

---

ОРИГИНАЛЬНЫЕ СТАТЬИ

---

УДК 630\*41:630\*443:630\*57

## СВЯЗЬ РАДИАЛЬНОГО ПРИРОСТА ДЕРЕВЬЕВ ХВОЙНЫХ ПОРОД И НОРМАЛИЗОВАННОГО РАЗНОСТНОГО ВЕГЕТАЦИОННОГО ИНДЕКСА<sup>1</sup>

© 2023 г. В. Г. Суховольский<sup>a, b, \*</sup>, А. В. Ковалев<sup>b</sup>, В. И. Воронин<sup>c</sup>,  
В. А. Осколков<sup>c</sup>, Ю. Д. Иванова<sup>d</sup>

<sup>a</sup>Институт леса им. В.Н. Сукачева СО РАН, Академгородок, 50/28, Красноярск, 660036 Россия

<sup>b</sup>ФИЦ КНЦ СО РАН, Академгородок, 50, Красноярск, 660036 Россия

<sup>c</sup>Сибирский институт физиологии и биохимии растений СО РАН, ул. Лермонтова, 132, Иркутск, 664033 Россия

<sup>d</sup>Институт биофизики СО РАН, Академгородок, 50, Красноярск 660036 Россия

\*E-mail: soukhovolsky@yandex.ru

Поступила в редакцию 22.09.2020 г.

После доработки 16.11.2021 г.

Принята к публикации 07.06.2022 г.

Настоящая работа посвящена анализу характера связей между радиальным приростом деревьев и спутниковыми данными. Проведенные расчеты показали, что связи между данными спутникового зондирования и величинами первых разностей ширин годичных колец существуют, однако степень выраженности этих связей зависит от однородности процессов радиального роста деревьев в насаждении. Чем менее синхронны во времени ряды первых разностей ширин годичных колец (ПР ШГК) деревьев, тем слабее оказываются связи дистанционных данных и радиального прироста. Еще одним фактором, влияющим на характер связей данных спутникового зондирования и радиального прироста, являются повреждения деревьев. Таким образом, слабость или отсутствие связей между спутниковыми и наземными данными может наблюдаться и причина этого – неоднородность во времени процессов роста у различных деревьев в насаждении.

**Ключевые слова:** лесные насаждения, годичные кольца, ширина, рост, синхронность, спутниковые данные, корреляции.

**DOI:** 10.31857/S0024114823010102, **EDN:** NKBNUX

Известно, что рост деревьев является результатом сложных физиологических процессов в органах деревьев, а доступность для роста дерева ресурсов во многом определяется климатом (Sass-Klaassen et al., 2016). Связать процессы роста дерева и погодные явления возможно с помощью методов дендрохронологии, которые достаточно давно выявили связь между ширинами годичных колец (ШГК) деревьев, погодой (Fritts, 1976; Ваганов, 1996; Zuidema, Frank, 2015; Калинина и др., 2019). Несмотря на то, что годичные кольца обеспечивают точную и ретроспективную оценку роста дерева, необходимы интенсивные полевые работы по сбору образцов древесины, а затем скрупулёзная лабораторная работа по измерению собранного материала. Эти недостатки ограничивают возможность использования данного подхода для мониторинга роста леса в реальном време-

ни в больших пространственных масштабах (Satoh et al., 2015). И многочисленные попытки связать информацию о состоянии лесных насаждений, полученную в ходе дистанционного зондирования, с показателями радиального прироста деревьев предпринимаются, чтобы использовать высокотехнологические и достаточно простые данные спутниковых наблюдений для замещения трудоёмких измерений кернов древесины.

За последние тридцать лет многочисленные исследования были посвящены определению биофизических переменных леса на основе спутниковых измерений (Vicente-Serrano et al., 2007; Büntgen et al., 2010; Медведева и др., 2010; Миклашевич, Барталев, 2016). Наиболее популярным спутниковым растительным индексом является нормализованный разностный вегетационный индекс (NDVI), который измеряет фракционное поглощенное фотосинтетически активное излучение (Myndeni et al., 1995). Различные вегетатив-

<sup>1</sup> Работа поддержана РФФИ (гранты №№ 17-29-05074 и 18-04-00119).

ные индексы, рассчитанные по спутниковым данным, – эффективный индикатор фотосинтетической активности и продуктивности деревьев, и некоторые исследователи пытались напрямую связать данные по ШГК деревьев со спутниковыми данными (Bunn et al., 2013; Babst et al., 2018). В целом в этих исследованиях обнаружена положительная корреляция умеренной силы между межгодовой изменчивостью NDVI и ежегодным ростом дерева. В то же время имеются работы, где значимой положительной корреляции не обнаружено (Berner et al., 2013; Beck et al., 2013; Pasho, Alla, 2015). Таким образом, связь между спутниковыми вегетационными индексами и ШГК неоднозначна и зависит от видового состава леса, ландшафта, от выбора подходящих исходных спутниковых и метеорологических данных (Kaufmann et al., 2008).

В результате возникает вопрос: при каких условиях наблюдается корреляция данных дистанционного зондирования с данными по ШГК? Следует отметить, что для оценки связей между радиальным приростом и данными дистанционного зондирования необходимо решить проблемы пространственно-временного согласия этих показателей. Пространственное несоответствие масштабов обусловлено тем, что спутниковые данные для индекса NDVI представляют собой пиксел наземной поверхности площадью 6250 м<sup>2</sup>, а данные по ширине колец берутся у отдельного дерева с площадью проекции кроны не более 60–80 м<sup>2</sup>. В связи с этим сопоставить данные дистанционного зондирования и радиального прироста отдельного дерева некорректно – необходимо сравнивать дистанционные показатели с данными прироста ансамбля деревьев, занимающих суммарную площадь, сопоставимую с размерами пикселя. При этом следует полагать, что изучаемый ансамбль деревьев однороден по своим показателям и реакциям на внешние воздействия, так что его можно рассматривать как точечный однородный объект.

