

## **ХАРАКТЕРИСТИКА ФЛУКТУИРУЮЩЕЙ АСИММЕТРИИ ЛИСТА ДВУХ ВИДОВ БЕРЕЗ В КАРЕЛИИ**

**А. А. ЗОРИНА, А. В. КОРОСОВ**

*Петрозаводский государственный университет*

Изучали флуктуирующую асимметрию листьев *Betula pendula* и *Betula pubescens* в четырех точках Карелии вблизи (2 км) от промышленных предприятий (Сеgezha ЦБК, Костомукшский ГОК), в зеленой зоне крупного города (г. Петрозаводск) и на условно чистой территории (Заонежье, с. Сенная Губа). Никаких значимых трендов изменения двух показателей асимметрии (традиционного и нормированного), связанных с широтными особенностями среды или антропогенным прессом, не выявлено.

### **A. A. ZORINA, A. V. KOROSOV. CHARACTERISTICS OF THE FLUCTUATING LEAF ASYMMETRY IN TWO BIRCH SPECIES IN KARELIA**

Fluctuating asymmetry of birch (*Betula pendula* and *B. pubescens*) leaves has been studied at four sites in the Republic of Karelia: near (2 km away from) pollution sources (Segezha pulp-and-paper mill and Kostomuksha ore mining and processing enterprise), inside green zone of large town (Petrozavodsk) and on the relatively pure (control) territory (Zaonezje, v. Sennaja Guba). No significant trends of change for two asymmetry indexes (traditional and normalized) connected with latitude peculiarities of the environment and anthropogenic load have been revealed.

Явление флуктуирующей асимметрии (независимая изменчивость билатеральных признаков) наблюдается при нарушении стабильности развития организма и выражается тем отчетливее, чем сильнее внешние воздействия, в первую очередь — антропогенное загрязнение (Kozlov et al., 1996). В Карелии действует ряд крупных предприятий, для которых остается актуальной оценка уровней их негативного воздействия на природу. Показатели флуктуирующей асимметрии рекомендуют в качестве индикаторов отклонения условий внешней среды от оптимальных уровней (Методические ..., 2003; Захаров, 1987). К сожалению, для множества предлагаемых показателей и индексов остаются неизвестными их статистические свойства, что затрудняет использование общепринятых статистических критериев (Гелашвили и др., 2004).

Цель нашего сообщения состоит в том, чтобы охарактеризовать уровень флуктуирующей асимметрии листьев (размерных пластических

признаков) двух видов берез с помощью традиционного и нормированного показателей асимметрии.

#### **Материалы и методы**

Объектами исследования послужили древовидные формы березы повислой (*Betula pendula* Roth.) и березы пушистой (*Betula pubescens* Ehrh.), их видовая принадлежность определялась методом гибридных индексов (Ермаков, 1986). Сбор листьев выполнялся в 4 точках Карелии (рис. 1), в окрестностях следующих населенных пунктов: с. Сенная Губа (2 км на ЮВ, условно чистые территории на о. Б. Климецкий), г. Петрозаводск (4 км на С, зеленая зона), г. Сеgezha (2 км на Ю от Сеgezha ЦБК) и г. Костомукша (2 на Ю от Костомукшского ГОКа). Выбирались одиночные деревья в возрасте 20-50 лет.

