

ПРОДУКТИВНОСТЬ  
И РАЦИОНАЛЬНОЕ  
ИСПОЛЬЗОВАНИЕ  
РАСТИТЕЛЬНОСТИ  
УРАЛА

УДК 581.6; 581.9

**Продуктивность и рациональное использование растительности Урала:** [Сб. статей]. Свердловск: УНЦ АН СССР, 1980.

Сборник содержит материалы по типологии и продуктивности ряда растительных сообществ Урала и Приуралья, методике оценки продуктивности, научным основам охраны и рационального использования растительного мира. Сборник рассчитан на научных работников и аспирантов.

Ответственный редактор П. Л. Горчаковский

---

© УНЦ АН СССР, 1980. П  $\frac{21006-1008}{055(02)7}$  19—1980.

С. Г. ШИЯТОВ

**ПУТИ УСТРАНЕНИЯ НЕОДНОРОДНОСТИ  
ДЕНДРОХРОНОЛОГИЧЕСКИХ РЯДОВ**

Дендрохронологический ряд можно считать однородным, если при сборе и обработке исходных данных были соблюдены следующие основные условия: образцы древесины брались в пределах однородного климатического района, в определенном типе условий местообитания, с одного вида древесного растения, на одной высоте ствола, а расчет индексов прироста производился по одной методике. Кроме того, необходимо, чтобы обобщенный дендрохронологический ряд на всем протяжении был представлен достаточным числом повторностей (или модельных деревьев).

Если первые из перечисленных условий более или менее учитываются при построении дендрохронологических рядов, то этого нельзя сказать относительно последнего условия. Как правило, для получения обобщенных рядов используются разновозрастные модельные деревья. Поэтому средние значения индексов прироста в пределах отдельных отрезков ряда определяются путем использования недостаточного и неодинакового числа повторностей. Это приводит к возникновению неоднородности в дендрохронологических рядах. Сам факт существования этой неоднородности отмечен в литературе сравнительно давно (Schulman, 1956). Однако до сих пор она совершенно не изучена и не разработаны методы устранения ее влияния. Почти все полученные до настоящего времени дендрохронологические ряды, особенно длительные, содержат эту неоднородность.

В чем же проявляется рассматриваемая неоднородность рядов?

Внимательный анализ обобщенных дендрохронологических рядов, полученных разными исследователями, показывает, что лимиты и размах вариации (или диапазон колебаний) индексов прироста возрастают с уменьшением числа повторностей. В случае использования образцов древесины с ныне живущих деревьев дендрохронологический ряд обычно имеет вид зату-

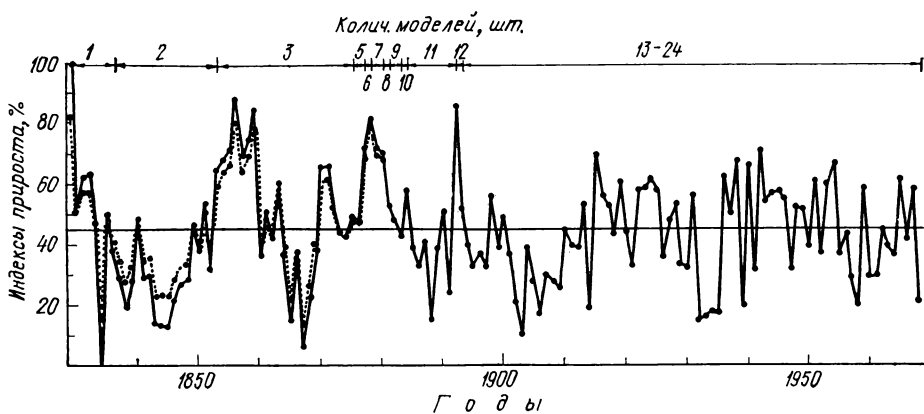


Рис. 1. Дендрохронологический ряд по ели сибирской, отдельные отрезки которого обеспечены неодинаковым количеством модельных деревьев (от 1 до 24 шт.). Сплошная линия — усредненные индексы прироста; пунктирная — исправленные индексы прироста.

