

Статистическая мощность эксперимента в Excel

Недавно прочитал книгу Майкла Херцога с соавторами [Статистика и планирование эксперимента для непосвященных](#). В ней я в очередной раз встретился со *статистической мощностью*. До сих пор я относился к этой статистике несколько академически. Что называется, не чувствовал её на кончиках пальцев. Некоторые разделы книги Херцога меня заинтересовали, я построил пару моделей в Excel, и до меня дошла суть статистической мощности. Я понял, что статистическая мощность – вероятность получить в эксперименте статистически значимые результаты. Кроме того, я нашел формулу расчета статистической мощности в Excel.

=НОРМ.ОБР(СЛМАССИВ(20;;0;1;ЛОЖЬ);0;1)

	A	B	C	D
1	Выборка 1	Выборка 2		
2	-0,9041	1,7808		
3	-0,4602	0,1226		
4	0,0442	0,4006		
5	-0,2473	0,2032		
6	-1,4949	0,8501		
7	0,0448	-0,4281		
8	0,1958	0,6884		
9	1,6127	0,2816		
10	-0,3526	3,0480		
11	0,9070	1,8653		
12	1,8746	1,7059		
13	1,0947	2,5406		
14	-0,7834	2,0201		
15	0,6775	1,0512		
16	1,4339	0,8067		
17	1,9777	2,2991		
18	-1,2532	0,1260		
19	0,2287	0,4691		
20	2,6330	1,4602		
21	-0,0666	0,6366		
22				

Рис. 1. Нормально распределенные случайные величины. Выборка 1 – $N(0;1)$, Выборка 2 – $N(1;1)$

Если вы не знакомы со статистическим выводом, рекомендую начать с [t-статистики Стьюдента](#).

Суть процедуры статистического вывода

Допустим, мы извлекаем две выборки по 20 элементов в каждой из двух генеральных совокупностей. Такая схема эксперимента называется двухвыборочной. Наша нулевая гипотеза H_0 состоит в том, что математические ожидания генеральных совокупностей равны $\mu_1 = \mu_2$. В качестве альтернативной выберем самую общую гипотезу $\mu_1 \neq \mu_2$.

Но мы не знаем истинные значения μ_1 и μ_2 . В нашем распоряжении только выборочные средние значения \bar{x}_1 и \bar{x}_2 . Причем они не равны. Задача процедуры статистического вывода – ответить на вопрос: есть ли основания при заданном уровне значимости отвергнуть нулевую гипотезу? Т.е., можно ли объяснить различия между средними значениями \bar{x}_1 и \bar{x}_2 естественной вариабельностью при отборе значений из одной генеральной совокупности ($\mu_1 = \mu_2$). Или это настолько маловероятно, что различия между \bar{x}_1 и \bar{x}_2 скорее связаны с тем, что они извлечены из разных генеральных совокупностей ($\mu_1 \neq \mu_2$).

Модель в Excel

Рассмотрим модель в Excel (см. рис. 1), в которой мы генерим нормально распределенные случайные величины из двух генеральных совокупностей: $N(0;1)$ и $N(1;1)$. Здесь $N(0;1)$ – нормальное распределение с математическим ожиданием $\mu_1 = 0$ и $\sigma_1 = 1$. $N(1;1)$ – нормальное распределение с математическим ожиданием $\mu_2 = 1$ и $\sigma_2 = 1$.

Для дальнейшей иллюстрации примера я сохранил сгенерированные формулами случайные числа, как значения. В приложенном Excel-файле на листе «Рис. 1» можно найти формулы, дающие случайные числа. Эти значения волатильны. Они изменяются после любого пересчета в Excel.

Двухвыборочный t-тест в Пакете анализа

В Excel есть средство, которое позволяет выполнить двухвыборочный t-тест. Пройдите *Данные* → *Анализ данных* (кнопка расположена на правом краю ленты). Выберите *Двухвыборочный t-тест с одинаковыми дисперсиями* или *Двухвыборочный t-тест с различными дисперсиями*. Первый вид теста выполняется, если у нас есть основания предполагать, что неизвестные дисперсии двух выборок одинаковы.