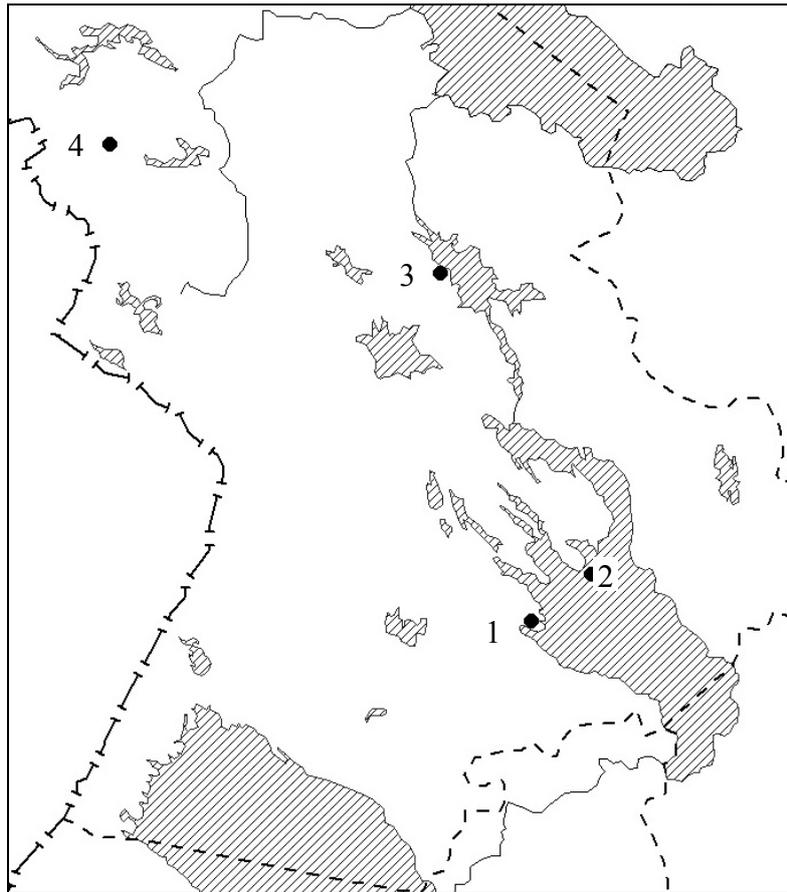


Рис. 1. Места отбора проб

В каждой точке с брахибластов нижней части кроны 10 деревьев собирали по 10 листьев; всего было гербаризировано по 400 листьев березы пушистой и повислой. Листья сканировали на фоне миллиметровой бумаги, изображения измерялись в электронной среде MapInfo (Коросов, Коросов, 2006). Для каждой листовой пластинки ( $j = 1, 2... n$ , номер листа) брали промеры 5 стандартных метрических билатеральных признаков ( $j = 1, 2... m$ , номер признака) (Захаров, 2001; рис. 2). Поскольку промеры выполнялись в электронной среде, вместо измерения угла между жилками вычисляли более точный эквивалентный показатель — синус этого угла (отношение разности конечных координат второй жилки второго порядка по оси ОУ к ее длине). Промеры листьев березы повислой, собранных под Петрозаводском, выполняли линейкой с точностью 0,5 мм.

Было сформировано 40 выборок (4 площадки \* 2 вида \* 5 признаков). Для каждой выборки была проверена гипотеза соответствия нормальному распределению по критериям Колмогорова-Смирнова и Шапиро-Уилка, а также оценена значимость асимметрии и эксцесса с помощью критерия Стьюдента (Урбах, 1964). Для каждой выборки вычисляли два показателя асимметрии (табл. 1).

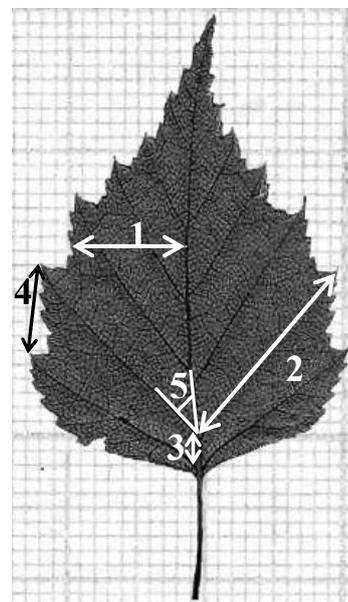


Рис. 2. Промеры левой ( $L_j$ ) и правой ( $R_j$ ) сторон листа березы: 1 – ширина (измеряется по середине листово-вой пластинки), 2 – длина второй жилки второго порядка, 3 – расстояние между основаниями первой и второй жилки второго порядка, 4 – расстояние между внешними концами этих же жилок, 5 – угол между главной и второй жилкой второго порядка

Таблица 1. Формулы расчета показателей флуктуирующей асимметрии и интегральных индексов

Показатель асимметрии	Показатель асимметрии		
	одной особи по одному признаку $fa_{ij}$	выборки по одному признаку $fa_j$	одной особи по всем признакам $fa_i$ и интегральный индекс $FA$
1 (традиционный)	$fa_{ij} = \frac{ L_{ij} - R_{ij} }{(L_{ij} + R_{ij})}$	$fa_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{ L_{ij} - R_{ij} }{(L_{ij} + R_{ij})}$	$fa_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{ L_{ij} - R_{ij} }{(L_{ij} + R_{ij})}$ $FA = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n fa_i$
2 (нормированный)	$fa_{ij} = (t_{L_{ij}} - t_{R_{ij}})$ $t_{L_{ij}} = (L_{ij} - M_{L_j}) / S_{L_j}$ $t_{R_{ij}} = (R_{ij} - M_{R_j}) / S_{R_j}$	$fa_j = S_{fa_{ij}}^2$	$fa_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m fa_{ij}$ $FA = S_{fa_i}^2$

Показатели сравнивали с помощью непараметрических и параметрических критериев. Распределения традиционных показателей не подчиняются нормальному закону (Захаров, 2001; Гелашвили и др., 2004; Коросов, Зорина, 2007), поэтому анализировали выборки из разных регионов с помощью критерия  $U$  Уилкоксона-Манна-Уитни (Коросов, 2007). Различия двух выборочных показателей  $fa_{\chi(1)}$  оценивались при сравнении двух распределений  $fa_{\chi(1)}$ ; различия двух показателей  $FA_{(1)}$  оценивались при сравнении двух распределений  $fa_{\chi(1)}$ . Выборочные показатели  $fa_{\chi(2)}$  и  $FA_{(2)}$  сравнивались с помощью параметрического критерия Фишера.

