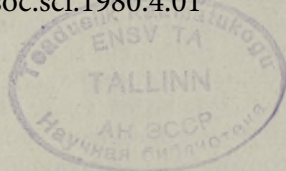


<https://doi.org/10.3176/hum.soc.sci.1980.4.01>

Т. КАЛЛАСТЕ



## ЭКСТРАПОЛЯЦИОННОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЗАГРЯЗНЕННОСТИ ВОЗДУХА ПО ВРЕМЕНИ

(на примере Таллина)

Представил К. Хабихт

В настоящей статье в целях долгосрочного планирования природопользования с учетом состояния атмосферного воздуха городов использованы трендовые модели. В результате составлены прогнозы загрязненности воздуха Таллина пылью, сернистым ангидридом, сажей, окисью углерода, окислами азота и фенолом до 1990 г.

### 1. Введение

Основной целью долгосрочного прогнозирования состояния окружающей среды является обеспечение планирующих органов своевременной качественной и количественной информацией о возможных изменениях качества окружающей среды под воздействием хозяйственной деятельности человека. Долгосрочное прогнозирование состояния атмосферного воздуха является основой перспективного планирования всего народного хозяйства в целом, поскольку оно является наиболее важным предплановым материалом, на основе которого разрабатывается соответствующий долгосрочный план капитальных вложений в атмосферноохранные мероприятия [1].

Показатели качества окружающей среды при планировании природопользования привлекались до настоящего времени лишь как вспомогательное средство и имели при этом только расчетный характер. Они не утверждались в государственном плане по охране природы и рациональному использованию природных ресурсов\* [2] и лишь косвенно учитывались в управлении состоянием среды [3].

На настоящем этапе развития народного хозяйства состояние среды все больше приобретает ведущее значение в социально-экономической сфере общества, и очевидной становится необходимость перехода к прогнозированию и планированию конечных результатов средозащитных мероприятий, т. е. показателей качества окружающей среды.

Вопрос о необходимости и значении долгосрочного прогнозирования состояния окружающей среды (в том числе и атмосферного воздуха) подробно рассматривался Н. П. Федоренко, М. Я. Лемешевым, Н. Ф. Реймерсом, К. Г. Гофманом, А. А. Гусевым и др. [1—9].

Как известно [9], долгосрочное прогнозирование качества окружающей среды (например, воздуха) основывается на генетическом и норма-

\* См. Постановление ЦК КПСС и Совета Министров СССР «Об усилении охраны природы и улучшении использования природных ресурсов» (1972 г.).

тивном методах. Генетический метод дает возможность оценить состояние среды по сложившимся тенденциям развития производства и использования как природных, так и трудовых ресурсов в целях производства, а также защиты среды. Нормативный метод прогнозирования позволяет предъявлять требования к развитию производства и объему ресурсов, используемых для природоохранных мероприятий, чтобы достичь желаемого (нормативного) качества окружающей среды.

Важной методологической особенностью долгосрочного прогнозирования состояния окружающей среды является сочетание генетического и нормативного методов прогноза. При этом генетический прогноз как первоначальный предшествует нормативному.

Поскольку по Эстонской ССР в настоящее время не имеется в достаточном количестве необходимых для нормативного прогнозирования исходных данных по различным видам хозяйственной деятельности человека, то на начальном этапе прогнозирования загрязненности воздуха ограничимся генетическим методом. Этот принцип в формализованном виде реализуется экстраполяционными методами. Здесь, в свою очередь, можно выделить экстраполяционные прогнозы двух видов: по времени и по факторам влияния. В настоящей работе рассматриваются первые из них.

Приступая к прогнозированию загрязненности воздуха, следует отметить, что о множестве факторов влияния и их связях с имиссиями\* соответствующих загрязняющих веществ известно еще мало. Поэтому сначала целесообразно изучить тенденцию развития загрязненности воздуха во времени, поскольку она обобщает совместное влияние всех возможных факторов, а уже затем руководствуясь приближенными данными прогнозов проводить более подробный и обоснованный с точки зрения существа вопроса прогноз по отдельным источникам загрязнения (см. напр. [10]).

Для анализа загрязненности воздуха можно использовать статистические временные ряды имиссий основных загрязняющих веществ. Начать следует с выявления существующего тренда временного ряда характеризующих определенное явление показателей с тем, чтобы затем экстраполировать его на прогнозируемый период. Это т. н. исходный прогноз. При этом нас интересует тенденция развития объекта, а не его специфические свойства, так как подчас трудно определить различные взаимосвязи между источниками загрязнения и физическими явлениями, интенсивность влияния отдельных факторов и т. д. Прогнозируемый объект — загрязненность воздуха — следует рассматривать как зависимое только от антропогенного воздействия (экономической деятельности) физическое явление, интенсивность которого изменяется во времени.

Показатель степени загрязненности воздуха  $y$  (имиссию загрязняющих веществ) опишем с помощью трендовой модели  $y=f(t)$ , где независимой переменной  $t$  является время. Выявление существующей тенденции развития загрязненности позволяет рассчитать ее для будущего, если рассматриваемый процесс будет протекать так же, как до сих пор.

## 2. Трендовые модели загрязненности воздуха

Одной из основных задач при статистическом моделировании является выбор трендовой модели, наиболее точно описывающей закономерность развития исследуемого явления. Трендовые модели получают путем ана-

\* Имиссия — сложившееся в результате рассеивания содержание загрязняющих веществ в окружающей среде.

литического выравнивания эмпирического временного ряда с помощью различного типа функций (линейной, экспоненциальной, логарифмической и т. д.). Выравнивание состоит из выбора типа функции, форма которой соответствует характеру изменения явления, и оценки параметров функции [11].

