględnieniu cechy 12. Stąd jasna ich wzajemna niezależność. Natomiast współzależność cech 1, 2, 3, 4 i 8 (prawdopodobnie także 9 i 10) zarysowuje się wyraźnie, wyrażając się w tem, że uszeregowanie próbek *F. silvatica* i *F. moesiaca* według zmienności względnej każdej z tych cech jest bardzo podobne (patrz str. 81, cz. I).

Studjum niniejsze wykazało, że nawet tak zmienny obiekt, jakim jest liść, może oddać cenne przysługi przy rozróżnianiu jednostek systematycznych. Niezbędne jest do tego posługiwanie się metodami biometryczno-statystycznymi. Szczególnie wartościowe są studia nad korelacjami, gdyż pozwalają one dojrzeć pod powłoką zewnętrzną, fenotypową, tu i owdzie przebłyśki konstytucji wewnętrznej, wyczuć istotę rzeczy.

### Summary of part II.

Parallely to the study of one variate (Part I), investigations were made on the co-variation of two variates. In the study of correlations an endeavour was made to solve three problems:

1. To establish the presence and the degree of an association. To this end the correlative variability of thirteen characters of the beech leaves was probed, and over 200 correlation tables arranged. For most of these the correlation coefficients ( $r$ ) were calculated. The total correlations were calculated from the equation given on p. 2. To test the significance of the correlation, use was made of the Table V. A. of Fisher (12, p. 176) for samples of less than 100 observations, and of the Table of  $t$  (l. c. tab. IV) for samples of a greater dimension,  $t$  being calculated from the formula given in Fisher, l. c. p. 159. — In table XIX (outside the text) are given: in heavy print — the obtained values of the correlation coefficients corresponding to  $P$  equal or smaller than 0,02, in italics the values of  $r$  corresponding to  $P=0,05$  or between 0,05 and 0,02, in ordinary print — the values testifying to lack of correlation. In many instances where lack of correlation was obvious at sight, the calculation of the value of  $r$  was omitted, these cases being marked in table XIX with a dash.<sup>1)</sup>

2. To establish what changes take place in one of the two characters associated ( $x$ ), when the other ( $y$ ) diminishes or increases by a unit, in other words — what is the regression of  $x$  on  $y$ . The regression coefficients  $R_{xy}(b_1)$  and  $R_{yx}(b_2)$  were calculated and their significance, as well as the significance of the difference between the

<sup>1)</sup> The numeration of tables and figures is sequent to that of Part I.

regression coefficients observed for different samples, was tested according to the formulae given on p. 3. Since the values of  $\sigma$ , for almost all samples dealt with, are given in tables I—X (Part I) and the values of  $r$  are summarized in table XIX, all the indispensable data for calculating  $R$  are available.

3. To establish on what depends the difference in different samples in the value of  $r$  for the same pair of characters studied. To investigate this, large application was made of the formulae for calculating the partial correlations (Fisher, l. c. pp. 153 and 154). In about ninety cases the influence of the elimination of one variate was tested, in a few cases — also the effect of the elimination of the two variates. The changes which take place in the value of the total correlation coefficient when the variation of the third variate correlated with the two studied, or the third and fourth, is eliminated, were diagrammed in the shape of triangles (see tables XX, XXII etc.), where the number of the triangles having a common base corresponds to the number of the characters correlated with the two studied. — For example, when on diagram *A*, tab. XX, three triangles have a common base, and in diagram *D* of the same table — five, it means that in the former case, three characters correlated with 1 and 2 are dealt with, in the latter case — five characters influence the degree of the association between variates 1 and 9. The numerals on both sides of the base denote the numbers of the characters studied (the numbering being the same as in Part I), while the figure at the top of each triangle indicates the number of the character subject to elimination. Below the base of each group of triangles is given the coefficient of the total correlation (in heavy italics), the name of the respective sample being marked beside it<sup>1</sup>). Inside the triangles are to be found the coefficients of the respective partial correlations (in ordinary italics). For instance, in the case of diagram *A*, tab. XX, the total positive correlation between length of petioles (1) and length of lamina (2),  $r_{12}$ , is + 0,410; the partial correlation between the same pair of variates,  $r_{12,3}$ , amounts to only + 0,023 (which proves that the correlation between characters 1 and 2 is extrinsic).

From table XIX it is seen that the values of the correlation coefficients are different for the different samples. Most often either all of them are significant (corresponding to  $P$  less than 0,05), or all are insignificant, independently of the taxonomic difference in samples. More rarely, one or more values of  $r$  testify to lack of correlation, while others, again, quite independently from the taxonomic difference between the samples, show its presence, though in a low degree only (compare the value of  $r$  for pairs of characters: 1—9, 1—12, 2—7 etc.). In two cases only (enclosed in thick edgings on table XIX) the lack of correlation for one sample and its presence for others coincides with taxonomic non-identity. Such is the case with characters 4—7 and 8—10.

