

Сумський державний педагогічний університет імені А. С. Макаренка

Природничо-географічний факультет

Кафедра біології та методики навчання біології

Козлов Єгор Васильович

**БАГАТОВИМІРНИЙ АНАЛІЗ ЧЕРЕПА ВЕЧІРНИЦІ РУДОЇ (*NUSTALUS*
NOCTULA) ЗА МУЗЕЙНИМИ КОЛЕКЦІЙНИМИ МАТЕРІАЛАМИ**

Спеціалізація: 091 Біологія

Галузь знань: 09 Біологія

Кваліфікаційна робота
на здобуття освітнього ступеню магістра

Науковий керівник

_____ І.Р. Мерзлікін,
кандидат біологічних наук, доцент,
доцент кафедри біології та методики
навчання біології

«___» _____ 2021 року

Виконавець

_____ Є.В. Козлов
«___» _____ 2021 року

Суми 2021

ЗМІСТ

ВСТУП.....	3
РОЗДІЛ 1	
МАТЕРІАЛ І МЕТОДИКА ДОСЛІДЖЕННЯ.....	5
РОЗДІЛ 2	
ОБЧИСЛЕННЯ ТА ВІЗУАЛІЗАЦІЯ.....	8
2.1. Обчислення загальної статистики	8
2.2. Обчислення статистики по популяціям.....	10
2.3. Обчислення головних компонент	16
2.4. Перша головна компонента.....	19
2.5. Друга головна компонента.....	23
2.6. Третя головна компонента.....	28
2.7. Четверта головна компонента.....	31
2.8. Візуальна оцінка відмінностей між популяціями по найвпливовішим ознакам другої головної компоненти	35
РОЗДІЛ 3	
ОЦІНКА ГЕОГРАФІЧНОГО ВПЛИВУ НА ОЗНАКИ	37
3.1. Оцінка географічного впливу на довжину тіла, хвоста і передпліч...38	
3.2. Оцінка географічного впливу на параметри черепа	40
РОЗДІЛ 4	
ОЦІНКА ВПЛИВУ СЕЗОННОСТІ ЗБОРУ МАТЕРІАЛУ НА ОЗНАКИ ПОПУЛЯЦІЙ.....	51
РОЗДІЛ 5	
ОЦІНКА ВПЛИВУ СТАТЕВОГО ДИМОРФІЗМУ НА ОЗНАКИ ПОПУЛЯЦІЙ.....	54
РОЗДІЛ 6	
БАГАТОФАКТОРНИЙ ДИСПЕРСІЙНИЙ АНАЛІЗ ДАНИХ.....	60
ВИСНОВКИ	67
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	68

ВСТУП

Актуальність теми. Ряд рукокрилих за величиною є другим серед ссавців після гризунів. Через це його видова та популяційна різноманітність є досить потужною базою для вивчення факторів, що впливають на краніометрію. А у зв'язку з комахоїдністю – плотядністю кажанів Палеарктики та надзвичайною їх соціальністю ряд вбачається майже ідеальним модельним об'єктом, що наближає його до об'єкту краніології антропогенезу.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У 2002 році вийшла у друці стаття П. П. Стрелкова із співавторами [10], у якій досліджувався дуже великий (427 черепів) обсяг популяцій рудої вечірниці (*Nyctalus noctula*) в межах колишнього СРСР та прилеглих територій, однак жодна з досліджуваних у даній роботі популяцій не вивчалася у [10] та інших працях. Автори виявили диференційовані популяції рудої вечірниці при відсутності ізолюючих факторів і невідомому біологічному механізмі, що до цього призводить. Також вони ставили за мету наблизитися до розуміння того, як образ життя виду впливає на його географічну мінливість, тому існує необхідність продовжувати та поглиблювати цю тему на інших популяціях та використовувати різні методи аналізу.

Мета роботи – провести багатовимірний аналіз черепа вечірниці рудої.

Завдання дослідження:

1. Зробити проміри черепів чотирьох популяцій рудої вечірниці.
2. Проаналізувати географічний вплив на головні ознаки черепа різних популяцій рудої вечірниці.
3. Оцінити вплив сезонності збору матеріалу на ознаки популяцій рудої вечірниці.
4. Розглянути вплив статевого диморфізму на ознаки популяцій рудої вечірниці.

Об'єкт досліджень – київська, черкаська, одеська та ростовська популяції рудої вечірниці.

Предмет дослідження– краніометрія та інші розміри тіла рудої вечірниці.

Методи дослідження. Використовувалися загально прийняті в хіроптерології методи промірів: візуальні і штангельциркулем [4, с. 17]. Використано стандартні методи описової статистики пакету мови програмування R Core Team (2021). R: <https://www.R-project.org/>: аналіз головних компонент, перевірка гіпотез однаковості вибірок популяцій по критерію Вілкоксона, Тьюкі, Левена, за можливості – по критерію Стюдента і т.п., порівняння з аналогічними результатами, що отримувалися раніше іншими авторами [10].

Обладнання штангенциркуль Tolsen цифровий 150 мм (35052) з пластику, лупа Sparta з підсвітлюванням та кріпленням на голову.

Елементи наукової новизни одержаних результатів. Вперше досліджені черепи чотирьох популяцій рудої вечірниці, зроблений аналіз головних краніологічних ознак та вплив на них статевого диморфізму та географічних факторів.

Практична значимість одержаних результатів. Результати досліджень про краніометрію та розміри тіла можуть бути використані для подальшого дослідження ареалу та міграцій виду, його ознак, та виявлення факторів впливу на основні параметри черепу та розмірів тіла. Інформаційні дані можуть бути корисними фахівцям з біології та екології, які займаються питаннями краніологічних ознак популяцій і впливу на них статевого диморфізму і географічних факторів.

Апробація результатів та публікації. Козлов Є. В. Статевий диморфізм у чотирьох популяціях вечірниці рудої *Nyctalus noctula*.

Природничі науки. – 2021. – 18: 35–40.
<https://doi.org/10.5281/zenodo.5735989>

Козлов Є. В. Аналіз морфометричних ознак чотирьох популяцій вечірниці рудої *Nyctalus noctula* методом головних компонент.

Природничі науки. – 2021. – 18: 40–47.
<https://doi.org/10.5281/zenodo.5735952>

РОЗДІЛ 1

МАТЕРІАЛ І МЕТОДИКА ДОСЛІДЖЕННЯ

Було вивчено десять дорсальних краніометричних параметрів у вибірці із 75 черепів дорослих рудих вечірниць (серед яких було 65 самиць та 10 самців) з повністю прорізаними зубами і зрослими черепними швами, що були зібрані у різні сезони року. Досліджувалися черепи тварин із чотирьох популяцій – черкаської, київської, одеської та ростовської. Деякі особини можливо є напівдорослими.

Проміри черепа проводилися за нижченаведеною схемою (Рис. 1.1).

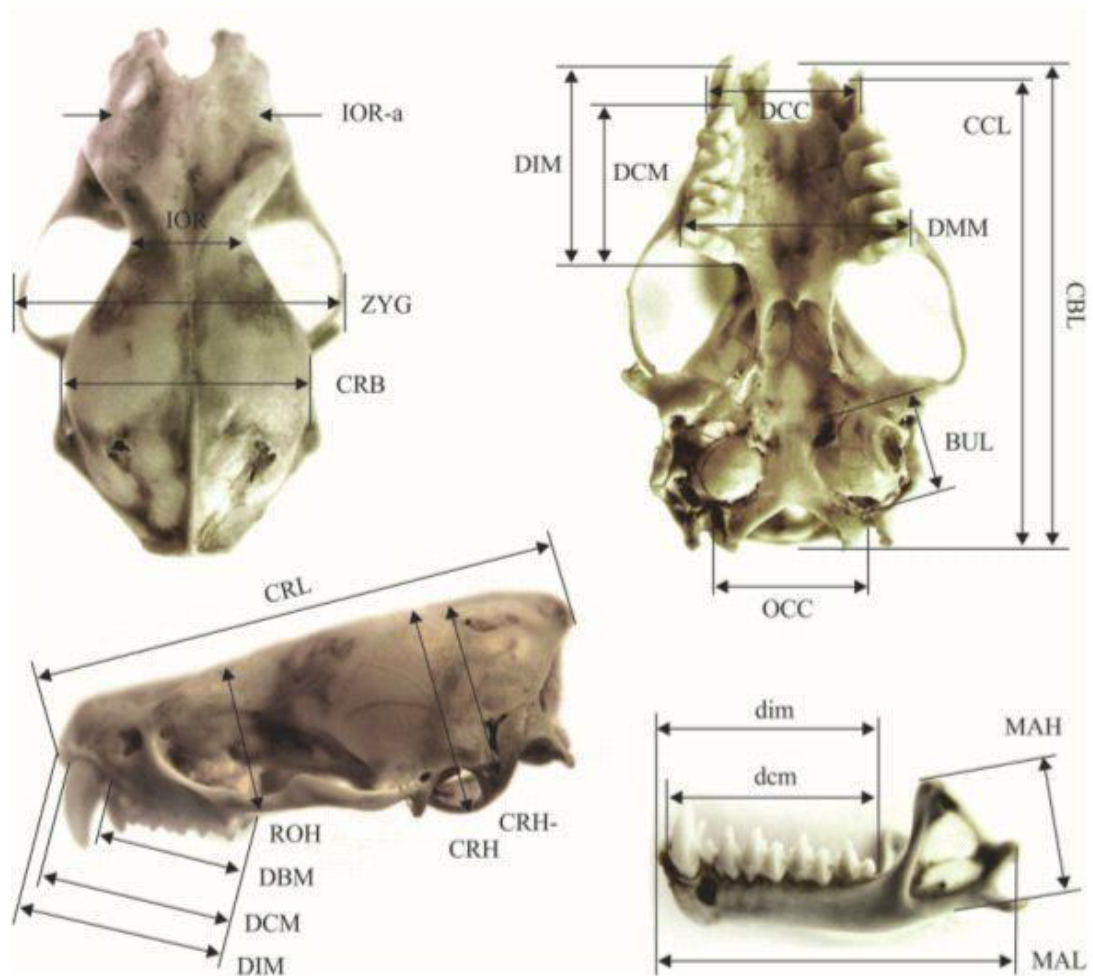


Рисунок 1.1. Схема краніометричних промірів (по І. Загороднюк [4])

Ознаки.

Загальні виміри черепа: CRL — довжина черепа загальна, CBL — конділобазальна довжина, ZYG — вилична ширина, CRB — ширина нейрокраніума. Рострум: DCM — базальна (іклова) довжина верхнього зубного ряду (ВЗР), DMM — ширина між верхніми зубними рядами (на рівні М3), ROH — висота рострума, IOR — міжорбітальна ширина. Потиличний відділ: CRH — висота черепа найбільша (з барабанами), OCC — потилична ширина.

Стать, довжина тіла, передпліч та хвоста були взяті з музейних етикеток (f / m, L, Fa, Ca відповідно).

Використовувалися черепи із музейної колекції Зоологічного музею Київського національного університету імені Тараса Шевченка.

Статистика

Базові статистичні характеристики рудих вечірниць з різних регіонів наведені у табл. 1.1.

Таблиця 1.1

Базові статистичні характеристики рудих вечірниць з різних регіонів

NUM	SEX	AGE	COUNTY	DATE	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
1916f	ad		Kyivska	1945-08-15	80	40	50	18	17,7	6,4	9,6	5,35	13	8,2	5,35	7	8,45
1917f	ad		Kyivska	1946-06-22	77	56	52	17,9	17,6	5,9	9,5	5,3	12,7	8,3	5,4	6,95	8,9
1918f	ad		Kyivska	1946-06-22	78	50	52	18,15	17,95	6,3	9,5	5,4	12,9	8,6	5,8	7,1	8,8
1919f	ad		Odesa	1946-08-23	67	52	53	18,1	17,7	6,4	9,5	5	13,3	8,4	5,9	6,9	8,6
1920f	ad		Odesa	1946-08-23	77	55	54	17,6	17,3	6,1	9,4	5	12,6	7,5	5,5	7	8,5
1921f	ad		Odesa	1946-08-22	78	55	54	18,4	17,8	6,7	9,7	5,2	13,3	8	6	7,3	8,7
1923m	ad		Odesa	1946-08-23	80	54	51	18	17,9	6	9,4	4,7	12,5	8,3	5,2	6,95	8,5
1924m	ad		Odesa	1946-08-23	80	54	53	18,6	18,1	6,7	9,6	5,3	12,95	8	5,7	7,4	8,4
1925f	ad		Odesa	1946-08-23	76	55	55	17,5	17	6,2	9,6	5,3	13,3	8,6	5,5	7,05	8,8
1926f	ad		Odesa	1946-08-23	77	52	54	18,8	18,7	6,6	9,7	5,2	13,1	9,4	5,7	7,3	8,8
1927f	ad		Odesa	1946-08-23	79	53	54	18,35	18	6,5	9,6	5,2	13,2	8,4	5,5	7,1	8,7
1928m	ad		Odesa	1946-08-23	80	54	54	18,45	18,2	6,1	9,5	5,1	12,7	8,6	5,6	7	8,7
1929f	ad		Odesa	1946-08-23	73	54	58	18,4	18	6,4	9,5	5,7	12,8	8,6	5,6	7,15	8,6
1930f	ad		Odesa	1946-08-23	73	53	56	18,05	17,8	6,1	9,5	5,4	12,9	8,8	5,5	6,9	8,6
1931f	ad		Odesa	1946-08-23	57	54	53	17,73	17,63	6,3	9,3	5,1	12,3	8,3	5,9	6,95	8,15
1932f	ad		Odesa	1946-08-23	73	57	53	17,9	17,75	6,2	9,7	5,4	12,8	8,5	6,1	6,9	8,4
1933f	ad		Odesa	1946-08-23	80	53	52	18,1	17,9	6,4	9,4	5,4	12,8	8,6	5,8	7,1	8,7
1934m	ad		Odesa	1946-08-23	79	52	50	18,65	18,45	6,4	9,7	5,2	13	8,7	6	7,2	8,9
1935f	ad		Odesa	1946-08-23	84	58	58	18,2	18	6,1	9,2	5,2	13,1	8,7	5,6	7,05	8,5
1937f	ad		Odesa	1946-08-23	79	50	57	18	17,4	6,2	9,4	4,9	13,1	8,4	5,6	6,8	8,5
1938f	ad		Odesa	1946-08-23	84	52	59	17,9	17,45	6,5	9,7	5,2	13,1	8,4	5,9	7	8,6
1939m	ad		Odesa	1946-08-23	79	52	54	18	17,86	6,2	9,4	5,2	13	8,7	5,9	6,8	8,5
1940f	ad		Odesa	1946-08-23	73	55	59	18,35	17,95	6,4	9,7	5,3	12,8	8,7	5,9	7,15	8,8
1941f	ad		Kyivska	1947-03-31	82	59	55	18,96	18,8	6,5	10	5,4	13,5	8,9	6,2	7,25	8,7
1942f	ad		Kyivska	1947-03-31	80	54	55	18,65	18	6,4	9,7	5,1	13,2	8,7	6	7,05	8,9
1943f	ad		Kyivska	1947-03-31	82	55	56	18,55	18,35	6,4	9,4	5	13,1	8,5	5,9	7,25	8,7
1945f	ad		Kyivska	1954-05-16	77	55	51	17,9	17,7	6,4	9,45	5,2	12,8	8,3	5,8	6,6	8,3
3594f	ad		Kyivska	1952-05-03	78	53	53	18	17,75	6,2	9,45	5,2	12,6	8	5,6	6,9	8,5
3595f	ad		Kyivska	1952-05-03	82	58	58	18,45	18,2	6,5	9,6	5,1	12,7	8,6	5,9	6,9	8,6
3596f	ad		Kyivska	1952-05-03	74	53	55	18,4	18,3	6,6	9,55	5,2	12,8	8,7	5,8	7,1	8,5
1946f	ad		Kyivska	1948-05-17	70	56	54	18,7	18,7	6,5	9,5	5	12,3	8,4	5,5	6,7	8,3
1944f	ad		Kyivska	1947-04-06	82	54	55	18,25	18	6,4	9,2	5	13,1	7,2	5,6	6,8	8,5
2002f	ad		Cherkaska	1949-08-31	72	52	52	18,15	18	6,2	9,3	5,3	12,8	8,3	5,5	6,8	8,6
1947f	ad		Kyivska	1954-05-16	69	50	54	18,6	18,1	6,2	9,6	5,1	13,1	8,6	5,6	6,9	8,6
2748f	ad		Kyivska	1950-06-09	82	54	53	18,65	18,3	6,1	9,5	5,4	13,3	8,6	5,9	6,9	8,7
3592f	ad		Kyivska	1952-05-03	78	56	53	18,6	18,6	5,9	9,5	5,4	12,7	8,6	5,8	7	8,5
3593f	ad		Kyivska	1952-05-03	90	59	54	18,65	18,2	6,8	9,5	5	13,4	8,3	5,4	7	8,7
3792m	ad		Rostovska	1951-05-01	75	55	56	19,4	19,3	6,6	9,8	5	13,3	8,8	5,9	7,1	8,7
3793f	ad		Rostovska	1951-05-01	72	58	52	18,2	18,2	6,2	9,3	5	13	8,4	5,2	6,9	8,4
3794f	ad		Rostovska	1951-05-01	70	57	53	18,5	18,1	6,2	9,4	5,1	12,8	8,5	5,5	6,7	7,9
3795m	ad		Rostovska	1951-05-01	76	53	54	19,1	19	6,7	9,6	5,5	12,5	9	6	7	9
3796m	ad		Rostovska	1951-05-01	74	55	52	18,4	18,2	6,5	9,4	4,6	12,6	8,2	5,4	6,9	8,2
3797m	ad		Rostovska	1951-05-01	74	54	51	18,9	19	6,5	9,8	5,1	13	8,5	5,9	7,2	8,7
3798f	ad		Rostovska	1951-05-01	71	57	52	18,3	18,4	6,4	9,3	4,7	12,6	8,4	5,6	7	8,2
3799f	ad		Rostovska	1951-05-01	72	58	53	18,7	18,5	6,4	9,5	4,9	12,7	8,4	5,5	6,9	8,5
3800f	ad		Rostovska	1951-05-01	72	58	52	18,8	18,5	6,5	9,5	5,1	12,8	8,4	5,4	6,8	8,7
4656f	ad		Cherkaska	1954-07-04	75	56	52	18,3	18,1	6,6	9,6	5,1	12,7	8,8	5,7	6,5	8,4
4657f	ad		Cherkaska	1954-07-04	74	55	51	18,7	18,6	6,4	9,9	5	13	8,5	5,3	7	8,6
4658f	ad		Cherkaska	1954-06-29	76	50	54	18,5	18,4	6,9	9,6	4,6	12,7	8,7	5,8	7,1	8,8
4659f	ad		Cherkaska	1954-06-29	65	50	51	18,7	18,6	7,1	9,5	5,3	12,7	8,5	5,4	7	9,1
4660f	ad		Cherkaska	1954-06-29	72	55	54	18,8	18,75	6,4	9,6	5,5	12,9	8,7	5,4	6,9	8,3
4661f	ad		Cherkaska	1954-06-29	72	52	52	18,85	18,7	6,6	9,3	5	12,7	8,6	6	7,1	8,4
4662f	ad		Cherkaska	1954-06-29	76	57	53	18,7	18,6	6,4	9,6	5,1	12,8	8,7	5,6	6,9	8,5
4663f	ad		Cherkaska	1954-06-29	74	53	53	18,7	18,85	6,4	9,5	4,95	12,9	9	5,5	7,2	8,8
4664f	ad		Cherkaska	1954-06-29	78	53	50	18,1	17,85	6,1	9,6	5,2	12,7	8,5	5,6	6,9	8,5
4665f	ad		Cherkaska	1954-06-29	74	52	51	18,43	18,46	6,4	9,7	5,4	12,8	8,5	5,6	7	8,6
4666f	ad		Cherkaska	1954-06-29	72	52	50	18,9	18,6	6,4	9,3	5	12,4	8,4	5,6	6,8	8,3
4667f	ad		Cherkaska	1954-06-29	77	52	51	17,7	17,6	6,2	9,2	4,6	12,2	8,2	5,6	6,8	8,2
4668f	ad		Cherkaska	1954-06-29	69	46	51	18,4	18,4	6,2	9,3	4,9	12,5	8,3	5,3	6,8	8,7
4669f	ad		Cherkaska	1954-06-29	72	55	54	19,3	19,4	6,3	9,8	5	12,9	8,7	6,3	7,3	8,4
4670f	ad		Cherkaska	1954-06-29	71	52	52	18,5	18,6	6,5	9,3	5,1	12,5	8,7	5,5	7	8,6
4671f	ad		Cherkaska	1954-06-29	73	45	50	18,8	18,9	6	9,7	5,3	13,2	8,8	5,6	6,9	8,6
4672f	ad		Cherkaska	1954-06-29	75	55	55	18,7	19	6,5	9,5	5,5	13,2	9,1	5,7	7,1	8,5
4673f	ad		Cherkaska	1954-06-29	76	55	54	19,4	19,4	7,2	9,8	5,2	13,3	8,5	5,7	7,1	9
4674f	ad		Cherkaska	1954-06-29	76	54	52	18,4	18,3	6,3	9,3	4,8	12,3	8,5	5,5	6,7	8,3
4676f	ad		Cherkaska	1954-06-29	65	46	50	17,5	17,4	4,9	8,9	5	11,6	7,8	5,1	6,3	8,1
4686f	ad		Kyivska	1954-05-16	81	56	54	19,4	18,7	6,7	10	5,4	13,5	8,8	5,8	7,1	8,8
4687m	ad		Kyivska	1954-05-30	85	55	50	19,2	19,2	6,6	9,4	5,1	13,2	8,5	5,7	6,9	8,6
4688f	ad		Kyivska	1954-05-30	68	45	47	18,4	18,2	6,5	9,2	4,9	12,3	8,1	5,6	6,9	8,6
4689f	ad		Kyivska	1954-05-30	78	51	57	18,4	18,4	6,1	9,7	4,8	13,1	8,7	5,9	6,7	8,6
4690f	ad		Kyivska	1954-05-30	80	50	53	18,8	18,8	6,5	9,4	4,9	13,1	8,6	5,7	6,9	8,8
4691f	ad		Kyivska	1954-05-30	82	55	56	19	19	6,3	9,7	5,2	13	8,4	5,8	7,1	8,6
4785f	ad		Cherkaska	1955-08-13	70	55	51	18,9	18,8	6,4	9,9	5,2	13	8,8	5,5	6,7	8,3
4786f	ad		Cherkaska	1955-08-13	68	50	53	18,1	18,1	6,4	9,1	4,8	12,5	8,3	5,1	6,6	8,2
4787f	ad		Cherkaska	1955-08-13	70	45	51	18,3	18,3	6,1	9,6	4,6	12	8,1	5,3	6,9	8,2

РОЗДІЛ 2

ОБЧИСЛЕННЯ ТА ВІЗУАЛІЗАЦІЯ

2.1 Обчислення загальної статистики

Виходячи з логіки методу аналізу головних компонент не було взято до уваги змінну CBL, оскільки відмічено високу кореляцію її з CRL (0,926), що зрозуміло. Характер розподілу змінних та матриця кореляцій [8] зображені на Рис. 2.1.1.

