

ОПТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ И БАЗЫ ДАННЫХ ОПТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ОБ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЕ

УДК 551.510.42

Многолетние тренды массовой концентрации приземного аэрозоля на Звенигородской научной станции Института физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН

А.Н. Груздев, А.А. Исаков, П.П. Аникин*

Институт физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН
119017, г. Москва, Пыжевский пер., 3

Поступила в редакцию 5.07.2019 г.

Представлены оценки сезонно зависимых многолетних трендов массовой концентрации приземного аэрозоля на Звенигородской научной станции Института физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН по результатам измерений за 1991–2018 гг. Анализ выполнен методом множественной линейной регрессии с учетом автокорреляции данных на больших временных масштабах. Для интервалов 1991–2002 и 2013–2018 гг. получены статистически значимые отрицательные тренды в весенний и летний периоды соответственно. Обсуждаются возможные причины трендов.

Ключевые слова: аэрозоль, массовая концентрация, линейный тренд, множественная линейная регрессия, автокорреляция данных; aerosol, mass concentration, linear trend, multiple linear regression, autocorrelation of data.

Введение

Атмосферный аэрозоль оказывает значительное влияние на климат, качество атмосферного воздуха и здоровье людей. В последнее десятилетие опубликованы работы о долговременных трендах аэрозоля на основе данных измерений его различных характеристик наземными методами и со спутников. Наиболее длинные ряды данных относятся к аэрозольной оптической толще (АОТ). В целом обнаружено уменьшение АОТ в 1990-х и 2000-х гг. над океанами, в Западной Европе и Северной Америке и увеличение над отдельными районами южной и юго-восточной Азии [1–3].

Регулярные измерения приземной концентрации аэрозоля были начаты в 1990-х гг. в отдельных наземных пунктах. В настоящее время в основном выполняются измерения массовой концентрации аэрозольных частиц (particulate matter) с аэродинамическими диаметрами до 2,5 и 10 мкм ($PM_{2,5}$ и PM_{10}). В большинстве регионов, где проводятся многолетние измерения массовой концентрации, зафиксировано ее уменьшение. Измерения в Швейцарии в 1991–2008 гг. выявили уменьшение PM_{10} на станциях, расположенных в разной местности [4]. Отрицательные тренды $PM_{2,5}$ и PM_{10} в 1998–2010 гг. получены в [5] для более обширной территории Западной Европы, при этом тренд грубодисперсной фракции,

$PM_{10} - PM_{2,5}$, оказался намного слабее тренда тонкодисперсной фракции $PM_{2,5}$. В 2000-х гг. отмечено уменьшение $PM_{2,5}$ на фоновых станциях в секторе западного Средиземноморья [6] и PM_{10} на о-ва Мальорка в этом же регионе [7] по причине уменьшения общего уровня загрязнения воздуха в Европе. В [8, 9] сообщается о значительных отрицательных трендах $PM_{2,5}$, PM_{10} и $PM_{10} - PM_{2,5}$ в густонаселенной долине р. По в Италии по данным измерений за ~10 лет. Причиной служит падение эмиссий первичного неорганического аэрозоля и предшественников вторичного неорганического аэрозоля, в основном приписываемых автомобильному транспорту.

В [10] сопоставлены тренды массовой концентрации аэрозоля в различных регионах в пределах 1992–2011 гг. (но за различающиеся периоды). Скорость уменьшения PM_{10} в Западной Европе за ~20-летний период составила 5–6% в год, в США – около 4% в год, в Канаде и Китае – около 1 и 2% в год соответственно. Снижение $PM_{2,5}$ (за более короткий период) было меньше. Отметим, что отрицательный тренд PM_{10} в Европе, по оценкам [10], существенно сильнее, чем тренды для 1991–2008 гг., приведенные в [4, 5].

Тренды $PM_{2,5}$ в Китае оценены в [11] по спутниковым данным АОТ (прибор MODIS). Осредненное по всей территории значение $PM_{2,5}$ увеличивалось в 2001–2005 гг., а в последующие десять лет уменьшалось с возрастающей скоростью. Однако на востоке и юго-востоке Китая концентрация $PM_{2,5}$ за 2011–2015 гг. не изменилась. Об уменьшении концентрации аэрозоля в центре Сеула (Южная Корея) в 2004–2013 гг. сообщается в [12].

* Александр Николаевич Груздев (a.n.gruzdev@mail.ru);
Андрей Александрович Исаков (a.a.isakov@mail.ru); Петр
Павлович Аникин (petr.anikin@gmail.com).

Регулярные многолетние аэрозольные измерения в России выполняются на Звенигородской научной станции Института физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН (с 1991 г.), расположенной в лесистой сельской местности Подмосковья в 50 км к западу от Москвы, и на аэрозольной станции Института оптики атмосферы им. В.Е. Зуева (ИОА) СО РАН рядом с г. Томском (с 1997 г.). В [13, 14] представлены оценки трендов массовой концентрации субмикронного аэрозоля и черного углерода (сажи) в составе аэрозольных частиц на аэрозольной станции ИОА. Для 20-летнего периода измерений получен отрицательный тренд концентрации черного углерода, составляющий $-2,3\%$ в год [14], однако скорость ее уменьшения в первое десятилетие была $<1\%$ в год [13]. Статистически значимый тренд концентрации аэрозоля за 20-летний период не выявлен; известно, что он имел небольшое положительное значение в первое десятилетие. Таким образом, для обеих концентраций можно отметить сдвиг тренда в сторону отрицательных значений.

