

Таким образом, проведенные многолетние исследования с 17 районированными и перспективными сортами яблони полукультурной в условиях лесостепи Омской области показали следующее.

1. Рост и развитие растений в сильной степени зависит от генетических особенностей сортов и сложившегося комплекса погодных-климатических условий вегетационного периода. Как правило, ранними сроками прохождения фенологических фаз характеризуются сорта с летним созреванием плодов (Аленушка, Горноалтайское, Краса степи). Поздними сроками созревания плодов характеризуются сорта Любава, Светлячок, Зачеренковое, Дочь Пепинчика, Лада и Вега.

2. Максимальной урожайностью за годы исследований в группе летних по созреванию сортов выделился районированный сорт Горноалтайское (17,3 т/га). Сорта Аленушка и Краса степи не превысили по урожайности контрольный вариант (соответственно, 11,5 и 9,7 т/га). В группе сортов осеннего срока созревания плодов превышением над контролем характеризуются сорта Дочь Пепинчика, Любава, Морское ботаническое, Вега и Фонарик.

3. В условиях лесостепной зоны Омской области ежегодной урожайностью по коэффициенту периодичности (от 0 до 40%) характеризуются сорта Аленушка, Уральское наливное, Фонарик, Любава, Дочь Пепинчика, Пепинка нежная, Светлячок, Бердское, Рясное, Зачеренковое. У остальных сортов отмечена неконтрастная степень периодичности плодоношения с коэффициентом от 41 до 75%.

4. Оценка сортов по комплексу хозяйственно-ценных признаков и свойств на основе суммирующей индексно-числовой системы выделила в группу высокоценных сортов Горноалтайское, Уральское наливное, Аленушка, Любава, Красная гроздь, Морское ботаническое, Пепинка нежная, Красноярское сладкое, Светлячок, Зачеренковое, Рясное, Вега и Краса степи (84,0-87,5 баллов). Группу ценных сортов с комплексом в 61,0-80,0 баллов составил сорта Фонарик, Лада, Бердское.

#### Библиографический список

1. Программа и методика сортоизучения плодовых, ягодных и орехоплодных культур / ВНИИ садоводства им. И.В. Мичурина. Мичуринск, 1979. С. 23-83.
2. Программа и методика сортоизучения плодовых, ягодных и орехоплодных культур / ВНИИСПК. Орел, 1999.
3. Сологалов П.В. Суммирующая индексно-числовая система и перфокартный метод в селекционной оценке гибридного материала яблони / П.В. Сологалов, Ю.А. Петров // Интродукция и сортоизучение плодово-ягодных культур в Западной Сибири. Новосибирск, 1984. Вып. 3. С. 50-58.
4. Доспехов Б.А. Методика полевого опыта / Б.А. Доспехов. М., 1985. 352 с.
5. Бейдеман И.Н. Методика изучения фенологии растений и растительных сообществ / И.Н. Бейдеман. Новосибирск, 1974.
6. Дуброва П.Ф. Экономика и организация промышленного садоводства / П.Ф. Дуброва, И.М. Каганович, В.В. Стрельников. М., 1981. 255 с.



УДК 632.7:634.11:004,9(075)

С.В. Мурашкин,  
З.В. Николаева

### ОСОБЕННОСТИ МЕТОДОВ УЧЁТОВ И СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ ПРИ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ПРОГРАММЫ MICROSOFT EXCEL НА ПРИМЕРЕ ИССЛЕДОВАНИЯ СОСУЩИХ ВРЕДИТЕЛЕЙ ЯБЛОНИ

При изучении сосущих вредителей яблони (как и во многих других случаях) значительную трудность представляет

очаговое распределение насекомых и клещей, при этом плотность популяции в пределах одного дерева может разли-

чаться в десятки и даже сотни раз. Поэтому выборки недостаточного объёма или взятые неравномерно с учётной площади могут давать резко завышенные или заниженные оценки плотности популяции. Высокая вариация численности вредителей обуславливает высокую погрешность выборок, из-за чего во многих случаях при использовании традиционных методов нельзя ни подтвердить, ни опровергнуть выдвинутую гипотезу. В то же время во многих случаях объём выборки ограничивается имеющимися ресурсами, дефицитом времени и допустимым ущербом для модельных деревьев при взятии проб.