For ten characters out of thirteen, the association in the variability between each pair of characters was investigated on the basis of samples of *F. orientalis*, *F. silvatica*, and *F. moesiaca*. This was not possible in relation to characters 5, 6, and 13, for which the observations were obtained only for one sample of *F. moesiaca* (Belgrad). Notwithstanding this, it may

<sup>1</sup>) When dealing with character 6, and some others, the value of  $r$  is given also for another sample for which the observations concerning these characters have been made.

be assumed that the correlative variability of the leaves of beeches (at least as far as dealt with in the present study) is subject to the like regularities, independently of the species. The whole of the following study gives evidence to this effect.

In analysing the correlations the same order is maintained as that in Part I, i. e. the character dealt with first is: length of petioles (1), and then follow those determining: size of lamina (characters 2 and 3), shape of lamina (characters 4, 5, 6, and 7), nervation (characters: 8, 9, 10, 11, and 12), and shaping of margin of lamina (13).

**1. The length of the petioles** (tab. XIX, column 1) displays positive correlations with characters 1, 3, 9, and 10, and negative correlations with characters 5, 6, and 12. The value of  $r$  testifies in most cases to a low degree of the association:

Six groups of triangles on table XX represent the diagrammed results of our investigations on partial correlations. — The degree of correlation between characters 1—2 (*A*) — „the longer the petioles, the greater the length of the leaves“ — is influenced by the variability of characters 3, 9, and 10. When variate 3 is eliminated, the correlation becomes inefficient, whence we may infer that the extrinsic correlation  $r_{12}$  is caused by the associations between character 3 with characters 1 and 2. A similar analysis of the other correlations mentioned above leads to the conclusion that only the correlations between 1—3 (*B*) and 1—10 (*E*) are probably intrinsic, while those between 1—2 (*A*), 1—6 (*C*), and perhaps between 1—12 (*F*), are extrinsic<sup>1)</sup>. It was not possible to examine more closely the association between 1—5 on account of character 5 being otherwise associated with character 4 only, which, in its turn, displays no association with character 1.

The correlation between 1—6 — „the longer the petiole, the broader the base“ — though tested on one sample only, viz. that of *F. moesiaca* from Belgrad, seems to hold true also for *F. silvatica* (see tab. XVI: 2, 3, 7, 9, 10, and tab. XVII). Since the table of correlation (tab. XXI) displays a rather considerable departure of the regression lines from the linearity, it may be supposed that characters 1 and 6 are even more closely associated than is given by the value of  $r_{16}$ . Yet it must not be forgotten that this is an extrinsic correlation, caused by the associations of character 12 with characters 1 and 6.

The study of regressions shows that: when the petiole ( $y$ ) becomes longer by a unit, say 1 mm, the length of the lamina ( $x$ ) increases approximately by 2,6 mm in the case of *F. orientalis*<sup>2)</sup>, by 2,3 and 2,6 mm for samples of *F. moesiaca*, from Dobrova and Kosów respectively, and by 1,6 and 1,7 mm in the case of the samples of *F. silvatica*, from 44 localities and Vallombrosa. (Values of  $R_{yz}$  are given on p. 10). Thus the difference between the

<sup>1)</sup> The correlation between the width of the lamina (3) and the length of the petiole (1) is displayed not only by the leaves of beeches but also by many other genera: for instance the broad lamina in leaves of poplar, birch and maple coincides with a very long petiole, and the narrow leaves of willows, *Nerium oleander*, *Hippophaë*, *Elaeagnus* and *Eucalyptus* are short-petioled.

<sup>2)</sup> In our study on correlations, besides the entire samples of *F. orientalis* and *F. silvatica*, consisting of 350 leaves, use was made of two small samples of the two species; in this case only one leaf measured from each of 61 trees (every first from the list of observations) and 44 localities was taken into account.

three beeches shows itself also in the different degree of changes occurring in one character, when the second, correlated with it, is subject to variation.

**2. The length of the lamina** (table XIX, column and row 2) displayed seven positive correlations, the coefficient  $r$  being of a considerable value in the case of characters: 1, 3, 8, 9, 10, but of a smaller value, or even sometimes ineffective, for characters 7 and 11. Most important are the correlations between 2—3 and 2—8. The former — „the greater the length of the lamina, the greater its width“ — was found for all samples tested, related to the three beeches in question. As may be seen from tables of correlations XXIII and XXIV, the regressions are linear, therefore the values of  $r$  obtained give a correct idea on the degree of the association between characters 2 and 3. Diagram A, tab. XXII, shows that this degree is influenced by characters 1, 8, 9, 10, 11. Yet this dependence is a loose one, for subsequent elimination of the above characters produces only a small reduction of the value of  $r_{23}$ . The smallest value of  $r_{23}$  is peculiar to the sample of *F. moesiaca*, especially to that from Janoshegy. From diagram A, tab. XXII, it follows that the smaller the variability in characters 1, 8, 9, 10, the more closely do they approach the state of total elimination, i. e. the smaller is the value of  $r_{23}$ , the influence of character 3 being of most decisive importance. The value of the standard deviation ( $\sigma$ ) of the four local samples tested confirms this to a considerable degree (see p. 14). The smaller degree of the correlation between 2—3 in the sample from Janoshegy, as compared with that from Vallombrosa, corresponds to the smaller value of  $\sigma$  of the former sample for characters 1, 8, 9; its greater variability in relation to character 10, which ought to raise the association between 2—3, is probably not sufficient to balance the smaller variability of the same sample in respect to as many as three characters — 1, 8, 9.