хающей гармонике, так как самый ранний его отрезок представлен всего одной или несколькими моделями, в то время как самый поздний — всеми взятыми для обработки моделями.

Рассмотрим усредненный ряд индексов прироста<sup>1</sup> (рис. 1), полученный нами для низовьев р. Печоры по 24 модельным деревьям ели сибирской (*Picea obovata*). Как видно из рис. 1, в пределах отрезка ряда, обеспеченного одной моделью (1829—1836 гг.), индексы прироста колеблются от 0 до 100%; в пределах отрезка, обеспеченного двумя—тремя моделями (1837—1875 гг.),— от 6 до 88%; в пределах отрезка, обеспеченного 5—11 моделями (1876—1892 гг.),— от 15 до 86%; а в пределах отрезка, обеспеченного 12—24 моделями (1893—1968 гг.),— от 11 до 72%. Другими словами, диапазон колебаний индексов прироста в правой части графика сократился на 39% (сверху на 28, а снизу на 11%) по сравнению с левой частью графика. Подобного рода изменение лимитов и диапазона колебаний индексов прироста характерно для большинства полученных до сих пор рядов. Очень показательны в этом отношении ряды, полученные Н. В. Ловелиусом (1972, рис. 1) и А. А. Молчановым (1976, рис. 48—50). При использовании археологической и ископаемой древесины обобщенные ряды имеют вид пульсирующей гармонике, так как распределение количества модельных деревьев в пределах таких рядов обычно самое разнообразное и ненаправленное.

<sup>1</sup> Расчет индексов прироста производился при помощи кривых максимального и минимального прироста (Шиятов, 1972).

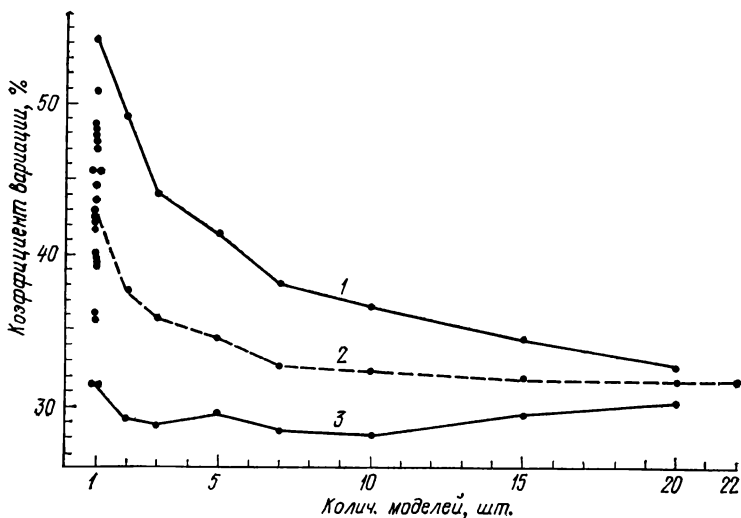


Рис. 2. Изменение коэффициента вариации индексов прироста лиственницы сибирской в зависимости от количества использованных модельных деревьев (1 — максимальные, 2 — средние, 3 — минимальные значения коэффициента вариации).

В связи с изменением количества используемых моделей меняются не только лимиты и размах вариации индексов прироста, но и такие показатели меры варьирования, как дисперсия, среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации. В дальнейшем мы будем пользоваться только коэффициентом вариации, как наиболее удобным при различного рода сопоставлениях. На рис. 2 показано, как изменяется коэффициент вариации в зависимости от количества использованных моделей. Для построения графика было использовано 22 модельных дерева лиственницы сибирской (*Larix sibirica*), произраставших в лишайниковых редколесьях Тазовской лесотундры (Западная Сибирь). Сведения о возрасте отдельных моделей и коэффициентах вариации индексов прироста приведены в табл. 1. Самая старая модель содержит 287 годичных колец (с 1683 по 1969 гг.), а самая молодая — 172 кольца (с 1798 по 1969 гг.). Коэффициент вариации вычислялся как путем использования всех имеющихся у каждой модели колец, так и путем использования последних 172 колец.