Несмотря на это статистическая обработка учётных данных до сих пор проводится по методикам, не учитывающим особенностей распределения вредителей, а возможности современных компьютеров используются неэффективно. Применение компьютеров при обработке данных сводится лишь к автоматизации арифметических вычислений и графического оформления полученных результатов без качественных изменений самих расчётов.

С целью усовершенствования методов исследований сосущих вредителей яблони эксперименты и наблюдения проводились на протяжении 20 лет в 1987-2007 гг. в садах различных категорий в Псковской и Ленинградской областях на 238 модельных яблонях 26 сортов в 8 садах.

Пробы для учётов численности медяницы и красного плодового клеща брались по методике [1], всего 16 или 32 учётных единиц с дерева. Учётными единицами для обоих вредителей являлись здоровые ветви длиной 10 см с плодушками для учётов численности зимующих яиц и розетки (цветковые и листовые) для учётов личинок медяницы и подвижных особей и летних яиц клещей. Таким образом, объём выборки для каждой повторности составлял 16 или 32 ветви (от 20 до 120 почек). При учётах клещей – 16 розеток (от 40 до 120 листьев). Численность зимующих яиц вредителей определялась в среднем на 10 см плодовой ветви, численность личинок медяницы – на 1 почку или розетку, и численность подвижных особей и летних яиц клещей – на 1 лист. Вычислялись средняя арифметическая ( $M$ ), её доверительный интервал ( $\Delta$ ), среднеквадратическое отклонение ( $\sigma$ ), нормированные значения ( $z$ ), медиана ( $Me$ ), квартили ( $Q_1$ ,  $Q_3$ ), децили 0,1 и 0,9 ( $d_{0.1}$ ,  $d_{0.9}$ ), асимметрия ( $As$ ) и эксцесс ( $E$ ).

Определение типа распределения изучаемого признака производилось по показателям вариации, асимметрии и эксцесса. При распределении, близком к нормальному, статистическая обработка осуществлялась методами дисперсионного, корреляционного и регрессионного анализов, сравнения по  $t$ -критерию числовых и нормированных значений [2, 3, 4]. Вычисления проводились с помощью готовых процедур, входящих в пакет анализа Excel.

При других типах распределения вероятность различия выборок определялась по критерию знаков и графически по диаграммам децилей с проверкой ошибок определения децилей [2, 5]. Для изучения связи между признаками использовались непараметрические методы (ранговые коэффициенты корреляции Спирмена, конкордации, медиана Ходжеса-Лемана и др.) [6, 5, 4]. Регрессионный анализ производился после преобразования исходных данных путём симметризации по медиане [7]. Статистическая обработка проводилась с помощью функций пакета анализа Microsoft Excel 2000 под управлением операционной системы Windows 98 SE.

В ранее опубликованных работах, посвящённых сосущим вредителям яблони, характер распределения изучаемых показателей не указывается. В наших исследованиях мы обратили внимание на то, что коэффициенты асимметрии и эксцесса подавляющего большинства выборок, особенно при низкой плотности популяции вредителей, были существенно выше нуля, а коэффициенты вариации достигали 70-150% и более. Данный факт не может быть объяснён погрешностями выборки и свидетельствует о несовместимости эмпирического распределения с нормальным распределением. По сравнению с законом нормального распределения для распределения численности сосущих вредителей яблони характерна более высокая вероятность появления низких значений отклонений в интервале от  $-1$  до  $0\sigma$  (значения меньше среднего арифметического составляли от 55 до 90% значений). Также возрастает вероятность аномально высоких отклонений (более  $+2\sigma$ ).

