

Хельдур САНДЕР

## ГОРОДСКИЕ ДРЕВЕСНЫЕ НАСАЖДЕНИЯ. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕЛИЧИН ПЛОЩАДИ И НЕКОТОРЫЕ ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ И ЭКОЛОГИЧЕСКИЕ ВЗАИМОСВЯЗИ (НА ПРИМЕРЕ ТАЛЛИНА)

В эстетическом, рекреационном и экологическом смысле самые ценные зеленые территории города — древесные насаждения (леса, парки, сады и др.). То, что эти территории невелики по размерам, раздроблены, различаются формой и границей контактности, степенью изрезанности и компактности, — результат влияния концентрированных антропогенных факторов.

Показатели территориальной дифференциации подчиняются пространственной закономерности природных (лесов, парков и т. д.) и антропогенных территорий и изменяются в зависимости от изменения общей величины площади, а также — величины и количества площадей отдельных участков. Так, от величины площади древесных насаждений зависят степень фильтрации, количество видов флоры и фауны, видовое разнообразие, эффективность микроклимата и распространение транспортного шума и загрязнения (Краснощекова, Чернавская, 1974; Davis, Glick, 1978; Faeth, Kane, 1978; Grey, Deneke, 1978; Sukopp, Werner, 1983).

Для изучения раздробленности и распределения площади лесов и парков были использованы картографические методы исследования и математико-статистические модели (Салищев, 1955, 1982; Бочаров, Николаев, 1957; Червяков, 1966; Бочаров, 1971; Берлянт, 1978; Жуков, Сербенюк, Тикунов, 1980 и др.).

Объектом исследования была совокупность древесных растений, отмеченная на топографической карте условным знаком «лес» и характеризующаяся определенными признаками по составу пород, возрасту, высоте, толщине, густоте, сомкнутости полога и т. д. (Бочаров, 1966; 1971; Бочаров, Самойлович, 1964). Условные знаки леса применяются и для обозначения на карте сплошного насаждения (средняя высота 4 м и более, площадь не менее 10 мм<sup>2</sup>), полог которого так сомкнут, что просветы между кронами составляют меньше, чем два диаметра кроны (Условные знаки..., 1977). Условным знаком леса мы обозначаем на карте и покрытые густой древесной растительностью кладбища, отнесенные нами вместе с лесом к территории насаждений (рис. 1).

Величины площадей, занятых под насаждением, измеряли в пределах Таллина на территории 165,1 км<sup>2</sup> (Таллин..., 1982) графическим и механическим способами с помощью точечной палетки и полярного планиметра (Волков, 1950; Маслов, 1955; Randjärv, Potter, 1977).

Для того, чтобы свести к минимуму частичное перекрытие разных видов городского землепользования, мы взяли за исходный наименьший **участок насаждения**, непересеченный дорожно-уличной (в том числе железнодорожной) сетью, реками Пирита и Тискре, каналами

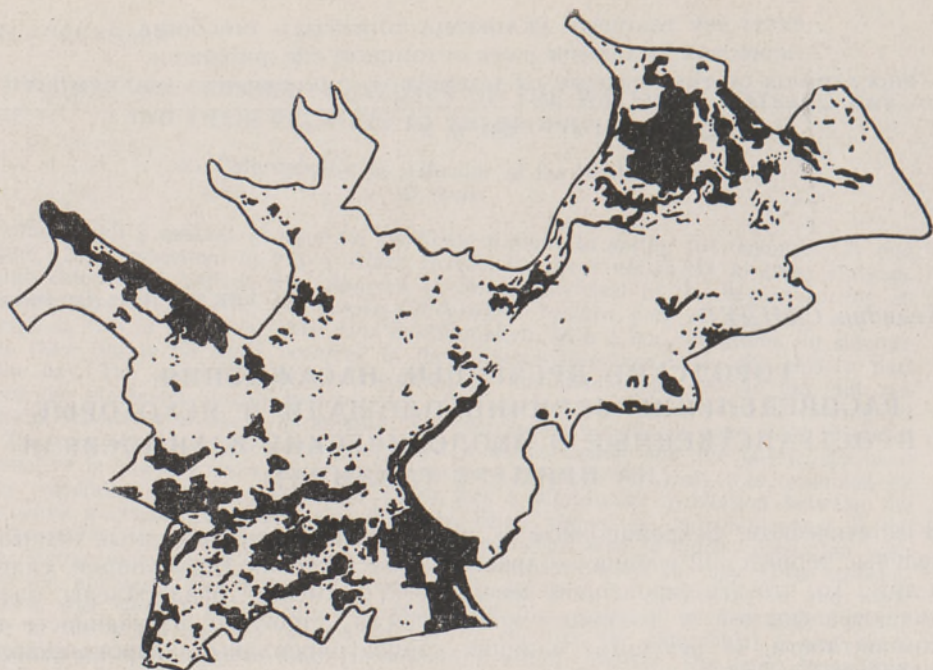


Рис. 1. Распространение территории насаждений в пределах Таллина в 1973 г.