Как видно из табл. 1, существенного и направленного изменения коэффициента вариации при использовании всех колец и колец лишь за последние 172 года не наблюдается. У большинства моделей коэффициент вариации изменился до  $\pm 1-2\%$  и лишь у отдельных моделей — до  $\pm 4,7-5,1\%$ . Отсюда можно

Таблица 1

**Коэффициенты вариации индексов прироста у 22 модельных деревьев  
лиственницы сибирской (низовья р. Таза, лишайниковые редколесья)**

№ модели	Колич. годич- ных колец	Коэффициент вариации, %		
		всего ряда	за последние 172 года	разница
9	287	39,0	35,8	-3,2
2	254	44,0	41,8	-2,2
11	245	42,0	43,9	+1,9
12	243	45,5	47,1	+1,6
86	235	32,1	31,5	-0,6
10	230	49,6	54,3	+4,7
84	230	43,3	39,4	-3,9
91	227	48,2	48,0	-0,2
83	226	44,1	42,2	-1,9
20	216	48,9	48,7	-0,2
82	216	34,1	31,5	-2,6
24	213	41,2	36,1	-5,1
25	213	52,0	50,8	-1,2
79	211	45,0	47,5	+2,5
80	207	45,6	45,6	0,0
23	204	47,8	48,5	+0,7
81	204	38,1	39,5	+1,4
76	202	40,6	39,8	-0,8
19	193	46,0	45,6	-0,4
77	189	38,8	40,0	+1,2
78	187	44,4	44,6	+0,2
16	172	42,4	42,4	0,0
Среднее . .	—	43,3	42,9	-0,4

сделать вывод, что на основе использования данных за последние 172 года, т. е. за промежуток времени, охватываемый всеми моделями, можно с достаточной степенью точности судить о коэффициенте вариации индексов прироста у отдельных моделей.

Для получения полной картины изменчивости коэффициента вариации в связи с изменением количества использованных моделей необходимо сделать просчет огромного количества вариантов, которые могут быть получены путем комбинирования имеющихся 22 моделей. Чтобы уменьшить объем вычислительных работ, мы применили выборочный метод, основанный на предположении, что на основе сочетания моделей, обладающих максимальными, минимальными и средними значениями коэффициента вариации, можно получить новые ряды, которые будут иметь уровень изменчивости, близкий к максимальному, минимальному и среднему. Кроме того, определение

коэффициента вариации индексов прироста производилось лишь для 2; 3; 5; 7; 10; 15 и 20 моделей.

Плавное изменение кривых, показывающих динамику максимальных, минимальных и средних значений коэффициента вариации (см. рис. 2), и почти равное удаление лимитов от среднего значения свидетельствуют о том, что на основе выборочного метода можно получить достаточно полное представление о размахе колебаний коэффициента вариации. Как видно из табл. 1 и рис. 2, диапазон колебаний коэффициента вариации у отдельно взятых моделей за последние 172 года довольно большой (от 31,5 до 54,3%). С увеличением количества использованных моделей максимальные и средние величины, а также диапазон колебаний коэффициента вариации существенно сокращаются. Так, максимальные значения снизились от 54,3 (одна модель) до 32,7% (20 моделей), т. е. на 21,6%; средние значения — от 42,9 (одна модель) до 31,9% (22 модели), т. е. на 11,0%; диапазон колебаний — от 22,8 (одна модель) до 2,4% (20 моделей), т. е. на 20,4%. Минимальные значения коэффициента вариации сначала также снижаются, а затем, начиная с 10 моделей и более, повышаются (см. рис. 2).

Наиболее сильное снижение коэффициента вариации индексов прироста происходит в левой части графика, где количество использованных моделей невелико (до 10 шт.). При дальнейшем увеличении числа повторностей средние величины коэффициента вариации снижаются лишь на десятые доли процента, т. е. на величину, которой можно пренебречь.