В настоящей работе мы представляем первые результаты исследования трендов массовой концентрации приземного аэрозоля на Звенигородской научной станции Института физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН.

Характеристика данных

Регулярные измерения массовой концентрации приземного аэрозоля на Звенигородской станции начаты в 1991 г. До 2003 г. они выполнялись В.Н. Сидоровым на проточном нефелометре [15], в 2001–2012 гг. — нами с помощью спектрополяриметра, регистрирующего поляризационные компоненты индикаторы рассеяния под углом 45° на длине

волны 0,54 мкм. Аппаратура, ее калибровка и методика измерений описаны в [16–18]. С 2012 г. проводятся измерения на серийном приборе ФАН. Сопоставление и взаимная привязка данных, полученных на различных приборах, сделаны по интервалам перекрытия 2001–2003 и 2012 гг.

Массовая концентрация (M) аэрозоля оценивалась путем умножения измеренного под углом 45° коэффициента направленного светорассеяния D_{11} на коэффициент, который в наших предыдущих работах полагался равным 3000. Однако сопоставление результатов наших измерений D_{11} с результатами измерений $\text{PM}_{2,5}$ на посту Мосэкмониторинга, расположенному на Звенигородской станции, показало, что значение этого коэффициента равно ~ 2000 . Оно и принято в настоящей работе. Ежедневные значения полученной таким образом массовой концентрации аэрозоля в 1991–2018 гг. показаны на рис. 1, *a*; на рис. 1, *б* приведены соответствующие значения десятичного логарифма M . Период 1991–2003 гг. представлен данными нефелометра, 2004–2012 гг. — данными спектрополяриметра, 2013–2018 гг. — данными ФАН.

Ряд неоднороден по степени осреднения концентрации. Данные проточного нефелометра представлены среднесуточными значениями, данные спектрополяриметра — средними значениями в течение часа в $\sim 9:00$ по местному времени, а данные ФАН — точечными значениями в это же время.

Период с 2003 по 2012 г. характеризуется частыми сильными аномалиями M . Они подчиняются определенным закономерностям [18, 19], однако их причина пока не установлена. Мы исключаем этот период из дальнейшего анализа.

Штриховые прямые линейной регрессии на рис. 1 указывают на тенденции понижения концентрации

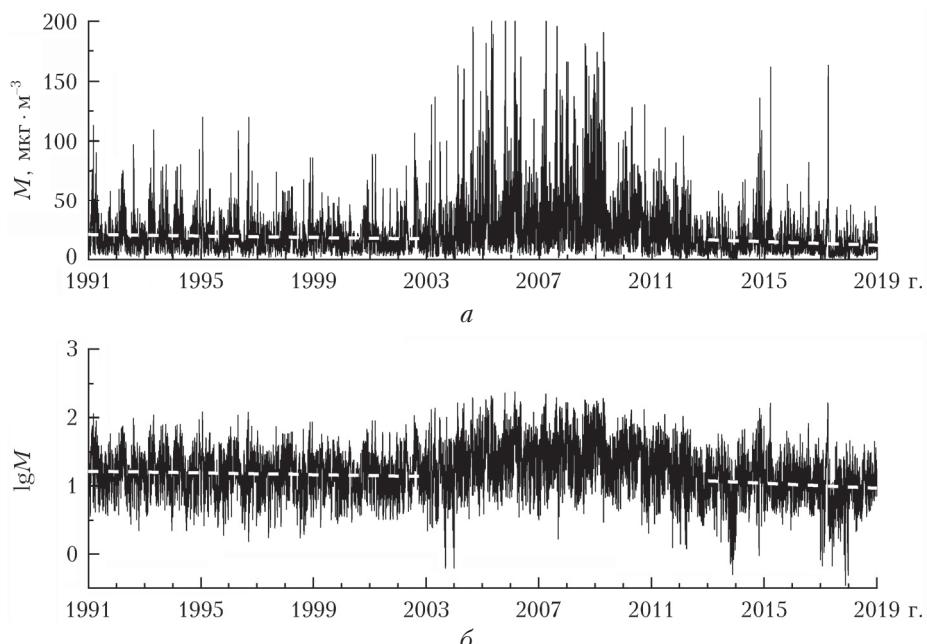


Рис. 1. Массовая концентрация аэрозоля (*а*); ее десятичный логарифм (*б*); белые штриховые прямые — линейная регрессия

аэрозоля в 1991–2002 и 2013–2018 гг. Однако для анализа трендов и оценки их достоверности мы применим метод множественной линейной регрессии.

В работе использованы также данные реанализа ERA-Interim (<http://apps.ecmwf.int/datasets/>) и данные аэрологического зондирования (<http://weather.uwyo.edu/upperair/sounding.html>). Аэрологические данные были подвергнуты процедуре статистической отбраковки, описанной в [20].

Метод анализа

Анализ выполнен с помощью модели множественной линейной регрессии. Запишем ее в виде [21]:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (1)$$

где \mathbf{Y} – вектор наблюдений размером n (анализируемый ряд); \mathbf{X} – матрица предикторов (независимых переменных) размером $(n \times p)$; p – число предикторов; $\boldsymbol{\beta}$ – вектор неизвестных коэффициентов (искомых коэффициентов регрессии) размером p ; $\boldsymbol{\varepsilon}$ – вектор ошибок (остатков) длиной n (остаточный ряд). В нашем случае в качестве ряда наблюдений выступают массовая концентрация аэрозоля M или ее логарифм $\lg M$. Если ряд $\boldsymbol{\varepsilon}$ не коррелирован и подчиняется гауссову распределению, то ошибки искомых коэффициентов находятся при решении системы (1) стандартным методом наименьших квадратов. Однако если ряд $\boldsymbol{\varepsilon}$ коррелирован, то необходимо внести поправки в ошибки коэффициентов регрессии [21]. В [22, 23] нами предложен метод учета автокорреляции остаточного ряда $\boldsymbol{\varepsilon}$ в большом диапазоне временных масштабов. Остаточный ряд представляется в виде процесса авторегрессии, порядок которой k может быть намного больше 1. Теперь мы применим этот метод для анализа аэрозольных трендов.