Из рассмотренных нами теоретических распределений (нормальное, логнормальное, гамма, экспоненциальное, Пуассона, Вейбулла, двойное экспоненциальное) наилучшее соответствие с опытными данными показало гамма-распределение с

параметрами  $\alpha = \frac{M^2}{\sigma^2} = \frac{1}{V^2}$ ;  $\beta = \frac{\sigma^2}{M}$ , вы-

численными методом моментов.

В формате Microsoft Excel:

альфа (параметр формы): =СРЗНАЧ  
(данные)^2/ДИСП(данные)

бета (параметр масштаба):  
=ДИСП(данные)/СРЗНАЧ(данные) (1)

Общепринятым методом определения доверительных интервалов является расчёт по распределению Стьюдента. В рассматриваемых нами случаях он даёт близкие к реальности доверительные границы лишь при объёме выборки 20 и более единиц (табл. 1). При меньшем объёме выборки доверительные границы необоснованно расширяются, что снижает точность исследования, при очень малом объёме выборки возможен даже выход нижней доверительной границы средней численности в область отрицательных значений (I), что является невозможным.

Проведённый машинный эксперимент показывает, что распределение выборочных оценок является асимметричным, и асимметрия увеличивается с уменьшением объёма выборки и с уменьшением средней численности. При этом медиана оценок меньше среднего значения, а интервал от верхней доверительной границы до среднего значения существенно шире, чем интервал от нижней доверительной границы до среднего значения.

Расчёт доверительных интервалов с использованием гамма-распределения позволяет получить результат, значительно более близкий к реальному распределению выборочных оценок (табл. 1). Для вычисления доверительных границ используется формула:

$$= \text{ГАММАОБР}(p; \alpha * n; \beta / n), \quad (2)$$

где  $p$  – перцентиль выборочных оценок (обычно 0,05 для нижней границы и 0,95 – для верхней границы);

альфа и бета – параметры распределения, вычисляются по формуле (1);

$n$  – объём выборки.

Для совокупностей с более сильной асимметрией (при более высокой вариации, при более низкой численности) распределение выборочных оценок будет ещё сильнее отличаться от закона нормального распределения, поэтому для адекватного применения распределения Стьюдента потребуются выборки ещё большего объёма. Вычисление доверительных границ по формуле (2) позволяет правильно оценить погрешность даже при очень малом объёме выборки, при этом, бесспорно, с увеличением количества учётных единиц, точность выборочных оценок увеличивается.

При асимметричном распределении в совокупности недостаточно знания только среднего арифметического значения, которое в данном случае не является типичным для совокупности. Наглядное представление о величине и распределении признака дают структурные параметры (квантили). В простейшем случае совокупность разделяется на 4 равные части:

- 1) с наименьшими значениями признака (от минимума до нижнего квартиля);
- 2) с пониженными значениями (от нижнего квартиля до медианы);
- 3) с повышенными значениями (от медианы до верхнего квартиля);
- 4) с наибольшими значениями (от верхнего квартиля до максимума).

При более подробном анализе возможно деление совокупности на 10, 20 и более равных частей по децилям и перцентильям.

Ошибки выборочных оценок медианы и перцентилей могут быть вычислены как ошибки доли, следовательно, при большом объёме выборки они нормально распределены [2].

Таблица 1

Фактические и ожидаемые погрешности выборочных оценок средней численности личинок яблонной медяницы

Объём выборки, розеток	Эмпирическое распределение выборочных оценок			Распределение Стьюдента			Гамма-распределение		
	P = 0,05	P = 0,5	P = 0,95	P = 0,05	P = 0,5	P = 0,95	P = 0,05	P = 0,5	P = 0,95
3	-51%	-3%	70%	-130%	0%	130%	-51%	-4%	66%
5	-44%	-3%	48%	-67%	0%	67%	-41%	-3%	50%
10	-32%	-3%	34%	-39%	0%	39%	-30%	-1%	35%
20	-23%	0%	24%	-25%	0%	25%	-22%	-1%	24%
40	-16%	-1%	16%	-17%	0%	17%	-16%	0%	17%
100	-10%	0%	11%	-11%	0%	11%	-10%	0%	11%

