

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА В РАСЧЕТАХ СТОКА ВЗВЕШЕННЫХ НАНОСОВ: ОСОБЕННОСТИ МЕТОДА

© 2013 г. Н. И. Тананаев

*Игарская геокриологическая лаборатория — филиал Института мерзлотоведения им. П.И. Мельникова СО РАН  
663200 г. Игарка Туруханского района Красноярского края, 1 микрорайон, 8А*

*E-mail: nikita.tananaev@gmail.com*

Поступила в редакцию 19.01.2012 г.

Рассмотрены основные теоретические предпосылки использования регрессионного анализа в расчетах стока взвешенных наносов при наличии данных наблюдений за расходами и мутностью воды рек. Вводится понятие о кривых транспорта наносов как расчетной модели, опирающейся на регрессионный анализ. Рассмотрена роль вероятностной структуры исходных данных в определении оптимального вида кривой транспорта наносов, в потенциальной структуре погрешностей регрессионных моделей. Приведен анализ наиболее широко применяемых теоретических моделей кривых, методов и алгоритмов оценки регрессионных коэффициентов. Обозначены пределы применимости и точности метода, следующие из его стохастической природы, а также наиболее часто допускаемые методические ошибки в его использовании.

*Ключевые слова:* регрессионный анализ, сток взвешенных наносов, мутность воды, кривая транспорта наносов.

DOI: 10.7868/S0321059613060126

Количественная оценка стока взвешенных наносов рек — задача, представляющая интерес для широкого спектра научных дисциплин геологического, географического и экологического цикла, а также ряда инженерных приложений [7, 12, 18]. К настоящему времени разработан ряд расчетных методов, основанных на ограниченном количестве базовых теоретических парадигм. Не останавливаясь детально на особенностях каждой из них, кратко отметим их наиболее существенные черты. В рамках энергетической парадигмы [22] суммарный транспорт наносов (взвешенных и влекомых) пропорционален эффективности затрат энергии потока на перемещение частиц. Для взвешенных частиц в качестве меры пропорциональности используется отношение средней скорости потока к эффективной гидравлической крупности частиц. Необходимость учета взаимодействия наносами между потоком и руслом привела к усложнению подхода Р. Бэгнольда и развитию балансовой парадигмы [1, 17]. Количество взвешенных наносов на конечной границе элемента объема определяется в рамках данного подхода соотношением транспортирующей способности потока и гидромеханических характеристик влекомого материала [9]. При этом в связи с

развитием представлений о турбулентной структуре потока усложнилось и понятие о взвешенных наносах, рассматриваемых как спектр состояний частиц, определяемый частотным спектром турбулентных пульсаций скорости потока [10]. Сложность применения методов, основанных на указанных подходах, состоит в их недостаточной обеспеченности натурными данными массового характера. Это делает их непригодными для количественной оценки транспорта взвешенных наносов через произвольный створ, для которого набор исходных данных обычно ограничен измеренными величинами расхода и мутности воды.

Отдельно выделяется стохастическая концепция, объединяющая значительное количество разнородных статистических методов. Не формируя какой-либо отдельной гидродинамической парадигмы, эта концепция предполагает, что существует некий предиктор или набор предикторов, с использованием которых могут быть построены статистически значимые эмпирические расчетные модели для определения стока взвешенных наносов. Общей чертой таких моделей является их физическая индетерминированность — большей частью это модели типа “черный ящик” [13, 21, 35]. При этом вид моделей ограничен

лишь разнообразием статистических инструментов, а набор предикторов – изобретательностью исследователей. Тем не менее, наиболее часто используемые статистические методы можно условно разделить на две группы.

К первой группе относятся вероятностные методы, основанные на допущении подобия эмпирических распределений расходов воды и мутности (расхода наносов) в различных временных осреднениях [13, 35]. В качестве инструментов используются методы квантилей (персентилей) и модульных коэффициентов [11], ковариационный анализ [42]. Основным недостатком подобных методов следует назвать частое нарушение базового допущения, положенного в их основу [21, 23]. Ко второй группе относятся регрессионные методы, в задачи которых входит подбор адекватных предикторов и построение на их основе регрессионных моделей различного вида. В современной статистической гидрологии широко используются различные вариации методов искусственных нейронных сетей, вэйвлет-декомпозиции рядов расхода и мутности воды, системы с нечеткой логикой и их различные сочетания [19, 36]. К числу таких методов относится и метод кривых транспорта наносов [24, 26, 33]. Он основан на использовании моментальных (измеренных) расходов воды как единственного предиктора для моментального определения мутности воды и на степенном виде зависимости между ними. Метод детально описан в зарубежной литературе [21, 35, 40, 43], однако теоретические вопросы его применения пока не вызвали достаточного внимания. В данной работе внимательно (хотя и не везде подробно) рассмотрены вопросы: теоретического обоснования метода, методической корректности его применения – выбора метода регрессионного анализа, алгоритма оценки коэффициентов регрессии, временного разрешения исходных данных.

