

УДК 634.0.15+ 631.46

ИНФОРМАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ ЭЛЕМЕНТОВ
ЭКОЛОГИЧЕСКИХ СИСТЕМ: МИКРОСТАЦИОНАЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ
ДОЖДЕВОГО ЧЕРВЯ *APORRECTODEA ROSEA* В ПОЙМЕ Р.САМАРА

А.В. Жуков, А.Ф. Пилипенко

Днепропетровский национальный университет

В даній роботі розглянуто використання інформаційного аналізу для виявлення найбільш ефективних методів виявлення взаємозв'язків різних елементів екологічних систем. Вищевказаний методичний підхід дає змогу оцінити міру інформаційної цінності тої ви іншої ознаки для біоіндикації властивостей середовища мешкання живих організмів.

ВВЕДЕНИЕ

Развитие почвенной зоологии в Днепропетровском университете за последние пятьдесят лет непосредственно связано с деятельностью Комплексной экспедиции ДГУ по изучению лесов степной зоны Украины.

Первый этап почвенно-зоологических исследований связан с именем А.Г. Топчиева. На протяжении 50-60 годов основные усилия были направлены на изучение фауны почв естественных и искусственных лесных насаждений степной зоны Украины и Молдавии. Были выявлены тенденции изменения фаунистического состава комплексов почвенной мезофауны в зависимости от типологических особенностей лесной растительности. Начиная с 1949 года были проведены сборы почвенных беспозвоночных в Комиссаровском, Грушеватском, Больше-Михайловском, Старо-Бердянском, Алтагирском, Велико-Анадольском, Березовском, Петровском и Рацинском лесных массивах.

Новое направление почвенно-зоологическим работам было придано в связи с разработкой М.С. Гиляровым зоологического метода диагностики почв (Гиляров, 1965). Наиболее сильно этот метод себя проявил для решения спорных вопросов диагностики почв. К такого рода почвам с проблемным диагнозом относятся черноземы лесные, которые формируются под пологом лесной растительности в байраках и на склонах правых берегов рек в степной зоне

Свидетельства правильности этих теоретических положений и практических результатов состоят в том, что они получены при изучении различных размерных групп почвенных животных. Это наннофауна (Булик И.К., Белова Н.А., 1980; Травлеев А.П., Булик И.К., Белова Н.А., Травлеев Л.П., 1981), нанофауна и микрофауна (Травлеев А.П., Апостолов Л.Г., Булик И.К., Шимкина М.А., 1976), мезофауна (Апостолов Л.Г., Травлеев А.П., 1972, 1975; Пилипенко А.Ф., 1979, 1980). Применение различных коэффициентов корреляции основывается на допущении прямолинейности и однонаправленности зависимости того или иного признака от действующего на него фактора, без расчленения влияния последнего на количественные и качественные ступени. При сложной природе взаимодействия явлений коэффициенты корреляции не всегда оказываются состоятельными либо дают ложную информацию о характере и направленности связей (Нешатаев, 1987).

ОБЪЕКТЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

В качестве примера рассмотрим закономерность отклика многих экологических характеристик на воздействие различных факторов внешней среды, моделью которого можно рассматривать зависимость, показанную на рис. 1. По оси абсцисс указаны условные единицы фактора, а по оси ординат - значения экологической характеристики. Если мы будем изучать некоторое явление в области, которая соответствует части кривой левее пика на графике, то мы получим результат, который будет свидетельствовать о положительной связи фактора и экологического отклика. Соответственно, коэффициенты корреляции будут положительными. Если мы получим данные из области правее пика графика, то знак коэффициента корреляции будет обратным, а связь между фактором и откликом - сильной. Только справа или только слева от области пика мы установим сильную связь с разницей в знаке этой связи, то есть в её характере. Если мы охватим всю область действия фактора, то столкнемся с ситуацией, когда коэффициенты корреляции не укажут нам на наличие связи. Таким образом, несмотря на видимость объективности, результаты корреляционного анализа могут сильным образом зависеть зачастую от субъективных обстоятельств. Особое значение это имеет, если полагаться на анализ такого рода зависимостей с помощью корреляционного либо аналогичных или производных методов как на разведочные методы анализа, т.е. в тех случаях, когда природа и структура изучаемого явления не достаточно ясна. Такая ситуация часто встречается в экологических исследованиях.