From the above one obtains the impression that the correlation coefficient  $r_{23}$  consists of some basic value, which is independent of the degree of variation of characters 1, 8, 9, 10, and an additional value, which differs for each sample, this latter being the expression of the fluctuating variability in the characters spoken of. The approximation of the basic value, which is probably different for each of the three beeches, might have been obtained by simultaneously eliminating the above four characters.

Tables of correlations XXIII and XXIV bring out the following differences between *F. orientalis* and *F. silvatica*:

1. The scale of variability is in general much greater for *F. orientalis*, this is seen especially in character 2, to a lesser degree — in character 3;

2. The variation within the columns is mostly greater for *F. orientalis*, while there is no great difference between the two species in the variation within the rows; this means that, of the two, *F. orientalis* is subject to a greater variation in relation to character 2.

3. In the sample of *F. orientalis*, 99 leaves out of 350, i. e. approximately every fourth leaf, display a ratio of the length of the lamina to its width greater than 2,00. In the sample of *F. silvatica*, out of a total of 350, the length is twice as much as the width or more in only five leaves. The distribution of frequencies on both sides of the broken line denotes the numerical relation of the elongated leaves to the rotundate ones: frequencies located to the left

of it relate to the narrow leaves (ratio of length to width — 2,00 or more), those situated to the right of it — to the rotundate or elliptical ones, which are less narrow than in the previous group (ratio of length to width less than 2,00).

4. In the sample of *F. silvatica* two modes are noticeable: the upper, corresponding to leaves 80 mm long and 50 mm broad, hence to the ratio 1,60, and the lower — for variates 50 mm long and 35 mm broad, which corresponds to the ratio 1,43. The latter figure is characteristic of the small-sized leaves of beeches growing in unfavourable conditions. In a large number of cases, they are met with near the upper limit of the vertical distribution of beech. It is obvious that they are characterised not only by smaller size, but also by a more rotundate shape. The writer has observed the small-sized forms many times in mountain as well as in lowland habitats. When occurring in large numbers together, they are not expressive of any change in the taxonomy of beech, but of adaptation to the minimum conditions of climate.

An insight into the phenomenon of the change of shape upon diminution of size in beech leaves, which is discussed more in detail in connection with character 4, is afforded by the study of the regression of width ( $x$ ) on length ( $y$ ). The regression coefficients of seven samples are given on p. 18. They show that when the length increases by a unit, say 1 mm, the samples of *F. silvatica*, from 44 localities, from Oxford and Vallombrosa, display the greatest increase in width, the respective values of  $R_{xy}$  being: 0,52 mm, 0,52 mm, and 0,58 mm. A smaller increase was stated for the samples of *F. moesiaca* from Janoshegy and Dobrova, being 0,46 mm and 0,39 mm respectively. They approach in this respect the sample of *F. orientalis*, for which the regression amounts to only 0,48 mm.

The correlation between characters 2—7 is perhaps extrinsic (see B, tab. XXII).

A moderate or even low correlation between characters 2—8 — „the longer the lamina, the greater the number of the side-nerves“ — was stated on the basis of eight samples. The degree of the association is influenced by the variation in characters 3, 10, and 11 (C, tab. XXII). The elimination of the width reduces the value of  $r_{28}$  (yet it remains significant!), it grows when character 10 or 11 is eliminated. The same is the effect of simultaneously eliminating characters 3 and 10. A different value of  $\sigma$  for each sample for characters 3, 10, and 11, makes comprehensible the difference in the value of  $r_{28}$  for these samples.

Tables of correlation XXV and XXVI testify to a great distinction between *F. orientalis* and *F. silvatica*:

1. In the sample of *F. silvatica* only one leaf out of 350 displays eleven secondaries, and only 6% possess ten lateral nerves, while in an identical sample of *F. orientalis* ten or more lateral nerves are peculiar to 60% of leaves (which variates are located to the right of the vertical line dividing the table of correlation into two unequal parts).

2. The greatest number of side-nerves in *F. orientalis* is not so much caused by a larger size of the lamina, as by denser nervation. This is easily proved by the following: let us take into consideration only that part of the table of correlation for *F. orientalis* which corresponds to the groups of length present in the table for *F. silvatica*: these are from 40

to 110 mm. In this way the number of observations will be reduced from 350 to 318; notwithstanding this, still 57,5% of leaves will display ten or more secondaries, and this number is, again, to be set against twenty-one 10-nerved leaves of *F. silvatica*.