оз. Юлемисте и линиями электропередач. Расчлененность обусловлена в основном расположением дорожно-уличной и железнодорожной сетей.

Для изучения зависимости площади отдельных насаждений от густоты перечисленных выше линейных объектов мы использовали картографический эксперимент: соединили на топографических картах площади участков насаждения, разъединенные дорожно-уличной и железнодорожной сетями, реками Пирита и Тискре и каналами оз. Юлемисте, и назвали их **сложными массивами** (территориально раздробленные). Участки насаждения, входящие в состав сложных массивов,



Рис. 2. Пример распространения различно ограниченных и размещенных насаждений на городской территории. *A* — участки насаждений ( $A_1$  — отдельные,  $A_2$  — частные). *B* — массивы насаждений ( $B_1$  — простые,  $B_2$  — сложные). *C* — газоны (территория с травянистой растительностью между зданиями) с отдельными деревьями. *D* — дорожно-уличная сеть. *E* — здания и внутриквартальные дороги. *F* — река.

называются **частными**, а те, которые не входят в их состав, — **отдельными участками** или **простыми массивами насаждения** (территориально цельные). Сложные и простые массивы вместе рассматриваются как **массивы насаждения** (рис. 2, схема). При определении терминов в ходе анализа территориальных изменений связи дорожно-уличной сети мы исходили из работы Р. Каска (Kask, 1972).

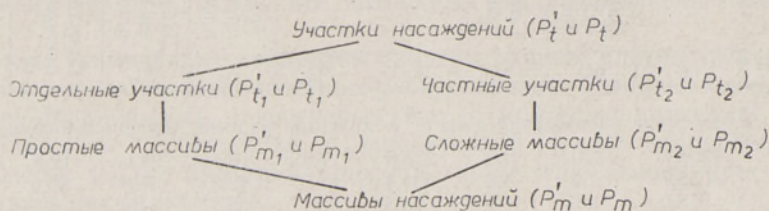


Схема. Взаимная связь различно ограниченных и размещенных территорий насаждений. Все приведенные территории рассматриваются вместе с другими видами землепользования, расположенными в пределах общего контура насаждений (знак  $'$ ), и без них.

При сравнении (табл. 1) параметров, характеризующих отдельные контуры насаждений, выясняется, что насаждения города многочисленны и раздробленны. Вычисляя по Симмонсу индекс раздробленности ( $FI$ ), использовали формулу (King, Burton, 1982):

$$FI = \frac{\sum a^2}{A^2},$$

где  $a$  — площадь отдельных участков (контуров),  $A$  — суммарная площадь.

На территории Таллина мы насчитали 1020 участков и 555 массивов насаждения (рис. 3), общая величина площади которых вместе с площадью землепользования других видов ( $S'$ ) внутри общего контура насаждения составляет 3058,7 га (18,5% территории города), а без них ( $S$ ) 2899,8 га (17,6%). Средние данные соответственно 3,0 и 5,5 га. Общее число участков насаждения (1020, площадью 3058,7 га) состоит из 466 (45,7%) отдельных участков общей площадью 578 га (18,9%) и 554 частных (54,3%) площадью 2480,7 га (81,1%). Массивы насаждения (555) состоят из 466 простых (84,1%) и 89 сложных (15,9%), полученных путем объединения частных участков. Таким образом, при учете дорожно-уличной и речной сетей число территорий насаждений уменьшилось (от 554 до 89), а средняя площадь увеличилась (от 4,5 до 27,9 га) в 6,2 раза.

Общая и средняя площади (соответственно 2480,7 и 4,5 га) и число частных участков насаждения (554), расположенных по обе стороны названных линейных объектов, стали меньше тех же данных для отдельных участков насаждения, расположенных главным образом в отдалении (соответственно в 4,3; 3,8; 1,2 раза). Это уменьшение площади обусловлено вмешательством человека — его деятельностью по увеличению видов землепользования.