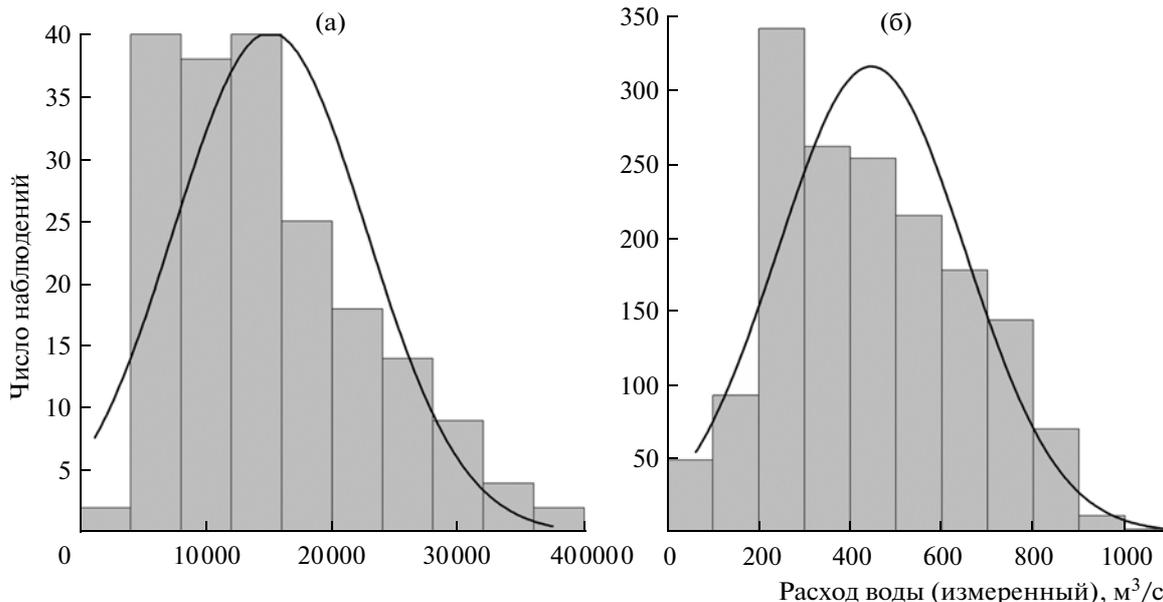
### ОБОСНОВАНИЕ МЕТОДА КРИВЫХ ТРАНСПОРТА НАНОСОВ

Кривыми транспорта наносов (КТН) автор предлагает называть нелинейные регрессионные модели, аппроксимирующие ряды значений расхода и мутности воды (или расхода взвешенных наносов) различного временного осреднения. Соответственно, метод КТН состоит в построении таких моделей с использованием адекватного статистического аппарата. В отечественной литературе метод пока не имеет названия, поскольку не произошла его формализация именно как расчетного метода. Для обозначения кривых чаще

всего применяются такие формулировки, как “зависимость  $C = f(Q)$ ” или “связь  $R = f(Q)$ ”, “кривая  $Q(R)$ ”, “ $C(Q)$ -связь”, где  $Q$  – расход воды,  $m^3/c$ ;  $C$  – мутность, мг/л;  $R$  – расход взвешенных наносов, кг/с. Структурно-смысловой их сутью является попытка закрепить представление о функциональной связи мутности с расходом воды, которой в действительности нет [34, 39]. Имеющиеся расчетные формулы, опирающиеся на этот метод, являются эмпирическими и не отражают причинной связи между предиктором  $Q$  и предиктантом  $C$ . В англоязычной литературе за методом закрепилось название “sediment rating curve approach”, с которого сложно сделать смысловую кальку; в основу русскоязычного названия положен его испаноязычный аналог: “curva de transporte de sediments” [20].

Метод КТН в первом приближении представляет собой эмпирическую модель типа “черный ящик”, строгое гидродинамическое обоснование которой затруднительно [21]. Очевидно, что “... только одна величина расхода воды не может характеризовать всей сложности гидравлических условий потока ...” [13, стр. 193], а тем более — динамики эрозионных процессов на водосборах. Обоснование метода, данное Н.И. Маккавеевым [16], основано на известной связи мутности с третьей степенью скорости потока ( $v^3 m^3/c^3$ ) [2], полагаемой зависимой от  $Q$ . Использование некоторыми исследователями третьей степени скорости для определения транспортирующей способности потока увязывает такой подход с балансовой парадигмой А.В. Караушева [9]. Основным недостатком этой теории является ее применимость только к содержанию в потоке частиц, напрямую участвующих в массообмене между потоком и руслом, — “мутности размыва” [13], русловых [4], неустойчиво взвешенных [10] наносов. Показательна в этом отношении предложенная Н.И. Маккавеевым [16] дифференциация показателя степени в уравнении транспорта наносов в зависимости от гранулометрического состава именно руслообразующего аллювия (~2 для песчаных и ~3 для гравийно-галечных русел). Уже первые детальные натурные наблюдения на реках подтвердили связь расхода влекомых наносов (в том числе перемещаемых в пограничном слое) с величиной  $v^3$ , а содержание песчаной фракции во взвеси — с  $v^{2.5}$  [26].