The regression coefficients of length of lamina ( $y$ ) on number of side-nerve ( $x$ ) are given on p. 21. A comparison of the values of  $R_{yx}$  of *F. orientalis* and *F. silvatica* confirms the above-mentioned denser nervation of the leaves of the former: to each additional lateral nerve there corresponds on an average an increase in the length of the lamina amounting to 6 mm in *F. orientalis*, and 7,5 mm in *F. silvatica*. Two local samples of *F. silvatica*, from Oxford and Vallombrosa, display a considerable difference among themselves: the nervation of the leaves from Vallombrosa is denser, this being probably due to a drier climate or, perhaps, to more intense insolation in the latter locality (Mediterranean region!). On the other hand, the leaves from near Lubiana (Dobrova), which locality is characterized by a very damp climate (annual rainfall 1400 mm, mean monthly relative humidity 72—88%, mean yearly temperature 9,0°C), shows striking resemblance in the density of the lateral nervation to the sample from England (Oxford), well known for its oceanic climate (annual rainfall at Oxford 643 mm, mean monthly relative humidity 71—88%, mean yearly temperature 9,4°C — compare p. 22).

In tables XXV and XXVI, the eye is struck by the non-linearity of the regressions. In such a case it is advisable to establish the degree of the association between the two variates studied by calculating two correlation ratios ( $\eta$ ) — of  $y$  on  $x$ , and of  $x$  on  $y$ . These statistics for the samples of *F. orientalis* and *F. silvatica* are given on p. 23. They exceed the value of the correlation coefficients, testifying to a greater degree of association between characters 2 and 8 than could have been deduced from the value of  $r$ .

A much deeper insight into this matter is afforded by the diagrammatic way of representation. It is clearly seen from the empirical lines of regression in figs 14 and 15 that both species show a marked correlation between characters 2 and 8 in the limits of certain groups only, beyond which the correlation wanes. The figures on p. 24 express this state of things. The vanishing of the correlation in leaves longer than 85 mm in *F. orientalis* and 70 mm in *F. silvatica* is obvious. Thus the analysis by way of diagram has given us more information than the laborious calculation of the correlation ratios. Practically, when the deviation from linearity is as unconsiderable as in tables XXV and XXVI, the value of  $r$  gives a fairly correct idea of the degree of association between the two variates.

The break of the correlation takes place in both cases near the point corresponding to the modal class of the number of the lateral nerves, which is 11 in *F. orientalis* and 8 in *F. silvatica*; it may be supposed, therefore, that the phenomenon in question results from a smaller plasticity of beech leaves in respect to the number of secondaries as compared with the length of their lamina. Besides, the correlation between 2—8 is opposed by the possibility of increasing the size of the intervals in such a way as to augment the difference between the upper and lower intervals: the greater the variability in characters 10 and 11, the smaller the correlation between characters 2 and 8 (see C, tab. XXII).

The existence of the correlation between the length of the lamina and the number of the lateral nerves makes it still more difficult to distinguish between *F. silvatica*, *F. moesiaca*, and *F. orientalis*: the three modal values for the number of the side-nerves — 8, 9, and 11 respectively — loose their validity upon diminution of the lamina.

Hence a twofold interpretation of the taxonomic position of the beech growing in its highest occurrences in the Crimea is possible: it might be *F. silvatica*, because the modal value — 8 lateral nerves peculiar to the European beech — is characteristic of the beech of this zone; on the other hand, *F. moesiaca*, which there inhabits the intermediate and, probably, the lower zone, when reaching 1300—1350 *m* altitude, and diminishing, by way of adaptation, the size of the leaves, would also reduce the number of the side-nerves. Two reasons speak in favour of the latter assumption: 1) the occurrence of as many as three units, taxonomically different, in a small, island-like area of beech in the Crimea, seems rather improbable; 2) *F. silvatica* is a Western-European species, presumably quite cut off from the Crimea by the area of *F. moesiaca*.

**„The longer the leaf, the greater the interval between the side-nerves in the lower part of the lamina“** — this moderate correlation was stated on the basis of four samples. The influence of the variability of characters 1, 3, 7, and 10 on this correlation is shown in diagram *D*, tab. XXII. Upon eliminating these characters by turns, the value of  $r_{29}$  remains significant. — Contrary to this, the correlations between character 2 and characters 10 and 11 have proved extrinsic (see *E* and *F*, tab. XXII).

**3. The width of the lamina** (table XIX, column and row 3) displays seven positive correlations, viz. with characters 1, 2, 6, 8, 9, 10, and 11. The correlation between characters 3—6 — „the greater the width of the lamina, the broader the base“ — though significant, is unimportant on account of a low degree of association (*A*, tab. XXVII). — The correlation between characters 3—8 has proved extrinsic (*B*, tab. XXVII).

Character 3, contrary to character 2, shows an extrinsic correlation with character 9 (*C*, tab. XXVII), and an intrinsic one with character 10 — **„the greater the width of the lamina, the greater the largest interval between the side-nerves in the upper part of the lamina“**.

The correlation between characters 3—11 is probably extrinsic (*E*, tab. XXVII).