Расчеты зависимости между коэффициентом вариации индексов прироста и количеством использованных моделей нами были произведены примерно для 80 дендрохронологических рядов, полученных по лиственнице сибирской, ели сибирской, кедру сибирскому и сосне обыкновенной, произрастающих на верхней и полярной границах леса. Оказалось, что у большинства рядов значимое изменение коэффициента вариации происходит лишь в том случае, когда количество используемых моделей меньше 7—10 шт. По-видимому, в районах, благоприятных для роста древесных растений, существенное изменение коэффициента вариации будет происходить при большем числе повторностей.

Таким образом, у отрезков дендрохронологических рядов, обеспеченных недостаточным и неодинаковым количеством моделей, существенно увеличиваются все показатели меры варьирования индексов прироста по сравнению с отрезками, обеспеченными достаточным количеством моделей. В результате этого ряды становятся неоднородными. Размах варьирования индексов прироста в малообеспеченных моделями отрезках ряда возрастает до 20—35%.

Снижение уровня изменчивости индексов прироста с увеличением числа повторностей следует из закона больших чисел.

Согласно этому закону, средние величины занимают промежуточное положение между минимальными и максимальными значениями признака и при возрастании числа повторностей они располагаются все ближе и ближе к математически ожидаемому значению (Кендалл, Стьюарт, 1966), т. е. дисперсия распределения средних величин сокращается с увеличением количества использованных моделей.

Рассматриваемая неоднородность — существенный недостаток дендрохронологических рядов. Если ее не учитывать, то можно прийти к ложным заключениям, особенно при реконструкции климатических условий и определении сходства рядов. Действительно, бóльшая величина индекса прироста, обеспеченная малым числом повторностей, еще не свидетельствует о том, что климатические условия в этот год были более благоприятными по сравнению с годом, когда величина индекса прироста была хотя и меньшей, но обеспечена бóльшим числом повторностей.

Устранить влияние рассматриваемой неоднородности дендрохронологических рядов можно тремя способами. Наиболее легкий, но не всегда приемлемый способ — исключение из рассмотрения тех отрезков ряда, которые обеспечены недостаточным количеством моделей. При этом отбрасывается, как правило, наиболее древний, а потому и наиболее ценный отрезок ряда, который содержит хотя и менее точную, но весьма ценную информацию о колебаниях экологических условий прошлого. Этот способ можно применять в тех случаях, когда не требуется получения возможно более длительных рядов. Однородные ряды можно также получить путем отбора одновозрастных моделей. Однако осуществить это практически очень трудно, так как не всегда удастся найти достаточное количество старых деревьев. Но если такая возможность имеется, то нужно ее максимально использовать. Наконец, влияние этой неоднородности можно устранить путем внесения соответствующих поправок в индексы прироста, которые получены путем усреднения недостаточного количества повторностей. В этом случае сохраняется максимально возможная протяженность ряда и устраняется его неоднородность. Следует отметить, что устранение влияния неоднородности у временных рядов путем внесения поправок очень широко практикуется в климатологии (Дроздов, 1956).

Для устранения влияния неоднородности дендрохронологических рядов мы предлагаем использовать эмпирико-статистический метод. Суть его заключается в том, что обеспеченные различным количеством моделей отрезки ряда приводятся к одному уровню изменчивости. Другими словами, вариабельность индексов прироста, обеспеченных недостаточным количеством моделей, необходимо снизить до нормы, характерной для отрезков ряда, обеспеченных достаточным количеством моделей. Ниже будет произведен расчет поправок на примере ряда