	A	B	C	D	E	F
1	Выборка 1	Выборка 2		Двухвыборочный t-тест с одинаковыми дисперсиями		
2	-0,9041	1,7808				
3	-0,4602	0,1226			Переменная 1	Переменная 2
4	0,0442	0,4006	Среднее		0,3581	1,0964
5	-0,2473	0,2032	Дисперсия		1,2980	0,8861
6	-1,4949	0,8501	Наблюдения		20	20
7	0,0448	-0,4281	Объединенная дисперсия		1,0921	
8	0,1958	0,6884	Гипотетическая разность средних		0	
9	1,6127	0,2816	df		38	
10	-0,3526	3,0480	t-статистика		-2,2341	
11	0,9070	1,8653	P(T<=t) одностороннее		0,0157	
12	1,8746	1,7059	t критическое одностороннее		1,6860	
13	1,0947	2,5406	P(T<=t) двухстороннее		0,0314	
14	-0,7834	2,0201	t критическое двухстороннее		2,0244	
15	0,6775	1,0512				
16	1,4339	0,8067				
17	1,9777	2,2991				
18	-1,2532	0,1260				
19	0,2287	0,4691				
20	2,6330	1,4602				
21	-0,0666	0,6366				

Рис. 2. Двухвыборочный t-тест с одинаковыми дисперсиями (надстройка *Пакет анализа*)

Если *Анализ данных* у вас на ленте не отображается, пройдите *Файл* → *Параметры*. В окне *Параметры Excel* перейдите на вкладку *Надстройки*. В нижней части окна в поле *Управление* выберите *Надстройки Excel*. Кликните на кнопке *Перейти*. Поставьте галочку напротив *Пакет анализа*.

Двухвыборочный t-тест с помощью формул в Excel

В учебных целях такой подход я не могу рекомендовать, поскольку в нём все вычисления «находятся под капотом». Выполним шаги последовательно:

	A	B	C	D	E	F	G
1	Выборка 1	Выборка 2					
2	-0,9041	1,7808	Выборочное среднее 1		\bar{x}_1	0,3581	=СРЗНАЧ(A2:A21)
3	-0,4602	0,1226	Выборочное среднее 2		\bar{x}_2	1,0964	=СРЗНАЧ(B2:B21)
4	0,0442	0,4006	Число элементов 1		n_1	20	=СЧЁТЗ(A2:A21)
5	-0,2473	0,2032	Число элементов 2		n_2	20	=СЧЁТЗ(B2:B21)
6	-1,4949	0,8501	Дисперсия 1		σ_1^2	1,2980	=ДИСП.В(A2:A21)
7	0,0448	-0,4281	Дисперсия 2		σ_2^2	0,8861	=ДИСП.В(B2:B21)
8	0,1958	0,6884	Объединенная дисперсия		σ^2	1,0921	=СРЗНАЧ(F6:F7)
9	1,6127	0,2816	Выборочное стандартное отклонение		s	1,0450	=КОРЕНЬ(F8)
10	-0,3526	3,0480	Число степеней свободы		df	38	=F4+F5-2
11	0,9070	1,8653	Размер эффекта		d	0,7065	=ABS(F2-F3)/F9
12	1,8746	1,7059	t-статистика		t	2,2341	=F11*КОРЕНЬ(F4/2)
13	1,0947	2,5406	Вероятность ошибки I-го рода		α	0,05	
14	-0,7834	2,0201	Критическое одностороннее t		t_α	1,6860	=СТЫЮДЕНТ.ОБР(1-F13;F10)
15	0,6775	1,0512	Критическое двустороннее t		t_α	2,0244	=СТЫЮДЕНТ.ОБР.2X(F13;F10)
16	1,4339	0,8067	Вероятность p (t <= t_α) одностороннее		p	0,0157	=1-СТЫЮДЕНТ.РАСП(F12;F10;ИСТИНА)
17	1,9777	2,2991	Вероятность p (t <= t_α) двухстороннее		p	0,0314	=СТЫЮДЕНТ.РАСП.2X(F12;F10)
18	-1,2532	0,1260					
19	0,2287	0,4691					
20	2,6330	1,4602					
21	-0,0666	0,6366					

Рис. 3. Двухвыборочный t-тест с одинаковыми дисперсиями (формулы)

Ошибка I-го рода

Выше мы сказали, что в качестве альтернативной рассматриваем самую общую гипотезу $\mu_1 \neq \mu_2$. Такая гипотеза соответствует двустороннему тесту. Выполняя тест, мы определяем, куда попадет t-статистика, вычисленная на экспериментальных данных. В нашем примере t-статистика = 2,2341 больше критического t_α равного 2,0244 для двустороннего теста с уровнем значимости $\alpha = 0,05$.