Для выбора типа функции существует два вида критериев:

1) содержательно-логические, которые на основе ранних исследований и практического опыта, подтверждают пригодность подобранной функции;

2) формальные, которые основываются на сравнении чисто статистических показателей многих функций различного типа.

Очевидно, при подборе трендовой модели целесообразно исходить не из одного критерия, а из их обоих, применяя их совместно и учитывая при этом, что чем больше количество критериев оценки трендовой модели, тем лучше. Следовательно, в первом случае пригодность подобранной функции необходимо еще проверить с помощью формальных критериев.

В данном случае мы имеем возможность исходить только из формального критерия, т. е. сравнения между собой статистических показателей, поскольку, как было сказано, прогнозы о загрязненности окружающей среды Эстонской ССР, как нам известно, отсутствуют.

Для формальной оценки параметров трендовой модели в настоящей работе использовался метод наименьших квадратов как наиболее простой и надежный способ выравнивания временных рядов при статистическом анализе [11]. Этот метод основывается на минимизации стандартного среднеквадратического отклонения ( $S$ ) между значениями статистического ряда ( $y_i$ ) и значениями выбранной трендовой модели ( $\hat{y}_i$ ). Чем длиннее статистический временной ряд, тем меньше сказывается влияние случайных отклонений на определенный нами тренд, а также значение каждого наблюдения как случайного явления. Следовательно, при достаточно продолжительном периоде наблюдений с большой достоверностью можно предположить, что найденные с помощью выбранной функции значения временного ряда хорошо совпадают с фактической динамикой загрязненности.

В ходе практической работы в целях облегчения выбора трендовой модели целесообразно применять графический подход, т. е. строить для каждого загрязняющего вещества графики функций, которые применяли для выравнивания, чтобы соединить визуальный эффект и формальные критерии для выяснения наиболее подходящего типа функции.

Значения выбранной трендовой модели принимаются за средние, а отклонения в течение статистического периода — за случайные. Такое предположение позволяет полученную трендовую модель использовать при прогнозировании будущих значений явления, причем отклонения от этой модели считать случайными.

Анализ статистических временных рядов загрязненности воздуха проведен для Таллина, поскольку здесь мы располагаем достаточной выборкой статистических данных. Сведения о загрязненности воздуха остальных крупных городов Эстонской ССР охватывают настолько короткие периоды, что оценка их тренда оказалась бы недостоверной. Полученный на основе небольшого базисного периода тренд не может достоверно отразить существующую тенденцию развития загрязнения, так как каждое отдельное случайное наблюдение на фоне небольшого общего их количества имеет значительный удельный вес. Так, например, результаты случайных наблюдений за последние 2—3 года могут значительно изме-

Таблица 1

Среднегодовые имиссии (относительно 1970 г., %) основных загрязняющих веществ в воздухе Таллина в 1965—1978 гг.

Год наблюдения	Имиссия загрязняющего вещества						
	Пыль	SO <sub>2</sub>	CO	Сажа	NO <sub>x</sub>	C <sub>6</sub> H <sub>5</sub> OH	
Б	1965	62,5	69,2	38,8	80,0	—	—
	1966	62,5	30,8	36,3	50,0	—	—
	1967	50,0	46,2	37,5	40,0	—	—
	1968	50,0	30,8	—	30,0	—	—
	1969	50,0	38,5	—	110,0	—	—
	1970	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
	1971	50,0	115,4	100,0	40,0	220,0	100,0
	1972	75,0	107,7	100,0	50,0	—	0,0
	1973	50,0	92,3	100,0	40,0	100,0	100,0
	1974	50,0	123,1	112,5	70,0	140,0	100,0
А	1975	50,0	138,5	112,5	90,0	120,0	100,0
	1976	50,0	100,0	112,5	80,0	140,0	100,0
	1977	25,0	146,2	87,5	90,0	140,0	100,0
	1978	50,0	146,2	125,0	—	120,0	100,0

нить вид трендовой модели, а следовательно, и значения экстраполяционного прогноза.

Для корреляционного и регрессионного анализов имиссий загрязняющих веществ использовались стандартные статистические программы ЭВМ, составленные в Институте кибернетики АН ЭССР [12]. Основными формальными критериями выбраны значимость связи по  $F$ -критерию Фишера при различных уровнях вероятности ошибки (в основном на 5%-ном), минимум стандартного отклонения  $S$  и максимум коэффициента парной корреляции. При значении коэффициента корреляции  $R=0,60$  рассматриваемую имиссию загрязняющего вещества и время можно считать достаточно хорошо скоррелированными. При этом исходим из предположения существования нормального распределения исходных данных\*.

Временные ряды среднегодовых значений имиссий загрязняющих веществ воздуха Таллина проанализированы для двух периодов различной продолжительности: 1970—1978 гг. и 1965—1978 гг. Сводная таблица (табл. 1) имиссий рассматриваемых загрязняющих веществ по Таллину составлена на основе материалов Таллинской гидрометеорологической обсерватории и Таллинской санитарно-эпидемиологической станции.

Данные наблюдений за 1970—1978 гг. (обозначим этот период буквой А) относительно достовернее, чем за более длительный период — 1965—1978 гг. (обозначим его буквой Б). Это связано с тем, что до 1970 г. измерения загрязненности воздуха проводились разными ведомствами, в результате чего данные оказались весьма рассеянными.

Недостоверность данных, видимо, может быть вызвана низким научно-техническим уровнем измерений и использованием разных, несогласованных между ведомствами, методик. Использование недостоверных данных наблюдений может существенно исказить искомый тренд и ввести в заблуждение при прогнозировании будущей загрязненности. Можно

\* В настоящей работе распределение исходных данных не проверялось.