В качестве предикторов в (1) учитываются переменные, влияющие на изменчивость аэрозоля. В задаче о трендах особенно важно учесть факторы межгодовой изменчивости в атмосфере, например, Эль-Ниньо и Североатлантическое колебание. Однако расчеты показали, что они практически не влияют на тренды аэрозоля и соответствующие им коэффициенты регрессии, как правило, статистически незначимы. В итоге в качестве предикторов в модели (1) использованы константа, линейная функция (линейный тренд) и геопотенциал на изобарической поверхности 500 гПа, осредненный по арктической области (севернее 70° с.ш.) в московском долготном секторе 30–45° в.д. Использование геопотенциала в качестве предиктора обосновано результатами работы [19]. Ежедневные значения геопотенциала получены из данных ERA-Interim.

Значения коэффициентов $\boldsymbol{\beta}$ в регрессионной модели представлены в виде разложения в ряд Фурье по парам синус-косинус, соответствующим годовой и полугодовой гармоникам, с целью учета годового хода M и сезонной зависимости трендов. В резуль-

тате число неизвестных коэффициентов в (1) составило 15. Задача решалась для интервалов 1991–2002 и 2013–2018 гг.

Результаты анализа и их обсуждение

Гистограммы ошибок концентрации аэрозоля и ее логарифма приведены на рис. 2. Серым цветом показаны гистограммы остаточного ряда $\boldsymbol{\varepsilon}$ для двух временных интервалов при анализе концентрации M и ее логарифма. Гистограммы для M отличаются от гауссова распределения, тогда как гистограммы для логарифма M достаточно хорошо удовлетворяют ему. Поэтому последующий анализ будет проведен для логарифма M .

На рис. 3 представлены графики зависимостей годовых оценок линейного тренда логарифма M и их 95% доверительных интервалов от порядка авторегрессионного процесса k , аппроксимирующего остаточный ряд $\boldsymbol{\varepsilon}$ в интервалах 1991–2002 и 2013–2018 гг. Отдельные значения на графиках, условно соответствующие $k = 0,5$, получены без учета автокорреляции остаточного ряда (т.е. стандартным способом).

Спектры ошибок оценок трендов для рассматриваемых временных интервалов показаны на рис. 4. Серые кривые соответствуют спектрам остаточного ряда $\boldsymbol{\varepsilon}$. Характер спектров (наличие наклона) указывает на связь между вариациями $\boldsymbol{\varepsilon}$ разных временных масштабов, т.е. на наличие памяти, и значения $\boldsymbol{\varepsilon}$ не являются независимыми. Как следует из рис. 3, учет зависимости только соседних значений $\boldsymbol{\varepsilon}$ (при $k = 1$) приводит к значительному повышению ошибок тренда. С ростом k ошибки продолжают увеличиваться и затем стабилизируются в окрестности $k = 70$. Их увеличение отражает наличие связи не только соседних, но и более далеких значений $\boldsymbol{\varepsilon}$. Дальнейший рост k ведет к уменьшению ошибок оценок трендов, при этом оценки трендов изменяются в сторону усиления. Этот факт требует объяснения.

Черными кривыми на рис. 4 показаны спектры некоррелированной ошибки, ассоциированной с коррелированной ошибкой $\boldsymbol{\varepsilon}$ (некоррелированная ошибка рассчитана, согласно [21–23], при $k = 400$). Спектры коррелированных ошибок $\boldsymbol{\varepsilon}$ (серые кривые) имеют максимумы в окрестности 2,5-летнего периода, а в спектрах некоррелированных ошибок они отсутствуют. Максимумы могут отражать квазидвухлетние вариации концентрации аэрозоля. Высокий порядок авторегрессии $k \approx 400$, по-видимому, позволил неявным образом (без введения соответствующего регрессора) учесть эти вариации, исключив их из некоррелированной ошибки, что привело к уменьшению дисперсии $\boldsymbol{\varepsilon}$ и, следовательно, к уменьшению доверительных интервалов. Спектры некоррелированной ошибки на рис. 4 не имеют наклона, что соответствует спектрам случайного гауссова шума. Отметим при этом, что гистограммы коррелированной и некоррелированной ошибок на рис. 2, в, г близки между собой.