## Результаты и обсуждение

Выделяются три формы асимметрии биологических объектов: флуктуирующая, направленная и антисимметрия; для флуктуирующей асимметрии характерно нормальное распределение разности между двухсторонними промерами пластических признаков  $(L_{ij} - R_{ij})$ , причем среднее  $M_{(L_{ij} - R_{ij})} = 0$ , а оценки асимметрии и эксцесса незначимы (Зорина, Коросов, 2007). При обнаружении направленной асимметрии (смещение центра распределения  $M_{(L_{ij} - R_{ij})} \neq 0$ ) рекомендуется ко всем промерам с одной стороны прибавлять (или отнимать) значение этого смещения (Кожара, 1985), а при наличии антисимметрии предлагается полностью исключать признак из рассмотрения (Palmer, Strobeck, 1986). Лишь после проверки

этих гипотез и внесения необходимых поправок возможна обработка и анализ данных.

### Оценка характера асимметрии

Для всех пяти изученных признаков распределения разности между сторонами  $(L_{ij} - R_{ij})$  соответствуют нормальному закону (по критерию Колмогорова-Смирнова и Шапиро-Уилка), имеют незначимые показатели асимметрии и эксцесса. Для первых четырех из них средняя арифметическая величина значимо не отличается от нуля, следовательно, в этих случаях наблюдается явление флуктуирующей асимметрии. Для пятого признака обнаружено смещение центра распределения  $(L_{ij} - R_{ij})$ , что указывает на направленную асимметрию: угол между жилкой I порядка (осевой) и второй жилкой II порядка достоверно больше на правой стороне, чем на левой. Для ликвидации смещения к значениям признака с левой стороны листьев прибавляли среднюю разность между этими промерами. После этого для данного признака стало возможным вычисление показателей флуктуирующей асимметрии.

### Сравнение регионов

Смысл предстоящего анализа состоит в поиске регионов с наибольшей выраженностью флуктуирующей асимметрии и возможной интерпретации этого явления в контексте общей антропогенной нагрузки. Наши данные показывают, что проявление асимметрии листьев в разных районах Карелии неоднородно (табл. 2) и по отдельным признакам достигает значимых отличий (табл. 3).

Таблица 2. Значения показателей и интегральных индексов флуктуирующей асимметрии листьев двух видов берез в окрестностях четырех населенных пунктов Карелии

Вид	Показатель	Регион	$fa_j$					FA	Балл
			$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$	$j=5$		
Береза пушистая	1	г. Петрозаводск	0,034	0,026	0,090	0,070	0,060	0,056	
		с. Сенная Губа	0,027	0,023	0,100	0,070	0,051	0,054	
		г. Сегежа	0,027	0,022	0,091	0,058	0,043	0,048	
		г. Костомукша	0,029	0,022	0,096	0,056	0,048	0,050	
	2	г. Петрозаводск	0,187	0,128	0,633	0,657	1,90	0,167	
		с. Сенная Губа	0,197	0,148	0,709	0,857	2,44	0,213	
		г. Сегежа	0,183	0,130	0,598	0,859	2,03	0,148	
		г. Костомукша	0,237	0,141	0,535	0,872	2,46	0,190	
Береза повислая	1	г. Петрозаводск	0,040	0,022	0,107	0,064	0,041	0,054	IV
		с. Сенная Губа	0,031	0,018	0,082	0,055	0,042	0,046	III
		г. Сегежа	0,029	0,023	0,077	0,052	0,049	0,046	III
		г. Костомукша	0,028	0,021	0,075	0,053	0,042	0,044	II
	2	г. Петрозаводск	0,331	0,061	0,817	0,356	1,37	0,143	
		с. Сенная Губа	0,222	0,135	0,523	0,712	1,43	0,135	
		г. Сегежа	0,174	0,138	1,014	0,539	1,87	0,185	
		г. Костомукша	0,138	0,108	0,686	0,549	1,87	0,156	

Таблица 3. Результаты сравнения выборок листьев двух видов берез из четырех пунктов Карелии: уровень значимости различия показателей и индексов флуктуирующей асимметрии листьев