Сильная сторона подходов к анализу взаимосвязей на основе корреляционных мер связи - более полное использование информации, которая содержится в исходных данных, если соблюдаются необходимые требования к их характеру, а также возможность получить количественные характеристики интенсивности взаимосвязи изучаемых явлений. Трудности применения корреляционного и дисперсионного анализов возникают ещё и тогда, когда состояния изучаемого явления не могут быть выражены строго количественными характеристиками и поэтому не могут быть выстроены в последовательный ряд по увеличению или уменьшению каких-либо качеств явления или фактора. В качестве альтернативы выступают методы, способные анализировать не только связи явления и фактора, но вскрывать наиболее значимые и весомые ступени этого фактора и степень их влияния на определенные классы (градации, состояния) явления, а не только на явление в целом.

Для этих целей может быть использован информационный анализ. При этом величины вероятностей, с которыми обычно имеют дело в традиционной статистике и биометрии, преобразуются в меры информации как особого свойства взаимосвязанных объектов. Характерной особенностью этого метода является то, что он применим к любому, произвольно определенному множеству состояний системы, он не требует таких ограничений, как

линейность, непрерывность, метричность, упорядоченность.

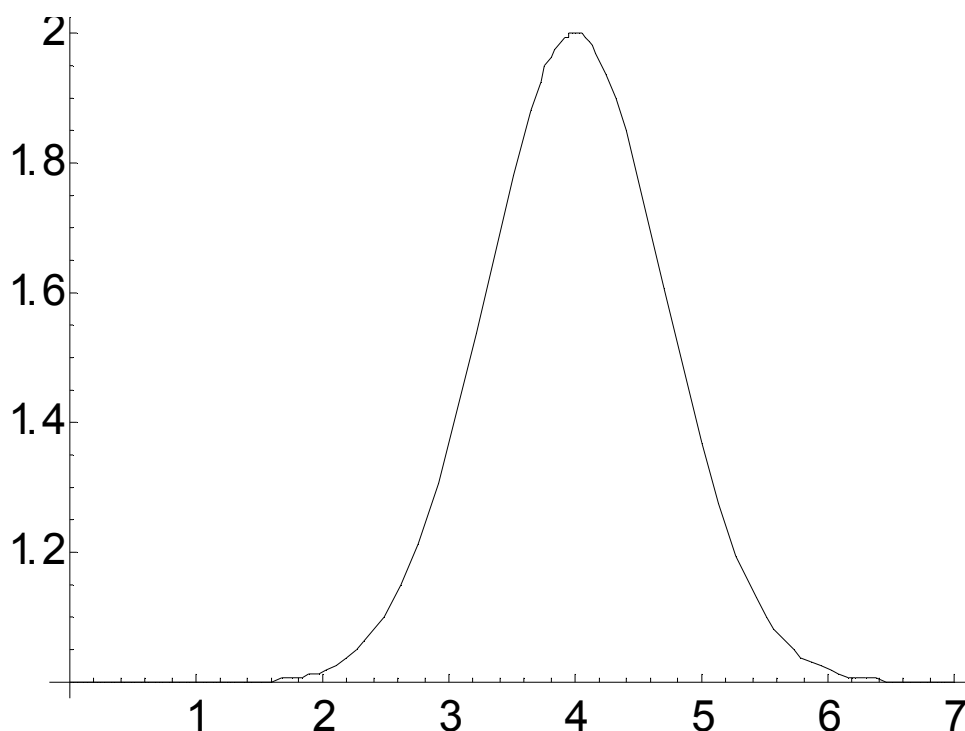


Рисунок 1. Модель отклика экологической функции на воздействие фактора

Основой для вычисления зависимостей явления и факторов согласно классической биометрии, является представление о вероятности события. При этом под вероятностью понимают величину, измеряемую наблюдаемыми частотами случайного события a_i , которая обозначается $p(a_i)$:

$$p(a_i) = n a_i / N,$$

где $n a_i$ - количество встреч a_i в i -классе, а N - общее число встреч во всей совокупности.