Следующая проблема появляется из-за временных несоответствий процессов фотосинтеза, наблюдавшихся по спутниковым данным, и процессов формирования древесины, интегрированных в ШГК. По этим причинам нельзя ожидать прямого соответствия между данными о ШГК и спутниковыми вегетационными индексами. Динамика этих процессов будет отличаться между экосистемами, видами деревьев и климатическими областями (Lloyd et al., 2002; Hirota et al., 2011). Для сопоставления данных о ШГК и данных дистанционного зондирования необходимо, чтобы характерные времена этих показателей совпадали, т.е. для ШГК с характерным временем один

год следует сопоставлять дистанционные данные с тем же характерным временем.

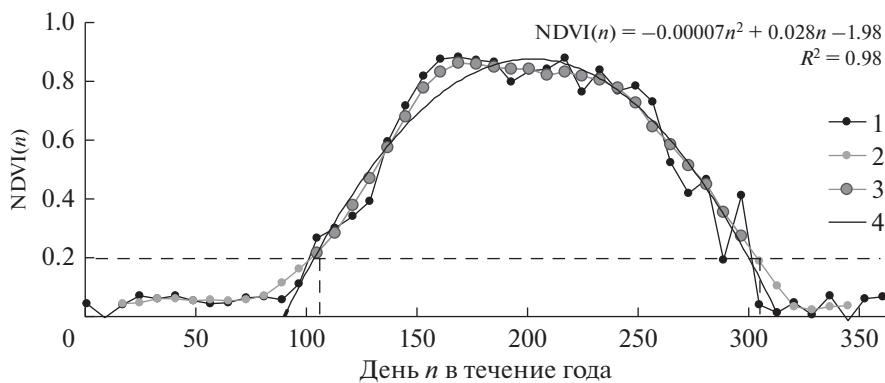
Настоящая работа посвящена анализу характера связей между радиальным приростом деревьев и спутниковыми данными. Для анализа использовались данные по радиальному приросту древостоя сосны (*Pinus sylvestris* L.) и кедра (*Pinus sibirica* Du Tur) в разных районах Восточной Сибири и данные NDVI и температуры подстилающей поверхности LST для выбранных пробных площадей.

## ОБЪЕКТЫ И МЕТОДИКА

Сопряженные исследования динамики радиального прироста и спутниковых данных проводились на пробных площадях в сосновых лесах пригородов Красноярска и в кедровых лесах Прибайкалья. Для анализа радиального прироста на всех пробных площадях были выбраны деревья с диаметром на высоте груди от 12 до 32 см. При этом анализировались ряды радиального прироста деревьев в период с 2003 по 2017 гг. Выбор этого временного интервала был связан с тем, что данные дистанционного зондирования доступны с 2003 г. Характеристики насаждений и координаты пробных площадей приведены в табл. 1.

С помощью приростного бурава были взяты керны у всех деревьев на изученных пробных площадях. Ширина годичного кольца  $d(i)$  в год  $i$  измерялась на шлифованной поверхности кернов в поле зрения микроскопа на установке “Lintab 5 Tree-RingStation” (RINNTECH®) с точностью 0.1 мм. Датировка годичных колец выполнялась визуально по графикам в программе TSAP-Win™ (RINNTECH®), а контроль датировки производился с помощью программы COFECHA (version 6.0P) из библиотеки дендрохронологических программ DPL (<http://web.utk.edu/~grissino/software.htm>).

Существует временной тренд ширин годичных колец, и для его снятия и выявления связей между текущим ростом годичных колец деревьев и дистанционными данными желательно исключить из анализа временной тренд ШГК. Для снятия возрастного тренда для каждого дерева на каждой пробной площади вычислялись ряды первых разностей ширин годичных колец (ПР ШГК) между годами  $i$  и  $(i - 1)$ , тогда  $w(i) = d(i) - d(i - 1)$ , и вместо ряда ширин годичных колец переходили к анализу рядов ПР ШГК, имеющих порядок интегрированности, равный нулю, то есть стационарных временных рядов. Фактически ряд ПР ШГК представлял собой скорость изменения величины ШГК.



**Рис. 1.** Типичный временной ряд NDVI для восьмидневных временных композитов для пробной площади K2 за 2005 год и процедура его обработки. 1 – данные NDVI, 2 – фильтрованный ряд данных NDVI, 3 – ряд 2, обрезанный по критическому значению  $NDVI_{\text{крит}} = 0.2(NDVI_{\text{max}} - NDVI_{\text{min}})$ , 4 – параболическая аппроксимация ряда NDVI.

Показатель NDVI при анализе данных дистанционного зондирования вычисляется по стандартной формуле:

$$NDVI = \frac{NIR - Red}{NIR + Red},$$

где *NIR* и *Red* – нормализованные значения интенсивности отражения в ближнем инфракрасном и красном диапазонах спектра для данной точки земной поверхности.