Вид	Показатель	Критерий	Номера регионов	$fa_j$					FA
				$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$	$j=5$	
Береза пушистая	1	U Уилкоксона	1 и 2	<b>0,001</b>	0,057	0,609	0,866	0,277	0,317
			1 и 3	0,783	0,655	0,322	<b>0,037</b>	0,143	<b>0,028</b>
			1 и 4	0,575	0,770	0,967	<b>0,011</b>	0,545	0,157
			2 и 3	<b>0,001</b>	<b>0,038</b>	0,765	0,063	<b>0,012</b>	<b>0,001</b>
			2 и 4	<b>0,004</b>	<b>0,044</b>	0,690	<b>0,022</b>	0,067	<b>0,014</b>
			3 и 4	0,698	0,778	0,361	0,564	0,376	0,283
	2	F Фишера	1 и 2	0,799	0,473	0,570	0,188	0,213	0,229
			1 и 3	0,705	0,524	0,398	0,988	0,362	0,070
			1 и 4	0,362	0,813	0,161	0,928	0,982	0,569
			2 и 3	0,901	0,936	0,782	0,183	0,738	0,542
			2 и 4	0,244	0,630	0,403	0,159	0,205	0,527
			3 и 4	0,197	0,688	0,576	0,941	0,350	0,214
Береза повислая	1	U Уилкоксона	1 и 2	<b>0,032</b>	<b>0,005</b>	<b>0,019</b>	<b>0,006</b>	0,791	<b>0,000</b>
			1 и 3	0,541	<b>0,001</b>	0,299	0,428	<b>0,026</b>	0,731
			1 и 4	0,155	<b>0,048</b>	0,076	0,703	0,797	0,527
			2 и 3	<b>0,038</b>	0,211	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>0,033</b>	<b>0,000</b>
			2 и 4	<b>0,006</b>	0,599	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	0,885	<b>0,000</b>
			3 и 4	0,300	0,312	0,279	0,797	0,034	0,349
	2	F Фишера	1 и 2	0,049	<b>0,001</b>	0,028	<b>0,001</b>	0,827	0,794
			1 и 3	0,224	0,912	<b>0,001</b>	0,168	0,182	0,121
			1 и 4	0,019	0,273	0,180	0,196	0,187	0,472
			2 и 3	<b>0,002</b>	<b>0,001</b>	0,285	0,040	0,120	0,197
			2 и 4	<b>0,001</b>	<b>0,005</b>	0,385	0,032	0,124	0,647
			3 и 4	0,258	0,227	0,053	0,930	0,986	0,405

В частности, для первого признака ( $j = 1$ ) березы пушистой значение первого показателя  $f\alpha_{\chi(1)}$  достоверно выше под Петрозаводском нежели около Сенной Губы (0,034 против 0,027,  $\alpha = 0,001$ ) или в окрестностях Сегежи (0,029,  $\alpha = 0,001$ ) и Костомукши (0,027,  $\alpha = 0,004$ ). Большинство значимых результатов сравнения по показателю  $f\alpha_{\chi(1)}$  относятся к выборкам из-под Петрозаводска (7 из 9, табл. 3). Как показывает первый интегральный индекс (табл. 2,  $FA_1 = 0,056$ ), здесь наблюдаются максимальные показатели асимметрии для березы пушистой, тогда как для районов с крупными промышленными предприятиями эти показатели минимальны (Сегежа – 0,048; Костомукша – 0,050). В то же время, в районе без промышленных предприятий (Кижский архипелаг, с. Сенная Губа) этот показатель ( $FA_1 = 0,054$ ) достоверно не отличается от наибольшего ( $FA_1 = 0,056$ ). Сходный результат обнаруживается и в отношении березы повислой: по уровню асимметрии многих показателей и в общем от остальных выборок отличается петрозаводская, а по признакам 2 и 5 — сенногубская. В целом — по шкале качества среды (Методические..., 2003) — изученные выборки из зеленой зоны г. Петрозаводска и условно чистого района (окрестности с. Сенная Губа) относятся к III–IV группам, а выборки с потенциально наиболее загрязненных территорий — к группам II–III. Получается, что в районах с предполагаемым химическим загрязнением среды у листьев березы повислой наблюдается наименьшая асимметрия.

Этот результат, противоречащий практике применения метода флуктуирующей асимметрии (Захаров и др., 2000), заставляет искать его истоки в первую очередь в конструкции использованного показателя. Дело том, что для избавления от единиц измерения (с целью объединения в интегральный индекс) в формуле показателя используется деление модуля разности билатеральных промеров на их сумму. Эта операция ведет к известному эффекту — формированию распределения с сильной правосторонней асимметрией (рис. 3), поскольку введение модуля обеспечивает объединение случайных разнонаправленных отклонений, как если бы они были однонаправлены. Однако показатель флуктуирующей асимметрии призван не усиливать редкие экстремальные вариации, а отображать массовые ненаправленные отличия между сторонами, которые вызывают изменение размаха варьирования показателей в целом — расширение или сужение основания его распределения. Этому требованию в полной мере отвечает предлагаемый нами нормированный показатель

асимметрии (Коросов, Зорина, 2007). Он базируется на общепринятом способе унификации статистических данных с помощью нормированного отклонения  $t = \frac{x - M}{S}$  (Иванова и др.,

1981). При этом в качестве безразмерного показателя флуктуирующей асимметрии выступает дисперсия разности нормированных отклонений билатеральных промеров

$f\alpha_{\chi(2)} = S_{(t_{Lij} - t_{Rij})}^2$  (табл. 1). Несмотря на нор-

мирование, различия между билатеральными промерами не утрачиваются: для «симметричных» объектов разница  $(t_{Lij} - t_{Rij})$  будет

близка к нулю, для «асимметричных» отличия нормированных промеров будут большими. Знак нормированной разности сохраняется, поэтому, чем больше в выборке объектов с большими различиями между сторонами, тем больше будет показатель их дисперсии  $S_{(t_{Lij} - t_{Rij})}^2$ .