Однако одновременно с русловыми фракциями потоком постоянно переносится во взвеси тонкодисперсный материал (так называемая “мутность смыва” [13], “транзитная фракция” [5]), практически не участвующий в массообмене с руслом и



**Рис. 1.** Частотные гистограммы рядов измеренных расходов воды: а – р. Лена–г/п Табага за 1959–1978 гг.; б – р. Тана-на–г/п Танакросс за 1954, 1957–1966 гг. (здесь и на рис. 2 непрерывная линия – кривая гауссова распределения).

в целом не зависящий от транспортирующей способности речного потока [27]. На перемещение этого материала поток затрачивает <1% суммарной работы по перемещению взвешенных частиц [22]. С достаточной точностью движение транзитных наносов описывается уравнениями, развитыми в рамках энергетической парадигмы [40]. При этом динамические характеристики водосбора, связанные с развитием эрозионных процессов, не учитываются. В то же время транзитный материал во взвеси в большинстве природных условий имеет преимущественно бассейновое происхождение [6, 14, 32].

Появление метода КТН связано с началом массовых наблюдений на сетевых гидростворах [16, 24, 26, 33]. Положение метода в рамках стохастической парадигмы позволяет рассматривать КТН как проявление закона больших чисел. В применении к данному случаю можно сказать, что каждому значению  $Q$  при достаточно большом числе наблюдений соответствует некоторое среднее значение  $C$ , через которое (или в окрестности которой) проходит искомая эмпирическая кривая. Особенности применения метода, следующие из такого допущения, часто не учитываются, и связь между  $C$  и  $Q$  рассматривается как функциональная. К таким особенностям в первую очередь следует отнести условную независимость переменных ( $Q$  и  $C$ ), часто выражающуюся в различиях их эмпирических функций распределения [23], а также наличие случайных

ошибок в определении переменных, являющихся результатами наблюдений [37]. Точность метода связана как с качеством регрессионной модели, так и с внутренней структурой исходных данных. Качество расчетных моделей должно оцениваться соответствующими статистическими методами.

### СТАТИСТИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

При использовании КТН в построении регрессионной модели первым шагом должен быть анализ структуры исходных данных. Наиболее простые варианты анализа – исследования статистических свойств рядов наблюдений. Коэффициенты эксцесса и асимметрии иллюстрируют отклонения эмпирических вероятностных распределений от гауссова распределения. Можно использовать частотные гистограммы рядов мутности и соответствующих им измеренных расходов воды для сравнения с кривой гауссова распределения (рис. 1, 2). Эти процедуры в совокупности дают представление о функции распределения вероятностей. Так, например, группировка измеренных значений мутности воды (12 из 192 наблюдений) в крайней правой части гистограммы (рис. 2а) позволяет предположить пониженную точность расчетной модели в области высоких значений мутности. К аналогичным результатам может привести и смещение моды распределения мутности в сторону более низких значений (~1000 мг/л), наблюдаемое на рис. 2б, в

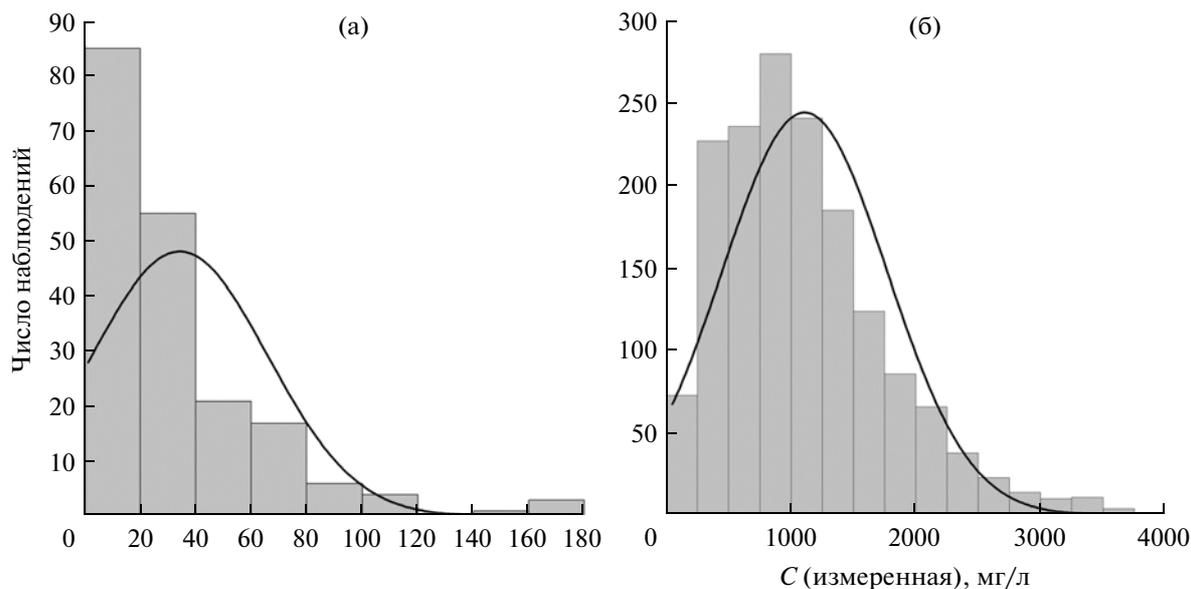


Рис. 2. Частотные гистограммы рядов измеренных значений мутности воды  $C$ : а – р. Лена–г/п Табага за 1959–1978 гг.; б – р. Танана–г/п Танакросс за 1954, 1957–1966 гг.