По числу встречаемости на первом месте — небольшие участки (рис. 3), что объясняется, во-первых, существованием предела обозначению малых объектов (минимальная протяженность их на карте 0,2—0,3 мм; Берлянт, 1978) и, во-вторых, особенностями городского ландшафта. Чтобы показать, как отражается изменение распределений различных площадей насаждений в вероятностно-статистических моделях, мы использовали **модель плотности вероятности**, для состав-

## Некоторые параметры величин площадей контуров городских насаждений

Насаждение	Суммарная площадь	Число отдельных контуров	Средняя площадь	Максимальная площадь		Три наибольших величины площадей	Пять наибольших величин площадей	Стандартное отклонение	Индекс Симмонса FI
	га			га	%				

## Территории насаждений вместе с другими видами землепользования

$P'_t$	3058,7	1020	3,0	238,6	7,8	18,6	24,6	12,8	0,019
$P'_m$	3058,7	555	5,5	534,4	17,5	42,8	57,8	36,6	0,082
$P'_{t_1} (P'_{m_1})$	578,0	466	1,2	73,3	12,7	25,7	31,2	4,7	0,033
$P'_{t_2}$	2480,7	554	4,5	238,6	9,6	23,0	30,4	16,7	0,027
$P'_{m_2}$	2480,7	89	27,9	534,4	21,5	52,8	71,2	87,5	0,122

## Территории насаждений без других видов землепользования

$P_t$	2899,8	1020	2,8	209,5	7,2	18,5	27,0	12,0	0,018
$P_m$	2899,8	555	5,2	507,2	17,5	43,1	57,5	34,7	0,081
$P_{t_1} (P_{m_1})$	564,9	466	1,2	70,3	12,4	25,7	31,4	4,6	0,032
$P_{t_2}$	2334,9	554	4,2	209,5	9,0	23,0	30,1	15,6	0,026
$P_{m_2}$	2334,9	89	26,2	507,2	21,7	53,5	71,4	83,0	0,124

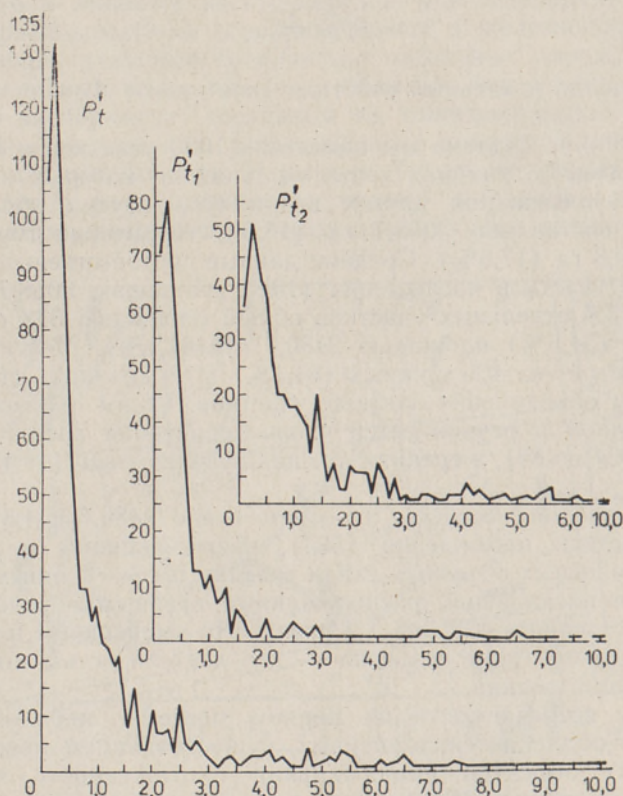


Рис. 3. Число встречаемости насаждений разных площадей.  $P'_t$  — участки насаждений.  $P'_{t_1}$  — отдельные участки.  $P'_{t_2}$  — частные участки. По горизонтальной оси — площадь насаждений, га.

ления которой применяли величины интервального ряда. Поскольку частота изменения ( $f$ ) при малых величинах площадей больше, чем при крупных, выбраны неравные интервалы и вычислена относительная плотность распределения, т. е. относительное число отдельных насаждений ( $w'$ ) на единицу ширины интервала площадей. При этом мы следовали выдвинутому ранее принципу, что число интервалов не должно превышать логарифм числа наблюдений более чем в 5 раз и одновременно следили за тем, чтобы все интервалы были заполнены (Хаггет, 1968).\*

По методу наименьших квадратов найдены модели плотности вероятности и вычислено их теоретическое распределение. Эмпирическое распределение сравнивалось с теоретическим (с помощью критерия Пирсона  $\chi^2$ ), которое не относится к определенной форме распределения (Тойн, Ньюби, 1977). Критерий Пирсона также использован при определении пригодности подбора.