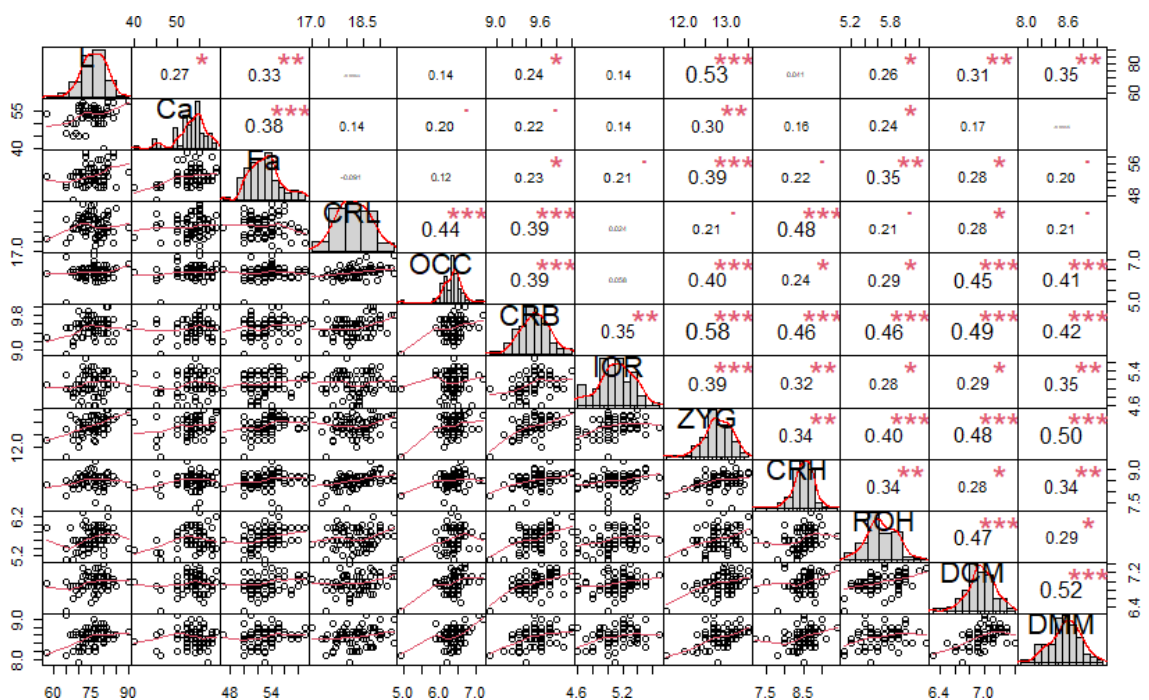


Рисунок 2.1.1. Характер розподілу змінних та матриця кореляцій

Більшість краніометричних ознак пов'язані одна з одною кореляціями середньої сили. Найбільше відзначаються ширини черепа ZYG та CRB, а також ZYG та L, ZYG та DMM ($>0,5$). Вочевидь вилучна ширина слугує для рудих вечірниць одним із важливіших факторів життєдіяльності, напевно в зв'язку з силою укуса.

Найбільше з іншими ознаками достовірно корелює ширина мозкової капсули CRB та висота рострума RON — з рештою усіх досліджуваних ознак,

DCM та DMM (з усіма, окрім Ca). Це на додачу до вищезазначених виличних кореляцій підтверджує значущість поперечних промірів черепа, а також його висоти та довжини зубного ряду. Найменше з іншими корелюють довжини – загальна тіла L та черепа загальна CRL, хвоста Ca, в чому можливо демонструється простір для еволюції, або ж неповнота досліджуваних ознак.

Отримані в результаті виконання програми результати (разом з CBL) відображено у табл. 2.1.1.

Таблиця 2.1.1

Статистичні оцінки основних параметрів мінливості ознак дорослих особин рудої вечорниці та перевірка їх нормальності

	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
nbr.val	75	75	75	75	75	75	75	75	75	75	75	75	75
nbr.null	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nbr.na	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
min	57	40	47	17,5	17	4,9	8,9	4,6	11,6	7,2	5,1	6,3	7,9
max	90	59	59	19,4	19,4	7,2	10	5,7	13,5	9,4	6,3	7,4	9,1
range	33	19	12	1,9	2,4	2,3	1,1	1,1	1,9	2,2	1,2	1,1	1,2
sum	5661	4000	3990	1384	1370	478	714	384	964	637	424	522	642
median	76	54	53	18,43	18,2	6,4	9,5	5,1	12,8	8,5	5,6	6,95	8,6
mean	75,5	53,3	53,2	18,45	18,3	6,4	9,52	5,1	12,9	8,5	5,65	6,96	8,56
SE.mean	0,62	0,4	0,27	0,05	0,06	0	0,02	0	0,04	0	0,03	0,02	0,03
CI.mean.0.95	1,23	0,81	0,54	0,1	0,12	0,1	0,05	0,1	0,08	0,1	0,06	0,04	0,05
var	28,5	12,3	5,43	0,19	0,26	0,1	0,04	0,1	0,12	0,1	0,06	0,04	0,05
std.dev	5,34	3,5	2,33	0,43	0,51	0,3	0,2	0,2	0,35	0,3	0,25	0,19	0,23
coef.var	0,07	0,07	0,04	0,02	0,03	0,1	0,02	0,1	0,03	0	0,04	0,03	0,03
skewness	-0,4	-1,2	0,39	0,04	0,06	-1,2	-0,1	-0	-0,7	-0,9	0,07	-0,5	-0,2
skew.2SE	-0,6	-2,2	0,7	0,08	0,12	-2,1	-0,2	-0	-1,3	-1,7	0,13	-0,9	-0,4
kurtosis	0,95	2,16	0,19	-0,27	-0,4	7,1	0,32	-0	1,03	3,2	-0,3	0,96	0,03
kurt.2SE	0,87	1,97	0,17	-0,25	-0,4	6,5	0,29	-0	0,94	2,9	-0,3	0,88	0,03
normtest.W	0,98	0,9	0,96	0,98	0,99	0,9	0,98	1	0,96	0,9	0,98	0,97	0,98
normtest.p	0,28	0	0,02	0,51	0,92	0	0,17	0,1	0,02	0	0,23	0,04	0,22
	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM

Примітка. Кількість значень (nbr.val), кількість нульових значень (nbr.null), кількість відсутніх значень (nbr.na), мінімальне значення (min), максимальне значення (max), діапазон (range, тобто max-min) і сума всіх не відсутніх значень (sum), медіана (median), середнє (mean), стандартна похибка на середнє значення (SE.mean), довірчий інтервал середнього значення (CI.mean.0.95) на рівні, дисперсія (var), стандартне відхилення (std.dev) і коефіцієнт варіації (coef.var), визначений як стандартне відхилення, поділене на

середнє значення, коефіцієнт косості g_1 (skewness), його значний критерій (skewness.2SE, тобто $g_1/2.SE_{g1}$; якщо skew.2SE > 1, то косість істотно відрізняється від нуля), коефіцієнт куртозу g_2 (kurtosis), його значний критерій (kurt.2SE, те ж зауваження, як для skew.2SE), статистика шапіро-вілкового тесту нормальності (normtest. W) і пов'язана з нею ймовірність (normtest.p))

Розподіл багатьох ознак виявив асиметричність і навіть в деяких випадках схожість на бімодальність CRH, особливо Ca та OCC згідно отриманих значень статистик коефіцієнту косості g_1 (skewness), його значного критерію (skewness.2SE, тобто $g_1/2.SE_{g1}$; якщо skew.2SE > 1, то косість істотно відрізняється від нуля), коефіцієнта куртозу g_2 (kurtosis), його значного критерію (kurt.2SE, те ж зауваження, як для skew.2SE) (див. табл. 2.1.1)

В решті випадків розподілення відповідало нормальному, або наближеному до нього.

2.2. Обчислення статистики по популяціям

Цікаво дізнатися статистичні оцінки параметрів по популяціям (див. табл. 2.2.1 2.2.4) та порівняти їх із загальними.

Таблиця 2.2.1

Статистичні оцінки основних параметрів мінливості ознак дорослих особин рудої вечорниці одеського регіону та перевірка їх нормальності

	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
nbr.val	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
nbr.null	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nbr.na	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
min	57	50	50	17,5	17	6	9,2	4,7	12,3	7,5	5,2	6,8	8,15
max	84	58	59	18,8	18,7	6,7	9,7	5,7	13,3	9,4	6,1	7,4	8,9
range	27	8	9	1,3	1,7	0,7	0,5	1	1	1,9	0,9	0,6	0,75
sum	1528	1074	1091	363,1	357	127	191	104	259	170	114	141	172
median	78,5	54	54	18,1	17,9	6,4	9,5	5,2	13	8,6	5,7	7,03	8,6
mean	76,4	53,7	54,55	18,15	17,8	6,3	9,53	5,2	12,9	8,5	5,72	7,05	8,6
SE.mean	1,37	0,42	0,57	0,08	0,09	0,1	0,03	0,1	0,06	0,1	0,05	0,04	0,04
CI.mean.0.95	2,86	0,87	1,19	0,16	0,18	0,1	0,07	0,1	0,13	0,2	0,11	0,08	0,08
var	37,3	3,48	6,47	0,12	0,15	0	0,02	0	0,07	0,1	0,05	0,03	0,03
std.dev	6,11	1,87	2,54	0,35	0,39	0,2	0,15	0,2	0,27	0,4	0,23	0,16	0,18

coef.var	0,08	0,03	0,05	0,02	0,02	0	0,02	0	0,02	0	0,04	0,02	0,02
skewness	-1,6	0,37	0,32	-0,02	0	0,3	-0,3	-0	-0,5	-0,3	-0,3	0,4	-0,5
skew.2SE	-1,5	0,36	0,31	-0,02	0	0,3	-0,3	-0	-0,5	-0,3	-0,3	0,39	-0,5
kurtosis	2,66	-0,1	-0,9	-0,88	0,07	-1,1	-1,1	0,6	-0,6	1,3	-0,8	-0,8	0,06
kurt.2SE	1,34	-0,1	-0,45	-0,44	0,03	-0,6	-0,5	0,3	-0,3	0,7	-0,4	-0,4	0,03
normtest.W	0,82	0,94	0,93	0,98	0,97	0,9	0,9	0,9	0,95	0,9	0,94	0,96	0,95
normtest.p	0	0,3	0,15	0,93	0,83	0,2	0,04	0,3	0,35	0,1	0,24	0,57	0,35

Примітка. Тут і нижче умовні позначення як у попередній таблиці.

Косість графіків розподілення деяких параметрів (див. табл. 2.2.1) невелика, але незначно збільшена відносно загальних статистик (див. табл. 2.1.1), нормальність також погіршена.

Таблиця 2.2.2

Статистичні оцінки основних параметрів мінливості ознак дорослих особин рудої вечорниці київського регіону та перевірка їх нормальності

	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
nbr.val	22	22	22	22	22	22	22	22	22	22	22	22	22
nbr.null	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nbr.na	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
min	68	40	47	17,9	17,6	5,9	9,2	4,8	12,3	7,2	5,35	6,6	8,3
max	90	59	58	19,4	19,2	6,8	10	5,4	13,5	8,9	6,2	7,25	8,9
range	22	19	11	1,5	1,6	0,9	0,8	0,6	1,2	1,7	0,85	0,65	0,6
sum	1735	1174	1177	407,6	403	140	210	113	285	186	126	153	190
median	80	54,5	54	18,58	18,3	6,4	9,5	5,2	13,1	8,6	5,8	6,93	8,6
mean	78,9	53,4	53,5	18,53	18,3	6,4	9,54	5,2	13	8,4	5,73	6,95	8,62
SE.mean	1,1	0,95	0,54	0,09	0,09	0,1	0,04	0	0,07	0,1	0,04	0,04	0,04
CI.mean.0.95	2,28	1,97	1,12	0,18	0,2	0,1	0,09	0,1	0,15	0,2	0,09	0,07	0,07
var	26,5	19,7	6,36	0,16	0,2	0,1	0,04	0	0,11	0,1	0,04	0,03	0,03
std.dev	5,15	4,44	2,52	0,4	0,44	0,2	0,2	0,2	0,34	0,4	0,21	0,17	0,17
coef.var	0,07	0,08	0,05	0,02	0,02	0	0,02	0	0,03	0	0,04	0,02	0,02
skewness	-0,4	-1,3	-0,58	0,22	0,24	-0,4	0,65	-0	-0,4	-1,8	-0	-0,2	-0,2
skew.2SE	-0,4	-1,4	-0,59	0,22	0,24	-0,4	0,66	-0	-0,4	-1,8	-0	-0,2	-0,2
kurtosis	0,08	1,69	0,14	-0,63	-1	-0,5	0,47	-1	-0,7	4	-0,5	-0,5	-0,7
kurt.2SE	0,04	0,89	0,07	-0,33	-0,5	-0,3	0,24	-1	-0,3	2,1	-0,3	-0,2	-0,4
normtest.W	0,92	0,86	0,96	0,97	0,97	1	0,91	0,9	0,95	0,8	0,96	0,95	0,95
normtest.p	0,07	0,01	0,53	0,61	0,65	0,4	0,04	0,1	0,38	0	0,43	0,34	0,34

Таблиця 2.2.3

Статистичні оцінки основних параметрів мінливості ознак дорослих
особин рудої вечорниці ростовського регіону та перевірка їх нормальності

	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
nbr.val	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
nbr.null	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nbr.na	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
min	70	53	51	51	18,1	6,2	9,3	4,6	12,5	8,2	5,2	6,7	7,9
max	76	58	56	56	19,3	6,7	9,8	5,5	13,3	9	6	7,2	9
range	6	5	5	5	1,2	0,5	0,5	0,9	0,8	0,8	0,8	0,5	1,1
sum	656	505	475	475	167	58	85,6	45	115	77	50,4	62,5	76,3
median	72	57	52	52	18,5	6,5	9,5	5	12,8	8,4	5,5	6,9	8,5
mean	72,9	56,1	52,78	52,78	18,6	6,4	9,51	5	12,8	8,5	5,6	6,94	8,48
SE.mean	0,65	0,63	0,49	0,49	0,14	0,1	0,06	0,1	0,08	0,1	0,09	0,05	0,11
CI.mean.0.95	1,51	1,46	1,14	1,14	0,33	0,1	0,15	0,2	0,19	0,2	0,21	0,12	0,26
var	3,86	3,61	2,19	2,19	0,18	0	0,04	0,1	0,06	0,1	0,07	0,02	0,11
std.dev	1,96	1,9	1,48	1,48	0,42	0,2	0,19	0,3	0,25	0,2	0,27	0,15	0,34
coef.var	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0	0,02	0,1	0,02	0	0,05	0,02	0,04
skewness	0,14	-0,3	0,95	0,95	0,44	-0,2	0,44	0,2	0,55	0,8	0,19	0,09	-0,2
skew.2SE	0,1	-0,2	0,66	0,66	0,31	-0,1	0,31	0,2	0,39	0,6	0,14	0,07	-0,1
kurtosis	-1,5	-1,7	-0,2	-0,2	-1,5	-1,3	-1,4	-1	-1	-0,6	-1,6	-1,1	-1,3
kurt.2SE	-0,5	-0,6	-0,07	-0,07	-0,5	-0,5	-0,5	-0	-0,4	-0,2	-0,6	-0,4	-0,5
normtest.W	0,95	0,87	0,86	0,86	0,9	0,9	0,88	0,9	0,93	0,9	0,92	0,97	0,96
normtest.p	0,68	0,14	0,1	0,1	0,23	0,4	0,18	0,5	0,52	0,1	0,37	0,91	0,79

Таблиця 2.2.4

Статистичні оцінки основних параметрів мінливості ознак дорослих
особин рудої вечорниці черкаського регіону та перевірка їх нормальності

	L	Ca	Fa	CBL	CRL	OCC	CRB	IOR	ZYG	CRH	ROH	DCM	DMM
nbr.val	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24
nbr.null	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nbr.na	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
min	65	45	50	17,5	17,4	4,9	8,9	4,6	11,6	7,8	5,1	6,3	8,1
max	78	57	55	19,4	19,4	7,2	9,9	5,5	13,3	9,1	6,3	7,3	9,1
range	13	12	5	1,9	2	2,3	1	0,9	1,7	1,3	1,2	1	1
sum	1742	1247	1247	444,8	444	153	228	121	304	205	133	165	204
median	72,5	52	52	18,6	18,6	6,4	9,55	5,1	12,7	8,5	5,55	6,9	8,5
mean	72,6	52	51,96	18,53	18,5	6,4	9,5	5,1	12,7	8,5	5,55	6,89	8,5
SE.mean	0,71	0,72	0,3	0,09	0,1	0,1	0,05	0,1	0,08	0,1	0,05	0,05	0,05
CI.mean.0.95	1,47	1,48	0,63	0,19	0,21	0,2	0,11	0,1	0,16	0,1	0,11	0,1	0,11
var	12,2	12,3	2,22	0,19	0,24	0,2	0,06	0,1	0,15	0,1	0,07	0,05	0,07
std.dev	3,49	3,51	1,49	0,44	0,49	0,4	0,25	0,3	0,39	0,3	0,26	0,23	0,26
coef.var	0,05	0,07	0,03	0,02	0,03	0,1	0,03	0,1	0,03	0	0,05	0,03	0,03
skewness	-0,6	-0,7	0,37	-0,32	-0,2	-1,2	-0,3	-0	-0,8	-0,4	0,71	-0,6	0,57

skew.2SE	-0,6	-0,8	0,39	-0,34	-0,3	-1,2	-0,4	-0	-0,9	-0,4	0,76	-0,7	0,6
kurtosis	-0,4	-0,6	-1,1	0,02	-0,2	4	-0,6	-1	0,56	0,1	1,15	0,19	-0,4
kurt.2SE	-0,2	-0,3	-0,6	0,01	-0,1	2,2	-0,3	-0	0,3	0,1	0,62	0,11	-0,2
normtest.W	0,94	0,89	0,91	0,96	0,97	0,8	0,95	1	0,94	1	0,93	0,96	0,95
normtest.p	0,18	0,01	0,04	0,52	0,7	0	0,29	0,3	0,19	0,6	0,08	0,42	0,27

Примітка. Умовні позначення як у попередніх таблицях.

Оскільки дослідження довело відсутність статевого диморфізму (див. розділ 3) по досліджуваним параметрам, та впливу сезонності збору матеріалу (див. розділ 4) порівнюються ознаки 65 самиць та 10 самців разом із чотирьох популяцій, зібраних у різні сезони, із тими ж статистиками самиць європейського та азійського регіонів [10], також взятих у різні сезони.

Зведена таблиця 2.2.5 досліджуваних популяцій (див. табл. 2.2.1 2.2.4) разом з результатами опублікованої раніше роботи [10].

Таблиця 2.2.5

Статистика чотирьох параметрів досліджуваних популяцій разом з
результатами опублікованої раніше роботи [10]

	CBL	ZYG	CRH	DCM		CBL	ZYG	CRH	DCM
Одеська популяція, n=20					Черкаська популяція, n=24				
min	17,5	12,3	7,5	6,8	min	17,5	11,6	7,8	6,3
max	18,8	13,3	9,4	7,4	max	19,4	13,3	9,1	7,3
mean	18,15	12,9	8,5	7,05	mean	18,53	12,7	8,5	6,89
SE.me an	0,08	0,06	0,1	0,04	SE.me an	0,09	0,08	0,1	0,05
Київська популяція, n=22					Європейські популяції самок із [10]				
min	17,9	12,3	7,2	6,6	n	165	159	157	175
max	19,4	13,5	8,9	7,25	min	18,0	12,0	8,1	6,6
mean	18,53	13	8,4	6,95	max	20,0	14,0	9,0	7,6
SE.me an	0,09	0,07	0,1	0,04	mean	18,9	13,1	8,6	7,2
Ростовська популяція, n=9					SE.me an	0,36	0,36	0,2	0,14
min	18,2	12,5	8,2	6,7	Азійські популяції самок із [10]				
max	19,4	13,3	9	7,2	n	59	47	49	59
mean	18,7	12,8	8,5	6,94	min	18,5	12,8	8,4	7,0
SE.me an	0,13	0,08	0,1	0,05	max	20,0	14,0	9,1	7,8

					mean	19,5	13,5	8,7	7,4
					SE.mean	0,37	0,32	0,17	0,17
	CBL	ZYG	CRH	DCM		CBL	ZYG	CRH	DCM

Середні значення результатів даного аналізу та результатів, отриманих раніше [10], були зображені на Рис. 2.2.1, з якого видно, що досліджувані популяції мають стабільно менші розміри від загальних азійських та навіть європейських, що пояснюється можливо особливістю промірів різних авторів, втім потребує подальшого дослідження.

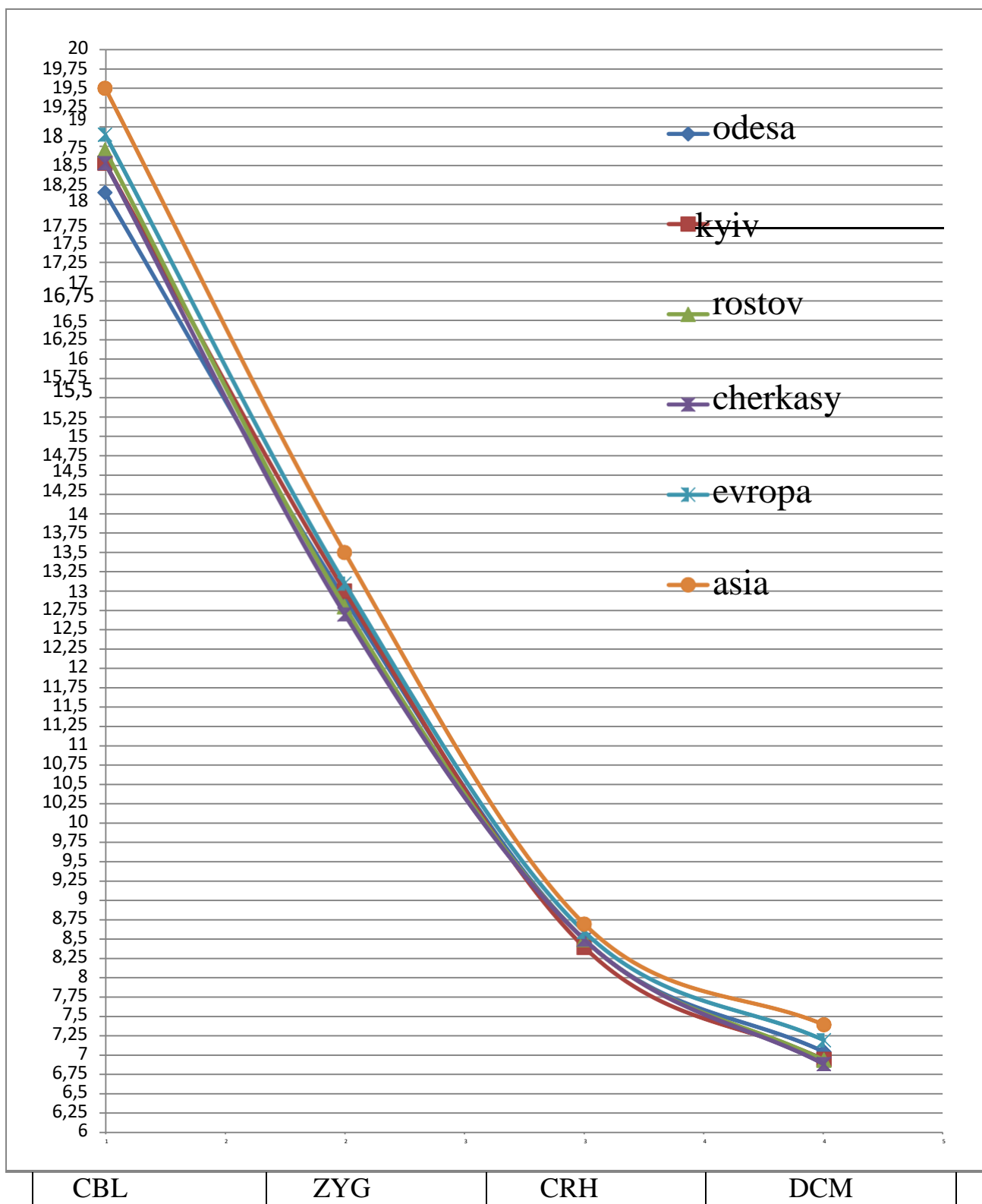


Рисунок 2.2.1. Графік порівняння середніх значень чотирьох параметрів CBL, ZYG, CRH, DCM (вісь ординат) самиць чотирьох досліджуваних популяцій та з двох регіонів, взятих [10], вказаних у легенді графіка (вісь абсцис)

2.3. Обчислення головних компонент

Було прошкальовано вектори ознак числового формату і проведено аналіз головних компонент, які мали такий характер, відображений на Рис. 2.3.1 [11] Власні числа, долі дисперсій та накопичена доля дисперсій приведені у трьох рядках відповідно:

```
> summary(pca3)
Importance of components:
          PC1      PC2      PC3      PC4      PC5      PC6      PC7      PC8      PC9      PC10     PC11     PC12
Standard deviation  2.090  1.2415  1.05417  1.0235  0.86175  0.80523  0.78870  0.7091  0.65935  0.6109  0.5692  0.53289
Proportion of Variance 0.364  0.1284  0.09261  0.0873  0.06188  0.05403  0.05184  0.0419  0.03623  0.0311  0.0270  0.02366
Cumulative Proportion 0.364  0.4924  0.58506  0.6724  0.73424  0.78828  0.84011  0.8820  0.91824  0.9493  0.9763  1.00000
```

Рисунок 2.3.1. Статистика головних компонент на консолі середовища R

Загальна картина вкладу перших десятих компонент у розкид даних графічно («screeplot») зображено на Рис. 2.3.2. Разом перші дві компоненти склали 49,24% варіабельності усіх ознак.