Таблица 2

**Коэффициент вариации индексов прироста в зависимости от количества использованных моделей**

№ моделей	Колич. моделей, шт.	Длина ряда, использованного для определения коэффициента вариации		Коэффициент вариации, %	Отклонение коэффициента вариации от нормы, %
		годы	лет		
30	1	1829—1968	140	58,5	+20,3
30, 24	2	1837—1968	132	57,2	+19,0
30, 24, 40	3	1854—1968	115	49,9	+11,7
30, 24, 40, 32, 33	5	1876—1968	93	46,0	+7,8
30, 24, 40, 32, 33, 41	6	1878—1968	91	43,6	+5,4
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45	7	1879—1968	90	42,4	+4,2
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45, 21	8	1881—1968	88	41,2	+3,0
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45, 21, 26	9	1882—1968	87	39,5	+1,3
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45, 21, 26, 42	10	1884—1968	85	38,4	+0,2
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45, 21, 26, 42, 29	11	1885—1968	84	38,8	+0,6
30, 24, 40, 32, 33, 41, 45, 21, 26, 42, 29, 22	12	1893—1968	76	37,1	-1,1
Все модели	13—24	1894—1968	75	38,2	0,0

по ели сибирской, представленного на рис. 1. Для построения этого ряда было использовано 24 модельных дерева, которые содержали от 54 до 140 годичных колец. Представленность моделями отдельных отрезков ряда показана на рис. 1.

Прежде всего, необходимо определить, как изменяется коэффициент вариации индексов прироста в зависимости от количества использованных моделей. Такие данные легче всего было бы получить на основе отрезков обобщенного ряда, представленных различным количеством моделей. Однако, как видно из рис. 1, протяженность таких отрезков обычно невелика (от одного года до нескольких десятилетий), и, конечно, получить надежные статистические показатели на основе небольшого числа повторностей невозможно. Поэтому определение коэффициента вариации мы производили следующим образом: для одной модели использовались все кольца самой старой модели (№ 30, 1829—1968 гг., коэффициент вариации  $C=58,5\%$ ); для двух моделей — средние значения индексов прироста за интервал перекрытия двух самых старых моделей (№ 30 и 24, 1837—1968 гг.,  $C=57,2\%$ ); для трех моделей — средние значения индексов прироста за интервал перекрытия трех самых старых моделей (№ 30, 24 и 40, 1854—1968 гг.,  $C=49,9\%$ ) и т. д. для 5; 6; 7; 8; 9; 10; 11 и 12 моделей (табл. 2). В качестве нормы использовался коэффициент вариации индексов прироста, который был получен путем усреднения 13—24 моделей (1894—1968 гг.,  $C=38,2\%$ ). Иначе говоря, строились новые ряды на

Таблица 3

Вычисление поправок для устранения неоднородности дендрохронологического ряда по ели сибирской (24 модели, 1829—1968 гг., 140 лет)