то время как расходы воды распределены намного более равномерно (рис. 1б).

Поскольку кривая транспорта наносов традиционно аппроксимируется степенной функцией, то для исключения гетероскедастичности погрешностей расчета (выражающейся в зависимости величины погрешности от абсолютного значения предиктора) многие исследователи считают целесообразной предварительную логарифмическую трансформацию исходных данных [23, 29, 30, 43]. В результате происходит переход от нелинейной регрессии к линейной, для которой погрешность не зависит от абсолютной величины расхода воды. Возможность такого перехода опирается на допущение о логнормальном распределении исходных данных [42], которое должно предварительно оцениваться в каждом случае [21].

Отдельно следует рассмотреть вопрос о возможности использования расхода взвешенных наносов  $R$  в качестве условно-зависимой переменной как субститута мутности. Поскольку  $R$  – расчетная величина, в которую явным образом входит предиктор ( $Q$ ), то регрессионные модели, построенные с его использованием, заведомо имеют более высокие коэффициенты аппроксимации. Теоретически использование  $R$  как условно-зависимой переменной может привести к ситуации, когда статистически значимая корреляция между  $R$  и  $Q$  может быть получена при отсутствии таковой между величинами  $C$  и  $Q$  [23]. Следует отметить, что потенциальное возникновение такой ситуации дискредитирует не столько

использование  $R$  в расчетах, сколько идеологию рассматриваемого метода, который априорно полагает наличие значимой корреляции между  $C$  и  $Q$ . С другой стороны, статистическая идентичность ошибок и их дисперсий для регрессионных моделей, построенных по величинам  $C$  и  $R$ , доказывает, что использование  $R$  как субститута  $C$  не способно привести к значительному повышению точности регрессий [30].

#### ВЫБОР ТИПА РЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ

Исходя из преобладающих представлений о степенном виде КТН, подтвержденных большим числом исследований, и с учетом стохастической природы зависимости строящаяся по данным наблюдений регрессионная модель чаще всего выражается в следующем виде:

$$C = aQ^b + \delta, \quad (1)$$

где  $a$  и  $b$  – параметры подгонки, которым иногда придается гидравлический или физико-географический смысл [16, 38],  $\delta$  – нормально распределенная случайная ошибка. Для устранения погрешностей, связанных с неравенством средних арифметических значений для эмпирических и теоретических функций распределения вероятности, в [21] предложено дополнительно ввести в (1) константу смещения  $p$ , так что

$$C = p + aQ^b + \delta. \quad (2)$$

Недостаток этой модели заключается в том, что примерно в 25% случаев значение  $p$  получается отрицательным [21]. При отсутствии течения ( $Q = 0$ )

или малых расходах воды рассчитанное содержание взвеси в потоке ( $p + \delta$ ) также может быть отрицательным. Уравнение (2), следовательно, применимо только для тех створов, где расходы воды в течение всего года намного выше нуля.

При предположении логнормального распределения рядов исходных данных возможно преобразование степенной зависимости (1) в линейную путем логарифмической трансформации исходных рядов расхода воды и мутности:

$$\log C = \log a + b \log Q + \log \varepsilon, \quad (3)$$

где  $\varepsilon$  – логнормально распределенная случайная ошибка [43]. Использование уравнения (3) приводит к занижению рассчитанных значений  $C$ . Это связано с неравенством средних арифметических значений исходных и логарифмически трансформированных рядов, что приводит к возникновению систематической погрешности. Погрешность устраняется умножением рассчитанных значений мутности, полученных по уравнению (3), на поправочный коэффициент  $k$  [28]:

$$k = \exp(2.651S^2), \quad (4)$$

где  $S^2$  – дисперсия ряда ошибок регрессионного уравнения (3).

Тот или иной расчетный подход требует обоснования для каждого конкретного створа, а также различных методов построения регрессионных моделей. При использовании уравнений (1) и (2) применяется нелинейный регрессионный анализ, для получения КТН по уравнению (3) используется традиционный метод линейной регрессии. Следует учитывать, что структура данных оказывает влияние на точность каждого из этих методов. Так, при использовании уравнений (1) и (2) неизбежно получение гетероскедастических ошибок, что снижает точность расчета в областях, для которых разброс точек особенно велик [29]. Чаще всего это области высоких значений  $Q$  и  $C$ . В случае получения отрицательных значений  $p$  в уравнении (2) при малых значениях  $Q$  могут генерироваться отрицательные величины  $C$  [21]. Ошибки расчетов по комплексу уравнений (1)–(4) могут быть связаны как с некорректностью основного допущения (логнормальное распределение исходных данных), так и с применением поправочного коэффициента  $k$ , являющегося смещенной оценкой систематической погрешности метода. В некоторых условиях его использование может “перекорректировать” систематическое занижение расчетных величин в сторону излишнего завышения. Несмещенные поправочные коэффициенты подробно рассмотрены в [25].