Формула для вычисления  $\chi^2$  найдена по критерию согласия частоты (Боярский, 1961)

$$\chi^2 = \sum \left[ \frac{(f_i - f'_i)^2}{f'_i} \right]. \quad (1)$$

Так, если  $f_i = w_i n$ ,  $f'_i = n P_i$ , то

$$\chi^2 = n \sum \left[ \frac{(w_i - P_i)^2}{P_i} \right], \quad (2)$$

а если  $w_i = w'_i \Delta x_i$  и  $P_i = P'_i \Delta x_i$ , то

$$\chi^2 = n \sum \left[ \frac{(w'_i - P'_i)^2}{P'_i} \cdot \Delta x_i \right]. \quad (3)$$

Степени свободы ( $k$ ) найдены по формуле М. К. Бочарова (1971) и М. И. Липкина (1972)

$$k = i - c - 1, \quad (4)$$

где  $i$  — число интервалов ряда, в который сгруппированы эмпирические данные,  $c$  — количество оцениваемых параметров формулы при вычислении теоретической кривой.

Для определения критерия  $\chi^2$  использованы уровни достоверности 0,95 и 0,99 вероятностей (табл. 2). Нами найдено, что наилучшим образом распределение площади насаждений описывается следующими моделями плотности вероятности: 1) при распределении величины площади участков насаждения

$$y = ax^{-(b-c \log x + d \log^2 x)}, \quad (5)$$

где  $x$  — площадь насаждения в гектарах (средняя величина интервала) и

$$y = \frac{f_i}{n \Delta x_i}, \quad (6)$$

\* Изменения величины площади насаждения считаем непрерывными и величины интервалов следующими: 1) 0—1,0; 2) 1,1—2,0; 3) 2,1—3,0; 4) 3,1—5,0; 5) 5,1—10,0; 6) 10,1—15,0; 7) 15,1—20,0; 8) 20,1—25,0; 9) 25,1—50,0; 10) 50,1—75,0; 11) 75,1—100,0; 12) 100,1—325,0; 13) 325,1—550,0.

Модели плотности вероятности распределения площадей насаждений в пределах Таллина (1973)

Номер формулы	Терпитория насаждений	Модели плотности вероятности распределения площадей насаждений	Область применения, га	Коэффициент корреляции в логарифмическом виде	$\chi^2_{\text{эмп.}}$	Степени свободы	$\chi^2_{0,05}(\chi^2_{0,01})$
Площади насаждений с другими видами землепользования (I)							
1.	$P'_t$	$y = 0,224x - (1,626 - 0,068 \log x + 0,067 \log^2 x)$	$0,5 \leq x \leq 212,5$	0,998	15,05	8	15,5
2.	$P'_{m_1}$	$y = 0,220x - (1,856 - 0,093 \log x)$	$0,5 \leq x \leq 437,5$	0,997	15,39	9	16,9
3.	$P'_{m_2}$	$y = 0,321x - (1,345 + 0,013 \log x)$	$1,25 \leq x \leq 437,5$	0,925	12,66	5	11,1 (15,1)
4.	$P'_{t_2}$	$y = 0,242x - (1,312 + 0,178 \log x)$	$0,5 \leq x \leq 212,5$	0,996	16,72	9	16,9
5.	$P'_{t_1} (P'_{m_1})$	$y = 0,209x - 1,979$	$0,5 \leq x \leq 50,0$	0,965	6,22	5	11,1
Площади насаждений без других видов землепользования (II)							
1.	$P_t$	$y = 0,217x - (1,665 - 0,112 \log x + 0,079 \log^2 x)$	$0,5 \leq x \leq 212,5$	0,998	11,28	8	15,5
2.	$P_m$	$y = 0,219x - (1,845 - 0,089 \log x)$	$0,5 \leq x \leq 437,5$	0,998	11,45	9	16,9
3.	$P_{m_2}$	$y = 0,312x - (1,332 + 0,018 \log x)$	$1,25 \leq x \leq 437,5$	0,994	8,80	5	11,1
4.	$P_{t_2}$	$y = 0,233x - (1,339 + 0,166 \log x)$	$0,5 \leq x \leq 212,5$	0,997	16,43	9	16,9
5.	$P_{t_1} (P_{m_1})$	$y = 0,208x - 1,983$	$0,5 \leq x \leq 50,0$	0,996	4,63	5	11,1