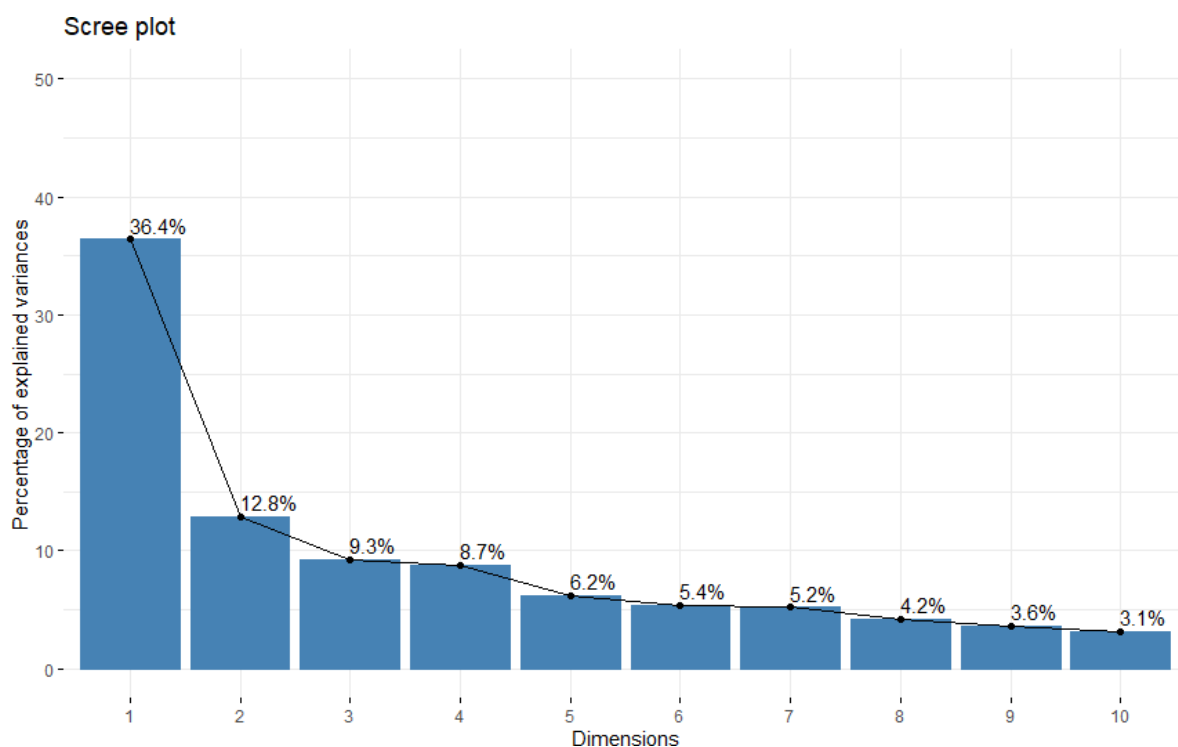


Рисунок 2.3.2. Вклад перших десятих компонент в розкид даних

Згідно критерію Кайзера-Гуттмана рекомендується залишити для подальшого аналізу тільки ті головні компоненти, власні значення яких перевищують середнє (власних значень), як показано на Рис. 2.3.3:

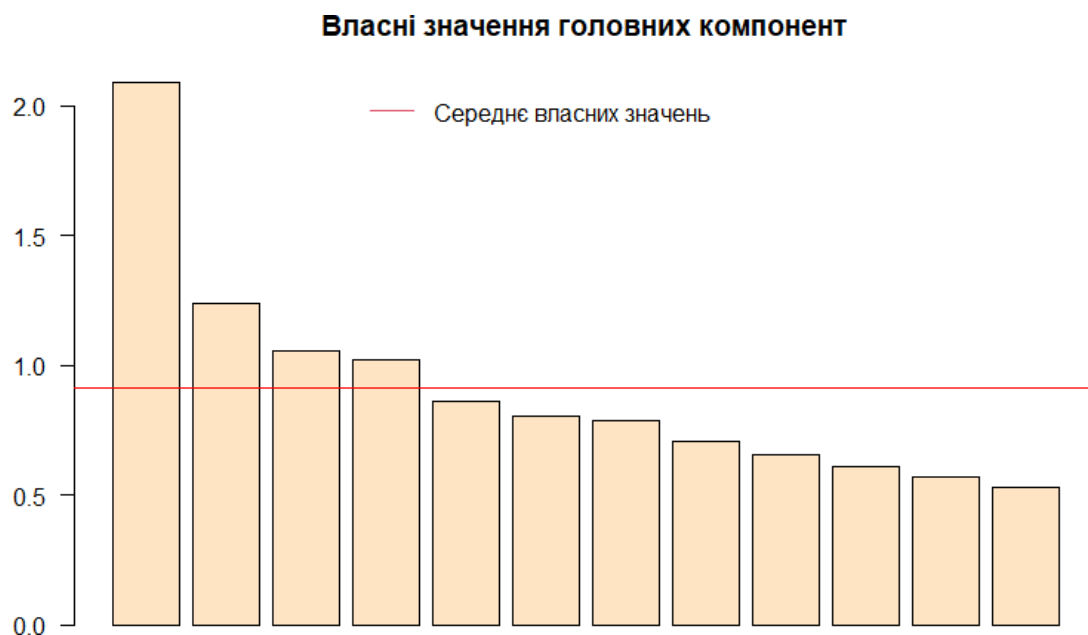


Рисунок 2.3.3. Діаграма для критерію Кайзера-Гуттмана

З Рисунку 2.3.3 випливає, що доцільно взяти в аналіз перші чотири головні компоненти. Разом вони пояснюють 67,24% дисперсії (Рис. 2.3.1). Відбувається перше зменшення розмірності в аналізі параметрів.

Нормалізовані значення навантажень перших чотирьох компонентів наведені в Рисунку 2.3.4:

	PC1	PC2	PC3	PC4
L	-0.2363512	-0.41649107	0.09524303	-0.37631340
Ca	-0.1904016	-0.27334469	-0.66122418	0.02826565
Fa	-0.2309226	-0.45960968	-0.23399504	0.13063299
CRL	-0.2139048	0.55266100	-0.29865836	-0.05745861
OCC	-0.2808327	0.28367568	-0.13513925	-0.44417625
CRB	-0.3633888	0.13814536	0.01302621	0.11203920
IOR	-0.2350686	-0.12163223	0.33779320	0.56817947
ZYG	-0.3795831	-0.16366953	0.08989149	-0.10021609
CRH	-0.2803057	0.29079837	-0.11992172	0.45773506
ROH	-0.3114321	-0.05714599	-0.09769825	0.14510664
DCM	-0.3483748	0.04025600	0.15962228	-0.19294501
DMM	-0.3187782	0.06748762	0.46876262	-0.16340505

Рисунок 2.3.4. Ваги перших чотирьох компонент на консолі середовища R

Оцінки та навантаження перших двох компонент графічно зображені на Рис. 2.3.5:

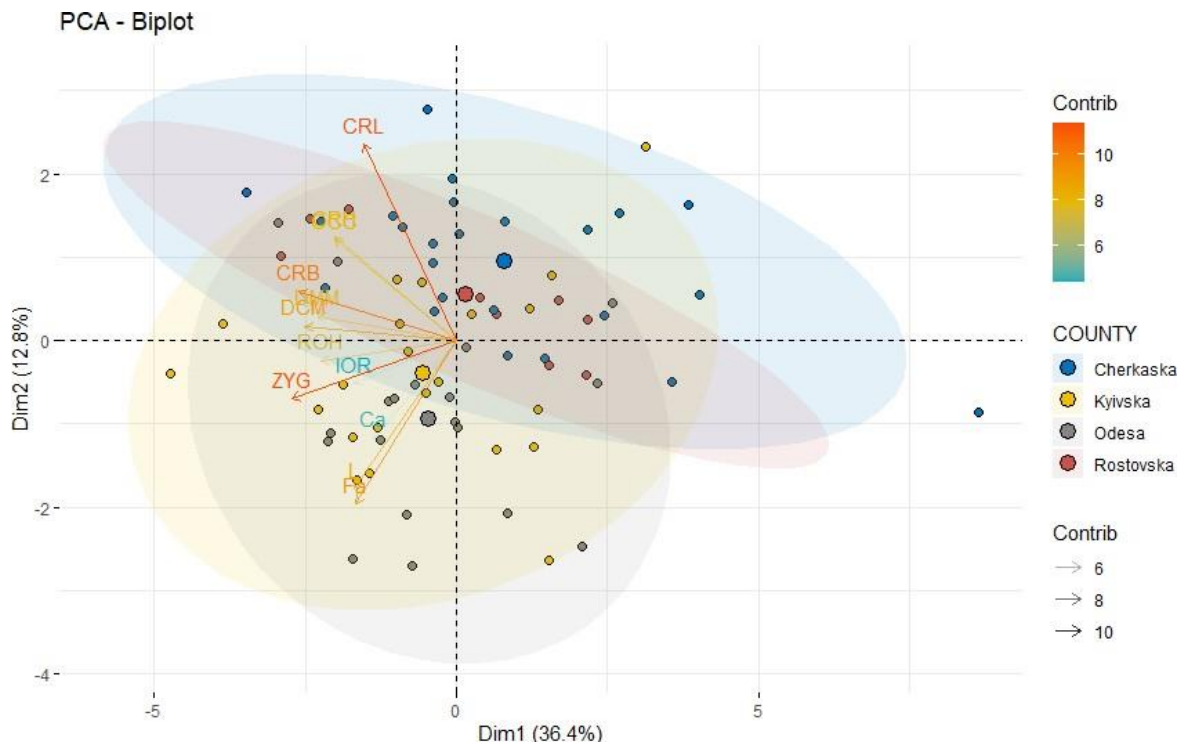


Рисунок 2.3.5. Положення чотирьох популяцій у координатах двох перших компонентів PCA

Примітка. По осі абсцис перша компонента, по осі ординат – друга. Стрілками показані найвпливовіші навантаження на компоненти, кольорові кружечки меншого розміру кожний екземпляр відповідної популяції, кольорові кружечки більшого розміру – центроїди популяцій розподілу 95%.

Еліпси нормальної імовірності, що описують розташування усіх екземплярів кожної вибірки в площині перших двох головних компонент, дуже перекриваються, як і у випадку дослідження [10], коли вивчалися інші популяції на території колишнього СРСР і дотичних частин Європи.

З Рисуноків 2.3.5, 2.4.1 видно, що найбільше на першу компоненту впливають змінні, напрямки яких від початку координат вліво ближче до вісі абсцис, тобто усі значення навантажень від'ємні, а на другу компоненту – відповідно вгору та вниз ближче до вісі ординат, тобто є як від'ємні, так і

позитивні найбільші впливи. Є і навантаження, притаманні обох компонентам, що відходять від початку координат під кутом близько 45° , наприклад як CRH та OCC (що накладаються одна на одну у другому квадранті осей координат), але з різними знаками у різних компонентах, що означає часткову самокомпенсацію.

Найбільше в площині першої компоненти розгортається київська популяція, найменше черкаська популяція. Найбільш «розрізняє» популяції друга компонента, оскільки центри популяцій ніби вишикувались по вертикалі. Відносно початку координат по розташуванню центроїдів вимальовується нечіткий поділ на дві групи – київську-одеську та черкаську-ростовську.

2.4. Перша головна компонента

Ваги першої головної компоненти графічно зображено на Рис. 2.4.1.

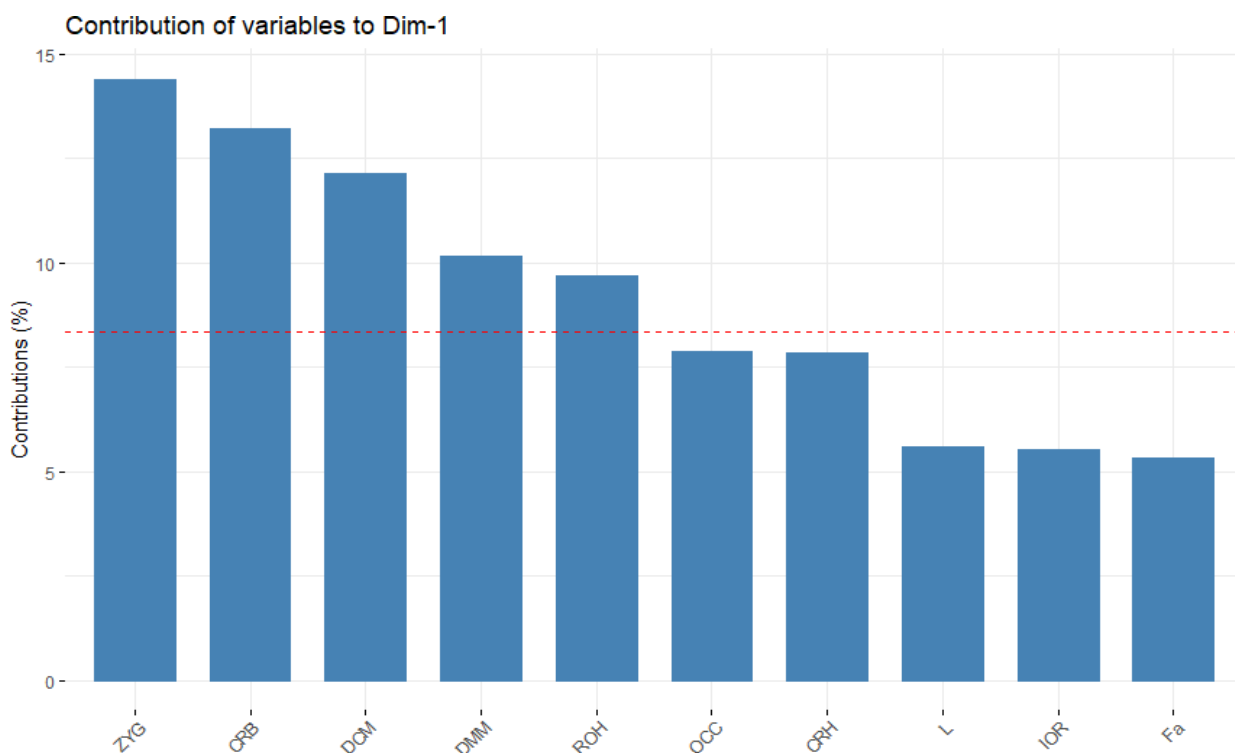


Рисунок 2.4.1. Навантаженість першої головної компоненти (по

вертикалі) від перших десяти змінних (по горизонталі)

Оскільки суть метода головних компонент полягає у зменшенні розмірності при аналізі, втрачаючи найменшу кількість суттєвої інформації, то з Рис. 2.4.1 логічним випливає висновок, що при аналізі першої компоненти можна брати п'ять перших змінних, а рештою сімома (на графіку п'ятьма) можна знехтувати. Це друге зменшення розмірності після відкидання з аналізу 5–12 компонент (див. Рис. 2.3.3). Тож маємо, що на першу компоненту з її 36,4% загальної дисперсії усі навантаження від'ємні (див. Рис. 2.3.4, 2.3.5). Найістотнішими параметрами у варіабельності рудих вечірниць є вилучна ширина (-0,38), ширина мозкової капсули (-0,36), базальна довжина ВРЗ (-0,35), ширина між верхніми зубними рядами (на рівні М3) (-0,32), висота черепа з барабанами (-0,32). Можливо це від'ємне навантаження має місце іще від якихось параметрів черепа, окрім досліджених. Це потребує подальшого вивчення. Найменше таке звуження черепа згідно Рис. 2.3.5 притаманно черкаській популяції.

Звуження та уплощення черепа у своєму крайньому варіанті характерне неехолокуючим видам Chiroptera, (з протилежними ознаками — ехолокуючим ротом кажанам) та відповідає за зменшення сили укуса [14]. Загальне зменшення розмірів тіла досліджувалось В. Богдановичем із співавторами (Bogdanowicz et al., 1999) [12]. Ними визначено, що в ехолокаційних звуках кажанів переважають низькі частоти у більших комахоїдних, на відміну від більш дрібних видів, які використовують більш високі частоти [16, 13].

Найменші значення компоненти в одеській та київській популяціях (див. Рис. 2.4.2).

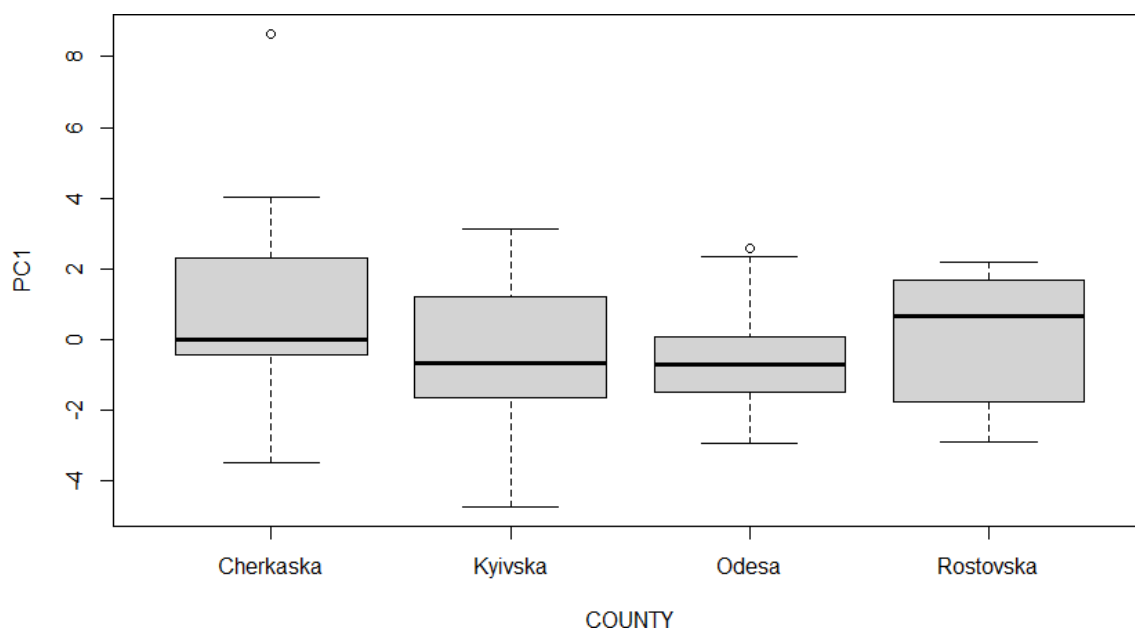


Рисунок 2.4.2. Географічна мінливість нормалізованих значень першої компоненти

Примітка. По вісі ординат нормалізовані значення першої компоненти, по вісі абсцис – географічний регіон. Тут і нижче в графіках «ящиків з вусами»: нижній вус найменше спостереження (більше або дорівнює нижньому шарніру $1,5 \times \text{IQR}$ (міжквартильний діапазон, або інтерквартильний розмах, що дорівнює різниці між 75-м та 25-м процентилями). Нижній шарнір (25-й перцентиль). — медіана (50-й перцентиль). Верхній шарнір (75-й перцентиль). Верхній вус ящика найбільше спостереження (менше або дорівнює верхньому шарніру $+ 1,5 \times \text{IQR}$). ° вектор значень, які знаходяться за межами min і max.

Графіки не дають уявлення про достовірність явища, яке розглядається. Оцінимо статистично вплив географічної мінливості на перший компонент декількома тестами, попередньо зробивши перевірку на однаковість дисперсій та нормальність розподілу. Тест Левена на гомогенність дисперсій (center = median) видав F value= 0.8095 з $p=0.4928>0,05$, тому гіпотеза про рівність дисперсій всіх популяцій не відкидається. Тест Флігнера-Кіллена: $\chi^2 = 2.0806$, $df = 3$, $p\text{-value} = 0.5559>0,05$ також говорить, що дисперсії однакові. Але оскільки Тест Шапіро-Вілка на нормальність розподілу порахував $W = 0.95434$, $p\text{-value} = 0.008689$ – це свідчить про відсутність нормальності значень

компоненти у розподілі, а отже використовувати параметричні критерії неможливо.

Порівнявши всі чотири популяції непараметричним тестом Вілкоксона [2], виявляємо, що найбільш неоднаковими за першою компонентою є київська та черкаська популяції з $p\text{-value} = 0.05662$, тобто різниці також є недостовірними. Використовуючи тест Тьюкі отримуємо результат, відображений на Рис. 2.4.3.