**Таблица 1.** Коэффициенты КТН, полученные по уравнению (1) для рядов измеренных  $C$  и  $Q$  (р. Тананаг/п. Танахросс)

Параметр	Алгоритм Левенберга–Марквардта	Метод Хука–Дживса
$a$	3.060263	3.061771
$b$	0.967872	0.96779
$r^2$	0.76	

## ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТОВ РЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ

Исходя из стохастической природы метода КТН регрессионные коэффициенты  $a$  и  $b$  – параметры подгонки, с помощью которых информационный сигнал, содержащийся в предикторе, передается условно-зависимой переменной [21]. В оценке значений этих коэффициентов, очевидно, также должны учитываться особенности вероятностной структуры исходных данных. Обращает на себя внимание то, что в литературе, посвященной оценкам стока взвешенных наносов с помощью КТН, методы определения регрессионных коэффициентов рассматриваются редко [6, 8, 15, 20, 35].

При построении нелинейных регрессионных моделей (уравнения (1) и (2)) для минимизации ошибок традиционно используется квадратичная функция потерь (метод наименьших квадратов), особенности которой при применении к данным со случайными ошибками и неявной корреляцией хорошо известны [37]. При этом поиск экстремума функции потерь может выполняться с помощью широкого спектра методов оптимизации. В качестве наиболее адекватного метода решения поставленной задачи отметим (не вдаваясь в статистические подробности) специально разработанный для поиска экстремума квадратичной функции потерь алгоритм Левенберга–Марквардта [3]. В качестве контрольных методов целесообразно параллельно применять не привязанные к конкретной функции потерь алгоритмы – Нелдера-Мида (так называемый “симплекс-метод”) или Хука–Дживса, слабо чувствительный к локальным экстремумам [31]. В общем случае пары коэффициентов, полученные с использованием этих методов, не должны заметно различаться (табл. 1). В случае различий можно предположить, что лучшие результаты будут давать модели, построенные по коэффициентам, полученным методом Хука–Дживса (не связанным с видом функции потерь), однако это предположение должно быть проверено на реальных данных.

**Таблица 2.** Коэффициенты КТН, полученные по уравнениям (3)–(4) для рядов измеренных  $C$  и  $Q$  (р. Танана–г/п Танакресс)

Параметр	Линейная регрессия	Метод ПЛС
$\log a$	0.065778	0.286743
$a$	1.163531	1.935276
$b$	1.114537	1.030059
$k$	1.065	1.066
$r^2$	0.86	0.99

**Таблица 3.** Годовые и среднемноголетний объемы стока взвешенных наносов, рассчитанные методом линейной регрессии логтрансформированных данных по уравнениям (3)–(4) и коэффициентам из табл. 2 для рядов измеренных  $C$  и  $Q$ , р. Танана – г/п Танакресс (числитель – значение  $\Delta W_R$  среднемноголетнего стока взвешенных наносов, знаменатель – среднее из  $\Delta W_R$ , полученных для индивидуальных лет)

Годы	Фактический годовой объем стока наносов, млн т	Линейная регрессия		Метод ПЛС	
		$W_R$ , млн т	$\Delta W_R$ , %	$W_R$ , млн т	$\Delta W_R$ , %
1954	7.417	6.044	–18.5	5.918	–20.2
1957	10.960	11.752	7.2	11.313	3.2
1958	9.608	7.247	–24.6	7.056	–26.6
1959	6.494	6.446	–0.7	6.336	–2.4
1960	6.556	5.486	–16.3	5.444	–17.0
1961	6.691	6.432	–3.9	6.328	–5.4
1962	9.559	14.240	49.0	13.564	41.9
1963	8.276	7.253	–12.4	7.069	–14.6
1964	6.392	10.259	60.5	9.837	53.9
1965	5.692	4.898	–13.9	4.819	–15.3
1966	6.958	6.578	–5.5	6.441	–7.4
Среднее за период	7.691	7.876	$\frac{2.40}{1.90}$	7.648	$\frac{-0.56}{-0.90}$

Коэффициенты уравнения (3) определяются методом линейной регрессии, при этом для поиска оптимального решения также используется метод наименьших квадратов. Недостаток такого подхода, как указано в [23], – его спорная применимость к данным, имеющим неявную, физически индетерминированную корреляцию. В этом случае оптимальным представляется использование методов, сочетающих в себе различные подходы к решению задач минимизации модельных ошибок, а также учитывающих внутреннюю структуру ошибок модели. Наиболее детально разработанный инструмент такого рода, сочетаю-

щий в себе элементы регрессионного анализа и метода главных компонент, – метод проекции на латентные структуры (ПЛС) [41]. Коэффициенты, полученные этими двумя методами, могут значительно различаться (табл. 2), при этом итоговое качество модели при использовании метода ПЛС заметно выше (табл. 3). Обращает на себя внимание то, что коэффициенты, полученные методом линейной регрессии, точно равны значениям  $a$  и  $b$ , получаемым при построении степенной зависимости в одном широко используемом табличном редакторе.