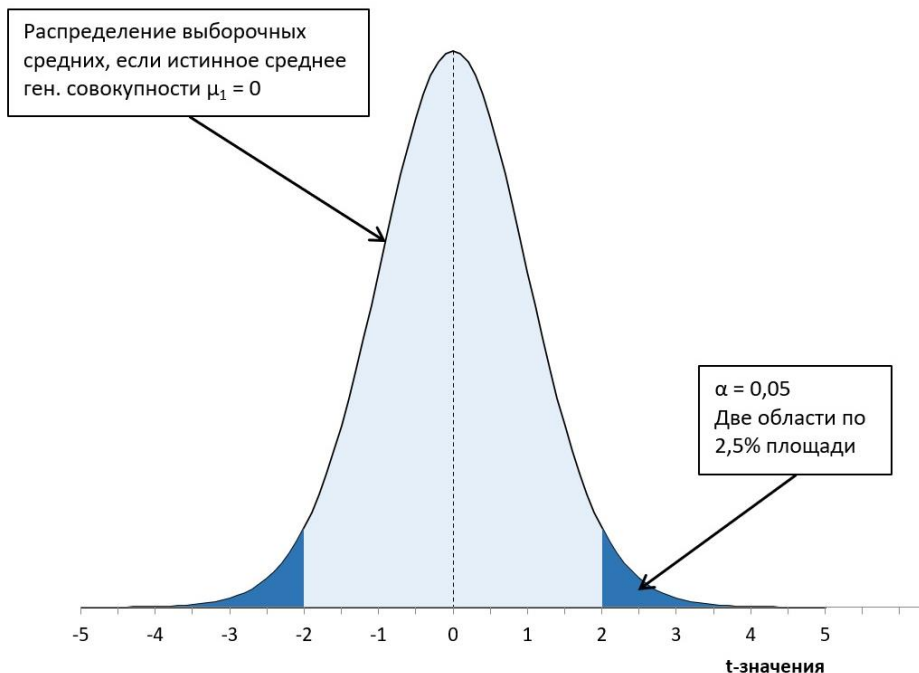


Рис. 4. Графическое представление двухвыборочного t-теста

Двухвыборочный t-тест при заданном уровне значимости $\alpha = 0,05$ позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о равенстве математических ожиданий двух генеральных совокупностей. t-тест позволяет принять альтернативную гипотезу: Выборка 1 и Выборка 2 извлечены из разных генеральных совокупностей.

Заметим, что односторонний тест используется, если в качестве альтернативной принимается одна из направленных гипотез: $\mu_1 > \mu_2$ или $\mu_1 < \mu_2$.

Ошибка II-го рода

Выше мы задали уровень значимости $\alpha = 0,05$. Уровень значимости также называют ошибкой I-го рода. Значение ошибки I-го рода, равное 0,05 означает, что с вероятностью 5% мы отвергнем нулевую гипотезу, хотя она будет верна. Ошибку I-го рода нельзя сделать очень маленькой, поскольку в этом случае возрастет частота ошибок II-го рода: мы будем придерживаться нулевой гипотезы, когда она перестала быть верной. Вероятность ошибки II-го рода соответствует площади под кривой распределения выборочных средних второй группы, отсекаемых t-значением.