В числе позитивных свойств этого показателя — сохранение формы нормального распределения показателей  $f\alpha_j$  и  $f\alpha_{ij}$ , а также возможность применять параметрический критерий Фишера.

Расчеты нормированного показателя дали существенно иные результаты (табл. 2, показатель 2): различия значений показателя асимметрии для березы пушистой не только не имеют региональной направленности, но и ни в одном случае не достигают значимых уровней (табл. 3). Для березы повислой мы имеем один случай значимых ( $\alpha < 0,01$ ) различий между показателями асимметрии третьего признака для выборок из районов Сенной Губы и Сегежи (0,523 против 1,014) (табл. 2). Еще шесть значимых различий относятся к случаям ненаправленных отличий между показателями асимметрии для выборок из-под Петрозаводска и из других регионов: первый показатель здесь выше (0,331), второй (0,061), четвертый (0,356) и пятый (1,37) — ниже (интегральные индексы значимо не отличаются). Причина этой неопределенности состоит в том, что промеры листьев березы повислой из-под Петрозаводска брались линейкой, более грубым инструментом, чем промеры в среде MapInfo. Эти материалы свидетельствуют о том, что в окрестностях изученных городов с развитой промышленностью и в удаленном от них регионе уровень флуктуирующей асимметрии листьев двух видов берез примерно одинаков, какой-либо тренд изученных показателей отсутствует.