Показатели NDVI были рассчитаны с помощью продукта MYD09Q1 измерительного комплекса MODIS (Moderate-resolution Imaging Spectroradiometer), установленного на международном научно-исследовательском спутнике AQUA (EOS PM-1). Продукт MYD09Q1 включает в себя

значения красной и ближней инфракрасной (band 1 и band 2) компоненты отраженного излучения для пикселя размером  $250 \times 250$  м. Для каждого пикселя использовалось композитное значение за 8-дневный период по критерию максимального качества с учетом атмосферных условий. С информационного ресурса The Earth Observing System Data and Information System EOSDIS ([earthdata.nasa.gov](http://earthdata.nasa.gov)) были получены сезонные данные за 2003–2017 гг. о NDVI и температуре подстилающей поверхности LST (Продукт MYD11A2). Типичный сезонный временной ряд NDVI приведен на рис. 1.

Ранее нами было продемонстрировано, что для лесных насаждений Сибири фенологические

**Таблица 1.** Координаты пробных площадей и характеристики насаждений

Название пробной площади	Координаты	Число деревьев	Средний годичный прирост (2002–2017 гг.), мм	П
K1	56.043725° 93.161901	30	0.95	
K2	56.222678° 92.990675°	29	1.92	
K3	55.994809° 92.735070°	32	1.31	
K4	55.963131° 92.854473°	29	0.98	
B1	N 51°28'16.1", E 104°51'21.6"	22	1.60	
B2	N 51°46'06.6" E 103°37'16.6")	17	1.35	и
B3	N 51°29'53.1", E 105°59'09.5")	20	0.55	

**Таблица 2.** Параметры модели (1) для пробной площади К1

Переменная	Значение коэффициентов $a_j$	Ст. ошибка коэффициента $a_j$	$t$ -критерий для коэффициента $a_j$	$p$ -уровень
$a_0$	-1205.82	285.2	-4.23	0.008
$\ln x_1$	1.78	3.43	0.52	0.625
$\ln x_2$	-174.99	48.35	-3.62	0.015
$\ln x_3$	46.22	8.08	5.72	0.002
$\ln x_4$	-33.57	10.02	-3.35	0.020
$\ln x_5$	188.21	51.53	3.65	0.015
$R^2$		0.91		
ККФ ( $k = 0$ )		0.96		

показатели связаны со значением максимума NDVI и датой достижения этого максимума, а также с погодными характеристиками летнего сезона и зимы (средней температурой воздуха в декабре и январе перед началом вегетационного сезона (Суховольский и др., 2017)). В связи с этим рассматривалась связь между средними значениями ПР ШГК для ансамбля деревьев на пробной площади и значениями переменных:  $x_1$  – максимальное сезонное значение NDVI,  $x_2$  – разность  $\Delta n = n_2 - n_1$ , где  $n_1$  и  $n_2$  – дни с начала года, когда кривая NDVI пересекается с прямой 3,  $x_3$  и  $x_4$  – суммы температур по Кельвину, вычисленные по данным LST рядов соответственно для января текущего года и декабря прошедшего года;  $x_5$  – сумма температур с момента времени  $n_1$  до момента времени  $n_2$ , также вычисленная по данным рядов LST.

Для оценки связей между дистанционными показателями и средними величинами  $w(i, m)$  для деревьев на пробной площади  $m$  в год  $i$  рассматривалась мультипликативная модель  $\exp(w(i, m)) = \exp(a_0(m)) \prod_{j=0}^l x^{a(j, i, m)}$ , в которой показатели степеней  $a_j$  сомножителей характеризуют чувствительность зависимой переменной к изменению независимой переменной.

В мультипликативной модели малые значения хотя бы одной независимой переменной будет давать малое значение зависимой переменной при любых значениях других переменных, и влияние каждой переменной не будет компенсировано.

Для упрощения расчетов мультипликативную модель можно прологарифмировать и вместо мультипликативной функции получить логарифмически линейную регрессионную модель:

$$\hat{w}(i, m) = a_0(m) + \sum_j^z a(j, m) \ln x(i, j, m), \quad (1)$$

где  $i$  – номер года от 2003 до 2015 гг.,  $m$  – номер пробной площади,  $a_0 = a(z)$  – коэффициенты,  $j$  – номер независимой переменной,  $z$  – число независимых переменных. Коэффициент  $a(j, m) = \frac{\partial w(i, m)}{\partial (\ln x(i, m))}$  в (1) характеризует восприимчивость величины первой разности ШГК к изменению переменной состояния  $\ln x(j, m)$ .

Для оценки точности модели (1) использовались два показателя: коэффициент детерминации  $R^2$  и кросс-корреляционная функция ККФ между временным рядом натуральных данных ПР ШГК и модельным рядом. Чем ближе значения коэффициента детерминации к 1, тем большая доля дисперсии зависитой переменной  $w$  объясняется моделью. Если значения ККФ максимальны при сдвиге  $k = 0$ , то в этом случае ряд ПР ШГК и модельный ряд синхронны.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

По данным ПР ШГК и данным дистанционного зондирования для 2003–2015 гг. были рассчитаны коэффициенты регрессионной модели (1). В табл. 2 приведены результаты расчетов ПР ШГК по модели (1), а на рис. 2 – временные ряды  $w(i)$  и модели для пробной площади К1.

Данные натурных измерений и модельные расчеты для этой пробной площади достаточно хорошо согласуются как по амплитуде (коэффициент детерминации для уравнения (1)  $R^2 = 0.91$ ), так и по фазе – значение кросс-корреляционной функции при  $k = 0$  ККФ ( $k = 0$ ) равно 0.96.

Аналогичные расчеты были выполнены для всех других пробных площадей. В табл. 3 приведены значения коэффициентов моделей типа (1) для этих пробных площадей.