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	-1.34873506	-2.936389	0.2389191	0.1237535
Odesa-Cherkaska	-1.26133977	-2.889884	0.3672049	0.1840709
Rostovska-Cherkaska	-0.63917288	-2.741615	1.4632693	0.8542551
Odesa-Kyivska	0.08739529	-1.574456	1.7492470	0.9990458
Rostovska-Kyivska	0.70956218	-1.418784	2.8379081	0.8166723
Rostovska-Odesa	0.62216689	-1.536853	2.7811871	0.8728701

Рисунок 2.4.3. Результати тесту Тьюкі по першій компоненті на консолі середовища R

Примітка. diff різниця в спостережуваних середніх значеннях вагів компоненти, lwr нижня кінцева точка інтервалу, upr верхня кінцева точка, а p adj значення p (після автокоригування для множинних порівнянь).

Відмічаємо, що результати всіх використаних методів тестування підтвердилися. По всіх тестах з першою компонентою різниці в популяціях не відзначаються. Отже, вплив географічного фактора на першу компоненту не має 95% достовірності. Це схоже на загальний тренд виду з ознаками паралелізму в популяціях. По мінливості, відображеній у першій компоненті, у незначній мірі умовно відбувається поділ популяцій на дві групи «східну групу» ростовсько-черкаську та «західну», київсько-одеську.

2.5. Друга головна компонента

Особливо відрізняються за другою компонентою одеська та черкаська

популяції, (див. Рис. 2.3.5).

Для зменшення розмірності, як і в попередньому підрозділі, ми скористаємося графіком з Рис. 2.5.1.

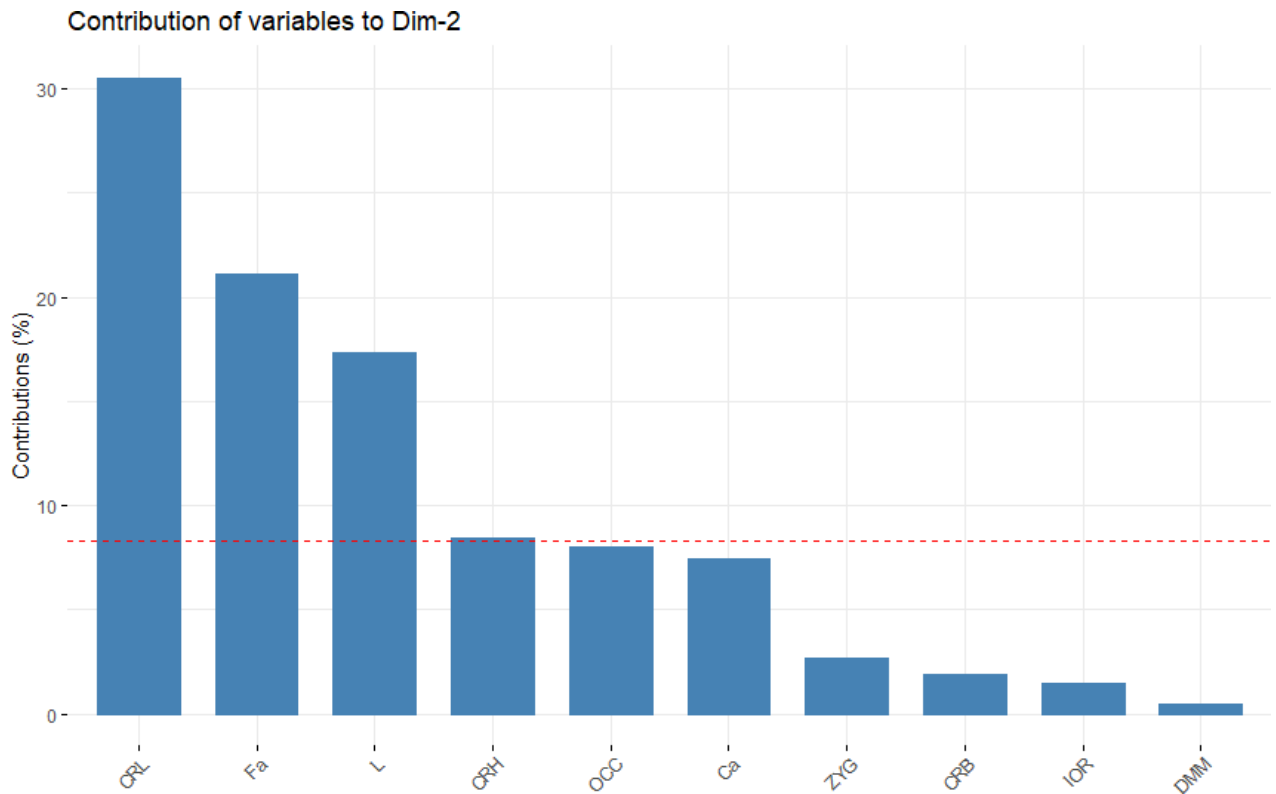


Рисунок 2.5.1. Навантаженість другої головної компоненти (по вертикалі) від десяти перших змінних (по горизонталі)

Друга компонента відображає протилежність тенденцій мінливості мозку-тіла позитивного навантаження на компоненту $+0,55$ від довжини черепа (а оскільки довжина зубного ряду $+0,04$, то треба розуміти, що подовжується в більшій мірі мозкова капсула), його висоти основної (у потиличному відділі) $+0,29$, ширини в потилиці $+0,28$ «за рахунок» зменшення деяких параметрів тіла: довжин $-0,41$ загальної, $-0,46$ передпліч та $-0,27$ хвоста — тобто при збільшенні навантаження мозкові капсули об'ємніші – довші; ширші й вищі каудально, при скороченні загальних параметрів тулуба. Відображена другою компонентою мінливість є частковим (оскільки має лише 12,8% дисперсії (див. Рис. 2.3.2)) компенсатором мінливості в площині першої компоненти щодо

параметрів черепа. В деякій мірі співпадає з основним трендом еволюції кажанів у співвідношенні мозок/тіло [21]. Уточнення цієї міри потребує окремих розрахунків. Отже, результат аналізу другою компонентою можна з натяжкою назвати фактором «енцефалізації» [18] (імовірно за рахунок зменшення тіла можливо через обмеження в зв'язку з польотом – збільшення мозку потребує компенсуючого зменшення розмірів тіла), див. Рис. 2.3.4.

Географічна мінливість другої головної компоненти виглядає досить очевидною (Рис. 2.5.3):

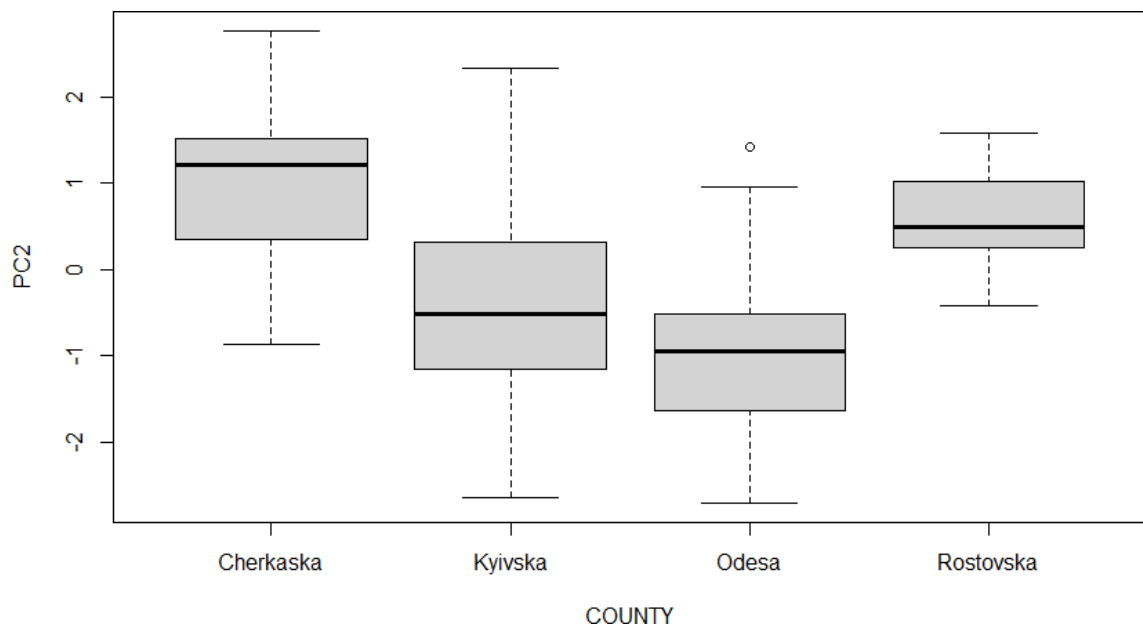


Рисунок 2.5.3. Географічна мінливість нормалізованих значень другої компоненти

Примітка. Умовні позначення, як на Рис. 2.4.2.

Суттєвість впливу географічної мінливості на другу компоненту дослідимо також різними тестами. Тест Левена (center = mean): F value = 0.615, $Pr(>F) = 0.6075$. Оскільки $p=0.6075 > 0,05$, гіпотеза про рівність дисперсій в усіх популяціях не відкидається. Тест Флігнера-Кіллена на гомогенність дисперсій усіх чотирьох популяцій за другою компонентою видав такий же рівень

незначущості 0.6264. Тест Шапіро-Вілка на нормальність розподілу, $W = 0.98228$, $p\text{-value} = 0.3775$ – розподіл рахунків другої компоненти нормальний. А отже можна застосовувати звичайні параметричні статистики. Summary: $F\text{ value} = 15.65$, $\Pr(>F) = 6.51e-08$ ***, $\text{Residuals} = 68.65$. Тести Вілкоксона та Тьюкі також показали, що вплив географічних чинників на другу головну компоненту достовірний, зводимо їх у табл. 2.5.1 та 2.5.2 відповідно:

Таблиця 2.5.1

Результати тесту Вілкоксона рангового значущості відмінностей популяцій по другій компоненті (у обсязі пояснюваної дисперсії 12,8%)

	Київська	Одеська	Ростовська
Черкаська	3.267e-05	3.339e-07	0.1926
Київська		0.1638	0.01037
Одеська			0.0003601

Зробимо поправку на множинність порівнянь, використовуючи метод Холма (поправка Холма - Бонферроні):

Розглянемо перевірку цих 6-ти гіпотез при $\alpha = 0.05$. Для них отримані $p\text{-value}$ (див. табл. 2.5.1). Розставимо їх по зростанню: 1) 3.339e-07; 2) 3.267e-05; 3) 0.0003601; 4) 0.01037; 5) 0.1638; 6) 0.1926.

Будуть перевірені наступні нерівності за формулою:

$$p < \alpha/m, \quad (2.5.3)$$

де m – кількість наявних гіпотез у порядку зменшення:

1. $3.339e-07 < 0.05/6 \rightarrow$ відхиляємо дану нульову гіпотезу (про рівність популяцій), рухаємося далі.
2. $3.267e-05 < 0.05/5 \rightarrow$ відхиляємо дану нульову гіпотезу, рухаємося далі.
3. $0.0003601 < 0.05/4 \rightarrow$ відхиляємо дану нульову, рухаємося далі.

4. $0.01037 < 0.05/3 \rightarrow$ відхиляємо дану нульову гіпотезу, рухаємося далі.
5. $0.1638 > 0.05/3 \rightarrow$ приймаємо цю і наступні нульові гіпотези, зупиняємося.

Відповідно маємо висновок про те, що після поправки якісно нічого (див. табл. 2.5.1) не змінилося.

Тест Тьюкі видав результати у вигляді, аналогічному Рис. 2.4.3, яку після переформатування представимо у табл. 2.5.2.

Таблиця 2.5.2

Результати тесту Тьюкі по другій компоненті

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska****	-1,35	-2,11	-0,59	0,0000876
Odesa-Cherkaska*****	-1,89	-2,67	-1,1	0,0000001
Rostovska-Cherkaska	-0,4	-1,41	0,61	0,73
Odesa-Kyivska	-0,54	-1,34	0,26	0,3
Rostovska-Kyivska	0,95	-0,07	1,98	0,08
Rostovska-Odesa**	1,49	0,45	2,53	0,0018501

Примітка. Умовні позначення тут і нижче як і в аналогічному Рис. 2.4.3

Варіабельність у площині другої компоненти достовірно відрізняється у таких представлених попарно у табл. 2.5.2 популяцій: одеської з черкаською та ростовською та черкаської з київською. Вплив географічного фактора на другу компоненту посилюється в напрямку зі заходу на схід. Цей апроксимований параметр як вже відмічалось, імовірно відображає збільшення деяких розмірів черепа «за рахунок» зменшення загальних розмірів і, як і мінливість першої компоненти, але вже істотно, розрізняє популяції на «східну групу» ростовської-черкаської популяцій та «західну», київсько-одеську (що ми вже бачили на Рис. 2.3.5). Значення по другій компоненті збільшується в напрямку зі сходу на захід.

У той же час, оскільки черкаська та київська популяції розташовувалися в одній недостатньо вологій і теплій природньо-кліматичній зоні лісостепу, а ростовська та одеська – у дуже посушливій помірно жаркій зоні степу з м'якою зимою, то подібний поділ є доволі дивним і не передбачає жодної закономірності за відомими екологічними правилами, зокрема Аллена та Бергмана. Причини відмінностей між групами популяцій по другій компоненті та інші питання потребують подальшого дослідження.

2.6. Третя головна компонента

Аналогічно отримуємо Рис. 2.6.1 та аналізуємо.

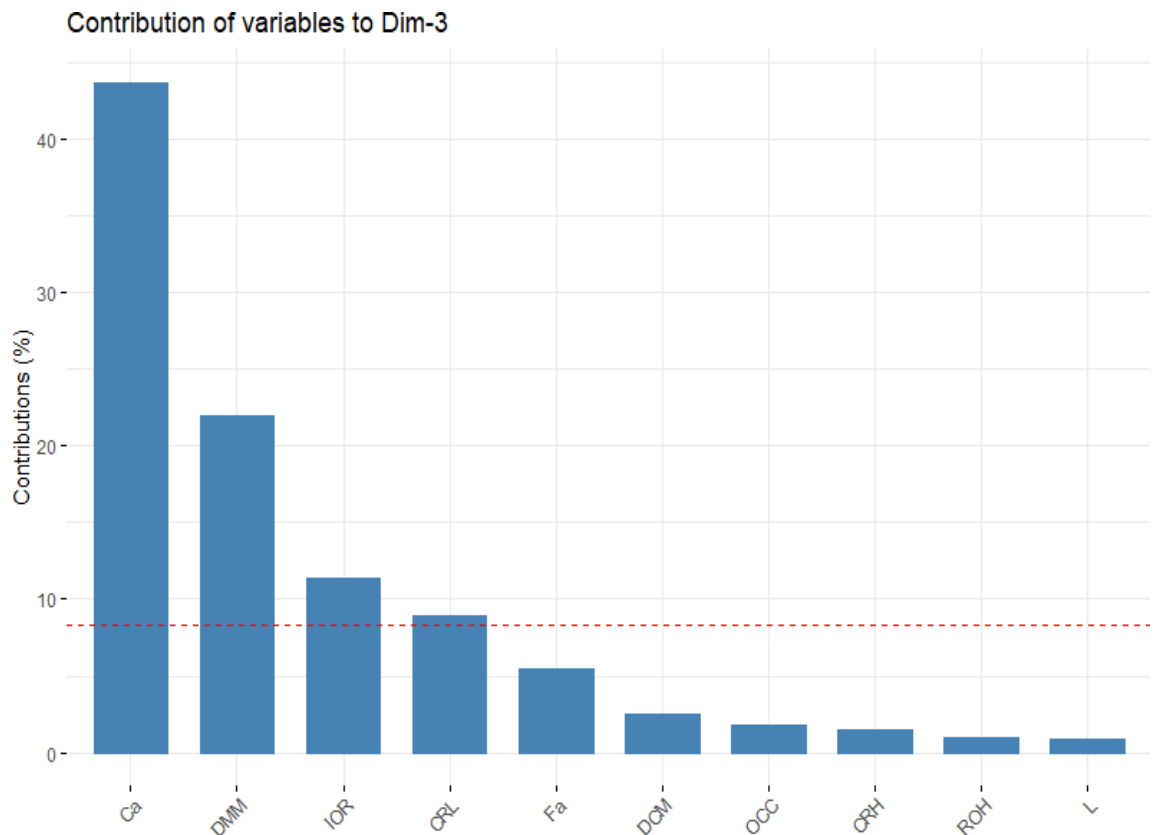


Рисунок 2.6.1. Навантаженість третьої компоненти

Як популяції розташовуються у площинах третьої і четвертої компоненти зображено на Рис. 2.6.2.

Мінливість по третій компоненті дещо доповнює другу — на межі рострума, вона відображає конфлікт позитивного навантаження на дві ширини черепа: між зубними рядами (+0,47) та міжочну (+0,34) з від'ємним навантаженням на деякі довжини: хвоста (-0,66), черепа (-0,3), передпліч (-0,23).

На третю компоненту діють фактори розширення деяких параметрів проксимального рострума за рахунок вкорочення довжин: хвоста, мозкової капсули (тут часткове нівелювання попередньої, другої компоненти), передпліч та потиличної ширини.

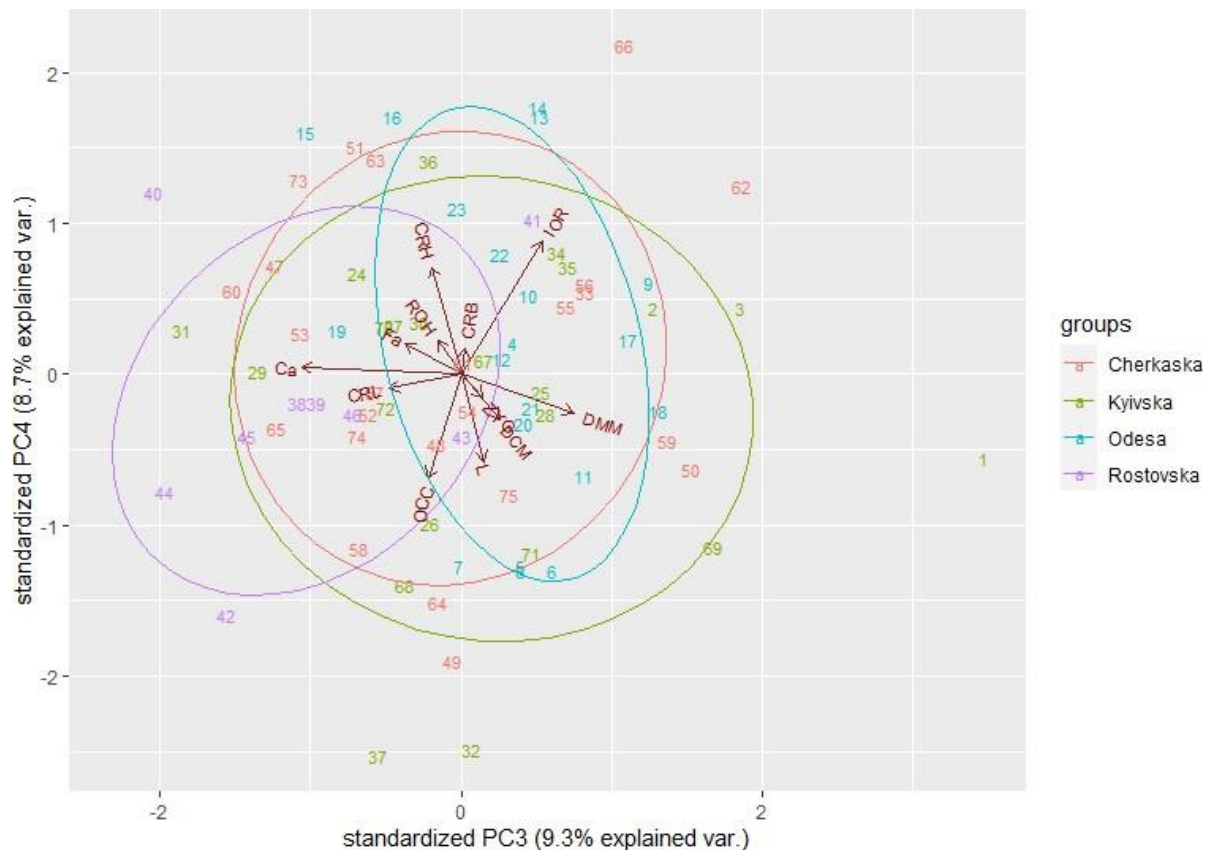


Рисунок 2.6.2. Графік навантажень та рахунків третьої та четвертої основних компонент апроксимованих даних морфологічних ознак кажанів з чотирьох популяцій

Дія факторів на другу та третю компоненти схожа на дихотомічну інтеграцію рострального та каудального модулів черепа [17]. Відмічалась довша ньобна довжина з коротшою мозковою капсулою у кажанів, ехолокуючих ротом, ніж у тих, що ехолокують як ротом, так і носом [14], що цілком відповідає дійсності — руді вечірниці ехолокують ротом, тобто підтверджувалися б результати (Giasomini et al., 2021) [14], якщо виривати з контексту (без другої компоненти). Ростовська популяція по третій компоненті відрізняється від усіх інших, «західних» — значення найвпливовіших параметрів найменші, а позитивний вплив параметрів на компоненту збільшується зі сходу на захід, див. Рис. 2.6.2 та 2.6.3.

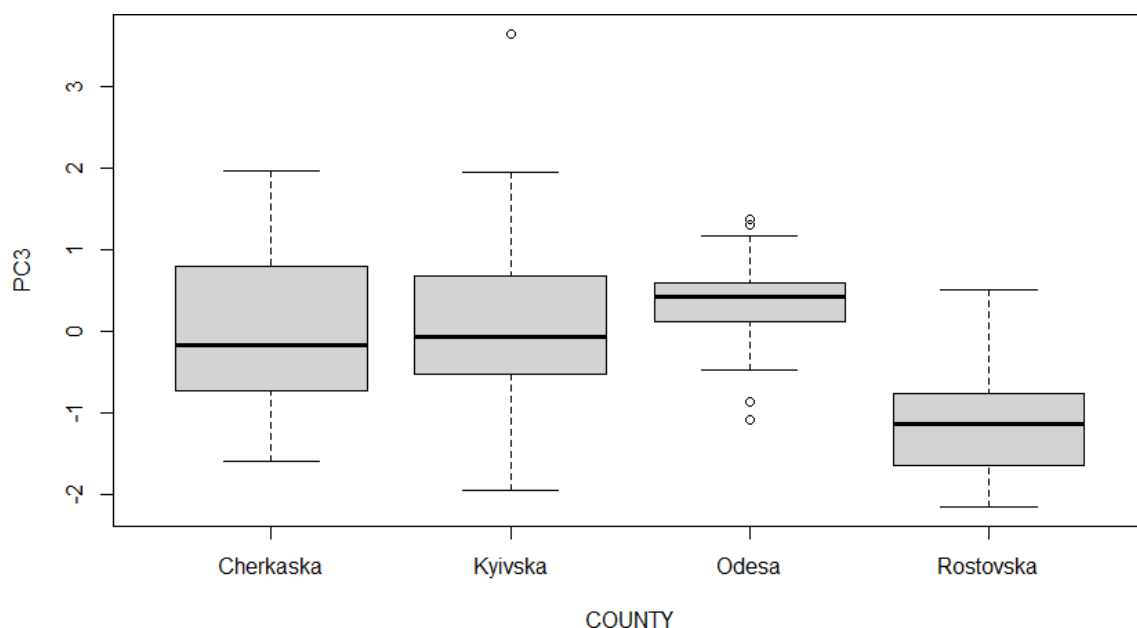


Рисунок 2.6.3. Вплив географічного фактора на третю компоненту
Примітка. Умовні позначення, як на Рис. 2.4.2.