Однако, если в обычных статистических анализах оперируют чаще всего непосредственными величинами вероятностей, то в информационном анализе все величины вероятностей переводят в единицы информации через формулу Шеннона. Причем информация о событии a рассматривается как отрицательная энтропия (негэнтропия) и выражается следующим образом:

$$H(a_i) = -p(a_i) \log p(a_i)$$

Поэтому в дальнейшем уже оперируют уже с понятием «неопределенность», которое также отражает меру зависимости изучаемых явлений и факторов в двоичной системе единиц информации – битах.

Информация о какой-нибудь группе событий, обозначаемая $H(A)$, каждое из которых имеет вероятность $p(a_i)$, будет выражаться суммой неопределенностей всех событий:

$$H(A) = -\sum p(a_i) \log p(a_i)$$

В тех случаях, когда одно состояние явления полностью связано только с одной градацией фактора, наблюдается отсутствие неопределенности, так как вся информация о данном явлении будет связана только с данным фактором и ее неопределенность будет однозначна и равна нулю. Так как природные системы как явления обычно находятся под влиянием большого числа факторов и неоднозначно (случайно, стохастически) реагируют различными своими частями на различные градации факторов, то возникает множество состояний неопределенности, или множество состояний, различных по тесноте связей, оценить которые бывает необходимо для познания закономерностей структуры экологических систем.

Связь между явлениями и факторами в информационном анализе понимается как такое количество информации, которое передается от фактора к явлению. Любой процесс передачи информации связан с её потерей как результат воздействия информационного шума. Поэтому связь считается тем сильнее, чем большее количество информации передается от фактора к явлению на определенном уровне шума. Схема соотношения информации при взаимодействии фактора и явления показана на рисунке. Величина информации, которая передается от фактора к явлению $T(A,B)$ определяется через всю информацию, которая содержится во всех классах явления, т.е. $H(A)$, во всех градациях фактора, т.е. $H(B)$, а также через их совместную неопределенность, т.е. $H(A,B)$, представляя собой сумму неопределенностей всех наблюдаемых сочетаний классов явления и градаций факторов. Таким образом, передаваемая информация может быть выражена как:

$$T(A,B) = H(A) + H(B) - H(A,B)$$

Отношение информации, передаваемой от фактора к явлению, т.е. $T(A,B)$ к общему уровню информации во всех градациях фактора $H(B)$ показывает силу влияния фактора на изучаемое явление, или тесноту связи явления и фактора. Оно называется информационным коэффициентом связи:

$$K(A,B) = T(A,B) / H(B)$$

Но поведение исследуемого явления определяется широким кругом факторов, не все из которых можно учесть в исследовании либо не все из которых важны для целей исследования. Область системы, связанная с влиянием неизвестных факторов и эффектами случайных составляют шум и обозначается как $H(A,B)$. Возможны следующие типы информационных взаимодействий:

1). Если $H(A) = H(B) = H(A,B)$, то связь в системе абсолютная и каждому состоянию A однозначно соответствует состояние B и наоборот. В этом случае неопределенность системы равна нулю.

2). Если $H(A) + H(B) = H(A,B)$, то $T(A,B) = 0$, то оба компонента A и B не

имеют связи.

3). Если $H(A) \neq H(B)$, то передаваемая информация в системе не может быть больше минимальной неопределенности одного из компонентов. Поэтому, полное описание поведения явления под влиянием фактора можно ожидать в том случае, если неопределенность фактора больше неопределенности явления.