**4. The ratio of the length of the lamina to its width** (table XIX, column and row 4) displays a positive correlation with character 7 and negative ones with characters: 5, 6, 9, 10, and 11. The value of  $r$  is rather considerable for characters 5, 6 and 7.

It has not been possible to decide, on the basis of our data, whether the correlation between characters 4—5 (tab. XXVIII) — „the more elongated the lamina, the narrower the apex“ — is intrinsic or extrinsic. From the distribution of the frequencies it is seen that the regressions deviate from the linearity ( $r = -0,510$ ,  $\eta_{xy} = -0,551$ ), besides, the less elongated the lamina the greater variation is displayed by the size of the apex.

The correlation table for characters 4—6 — **„the more elongated the shape of the lamina, the narrower the base“** — also testifies to the non-linearity of the regressions (tab. XXIX). Since the elimination of the characters correlated with 4 and 6 influences the value of  $r_{46}$  only to a slight degree, this association is assumed to be intrinsic (see *A*, tab. XXX).

The correlation between characters 4—7 — „the more elongated the lamina, the higher the location of the maximum width“ — is interesting, because it represents the rare case of the three beeches in question displaying a different relation: in *F. silvatica* it is rather high, in *F. moesiaca* — low, however significant, in *F. orientalis* — insignificant. Since the elimination of character 6 reduces the value of  $r_{47}$  to zero (see *B*, tab. XXX), this difference is not important. The lack of this extrinsic correlation in *F. orientalis* is possibly caused by a weak variation in the shape of the base (which remains to be proved).

Very low correlations between character 4, on the one hand, and 9, 10, and 11, on the other, stated for a few samples only, are beyond doubt extrinsic (see diagrams *C*, *D* and *E*, tab. XXX).

Let us now discuss the relation between character 4 and those determining the dimension of the lamina. Already the way in which the numerical data for character 4 were obtained — dividing the length of the lamina by its width for each leaf studied — makes it impossible to express the dependence between variates 4—2 and 4—3 in the form of a correlation coefficient. There remains an indirect way of investigation: establishing their mutual relations by the study of the tables of correlation for characters 2 and 3, and of the regressions of width ( $x$ ) on length ( $y$ ). — It has been stated, by way of observations, that the diminution of the beech leaves is accompanied by a change in their shape: they become more rotundate (compare: Poplavská, 24, p. 40; Wulff, 29, 250; Wiśniewski, 28, p. 15, Berberoff — in the manuscript). To test the correctness of the above, the following calculation has been carried out: let us suppose that a leaf taken at random from each of our seven samples (say every first in the list of observations), increases or reduces its length by 1 cm. It is easy to ascertain, taking into consideration the respective coefficients of regression (p. 18), what would become of the actual ratio of length to width in the former and the latter case. This is visualized in the table on p. 34. Going from left to right, the columns marked with figures 1 to 5 denote: 1 — name of sample, 2 — length and width (in mm) of a leaf of each sample, 3 — its actual ratio of length to width, 4 — this ratio in the case of the increase of the length by 1 cm., 5 — this ratio when the length is reduced by 1 cm. In all the instances given, the shape, upon increase of length, becomes more elongated, upon diminution of length — more rounded (see columns 4 and 5). Since this has been stated for samples of taxonomically different beeches, it can be asserted that the leaves of *F. orientalis*, *F. silvatica*, and *F. moesiaca* react in a like manner upon changes in the dimension of the lamina. The phenomenon spoken of is displayed by samples originating from divers localities, therefore it may be presumed that its cause is independent of outside influences. Obviously one has to do with a regularity rooted in the inner constitution of the beeches studied, which may be named „the rule of the change of shape“.

It by no means follows from the above that the difference in shape between the leaves of *F. orientalis* and *F. silvatica*, stated in Part I (compare values of *Mo* and *M* for character 4, tab. IV), disappears in the upper altitudinal zone of the distribution of beech. Although the regression of width on length is somewhat smaller for *F. orientalis* than for *F. silvatica* (see p. 18), the difference in the shape of leaves between the two is too consi-



derable to be influenced by this circumstance to any significant degree. Even very small samples of *F. orientalis* and *F. silvatica* suffice to prove the truth of this assertion. — In table XVIII (part I), statistics are given for five characters of several small samples of the oriental and the European beech consisting of small-sized leaves, originating from unfavourable conditions of growth. They are:

1. *F. orientalis*, collected by Balansa in Phrygia (Asia Minor) at 1300 *m* altitude, which is the lower vertical limit of beech in that region<sup>1</sup>).

2. *F. orientalis*, collected by the present writer in Paphlagonia, near Küre (Asia Minor) at 1400 *m* altitude.

3. *F. orientalis*, collected by Nowack near Avlu in Paphlagonia, in a locality situated in the proximity of the Inner-Paphlagonian steppe enclave.

4. *F. orientalis* from the Amanus mnts (Northern Syria), collected by Manoug Haradjian between 1524 and 1981 *m* altitude (probably near the upper vertical limit of beech).