Знову необхідно перевірити достовірність наявності географічного чинника на компоненту. Тест Левена на гомогенність: $F \text{ value} = 1.9768$, $\Pr(>F) = 0.1252$. Оскільки $p=0.1252 \gg 0,05$, то гіпотеза про рівність дисперсій популяцій не відкидається. За результатами Тест Флігнера-Кіллена на гомогенність дисперсій: $\text{chi-squared} = 6.8904$, $p\text{-value} = 0.07547$, тобто відмінності між усіма географічними групами за дисперсією у третій компоненті незначимі. Тест Шапіро-Вілка на нормальність розподілу: $W = 0.9811$, $p\text{-value} = 0.3255$ – розподілення нормальне. А отже використовуємо параметричні критерії для аналізу: summary $F \text{ value} = 4.965$, $\Pr(>F) = 0.00348^{**}$, Residuals = 67.97. Як конкретні популяції відрізняються за Тьюкі, представлено в табл. 2.6.1.

Таблиця 2.6.1

Результати тесту Тьюкі по відмінностям у третій компоненті в межах
поясненої дисперсії 9,3%

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,29	-0,47	1,05	0,75

Odesa-Cherkaska	0,43	-0,35	1,21	0,47
Rostovska-Cherkaska*	-1,01	-2,02	0	0,049
Odesa-Kyivska	0,14	-0,65	0,94	0,96
Rostovska-Kyivska**	-1,3	-2,32	-0,28	0,007
Rostovska-Odesa**	-1,44	-2,47	-0,41	0,0025

Результати іншого тестування по нормалізованим значенням третьої компоненти в досліджуваних популяціях відображаємо в табл. 2.6.2

Таблиця 2.6.2

Результати тесту Вілкоксона рангового значущості відмінностей популяцій по третій компоненті

	Київська	Одеська	Ростовська
Черкаська	0.3886	0.079	0.009624
Київська		0.4171	0.003015
Одеська			0.0005767

Поправка на множинність порівнянь Холма – Бонферроні, аналогічно попередньому підрозділу (див. формулу 2.5.3), не призвела до якісних змін у ймовірностях відмінностей між популяціями по третій головній змінній, (див. табл. 2.6.2).

Ростовська популяція відрізняється від усіх інших (див. також Рис. 2.5.2), «західних» значення найвпливовіших параметрів найменші, а вплив параметрів на компоненту збільшується зі сходу на захід. Знову маємо деяку невідповідність впливу факторів компоненти кліматичним зонам, оскільки одеська та ростовська популяції найбільше відрізняються, хоча належали одній середньомісячнотемпературній зоні.

2.7. Четверта головна компонента

Відобразимо рахунки четвертої компоненти гістограмою на Рис. 2.7.1:

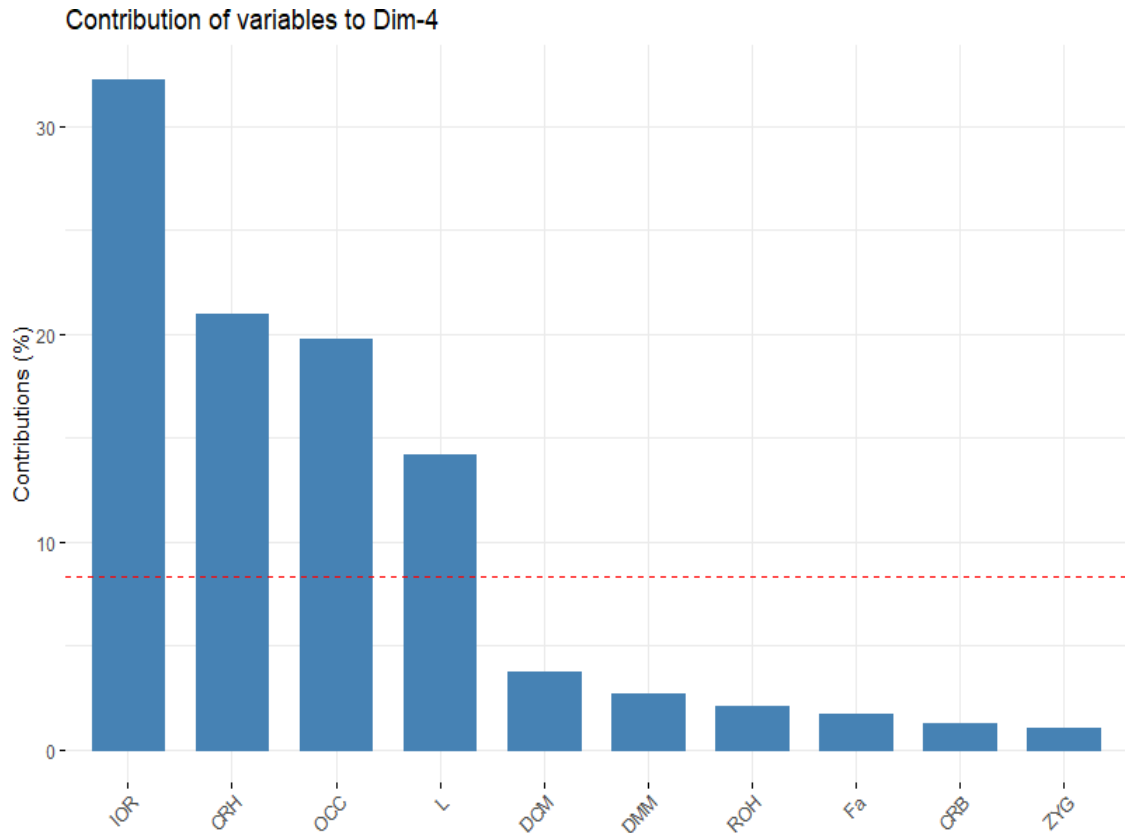


Рисунок 2.7.1. Навантаженість четвертої компоненти

Тенденція по четвертій компоненті доповнення третьої у збільшенні міжочної ширини (+0,57), та доповнення другої у збільшенні висоти черепа з барабанами (+0,46)(див. Рис. 2.3.4) при зменшенні потиличної ширини (-0,44)(що присутнє у більшості компонент), та загальної довжини тіла (-0,38). Разом всі три компоненти можна сказати частково (у межах свого обсягу поясненої дисперсії) компенсують першу. Фактори, що спричиняють варіабельність ознак по четвертій компоненті, мають наслідком варіативність щодо розширення міжочної частини роstrума з підвищенням висоти черепа «за рахунок» його вкорочення, звуження: в потиличній частині черепа та можливо роstrума на рівні проміра між зубними рядами. У [14] подібне було негативно завантажено у другій компоненті на початкову, кінцеву та пікову частоту ехолокації, так що види з позитивними показниками характеризувалися діагонально нахиленим і коротшим роstrумом, більш ширшою мозковою

капсулою і більшими буллами. Можливо це фактор зменшення частот і у нашому випадку.

Також слід відмітити, що обробка твердих харчових продуктів вимагає відносно короткого роструму для максимізації сили укусу [15] .

Майже напевно між ростовською та одеською популяціями пролягає межа ареалів цих географічних форм. Таку думку щодо київської та черкаської популяцій можна висувати більш гіпотетично. Однак усі виражені висновки потребують подальших досліджень та уточнень. Особливо у порівняннях з невеликою кількістю особин для статистики: обстежених самців — усього 10 особин, та 9 особин ростовської популяції.

Перших чотири компоненти пояснюють сумарно 67,2% дисперсії ознак популяцій.

Можливий вплив географічних факторів на четверту компоненту відображено на Рис. 2.7.2:

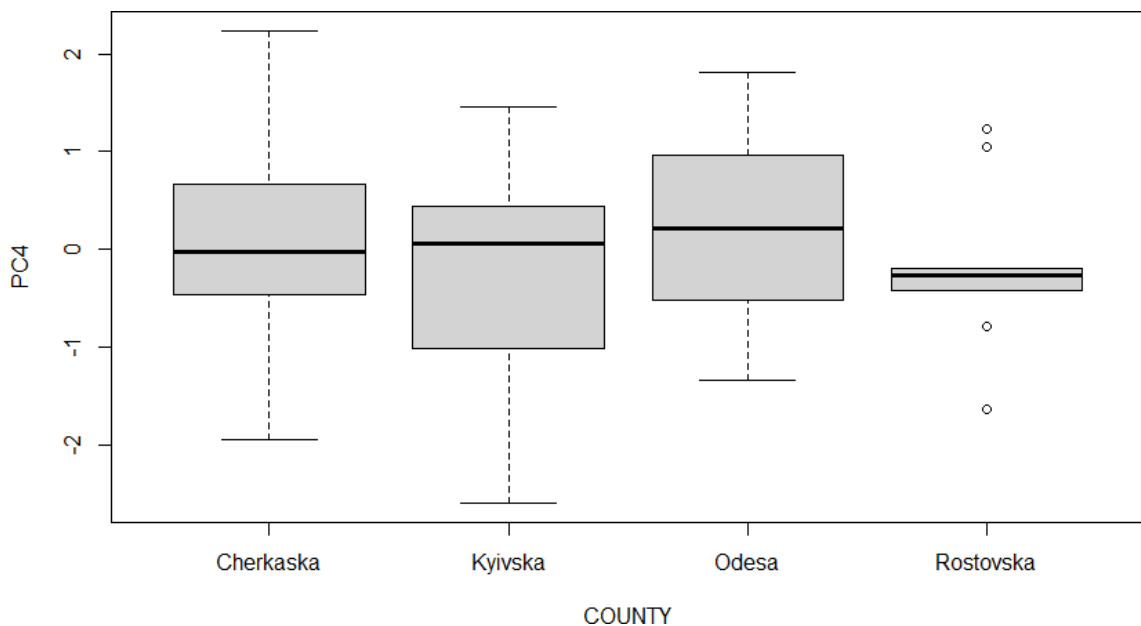


Рисунок 2.7.2. Географічна мінливість нормалізованих значень четвертої компоненти

Примітка. Умовні позначення, як на Рис. 2.4.2.

Маємо результат Тест Левена на гомогенність дисперсій: $F \text{ value} = 0.4028$
 $\Pr(>F) = 0.7514$. Тест Флігнера-Кіллена на гомогенність дисперсій: $\text{med chi-squared} = 2.5094$, $p\text{-value} = 0.4736$. Тест Шапіро-Вілка на нормальність розподілу $W = 0.9875$, $p\text{-value} = 0.6732$ – розподілення нормальне, параметричні статистики дозволені для використання. Summary: $F \text{ value} = 0.833$, $\Pr(>F) = 0.48$, $\text{Residuals} = 74.88$. Результат тесту Тьюкі відображаємо у табл. 2.7.1.

Таблиця 2.7.1

Результати тесту Тьюкі по четвертій компоненті

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	-0,34	-1,14	0,45	0,67
Odesa-Cherkaska	0,1	-0,72	0,91	0,99
Rostovska-Cherkaska	-0,29	-1,35	0,77	0,89
Odesa-Kyivska	0,44	-0,39	1,28	0,51
Rostovska-Kyivska	0,05	-1,02	1,12	1
Rostovska-Odesa	-0,39	-1,47	0,7	0,78

Результати тестування Вілкоксона зводимо у табл. 2.7.2.

Таблиця 2.7.2

Рівень значущості відмінностей популяцій по четвертій компоненті у тесті Вілкоксона ранговому

	Київська	Одеська	Ростовська
Черкаська	0.506	0.6659	0.4862
Київська		0.3752	0.6847
Одеська			0.2948

Висновок із усіх проведених тестів один: четверта компонента зовсім не залежить від географічних чинників.

2.8. Візуальна оцінка відмінностей між популяціями по найвпливовішим ознакам другої головної компоненти

Подивимось, як різняться популяції по ознакам, які показали себе найвпливовіше у другій компоненті, як найбільше «розділяючій» наші популяції (див. Рис. 2.5.2) і використовуючи лише графічне подання даних (до усунення CBL з аналізу). Цікаво дізнатися відмінності, яких встигли вже

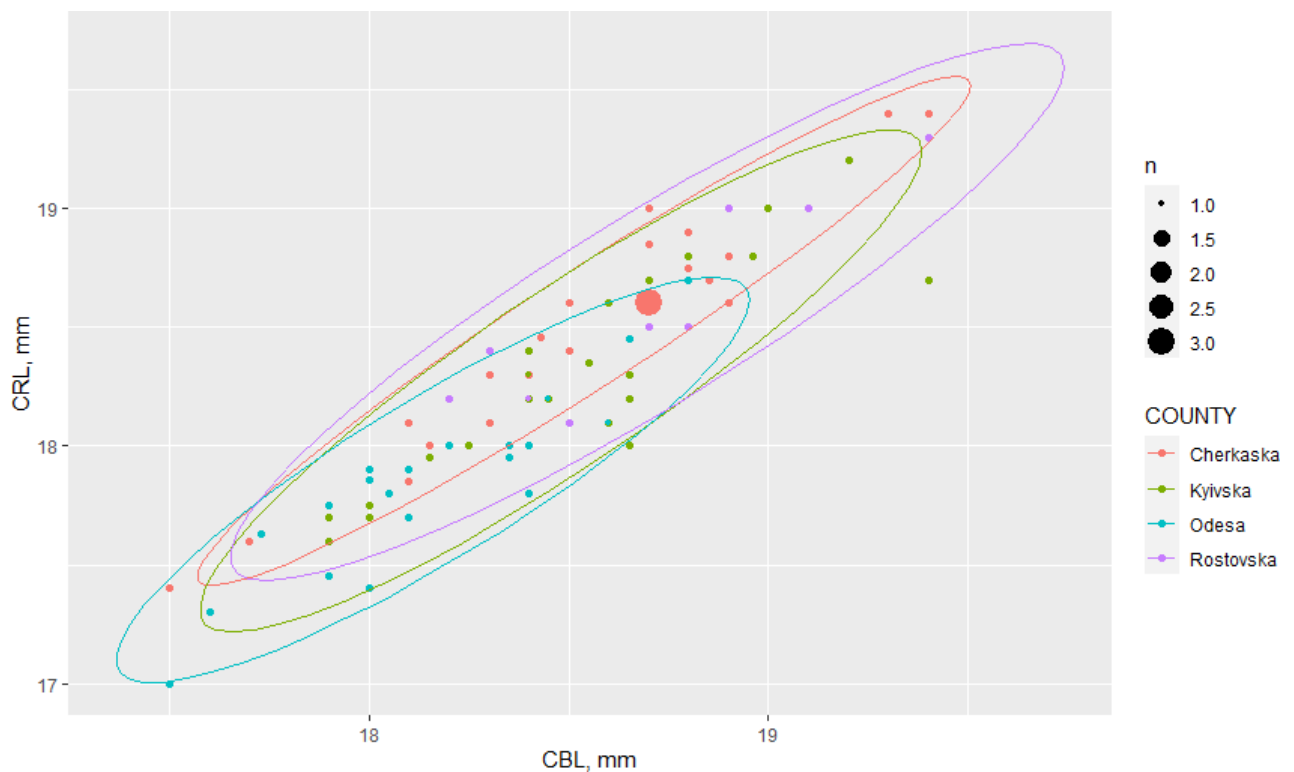


Рисунок 2.8.1. Дві перші найвагоміші змінні другої компоненти (до усунення CBL з аналізу)

досягти по них популяції, графічно це подається на Рис. 2.8.1 і 2.8.2.

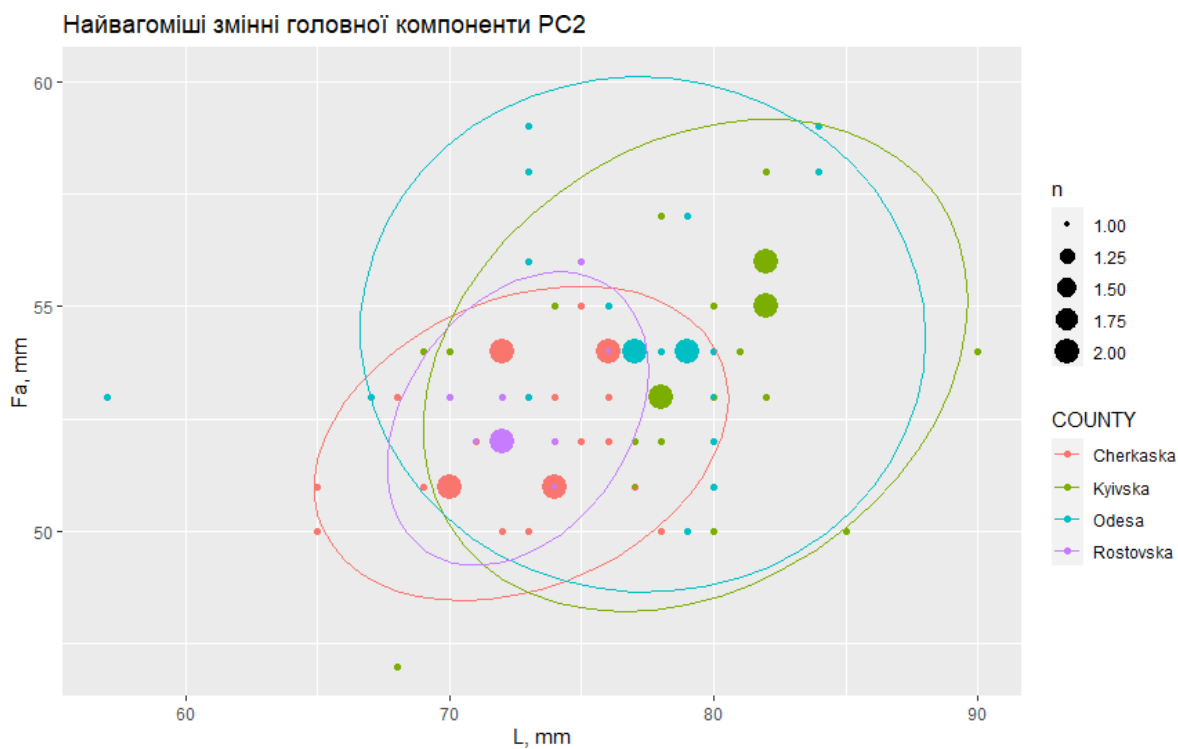


Рисунок 2.8.2. Найвагоміші змінні номер 3 та 4 другої компоненти (до усунення CBL з аналізу)

Візуально найбільш відмінними на графіку Рис. 2.8.1 виглядають ростовська та одеська, на Рис. 2.8.2 київська та черкаська популяції. Спостерігається неспівпадіння по групуванню на Рис. 2.3.5, що пояснюється впливом інших десяти ознак на головні компоненти, окрім пари зображених.

РОЗДІЛ 3

ОЦІНКА ГЕОГРАФІЧНОГО ВПЛИВУ НА ОЗНАКИ

Скористаємося графіками «ящиків з вусами» для візуальної оцінки впливу географічних чинників на всі досліджувані ознаки на Рис. 3.1:

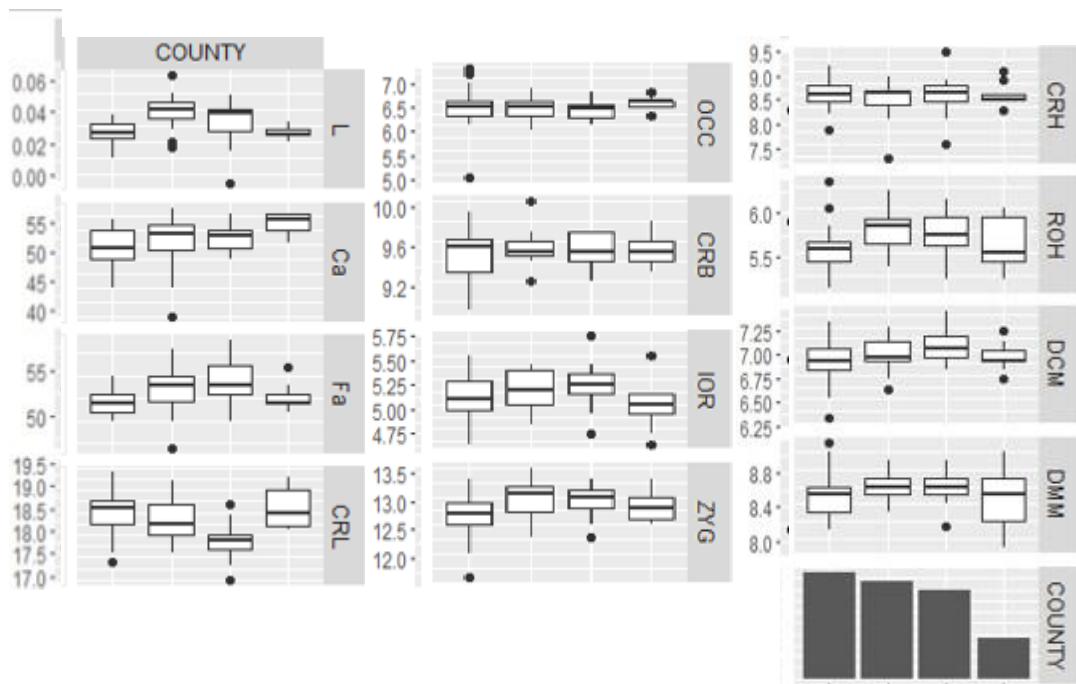


Рисунок 3.1. Вплив географічної мінливості на ознаки

Примітка. По горизонталі зліва направо — черкаська, київська, одеська та ростовська популяції, по вертикалі — ознаки. Зліва по осі ординат розміри в мм, праворуч назви відповідних параметрів. Нижній вус ящика – найменше спостереження (більше або дорівнює нижньому шарніру – $1,5 \times \text{IQR}$ (міжквартильний діапазон, або інтерквартильний розмах, що дорівнює різниці між 75-м та 25-м процентилями). Нижній шарнір (25-й перцентиль). — — медіана (50-й перцентиль). Верхній шарнір (75-й перцентиль). Верхній вус ящика – найбільше спостереження (менше або дорівнює верхньому шарніру + $1,5 \times \text{IQR}$). • — вектор значень, які знаходяться за межами min і max.

Географічна мінливість кожної ознаки проявляється також по-різному. Зокрема наступні два тести видали суперечливі результати, відображені у Рис. 3.2:

```

> leveneTest(L+Ca+Fa+CRL+OCC+CRB+IOR+ZYG+CRH+ROH+DCM+DMM~COUNTY , data = d4)
Levene's Test for Homogeneity of Variance (center = median)
      Df F value    Pr(>F)
group  3  2.3439 0.08026 .
      71

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
warning message:
In leveneTest.default(y = y, group = group, ...) : group coerced to factor.
> fligner.test(L+Ca+Fa+CRL+OCC+CRB+IOR+ZYG+CRH+ROH+DCM+DMM~COUNTY , data = d4)

Fligner-Killeen test of homogeneity of variances

data:  L + Ca + Fa + CRL + OCC + CRB + IOR + ZYG + CRH + ROH + DCM + DMM by COUNTY
Fligner-killeen:med chi-squared = 9.9302, df = 3, p-value = 0.01917

```

Рисунок 3.2. Тести Левена та Флігнера-Кілліна на гомогенність дисперсії між популяціями на консолі середовища R

Тести Шапіро-Вілکا (див. табл. 2.1.1) були одноманітно нормальними.