Сравнение качества работы моделей показывает целесообразность использования метода ПЛС для повышения качества расчета с использованием КТН (табл. 3). Проверка значимости различий относительных погрешностей моделей, построенных методами линейной регрессии и ПЛС, с использованием теста Вилкоксона подтверждает повышение точности расчета при использовании метода ПЛС (различие средних, приведенных в табл. 3, значимо при  $N = 11, p < 0.01$ ). В целом же высокая точность, показанная обеими моделями по натурным данным г/п Танакресс (р. Танана, Аляска, США), определяется тем, что КТН были построены по массиву ежедневных данных ( $N = 1620$ ). Использовались данные ежедневных измерений  $C$  и  $Q$  для периода открытого русла (июнь–октябрь) за 1954, 1957–1966 гг. При использовании этих методов в случае меньшей детальности исходных данных результаты могут расходиться более значительно.

#### ПРЕДЕЛЫ ПРИМЕНИМОСТИ МЕТОДА

Как было отмечено выше, пределы применимости метода КТН определяются в основном исходя из соображений статистической корректности. Основное ограничение – связь оптимального вида регрессионной модели со статистическими свойствами исходных рядов  $Q$  и  $C$  воды, а также невозможность использования КТН, построенных по данным одного временного разрешения, для оценки стока взвешенных наносов за другие периоды.

Из стохастичности КТН следует их строгая применимость к расчетам только тех величин, для которых построена регрессионная модель. Следовательно, регрессионные модели, построенные по измеренным  $C$  и  $Q$ , могут использоваться только для расчета моментальных (и, при определенных допущениях, среднесуточных)  $C$  и неприменимы для расчета значений  $C$  по расходам воды, осредненным за иные периоды [28]. Необходимо, следовательно, избегать подстановки среднеме-

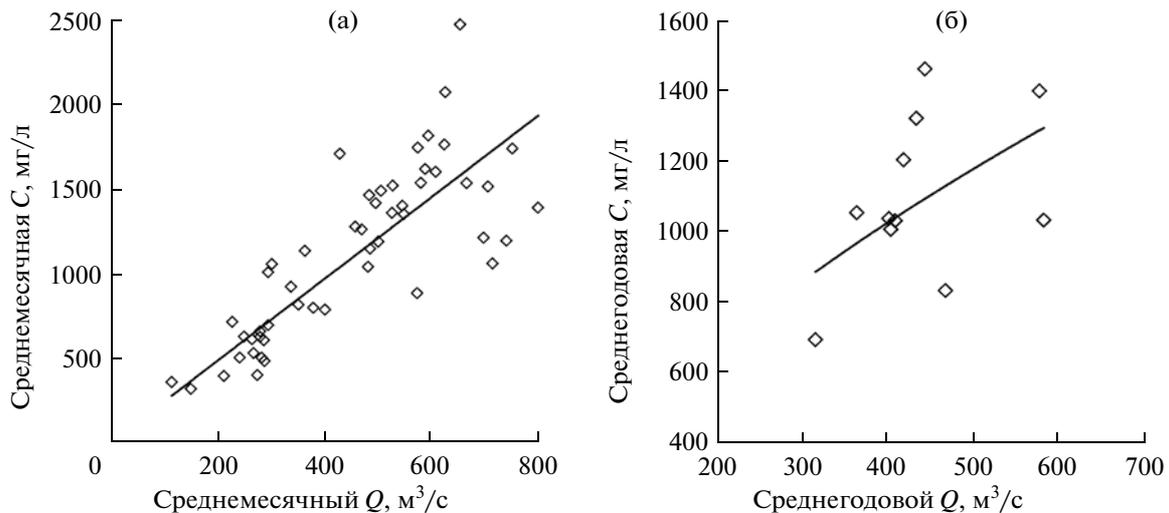


Рис. 3. КТН (степенные функции), построенные для среднемесячных (а) и среднегодовых (б) величин  $C$  и  $Q$ , рассчитанных по ежедневным данным для р. Танана–г/п Танакросс за 1954, 1957–1966 гг.

сячных и среднегодовых величин расхода воды в КТН, построенные по данным сетевых створов. Ошибки таких расчетов практически непредсказуемы, поскольку зависят, помимо точности кривых транспорта, от вариабельности гидроклиматических условий водосбора. В целом это замечание относится и к КТН, построенным по данным месячного и годового разрешения. Как показывает практика (табл. 3; рис. 3), адекватность таких регрессионных моделей не всегда достаточна для использования в расчетах.