Таблица 2

Трендовые модели имиссий некоторых загрязняющих веществ по Таллину в 1970—1978 гг. (вариант А)

Загрязняющее вещество	Общий вид функции сглаживания эмпирического временного ряда	Трендовая модель $y_s = f(t)$	Остаточное среднее квадратическое отклонение $S$ , мг/м <sup>3</sup>	Коэффициент парной корреляции $R$
Пыль	$y = a + bt$	$y_1 = 0,33056 - 0,02167t$	0,06255	0,71204
	$y = a + bt + c \ln t$	$y_1 = 0,35666 + 0,01720t - 0,15499 \ln t$	0,05572	0,81530
	$y = ae^{bt}$	$y_1 = 0,33538e^{-0,09438t}$	0,28600	0,69484
	$y = at^b$	$y_1 = 0,35919t^{-0,37989}$	0,26978	0,73472
	$y = a + bt + ct^2 (F_{0,90})$	$y_1 = 0,41190 - 0,06604t + 0,00444t^2$	0,05962	0,78495
	$y = a + bt$	$y_2 = 0,12111 + 0,00667t$	0,02123	0,67677
Сернистый ангидрид	$y = a + bt + c \ln t (F_{0,75})$	$y_2 = 0,12471 + 0,01203t - 0,02137 \ln t$	0,02232	0,69758
	$y = a + bt + ct^2 (F_{0,75})$	$y_2 = 0,13857 - 0,002860t + 0,00095t^2$	0,02190	0,71133
	$y = ae^{bt} (F_{0,90})$	$y_2 = 0,12389e^{0,04141t}$	0,14121	0,65137
	$y = at^b (F_{0,75})$	$y_2 = 0,12497t^{0,13939}$	0,15215	0,57592
	$y = a + bt + c \ln t$	$y_4 = 0,06304 + 0,02882t - 0,09259 \ln t$	0,01500	0,84778
Сажа	$y = a + bt + ct^2 (F_{0,75})$	$y_4 = 0,09786 - 0,02238t + 0,00286t^2$	0,02079	0,67787

Примечание. Наименьшее значение  $S$  подчеркнуто.

Таблица 3

Трендовые модели имиссий некоторых загрязняющих веществ по Таллину в 1965—1978 гг. (вариант Б)

Загрязняющее вещество	Общий вид функции сглаживания эмпирического временного ряда	Трендовая модель $y_s = f(t)$	Остаточное среднее-квадратическое отклонение $S, \text{ мг/м}^3$	Коэффициент парной корреляции $R$
Пыль	$y = a + bt$ ( $F_{0,75}$ )	$y_1 = 0,26758 - 0,00615t$	0,06452	0,38353
	$y = a + bt + c \ln t$ ( $F_{0,50}$ )	$y_1 = 0,24054 - 0,01572t + 0,05489 \ln t$	0,06557	0,43885
	$y = ae^{bt}$ ( $F_{0,75}$ )	$y_1 = 0,27063e^{-0,03221t}$	0,27945	0,44851
	$y = a + bt + ct^2$ ( $F_{0,75}$ )	$y_1 = 0,21538 + 0,01342t - 0,00131t^2$	0,06396	0,48141
	$y = at^b$ ( $F_{0,75}$ )	$y_1 = 0,27218t^{-0,13745}$	0,29239	0,35420
Сернистый ангидрид	$y = a + bt$	$y_2 = 0,03572 + 0,01114t$	0,02950	0,85442
	$y = a + bt + c \ln t$	$y_2 = 0,04997 + 0,01618t - 0,02894 \ln t$	0,02970	0,86555
	$y = ae^{bt}$	$y_2 = 0,04606e^{0,10955t}$	0,35473	0,80244
	$y = a + bt + ct^2$	$y_2 = 0,03764 + 0,01042t + 0,00005t^2$	0,30806	0,85452
	$y = at^b$	$y_2 = 0,04068t^{0,32554}$	0,41722	0,71231
Окись углерода	$y = a + bt$	$y_3 = 2,16550 + 0,57276t$	1,82890	0,81021
	$y = a + bt + c \ln t$	$y_3 = 1,76050 + 0,41308t + 0,89865 \ln t$	1,90040	0,81412
	$y = ae^{bt}$	$y_3 = 2,31044e^{0,11451t}$	0,51344	0,70155
	$y = a + bt + ct^2$	$y_3 = 0,72311 + 1,12290t - 0,03685t^2$	1,81290	0,83255
	$y = a + bt$ ( $F_{0,50}$ )	$y_4 = 0,05385 + 0,00187t$	0,02670	0,27373
Сажа	$y = a + bt + c \ln t$ ( $F_{0,50}$ )	$y_4 = 0,06496 + 0,00659t - 0,02547 \ln t$	0,02710	0,36577
	$y = ae^{bt}$ ( $F_{0,50}$ )	$y_4 = 0,04888e^{0,03366t}$	0,42309	0,30788

Примечание. Наименьшее значение  $S$  подчеркнуто.