При смещении блоков $H(A)$ и $H(B)$ относительно друг друга возможны различные соотношения между передаваемой информацией и шумом, что позволяет оценивать степень достоверности коэффициентов связи, определяемую через долю $T(A,B)$ по отношению к $H(B)$. В свою очередь, определение величины $T(A,B)$ требует вычисления условных неопределенностей и их суммы по ступеням фактора b_k :

$$H(A/b_k) = - \sum p(a_i/b_k) \log p(a_i/b_k)$$

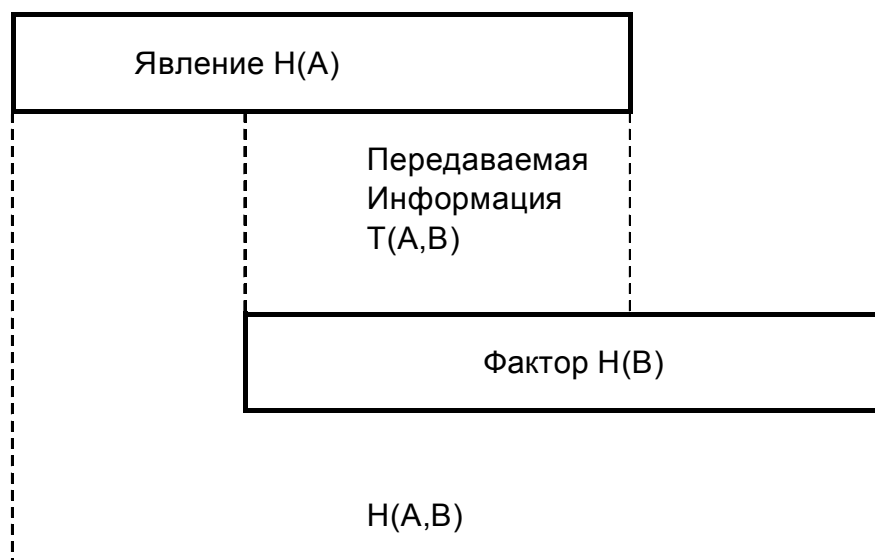


Рисунок 2. Схема соотношения информации при взаимодействии фактора и явления

Если между явлением и фактором существует зависимость и условное распределение классов явления A по ступеням фактора B отличается от априорного, то $H(A/b_k) \neq H(A)$. Мерой того, насколько наше суждение о явлении A при знании о ступени фактора b_k становится определеннее, чем при знании лишь априорного распределения, является разность $H(A) - H(A/b_k)$. Она и есть информация о явлении A , содержащаяся в ступени фактора b_k :

$$I(A/b_k) = H(A) - H(A/b_k)$$

Величина $I(A/b_k)$ не всегда положительна, так как не всегда $H(A) > H(A/b_k)$. Только в последнем случае неопределенность явления при известном состоянии фактора больше, чем общая неопределенность фактора. Таким образом, данное состояние фактора несет дезинформацию о явлении.

Зная величину $I(A/b_k)$ для каждой ступени фактора, можно уже судить, какая из ступеней фактора в большей мере определяет состояние явления A в целом.

Вероятность проявления разных ступеней фактора бывает разная, поэтому доля информации, которую содержит каждое состояние фактора в величине информации, передаваемой этим фактором в целом, определяется величиной вероятности этого состояния, т.е $p(b_k)$, умноженной на величину передаваемой от него информации $I(A/b_k)$. Отсюда общая информация $I(A, B)$, передаваемая от фактора A к явлению B , будет равна сумме количества информации в каждой ступени фактора:

$$T(A,B)=\sum p(b_k) I(A/b_k).$$

Именно величина передаваемой информации $T(A,B)$ является показателем тесноты связи данного явления с изучаемым фактором. Для определения того, насколько полно данное явление описывается этим фактором, необходимо оценить передаваемую информацию в долях информации, содержащейся во всем факторе B . В итоге получаем коэффициент информационной связи:

$$K(A,B)=T(A,B)/H(B),$$

который изменяется от 0, когда отсутствует передаваемая информация, до 1, когда последняя равна количеству информации фактора и состояние явления A полностью определяется фактором B .