Приведенные на рис. 3 графики построены на основе ежедневных данных по  $C$  и  $Q$ , в силу чего можно говорить, что средние за период величины определены правильно. К сожалению, имеются попытки строить аналогичные зависимости по априори невалидным данным (например, [15]), когда источник оценки средних за месяцы или годы величин  $C$  (расхода взвешенных наносов) неочевиден или носит признаки эмпирического определения (скажем, рассчитан с применением КТН для другого временного осреднения).

Замена предиктора в уравнениях КТН при необходимости также должна быть обоснована статистически, поскольку априори предполагается, что при прочих равных условиях  $Q$  — наилучший предиктор для значений  $C$  в отсутствие иных данных (хотя бы исходя из энергетической парадигмы Р. Бэгнольда) [19]. Поэтому следует с осторожностью относиться к использованию в регрессионном анализе “странных” предикторов, например площади водосбора [15], уровня воды [8], относительно которых ранее была установлена их тесная связь (в случае уровня воды — физи-

чески детерминированная уравнением неразрывности) с расходом воды.

## ВЫВОДЫ

Метод КТН имеет перспективы использования в широком круге научных и инженерных задач. В числе его преимуществ перед методами, лучше обоснованными физически, следует упомянуть нетребовательность к исходным данным, детальное статистическое обоснование, большой набор средств вероятностного анализа данных.

Безусловно, абсолютная погрешность метода зависит от внутренней структуры, детальности и точности исходного материала. Следует избегать как его излишней идеализации, так и “демонизации”, связанной с его физической индетерминированностью [19]. Результаты расчетов характеризуют точность КТН, построенных по ежедневным данным по  $C$  и  $Q$  (всего 1620 измерений за 11 лет) и проверенных на зависимом материале. Погрешности расчета по гидрографам отдельных лет изменяются в широких пределах (от +60.5 до –26.6%), отражая, видимо, межгодовую изменчивость гидроклиматических условий на водосборе. При этом получена достаточно точная оценка среднесуточного стока взвешенных наносов. В отдельных случаях (в частности, при построении КТН для временных разрешений иных, нежели среднесуточные) ошибки могут достигать экстремальных значений (от +900 до –250% [38, 43]). Однако в целом точность метода КТН при соблюдении правил его использования сопоставима с таковой у более вычислительно сложных методов — систем с нечеткой логикой, нейронных сетей.