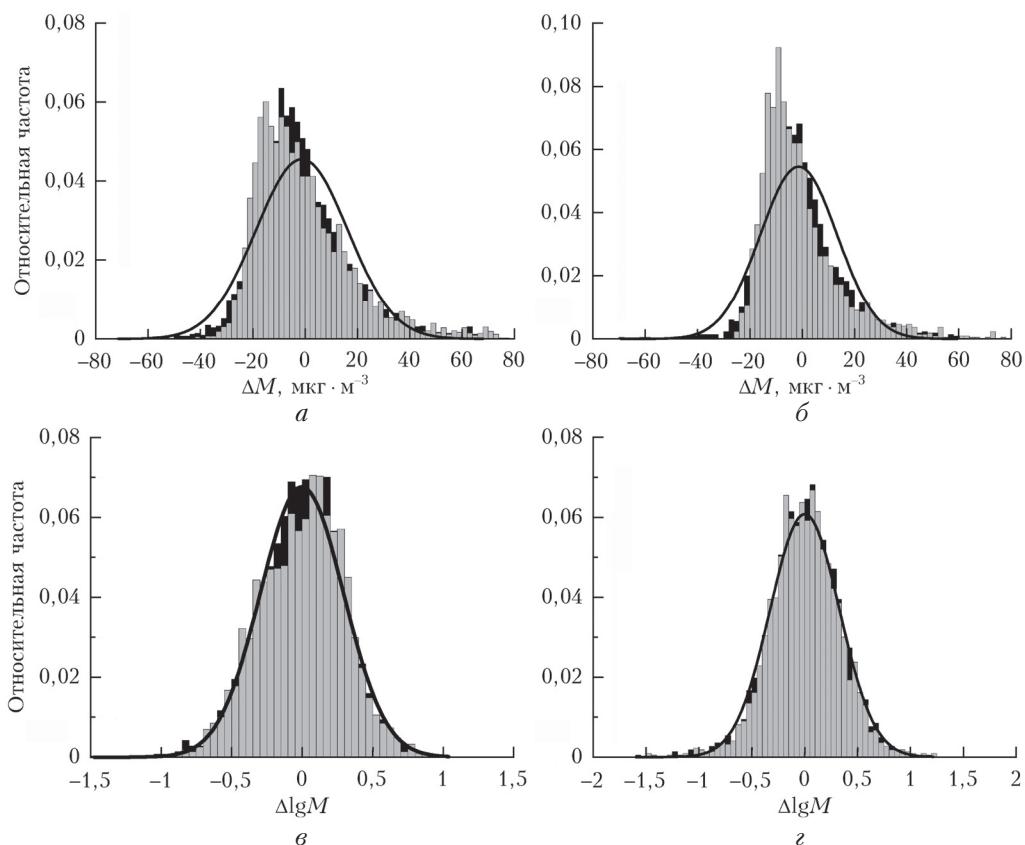


Рис. 2. Гистограммы коррелированной (серый цвет) и некоррелированной (черный цвет) ошибок в регрессионном представлении: *a*, *б* – концентрации аэрозоля; *в*, *г* – ее логарифма (*а*, *в* – 1991–2002; *б*, *г* – 2013–2018 гг.)

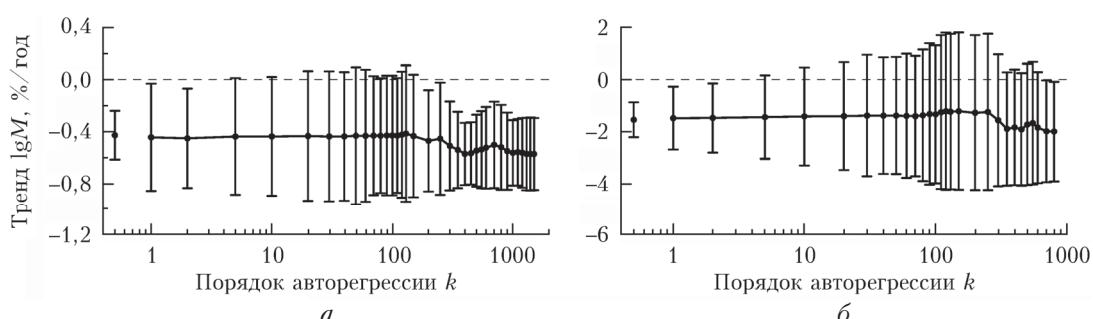


Рис. 3. Зависимость годовой оценки линейного тренда логарифма концентрации аэрозоля и ее 95% доверительного интервала от порядка авторегрессионного процесса, аппроксимирующего временной ряд коррелированной ошибки для интервалов 1991–2002 (*а*); 2013–2018 гг. (*б*); см. также объяснение в тексте

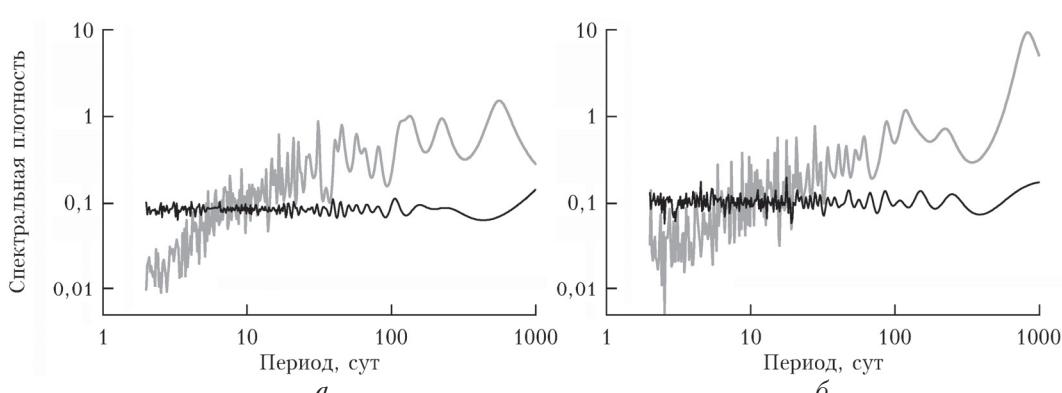


Рис. 4. Спектры коррелированной (серые кривые) и некоррелированной (черные кривые) ошибок для интервалов 1991–2002 (*а*); 2013–2018 гг. (*б*); некоррелированная ошибка соответствует $k = 400$

Изменение оценок величины тренда при $k \geq 400$ на рис. 3 может быть связано с тем, что временные интервалы, в которых оцениваются тренды, могут содержать лишь небольшое число квазидвухлетних вариаций. Следует отметить, что Эль-Ниньо и Североатлантическое колебание содержат квазидвухлетние компоненты, влияющие на изменчивость атмосферы в средних широтах [24], но их учет не отразился на результатах анализа трендов.