In all four samples the leaves are strikingly small (see values of *Mo* and *M* in tab. XVIII), the ratio of length to width being in the two former at least 1,45, in the latter—at least 1,70. It very often exceeds 1,75, reaching in some leaves even 2,65.

By way of comparison two small samples of *F. silvatica*, originating from the localities situated approximately at the like altitude and geographical latitude, were examined. They are:

5. *F. silvatica* from Monte d'Oro in Corsica, collected from a stunted tree at the upper limit of the distribution of beech (ca 1500 *m*). The ratio of length to width is most often 1,50, the greatest attaining 1,75.

6. *F. silvatica* from near Cauterets in the Central Pyrenees, collected not far from the upper limit of the distribution of beech (1200 *m*). No one leaf exceeds the ratio 1,55, most often it is only 1,35. — In addition we give the data for:

7. *F. silvatica* from the Tatra mnts (near Zakopane), also from near the upper limit of the distribution of beech (1200 *m*). Notwithstanding the great distance which separates the localities under 6 and 7, it is identical in shape and size of lamina with the beech from the Central Pyrenees.

8. The specimen collected by Raciborski near Lwów (where the eastern distributional limit is at hand) and named by him „*F. silvatica* var. *longepedunculata* Rac., displays a great variation in the dimensions of the leaves and the number of the side-nerves (which may, perhaps, be taken to mean that this specimen no longer represents true *F. silvatica* L.). It has been included in table XVIII to show that the small leaved specimens growing at a low altitude also display the like difference in their shape with the small leaves of *F. orientalis*. Most leaves of this sample have ratio of length to width 1,30—1,40, and only two reach 1,50.

**5. The shape of the apex of the lamina** (table XIX, column and row 5), measured as angle *c*, fig. 12, displayed two correlations already discussed. Worth mentioning is the fact that characters 5 and 6, being both in a rather high association with character 4, vary independently from each

<sup>1</sup>) The localities, from which the above eight samples originate, are marked on the map, fig. 1, with the same numbers, 1—8, as in the text.

other. This is confirmed by the following observations: 1) In none of the eight samples studied was a simultaneous prevalence of leaves with acute (or obtuse) bases and apices noticed. 2) In the leaves from Pangerango very acute apices happen together with remarkably obtuse bases (see tab. XVII). 3) The leaves of the other species of beech, as of the American *F. ferruginea* Ait., of the Chinese *F. longepetiolata* Seem. and *F. Sieboldii* Endl., or of *F. japonica* Maxim. from Japan, display various combinations of the shape of apex and base, as far as could be ascertained from the herbarium specimens. 4) The fossil beech leaves studied by the writer also show the lack of any association between characters 5 and 6.

**6. The shape of the base of the lamina** (table XIX, column and row 6), measured as angle  $b$ , fig. 12, displays seven correlations, viz. the negative ones with characters 1, 4, 7, and the positive ones with characters 3, 11, and 12. Only two of these are rather high, viz. those between characters 6—4 and 6—12.

The correlation between 6—7 — „the broader the base, the lower the location of the maximum width“ — is extrinsic (see A, tab. XXXI). The degree of the correlation between 6—7 is influenced by the variability of at least five characters, testifying to a great complexity of the phenomenon of variability (see B, tab. XXXI). The table of the correlation between characters 6—12 — „the broader the base, the larger the angle of the midrib and the secondary“ — shows that the regressions are probably linear (tab. XXXII). The influence of the elimination of characters 1, 7, 9 on the degree of this correlation is shown in diagram D, tab. XXXI.

The calculated regression of the size of the angle of midrib and secondary ( $x$ ) on the angle of the midrib and the margin at the base ( $y$ ):  $+0,331 + 0,041$  shows that when angle 12 increases by a unit ( $1^\circ$ ), the angle at the base (6) increases much more (in the case of the sample from Belgrad — by  $0,33^\circ$ ). It seems that this correlation holds true within certain limits only. The maximum angle of midrib and secondary, shown by some samples, proved to be  $63^\circ$ , while some of the leaves of the beech from Pangerango displayed an angle at the base as obtuse as  $147^\circ$ .

**7. The location of the maximum width of the lamina** (table XIX, column and row 7) displays positive correlations with characters 2, 4, and 9, and negative ones with characters 6 and 12. Only the correlations between 7—4 and 7—12 are for some samples rather high.

The correlation between characters 7—9 is extrinsic (see A, fig. 16). The degree of the correlation between 7—12 — „the lower the location of the maximum width, the less acute the angle of midrib and secondary“ — remains significant, though reduced, upon eliminating characters 6 and 9 (see B, fig. 16). Owing to this association, the leaves of *F. orientalis*, which are characterized by the prevalence of rather acute angles of midrib and secondaries (see fig. 11, part I), are often obovate in shape, and the leaves of the beech from Pangerango, characterized by less acute angles than is usual in *F. silvatica*, are all ovate.

From table V it is seen that the three beeches in question display a small degree of variability in respect of character 7, the maximum width being located most often on line 0—0 (figs 12 and 13). Therefore, to the

unital increase in the size of angle 12 ( $x$ ) there corresponds a very slow displacement of the maximum width ( $y$ ) in the direction towards the base.