Использование метода КТН основано на анализе исходных данных и правильном выборе регрессионной модели с учетом статистических свойств этих данных. В случае нормальности исходных рядов могут использоваться уравнения (1)–(2), если эмпирическая функция распределения близка к логарифмически нормальной – уравнения (3)–(4). Прочие вопросы решаются вычислительным путем с использованием моделей и алгоритмов, рассмотренных в настоящей работе, а также других статистически допустимых. Для обеспечения сопоставимости результатов целесообразно указывать, каким методом была получена та или иная оценка. Это особенно важно при применении метода КТН для оценки стока взвешенных наносов с неизученных водосборов.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Алексеевский Н.И.* Гидрофизика. М.: Академия, 2006. 176 с.
2. *Великанов М.А.* Руслевой процесс (основы теории). М.: Физматгиз, 1958. 396 с.
3. *Гилл Ф., Мюррэй У., Райт М.* Практическая оптимизация. М.: Мир, 1985. 509 с.
4. *Гончаров В.Н.* Динамика русловых потоков. Л.: Гидрометеиздат, 1962. 373 с.
5. *Гришанин К.В.* Динамика русловых потоков. Л.: Гидрометеиздат, 1979. 311 с.
6. *Дедков А.П., Мозжерин В.И.* Эрозия и сток наносов на Земле. Казань: Изд-во Казанского ун-та, 1984. 264 с.
7. *Дедков А.П., Мозжерин В.И.* Глобальный сток наносов в океан: природная и антропогенная составляющие // Эрозионные и русловые процессы. М.: Изд-во МГУ, 2000. Вып. 3. С. 13–21.
8. *Зимичев В.П.* Оценка режима твердого стока на малоизученных речных бассейнах центрального Таймыра // Журн. Ун-та водных коммуникаций. 2010. Вып. 2. С. 164–167.
9. *Караушев А.Н.* Речная гидравлика. Л.: Гидрометеиздат, 1969. 416 с.
10. *Караушев А.Н.* Теория и методы расчета речных наносов. Л.: Гидрометеиздат, 1977. 272 с.
11. *Ковалевич О.Г.* Методы расчета нормы стока взвешенных наносов // Актуальные проблемы освоения биологических ресурсов Мирового океана. Матер. Междунар. науч.-практ. конф. Владивосток, 2010. Ч. 1. С. 139–141.
12. *Кондратьев Н.Е., Смищенко Б.Ф., Попов И.В.* Основы гидроморфологической теории руслового процесса. Л.: Гидрометеиздат, 1982. 272 с.
13. *Лопатин Г.В.* Наносы рек СССР. М.: Географгиз, 1952. 365 с.
14. *Лохтин В.М.* О механизме речного русла // Вопросы гидротехники свободных рек. М.: Речиздат, 1948. С. 23–59.
15. *Магрицкий Д.В.* Годовой сток взвешенных наносов российских рек водосбора Северного Ледовитого океана и его антропогенные изменения // Вестн. МГУ. Сер. 5, География. 2010. № 6. С. 17–24.
16. *Маккавеев Н.И.* Русло реки и эрозия в ее бассейне. М.: Изд-во АН СССР, 1955. 355 с.
17. *Россинский К.И., Кузьмин И.А.* Балансовый метод расчета деформаций дна потока // Тр. Гидропроектта. Сб. 12. 1964. С. 265–271.
18. *Чалов Р.С.* Русловедение: теория, география, практика. М.: Изд-во ЛКИ, 2008. Т. 1. 608 с.
19. *Abrahart R.J., Mount N.J.* Discussion of “Neuro-fuzzy models employing wavelet analysis for suspended sediment concentration prediction in rivers” // Hydrol. Sci. J. 2011. V. 56. № 7. P. 1325–1329.
20. *Andres Iroume A.* Precipitación, escorrentía y producción de sedimentos en suspensión en una cuenca cercana a Valdivia, Chile // Bosque. 1992. V. 13. № 2. P. 15–23.
21. *Asselman N.E.M.* Fitting and interpretation of sediment rating curves // J. Hydrol. 2000. V. 234. P. 228–248.
22. *Bagnold R.A.* An approach to the sediment transport problem from general physics. USGS Professional Paper 422–I. Washington, 1966. 42 p.
23. *Balamurugan G.* The use of suspended–sediment rating curves in Malaysia: some preliminary considerations // Pertanika. 1989. V. 12. № 3. P. 367–376.
24. *Campbell F.B., Bauder H.A.* A rating curve method for determining silt–discharge of streams // AGU Transactions. 1940. Pt 2. P. 603–607.
25. *Cohn T., Caulder D.L., Gilroy E.J. et al.* The validity of a simple statistical model for estimating fluvial constituent loads: An empirical study involving nutrient loads entering Chesapeake Bay // Water Resour. Res. 1992. V. 28. № 9. P. 2353–2363.
26. *Colby B.R.* Relationship of sediment discharge to streamflow. USGS Open File Report 56–27. 1956. 169 p.
27. *Einstein H.A.* River sedimentation // Handbook of applied hydrology / Ed. Chou V.T. N. Y.: McGraw-Hill Book Co., 1964.
28. *Ferguson R.I.* River loads underestimated by rating curves // Water Resour. Res. 1986. V. 22. № 1. P. 74–76.
29. *Holtzschlag D.J.* Optimal estimation of suspended-sediment concentrations in streams // Hydrol. Proc. 2001. V. 15. P. 1133–1155.
30. *Jansson M.B.* Comparison of sediment rating curves developed on load and on concentration // Nordic Hydrology. 1997. V. 28. № 3. P. 189–200.
31. *Kelley C.T.* Iterative methods of optimization. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics, 1999. 180 p.
32. *Leopold L.B., Maddock T.* The hydraulic geometry of stream channels and some physiographic implications. USGS Professional Paper 252. 1953. 57 p.

33. *Miller C.R.* Analysis of flow-duration, sediment-rating curve method of computing sediment yield. Washington, DC: US Bureau of Reclamation, 1951. 15 p.
34. *Mossa J.* Hysteresis and nonlinearity of discharge-sediment relationships in the Atchafalaya and lower Mississippi rivers // *Sediment and the Environment*. IAHS Publication 184. 1989. P. 105–112.
35. *Nash D.B.* Effective sediment-transporting discharge from magnitude-frequency analysis // *J. Geol.* 1994. V. 102. P. 79–95.
36. *Partal T., Cigizoglu H.K.* Estimation and forecasting of daily suspended sediment data using wavelet-neural networks // *J. Hydrol.* 2008. V. 358. № 3–4. P. 317–331.
37. *Pearson K.* On lines and planes of closest fit to systems of points in space // *Philosophical Magazine*. 1901. V. 2. P. 559–572.
38. *Rannie W.F.* An approach to the prediction of suspended sediment rating curves // *Research in fluvial geomorphology* / Eds. Davidson-Arnott D., Nickling W. Norwich, UK, 1978. P. 149–160.
39. *Shen H.W.* Total sediment load // *River mechanics* / Ed. Shen H.W. Fort Collins: Colorado State University, 1972. P. 13.1–13.26.
40. *van Rijn L.C.* Sediment transport. Pt 2. Suspended load transport // *J. Hydr. Eng.* 1984. V. 110. № 11. P. 1613–1641.
41. *Vinzi V.E., Chin W.W., Henseler J.* Handbook of partial least squares: concepts, methods and applications. Heidelberg: Springer, 2010. 798 p.
42. *Vogel R.M., Rudolph B.E., Hooper R.P.* Probabilistic behavior of water-quality loads // *J. Envir. Eng.* 1995. V. 131. № 5. P. 1081–1089.
43. *Walling D.E.* Assessing the accuracy of suspended sediment rating curves for a small basin // *Water Resour. Res.* 1977. V. 13. № 3. P. 531–538.