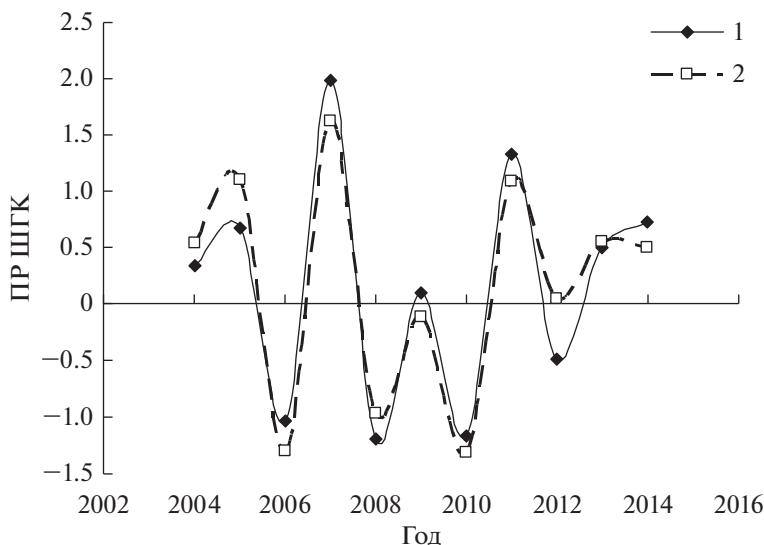


Рис. 2. Временной ряд ПР ШГК (1) и расчетный ряд ПР ШГК (2) по модели (1) для пробной площади K1.

Как следует из табл. 3, характер связей между ПР ШГК и данными дистанционного зондирования неодинаковый для разных пробных площадей. Если для пробных площадей K1, K2 и B1 коэффициенты детерминации  $R^2$  для моделей типа (1) достаточно высоки (соответственно 0.91, 0.86 и 0.76) и значимы ( $p \leq 0.05$ ), то для пробных площадей K3 и K4 коэффициенты детерминации для уравнений типа (1) существенно меньше ( $R^2 = 0.64$  и  $p \leq 0.20$ ), а для насаждений B2 и B3 коэффициенты детерминации и коэффициенты переменных уравнения (1) незначимы даже на уровне  $p = 0.20$ . Таким образом, далеко не всегда по данным дистанционного зондирования можно оценить изменение радиального прироста деревьев. И вряд ли отсутствие значимых связей объясняется не-

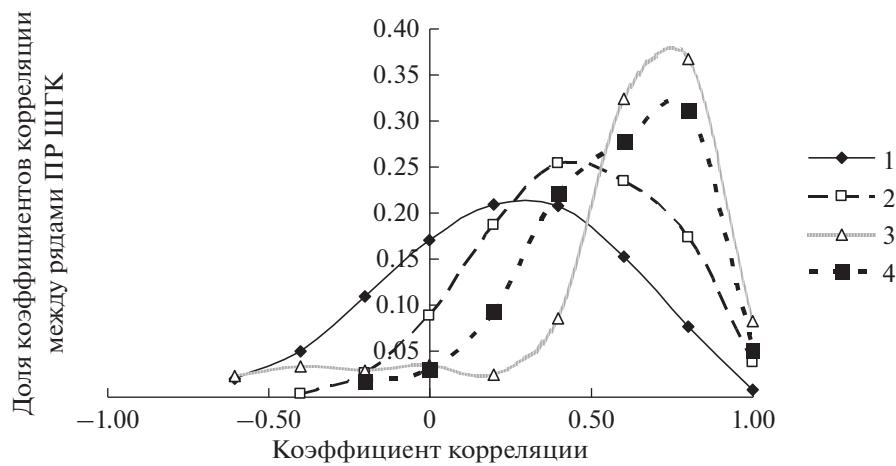
правильным выбором дистанционных переменных (для пробных площадей K1, K2 и B1 выбранные дистанционные показатели обеспечивают значения коэффициентов детерминации  $R^2$ , пре-восходящих 0.75).

В качестве гипотезы рассмотрим возможность влияния на характер связей между ПР ШГК и дистанционными данными уровнем синхронности процессов радиального прироста различных деревьев на пробной площади. Если временные ряды ПР ШГК деревьев несинхронные во времени, то между двумя индивидуальными временными рядами ПР ШГК существует фазовый сдвиг, реакции деревьев в насаждении на изменения внешних факторов в один момент времени могут

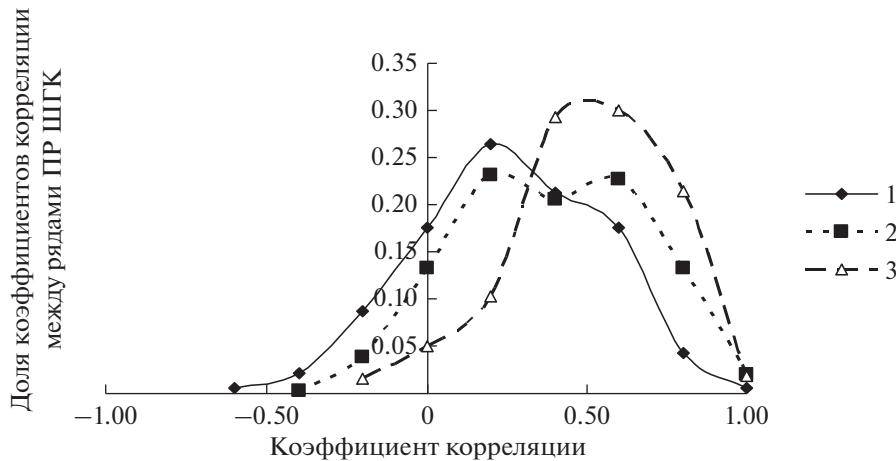
Таблица 3. Коэффициенты моделей типа (1) для изученных пробных площадей