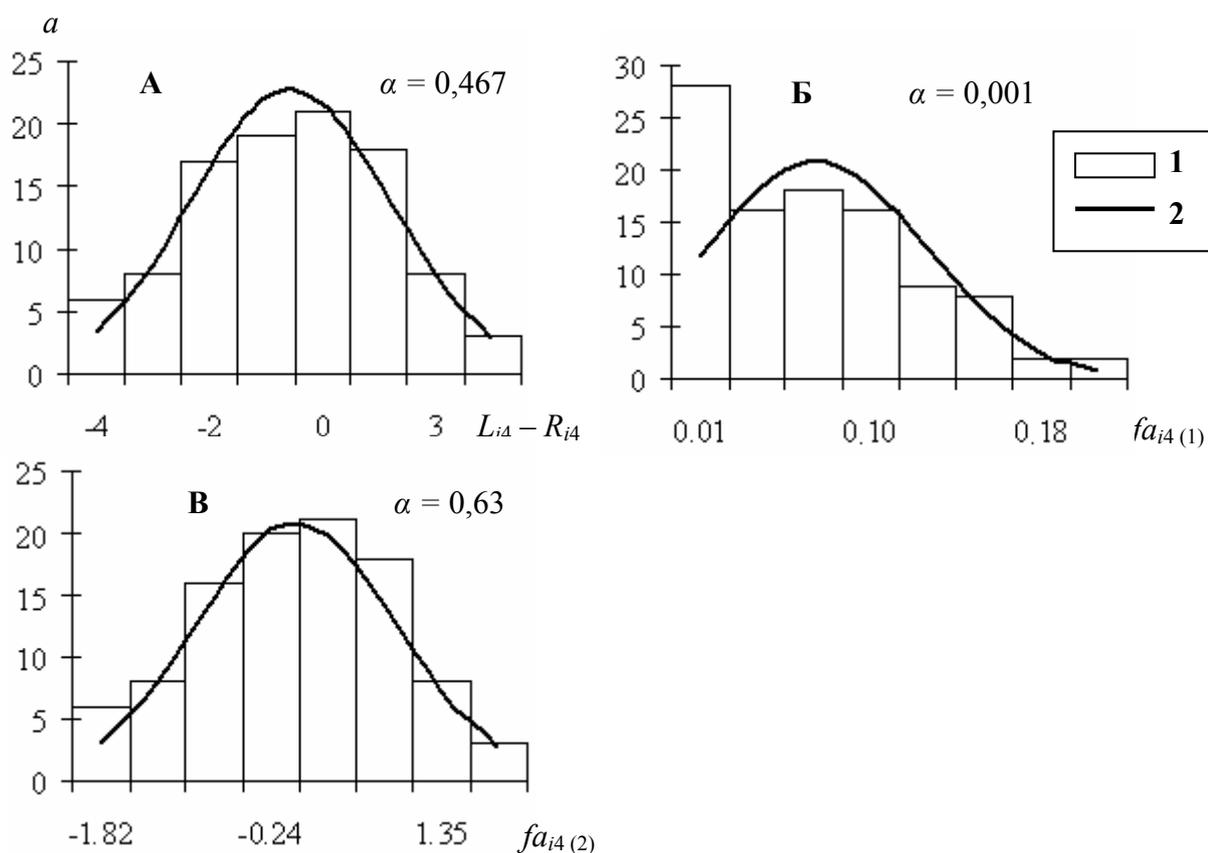


Рис. 3. Эмпирические частоты (а) распределения трех показателей флуктуирующей асимметрии признака  $j = 4$  березы пушистой с о.Большой Климецкий (1) и кривые нормального распределения с теми же параметрами (2) ( $\alpha$  – уровень значимости соответствия нормальному закону по критерию *W*/Шапиро-Уилка). А - распределение значений  $L_{i4} - R_{i4}$ ; Б -  $fa_{i4(1)}$ ; В -  $fa_{i4(2)}$

### Сравнение видов берез

Простейшее сравнение реакции двух видов берез на условия произрастания позволяет сделать диаграмма для интегральных индексов (рис. 4). Первый индекс показывает примерное сходство значений для обоих видов: под Петрозаводском и Сенной губой индексы выше, чем под Сегежой и Костомукшей. Второй индекс выражает противоположные реакции видов: если для березы пушистой номера районов расположены в градации 3, 1, 4, 2, то для березы повислой – 2, 1, 4, 3.

Более обоснованное заключение о сходстве или различии реакции разных видов на условия существования может дать коэффициент корреляции между показателями асимметрии для всех признаков. Однако непосредственно нельзя включать эти показатели в состав двух массивов, по которым будут рассчитываться корреля-

ции, поскольку все признаки имеют разную степень флуктуирующей асимметрии. Для этого их нужно либо нормировать, либо (что проще) использовать их ранги для последующего расчета коэффициента корреляции Спирмена (Ивантер, Коросов, 2003). Ранги всех показателей асимметрии представлены в табл. 4, где также рассчитаны медианные ранги по всем признакам для каждого региона. Коэффициент корреляции между уровнем асимметрии видов по рангам первых показателей составил  $r_{(1)} = -0,04$ , а по рангам вторых –  $r_{(1)} = 0,002$ ; обе величины значимо от нуля не отличаются. Судя по учтенным показателям, в реакции берез на факторы среды нет никакой согласованности. Видимо, общее антропогенное воздействие в изученных районах не столь велико, как в окрестностях более крупных источников выбросов (Kozlov et al., 1996).

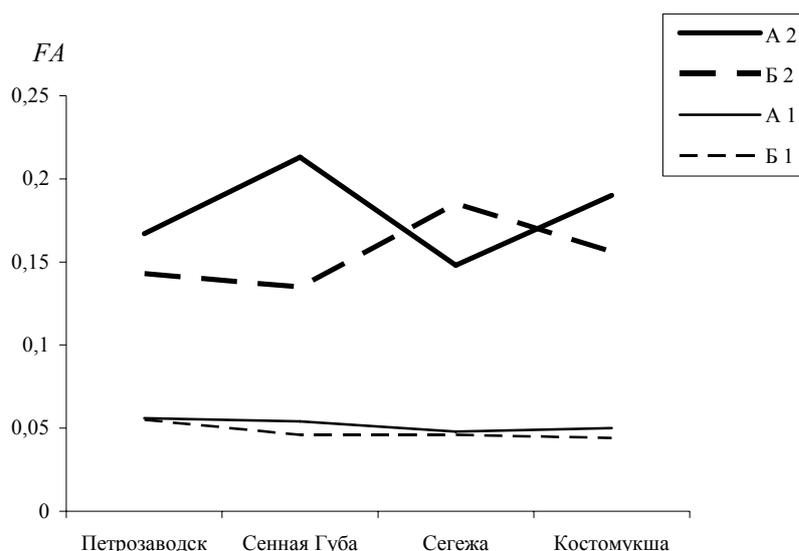


Рис. 4. Уровни традиционного (1) и нормированного (2) интегральных индексов флюктуирующей асимметрии листьев березы пушистой (А) и повислой (Б)

Таблица 4. Ранги районов исследований относительно показателей асимметрии для всех признаков

Показатель	Вид березы	Регион	$fa_j$					Медиана рангов
			$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$	$j = 5$	
1	пуши- стая	Петрозаводск	4	4	1	3	4	4
		Сенная Губа	1	3	4	3	3	3
		Сегежа	1	1	2	2	1	1
		Костомукша	3	1	3	1	2	2
1	повис- лая	Петрозаводск	4	3	4	4	1	4
		Сенная Губа	3	1	3	3	1	3
		Сегежа	2	3	2	1	4	2
2	пуши- стая	Костомукша	1	2	1	2	1	1
		Петрозаводск	2	1	3	1	1	1
		Сенная Губа	3	4	4	2	3	3
		Сегежа	1	2	2	3	2	2
2	повис- лая	Костомукша	4	3	1	4	4	4
		Петрозаводск	4	1	4	1	1	1
		Сенная Губа	3	3	1	4	2	3
		Сегежа	2	4	3	2	4	3
		Костомукша	1	2	2	3	3	2