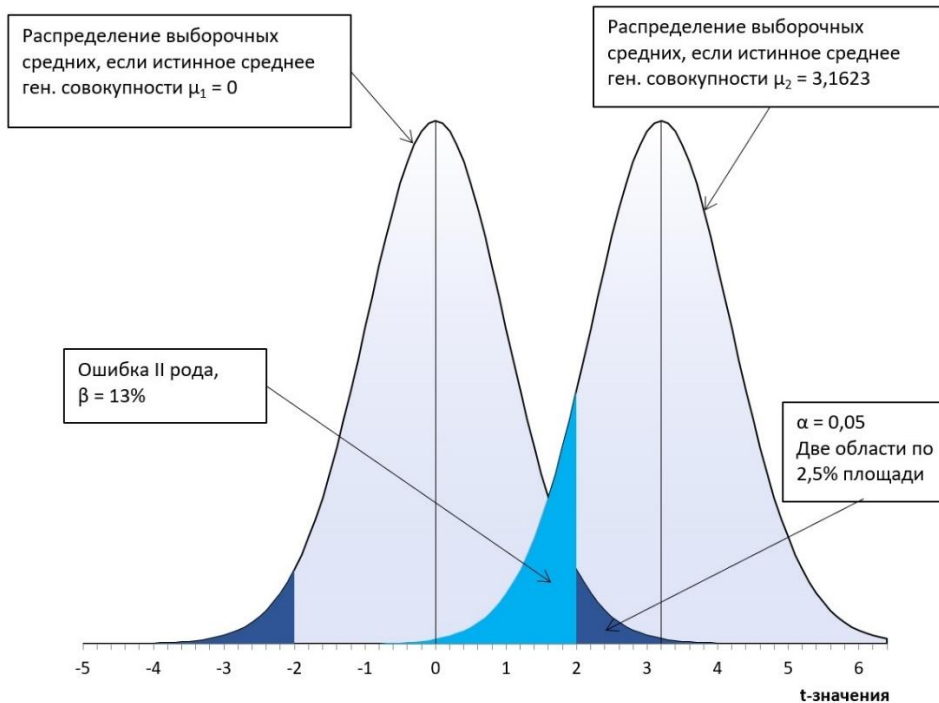


Рис. 5. Ошибка II-рода. Расчеты см. в Excel-файле.

Статистическая мощность

Статистической мощностью называется величина $w = 1 - \beta$:

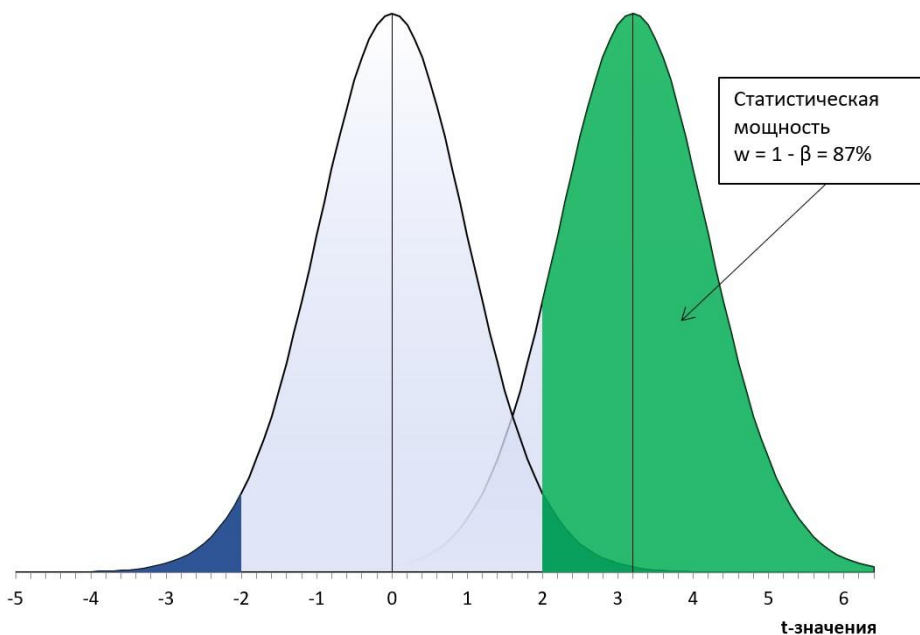


Рис. 6. Статистическая мощность

Статистическая мощность показывает, с какой вероятностью наш план эксперимента позволит отвергнуть нулевую гипотезу. Давайте проверим)) Проведем 1000 экспериментов с моделями, как на рис. 1, и подсчитаем t-значения. Можно ожидать, что около 870 t-значений будут более 2,0244. Распределение t-значений представлено на рис. 7. Этот анализ выполнен с помощью волатильных функций в Excel, так что вы можете перейти в Excel-файл на лист "Рис. 7", и понажимать клавишу F9, запуская перерасчет.

соответствующего альтернативной гипотезе μ_2 , критическое значение t_α , значение t_β , соответствующее t_α при переносе нуля в точку μ_2 , и наконец, площадь под кривой распределения μ_2 справа от t_β . Вуаля! Это и есть статистическая мощность для заданных d , n , α .