Годовые, месячные и сезонные оценки линейного тренда логарифма M и их 95% доверительные интервалы для периодов 1991–2002 и 2013–2018 гг., рассчитанные при $k = 70$ и 400, приведены на рис. 5, *a*, *b*. Тренды для обоих периодов сезонно зависимы, но в целом доминирует уменьшение концентрации аэрозоля. Отрицательные статистически значимые тренды наблюдаются весной в 1991–2002 гг. и с конца весны по середину лета в 2013–2018 гг. Максимальный по модулю тренд в 1991–2002 гг. достигает -2% в год в апреле, а в 2013–2018 гг. — уже $(-5 \div -6)\%$ в год в июне. Зимой и осенью тренды логарифма M статистически незначимы. Годовые оценки тренда отрицательны и составили $(-0,4 \div -0,6)\%$ в год в 1991–2002 гг. и $(-1,4 \div -1,8)\%$

в год в 2013–2018 гг. (последний на границе 95% статистической значимости). Краткая сводка трендов приведена во втором столбце таблицы.

На правых осях рис. 5, *a*, *b* указаны годовые изменения концентрации аэрозоля ΔM , соответствующие линейным трендам логарифма M . Шкалы правых осей нелинейные.

Аналогично логарифму M был проведен анализ трендов концентрации аэрозоля. Гистограммы некоррелированных ошибок на рис. 2, *a*, *b* для этого случая несколько отличаются от гистограмм коррелированных ошибок в сторону лучшего их соответствия распределению Гаусса, но тем не менее не соответствуют ему. Поэтому доверительные интервалы трендов, оцененные в предположении гауссова распределения ошибок, следует считать приблизительными. Тренды M приведены на рис. 5, *c*, *d* и выборочно — в таблице. Характер сезонной зависимости тренда M в 1991–2002 гг. такой же, как для тренда $\lg M$. Годовое значение составило $-1,8\%$ в год (относительно среднего за этот период значения M), а апрельский тренд достиг значения -8% в год, или около $-0,34$ и $-1,5 \text{ мкг} \cdot \text{м}^{-3}$ в год соответственно.

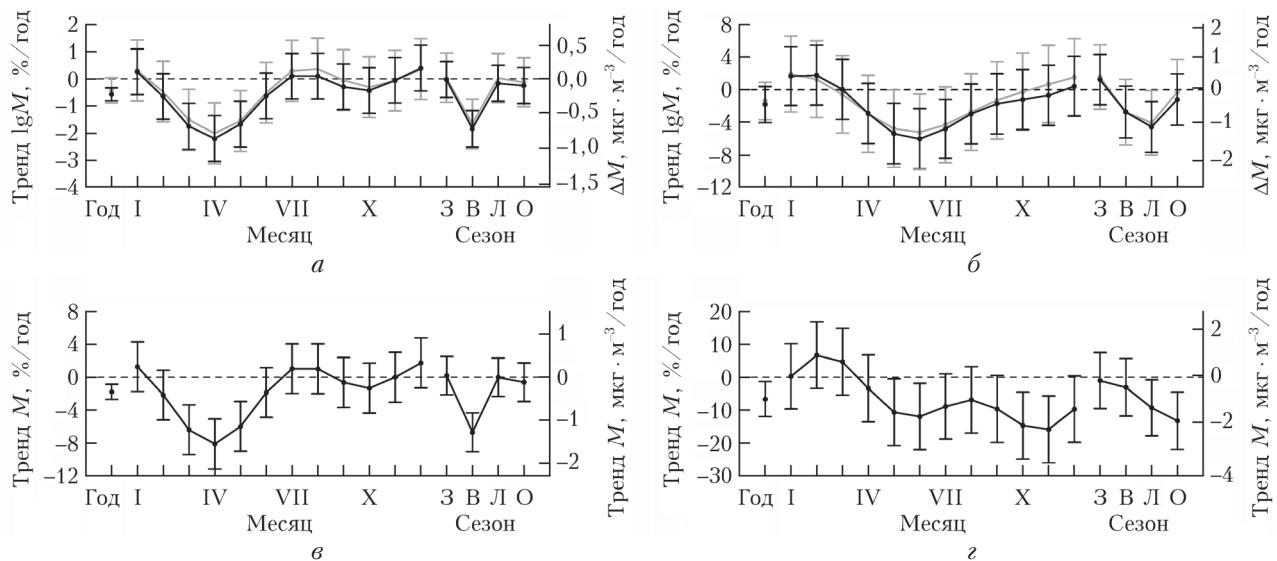


Рис. 5. Годовая (точка слева), месячные (кривые в центральной части) и сезонные (кривые справа) оценки тренда логарифма концентрации аэрозоля (*a*, *b*) и концентрации аэрозоля (*c*, *d*) и их 95% доверительные интервалы при порядке авторегрессии $k = 70$ (серый цвет) и $k = 400$ (черный цвет) в интервалах 1991–2002 (*a*, *c*) и 2013–2018 гг. (*b*, *d*); объяснение правой вертикальной оси см. в тексте

Аэрозольные тренды для периодов 1991–2002 и 2013–2018 гг.