Переменная	Пробная площадь						
	BВ3	B2	B1	K4	K3	K2	K1
a0	82.65	41.72	-306.4**	4118.35	698.55*	2824.97	-1205.8**
lnx1	1.428	-1.49	-4.90**	0.79	7.86	243.83**	1.78
lnx2	14.07	-1.28	-62.44**	934.35	156.56*	490.92	-174.99**
lnx3	0.017	-5.99	-14.06**	453.61*	29.30*	459.41*	46.22**
lnx4	0.93	-2.14	-6.49	-87.10	1.32*	-755.51**	-33.57**
lnx5	-14.77	0.88	68.36**	-1014.8*	-154.29	-332.30	188.21**
$R^2$	0.19	0.31	0.75**	0.64	0.64	0.86**	0.91**
ККФ ( $k=0$ )	0.43	0.51	0.80	0.80	0.80	0.80	0.96

\* – Коэффициент уравнения (1) значим на уровне  $p \leq 0.1$ ; \*\* – коэффициент уравнения (1) значим на уровне  $p \leq 0.05$ .



**Рис. 3.** Функции плотности распределения коэффициентов корреляции временных рядов ПР ШГК на пробных площадях вблизи Красноярска. 1 – площадь К4, 2 – площадь К3, 3 – площадь К2, 4 – площадь К1.

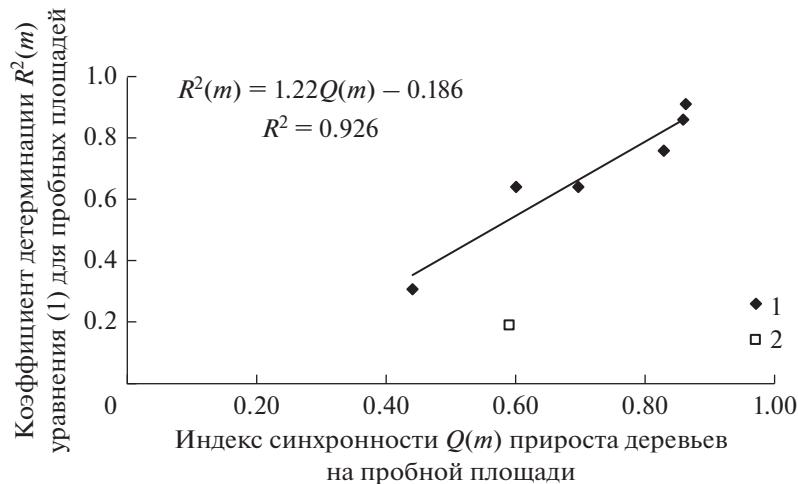


**Рис. 4.** Функции плотности распределения коэффициентов корреляции временных рядов ПР ШГК на пробных площадях вблизи оз. Байкал. 1 – площадь В3, 2 – площадь В2, 3 – площадь В1.

быть различны, и это может приводить к тому, что средние значения прироста оказываются не связанными с дистанционными данными для всего пикселя.

Синхронность изменений величин ПР ШГК отдельных деревьев в насаждении можно оценивать по матрице  $|CCF(i, j)|$  кросс-корреляционных функций (ККФ) рядов первых разностей радиального прироста между деревьями  $i$  и  $j$  на пробной площади. О синхронности радиального прироста можно говорить, если максимальные значения всех ККФ в этой матрице будут близки к 1 и наблюдаться при сдвиге  $k = 0$ . Так как для выборки даже в 25–30 деревьях расчеты примерно 400 парных ККФ достаточно трудоемки, вместо матрицы ККФ можно рассматривать такой легкого вычисляемый с использованием статисти-

ческих пакетов показатель, как корреляционная матрица рядов первых разностей радиального прироста. Значение коэффициента корреляции  $r(i, j)$  рядов ПР ШГК для деревьев  $i$  и  $j$  соответствует значению ККФ( $i, j$ ) при  $k = 0$ . Если  $r(i, j)$  близко к 1, можно говорить о синхронности этих временных рядов. В качестве показателей синхронности радиального роста ансамбля деревьев на пробной площади можно использовать среднее значение коэффициентов корреляции  $r(i, j)$  или характеристики функции плотности распределения  $f(r)$  значений коэффициентов корреляции для ансамбля деревьев (моду, медиану и т.п.). Для ансамбля деревьев с высоким уровнем синхронности функция плотности распределения коэффициентов корреляции будет иметь пик вблизи значения  $r = 1$ .



**Рис. 5.** Связь между индексом синхронности  $Q(m)$  коэффициентов корреляции рядов ПР ШГК деревьев для  $m$ -ой пробной площади и коэффициентом детерминации  $R^2(m)$  модели (1) для разных пробных площадей: 1 – пробные площади K1–K4, B1, B3; 2 – насаждение B2, поврежденное бактериальной водянкой.

На рис. 3 и 4 приведены функции плотности распределения значений коэффициентов корреляции между рядами ПР ШГК для разных пробных площадей вблизи Красноярска и для Прибайкалья.

Как видно, достаточно синхронны временные ряды ПР ШГК на пробных площадях K2 и K1. Временные ряды ПР ШГК на пробных площадях K3 и K4 значительно менее синхронны, и часть временных рядов ПР ШГК на этих пробных площадях изменяется в противофазе, вследствие чего эти коэффициенты корреляции отрицательны.