Формулы расчёта доверительных границ при  $n > 30$  имеют вид:

для нижней границы:

=ПЕРСЕНТИЛЬ(данные;P-СТЬЮДРАСПОБР( $ра;n-1$ )\*КОРЕНЬ( $P*(1-P)/(n-1)$ );

ожидаемое значение: =ПЕРСЕНТИЛЬ(данные;P);

для верхней границы:

=ПЕРСЕНТИЛЬ(данные;P+СТЬЮДРАСПОБР( $ра;n-1$ )\*КОРЕНЬ( $P*(1-P)/(n-1)$ ), (3)

где данные – диапазон ячеек выборки;

ра – уровень значимости (обычно 0,05);

P – искомый перцентиль (0,25 – нижний квартиль, 0,5 – медиана, 0,75 – верхний квартиль и т.д.).

При  $n < 30$  при гамма-распределении используются формулы:

=ГАММАОБР(P;альфа;бета);

нижняя доверительная граница:

=ГАММАОБР(P-СТЬЮДРАСПОБР( $ра;n-1$ )\*КОРЕНЬ( $P*(1-P)/(n-1)$ );альфа;бета);

верхняя доверительная граница:

=ГАММАОБР(P+СТЬЮДРАСПОБР( $ра;n-1$ )\*КОРЕНЬ( $P*(1-P)/(n-1)$ );альфа;бета). (4)

Таким образом, в случае гамма-распределения сравнение совокупностей по малым выборкам по критерию Стьюдента нежелательно, так как при низких значениях параметра формы выборочные распределения являются асимметричными. Сравнение лучше осуществлять по доверительным границам средних арифметических значений, вычисленным с использованием гамма-распределения. Если доверительные интервалы не перекрываются – значит, различия между вариантами существенны при использованном уровне значимости. Хорошие и наглядные результаты даёт также сравнение совокупностей по диаграммам децилей или квартилей. Использование гамма-распределения и структурных параметров выборки позволяет более обоснованно подойти к интерпретации результатов исследований.

Далее приводится примерная методика учётов для научных исследований и для применения на практике.

**Учёт диапаузирующих яиц.** Научный метод учёта предусматривает высокую точность и механическую либо типичскую выборку модельных деревьев по сортам и расположению. В большинстве случаев вместо типического отбора легче использовать механическую выборку. Например, в саду площадью 10 га (3000 деревьев) для учёта выбирают примерно каждое 13-е дерево (всего 230 штук).

Срезают по 1 плодовой ветви длиной 10 см с северной стороны кроны 1-го дерева 1-го ряда, затем с восточной стороны 7-го дерева 2-го ряда, далее с южной стороны 14-го дерева 1-го ряда и с западной стороны 20-го дерева 2-го ряда и т.д. до конца ряда. Затем переходят на 3-4-й ряды и т.д. Такой метод отбора обеспечивает репрезентативную выборку с погрешностью около 10% при плотности популяции около ЭПВ. Для мелкоделяночных опытов, когда каждое дерево является повторностью, срезают по 20-50 ветвей (2-5 пог. м) с дерева равномерно из разных частей кроны (всего не менее 120-500 ветвей с каждого варианта). Во всех случаях для уменьшения субъективной ошибки берут не первую попавшуюся ветвь, на которой остановился взгляд, а расположенную рядом с ней. При высокой численности значения округляются, шаг округления в 1,5-5 раз меньше средней численности.

Практический метод предусматривает минимальный объём выборки (30-40 проб для учёта красного плодового клеща и 20 – для других сосущих фитофагов) и выбор деревьев равномерно по диагонали сада или двум диагоналям. При этом часть ветвей берут с северной стороны кроны. Средняя погрешность при таком методе составляет 30-40 %, что в большинстве случаев достаточно для определения целесообразности химической обработки.