Период	Оценки трендов				
	По значениям $\lg M$			По значениям M	
	Тренд $\lg M$, %/год	Тренд ΔM , %/год	Тренд ΔM , $\text{мкг} \cdot \text{м}^{-3}/\text{год}$	Тренд M , %/год	Тренд M , $\text{мкг} \cdot \text{м}^{-3}/\text{год}$
1991–2002 гг., год	-0,5	-1,3	-0,20	-1,8	-0,34
1991–2002 гг., весна	-1,7	-4,5	-0,67	-6,7	-1,30
1991–2002 гг., апрель	-2,1	-5,5	-0,82	-8,1	-1,50
2013–2018 гг., год	-1,6	-3,7	-0,40	-6,7	-0,94
2013–2018 гг., лето	-4,3	-9,6	-1,00	-9,3	-1,30
2013–2018 гг., июнь	-5,6	-12	-1,30	-2,0	-1,70
2013–2018 гг., осень	—	—	—	-13	-1,90

Характер сезонной зависимости тренда M в 2013–2018 гг. (рис. 5, *г*) с середины зимы по конец лета подобен характеру зависимости тренда логарифма M (рис. 5, *б*). Однако осенью подобие отсутствует. Годовое значение тренда M в 2013–2018 гг. составило $-6,7\%$ в год, июньское значение было -12% в год, а в ноябре тренд достиг значения -16% в год, или в абсолютных единицах -1 , $-1,7$ и $-2,3 \text{ мкг} \cdot \text{м}^{-3}$ в год соответственно (см. таблицу).

Сопоставим оценки трендов M и логарифма M . Из рис. 5 и таблицы следует, что при использовании логарифма M относительные (в процентах) тренды значительно, обычно в несколько раз, слабее относительных трендов M (ср. столбы 2 и 5 в таблице). Изменения абсолютных значений трендов M тоже различаются. При тех величинах трендов, которые получены в настоящей работе, годовые изменения концентрации аэрозоля, соответствующие линейным трендам логарифма M , меньше изменений, соответствующих линейным трендам самой концентрации аэrozоля (ср. столбы 4 и 6 таблицы). Оценки трендов концентрации испытывают более сильное влияние выбросов с высокими значениями M . Отметим при этом, что значения трендов, оцененных по временным рядам, составленным из минимумов и максимумов M , в процентном отношении близки. Это справедливо и для трендов логарифма M .

Отрицательные тренды приземного аэrozоля на Звенигородской станции укладываются в картину уменьшения содержания аэrozоля в большинстве географических регионов (см. Введение). Сопоставим наши оценки трендов с трендами массовой концентрации аэrozоля в Европе, используя данные рис. 5, *г*, *д* и двух последних столбцов таблицы. Годовая оценка тренда M в 1991–2002 гг. вполне соответствует годовым оценкам трендам PM_{10} в фоновых районах Швейцарии для периода, включающего наш 12-летний период [4], но значительно меньше (по модулю) оценки тренда PM_{10} , полученной для Европы в [10]. Сведений о трендах концентрации аэrozоля в Европе после 2012 г. мы не имеем. Наряду с этим укажем на усиление со временем отрицательных трендов на Звенигородской станции и похожую тенденцию изменения аэrozольных трендов в Западной Сибири.

Сопоставляя наши оценки трендов для периодов 1991–2002 и 2013–2018 гг., отметим значительное увеличение скорости уменьшения содержания аэrozоля в 2013–2018 гг. Разница годовых оценок трендов достигает трехкратной величины. Отличия экстремальных значений трендов (весной и летом), большие в относительных единицах (в 1,5–2,5 раза), в абсолютных единицах они имеют один порядок величины.

Важное общее свойство аэrozольных трендов для двух временных периодов – они проявляются преимущественно в определенные сезоны. Рассмотрим возможные причины трендов. Изменение эмиссий аэrozольных частиц и их газов-предшественников, повлиявшее на концентрацию аэrozоля в Западной Европе (см. Введение), по-видимому, не отразилось на аэrozольных трендах на Звенигородской станции.

В противном случае можно было бы ожидать проявление трендов в зимний период. Возможно, уменьшение эмиссий в результате деградации промышленности уравновешено их увеличением за счет автотранспорта.

Другая вероятная причина трендов – изменение климата, влияющее на атмосферный перенос и параметры окружающей среды. Многолетние изменения переноса требуют специального анализа, который здесь не проводится. Еще один важный природный фактор содержания аэrozоля – температура. В частности, многолетний тренд температуры весной может отражаться на таянии снежного покрова и, как следствие, влиять на вынос в атмосферу аэrozоля почвенного происхождения. Температурный тренд в период вегетации мог бы модулировать концентрацию аэrozоля биологического происхождения. Дополнительным фактором, определяющим биогенную составляющую аэrozоля в Московском регионе, может быть усыхание ельников. В окрестности Звенигорода оно было, по нашим наблюдениям, наиболее сильным в 2000-х и 2010-х гг.

Мы оценили многолетние тренды приземной температуры в интересующие нас сезоны 1991–2002 и 2013–2018 гг. по осредненным за сезоны данным аэрологического зондирования и данным ERA-Interim. Использован простейший метод линейной регрессии без учета факторов межгодовой изменчивости. Полученные оценки температурных трендов имеют слабую статистическую достоверность и могут служить лишь указанием на возможность тренда. В дальнейшем они могут быть при необходимости уточнены.