3.1 Оцінка географічного впливу на довжину тіла, хвоста і передпліч

Перший графік на Рис. 3.1 з параметрами L видається різним по популяціях. Застосуємо тест зведених відомостей (summary) та постхоковий тест Тьюкі (TukeyHSD). Результати відповідно: F value = 7.968, Pr(>F) = 0.000119***. Відмічаємо високий рівень значимості відмінностей між популяціями.

Переформатовуємо отриману в консолі R таблицю з результатами тесту Тьюкі в табл. 3.1.1:

Таблиця 3.1.1

Результати тесту Тьюкі по загальній довжини тіла між популяціями

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska***	6,28	2,62	9,94	0,0001
Odesa-Cherkaska*	3,82	0,06	7,57	0,044
Rostovska-Cherkaska	0,31	-4,54	5,15	1
Odesa-Kyivsa	-2,46	-6,29	1,37	0,34
Rostovska-Kyivska*	-5,97	-10,88	-1,07	0,0106
Rostovska-Odesa	-3,51	-8,49	1,46	0,26

Примітка. Умовні позначення: diff – різниця в спостережуваних середніх

значеннях, lwr – нижня кінцева точка інтервалу, upr – верхня кінцева точка, а p adj – значення p після коригування для множинних порівнянь.

Відмічається поділ на східну і західну групи популяцій, як і на Рис. 2.3.5. Довжина зменшується в напрямку із заходу на схід.

На вигляд з графіка довжина хвоста на Рис. 3.1 не має географічної мінливості. Отримуємо такий результат тесту summary: $F \text{ value} = 3.516$, $\Pr(>F) = 0.0194$ *, який говорить нам, що відмінність у деякій мірі існує. І другий результат тесту TukeyHSD, уточнюючий, відображений у табл. 3.1.2.

Таблиця 3.1.2.

Результати тесту Тьюкі по довжині хвоста між популяціями

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	1,41	-1,19	4	0,49
Odesa-Cherkaska	1,74	-0,92	4,4	0,32
Rostovska-Cherkaska*	4,15	0,72	7,59	0,01
Odesa-Kyivska	0,34	-2,38	3,05	0,99
Rostovska-Kyivska	2,75	-0,73	6,22	0,17
Rostovska-Odesa	2,41	-1,11	5,94	0,28

Примітка. Тут і нижче умовні позначення як у табл. 3.1.1

Як бачимо (див. табл. 3.1.2), на довжину хвоста географічні чинники майже не впливають. Єдина відмінність – всередині східної групи – між черкаською та ростовською популяціями, у останньої цей параметр достовірно більше, що суперечить гіпотезі поділу ареалів між східною та західною групами популяцій.

З графіка Рис. 3.1 вбачається різниця у довжинах передпліч між західною та східною групами. Перевіряємо: $F \text{ value} = 5.61$, $\Pr(>F) = 0.00165$ **. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.1.3:

Таблиця 3.1.3

Результати тесту Тьюкі по довжині передпліч між популяціями

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	1,54	-0,12	3,2	0,08
Odesa-Cherkaska***	2,59	0,89	4,3	0,0008
Rostovska-Cherkaska	0,82	-1,38	3,02	0,76
Odesa-Kyivska	1,05	-0,69	2,79	0,39
Rostovska-Kyivska	-0,72	-2,95	1,5	0,83
Rostovska-Odesa	-1,77	-4,03	0,49	0,18

За довжиною передпліч достовірно відрізняються лише одеська та черкаська популяції – вони з різних груп, київська та черкаська відрізняються близько до достовірності, тому гіпотеза груп не відкидається.

3.2. Оцінка географічного впливу на параметри черепа

За загальною довжиною черепа графік Рис. 3.1 виглядає розділенням на східну і західну групи, при чому в останньої цей параметр менше. Перевіряємо: $F \text{ value} = 9.606$, $\Pr(>F) = 2.11e-05$ *** – висока достовірність. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.1.

Таблиця 3.2.1

Результати тесту Тьюкі по довжині черепа між популяціями

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	-0,19	-0,53	0,15	0,47
Odesa-Cherkaska****	-0,64	-1	-0,29	0,00005
Rostovska-Cherkaska	0,09	-0,36	0,54	0,95
Odesa-Kyivska**	-0,45	-0,81	-0,09	0,007
Rostovska-Kyivska	0,28	-0,18	0,74	0,38
Rostovska-Odesa***	0,73	0,27	1,2	0,0005

За результатами статистичного аналізу географічної мінливості черепа виявляється, що західна група не тримається разом, східна гомогенна. Також

зазначимо, що суттєво відрізняється від усіх інших популяцій одеська. Це досить цікавий результат, потребує подальшого дослідження.

Потилична ширина виглядає на графіку Рис. 3.1 не варіабельною. Перевіряємо: $F \text{ value} = 0.335$, $\Pr(>F) = 0.8$ – немає розбіжностей. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.2.

Таблиця 3.2.2

Результати тесту Тьюкі по потиличній ширині між популяціями

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0	-0,23	0,23	1
Odesa-Cherkaska	-0,05	-0,28	0,19	0,96
Rostovska-Cherkaska	0,07	-0,23	0,38	0,92
Odesa-Kyivska	-0,05	-0,29	0,2	0,96
Rostovska-Kyivska	0,07	-0,24	0,38	0,93
Rostovska-Odesa	0,12	-0,2	0,44	0,75

Дійсно, географічної мінливості по потиличній ширині не проявляється. У першій та четвертій компоненті потилична ширина була дуже негативно навантажена, однак зазначені компоненти також не проявляли географічної залежності. Імовірно, цей параметр є результатом стабілізуючого відбору.

Ширина нейрокраніума також виглядає на Рис. 3.1 не мінливою географічно. Перевіряємо: $F \text{ value} = 0.21$, $\Pr(>F) = 0.889$ – немає різниці в популяціях. У попарних порівняннях маємо результат табл. 3.2.3.

Таблиця 3.2.3

Результати тесту Тьюкі ширини мозкової капсули

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,05	-0,11	0,21	0,87

Odesa-Cherkaska	0,03	-0,14	0,19	0,97
Rostovska-Cherkaska	0,02	-0,2	0,23	1
Odesa-Kyivska	-0,02	-0,19	0,15	0,99
Rostovska-Kyivska	-0,03	-0,25	0,18	0,98
Rostovska-Odesa	-0,01	-0,23	0,2	1

Справді, ширина нейрокраніума географічно не мінлива. Вона навантажувалась від'ємно у першій головній компоненті, яка не залежала від географічних факторів. Маємо результат стабілізуючого відбору по всім чотирьом популяціям.

Міжочний проміжок на Рис. 3.1 сприймається у канві гіпотези двогрупності, перевіряємо: $F \text{ value} = 2.398$, $\Pr(>F) = 0.0752$. – немає гетерогенності. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.4.

Таблиця 3.2.4

Результати тесту Тьюкі міжорбітальної ширини

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,1	-0,08	0,27	0,48
Odesa-Cherkaska	0,14	-0,04	0,32	0,19
Rostovska-Cherkaska	-0,06	-0,29	0,17	0,9
Odesa-Kyivska	0,04	-0,14	0,23	0,93
Rostovska-Kyivska	-0,16	-0,39	0,08	0,31
Rostovska-Odesa	-0,2	-0,44	0,04	0,14

Гіпотеза гетерогенності не підтверджується.

Вилична ширина на Рис. 3.1 виглядає залежною від географічного чинника. $F \text{ value} = 3.588$, $\Pr(>F) = 0.0178$ * – достовірна неоднорідність. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.5.

Таблиця 3.2.5

Результати тесту Тьюкі виличної ширини

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska*	0,29	0,04	0,55	0,019
Odesa-Cherkaska	0,25	-0,01	0,52	0,06
Rostovska-Cherkaska	0,13	-0,21	0,47	0,74
Odesa-Kyivska	-0,04	-0,31	0,23	0,98
Rostovska-Kyivska	-0,16	-0,51	0,18	0,61
Rostovska-Odesa	-0,12	-0,47	0,23	0,8

Вилична ширина у київської та черкаської популяцій достовірно відрізняється, і вони належать до різних груп – Рис. 3.1.

Висота рострума на Рис. 3.1 також схожа на варіабельну географічно. Тестуємо: F value 2.895 Pr(>F) 0.0411 * – незначна варіабельність достовірна. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.6.

Таблиця 3.2.6

Результати тесту Тьюкі висоти рострума

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,18	-0,01	0,37	0,06
Odesa-Cherkaska	0,17	-0,02	0,36	0,1
Rostovska-Cherkaska	0,05	-0,2	0,3	0,95
Odesa-Kyivska	-0,01	-0,2	0,19	1
Rostovska-Kyivska	-0,13	-0,38	0,12	0,52
Rostovska-Odesa	-0,12	-0,37	0,13	0,6

Відмінності методом Тьюкі в цьому параметрі не знайдено, втім враховуючи попередній тест summary, відмітимо, що київська та черкаська популяції відрізняються з наближеною до достовірності силою і належать до різних груп на Рис. 3.1.

Іклова довжина верхнього зубного ряду на Рис. 3.1 виглядає варіабельною, перевіряємо командою summary: F value = 2.673, Pr(>F) = 0.0538 . майже немає гетерогенності. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.7.

Таблиця 3.2.7

Результати тесту Тьюкі базальної (іклової) довжини

\$COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,06	-0,08	0,21	0,66
Odesa-Cherkaska*	0,16	0,01	0,31	0,03
Rostovska-Cherkaska	0,05	-0,14	0,24	0,89
Odesa-Kyivska	0,1	-0,06	0,25	0,35
Rostovska-Kyivska	-0,01	-0,2	0,18	1
Rostovska-Odesa	-0,11	-0,3	0,09	0,49

Достовірно відрізняються за DCM одеська та черкаська популяції, що гіпотетично належать різним групам.

Ширина між верхніми зубними рядами (на рівні M3) на графіку Рис. 3. 1 зображена не дуже мінливою географічно. Тестуємо: F value = 1.694, Pr(>F) = 0.176 – немає гетерогенності. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.8.

Таблиця 3.2.8

Результати тесту Тьюкі ширини між верхніми зубними рядами (на рівні M3)

COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	0,12	-0,05	0,29	0,27
Odesa-Cherkaska	0,1	-0,08	0,28	0,48
Rostovska-Cherkaska	-0,02	-0,25	0,21	0,99
Odesa-Kyivska	-0,02	-0,21	0,16	0,99
Rostovska-Kyivska	-0,14	-0,38	0,09	0,38
Rostovska-Odesa	-0,12	-0,36	0,12	0,55

Гомогенність достовірно не спростована. Параметр був суттєво присутній у географічно незмінній першій компоненті та третій компоненті, що мала географічну мінливість. Те, що третя компонента відповідає за меншу дисперсію, ніж попередня друга, дублює отриману в даному підрозділі відсутність географічної мінливості ознаки DCM.

Перевіримо також висоту черепа найбільшу (з барабанами), що не виявляє на графіку мінливості в різних регіонах: $F \text{ value} = 0.406$, $\Pr(>F) = 0.749$ – підтверджується критерієм Фішера. Результат тесту Тьюкі відображаємо в табл. 3.2.9.

Таблиця 3.2.9

Результатів тесту Тьюкі висоти черепа найбільшої (з барабанами)

\$COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Kyivska-Cherkaska	-0,11	-0,36	0,15	0,7
Odesa-Cherkaska	-0,06	-0,33	0,2	0,93
Rostovska-Cherkaska	-0,03	-0,37	0,31	1
Odesa-Kyivska	0,04	-0,23	0,31	0,97
Rostovska-Kyivska	0,07	-0,27	0,42	0,94
Rostovska-Odesa	0,03	-0,32	0,38	1

Майже цілковита гомогенність по CRH. Відмічаємо і тут ознаку, на яку імовірно діяв стабілізуючий вузький відбір.

Відобразимо отримані результати достовірних відмінностей тестом попарного зрівняння Тьюкі у зведеній табл. 3.2.10.

Таблиця 3.2.10

Зведена статистика достовірного впливу географічних чинників на ознаки популяцій

Номер послідовн о	Популяції, що достовірно відрізняються	Більше/менш е параметр у порівнювани х регіонів	Відповідні сть гіпотезі «двох груп»	Назва ознаки
1	Kyivska-Cherkaska***	+/-	+	L
1	Odesa-Cherkaska*	+/-	+	
1	Rostovska-Kyivska*	-/+	+	

1	Rostovska-Cherkaska*	+/-	-	Ca
2	Odesa-Cherkaska***	+/-	+	Fa
3	Odesa-Cherkaska****	-/+	+	CRL
1	Odesa-Kyivska**	-/+	-	
1	Rostovska-Odesa***	+/-	+	
2	Kyivska-Cherkaska*	+/-	+	ZYG
4	Odesa-Cherkaska*	+/-	+	DCM

Потилична ширина, ширина нейрокраніума, міжочний проміжок, висота рострума, висота черепа, базальна (іклова) довжина та ширина між верхніми зубними рядами (на рівні M3) практично не відрізняються своїми середніми значеннями між популяціями. За виключенням Kyivska-Cherkaska по виличній ширині та Odesa-Cherkaska по базальній (ікловій) довжині. Загалом гіпотеза групування згідно аналізу головних компонент, в якій скорочуються незначущі параметри на Рис. 3.1, підтверджується звичайним методом порівняння, у якому були використані усі параметри. Результати майже співпадають.

На користь гіпотези також те, що найбільш та найчастіш відмінними в попарних порівняннях виявляють себе черкаська та одеська популяції.

Шість перших головних компонент пояснюють 79% дисперсії виду. Спробуємо визначити, яка з них найбільше співпадає з виявленими розбіжностями одеської з іншими популяціями у табл. 3.2.11.

Таблиця 3.2.11

Співвідношення між навантаженнями головних компонент всієї вибірки та відмінностями одеської популяції від інших, отриманих методом множинних порівнянь

Ознаки/компоненти	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	Більше або менше, достовірність

L	-0,24	-0,42	0,1	-0,38	0,35	-0,39	+ *
Ca	-0,19	-0,27	-0,66	0,03	0,25	0,38	
Fa	-0,23	-0,46	-0,23	0,13	-0,27	-0,19	+***
CRL	-0,21	0,55	-0,3	-0,06	0,21	-0,17	- **,*** _T a****
OCC	-0,28	0,28	-0,14	-0,44	-0,1	0,4	
CRB	-0,36	0,14	0,01	0,11	0,05	-0,01	
IOR	-0,24	-0,12	0,34	0,57	0,2	0,49	
ZYG	-0,38	-0,16	0,09	-0,1	0,28	-0,03	
CRH	-0,28	0,29	-0,12	0,46	0,15	-0,41	
ROH	-0,31	-0,06	-0,1	0,15	-0,63	-0,17	
DCM	-0,35	0,04	0,16	-0,19	-0,38	0,18	+*
DMM	-0,32	0,07	0,47	-0,16	0,08	-0,02	

Видно (див. табл. 3.2.11), що одеська популяція найбільше співпадає (виділено жирним шрифтом) з третьою компонентою та протилежна (виділено курсивом) першій та другій компоненті.

Отримані статистики п'яťох самців з Одеси та чотирьох самців з Ростовської обл., зібраних у зимовий період, в порівнянні з вивленими раніше П. Стрелковим зі співавторами (Стрелков и соавт., 2002)[10] представлено у графічному вигляді на Рис. 3.2.12 та Рис. 3.2.13.

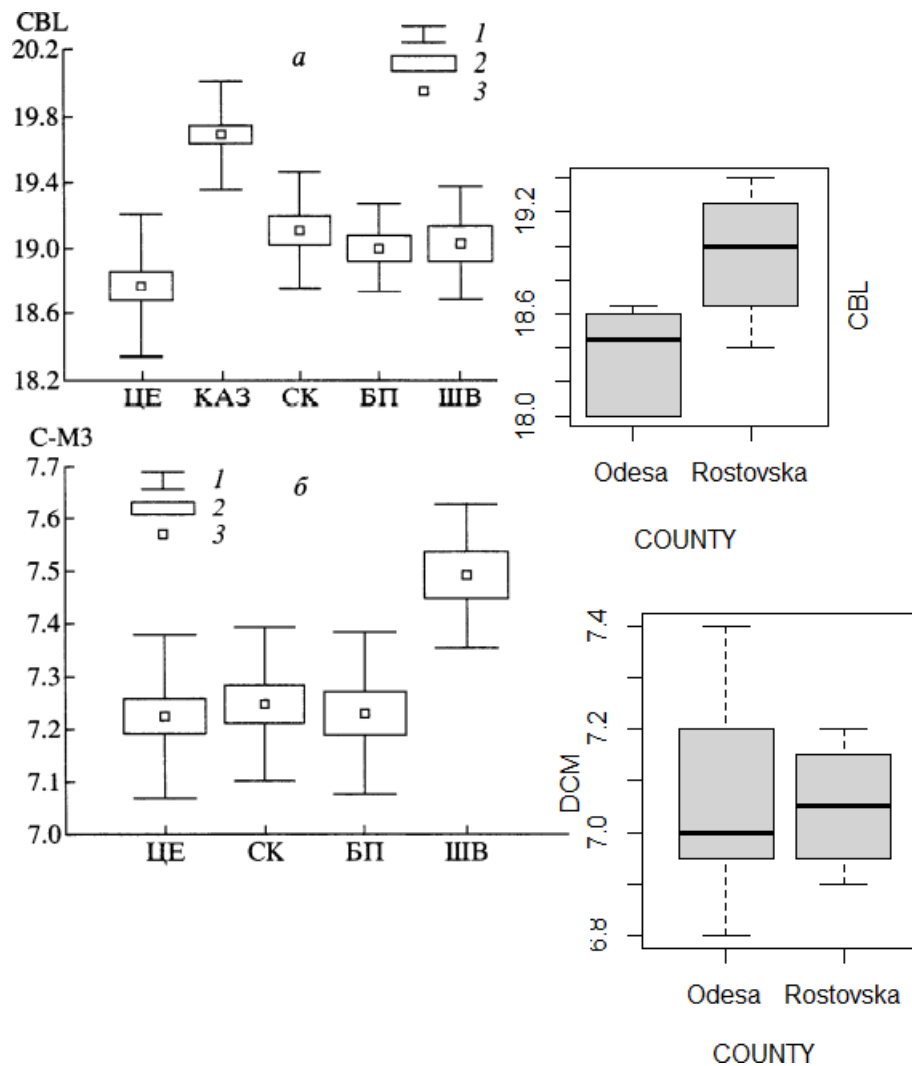


Рисунок 3.2.12. Відмінності між вибірками самців *N. noctula* зимніх зборів по окремим параметрам у межах досліджуваного ареалу (Стрелков и соавт., 2002) [10] зліва та популяції даного дослідження праворуч у прямокутниках у такому ж масштабі, як і зліва: а – конділобазальна довжина, б – довжина ВЗР

Примітка. Графіки зліва взяті із дослідження П. Стрелкова зі співавторами (Стрелков и соавт., 2002)[10]. Умовні позначення. ЦЕ – центральна Європа: Чехія, Австрія, одиничні особини з західної Польщі, Південної Німеччини; СК – північний Кавказ; ШВ – південна Швеція; КАЗ – південно-східний Казахстан; БП – Балканський півострів: Боснія, Сербія, одиничні особини із західної Болгарії, Словенії, Герцеговини; позначки ящиків з вусами праворуч як на Рис. 2.4.2.

На графіку ростовські самці за конділобазальною довжиною подібні до

північнокавказьких, балканських та південношведських. Одеські надзвичайно виділяються своїм найменшим розміром серед усіх. Те саме можна говорити і про довжину ВРЗ, окрім того ростовські подібніші до одеських, аніж до інших.

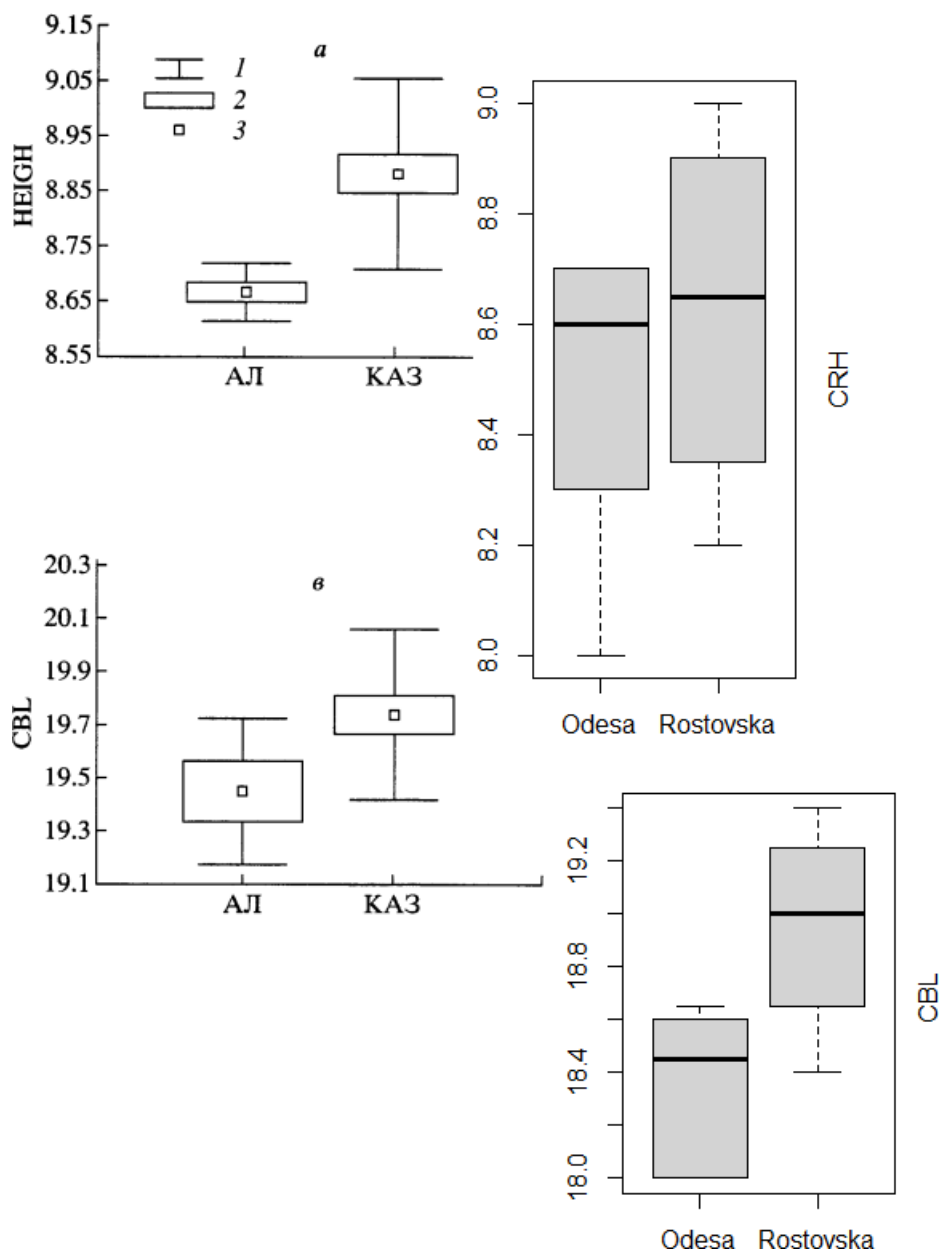


Рисунок 3.2.13. Відмінності між вибірками самців *N. noctula* зимніх зборів по окремим параметрам на Алтаї і в південно-східному Казахстані (Стрелков и соавт., 2002) [10] зліва та популяції даного дослідження праворуч у прямокутниках у такому ж масштабі, як і зліва: а – висота черепа, б – конділобазальна довжина

Примітка. Графіки зліва взяті із дослідження П. Стрелкова зі співавторами (Стрелков и соавт., 2002) [10]. Умовні позначення. АЛ – Алтай; КАЗ – південно-східний Казахстан; позначки ящиків з вусами праворуч як на Рис. 2.4.2.