Альтернативный метод учёта представляется наиболее приемлемым в производственных ситуациях, так как не предусматривает определения численности вредителей, а лишь процента проб с превышением ЭПВ (экономического порога вредоносности). Учёт проводится непосредственно в саду под лупой, желательно в солнечную погоду. При этом учётные единицы разделяются на 3 группы:

- с численностью явно выше ЭПВ (знак +);

- с численностью явно ниже ЭПВ (знак -);

- с численностью около ЭПВ (знак 0).

Процент проб с превышением ЭПВ получают делением суммы количества знаков «+» и половины количества знаков «0» на общее количество просмотренных проб. Доверительные границы этого процента определяют по бета-распределению (табл. 2).

Таблица 2

Доверительные границы для процента наблюдения качественных признаков по бета-распределению при  $p = 0,05$  (верхнее значение) и  $p = 0,95$  (нижнее значение), %

		Число проб с наличием качественного признака (a)																									
		0,5	1	1,5	2	2,5	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	25	30	40	50	60	70	80	90	100	150	200
Объём выборки (n)	5	0	1	3,6	7,6	13	19	34	55																		
		31	45	56	66	74	81	92	99																		
	10	0	0,5	1,8	3,7	6	8,7	15	22	30	39	49	61	74													
		17	26	33	39	45	51	61	70	78	85	91	96	99													
	15	0	0,3	1,2	2,4	3,9	5,7	9,7	14	19	24	30	36	42	82												
		12	18	23	28	32	36	44	51	58	64	70	76	81	100												
	20	0	0,3	0,9	1,8	2,9	4,2	7,1	10	14	18	22	26	30	54	86											
		9	14	18	22	25	28	34	40	46	51	56	61	65	86	100											
	25	0	0,2	0,7	1,4	2,3	3,4	5,7	8,2	11	14	17	20	24	42	62	89										
		7,3	11	15	18	20	23	28	33	38	42	46	50	54	73	89	100										
	30	0	0,2	0,6	1,2	1,9	2,8	4,7	6,8	9,1	11	14	17	19	34	50	68	90									
		6,2	9,5	12	15	17	20	24	28	32	36	39	43	47	63	78	91	100									
	35	0	0,1	0,5	1	1,7	2,4	4	5,8	7,7	9,8	12	14	16	29	42	56	72									
		5,3	8,2	11	13	15	17	21	24	28	31	34	37	41	55	69	81	92									
	40	0	0,1	0,4	0,9	1,4	2,1	3,5	5,1	6,7	8,5	10	12	14	25	36	48	61	93								
		4,7	7,2	9,4	11	13	15	18	21	25	27	30	33	36	49	62	73	84	100								
	50	0	0,1	0,4	0,7	1,2	1,7	2,8	4	5,4	6,8	8,2	9,7	11	19	28	38	47	68	94							
		3,8	5,8	7,6	9,1	11	12	15	17	20	22	25	27	29	40	51	60	70	87	100							
	60	0	0,1	0,3	0,6	1	1,4	2,3	3,3	4,4	5,6	6,8	8,1	9,3	16	23	31	39	55	73	95						
		3,1	4,9	6,3	7,7	8,9	10	12	15	17	19	21	23	25	34	43	51	60	75	89	100						
70	0	0,1	0,3	0,5	0,8	1,2	2	2,9	3,8	4,8	5,8	6,9	8	14	20	26	33	47	61	77	96						
	2,7	4,2	5,4	6,6	7,7	8,7	11	13	14	16	18	20	21	29	37	45	52	66	79	91	100						
80	0	0,1	0,2	0,4	0,7	1	1,7	2,5	3,3	4,2	5,1	6	6,9	12	17	23	28	40	53	66	80	96					
	2,4	3,7	4,8	5,8	6,7	7,7	9,4	11	13	14	16	17	19	26	33	40	46	58	70	82	92	100					
90	0	0,1	0,2	0,4	0,6	0,9	1,5	2,2	2,9	3,7	4,5	5,3	6,2	11	15	20	25	36	46	58	69	82	97				
	2,1	3,3	4,3	5,2	6	6,8	8,4	9,9	11	13	14	15	17	23	29	35	41	53	63	74	84	93	100				
100	0	0,1	0,2	0,4	0,6	0,8	1,4	2	2,6	3,3	4	4,8	5,5	9,5	14	18	22	32	41	51	62	72	84	97			
	1,9	3	3,8	4,7	5,4	6,2	7,6	8,9	10	11	13	14	15	21	27	32	37	48	58	67	77	85	94	100			
150	0	0	0,1	0,2	0,4	0,5	0,9	1,3	1,8	2,2	2,7	3,2	3,7	6,3	9	12	15	21	27	33	40	46	53	60	98		
	1,3	2	2,6	3,1	3,6	4,1	5,1	6	6,9	7,7	8,6	9,4	10	14	18	22	25	33	40	46	53	60	66	72	100		
200	0	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,7	1	1,3	1,7	2	2,4	2,7	4,7	6,7	8,8	11	15	20	25	29	34	39	44	69	99	
	1	1,5	1,9	2,3	2,7	3,1	3,8	4,5	5,2	5,8	6,5	7,1	7,7	11	14	16	19	25	30	35	40	46	51	56	80	100	
300	0	0	0,1	0,1	0,2	0,3	0,5	0,7	0,9	1,1	1,3	1,6	1,8	3,1	4,5	5,9	7,3	10	13	16	19	22	26	29	45	62	
	0,6	1	1,3	1,6	1,8	2,1	2,6	3	3,5	3,9	4,3	4,8	5,2	7,2	9,2	11	13	17	20	24	27	31	34	38	55	71	
500	0	0	0	0,1	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,7	0,8	0,9	1,1	1,9	2,7	3,5	4,4	6,1	7,9	9,7	12	13	15	17	27	36	
	0,4	0,6	0,8	0,9	1,1	1,3	1,5	1,8	2,1	2,4	2,6	2,9	3,1	4,3	5,5	6,7	7,8	10	12	14	17	19	21	23	33	44	