Годы	Индексы прироста	Колич. моделей	Отклонение		Коэффициент		Поправка	Исправленные индексы прироста
			индексов от среднего значения	коэффициента вариации от нормы, %	переводной	поправочный		
1893	52	12	+7	—1,1	1,6	1,76	0	52
1892	86	11	+41	0,6	1,6	0,96	0	86
1891	24	11	—21	0,6	1,6	0,96	0	24
1890	51	11	+6	0,6	1,6	0,96	0	51
1889	39	11	—6	0,6	1,6	0,96	0	39
1888	15	11	—30	0,6	1,6	0,96	0	15
1887	41	11	—4	0,6	1,6	0,96	0	41
1886	33	11	—12	0,6	1,6	0,96	0	33
1885	39	11	—6	0,6	1,6	0,96	0	39
1884	58	10	—13	0,2	1,6	0,32	0	58
1883	43	9	—2	1,3	1,6	2,08	0	43
1882	48	9	+3	1,3	1,6	2,08	0	48
1881	53	8	+8	3,0	1,6	4,80	0	53
1880	70	7	+25	4,2	1,6	6,72	—2	68
1879	72	7	+27	4,2	1,6	6,72	—2	70
1878	81	6	+36	5,4	1,6	8,64	—3	78
1877	71	5	+26	7,8	1,6	12,48	—3	68
1876	48	5	+3	7,8	1,6	12,48	0	48
1875	49	3	+4	11,7	1,6	18,72	—1	48
1874	43	3	—2	11,7	1,6	18,72	0	43
1873	44	3	—1	11,7	1,6	18,72	0	44
1872	56	3	+11	11,7	1,6	18,72	—2	54
1871	66	3	+21	11,7	1,6	18,72	—4	62
1870	65	3	+20	11,7	1,6	18,72	—4	61
1869	38	3	—7	11,7	1,6	18,72	+1	39
1868	22	3	—23	11,7	1,6	18,72	+4	26
1867	6	3	—39	11,7	1,6	18,72	+7	13
1866	35	3	—10	11,7	1,6	18,72	+2	37
1865	15	3	—30	11,7	1,6	18,72	+6	21
1864	37	3	—8	11,7	1,6	18,72	+2	39
1863	60	3	+15	11,7	1,6	18,72	—3	57
1862	42	3	—3	11,7	1,6	18,72	+1	43
1861	50	3	+5	11,7	1,6	18,72	—1	49
1860	36	3	—9	11,7	1,6	18,72	+2	38
1859	85	3	+40	11,7	1,6	18,72	—7	78
1858	74	3	+29	11,7	1,6	18,72	—5	69
1857	69	3	+24	11,7	1,6	18,72	—5	64
1856	88	3	+43	11,7	1,6	18,72	—8	80
1855	71	3	+26	11,7	1,6	18,72	—5	66
1854	68	3	+23	11,7	1,6	18,72	—4	64
1853	65	2	+20	19,0	1,6	30,40	—6	59
1852	32	2	—13	19,0	1,6	30,40	+4	36
1851	53	2	+8	19,0	1,6	30,40	—2	51
1850	38	2	—7	19,0	1,6	30,40	+2	40
1849	46	2	+1	19,0	1,6	30,40	0	46
1848	28	2	—17	19,0	1,6	30,40	+5	33
1847	27	2	—18	19,0	1,6	30,40	+5	32
1846	21	2	—24	19,0	1,6	30,40	+7	28

Окончание табл. 3

Годы	Индексы прироста	Колич. моделей	Отклонение		Коэффициент		Поправка	Исправленные индексы прироста
			индексов от среднего значения	коэффициента вариации от нормы, %	переводной	поправочный		
1845	13	2	-32	19,0	1,6	30,40	+10	23
1844	13	2	-32	19,0	1,6	30,40	+10	23
1843	14	2	-31	19,0	1,6	30,40	+9	23
1842	30	2	-15	19,0	1,6	30,40	+5	35
1841	29	2	-16	19,0	1,6	30,40	+5	34
1840	48	2	+3	19,0	1,6	30,40	-1	47
1839	27	2	-18	19,0	1,6	30,40	+5	32
1838	19	2	-26	19,0	1,6	30,40	+8	27
1837	29	2	-16	19,0	1,6	30,40	+5	34
1836	38	1	-7	20,3	1,6	32,48	+2	40
1835	50	1	+5	20,3	1,6	32,48	-2	48
1834	1	1	-44	20,3	1,6	32,48	+14	15
1833	48	1	+3	20,3	1,6	32,48	-1	47
1832	63	1	+18	20,3	1,6	32,48	-6	57
1831	62	1	+17	20,3	1,6	32,48	-5	57
1830	52	1	+7	20,3	1,6	32,48	-2	50
1829	100	1	+55	20,3	1,6	32,48	-18	82

основе усреднения индексов прироста у 2; 3; 5 и т. д. (до 12) самых старых моделей и для них определялось значение коэффициента вариации. Затем находилось отклонение этого коэффициента от нормы для каждого сочетания моделей. Как видно из табл. 2, существенное увеличение коэффициента вариации по сравнению с нормой (от 5,4 до 20,3%) наблюдается у рядов, обеспеченных шестью и менее моделями.

После этого производится расчет поправок по форме, приведенной в табл. 3. В колонки 1, 2 и 3-ю вносятся сведения, характеризующие отрезок обобщенного ряда, обеспеченный недостаточным количеством моделей (календарные годы, индексы прироста, количество моделей). Затем вычисляются отклонения индексов прироста за каждый год от среднего значения (для рассматриваемого ряда оно равно 45%). Эти сведения приводятся в колонке 4-й. В колонку 5-ю записываются величины отклонений коэффициента вариации от нормы для сочетаний разного количества моделей, заимствованные из табл. 2.