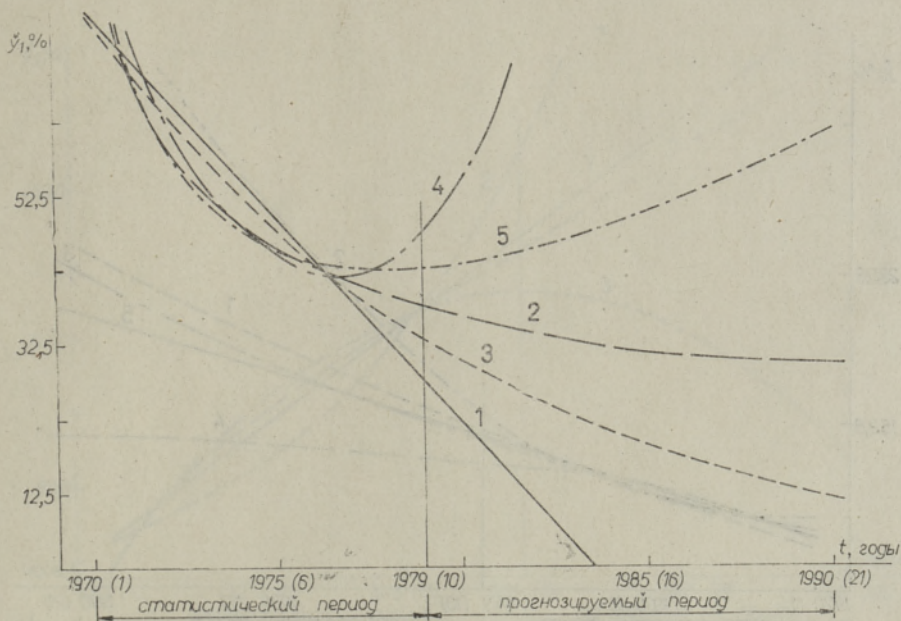


Рис. 1. Экстраполяционные прогнозы имиссии пыли по времени (вариант А) относительно 1970 г. 1 —  $y=0,331-0,022 t$ , 2 —  $y=0,359 t^{-0,380}$ , 3 —  $y=0,335 e^{-0,094 t}$ , 4 —  $y=0,412-0,066 t+0,004 t^2$ , 5 —  $y=0,357+0,017 t-0,155 \ln t$ .

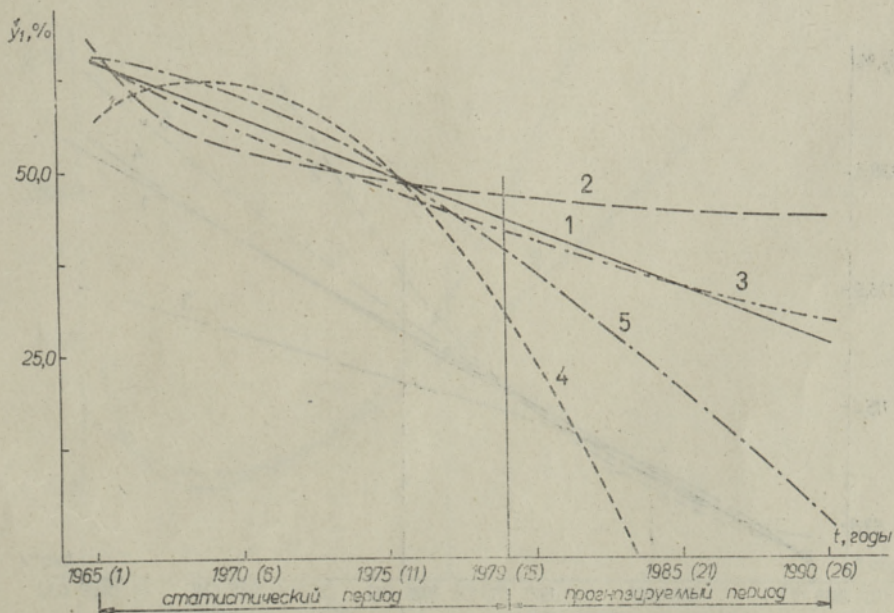


Рис. 2. Экстраполяционные прогнозы имиссии пыли по времени (вариант Б) относительно 1970 г. 1 —  $y=0,268-0,006 t$ , 2 —  $y=0,272 t^{-0,137}$ , 3 —  $y=0,271 e^{-0,032 t}$ , 4 —  $y=0,215+0,013 t-0,001 t^2$ , 5 —  $y=0,241-0,016 t+0,055 \ln t$ .

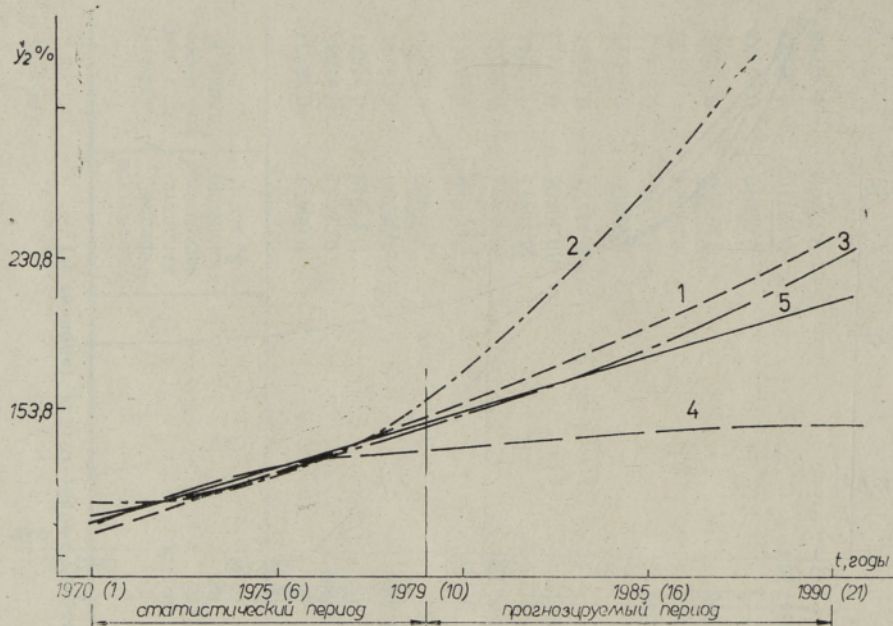


Рис. 3. Экстраполяционные прогнозы имиссии сернистого ангидрида по времени (вариант А) относительно 1970 г. 1 —  $y = 0,125 + 0,012 t - 0,021 \ln t$ , 2 —  $y = 0,139 - 0,029 t + 0,001 t^2$ , 3 —  $y = 0,124 e^{0,041 t}$ , 4 —  $y = 0,125 t^{0,139}$ , 5 —  $y = 0,121 + 0,007 t$ .