где  $f_i$  — частота (число встречаемости) насаждений в интервалах площадей;  $n$  — общее число насаждений;  $\Delta x_i$  — ширина интервала площади в гектарах;  $a, b, c, d$  — эмпирические коэффициенты; 2) при распределении величины площади массивов и сложных массивов, а также частных участков насаждений,

$$y = ax^{-(b+c \log x)} \quad (7)$$

и 3) при распределении величины площади простых массивов (отдельных участков) насаждения

$$y = ax^{-b} \quad (8)$$

Все указанные формулы характеризуют убывающие кривые с крайней левой асимметрией. Поведение функции (5) зависит от знаков и величин  $c$  и  $d$ . При распределении величины площади участков насаждения в основе конкретных моделей (табл. 2)  $c < 0$  и  $d > 0$ . Нами найдено, что если  $x < 1,0$  или  $1,0 < x \leq 10,3$  га (при  $P'_t$ ) и  $x < 1,0$  или  $1,0 < x \leq 26,2$  га (при  $P_t$ ), то кривые убывают медленнее, а если  $x > 10,3$  га (при  $P'_t$ ) и  $x > 26,2$  га (при  $P_t$ ), то они убывают быстрее, чем показывает параметр  $b$ . Так что исключение других площадей из контура насаждений сдвигает точку перегиба от 10,3 до 26,2 га, т. е. в 2,5 раза.

При функции (7) убывание зависит от параметра  $c$ . Если  $c < 0$  и  $x < 1,0$  га, то убывание происходит быстрее, если же  $x > 1,0$  га, то медленнее. Если  $c > 0$  и  $x < 1,0$  га, то убывание медленнее, а если  $x > 1,0$  га, то быстрее, чем показывает параметр  $b$ . Если сравнивать распределение величин площадей насаждения, расположенных вместе с другими видами землепользования внутри контура насаждения, и распределение площадей без других видов, то видно, что в последнем случае параметр  $b$  возрастает (количество маленьких площадей больше) и лучше описывается соответствующими отношениями.

Поскольку значения переменных сильно различаются по интервалам распределения, то правильнее выражать их в графическом логарифмическом виде (Тойн, Ньюби, 1977). Полученные кривые (рис. 6) лучше отражают темп уменьшения плотности вероятности при увеличении площади насаждения. Чем круче кривая, тем интенсивнее уменьшение плотности вероятности на соответствующем отрезке кривой. В логарифмическом виде распределение отдельных участков насаждения описывается кубической параболой логарифмического вида:

$$\log y = \log a - b \log x + c \log^2 x - d \log^3 x \quad (9)$$

Поведение функции (9) зависит от знаков  $d$  и  $\Delta = 3bd - c^2$ . Поскольку по нашим данным  $d < 0$  и  $\Delta > 0$ , то функция монотонно убывает. Распределение площадей массивов и сложных массивов, а также частных участков насаждения описывается квадратной параболой логарифмического вида:

$$\log y = \log a - b \log x + c \log^2 x \quad (10)$$

Если  $c < 0$  (для сложных массивов и частных участков насаждения), то кривые убывают быстрее (функция вогнутая, возрастающая), а если  $c > 0$  (для массивов насаждения), то медленнее (функция выпуклая, убывающая), чем показывает параметр  $b$ . Распределение площади простых массивов (отдельных участков) насаждения имеет линейную логарифмическую функцию

$$\log y = \log a - b \log x \quad (11)$$

Поскольку распределение величины площади участков и массивов, а также частных участков и сложных массивов с вычисленными параметрами (табл. 2) отклоняется от гиперболических (убывающих сте-

пённых) соотношений, то в логарифмическом виде оно характеризуется отклонением от линейных функций (рис. 4, 5).

Выяснено, что по-разному ограниченные (участки и массивы — частные и сложные) и размещенные (частные и отдельные участки) насаждения имеют разные размеры (площади) контуров, которые отражают разные параметры и переменные в различных статистических моделях плотности вероятности.

Если сравнивать распределения величин площадей по-разному ограниченных (расположенных) насаждений в городе, с точки зрения «островной» биогеографии (Davis, Glick, 1978), то видно, что соотношения (табл. 2) косвенно отражаются на «островном» эффекте местообитаний городского насаждения. Таким образом, распределение величины площади отдельных участков (простых массивов) насаждения как менее крупных и изолированных описывается гиперболическим соотношением (формулы I 5 и II 5 в табл. 2), а в других случаях оно отклоняется от гиперболического.