Проведенные расчеты показали, что для снижения коэффициента вариации ряда на 1% необходимо уменьшить величину отклонений индексов прироста от среднего значения на 1,6—2,0%. Последнюю величину мы назвали переводным коэффициентом. Для конкретного ряда этот коэффициент — величина постоянная (колонка 6-я).

В колонке 7-ой приведены значения поправочного коэффициента, который указывает, на сколько процентов следует уменьшить величину отклонений индексов прироста от среднего

значения, чтобы получить требуемую поправку. Поправочный коэффициент определяется путем перемножения данных, приведенных в колонках 5-й и 6-й. Величина поправок за каждый год (колонка 8-я) представляет собой произведение отклонений индексов прироста (колонка 4-я) и поправочного коэффициента (колонка 7-я), деленное на 100. Знак поправки всегда противоположен знаку отклонения индекса прироста от среднего значения. Величина поправки зависит от величины превышения коэффициента вариации над нормой и величины отклонения индекса прироста от среднего значения. В пределах отрезка ряда, обеспеченного 8—12 моделями, поправки столь незначительны (менее единицы), что их можно не принимать во внимание. Значимые величины поправок получены лишь для отрезка ряда, обеспеченного 1—7 моделями (см. табл. 3). Полученные поправки суммируются (с учетом знака) с исходными значениями индексов прироста (колонка 2-я), в результате чего получаем исправленные значения индексов прироста (колонка 9-я).

Затем следует произвести проверку правильности устранения неоднородности дендрохронологического ряда. Для этого необходимо определить значение коэффициента вариации индексов прироста у исправленного отрезка ряда. Ряд можно считать однородным, если коэффициент вариации исправленного отрезка ряда отличается от нормы не более чем на  $\pm 1—2\%$ . Так, у рассматриваемого ряда до внесения поправок коэффициент вариации у отрезка ряда, обеспеченного 1—12 моделями (1829—1893 гг.), составлял 45,9%, а после внесения поправок — 36,5%, т. е. стал близким к норме (38,2%). Если окажется, что после внесения поправок коэффициент вариации значительно отличается от нормы, то необходимо произвести перерасчет цифр в колонках 7—9-й. Для этой цели следует увеличить или уменьшить значение переводного коэффициента на десятые доли. Например, если коэффициент вариации исправленного отрезка ряда оказался значительно выше нормы, то нужно увеличить значение переводного коэффициента до 1,7—1,8 (иногда до 1,9—2,0).

Исправленные значения индексов прироста у рассматриваемого ряда показывают (см. рис. 1), что отклонения исправленных индексов от среднего значения не превышают отклонений, характерных для отрезка ряда, обеспеченного достаточным количеством моделей.

При публикации обобщенных дендрохронологических рядов, по нашему мнению, необходимо указывать, каким количеством моделей обеспечены отдельные отрезки ряда. В этом случае можно дать оценку неоднородности ряда и тем самым избежать неверных заключений и выводов.

## ЛИТЕРАТУРА

Дроздов О. А. Основы климатологической обработки метеорологических наблюдений. Л., Изд-во ЛГУ, 1956.

Кендалл М., Стюарт А. Теория распределений. М., «Наука», 1966.

Ловелиус Н. В. Колебания прироста годичных колец ели и лиственницы в Центральной Якутии.— Изв. ВГО, 1972, т. 104, вып. 3.

Молчанов А. А. Дендроклиматические основы прогнозов погоды. М., «Наука», 1976.

Шиятов С. Г. Дендрохронологическое изучение ели сибирской в низовье реки Таз.— Дендроклиматохронология и радиоуглерод. Каунас, 1972 (Ин-т ботаники АН Лит. ССР).

Schulman E. Dendroclimatic changes in semiarid America. University of Arizona Press, Tucson, Arizona, 1956.