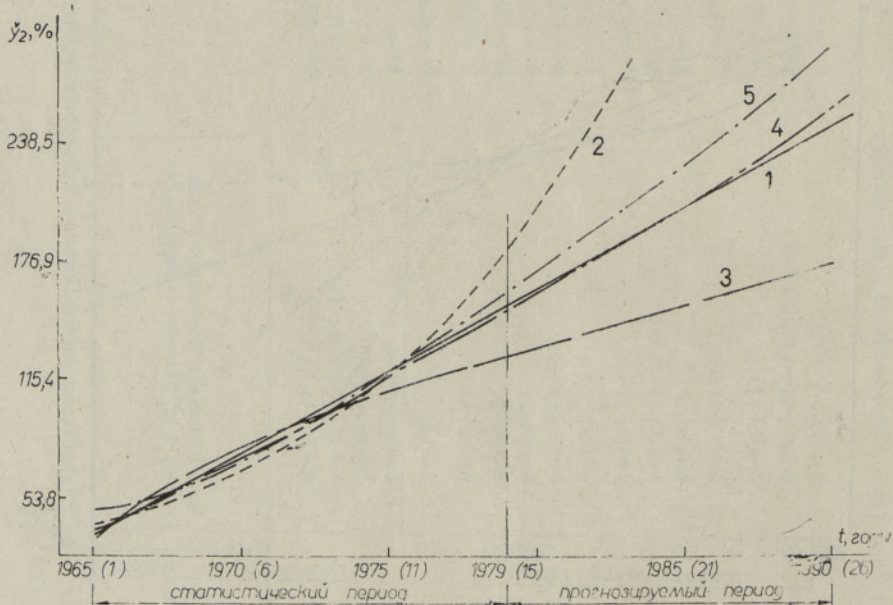


Рис. 4. Экстраполяционные прогнозы имиссии сернистого ангидрида по времени (вариант Б) относительно 1970 г. 1 —  $y = 0,036 + 0,011 t$ , 2 —  $y = 0,046 e^{0,110 t}$ , 3 —  $y = 0,041 t^{0,526}$ , 4 —  $y = 0,038 + 0,010 t + 0,00005 t^2$ , 5 —  $y = 0,050 + 0,016 t - 0,029 \ln t$ .



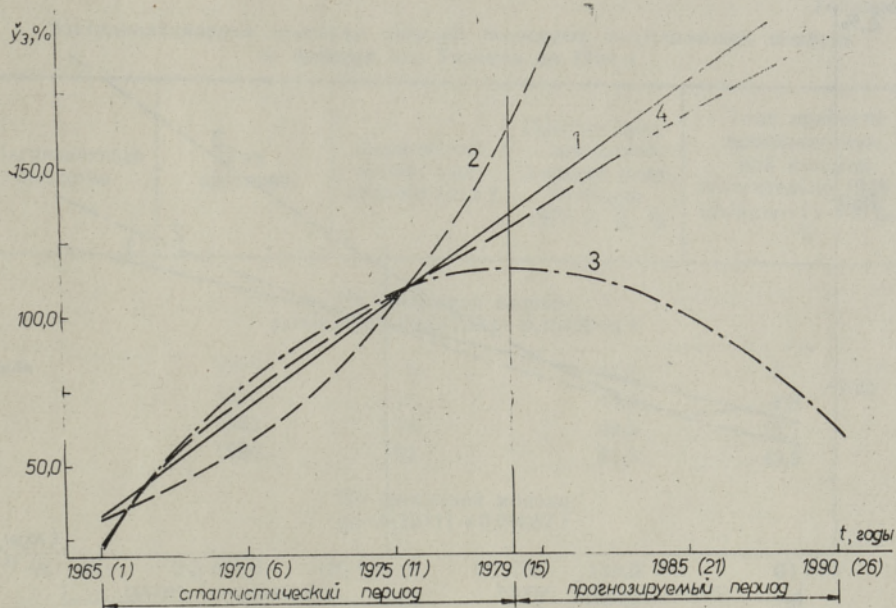


Рис. 5. Экстраполяционные прогнозы имиссии окиси углерода по времени (вариант Б) относительно 1970 г. 1 —  $y=2,166+0,573 t$ , 2 —  $y=2,310 e^{0,115t}$ , 3 —  $y=0,723+1,123 t-0,037 t^2$ , 4 —  $y=1,761+0,413 t+0,899 \ln t$ .