Величину передаваемой информации можно представить как разницу между общей информацией явления $H(A)$ и шумом $H(A,B)$:

$$T(A,B)=H(A)-H(A,B)$$

Соответственно, величину отношения $T(A,B)/H(A,B)$ можно рассматривать как степень достоверности передаваемой информации по отношению к шуму. Это отношение может служить показателем значимости коэффициента информационной связи K и дает возможность судить, насколько полезный сигнал или значимая информация $T(A,B)$ выделяются среди шума, создаваемого другими факторами и состояниями.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В качестве примера проведем анализ распределения дождевого червя *Aporrectodea rosea* по микростациям прирусловой поймы р.Самара. В пределах этого биотопа были выделены три типа стаций: Q, W, R. Стации Q соответствуют пониженным элементам рельефа, стации W – возвышенностям, стации R отвечают маленьким междюнным понижениям вне зависимости от уровня поверхности пробной площади. Всего в прирусловой пойме было отобрано 100 почвенно-зоологических проб. В пробах уровень численности дождевого червя изменялся от 0 до 5 экземпляров. Полученные результаты по распределению дождевого червя в соответствующих стациях представлены в таблице 1. Таблица такого формата является исходной для дальнейшего информационного анализа. Строки в этой таблице соответствуют градациям фактора, а столбцы – градациям явления. Необходимо отметить, что информационный поток между фактором и явлением является взаимным.

Поэтому, если данные представленные в указанной форме мы получим уровень влияния фактора на явление, если же столбцы и строке поменять местами, то мы сможем получить характеристику информации, которую несет в себе явление о факторе. Эта характеристика может выступать как мера индикационной значимости явления для выявления градаций фактора либо фактора как целого.

В данном случае мы сможем получить характеристику степени влияния микростациональной дифференциации почвенного покрова на пространственное распределение дождевого червя *Aporrectodea rosea* в прирусловой пойме р. Самара. Кроме того, мы сможем выяснить, какую роль может играть этот вид для диагностики микростаций этого биотопа.

В ячейках таблицы указано число встреч в соответствующей микростации определенных уровней численности дождевого червя. Следующим этапом анализа является вычисление условных вероятностей состояния явления $A - p(a_k)$ и фактора $B - p(b_k)$. Для вычисления условных вероятностей явления A производится суммирование количества встреч животных с каждым уровнем численности (суммирование по столбикам) и результат делится на общую сумму. В соответствии с данными, приведенными в таблице 2, вероятность отсутствия дождевых червей (уровень численности 0) составляет $42/100=0,42$, для уровня численности 1 – 0,38, для уровня численности 2 – 0,12 и т.д. Аналогично производится вычисление условных вероятностей фактора B – производится суммирование по градациям фактора (по строкам) и результат делится на общую сумму. Так, вероятность того, что одна из станций является станцией Q , составляет $25/100=0,25$. Аналогично находятся вероятности станций W и R . Затем, по указанным выше формулам, определяются неопределенности каждого уровня явления $H(a_k)$ и фактора $H(b_k)$. Неопределенность уровня численности 0 составит 0,52, уровня численности 1 – 0,53, уровня численности 2 – 0,37 и т.д. Неопределенности уровней фактора в нашем примере оказались все равны 0,5. Как суммы неопределенностей каждого уровня фактора и явления вычисляются общие неопределенности фактора и явления $H(A)$ и $H(B)$. Они равны 1,82 и 1,5 соответственно. Затем производится вычисление неопределенности каждого наблюдаемого сочетания уровня фактора и градации численности дождевого червя. Для этого производится деление значений каждой ячейки исходной таблицы на сумму по каждой градации фактора, т.е. по строке. Так условная вероятность того, что уровень численности дождевого червя составит 0, если пробы отобраны в станции Q , составит $2/25=0,08$, вероятность того, что в этой же станции уровень численности червя будет 1 можно найти как $17/25=0,68$. Аналогично вычисляются вероятности уровней численности в других станциях. Далее, на основании полученных частот производится вычисление неопределенностей явления при каждом уровне фактора – $H(a_k, b_q)$, $H(a_k, b_w)$, $H(a_k, b_r)$. Они равны 1,51, 1,43, 1,96 соответственно. Так как в величинах неопределенности, вычисленных для каждой ступени фактора содержится информация о всем