Температурный тренд по аэрологическим данным для весен 1991–2002 гг. не выявлен, а по данным реанализа получено слабое увеличение средней по центральному региону (включающему Московскую область) температуры со скоростью $\sim 0,1^\circ\text{C}$ в год. Если это потепление соответствовало действительности и если в результате сход снежного покрова и начало вегетации сместились на более ранние даты, то следовало бы в этот период ожидать не уменьшения, как на рис. 5, *а*, *в*, а увеличения концентрации аэrozоля. Усыхание ели тоже вряд ли может служить существенной причиной уменьшения концентрации аэrozоля в 1991–2002 гг., поскольку в 2013–2018 гг. весенний эффект уменьшения проявился недостаточно четко (рис. 5, *б*, *г*). Мы приходим к выводу, что для интерпретации трендов аэrozоля в 1990-х гг. необходим анализ изменений циркуляции атмосферы.

По данным аэрологического зондирования в Долгопрудном (северный пригород Москвы), Смоленске (320 км на запад-юго-запад от Звенигорода) и Нижнем Новгороде (450 км на восток-северо-восток) для летних периодов 2013–2018 гг. получены отрицательные тренды приземной температуры, приближающиеся в Смоленске к $-0,3^\circ\text{C}$ в год. В то же время тренд в Рязани (220 км на юго-восток) не выявлен. Уменьшение среднелетней температуры в 2013–2018 гг. подтверждается данными ERA-Interim. Оно проявилось при осреднении

по Московскому региону. При осреднении по области с размерами 4° широты и 5° долготы с центром в Звенигороде оно составило $-0,1$ °C в год.

Установлено, что эмиссия биогенных летучих органических соединений — важных предшественников биогенного аэрозоля летом — имеет высокую чувствительность к температуре в диапазоне ее летних значений [25, 26]. Поэтому летнее похолодание в 2013–2018 гг. могло привести к уменьшению биогенной составляющей приземного аэрозоля. Дополнительный вклад в этот тренд может быть связан с усыханием и вырубкой ельников, которые в составе хвойных лесов служат источником монотерпенов [27].

Таким образом, аэрозольный тренд в 2013–2018 гг. может быть, по крайней мере частично, обусловлен летним похолоданием и гибелью еловых лесов в Московском регионе.

Заключение

В работе получены оценки сезонно зависимых многолетних трендов массовой концентрации приземного аэрозоля и ее логарифма на Звенигородской научной станции по результатам измерений в 1991–2018 гг. Количественные значения трендов концентрации и логарифма концентрации существенно различаются ввиду ее логнормального распределения. Однако в обоих случаях получены статистически значимые отрицательные тренды в весенний и летний периоды для интервалов 1991–2002 и 2013–2018 гг. соответственно. Эти сезоны также определяют многолетнее уменьшение концентрации аэрозоля в целом за год. Летнее уменьшение концентрации аэрозоля в 2013–2018 гг. может быть частично связано с летним похолоданием в регионе и усыханием и вырубкой ельников. Вероятная причина весеннего тренда в 1991–2002 гг. заключается в долговременных изменениях атмосферного переноса.