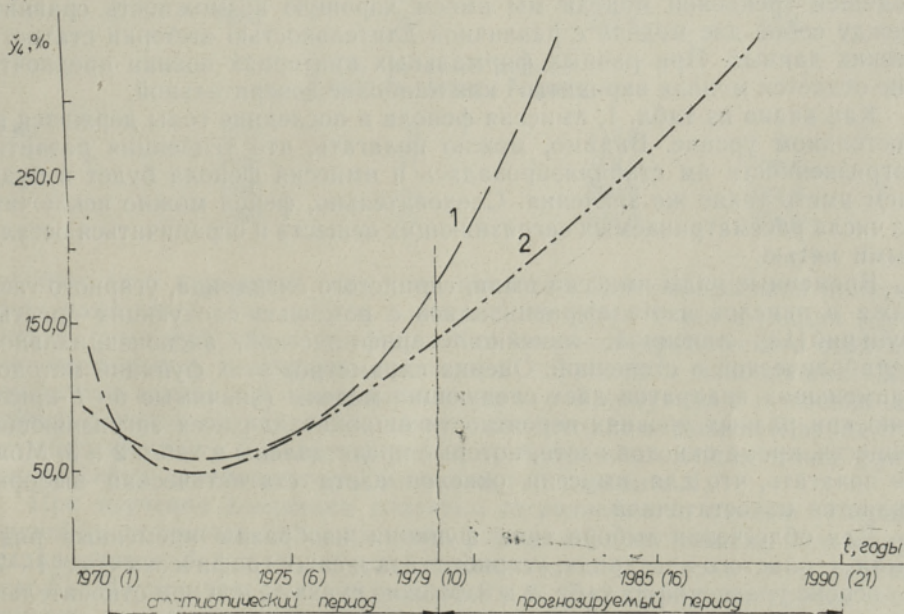


Рис. 6. Экстраполяционные прогнозы имиссии сажи по времени (вариант А) относительно 1970 г. 1 —  $y=0,098-0,022 t+0,003 t^2$ , 2 —  $y=0,063+0,029 t-0,093 \ln t$ .

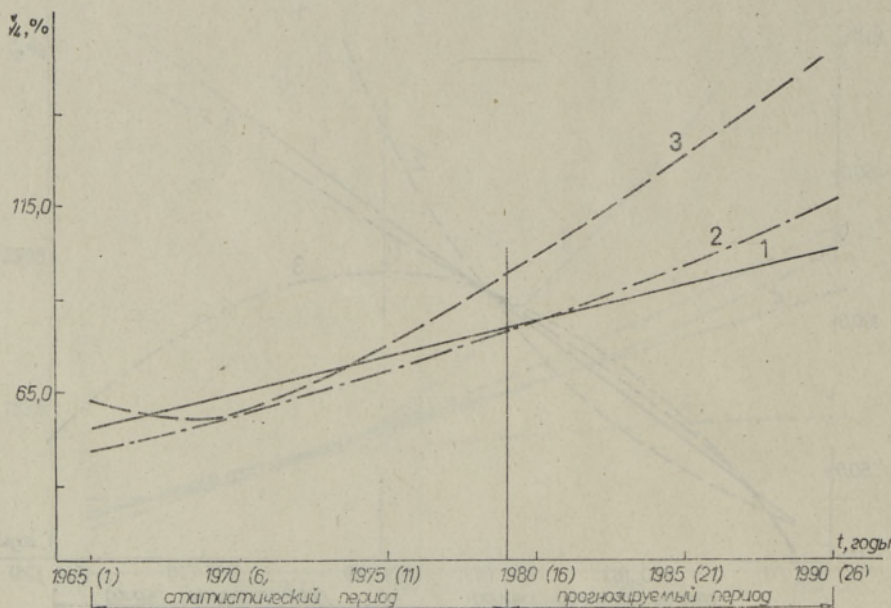


Рис. 7. Экстраполяционные прогнозы имиссии сажи по времени (вариант Б), относительно 1970 г.  $1 - y = 0,054 + 0,002 t$ ,  $2 - y = 0,049 e^{0,034t}$ ,  $3 - y = 0,065 + 0,007 t - 0,025 \ln t$ .

полагать, что невероятно большие значения имиссий были получены при однократном измерении максимальной концентрации его в воздухе, а зафиксированы как среднегодовые. В данном случае при подборе подходящей трендовой модели мы имеем хорошую возможность сравнить между собой две модели с различной длительностью выборки статистических данных. При равных формальных критериях оценки предпочтительнее отдается модели варианта А как наиболее достоверной.

Как видно из табл. 1, имиссия фенола в последние годы держится на постоянном уровне. Видимо, можно полагать, что тенденция развития загрязненности им стабилизировалась и имиссия фенола будет в будущем иметь такие же значения. Следовательно, фенол можно исключить из числа рассматриваемых загрязняющих веществ и ограничиться остальными пятью.

Временные ряды имиссий пыли, сернистого ангидрида, угарного газа, сажи и окислов азота выравнивались с помощью следующих простых функций [13]: линейной, линейно-логарифмической, экспоненциальной, параболической и степенной. Оценка параметров этих функций методом наименьших квадратов дает следующие модели (значимые по  $F$ -критерию при разных уровнях вероятности ошибки) для всех загрязняющих веществ, кроме окислов азота, которые представлены в табл. 2 и 3. Можно полагать, что для имиссии окислов азота статистическая выборка является недостаточной.

Для облегчения выбора типа функции изобразим временные ряды пыли, сернистого ангидрида, угарного газа и сажи графически (рис. 1—7) на основе уравнений из табл. 2 и 3. Можно сказать, что при относительно простой конфигурации тенденции развития визуальный подход дает вполне удовлетворительные результаты [11].

Для выбора наиболее подходящей модели по вышеотмеченным формальным критериям ( $S$  и  $R$ ) сравним между собой все имеющиеся

Таблица 4

Экстраполяционные прогнозы имиссий некоторых загрязняющих веществ по времени для Таллина до 1990 г.