факторе, то необходимо определить ту информацию, которая идет от каждой ступени за вычетом $H(A)$. Информация каждой ступени фактора о явлении определяется как $I(A, b_k) = H(A) - H(A, b_k)$. Эта информация для уровня фактора Q составляет 0,30, для W – 0,39, а для R – 0,14. Необходимо учесть, что вероятность появления каждого уровня фактора не одинакова, поэтому полученные величины информации $I(A, b_k)$ следует умножить на вероятность появления этого уровня фактора. Для каждой ступени можно получить величину информации $T(A, b_k) = I(A, b_k) * p(b_k)$. Эта величина лучше всего показывает вклад каждой ступени фактора в распределение данного вида дождевых червей. Наибольшее значение имеет фактор W, значение $T(A, b)$ для которого составляет 0,20, меньшее значение имеет градация фактора Q, для которого указанный параметр составляет 0,08. Градация фактора R несет дезинформацию о распределении, так как величина $T(A, b)$ имеет отрицательный знак.

Величина всей информации, передаваемой от фактора A к явлению B представляет собой сумму информации, передаваемой каждой градацией фактора явлению:

$$T(A, B) = \sum T(A, b_k)$$

В нашем случае $T(A, B)$ равно 0,24. Коэффициент информационной связи представляет собой отношение передаваемой информации к энтропии фактора. В данном случае он равен 0,16. Шум можно определить как разницу энтропии явления и передаваемой информации. Он равен 1,58.

Коэффициент информационной связи имеет не высокое значение. Причину этого можно понять из рисунка 3. На нём представлены характеристики обилия дождевого червя в различных стациях. Мы видим, что значимо отличаются уровни обилия в стациях Q и W, в то время как обилие животных в станции R занимает промежуточное положение. Наибольшее информационное значение имеют те участки прирусловой поймы, где имеется сильная элиминация этого вида дождевых червей.

В таблице 2 показаны информационные характеристики взаимосвязи стационарной дифференциации и обилия некоторых видов почвенных животных. Для трех видов дождевых червей – *A. rosea*, *A. calliginosa* и *D. octaedra* характер взаимодействия с почвенным покровом имеет ряд общих черт. Для всех этих видов ведущее значение имеет градация фактора W. Однако экологическая специфика животных откладывает свой отпечаток на информационное взаимодействие – для собственно почвенной среднеярусной формы *A. rosea*, помимо градации W, важной является градация Q, для верхнепочвенной формы *A. calliginosa* важную роль играет только градация W, а для подстилочного дождевого червя *D. octaedra* определенное значение приобретает градация R.

Таким образом, приближение зоны активности дождевых червей к почвенной поверхности сопровождается возрастанием чувствительности этих животных к более тонким особенностям горизонтальной неоднородности почвенного покрова.

Таблица 1. Информационный анализ взаимосвязи численности дождевого червя *Aporrectodea rosea* в прирусловой пойме р. Самара и микрорельефных особенностей (объяснение в тексте)

Фактор В - станции	Явление А — уровни численности дождевого червя						Сумма	P(b _k)	H(b _k)	H(A, b _k)	I(A, b _k)	T(A, b _k)
	0	1	2	3	4	5						
Q P(a _k , b _q)	2 0,08	17 0,68	2 0,08	1 0,04	3 0,12	0 0	25	0,25	0,5			
H(a _k , b _q)	0,2915	0,3783	0,2915	0,1858	0,3671	0				1,5142	0,3044	0,0761
W p(a _w , b _w)	30 0,6	13 0,26	6 0,12	1 0,02	0 0	0 0	50	0,5	0,5			
H(a _k , b _w)	0,4422	0,5053	0,3671	0,1129	0	0				1,4274	0,3912	0,1956
R p(a _r , b _r)	10 0,4	8 0,32	4 0,16	0 0	2 0,08	1 0,04	25	0,25	0,5			
H(a _k , b _r)	0,5288	0,526	0,423	0	0,2915	0,1858				1,9551	-0,137	-0,034
Сумма	42	38	12	2	5	1	100					
p(a _k)	0,42	0,38	0,12	0,02	0,05	0,01						
H(a _k)	0,5256	0,5305	0,3671	0,1129	0,2161	0,0664						
H(A)	1,8186											0,2376
H(B)	1,5											0,1584
		0,6154										1,581
		0,6452										0,0475
												K= 0,1584± 0,0475