При изучении микроклиматической эффективности известно, что

$$\Delta T = \alpha S^{\beta}, \quad (12)$$

где  $\Delta T$  — разность между температурой воздуха внутри массива древесных насаждений и температурой воздуха в незелененной застройке

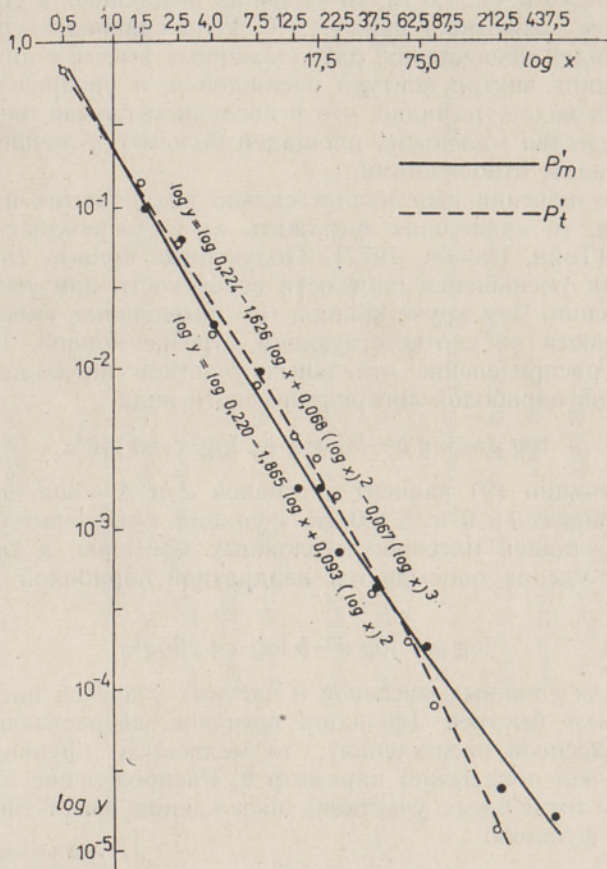


Рис. 4. Плотность вероятности распределения площади участков ( $P'_t$ ) и массивов ( $P'_m$ ) по логарифмическому графику. По оси  $y$  — плотность распределения, т. е. относительное число насаждений на единицу интервала. По оси  $x$  — площадь насаждений (средняя величина интервала), га.



(°C),  $S$  — площадь зеленого массива (га),  $\alpha$  и  $\beta$  — эмпирические коэффициенты, равные соответственно в Москве 2,1 и 0,13 (Краснощекова, Чернавская, 1974) и при максимальной температуре ( $\Delta T_{\text{макс.}}$ ) в Токио 2,5 и 0,50 (Kawamura, Suzuki, 1983).

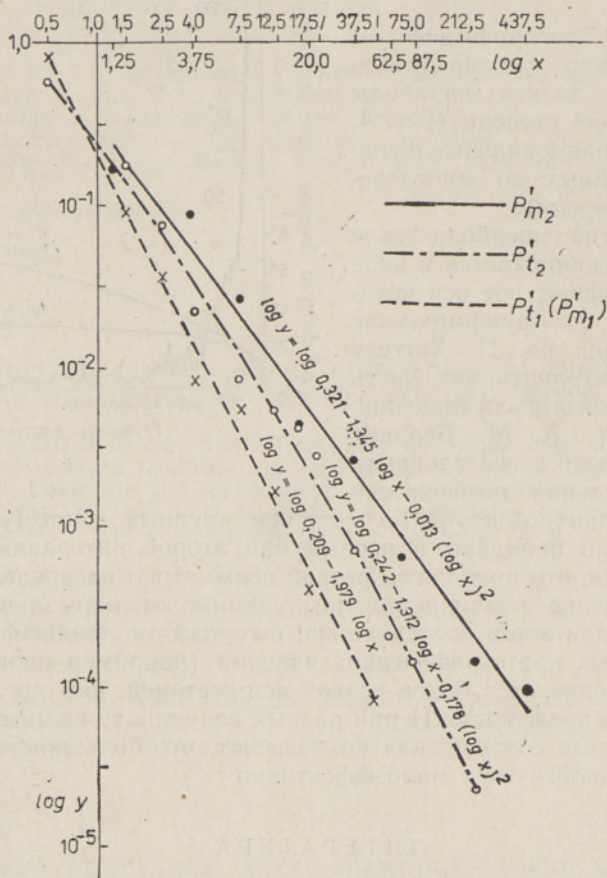


Рис. 5. Плотность вероятности распределения площади отдельных участков ( $P'_{t_1}$ ) или простых массивов ( $P_{m_1}$ ), частных участков ( $P'_{t_2}$ ) и сложных массивов ( $P'_{m_2}$ ) насаждений по логарифмическому графику. Обозначения осей см. на рис. 4.