1. Yoon J., von Hoyningen-Huene W., Vountas M., Burrows J.P. Analysis of linear long-term trend of aerosol optical thickness derived from SeaWiFS using BAER over Europe and South China // Atmos. Chem. Phys. 2011. V. 11. P. 12149–12167.
2. de Meij A., Pozzer A., Lelieveld J. Trend analysis in aerosol optical depths and pollutant emission estimates between 2000 and 2009 // Atmos. Environ. 2012. V. 51. P. 75–85.
3. Zhao B., Jiang J.H., Gu Y., Diner D., Worden J., Liou K.-N., Su H., Xing J., Garay M., Huang L. Decadal-scale trends in regional aerosol particle properties and their linkage to emission changes // Environ. Res. Lett. 2017. V. 12. URL: <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa6cb2> (last access: 5.06.2019).
4. Barmpadimos I., Hueglin C., Keller J., Henne S., Prévôt A.S.H. Influence of meteorology on PM₁₀ trends and variability in Switzerland from 1991 to 2008 // Atmos. Chem. Phys. 2011. V. 11. P. 1813–1835.
5. Barmpadimos I., Keller J., Oderbolz D., Hueglin C., Prévôt A.S.H. One decade of parallel fine (PM_{2.5}) and coarse (PM₁₀–PM_{2.5}) particulate matter measurements in Europe: Trends and variability // Atmos. Chem. Phys. 2012. V. 12. P. 3189–3203.
6. Cusack M., Alastuey A., Pérez A., Querol X. Trends of particulate matter (PM_{2.5}) and chemical composition at a regional background site in the Western Mediterranean over the last nine years (2002–2010) // Atmos. Chem. Phys. 2012. V. 12. P. 8341–8357.
7. Cerro J.C., Cerd V., Pey J. Trends of air pollution in the Western Mediterranean Basin from a 13-year database: A research considering regional, suburban and urban environments in Mallorca (Balearic Islands) // Atmos. Environ. 2015. V. 103. P. 138–146.
8. Bigi A., Ghermandi G. Long-term trend and variability of atmospheric PM₁₀ concentration in the Po Valley // Atmos. Chem. Phys. 2014. V. 14. P. 4895–4907.
9. Bigi A., Ghermandi G. Trends and variability of atmospheric PM_{2.5} and PM₁₀ concentration in the Po Valley, Italy // Atmos. Chem. Phys. 2016. V. 16. P. 15777–15788.
10. Wang K.C., Dickinson R.E., Su L., Trenberth K.E. Contrasting trends of mass and optical properties of aerosols over the Northern Hemisphere from 1992 to 2011 // Atmos. Chem. Phys. 2012. V. 12. P. 9387–9398.
11. Lin C.O., Liu G., Lau A.K.H., Li Y., Li C.C., Fung J.C.H., Lao X.Q. High-resolution satellite remote sensing of provincial PM_{2.5} trends in China from 2001 to 2015 // Atmos. Environ. 2018. V. 180. P. 110–116.
12. Ahmed E., Kim K.-H., Shon Z.-H., Song S.-K. Long-term trend of airborne particulate matter in Seoul, Korea from 2004 to 2013 // Atmos. Environ. 2015. V. 101. P. 125–133.
13. Козлов В.С., Панченко М.В., Яушева Е.П. Временная изменчивость содержания субмикронного аэрозоля и сажи в приземном слое атмосферы Западной Сибири // Оптика атмосф. и океана. 2007. Т. 20, № 12. С. 1082–1085.
14. Yausheva E.P., Kozlov V.S., Panchenko M.V., Shmaraginov V.P. Long-term variability of aerosol and black carbon concentrations in the atmospheric surface layer as results of 20-year measurements at the IAO Aerosol Station // Proc. SPIE. 2017. V. 10466. P. 1046631. DOI: 10.1117/12.2287375.
15. Сидоров В.Н. Сезонный и суточный ход содержания сухой фракции субмикронного аэрозоля в приземном слое // Тр. конф. «Физика атмосферного аэрозоля». М.: Диалог МГУ, 1999. С. 356–367.
16. Исаков А.А., Бегунов С.Л., Головягинский С.А., Тихонов А.В. Спектрополяриметрические исследования натурного аэрозоля. // Оптика атмосф. и океана. 1999. Т. 12, № 6. С. 556–561.
17. Исаков А.А., Груздев А.Н., Тихонов А.В. О долгопериодных вариациях оптических и микрофизических параметров приземного аэрозоля // Оптика атмосф. и океана. 2005. Т. 18, № 5–6. С. 393–399.
18. Исаков А.А., Груздев А.Н. Долгопериодные вариации оптических и микрофизических параметров приземного аэрозоля на Звенигородской научной станции // Изв. РАН. Физ. атмосф. и океана. 2009. Т. 45, № 2. С. 245–254.
19. Груздев А.Н., Исаков А.А. О природе долгопериодных вариаций массовой концентрации приземного аэрозоля // Оптика атмосф. и океана. 2015. Т. 28, № 9. С. 810–815; Gruzdev A.N., Isakov A.A. On the nature of long-period variations in mass concentration of near-ground aerosol // Atmos. Ocean. Opt. 2016. V. 29, N 1. P. 73–78.
20. Груздев А.Н. Анализ недельной цикличности в атмосфере московского региона // Изв. РАН. Физ. атмосф. и океана. 2013. Т. 49, № 2. С. 153–164.
21. Beran J. Statistics for long memory processes. New York: Chapman & Hall, 1994. 315 p.
22. Груздев А.Н. Учет автокорреляции в задаче линейной регрессии на примере анализа общего содержания NO₂

- в атмосфере // Изв. РАН. Физ. атмосф. и океана. 2019. Т. 55, № 1. С. 73–82.
23. Gruzdev A.N. Accounting for long-term serial correlation in a linear regression problem // IOP Conf. Ser. Earth Environ. Sci. 2019. V. 231. 012021. P. 1–10. DOI: 10.1088/1755-1315/231/1/012021. <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1755-1315/231/1/012020/meta>.
 24. Груздев А.Н., Безверхний В.А. Квазидвухлетние вариации озона и метеопараметров над Западной Европой по данным озонового зондирования // Изв. РАН. Физ. атмосф. и океана. 2006. Т. 42, № 2. С. 224–236.
 25. Laethawornkitku J., Taylor J.E., Paul N.D., Hewitt C.N. Biogenic volatile organic compounds in the Earth system // New Phytol. 2009. V. 183. P. 27–51.
 26. Daellenbach K.R., Stefenelli G., Bozzetti C., Vlachou A., Fermo P., Gonzalez R., Piazzalunga A., Colombi C., Canonaco F., Hueglin C., Kasper-Gieb A., Jaffrezo J.-L., Bianchi F., Slowik J.G., Baltensperger U., ElHaddad I., Prévôt A.S.H. Long-term chemical analysis and organic aerosol source apportionment at nine sites in central Europe: Source identification and uncertainty assessment // Atmos. Chem. Phys. 2017. V. 17. P. 13265–13282.
 27. Тимковский И.И., Еланский Н.Ф., Скороход А.И., Шумской Р.А. Исследование биогенных летучих органических соединений над территорией России // Изв. РАН. Физика атмосф. и океана. 2010. Т. 46, № 3. С. 347–356.

A.N. Gruzdev, A.A. Isakov, P.P. Anikin. Long-term trends in mass concentration of near-surface aerosol at Zvenigorod Research Station of A.M. Obukhov Institute of Atmospheric Physics, Russian Academy of Sciences.

Estimates of seasonally dependent long-term trends in the mass concentration of near-surface aerosol based on the measurements at Zvenigorod Research Station of A.M. Obukhov Institute of Atmospheric Physics, Russian Academy of Sciences, in 1991–2018 are presented. The analysis was performed by the method of multiple linear regression taking into account data autocorrelation on long time scales. Statistically significant negative spring and summer trends were derived for 1991–2002 and 2013–2018, respectively; possible causes of the trends are discussed.