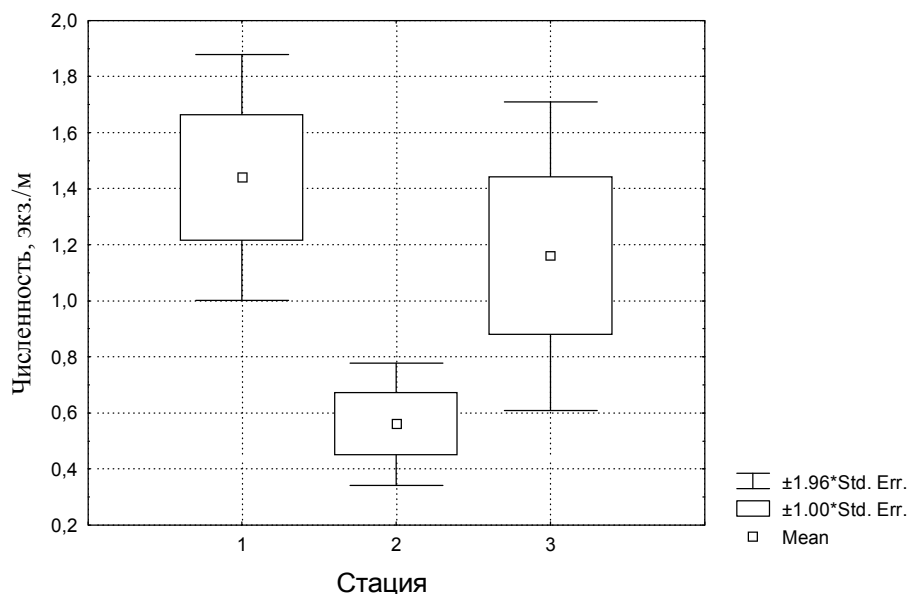


Рисунок 3. Численность дождевого червя *Aporrectodea rosea* в различных станциях прирусловой поймы

Таблица 2. Результаты информационного анализа взаимосвязи распределения почвенных животных и микрорельефа прирусловой поймы р, Самара

Вид почвенных беспозвоночных	$T(A, B_Q)$	$T(A, B_W)$	$T(A, B_R)$	$T(A, B)$	K
<i>Aporrectodea rosea</i> (Sav.)	0,0761	0,196	-0,034	0,238	0,158±0,05
<i>A. calliginosa</i> (Sav.)	-0,194	0,403	0,0243	0,233	0,155±0,02
<i>Dendrobaena octaedra</i> (Sav.)	-0,147	0,304	0,092	0,248	0,166±0,01
<i>Euomphalia strigella</i> (Drap.)	0,264	-0,118	0,0477	0,194	0,129±0,02
<i>Monotarsobius curtipes</i> C.K.	0,05	0,098	-0,056	0,096	0,064±0,03
<i>Schisotaenia tristanica</i>	0,085	0,482	-0,081	0,487	0,33±0,032

В целом, около 15-17% варьирования обилия дождевых червей может быть связано с выбранным в данном случае разбиением почвенного покрова на элементы. Несколько выше этот показатель для собственно почвенного обитателя губоногой многоножки *Schisotaenia tristanica* - 33%. Из всех микрорельефных особенностей прирусловой поймы на обилие *Schisotaenia tristanica* оказывают повышения рельефа. О распределении подстилочной губоногой многоножки *Monotarsobius curtipes* дифференциация почвенного покрова в выбранном нами масштабе информации не несет. Около 13% варьирования обилия моллюска *Euomphalia strigella* (Drap.) связано с микрорельефной неоднородностью покрова.