Самці зимніх зборів ростовської (які були більші лише від одеської і не дуже були відмінні від досліджених решти двох) популяції були співмірними по CRH до алтайських та по CBL до таких регіонів: південна Швеція, Балканський півострів та південно-східний Казахстан, більші від центральної Європи та менші від південно-східного Казахстану. По CRH та DCM самці, що зимують поблизу Одеси та Ростова були значимо меншими від усіх вищенаведених, окрім алтайських по CRH.

За висотою черепа одеські та ростовські самці наближені до алтайських і разом вочевидь менші за південноказахстанських. За CBL одеські найменші, потім ростовські, далі алтайські і казахстанські самці найбільші.

РОЗДІЛ 4

ОЦІНКА ВПЛИВУ СЕЗОННОСТІ ЗБОРУ МАТЕРІАЛУ НА ОЗНАКИ ПОПУЛЯЦІЙ

Дні з початку року, в які матеріал діставався музею, мають такий розподіл за популяціями (Рис. 4.1)

Залежність довжини передпліч від сезонності збору матеріалу до музею
по популяціям

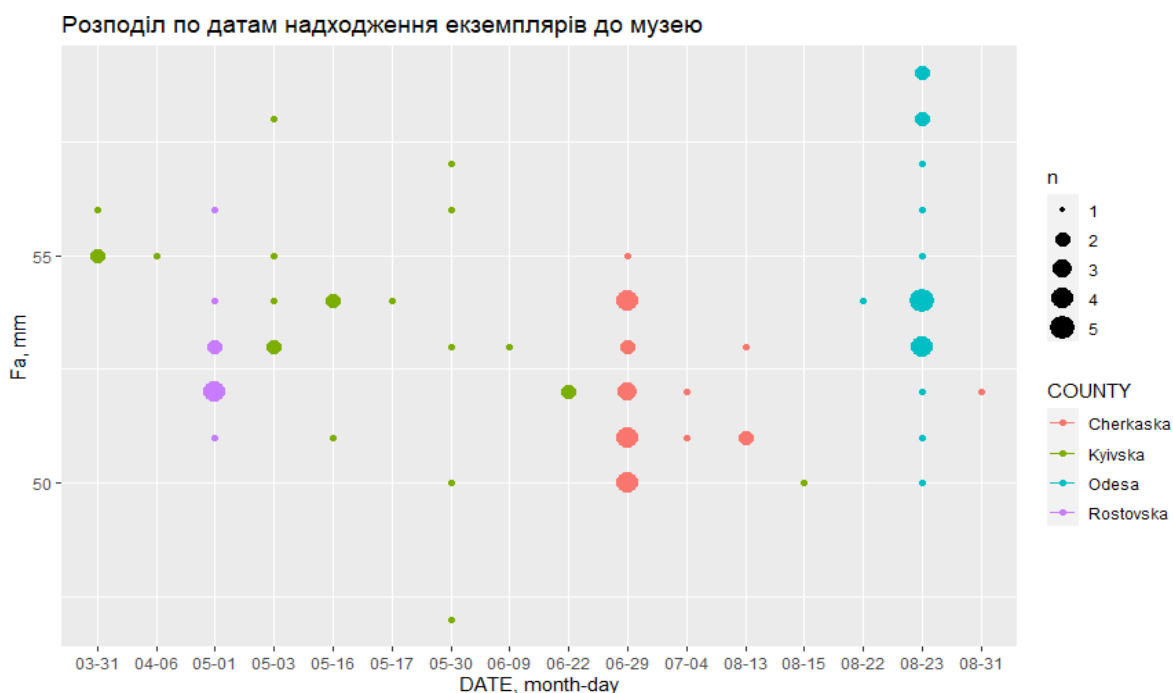


Рис. 4.1. Залежність довжини передпліч від сезонності збору матеріалу до музею по популяціям

На Рисунку 4.1 можна побачити, що черкаська популяція фіксується в основному кінцем червня – початком серпня. Інші вибірки збиралися в інший час. Як пише О. Кузякін [5, с.333], «Росте молодняк дуже швидко. В середині липня 1934 р. я діставав дитинчат, які по розмірам вже не відрізнялися від батьків (під Москвою)». Візуально диференціація популяцій не простежується, окрім одеської (див. табл. 3.1.3).

Оскільки розміри тварин віком менше одного року можуть відрізнятися від дорослих [7, 19], перевіряємо також вплив сезонності на першу компоненту тестом Вілкоксона наступним кодом порівняння двох відповідних вибірок:

> wilcox.test(PC1\$PC1,pc12\$PC1), (4.1)

де pc12\$PC1 – нормалізовані значення першої компоненти за участю 31 екземпляра, що були зібрані з кінця травня до першої декади серпня;

PC1\$PC1 – нормалізовані значення першої компоненти за участю тих 44 екземплярів, що були зібрані в інший час – «зимовий».

Маємо: $W = 564$, $p\text{-value} = 0.2075$

Це означає, що суттєвої різниці у часі збору матеріалу (зима-літо) у впливі на першу компоненту не відобразилося.

Використовуючи аналогічну команду, перевіримо вплив сезонності на другу компоненту. Маємо такий результат теста Вілкоксона: $W = 279$, $p\text{-value} = 6.807e-06$ – вплив дуже високий.

Аналогічно отримуємо достовірність впливу на третю компоненту:

Тест Вілкоксона: $W = 657$, $p\text{-value} = 0.7933$ – немає впливу.

І вплив сезонності на четверту компоненту по тесту Вілкоксона:

$W = 703$, $p\text{-value} = 0.8265$ – також немає відмінностей між сезонами збору матеріалу.

Поясненням високого впливу на другу компоненту може бути та обставина, що в літніх зборах відсутні одеська та ростовська популяції і майже відсутня черкаська в зимових.

Перевіримо різницю між сезонами в черкаській та київській популяціях у другій компоненті, які представлені в обох сезонах.

Результат:

$W = 2$, $p\text{-value} = 0.25$ – немає відмінності (але взимку черкаська популяція присутня одиничним екземпляром)

Перевіряємо київську:

$W = 41$, $p\text{-value} = 0.3301$ – немає відмінності.

Перевіримо тестом Вілкоксона на київській популяції, чи існує різниця між нормалізованими значеннями різних сезонів збору матеріалу в інших трьох

компонентах. Для першої компоненти маємо $W = 53$, $p\text{-value} = 0.8676$, для третьої $W = 37$, $p\text{-value} = 0.2119$, для четвертої компоненти - $W = 58$, $p\text{-value} = 0.9203$.

Відповідно маємо висновок, що сезонність збору матеріалу не вплинула на значення scores (оцінок) головних компонент київської популяції.

Ми не можемо екстраполювати даний результат на інші популяції, окрім можливо черкаської. В цих північніших популяціях колись облігатно перелітного виду могло потрапляти в «зимовий» період у збір менше інших популяцій, аніж у південних, про що може говорити вище відмічений вплив сезонності на другу компоненту. Але можливо це вплив інших ознак, присутніх в трьох непередставлених обома сезонами популяціях, так як вплив сезонності не проявляється на третю компоненту, в якій відмічається географічна мінливість (див. Рис. 2.6.3, табл. 2.6.1 та 2.6.2). Але через недостатність даних по різним сезонами у інших популяціях в даній роботі довелося знехтувати цією можливою поправкою і обробляти дані разом. Для уточнення впливу сезонності необхідний дисперсійний аналіз.

РОЗДІЛ 5

ОЦІНКА ВПЛИВУ СТАТЕВОГО ДИМОРФІЗМУ НА ОЗНАКИ ПОПУЛЯЦІЙ

Візуально статевий диморфізм виявляє наступну вираженість (Рис. 5.1):

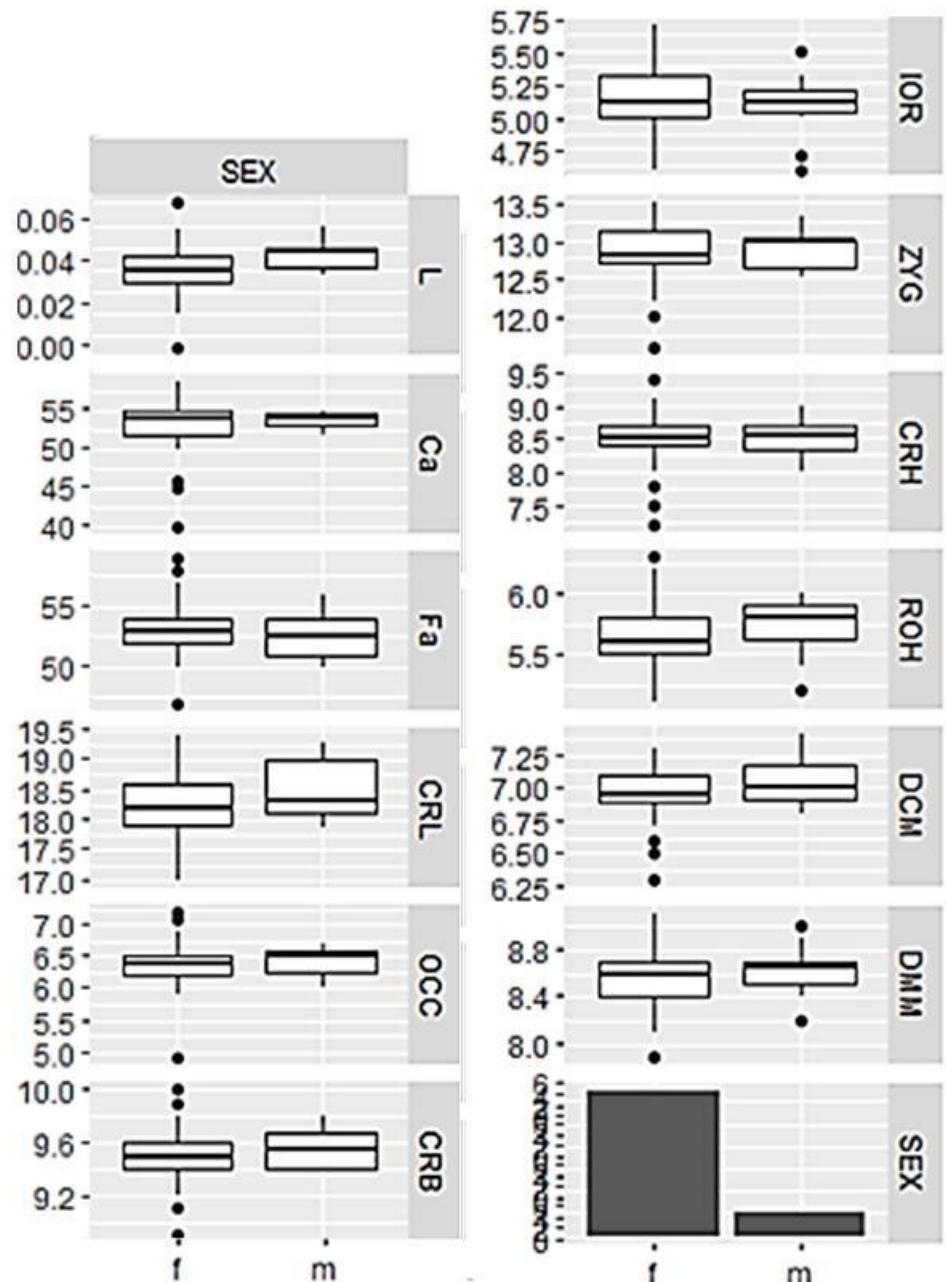


Рисунок 5.1. Вплив статевого диморфізму на всі ознаки

Примітка. Самки – f, самці – m по осі абсцис. Зліва по осі ординат розміри в мм, праворуч назви відповідних параметрів. Решта позначень як на Рис. 3.1.

У більшому масштабі у найбільш «розділяючій» другій компоненті найвагоміші параметри мають такий вплив від статевго диморфізму (Рис. 5.2 та 5.3):

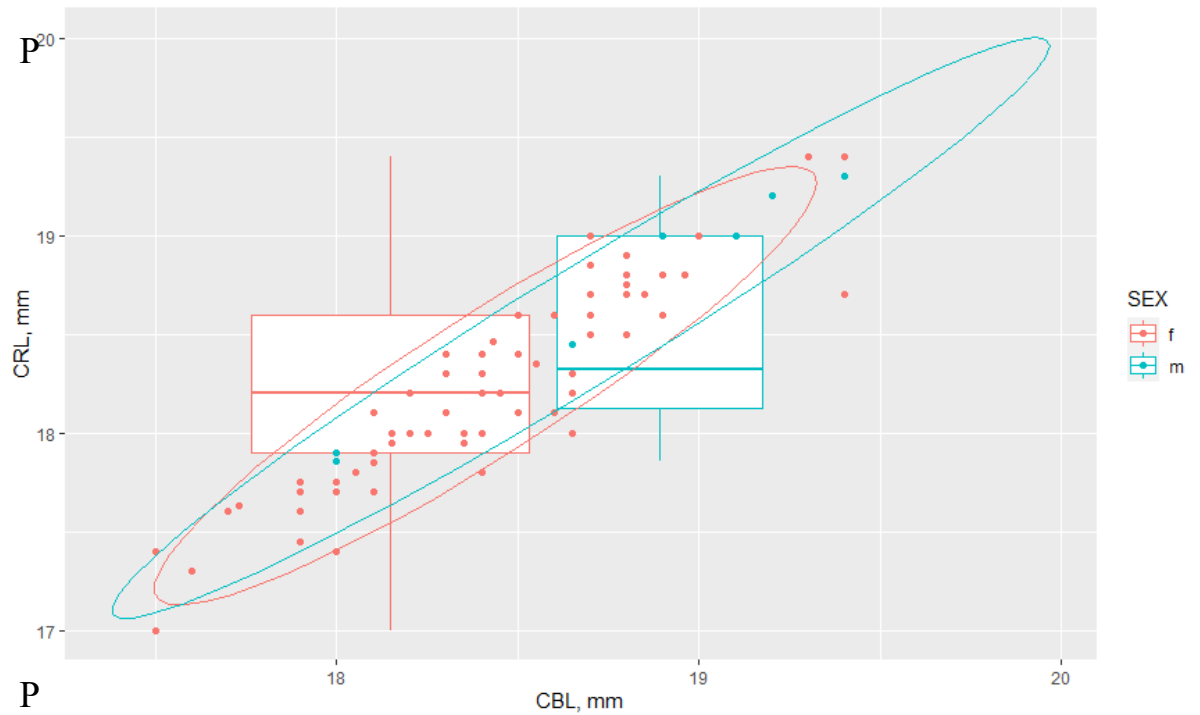


Рисунок 5.2. Графік залежності двох перших головних ознак у навантаженнях на другу компоненту від диморфізму та бокс-плот загальної довжини черепа

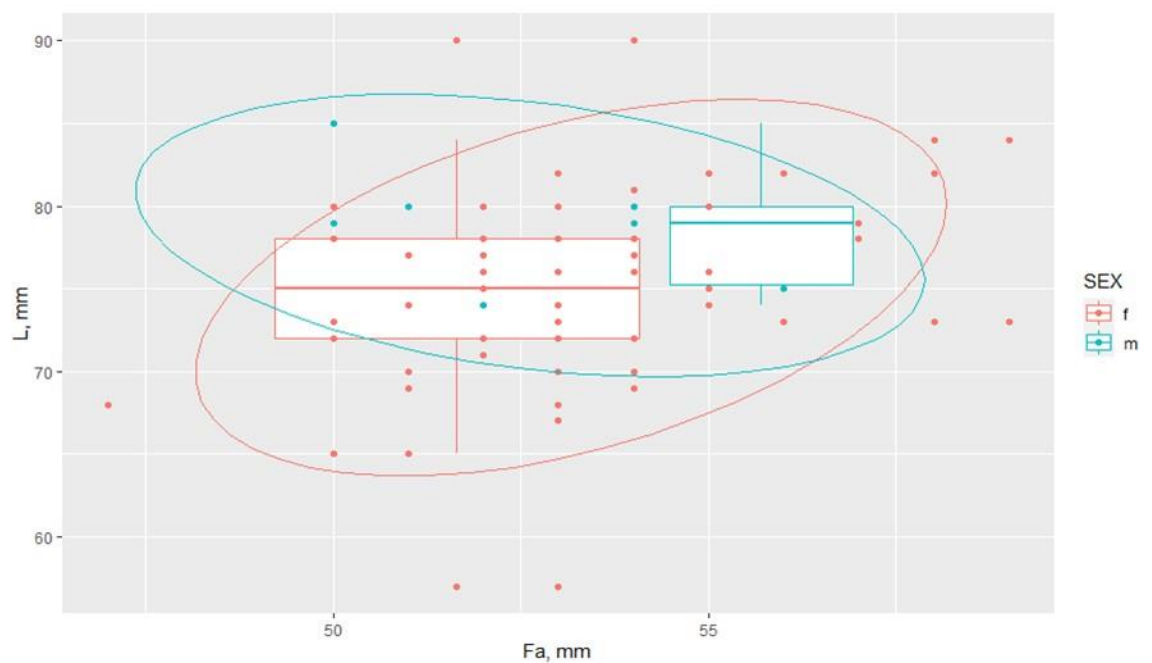


Рисунок 5.2. Графік залежності ознак номер три та чотири у навантаженнях на другу компоненту від диморфізму та бокс-плот загальної довжини

Статистика впливу диморфізму на ознаки відображена в табл. 5.3.

Таблиця 5.3

Результати тесту Вілкоксона по відмінностям між статями

Номер по порядку	Ознака статі в порядку зменшення впливу в 2-й компоненті	Значення впливу ознаки в 2-й компоненті	Середнє значення ознаки статей (f,m), мм, кількість особин в кожній вибірці (N)		Рівень значимості	Висновки
			female, (f), N=65	male,(m), N=10		
1	CRL	0.531	18.58	18.52	0.17	f=m
2	CBL	0.437	18.42	18.67	0.14	f=m
3	Fa	-0.418	53.31	52.5	0.33	f=m
4	L	-0.362	75.06	78.2	0.054	f=m
5	IOR	-0.221	5.12	5.08	0.75	f=m
6	ZYG	-0.215	12.84	12.87	0.97	f=m
7	OCC	0.196	6.36	6.43	0.26	f=m
8	Ca	-0.175	53.26	53.80	0.98	f=m
9	CRH	0.163	8.48	8.53	0.68	f=m
10	ROH	-0.132	5.64	5.73	0.18	f=m
11	DCM	-0.081	6.94	7.04	0.19	f=m

12	DMM	-0.078	8.55	8.62	0.41	f=m
13	CRB	0.026	9.51	9.56	0.55	f=m

Виявилось, що по всім параметрам відмінності між статями не значимі, окрім загальної довжини тіла, по якій самці більші від самиць у достовірності, що наближається до 0,05. Щоб перепереверіти отриманий результат, здійснювалась оцінка впливу статі на чотири головні компоненти, які були отримані методом аналізу головних компонент. Як відомо, цей метод дозволяє знехтувати ознаками, які не мають важливого значення, тобто мають малу варіабельність. Перші чотири головні компоненти разом пояснюють 67,24% дисперсії. Були отримані результати, відображені в табл. 5.4.

Таблиця 5.4

Результати тесту Тьюкі впливу диморфізму на перших чотири головних компоненти

PCA	SEX	diff	lwr	upr	p adj
1	m-f	-0.77	-2.19	0.63	0.27>0,05
2	m-f	0.35	-0.48	1.19	0.40>0,05
3	m-f	-0.04	-0.75	0.67	0.91>0,05
4	m-f	-0.52	-1.21	0.15	0.12>0,05

Примітка. PCA – номер компоненти, diff різниця в спостережуваних середніх значеннях, lwr – нижня кінцева точка інтервалу, upr – верхня кінцева точка, а p adj – значення достовірності p.

Статевий диморфізм достовірно не виявлено. Самки несуттєво більші по трьом ознакам із тринадцяти від самців (див. табл. 5.3) та по трьом головним компонентам із перших чотирьох узятих (див. табл. 5.4).

Було перепереверіено також вплив диморфізму на компоненти окремо у одеській та ростовській популяціях, так як вони мають найбільше самців у вибірці (5 та 4 відповідно). Результати тесту Вілкоксона представлені в табл. 5.5.

Таблиця 5.5

Відмінності між середніми нормалізованими значеннями перших чотирьох компонентів самців та самиць одеської та ростовської популяцій

Номер РС	W	p-value
Одеської популяції, $N_m=5$, $N_f=15$		
1	684	0.1
2	691	0.1
3	967	0.4
4	873	0.99
Ростовської популяції $N_m=4$, $N_f=5$		
1	244	0.2
2	379	0.4
3	320	0.9
4	226	0.1

Нульову гіпотезу про рівність вибірок різних статей не можна відкидати.

Щоб перевірити відмінність за довжиною тварин в одеській та ростовській популяціях відповідно був проведений додатковий тест Вілкоксона, результат якого відображено нижче:

$W = 1025$, $p\text{-value} = 0.2052$ – результат незначимий

$W = 448.5$, $p\text{-value} = 0.05463$ – достовірність відмінностей наближається до значимої.

Можливо це початок диференціації ростовської популяції у напрямку диморфності. Перевірка цієї гіпотези потребує додаткового вивчення із залученням більшої кількості як екземплярів ростовської популяції, так і ознак тіла кажанів усіх досліджуваних популяцій. Також не слід відкидати впливу іншого фактора – наприклад, сезонності [20]. Усі матеріали ростовської популяції були зібрані навесні – час міграційних перельотів звірят, тому у вибірку могли потрапити тварини інших популяцій, що прямували із місць зимівлі до своїх літніх ареалів, які знаходяться північніше ростовського регіону. Крім того, якщо б навіть матеріали були представлені виключно

літніми зборами, то не було би повної впевненості у тому, що самки і самці належать одній популяції. По-перше, вкрай мало зустрічається самців у літніх колоніях самок (самці не створюють окремих літніх колоній). З іншого боку, трапляються випадки з повністю одностатевими зимовими колоніями самців [5, 9]. Це може свідчити про слабку філопатрію самців, яка може виражатися у невеликій дальності міграцій – самці можуть навесні мігрувати просто в напрямку місць народження, але не долітати до нього. Таким чином, в літніх зборах також могли би бути самці інших популяцій північнішого літнього місця народження. Тоді, диморфізм, який відповідає за диверсифікацію екологічних ніш по розмірам жертв, був би непотрібний, з одного боку, а з іншого, значно зменшувалася би репродуктивна ізоляція популяцій і спарювання відбувалися б по всьому маршруту осінніх міграцій, з додаванням все більшої кількості самців різних популяцій по мірі наближення до місць зимівлі. Це залучає додаткові фактори – термін овуляції та його взаємодію з іншими чинниками. Все це потребує додаткових матеріалів та методів аналізу, передовсім багатофакторного дисперсійного.