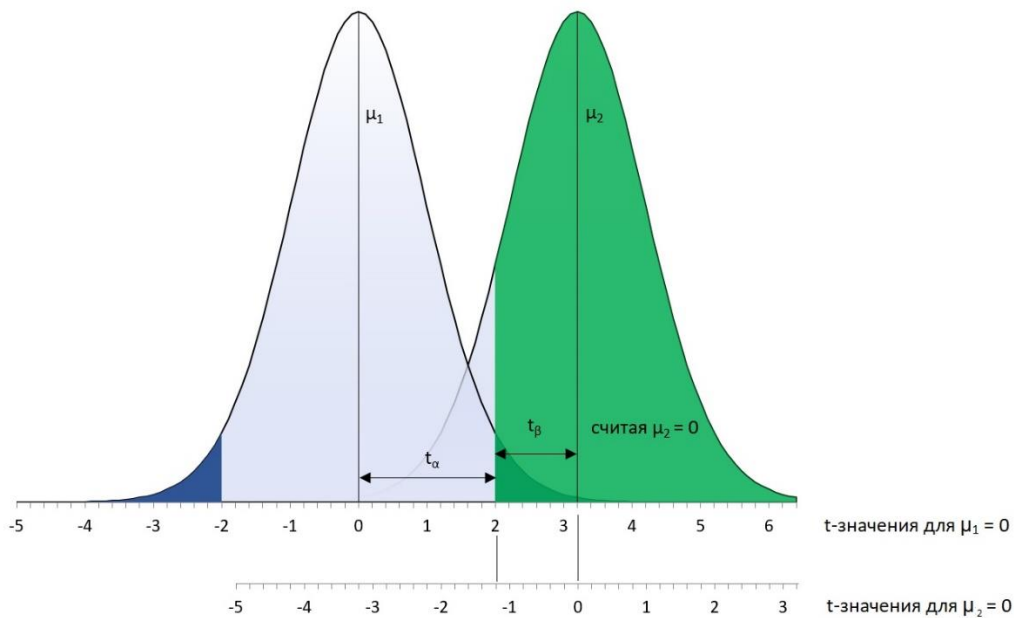


Рис. 9. Обозначения на графике статистической мощности

Расчет размера выборки при заданной статистической мощности

Для экспериментатора может быть интересна и обратная задача: для заданных d , α , w рассчитать необходимый размер выборки n . Аналитическое решение в Excel я думаю не существует. Так как есть функции, возвращающие вероятность, например СТЬЮДЕНТ.РАСП()... есть функции, возвращающие t -значение, например, СТЬЮДЕНТ.ОБР(), но... нет функций, возвращающих число степеней свободы.

Это ограничение можно обойти, построив *Таблицу данных* (меню *Данные* → *Прогноз* → *Анализ "что если"* → *Таблица данных*). Таблица и график позволяют определить n , соответствующее требуемой мощности:

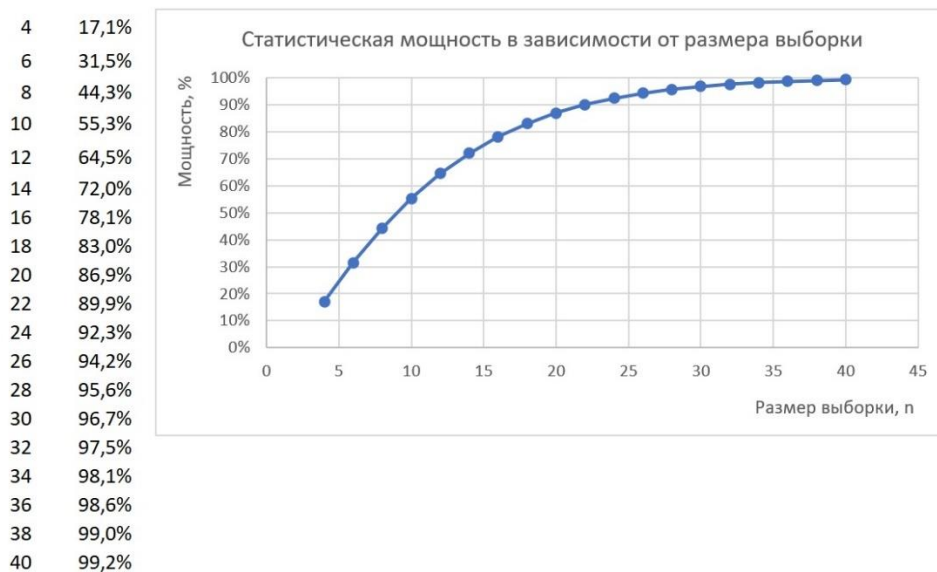


Рис. 10. Графическое решение обратной задачи: для заданных d , α , w рассчитать необходимый размер выборки n

Понятно, что четыре переменные...