Загрязняющее вещество	Год прогноза	Порядковый номер прогнозного года $t$	Прогноз среднегодовой имиссии относительно 1970 г. $\hat{y}$ , %	Темп прироста прогнозируемой имиссии относительно 1978 г. $(\hat{y}_t/\hat{y}_{1978}-1) \cdot 100\%$ , %
По трендовой модели $y_1 = 0,35666 + 0,01720 t - 0,15499 \ln t$				
Пыль	1978	9	42,8	0
	1980	11	43,5	1,8
	1985	16	50,5	18,1
	1990	21	61,5	43,9
По трендовой модели $y_2 = 0,12111 + 0,00667 t$				
SO <sub>2</sub>	1978	9	139,2	0
	1980	11	149,2	7,5
	1985	16	175,4	26,0
	1990	21	200,8	44,3
По трендовой модели $y_3 = 2,16550 + 0,57276 t$				
CO	1978	14	127,3	0
	1980	16	141,6	10,8
	1985	21	177,4	39,2
	1990	26	213,3	67,6
По трендовой модели $y_4 = 0,06304 + 0,02882 t - 0,09259 \ln t$				
Сажа	1978	9	119,0	0
	1980	11	158,0	32,8
	1985	16	268,0	124,8
	1990	21	386,0	224,8

функции двух вариантов (для всех веществ). Для определения имиссии пыли наилучшей оказывается линейно-логарифмическая функция варианта А, у которой значение остаточного среднеквадратического отклонения наименьшее, а коэффициент парной корреляции наибольший. Для сернистого ангидрида наименьшее значение  $S$  получено с помощью линейной функции варианта А, несмотря на то что по значению  $R$  вариант А уступает варианту Б. Для сажи явно наиболее подходящим типом функции является линейно-логарифмический тип варианта А.

При изучении тенденции развития загрязненности окисью углерода пришлось ограничиться трендовыми моделями, полученными только при выравнивании большего периода статистической выборки (т. е. вариантом Б). Из четырех функций, значимых по  $F$ -критерию, на основе остаточного среднеквадратического отклонения наилучшей можно считать экспоненциальную (см. табл. 3), значение  $S$  ( $S=0,51344$ ) у которой значительно меньше, чем у параболической ( $S=1,81290$ ), линейной ( $S=1,82890$ ) и линейно-логарифмической ( $S=1,90040$ ) моделей. В то же

время на основе графических изображений (рис. 5) можно сказать, что при экспоненциальной функции тенденция развития имеет слишком резкий подъем. Также не подходит параболическая форма взаимосвязи. Из двух оставшихся функций (линейной и линейно-логарифмической) предпочтение отдается линейной, так как у нее значение остаточного среднеквадратического отклонения меньше.

Таким образом, с помощью регрессионного анализа и последующего

Таблица 5

Сравнение фактической и прогнозируемой загрязненности  
воздуха Таллина

Загрязняющее вещество	Рассматри- ваемый год $t$	Экстраполя- ционный про- гноз по вре- мени средне- годовой имис- сии относи- тельно 1970 г. $\dot{y}$ , %	Фактическая имиссия года сравнения (1978) и двух предыдущих годов относи- тельно 1970 г. $y$ , %
Пыль	1976		50,0
	1977		50,0
	1978	42,8	50,0
	1980	43,5	
	1985	50,5	
	1990	61,5	
Сернистый ангидрид	1976		100,0
	1977		138,5
	1978	139,2	146,2
	1980	149,2	
	1985	175,4	
	1990	200,8	
Угарный газ	1976		112,5
	1977		87,5
	1978	127,3	125,0
	1980	141,6	
	1985	177,4	
	1990	213,3	
Сажа	1976		80,0
	1977		90,0
	1978	119,0	—
	1980	158,0	
	1985	268,0	
	1990	386,0	
Фенол	1976		100,0
	1977		100,0
	1978	100,0	100,0
	1980	100,0	
	1985	100,0	
	1990	100,0	

Примечание. Данные 1978 г. взяты за основу при сравнении.

выбора моделей для прогнозирования будущих значений имиссий пыли, сернистого ангидрида, окиси углерода и сажи получены наиболее подходящие трендовые модели (табл. 4 и рис. 1, 3, 5 и 6).

### 3. Прогнозы загрязненности воздуха Таллина до 1990 г.

Экстраполяционное прогнозирование загрязненности воздуха базируется на сохранении общей тенденции развития среднегодовых имиссий основных загрязняющих веществ и в перенесении полученных трендов на будущее. Прогноз загрязненности воздуха получается путем подстановки в выбранную нами трендовую модель численных значений независимого переменного — времени (т. е. порядкового номера года прогноза). Прогноз, таким образом, представляет собой оценку возможного среднего значения загрязненности воздуха [11].

Графическое представление прогнозов четырех вышеотмеченных загрязняющих веществ по всем значимым по  $F$ -критерию трендовым моделям дано на рис 1—7. Выясняется, что не все модели пригодны для конечного прогноза. По наиболее подходящим моделям вычислены прогнозы для 1978, 1980, 1985 и 1990 гг. (см. табл. 4). Значения прогнозов имиссий пыли, сернистого ангидрида, окиси углерода и сажи приведены относительно 1970 г.

По всем загрязняющим веществам, кроме пыли, к 1990 г. можно ожидать повышения значений среднегодовых имиссий. Для имиссии фенола можно в будущем предполагать относительное постоянство и в первом приближении считать его значения в течение всего прогнозируемого периода равными значению 1970 г.

Для окислов азота статистическая выборка оказалась слишком маленькой, вследствие чего статистически значимых трендовых моделей для прогнозирования не удалось получить.

Для оценки достоверности результатов экстраполяционного прогнозирования загрязненности воздуха по времени прогнозируемые имиссии загрязняющих веществ сравниваются с фактическими имиссиями последнего года статистического периода (1978 г.).

Чтобы избежать неверного понимания, которое может возникнуть при сравнении запрогнозированных имиссий с фактическими имиссиями одного года (являющимися по содержанию случайными величинами в статистическом временном ряду), приложены значения имиссий загрязняющих веществ двух предыдущих лет (табл. 5).