Преимуществом данного метода является также то, что объём выборки заранее не фиксируется, и учёт прекращается тогда, когда проясняется целесообразность обработки. Сокращение затрат труда по сравнению с предложенным практическим методом может составлять до 1,5 раза, а по сравнению с традиционным методом [8] – до 9 раз.

Допустим, при обследовании сада на 2 деревьях из 5 отмечено превышение уровня ЭПВ, в таком случае вероятность от 8 до 66% пока не позволяет судить о необходимости применения пестицидов. Исследование необходимо продолжить, пока одна из доверительных границ не приблизится к 50% (или другой допустимой вероятности превышения ЭПВ). Если

максимальная доверительная граница меньше допустимой вероятности превышения ЭПВ, обработка не нужна, если минимальная доверительная граница больше допустимой вероятности превышения ЭПВ - обработка необходима. Расчёт доверительных границ для таблицы 2 осуществляется по формуле:

$$= \text{БЕТАОБР}(p; a; n-a+1). \quad (5)$$

Если при обследовании не отмечено проб с наличием признака (превышением ЭПВ), считается, что  $a = 0,5$ .

Учёт личинок медяницы в производственной ситуации проводится с целью уточнения необходимости обработки в случаях, когда численность яиц медяницы достигает ЭПВ. Для учётов отбирают по 1 розетке с 20 деревьев. В научных исследова-

дованиях выборку производят по 1 розетке со 150 деревьев. В мелкоделяночных опытах – по 20-40 розеток с дерева, в каждом варианте не менее 5 деревьев.