Изучая видовую зависимость насекомых от площади парков, нашли, что

$$S = CA^z, \quad (13)$$

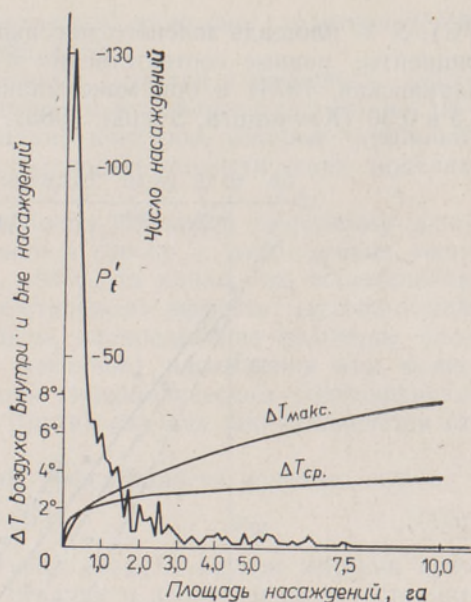
где  $S$  — число видов,  $A$  — площадь парка. Величина  $z$  в парках г. Цинциннати для двукрылых (*Diptera*) 0,235 и жуков (*Coleoptera*) 0,222 (Faeth, Kane, 1978). Так как распределение площадей насаждений описывается гиперболической или приближенно-гиперболической функцией, то при сравнении величин эмпирических коэффициентов  $b$  с  $\beta$  и  $z$  выясняется, что большинство городских насаждений экологически малоэффективно (рис. 6).

**Заключение.** Анализ с помощью вероятностно-статистических моделей (закон распределений плотности вероятности) показал, что распределение по-разному раздробленных и изолированных величин площади насаждения описывается гиперболическим (убывающим степенным) соотношением (формулы I 5 и II 5 в табл. 2) и соотношениями, отклоняющимися от гиперболических (формулы I 1, 2, 3, 4 и II 1, 2, 3, 4

Рис. 6. Связь между распределением числа насаждений и разностью температур внутри и вне насаждений. ( $T_{\text{макс}}$  по Kawamura, Suzuki, 1983;  $T_{\text{ср.}}$  по Краснощековой, Чернавской, 1974).

в табл. 2). В логарифмическом виде их можно рассматривать как линейные и как параболы третьей и второй степени (рис. 4, 5), т. е. целые рациональные функции (от линейных до многочленов третьей степени).

Случай, когда гиперболическое соотношение изображается в виде прямой на графике, обе оси которого имеют логарифмические шкалы, можно, по П. Хаггету (1968), рассматривать как часть логарифмического распределения. Как отмечает А. М. Берлянт (1978), в практике исследования карт относительная погрешность измерения мелких объектов больше, чем крупных, поэтому все мелкие объекты обычно попадают в первый или второй интервалы сгруппированной выборки, что приводит к резкой асимметрии распределения. Часто это распределение подчиняется логарифмически нормальному закону. Но, как показали наши исследования, в городском ландшафте распределение некоторых картографических явлений (например площади насаждения) характеризуется более резкой асимметрией, чем логарифмически нормальное распределение. И при разных величинах экологических параметров найденные соотношения показывают, что большинство городских насаждений экологически малоэффективно.



## ЛИТЕРАТУРА

- Берлянт А. М. Картографический метод исследования. М., 1978.  
 Бочаров М. К. Основы теории проектирования систем картографических знаков. М., 1966.  
 Бочаров М. К. Методы математической статистики в географии. М., 1971.  
 Бочаров М. К., Николаев С. А. Математико-статистические методы в картографии. М., 1957.  
 Бочаров М. К., Самойлович Г. Г. Математические основы дешифрирования аэроснимков леса. М., 1964.  
 Боярский А. Я. Математика для экономистов. М., 1961.  
 Волков Н. М. Принципы и методы картометрии. М., 1950.  
 Жуков В. Т., Сербенюк С. Н., Тикунов В. С. Математико-картографическое моделирование в географии. М., 1980.  
 Краснощекова Н. С., Чернавская М. М. Роль зеленых насаждений в оздоровлении окружающей среды (на примере Москвы). — В сб.: Влияние местных природно-климатических условий на проектирование городов. (Доклады к конференции «Климат—город—человек»). М., 1974, 33—41.  
 Липкин М. И. Кривые распределения в экономических исследованиях. М., 1972.  
 Маслов А. В. Способы и точность определения площадей. М., 1955.  
 Салищев К. А. О картографическом методе исследования. — Вестн. Моск. ун-та. Сер. физ.-мат. и естеств. н., 1955, № 10.  
 Салищев К. А. Картоведение. М., 1982.  
 Таллин. Краткий энциклопедический справочник. Таллин, 1982.  
 Тойн П., Ньюби П. Методы географических исследований. Выпуск 1. Экономическая география. М., 1977.  
 Условные знаки для топографической карты масштаба 1:10 000. М., 1977.  
 Хаггет П. Пространственный анализ в экономической географии. М., 1968.  
 Червяков В. А. Основы математической статистики в географии. Владивосток, 1966.