На пробных площадях в зоне Байкала синхронность изменений временных рядов ПР ШГК несколько меньше синхронности временных рядов ПР ШГК на территории вблизи Красноярска, функции плотности распределения значений коэффициентов корреляции сдвинуты влево, и доля временных рядов с коэффициентами, близкими к 1, мала.

В качестве интегрального показателя синхронности ростовых процессов у деревьев на пробной площади введем величину индекса синхронности  $Q$  коэффициентов корреляций радиальных приростов деревьев для  $m$ -ой пробной площади:

$Q(m) = \int_{0.6}^1 f(r(ijm))dr$ , т.е. долю площади под функцией плотности распределения  $f(r)$  коэффициентов корреляций со значениями  $r(ij) \geq 0.6$  между рядами ПР ШГК. Сопоставим значения  $Q(m)$  с индексом синхронности для  $m$ -ой пробной площади значения коэффициента детерминации  $R^2(m)$  модели (1) для данной пробной площади. Показано, что между этими величинами существует достаточно явно выраженная связь (табл. 4 и рис. 5).

Можно заключить, что чем больше индекс синхронности временных рядов ПР ШГК деревьев на пробной площади, чем больше для этой пробной площади коэффициент детерминации уравнения связи между данными дистанционного зондирования и ПР ШГК, тем сильнее связь между этими переменными. Исключением являются данные для пробной площади B2, деревья на которой были поражены бактериальной водянкой.

Проведенные расчеты показали, что связи между данными дистанционного зондирования и величинами первых разностей ширин годичных колец существуют, однако степень выраженности этих связей зависит от однородности процессов радиального роста деревьев в насаждении. Чем менее синхронны во времени ряды ПР ШГК, тем слабее оказываются связи дистанционных данных и радиального прироста. Еще одним фактором, влияющим на характер связей данных дистанционного зондирования и радиального прироста, являются повреждения деревьев. Таким образом, слабость или отсутствие связей между дистанционными и наземными данными может наблюдаться и причина этого заключена в неод-

**Таблица 4.** Связи между индексом синхронности  $Q$  радиального прироста деревьев на пробной площади и коэффициентом детерминации  $R^2$  уравнения (1) связи дистанционных данных и данных ПР ШГК

Переменные	Пробная площадь						
	B2	B3	K4	K3	B1	K2	K1
$Q$	0.59	0.44	0.60	0.70	0.83	0.86	0.86
$R^2$	0.19	0.31	0.64	0.64	0.76	0.86	0.91

нородности во времени процессов роста у различных деревьев в насаждении. Представляется, что при прочих равных условиях при уменьшении размеров пикселя при дистанционном зондировании высокий уровень корреляции между дистанционными и наземными данными будут регистрироваться чаще.

## ВЫВОДЫ

1. Используя данные по ширинам годичных колец ансамбля деревьев на пробной площади и данных NDVI и LST спутникового мониторинга, можно выявить связи между этими показателями.

2. Синхронность изменений значений первых разностей ширин годичных колец определяет уровень связей между радиальным приростом и спутниковых данными.

3. Чем меньше уровень синхронности величин первых разностей радиального прироста деревьев в насаждении, тем слабее корреляция между приростом и спутниковых данными.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

*Ваганов Е.А.* Регистрация потепления в текущем столетии клетками годичных колец деревьев // Доклады Академии наук. 1996. Т. 351. № 2. С. 281–283.

*Калинина Е.В., Кнопре А.А., Фонти М.В., Ваганов Е.А.* Сезонное формирование годичных колец лиственницы сибирской и сосны обыкновенной в зоне южной тайги Средней Сибири // Экология. 2019. № 3. С. 182–188.

*Медведева М.А., Елсаков В.В., Савин И.Ю., Барталев С.А.* О связи фенологического развития растительности таежной зоны с величиной NDVI, определенной по спутниковым данным // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2010. Т. 7. № 1. С. 319–329.

*Миклашевич Т.С., Барталев С.А.* Метод определения фенологических характеристик растительного покрова на основе временных рядов спутниковых данных// Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2016. Т. 13. № 1. С. 9–24.

*Суховольский В.Г., Иванова Ю.Д., Овчинникова Т.М., Ботвич И.Ю.* Моделирование фенодинамики листопадных древесных пород // Лесоведение. 2017. № 4. С. 293–302.

*Babst F., Bodesheim P., Charney N., Friend A.D., Girardin M.P., Klesse S., Moore D.J.P., Seftigen K., Dietze M.C., Eckes A.H., Enquist B., Frank D.C., Mahecha M.D., Poulter B., Record S., Trouet V., Turton R.H., Zhang Z., Evans M.E.K.* When tree rings go global: challenges and opportunities for retro- and prospective insight // Quaternary Science Reviews. 2018. V. 197. P. 1–20.

*Beck P.S.A., Andreu-Hayles L., D'Arrigo R.D., Anchukaitis K.J., Tucker C.J., Pinzón J.E., Goetz S.J.* A large-scale coherent signal of canopy status in maximum latewood

density of tree rings at arctic treeline in North America // Global and Planetary Change. 2013. V. 100. P. 109–118.

*Berner L.T., Beck P.S.A., Bunn A.G., Goetz S.J.* Plant response to climate change along the forest-tundra ecotone in northeastern Siberia // Global Change Biology. 2013. V. 19. P. 3449–3462.