#### Сравнение показателей флюктуирующей асимметрии

Как показывает анализ, традиционный показатель оказывается слишком чувствительным к присутствию в выборках относительно редких отклоняющихся вариант. Частные отличия выборок на разных сторонах распределений разности билатеральных промеров ( $L - R$ ) благодаря модулю объединяются и обеспечивают значимые различия между совокупностями в тех случаях, когда генеральные тенденции (форма и ширина основания распределений) одинаковы. По этой причине он не годится для исследо-

вания фоновых проявлений флюктуирующей асимметрии и работоспособен только в условиях достаточно сильного негативного (антропогенного) воздействия. При анализе показателей асимметрии (табл. 2) бросается в глаза и тот факт, что их оценки для разных признаков иногда отличаются на порядок. Так, для березы пушистой из окрестностей Сенной Губы  $fa_{1(1)} = 0,027$  в три раза меньше, чем  $fa_{3(1)} = 0,1$ ; для березы повислой из-под Сегежи  $fa_{1(2)} = 0,174$  в 5,8 раз меньше, чем  $fa_{3(2)} = 1,014$ . Это означает, что в величину интегрального индекса наибольший вклад будут вносить те признаки, которые имеют макси-

мальную флуктуирующую изменчивость, поглощая тем самым информацию об уровне асимметрии сравниваемых объектов по другим, менее изменчивым признакам. Такой суммативный подход не вполне корректен, поскольку повышенная изменчивость одних признаков по сравнению с другими зависит не только от стабильности их развития (биологический аспект проблемы), но и от абсолютной величины самих показателей (статистический аспект). Как известно, чем больше орган, тем больше его изменчивость, на этом соображении основан

принцип нормировки в первом показателе. Однако названное правило действует далеко не всегда (например, изменчивость генеративных органов существенно ниже, чем соматических) и его реализацию следует специально доказывать, что существенно усложнило бы процедуру оценки флуктуирующей асимметрии. Выход следует искать в более корректном учете величины относительной изменчивости билатеральных признаков, например, в рамках дисперсионного анализа или с помощью информационных показателей биоразнообразия.