- Davis, A. M., Glick, T. F. Urban ecosystems and island biogeography. — *Envir. Cons.*, 1978, 5, 294—304.
- Faeth, H., Kane, T. C. Urban Biogeography. City Parks as Islands for *Diptera* and *Coleoptera*. — *Oecologia*, 1978, 32, 127—133.
- Grey, G. W., Deneke, F. J. Urban Forestry. New York, 1978.
- King, R., Burton, S. Land fragmentation: notes on a fundamental rural spatial problem. — *Prog. Human Geogr.*, 1982, 6, 475—494.
- Kask, R. Põllumaa ruumilised omadused Eesti NSV-s. — *Rmt.: EGS-i aastaraamat* 1970. Tln., 1972, 71—93.
- Kawamura, T., Suzuki, Y. Air temperature difference between park and the surrounding urban area. — *Ann. Rept. Inst. Geosci. Univ. Tsukuba*, 1982 (1983), 9, 39—41.
- Randjärv, J., Potter, H. Pindalade määramine. Tln., 1977.
- Sukopp, H., Werner, P. Urban environments and vegetation. — In: *Man's Impact on Vegetation*. The Hague—Boston—London, 1983, 247—260.

Таллинский ботанический сад

Поступила в редакцию  
6/XII 1983

Heldur SANDER

### LINNAPUISTUD: PINDALAJAOTUS NING MÕNINGAD RUUMILISED JA ÖKOLOOGILISED SEOSSED (TALLINNA NÄITEL)

Uurimuses on vaadeldud mõnede puistualade hulga muutumist ning nende pindala sõltuvust maanteede, tänavate, raudteede, aga ka Tallinna piiresse jäävate suuremate vooluvee (Pirita jõgi, Tiskre oja ja Ülemiste järve kanalite süsteem) ning kõrgepingeliinide koridoride tihedusest. On leitud, et puistutükkide suurusjaotus on kirjeldatav seosega  $y = ax^{-(b+c \log x + d \log^2 x)}$ , kus  $x$  on puistute pindala hektarites,  $a$ ,  $b$ ,  $c$  ja  $d$  on empiirilised koefitsiendid ning  $y = \frac{f_i}{n \Delta x_i}$ , kus  $f_i$  on puistute arv intervallis,  $n$  on puistutükkide koguhulk ja  $\Delta x_i$  on intervalli laius. Olenevalt puistualade erinevast paigutusest maanteede, tänavate, raudteede jne. suhtes on nende alade suurusjaotus kirjeldatav seostega  $y = ax^{-(b+c \log x)}$  ja  $y = ax^{-b}$ .

Võrreldes kirjeldavate seoste empiirilisi koefitsiente kirjanduses toodud andmetega puistute temperatuuride ja putukate arvukuse pindalalise sõltuvuse kohta, selgub, et enamik linnapuistutest on ökoloogiliselt väheefektiivsed.

Heldur SANDER

### URBAN WOODLANDS: AREAL DISTRIBUTION AND SOME SPATIAL AND ECOLOGICAL CONNECTIONS

The paper deals with numerical changes in individual wooded areas and their dependence on the density of highways, streets, railways and the network of major streams within the boundaries of Tallinn (the river Pirita, the brook Tiskre, the canal system of Lake Ülemiste) as well as on the corridors of high-voltage transmission lines.

It was found out that the size distribution of wooded plots as an interval line (relative frequency per interval unit) could be described by the equation

$$y = ax^{-(b+c \log x + d \log^2 x)},$$

where  $x$  — size of wooded plots (average of interval),  $a$ ,  $b$ ,  $c$  and  $d$  — empirical coefficients and  $y = \frac{f_i}{n \Delta x_i}$ . Here  $f_i$  — number of wooded plots in an interval,  $n$  — total number of plots and  $\Delta x_i$  — width of the interval.

Resulting from the different arrangement of wooded plots with regard of the above-mentioned line elements (highways, streets, railways, etc.) the size distributions of these areas can be described by connections

$$y = ax^{-(b+c \log x)} \text{ and } y = ax^{-b}.$$

On the analogy of the latter the dependence of the variations in the temperature of the wooded plots within an area as well as the dependence of the number of several insect species (*Diptera*, *Coleoptera*) may be described (Красношечкова, Чернавская, 1974; Kawamura, Suzuki, 1983; Faeth, Kane, 1978).

Comparing the corresponding empirical coefficients, it turns out that resulting from the above-mentioned line elements, the size distribution of the wooded plots changes faster than the temperature dependence and the number of the insect species in the parks.