При сравнении запрогнозированных на 1978 г. имиссий загрязняющих веществ с их фактическими значениями выясняется, что они для всех веществ относительно хорошо совпадают. Так, учитывая точность современной технической аппаратуры измерения (значения загрязняющих веществ редко превышают 1/10 или 1/100 мг на 1 м<sup>3</sup> анализируемого воздуха), может на первоначальной стадии исследования вполне удовлетвориться полученными прогнозами.

### 4. Заключение

Описан статистический анализ загрязненности воздуха городов (на примере Таллина) в целях приближенного прогнозирования будущих ее значений. С помощью корреляционного и регрессионного анализов для каждого изучаемого загрязняющего вещества выбираются наиболее подхо-

дящие трендовые модели. Предполагается, что эти модели действительны и в будущем и с их помощью можно прогнозировать значения имиссий различных загрязняющих веществ.

Рассматриваемый способ позволяет выявить общие тенденции развития загрязненности воздуха во времени в зависимости от антропогенного влияния, т. е. экономической деятельности человека, на основе которых можно рассчитать загрязненность атмосферы в будущем, если она и в дальнейшем будет протекать так же, как до сих пор.

Выясняется, что экстраполяционные прогнозы по времени, несмотря на относительно небольшую достоверность при прогнозировании среднегодовых имиссий загрязняющих веществ, дают вполне удовлетворительные результаты. В условиях существования системы измерения и регистрации имиссий основных загрязняющих городской воздух вредных веществ экстраполяционные методы могли бы служить относительно простым, дешевым и в то же время быстрым способом прогнозирования состояния среды для различных ведомств, занимающихся вопросами охраны окружающей среды. Однако эти прогнозы следует обязательно дополнить прогнозами, учитывающими влияние многих источников загрязнения (см. напр. [10]), что позволяет составлять прогнозы загрязненности воздуха с большей достоверностью и на более продолжительное время.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Охрана окружающей среды (модели управления чистотой природной среды). Под ред. К. Г. Гофмана и А. А. Гусева. М., 1977.
2. Методические указания к разработке государственных планов развития народного хозяйства СССР. М., 1974.
3. Гофман К. Г. Социалистическое природопользование как объект управления. — Экономика и матем. методы, 1979, т. XV, вып. 1, с. 5—20.
4. Гофман К. Г. Экономическая оценка природных ресурсов в условиях социалистической экономики (Вопросы теории и методологии). М., 1977.
5. Лемешев М. Я., Ушаков Е. П. О природоохранных задачах экономического развития. — Экономика и матем. методы, 1979, т. XV, вып. 1, с. 21—30.
6. Раяцкас Р. Л., Суткайтис В. П. Моделирование экономической динамики с учетом загрязнения окружающей среды. — Экономика и матем. методы, 1979, т. XV, вып. 1, с. 45—57.
7. Федоренко Н. П. Некоторые вопросы теории и практики планирования и управления. М., 1979.
8. Гусев А. А. Некоторые вопросы моделирования воспроизводства окружающей среды. — В кн.: Экономические проблемы оптимизации природопользования. М., 1973, с. 60—73.
9. Гусев А. А. Проблемы совместного прогнозирования развития экономики и охраны атмосферы. — Экономика и матем. методы, 1979, т. XV, вып. 1, с. 31—44.
10. Калласте Т. Об одной модели прогнозирования загрязненности воздуха региона. — Изв. АН ЭССР. Обществ. н., 1979, т. 28, № 3, с. 181—190.
11. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. Изд. 2-е, перераб. и доп. М., 1977.
12. Петерсен И., Кукс Я., Вийкманн Э. и др. Прикладные программы по тематической статистике для ЭВМ «Минск-32». Таллин, 1977.
13. Анчишкин А. И. Прогнозирование роста социалистической экономики. М., 1973.

T. KALLASTE

**ÕHU SAASTUMISE EKSTRAPOLATSIOONPROGNOOSIMINE AJA JÄRGI**  
(Tallinna näite varal)

Õhu saastumise esialgseks ja ligikaudseks prognoosimiseks võib edukalt kasutada statistilist modelleerimist, tuginedes seejuures korrelatsioon- ja regressioonanalüüsile.

Käesolevas artiklis on õhu saastumist käsitletud sõltuvana ajast kui üldistavast muutujast, kõrvale on jäetud saasteallikate analüüs. Regressioonanalüüsil sobivaimaiks osutunud trendimudelite abil on koostatud prognoose Tallinna õhu saastumise kohta tolmu, vääveldioksiidi, vingugaasi, tahma ja fenooliga 1990. aastani. Esitatud käsitlusviis on hõlpsasti rakendatav suvalise linna puhul, mistõttu ta sobib esmaseks abivahendiks keskkonniakaitseorganitele ja linnaplaneerijaile. Tema peamine eesmärk on näidata need tegevusloigud, kus õhu saastumise seniste tendentside jätkudes tuleks esmajärjekorras rakendada vastuabinõusid.

*Eesti NSV Teaduste Akadeemia*  
*Majanduse Instituut*

Toimetusse saabunud  
1. II 1980

T. KALLASTE

**EXTRAPOLATION FORECASTING OF AIR POLLUTION BY TIME**  
(with reference to Tallinn)

Statistical modelling with correlation and regression analyses can successfully be used for preliminary and approximate forecasting of air pollution.

The present paper studies air pollution relative to a general variable — time, disregarding air pollution sources.

Applying trend models which proved to be the most suitable in the course of regression analysis (presented also graphically), forecasts for the most important air pollutants — dust, sulphur dioxide, carbon monoxide, soot and phenol, were compiled for the city of Tallinn up to 1990.

The method is easily applicable for any town, thus it can serve as a handy tool of environmental protection agencies and town planners.

*Academy of Sciences of the Estonian SSR*  
*Institute of Economics*

Received  
Feb. 1, 1980