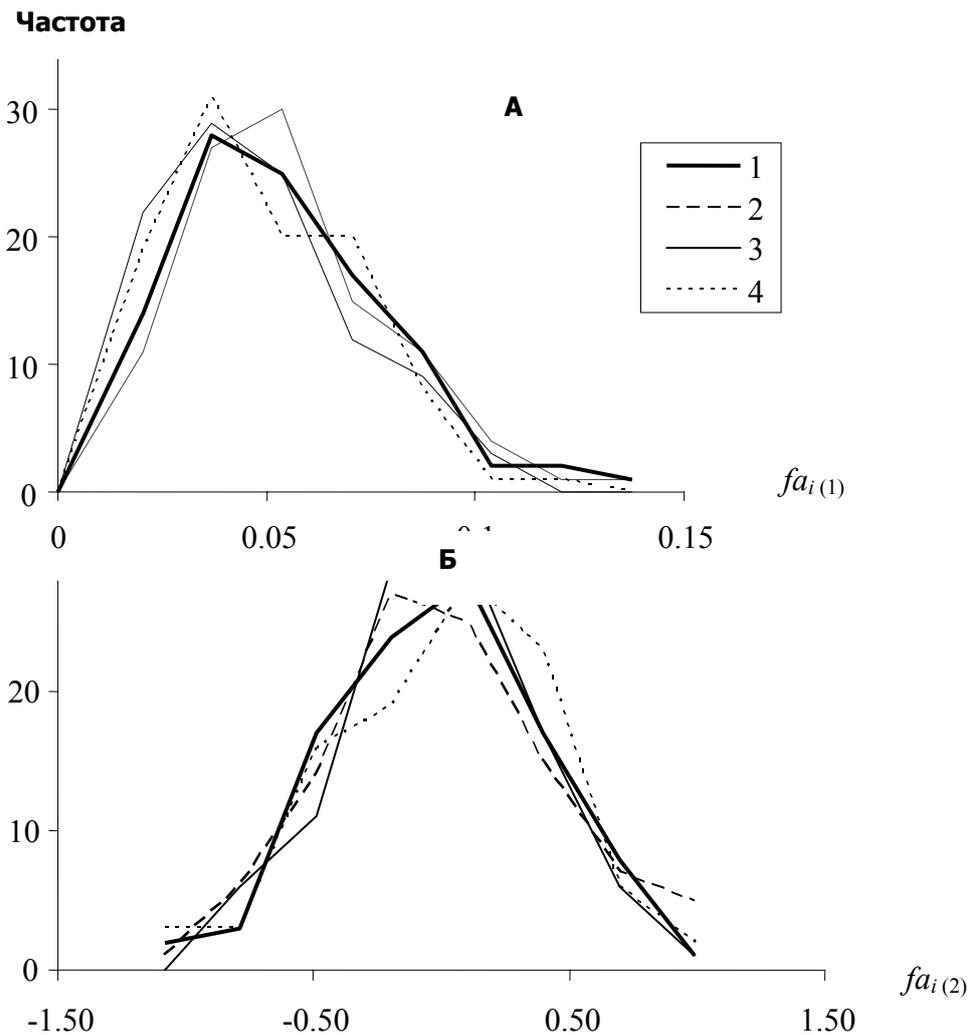


Рис. 5. Распределения двух интегральных показателей флуктуирующей асимметрии березы повислой в четырех пунктах Карелии (1–4, см. рис. 1): А –  $fa_i(1)$ , Б –  $fa_i(2)$ .

## Выводы

1. Показатели флуктуирующей асимметрии листа древовидных форм двух видов берез в Карелии имеют примерно одинаковый уровень как на удалении 2–4 км от источников выбросов предприятий энергетической, целлюлозно-

бумажной и горнодобывающей промышленности, так и на территориях без предприятий.

2. Изученные показатели не позволяют говорить о какой-либо согласованной реакции разных видов берез на одинаковые условия существования.

3. Значения традиционного показателя асимметрии для березы повислой на условно-чистых площадках (Сенная Губа, зеленая зона Петрозаводска) достигают уровней III и IV классов опасности, а в окрестностях крупных промышленных предприятий (Сегежа, Костомукша) – уровней II и III классов.

4. Традиционные показатели флуктуирующей асимметрии искажают исходно нормальное распределение разности билатеральных промеров ( $L - R$ ), объединяет и усиливают частные ненаправленные различия сторон, способствуя тем самым появлению значимых различий даже в тех случаях, когда они вызваны присутствием в выборках небольшого числа крайних (но не «выскакивающих») значений.

Авторы признательны А. С. Лантратовой за консультации и помощь в определении видовой принадлежности деревьев. Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант 05-04-97506-р\_север\_а).

## Литература

- Гелашвили Д. Б., Якимов В. Н., Логинов В. В., Епланова Г. В. 2004. Статистический анализ флуктуирующей асимметрии билатеральных признаков разноцветной ящурки // Актуальные проблемы герпетологии и токсикологии: Сб. научных трудов. Тольятти. Вып. 7. С.45-59.
- Ермаков В.И. 1986. Механизмы адаптации березы к условиям Севера. Л.: Наука. 144 с.
- Захаров В. М. 1987. Асимметрия животных (популяционно-феногенетический подход). М.: Наука. 216 с.
- Захаров В. М., Чубинишвили А. Т., Дмитриев С. Г. и др. 2000. Здоровье среды: практика оценки. М. 320 с.
- Захаров В. М. 2001. Онтогенез и популяция (стабильность развития и популяционная изменчивость) // Экология. № 3. С. 164-168.
- Зорина А. А., Коросов А. В. 2007. Оценка флуктуирующей асимметрии // А. В. Коросов Специальные методы биометрии. Петрозаводск. С. 79-88.
- Иванова В. М., Калинина В. Н., Нешумова Л. А., Решетникова И. О. 1981. Математическая статистика. М.: Высшая шк. 371 с.
- Ивантер Э. В., Коросов А. В. 2003. Введение в количественную биологию. Учебное пособие. Петрозаводск. 304 с.
- Кожара А. В. 1985. Структура показателя флуктуирующей асимметрии и его пригодность для популяционных исследований // Биологические науки. № 6. С. 100-104.
- Коросов А. В. 2007. Специальные методы биометрии. Петрозаводск. 364 с.
- Коросов А. В., Зорина А. А. 2007. Флуктуирующая асимметрия пластических признаков пилеуса обыкновенной гадюки // Проблемы экологии животных. Петрозаводск. С. 86-91.
- Коросов А. В., Коросов А. А. 2006. Техника ведения ГИС: Приложение в экологии. Петрозаводск. 186 с.
- Методические рекомендации по выполнению оценки качества среды по состоянию живых существ (оценка стабильности развития живых организмов по уровню асимметрии морфологических структур). 2003. Распоряжение Росэкология от 16.10.2003 № 460-р. М. 28 с.
- Урбах В. Ю. 1964. Биометрические методы. М. 415 с.
- Kozlov M. V., Wilsey B. J., Koricheva J., Haukioja E. 1996. Fluctuation asymmetry of birch leaves increases under pollution impact // J. Appl. Ecology. N. 33. P. 1489-1495.
- Palmer A. R., Strobeck C. 1986. Fluctuating asymmetry: measurement, analysis, patterns // Ann. Rev. Ecol. Syst. V. 17. P. 391-421.