**Учёт имаго медяницы** проводится только при научных исследованиях. Рекомендуется производить стряхивание в энтомологический сачок по 1 ветви длиной 0,5 м не менее чем с 70 модельных деревьев попеременно с северной, восточной, южной и западной сторон кроны. В мелкоделяночных опытах – по 4 ветви с 18 деревьев. Ожидаемая погрешность около 10% при плотности популяции более 10 особей на ветвь длиной 0,5 м. Погрешность при учёте на 1 дереве при стряхивании с 4 ветвей – около 50%.

**Учёт численности подвижных особей и летних яиц клещей.** Для научных исследований в больших садах берут по 1 розетке с 40 деревьев при высокой плотности популяции (более 5 подвижных особей на лист). При умеренной плотности популяции – по 1 розетке со 100-125 деревьев. При низкой численности клещей (в среднем менее 1 особи на лист) производят выборку по 4 листа со 100-150 деревьев. В мелкоделяночных опытах отбирают по 25-40 розеток (или 200 листьев) с дерева. В каждом варианте не менее 3 деревьев. Ожидаемая погрешность при плотности популяции более 1 особи на лист – от 10 до 20%. Учёты проводятся при скорости ветра не более 9 м/с, на обеих сторонах листа. Для практических целей мы предлагаем брать по 1 розетке с 20 деревьев при высокой и умеренной и по 4 листа с 30 деревьев при низкой плотности популяции. Ожидаемые погрешности составят, соответственно, около 20, 25 и 50%.

**Учёты тлей.** При учётах тлей ветви выбирают с помощью таблицы случайных чисел для того, чтобы любая ветвь, находящаяся в поле обзора, могла быть выбрана с равной вероятностью, независимо от её заселённости. Учёт проводится на 20 деревьях, выбранных с равными промежутками по диагонали сада, на каждом дереве выбирают по 1 ветви попеременно с северной, восточной, южной и западной стороны кроны. Повреждённость листьев красногалловой тлей учитывают на ветви

длиной 0,5 м, подсчитывают общее количество листьев ( $n$ ) и количество повреждённых листьев ( $a$ ), в том числе с живыми особями тли. Повреждённость побегов зелёной яблонной тлей учитывают на скелетных ветвях длиной около 2 м, подсчитывают общее количество побегов ( $n$ ) и количество заселённых побегов ( $a$ ).

Полученные таким образом репрезентативные выборки объёмом примерно 400 единиц позволяют оценить процент заселения с погрешностью около 10 относительных процентов. Доверительные границы процента заселения определяют с помощью бета-распределения по таблице 2 или по формуле (5).

#### Библиографический список

1. Herbert H.J. Engineering of a capture of tests with the purposes of definition of eggs density *Panonychus ulmi* in apple orchards in Nova Scotia / H.J. Herbert, K.P. Butler // *Canadian Entomologist*. 1973. Vol. 105. N 12. P. 1519-1523.
2. Смирнов Н.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений / Н.В. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский. Изд. 3-е. М.: Наука, 1969. 500 с.
3. Микулик Н.А. Решение технических задач по теории вероятностей и математической статистике / Н.А. Микулик, Г.Н. Рейзина. Минск: Вышэйшая школа, 1991. 164 с.
4. Теория статистики: учебник / под ред. проф. Р.А. Шмойловой. 3 изд., перераб. М.: Финансы и статистика, 2001. 560 с.
5. Тюрин Ю.Н. Непараметрические методы статистики / Ю.Н. Тюрин. М.: Знание, 1978. 63 с.
6. Гаскаров Д.В. Малая выборка / Д.В. Гаскаров, В.И. Шаповалов. М.: Статистика, 1978. 246 с.
7. Сергеев Г.Е. Теория и методы использования математического моделирования и ЭВМ в защите растений / Г.Е. Сергеев, С.В. Васильев, Г.Я. Поляков // *Труды ВИЗР*. 1973. Вып. 39. С. 61.
8. Васильев В.П. Вредители плодовых культур / В.П. Васильев, И.З. Лившиц. М.: Колос, 1984. 399 с.