*Bunn A.G., Hughes M., Kirdyanov A.V., Losleben M., Shishov V.V., Berner L.T., Oltchev A., Vaganov E.A.* Comparing forest measurements from tree rings and a space-based index of vegetation activity in Siberia // Environmental Research Letters. 2013. V. 8(035034).

*Büntgen U., Trouet V., Frank D., Leuschner H.H., Friedrichs D., Luterbacher J., Esper J.* Tree-ring indicators of German summer drought over the last millennium // Quaternary Science Reviews. 2010. V. 29. P. 1005–1016.

*Camarero J.J., Franquesa M., Sangüesa-Barreda G.* Timing of drought triggers distinct growth responses in holm oak: implications to predict warming-induced forest defoliation and growth decline // Forests. 2015. V. 6. P. 1576–1597.

*Cuny H.E., Rathgeber C.B.K., Frank D., Fonti P., Makinen H., Prislan P., Rossi S., Martinez Del Castillo E., Campelo F., Vavrčík H., Camarero J.J., Bryukhanova M.V., Jyske T., Gričar J., Gryc V., De Luis M., Vieira J., Kirdyanov A.V., Oberhuber W., Treml V., Huang J.G., Li X., Swidrak I., Deslauriers A., Liang E., Nöjd P., Gruber A., Nabais C., Morin H., Krause C., King G., Fournier M.* Woody biomass production lags stem-girth increase by over one month in coniferous forests // Nature Plants. 2015. V. 1. P. 6.

*Fritts H.C.* Tree Rings and Climate. Academic Press, 1976. 567 p.

*Hirota M., Holmgren M., Van Nes E.H., Scheffer M.* Global resilience of tropical forest and savanna to critical transitions // Science. 2011. V. 334. P. 232–235.

<http://web.utk.edu/~grissino/software.htm>

*Kaufmann R.K., D'Arrigo R.D., Paletta L.F., Tian H.Q., Jolly W.M., Myneni R.B.* Identifying climatic controls on ring width: the timing of correlations between tree rings and NDVI // Earth Interactions. 2008. V. 12. P. 1–14.

*Lloyd A.H., Fastie C.L.* Spatial and temporal variability in the growth and climate response of treeline trees in Alaska // Climate Change. 2002. V. 52. P. 481–509.

*Myneni R.B., Hall F.G., Sellers P.J., Marshak A.L.* The interpretation of spectral vegetation indexes // IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing. 1995. V. 33. P. 481–486.

*Pasho E., Alla A.Q.* Climate impacts on radial growth and vegetation activity of two co-existing Mediterranean pine species // Canadian J. Forest Research. 2015. V. 45. P. 1748–1756.

*Sass-Klaassen U., Fonti P., Cherubini P., Gričar J., Robert E.M.R., Steppe K., Bräuning A.* A tree-centered approach to assess impacts of extreme climatic events on forests // Frontiers in Plant Science. 2016. V. 7. P. 1069.

*Vicente-Serrano S.M.* Evaluating the impact of drought using remote sensing in a Mediterranean, semi-arid region // Natural Hazards. 2007. V. 40. P. 173–208.

*Zuidema P.A., Frank D.* Forests: Tree rings track climate trade-offs // Nature. 2015. V. 523. P. 531.

## The Correlation between the Radial Growth of Coniferous Trees and the Normalised Difference Vegetation Index

V. G. Soukhovolsky<sup>1, 2, \*</sup>, A. V. Kovalev<sup>2</sup>, V. I. Voronin<sup>3</sup>, V. A. Oskolkov<sup>3</sup>, and Yu. D. Ivanova<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Forest Institute, Siberian Branch of the RAS, Akademgorodok, 50, bldg. 28, Krasnoyarsk, 660036 Russia

<sup>2</sup>Federal Research Centre Krasnoyarsk Science Centre, Siberian branch of the RAS,  
Akademgorodok, 50, Krasnoyarsk, 660036 Russia

<sup>3</sup>Siberian institute of plants physiology and biochemistry, Siberian branch of the RAS,  
Lermontova st., 132, Irkutsk 664033 Russia

<sup>4</sup>Institute of Biophysics, Siberian Branch of the RAS, Akademgorodok, 50, bldg. 50, Krasnoyarsk, 660036 Russia

\*E-mail: soukhovolsky@yandex.ru

This work is dedicated to analysing of the nature of the relationship between the radial growth of trees and remote sensing data. The calculations performed showed that there are certain connections between the satellite data and the values of the first differences in the widths of tree rings, but the strength of these correlations depends on the uniformity of the plantation trees' radial growth processes. The less synchronous in time are the series of the first differences in the widths of the tree rings (FD WTR), the weaker are the connections between the remote sensing data and the radial increment. Another factor influencing the nature of the relationship between the satellite data and the radial growth is damage to trees. Thus, weak or lacking links between satellite and field data can still be observed and the reason for this is the heterogeneity in growth processes periods of different trees in the stand.

**Keywords:** forest stands, tree rings, width, growth, synchronism, remote sensing data, correlations.

**Acknowledgements:** The work has been carried out with the support from the RFBR (grants № 17-29-05074 and № 18-04-00119).