Для цього та з'ясування причин імовірної відсутності статевого диморфізму і порівняння з іншими, диморфними видами необхідні подальші дослідження.

F-statistic: 4.134 on 6 and 68 DF, p-value: 0.001345

Необхідно перевірити на нормальність залишків лінійної моделі (різниця між тими що спостерігаються значеннями зліва від «~» у формулі lmBasa та середніми передбачуваними моделлю – це замінює необхідність перевірки нормальності розподілу кількісних залежних змінних у групах) [6]. Графічно вони не виглядають нормальними, Рис. 6.1:

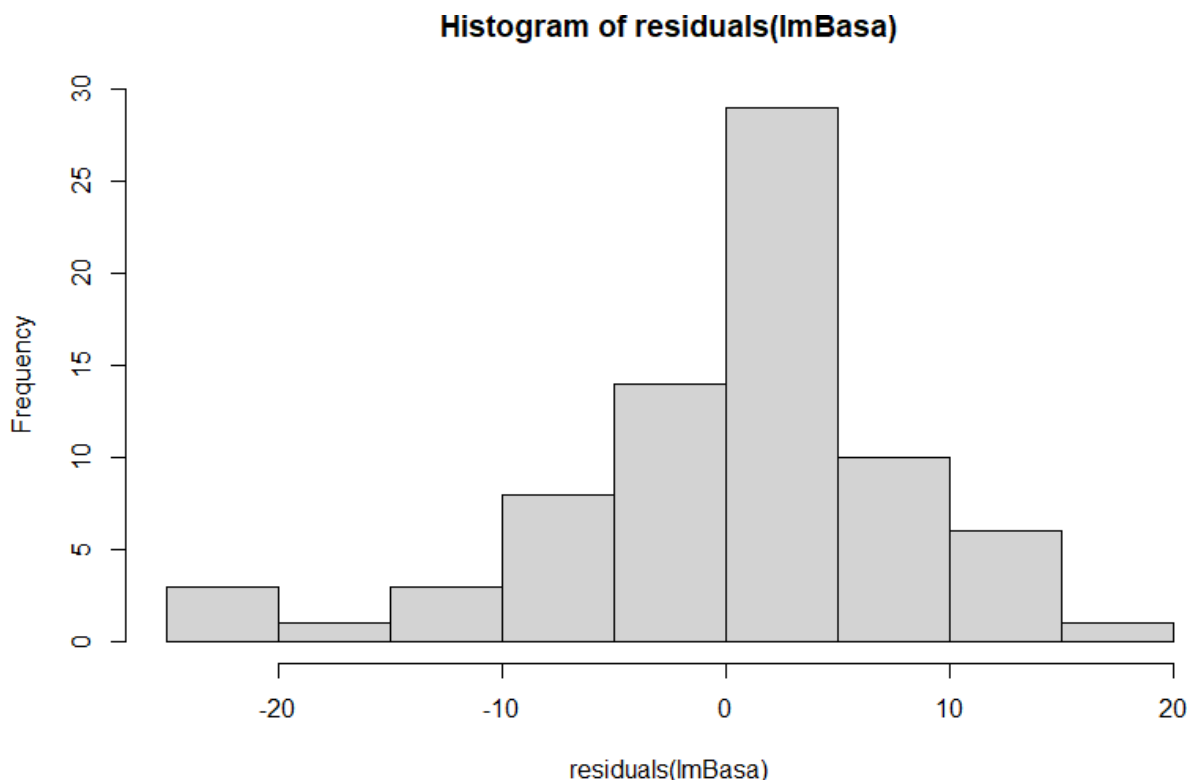


Рисунок 6.1. Залишки побудови лінійної моделі lmBasa залежності кількісних параметрів від дискретних величин

Формально ми можемо перевірити цей висновок, наприклад такими тестами на нормальність розподілу (для всіх 75 промірів вони володіють необхідною потужністю):

Тест Андерсона-Дарлінга

data: residuals(lmBasa)

A = 1.2678, p-value = 0.002506

Тест Шапіро-Вілка

data: residuals(lmBasa)

W = 0.94462, p-value = 0.002555

Як видно з отриманих p -значень критеріїв A та W розподіл залишків моделі $lmBasa$ відрізняється від нормального, що збігається з висновком від їх візуалізації на Рис. 6.1. А якщо умова нормальності не виконується, то модель $lmBasa$ не можна вважати адекватною для опису аналізу даних і робити строгих висновків на її основі.

Побічно перевіримо модель на умову однорідності дисперсій, за якою на графіку Рис. 6.2 крапки мали би мати більш сталий характер:

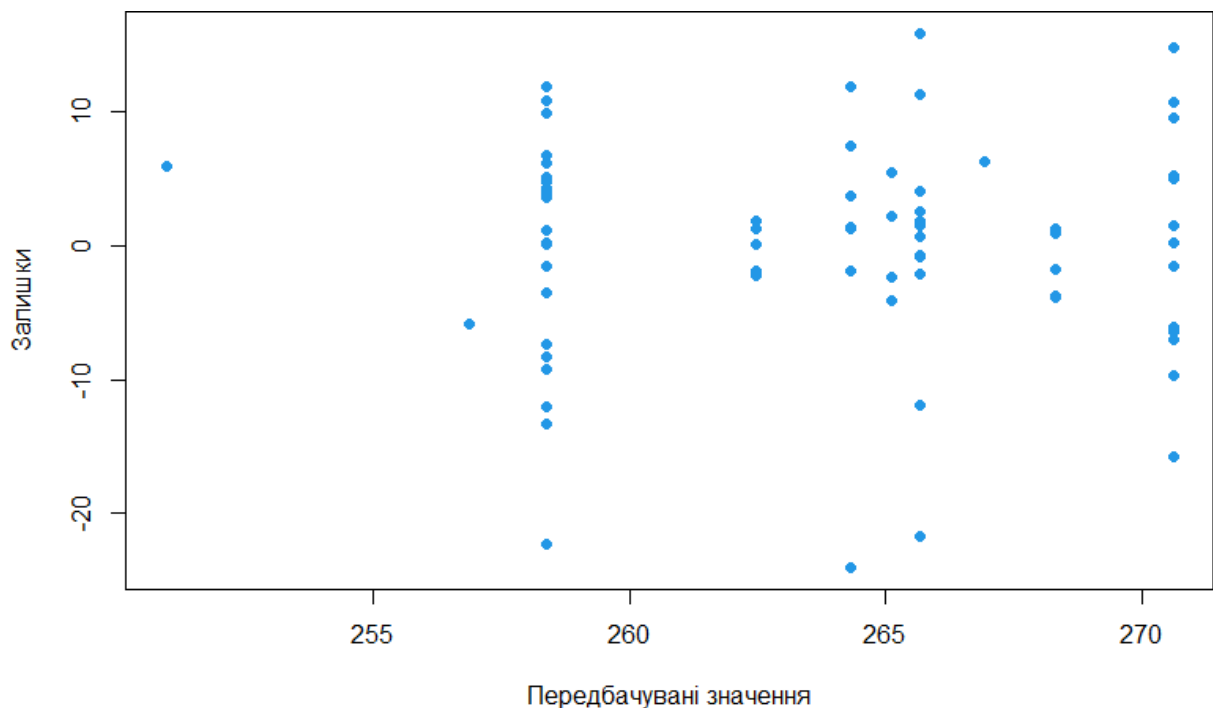


Рисунок 6.2. Графік залишків моделі у передбачуваних моделлю значеннях

Отже для даної моделі не виконуються умови нормальності та однорідності дисперсій, тобто дана модель не є адекватною для аналізу даних [1].

Трансформувати вихідні значення до нормального розподілу у кожній групі не вдалося.

Після непридатності лінійної моделі для встановлення різниці між групами, цікаво піти далі і здійснити так званий апостеріорний аналіз (post-hoc

analysis) [11], тобто з'ясувати, як взаємодіють фактори на вплив, які саме групи та як статистично значимо відрізняються одна від одної. Якщо у дисперсійній формулі залишити самі краніометричні параметри, видаливши загальні, то вплив факторів не відзначатиметься, популяція впливатиме з рівнем достовірності 0,77. Якщо навпаки, залишити загальні розміри, достовірність впливу популяції вдвічі підвищиться (0.0003007 ***), дещо підвищиться і достовірність впливу сезону – 0.0556448 .

Якщо ж ми з початкової формули видалимо лише загальну довжину тіла, то на виході отримаємо рівні достовірності 0,0099 ** та 0,0016**, що є доволі цікавим результатом. При цьому нормальність розподілу помилок виглядатиме на Рис. 6.3 таким чином:

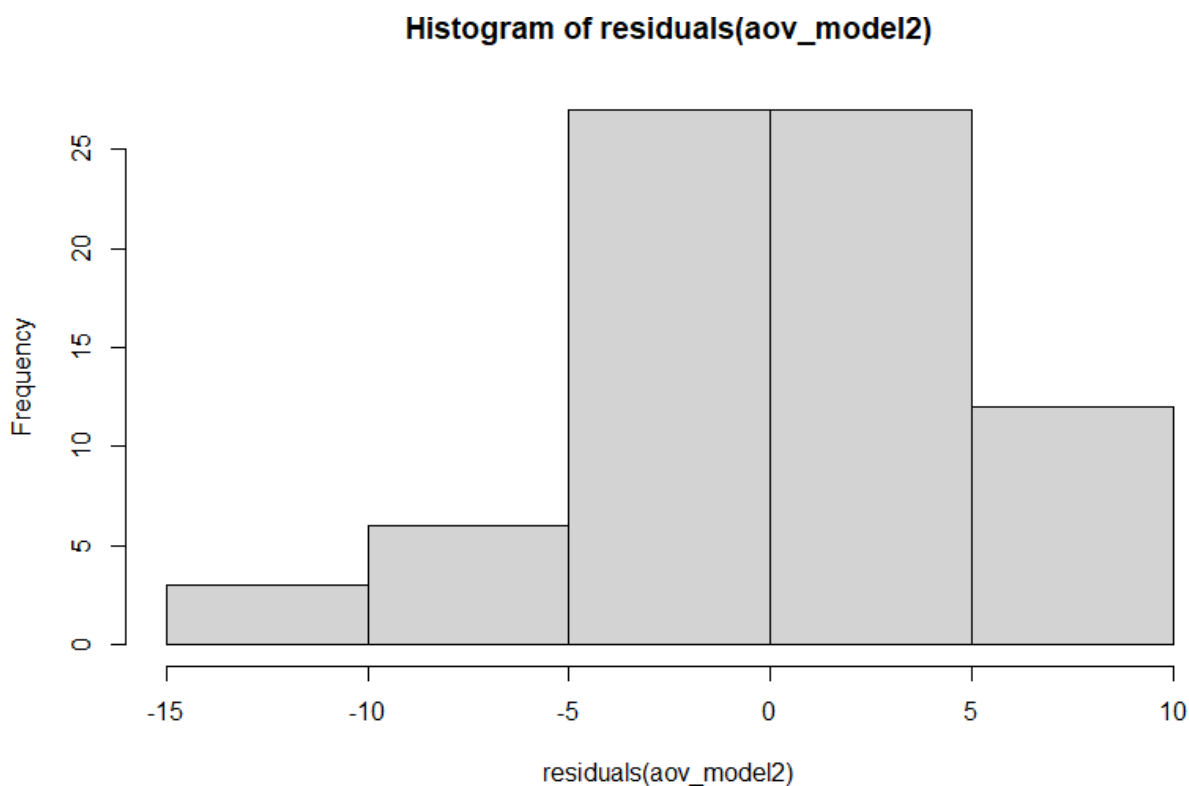


Рисунок 6.3. Нормальність розподілу помилок дисперсійної моделі впливу факторів на усі кількісні ознаки (без загальної довжини тіла)

У порівнянні з моделлю впливу факторів на загальні розміри на Рис. 6.4:

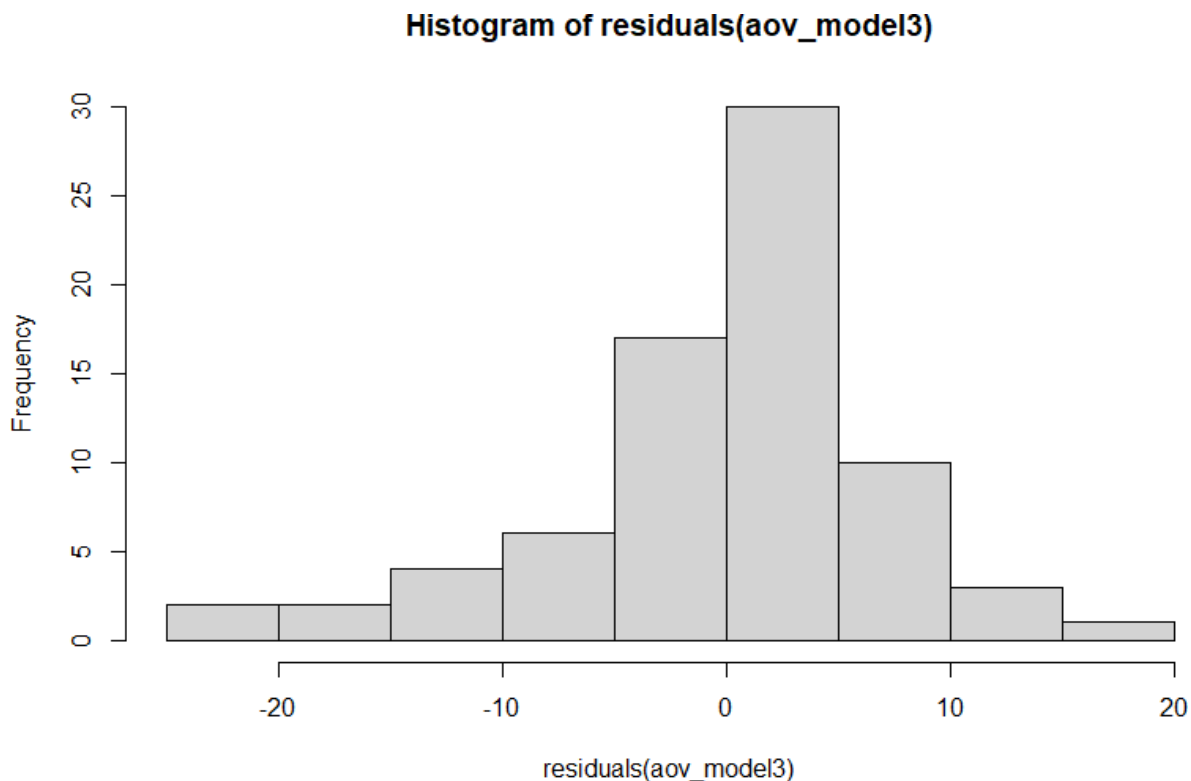


Рисунок 6.4. Нормальність розподілу помилок дисперсійної моделі впливу факторів на три кількісні не краніометричні ознаки тварин

При цьому початкова модель (aov_model) розподіляє залишки майже так само.

Якщо у формулі (aov_model) праворуч перемножити фактори, а не додати, щоб відслідкувати їх взаємодію між собою, то останнього не виявиться.

Якщо у формулі (aov_model2) зробити те саме (formula = Ca + Fa + CRL + OCC + CRB + IOR + ZYG + CRH + ROH + DCM + DMM ~ COUNTY * SEX * DAYS, data = D), то матимемо табл. 6.2.

Таблиця 6.2

Вплив популяції, статі та сезону збора на кількісні ознаки тварин (без L)

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
COUNTY	3	305,68	101,89	7,36	0,008467	**
SEX	1	31,31	31,31	1,30	0,26	

DAYS	2	353,96	176,98	4,24	0,00131	**
COUNTY*SEX	2	35,46	17,73	0,74	0,48	
COUNTY*DAYS	1	97,65	97,65	4,06	0,047963	*
Residuals	65	1562,08	24,03			

Із достовірних попарних порівнювань виявились наступні, табл. 6.3.

Таблиця 6.3

Вплив факторів на кількісні ознаки тварин (без L) та вплив взаємодій перших між собою на останніх

\$COUNTY	diff	lwr	upr	p adj
Odesa-Cherkaska	4,43	0,52	8,34	0.0203364*
Rostovska-Cherkaska	5,27	0,22	10,32	0.0375485*
\$`COUNTY*SEX`				
Odesa*f-Cherkaska*f	5,44	0,38	10,49	0.0263307*
\$`COUNTY*DAYS`				
Kyivska*autumn-Kyivska*spring	-20,45	-37,7	-3,21	0.0078294**
Cherkaska*summer-Kyivska*spring	-6,13	-11,9	-0,36	0.0276366*
Kyivska*autumn-Rostovska*spring	-19,56	-37,07	-2,04	0.0162312*
Odesa*autumn-Kyivska*autumn	18,71	1,69	35,74	0.0193586*

Примітка. Періоди збору матеріалу: spring – з початку року до кінця травня, summer – з кінця травня до першої декади серпня, autumn – з другої декади серпня до кінця року. Решта позначень як на Рис. 2.4.3.

Маємо відповідно достовірний вплив географічних чинників на відмінності між одеською і черкаською та ростовською і черкаською популяціями, взаємний вплив географічних факторів і статі (самиць) при порівнянні одеської і черкаської популяцій. Але на перший погляд головне те, що осінні київські матеріали достовірно відрізняються від весняних. Також відрізняються черкаські літні від київських весняних, київські осінні від ростовських весняних, одеські осінні від київських осінніх.

Відмінності всередині київської популяції осінніх від весняних (останні більші) говорить про те, що до весняного збору імовірно попали тварини інших популяцій, що в цей час прямували до свого літнього ареалу, розташованого північніше та про відповідну магістраль міграційних шляхів вечірниць рудої.

ВИСНОВКИ

1. В київській, черкаській, одеській та ростовській популяціях рудої вечірниць спостерігається нечіткий поділ на дві групи – київська з одеською та черкаська з ростовською популяціями за морфологічними ознаками, апроксимованими передовсім у другій компоненті.

2. Основною тенденцією виявилось зменшення практично всіх параметричних ознак у першій компоненті. Найбільш сталими показниками відзначилися потилична ширина, ширина нейрокраніума, міжочний проміжок, висота черепа найбільша (з барабанами) та ширина між верхніми зубними рядами (на рівні M3), що імовірно спричинено стабілізуючим відбором.

3. По другій компоненті, яка відповідає за збільшення довжин черепа при вкороченні тіла і є найбільш дискримінуючою групи, та окремо по L, Ca, Fa, CRL, ZYG та DCM виявлено різні достовірні відмінності, особливо в довжинах тіла та черепа передовсім одеської та черкаської популяцій.

4. Вплив сезонності збору матеріалу також виявився в деякій мірі географічно мінливим, особливо всередині київської популяції, при чому більший вплив фактора відзначався при поділі його на три, а не два, рівні: весно, літо та осінь.

5. Найбільшою взаємодією факторів між собою у впливі на параметричні ознаки відзначилися географічні з сезонними. Імовірною причиною цього вбачається своєрідність міграційних шляхів та хомінгу рудих вечірниць.

6. Диморфізм достовірно не проявився, окрім ростовської популяції весняного збору по загальній довжині тіла з рівнем значимості 0,055.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Афифи А., Эйзен С. Статистический анализ: Подход с использованием ЭВМ. Пер. с англ. М.: Мир, 1982. 488 с.
2. Гланц С. Медико-биологическая статистика. Пер. с англ. М., Практика, 1998. 459 с.
3. Дзеверин И.И. Краниометрическая изменчивость остроухих ночниц *Myotis blythi* (Chiroptera Vespertilionidae). Зоологический журнал, 1995. Т. 74. выпуск 7. С. 89.
4. Загороднюк І. В. Дослідження остеологічних зразків: ключові краніометричні ознаки. Праці Теріологічної Школи, 2012. Том 11. С. 24.
5. Кузякин А. П. Летучие мыши (систематика, образ жизни и польза для сельского и лесного хозяйства). М.: Сов. Наука, 1950. 446 с.
6. Мاستицкий С. Э., Шитиков В. К. Статистический анализ и визуализация данных с помощью R. Электронная книга, адрес доступа: <http://r-analytics.blogspot.com> 2014. 401 с.
7. Павловский Е. Н. Млекопитающие фауны СССР. Часть 1. Издательство Академии наук СССР. 1963. 643 с.
8. Семенов В. А. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебное пособие. Стандарт третьего поколения. СПб.: Питер, 2013. 192 с.
9. Стрелков П. П. Область выведения потомства и ее положение в пределах ареала у перелетных видов рукокрылых (Chiroptera, Vespertilionidae) Восточной Европы и смежных территорий. Зоол. журн. 1997. 76. № 12 С. 1381–1390 .
10. Стрелков П. П., Абрамсон Н. И., Дзеверин И. И. Географическая изменчивость краниометрических признаков у рыжей вечерницы, *Nyctalus noctula* (Chiroptera), в связи с особенностями ее образа жизни. Зоол. журн., 2002. 81. № 7. С. 850–863.
11. Шипунов А. Б., Балдин Е. М., Волкова П. А., Коробейников А. И., Назарова С. А., Петров С. В., Суфиянов В. Г. Наглядная статистика.

Используем R! 2014. 296 с.

12. Bogdanowicz W., Fenton M.B., Daleszczyk K. The relationships between echolocation calls, morphology and diet in insectivorous bats. *Journal of Zoology*, 1999. 247. P. 381–93.
13. Brown P., Russo D., Scaravelli D. and Meloro C. Functional correlates of skull shape in Chiroptera: feeding and echolocation adaptations *Integrative Zoology* 2021; P. 1–13.
14. Giacomini G., Herrel A., Chaverri G., Brown R. P., Russo D., Scaravelli D., Meloro C. Functional correlates of skull shape in Chiroptera: feeding and echolocation adaptations. *Integrative Zoology*, 2021. P. 22 .
15. Herring S.W. Functional Morphology of Mammalian Mastication. *American Zoologist*, 1993. Volume 33, Issue 3, P. 289–299.
16. Jones G. Scaling of echolocation call parameters in bats. *Journal of Experimental Biology*, 1999. 202. P. 3359–67.
17. Klingenberg C.P. Morphometric integration and modularity in configurations of landmarks: tools for evaluating a priori hypotheses. *Evol Dev*. 2009. 11. P. 405–421.
18. Oxnard C. E. Brain evolution: Mammals, primates, chimpanzees, and humans. *Int J Primatol*. 2004. 25. P.1127–1158.
19. Petit E. Population structure and postglacial history of the noctule bat *Nyctalus noctula* (Chiroptera, Mammalia). *Naturwissenschaftlichen Fakultäten der Friedrich-Alexander. Universität Erlangen-Nürnberg zur Erlangung des Doctorgrades*. 1998 S. 5–105.
20. Petit E., Mayer F. Male dispersal in the noctule bat (*Nyctalus noctula*): Where are the limits? *Proc. R. Soc. London B. V*. 1999. 226. P. 1717–1722.
21. Smaers J.B., Dechmann D.K.N., Goswami A., Soligo C., Safi K. Comparative analyses of evolutionary rates reveal different pathways to encephalization in bats, carnivorans, and primates. *University of New Mexico: Albuquerque. NM*. 2012. P. 18009.