The values of  $R_{yz}$  are given on p. 42. It follows from them that, when this angle increases by  $1^\circ$ , the maximum width shifts towards the base in the case of *F. orientalis* by about 0,14 mm, in *F. silvatica* by about 0,10 mm, in the case of *F. moesiaca*, however, by about 0,20 mm.

The quicker changes which take place in the latter species will, perhaps, prove helpful in ascertaining whether the beech growing in the highest altitudinal zone of the mountains of the Balkan Peninsula is *F. silvatica* or *F. moesiaca*. In consequence of the correlations between characters: 4—6, 6—12, 6—7, and 7—12, the number of leaves having ovate laminae should increase in the higher region, as compared with the lower, and this change should be more easily noticeable in *F. moesiaca* than in *F. silvatica*.

**8. The number of the side-nerves** (table XIX, column and row 8) displays few correlations, viz. the positive ones with characters 2 and 3, and the negative ones with characters 10 and 11. The degree of the association between characters 8—10 is very much influenced by the variability in characters 2 and 3 (see A, fig. 17). A rather low value of the total correlation coefficients, upon eliminating the length or the width, becomes almost doubled. This renders comprehensible the different degree of the association between characters 8—10 in each of the four samples examined. An analogous remark may be made as regards the negative correlation between 8—11. The influence of the elimination of characters 2 and 3 is shown in diagram B, fig. 17. That a more equidistant lateral nervation is most often associated with a greater number of side-nerves is visible from table XVIII (part I).

**9. The interval between the side-nerves in the lower part of the lamina** (table XIX, column and row 9) displays eight correlations, of which the one showing the highest degree is the positive correlation between characters 9—10 — „the larger the interval between the side-nerves in the lower part of the lamina, the larger the greatest interval in its upper part“. The elimination of characters 1, 2, 3 (also the simultaneous elimination of 2 and 3) reduces the degree of this association, while the stabilization of character 4 influences it in an opposite direction (see A, fig. 18).

The regression of the increase of the interval in the lower part of the lamina ( $x$ ) on the unit of increase of the upper interval ( $y$ ), and vice versa, are given on p. 46. On their basis, the following conclusions have been drawn: 1. The increase of the upper interval exceeds the increase of the lower. 2. The difference between the two regressions is least for the sample of *F. orientalis*, much greater — for *F. silvatica*. Hence the more equidistant lateral nervation of the former, stated several times above.

Some samples also display a negative correlation between characters 9 and 12, it is, however, of a low degree and probably caused by the associations between characters 6—9 and 6—12; upon eliminating character 6 it vanishes (see B, fig. 18).

**10. The largest interval between the side-nerves in the upper part of the lamina** (table XIX, column and row 10) shows positive correlations with characters 1, 2, 3, and 9; and negative ones — with

8 and 12. The latter association is low and not shown by all samples. Upon eliminating either character 1 or 9 becomes obvious its being extrinsic (see p. 48, fig. 19).

**11. The difference between the intervals in the upper and lower parts of the lamina** (table XIX, column and row 11) displays three positive and two negative correlations, which are, however, very low, mostly extrinsic, and not shown by all samples (see F, tab. XXII; C, tab. XXVII; E, tab. XXX).

**12. The angle between the midrib and the side-nerves** (table XIX, column and row 12) shows negative correlations with characters 1, 7, 9, 10, and a positive one with character 6. The latter, as well as the one between 12—7, is intrinsic, while those between 12—9 and 12—10 are certainly extrinsic, and that between 12—1 is probably so, too (see F, tab. XX; B, fig. 18; fig. 19).

**13. The shaping of the margin of the lamina** (table XIX, row 13) does not display any correlation with the twelve characters discussed. The evidence afforded by our observations would seem to suggest that character 13 is probably associated with the density and the direction of the system of smaller nerves running through the marginal part of the lamina.

Let it be mentioned lastly that our analysis of the correlations between the characters of the beech leaves is incomplete, because we have not taken into consideration these cases, when the total correlation coefficients are not significant, but the coefficients of the partial correlations display an indubitable association. In these cases the correlation between the characters is masked by the influence of the co-variation of other characters with the given two.

---

On the basis of table XIX, a diagram has been drawn visualizing the variability of the leaves of *F. orientalis*, *F. silvatica*, and *F. moesiaca* (fig. 20). All the „triangles“ hitherto discussed are easily found on this scheme. Heavy black lines show the moderate and high correlations ( $r=0,300$  and more) that have been stated for all, or nearly all, the samples tested. Thin lines denote the low correlations, or such as have been proved high for one sample, but have shown a small degree of the association for others. Lines of medium thickness apply to the correlations between characters 4—7 and 8—10, which proved to be associated in the case of *F. silvatica* and *F. moesiaca*, but independent in *F. orientalis*. Entire lines denote positive correlations, broken lines—negative ones. Ciphers testify that the respective correlation is extrinsic, and the numerals inside these ciphers show on the basis of what character this has been proved. Queries denote the correlations which are possibly also extrinsic, but which could not be proved to be so with the data available.