### REFERENCES

- Babst F., Bodesheim P., Charney N., Friend A.D., Girardin M.P., Klesse S., Moore D.J.P., Seftigen K., Dietze M.C., Eckes A.H., Enquist B., Frank D.C., Mahecha M.D., Poulter B., Record S., Trouet V., Turton R.H., Zhang Z., Evans M.E.K., When tree rings go global: challenges and opportunities for retro- and prospective insight, *Quaternary Science Reviews*, 2018, Vol. 197, pp. 120.
- Beck P.S.A., Andreu-Hayles L., D'Arrigo R.D., Anchukaitis K.J., Tucker C.J., Pinzón J.E., Goetz S.J., A large-scale coherent signal of canopy status in maximum latewood density of tree rings at arctic treeline in North America, *Global and Planetary Change*, 2013, Vol. 100, pp. 109–118.
- Berner L.T., Beck P.S.A., Bunn A.G., Goetz S.J., Plant response to climate change along the forest-tundra ecotone in northeastern Siberia, *Global Change Biology*, 2013, Vol. 19, pp. 3449–3462.
- Bunn A.G., Hughes M., Kirdyanov A.V., Losleben M., Shishov V.V., Berner L.T., Oltchev A., Vaganov E.A., Comparing forest measurements from tree rings and a space-based index of vegetation activity in Siberia, *Environmental Research Letters*, 2013, Vol. 8(035034).
- Büntgen U., Trouet V., Frank D., Leuschner H.H., Friedrichs D., Luterbacher J., Esper J., Tree-ring indicators of German summer drought over the last millennium, *Quaternary Science Reviews*, 2010, Vol. 29, pp. 1005–1016.
- Camarero J.J., Franquesa M., Sangüesa-Barreda G., Timing of drought triggers distinct growth responses in holm oak: implications to predict warming-induced forest defoliation and growth decline, *Forests*, 2015, Vol. 6, pp. 1576–1597.
- Cuny H.E., Rathgeber C.B.K., Frank D., Fonti P., Makinen H., Prislan P., Rossi S., Martinez Del Castillo E., Camelo F., Vavrčík H., Camarero J.J., Bryukhanova M.V., Jyske T., Gričar J., Gryc V., De Luis M., Vieira J., Kirdyanov A.V., Oberhuber W., Treml V., Huang J.G., Li X., Swidrak I., Deslauriers A., Liang E., Nöjd P., Gruber A., Nabais C., Morin H., Krause C., King G., Fournier M., Woody biomass production lags stem-girth increase by over one month in coniferous forests, *Nature Plants*, 2015, Vol. 1, p. 6.
- Fritts H.C., *Tree Rings and Climate*, Academic Press, 1976, 567 p.
- Hirota M., Holmgren M., Van Nes E.H., Scheffer M., Global resilience of tropical forest and savanna to critical transitions, *Science*, 2011, Vol. 334, pp. 232–235. <http://web.utk.edu/~grissino/software.htm>
- Kalinina E.V., Knorre A.A., Fonti M.V., Vaganov E.A., Seasonal formation of tree rings in Siberian larch and Scots pine in the southern taiga of Central Siberia, *Russian J. Ecology*, 2019, Vol. 50, No. 3, pp. 227–233.
- Kaufmann R.K., D'Arrigo R.D., Paletta L.F., Tian H.Q., Jolly W.M., Myneni R.B., Identifying climatic controls on ring width: the timing of correlations between tree rings and NDVI, *Earth Interactions*, 2008, Vol. 12, pp. 1–14.
- Lloyd A.H., Fastie C.L., Spatial and temporal variability in the growth and climate response of treeline trees in Alaska, *Climate Change*, 2002, Vol. 52, pp. 481–509.
- Medvedeva M.A., Elsakov V.V., Savin I.Y., Bartalev S.A., Osvyazi fenologicheskogo razvitiya rastitel'nosti taezhnoi zony s velichinoi NDVI, opredelennoi po sputnikovym dannym (About the correlation between vegetation phenological dynamics of northern taiga and satellite based NDVI values), *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2010, Vol. 7, No. 1, pp. 319–329.

- Miklashevich T.S., Bartalev S.A., Metod opredeleniya fenologicheskikh kharakteristik rastitel'nogo pokrova na osnove vremennykh ryadov sputnikovykh dannykh (Method for estimating vegetation cover phenological characteristics from satellite data time series), *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2016, Vol. 13, No. 1, pp. 9–24.
- Myneni R.B., Hall F.G., Sellers P.J., Marshak A.L., The interpretation of spectral vegetation indexes, *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 1995, Vol. 33, pp. 481–486.
- Pasho E., Alla A.Q., Climate impacts on radial growth and vegetation activity of two co-existing Mediterranean pine species, *Canadian J. Forest Research*, 2015, Vol. 45, pp. 1748–1756.
- Sass-Klaassen U., Fonti P., Cherubini P., Gričar J., Robert E.M.R., Steppe K., Bräuning A., A tree-centered approach to assess impacts of extreme climatic events on forests, *Frontiers in Plant Science*, 2016, Vol. 7, pp. 1069.
- Soukhoverolsky V.G., Ivanova Y.D., Ovchinnikova T.M., Botvich I.Y., Modelirovanie fenodinamiki listopadnykh drevesnykh porod (Simulation of phenodynamics of deciduous tree species), *Lesovedenie*, 2017, No. 4, pp. 293–302.
- Vaganov E.A., Registratsiya potepleniya v tekushchem stolii kletkami godichnykh kolets derev'ev (Registration of warming in the current century by tree-ring cells), *Doklady Akademii nauk*, 1996, Vol. 351, No. 2, pp. 281–283.
- Vicente-Serrano S.M., Evaluating the impact of drought using remote sensing in a Mediterranean, semi-arid region, *Natural Hazards*, 2007, Vol. 40, pp. 173–208.
- Zuidema P.A., Frank D., Forests: Tree rings track climate trade-offs, *Nature*, 2015, Vol. 523, pp. 531.