ВЫВОДЫ

Таким образом, информационный анализ взаимосвязи различных элементов

экологических систем представляет множество возможностей для детальной количественной характеристики взаимосвязей. Рассмотренный подход позволяет точно определить меру информационной ценности того или иного признака для биоиндикации свойств среды обитания живых организмов.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЕ ССЫЛКИ

1. **Апостолов Л.Г., Травлеев А.П.** О диагностике лесных почв в степи на основе изучения почвенной энтомофауны // Проблемы почвенной зоологии М.: Наука, 1972, С. 15 – 16.
2. **Апостолов Л.Г., Травлеев А.П.** Почвенные беспозвоночные как индикатор генезиса почв под лесной растительностью в степи // Проблемы почвенной зоологии, Вильнюс, 1975, С. 67
3. **Булик И. К., Белова Н.А.** Материалы к индикации лесных почв Присамарья с использованием видового и количественного состава раковинных амёб // Вопросы биологической диагностики лесных биогеоценозов Присамарья. Днепропетровск, 1980, с. 84-92.
4. **Гиляров М.С.** Зоологический метод диагностики почв, М.: Наука, 1965, 276 с.
5. **Жуков А.В.** Пространственное распределение почвенных беспозвоночных в прирусловой пойме р. Самара // Питання степового лісознавства та лісової рекультивації земель. Дніпропетровськ. Випуск 6. 2002. С. 108-120.
6. **Нешатаев Ю.Н.** Методы анализа геоботанических материалов. - Ленинград: ЛГУ.-1987. -С. 123-141.
7. **Пилипенко А.Ф.** Значение показателей биомассы почвенной мезофауны для индикации устойчивости и оптимальности биологического круговорота в лесных биогеоценозах // Вопросы степного лесоведения, биогеоценологии и охраны природы. Днепропетровск. 1979. С. 75-79.
8. **Пилипенко А.Ф.** Некоторые вопросы зоологической диагностики почв искусственных насаждений и байрачных лесов Присамарья. //Вопросы биологической диагностики лесных биогеоценозов Присамарья. Днепропетровск, 1980, с. 124-131 .
9. **Топчиев А. Г.** Животное население почв искусственных лесонасаждений в Старобердянской лесной даче (беспозвоночные) // Сборник работ биологического факультета Днепропетровского госуниверситета. Днепропетровск. 1953. С. 83-93
10. **Топчиев А. Г.** Животное население почв искусственных лесонасаждений в Алтагирской и Родионовских лесных дачах (беспозвоночные) // Сборник работ биологического факультета Днепропетровского госуниверситета. Днепропетровск. 1953. С. 93-101.
11. **Топчиев А. Г.** Зооэкологическое изучение байрачных лесов на Днепропетровщине // Вопросы степного лесоведения. Днепропетровск, 1968. С. 141-144.
12. **Топчиев А. Г.** Некоторые данные о распределении почвенных беспозвоночных в Рацинском лесном массиве Николаевской области // Сборник работ биологического факультета Днепропетровского госуниверситета.

Днепропетровск. 1960. С. 3-13.

13. **Топчиев А.Г.** Почвенная фауна и ее распределение в Кировском лесу Днепропетровской области // Вопросы степного лесоведения. Днепропетровск, 1968. С. 131-143.
14. **Травлеев А.П., Апостолов Л.Г., Булик И.К., Шимкина М.А.** Роль почвенной фауны в индикации эдафотопов лесных биогеоценозов в степи // Биологическая диагностика почв. М.: Наука, 1976. С. 280-281.
15. **Травлеев А.П., Булик И.К., Белова Н.А., Травлеев Л.П.** Об использовании раковинных амёб (Testacida, Protozoa) в индикации степных и лесных почв Присамарья на Днепропетровщине // Проблемы почвенной зоологии. Киев. 1981. С. 230.
16. **Shannon C. A** Mathematical theory of communication. BellSyst. Tech. J. 1948. 27, P. 379-423.