This scheme shows clearly that the variability of the three beeches studied is subject to a uniform regularity; it consists in the following: whenever changes favouring the lengthening of the petioles occur in time or space (e. g. on increase of moisture in the air), it is accompanied by a growth of the size of the leaves (which, in its turn, is associated with a change in their shape, they becoming more elongated), by an increase of the

number of the lateral nerves, as well as of the size of the intervals between them, and by a change in the base, which becomes more wedge-shaped. The latter change, again, is associated with a diminution of the angles of midrib and secondaries, and with a displacement of the maximum width towards the top of the lamina (the number of obovate leaves thus increases). These fundamental changes take place in each of the three beeches in question. Moreover, smaller changes may also occur, as, for instance, a change in the shape of the apex and in the equability of the lateral nervation. The like regularity in the variability of *F. orientalis*, *F. silvatica*, and *F. moesiaca* testifies to their close relationship.

A similar direction of the changes does not, however, imply identity of degree. As has already been pointed out, each of the three beeches studied has its peculiar rate of co-variation. When the length of the petioles grows by a unit, the dimension of the lamina in each of the three beeches will increase in a different degree. The leaves of *F. orientalis* will become most elongated, those of *F. moesiaca* in a smaller degree, while *F. silvatica* will preserve nearest to the rounded shape. If our scheme (fig. 20) represented a model consisting of tensible threads, by way of which the changes occurring in one of the characters would extend on all others being in co-variation with it, a change of equal amount for instance in the length of petioles would cause different changes in the traits 2, 3, 5 etc., for each of the three beeches studied.

The study of the partial correlations leads us to the conclusion that, out of a total of 36, only 11 or 12 are intrinsic correlations, while the remaining ones turn to be certainly or probably extrinsic. When striving to establish the regularity in the simultaneous changes of a set of characters of some population studied, it is essentially indifferent whether we are dealing with an intrinsic or extrinsic correlation. But for the geneticist, who sees the cause of the correlations in the location of the respective genes (or groups of genes) in one and the same chromosome, only the intrinsic correlations are deserving of attention, because it is only they that reveal the genetic constitution of the population studied. — This does not mean, however, that all correlations held by us to be intrinsic, are genotypical, for: 1) our study does not concern all the characters, but only some of them; 2) our judgement regarding a correlation as being extrinsic is based on a successive elimination of the variability of the characters one by one (or at most by twos); a different conclusion might have been reached by partialling out of all characters associated with the two studied. The degree of the change resulting upon elimination of different characters might, perhaps, serve as an auxiliary criterion: when the change in the value of the total correlation coefficient is not considerable, the presence of a genotypical correlation may be presumed. On this principle the correlations between characters 2—3, 2—8, 4—6 are assumed to conceal a genotypical foundation. Of course, the value of  $r$  cannot serve as a criterion of the degree of linkage of the respective cumulative factors. The total correlation coefficient gives an idea of the degree of the phenotypical correlation only. Yet, even as it is, in its phenotypical form, the value of  $r$  throws some light on the degree of the genotypical correlation, provided the values of the partial correlation coefficients are taken into consideration. Thus, it is probable that the correlation between characters 2—3 is essentially higher than that between characters 2—8.

Let us return once more to our scheme, fig. 20. It is obvious that 1, 2, 3, 8, 9, and 10 constitute a set of characters linked up by so numerous correlations that a change in any one of them is accompanied by a change in all the others. If two samples are similar in respect of one of these characters, they must needs display a likeness in the other five. — Of the four characters relating to shape, 4, 6, and 7 are associated among themselves, while character 5 — the shape of the apex, does not depend on the shape of the base or the location of the maximum width, being in association with character 4 only. A most outstanding independence of all the other characters dealt with is displayed by character 12: with the exception of the two, probably intrinsic correlations, with characters 6 and 7, it is only in a low correlation with characters 1, 9, and 10, the latter and probably the former being extrinsic. — Character 11 seems to be really associated only with character 6, but this is a loose association. — The different results obtained by comparing the local samples of *F. silvatica* and *F. moesiaca* in relation to characters 1, 2, 3, 8, 9, and 10 on the one hand, and 11 and 12 — on the other, are thus comprehensible. Samples displaying a likeness in respect of the former characters are dissimilar in their angle of midrib and secondaries (12) and in the equality of the lateral nervation (11). The independence of character 11 and 12 from most of the others dealt with and the close interdependence of characters 1, 2, 3, 4, and 8 are also obvious from the relations of the local samples, when arranged in order of amount of variability (see p. 81, Part I).

The present study shows that even such a highly variable object as the leaf may be of great service, when biometrico-statistical methods are applied to distinguish the taxonomical units. The study of correlations is particularly valuable, for it allows us to understand the dynamics of variability and to recognize, under the superficial phenotypical cover, some manifestations of the inner constitution.

Warszawa. Lipiec 1933 r.

---

---