- размер эффекта d
- размер выборки n
- вероятность ошибки I-го рода α

- и статистическая мощность w

... однозначно связаны. Поэтому можно сформулировать и такой вопрос: при заданных n , α , w , какой размер эффекта можно обнаружить?

Калькулятор статистической мощности

И, наконец следует упомянуть, что в Инете есть бесплатные программы – калькуляторы, рассчитывающие статистическую мощность. Например, [G*Power](#). На рис. 11 показан итог работы этой программы. На вход были поданы следующие условия:

- двусторонний t-критерий
- размер эффекта на генеральной совокупности $d = 0,55$
- частота ошибок I-го рода $\alpha = 0,05$
- размеры выборок $n_1 = n_2 = 40$

На выходе получены значения

- параметр нецентральности δ ; он же матожидание распределения альтернативной гипотезы $\mu_2 = 2,4597$
- критическое t-значение, $t_\alpha = 1,9908$
- число степеней свободы $df = 78$
- статистическая мощность $w = 0,68$

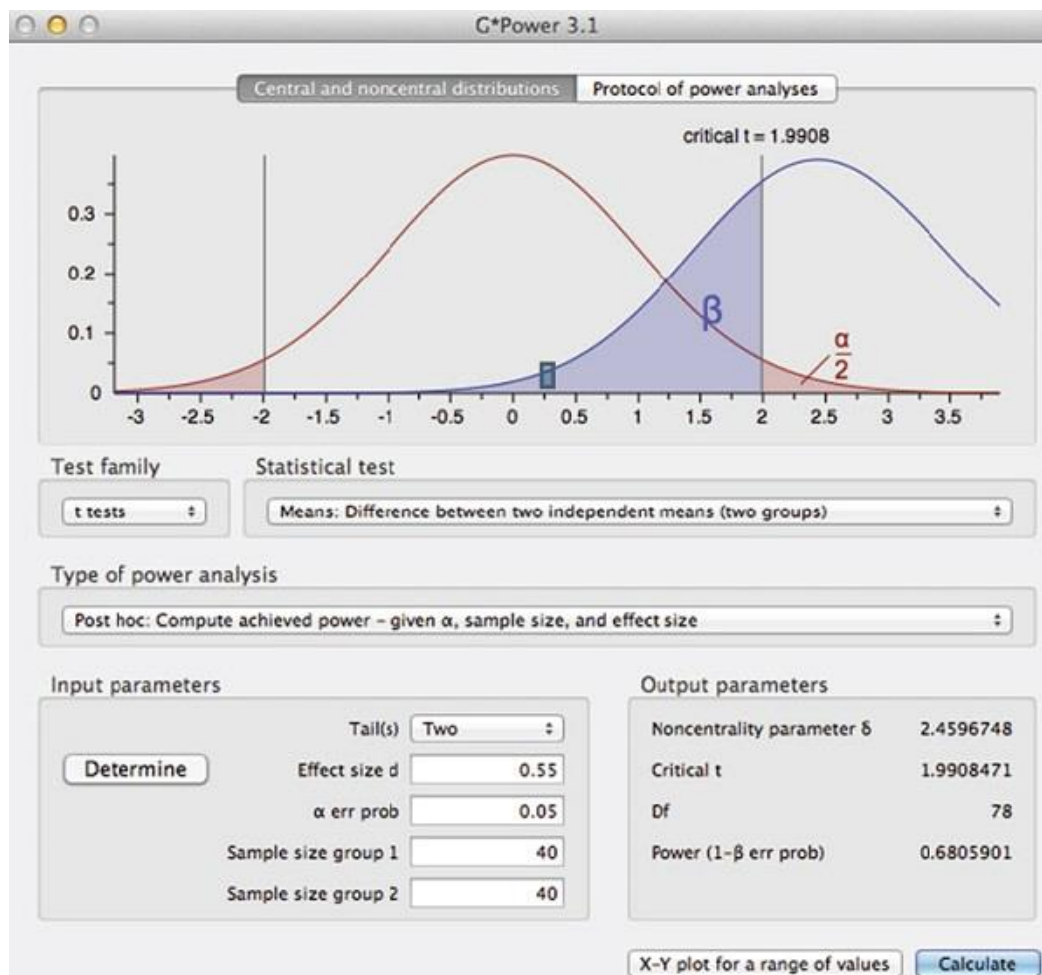


Рис. 11. Вывод программы G*Power, вычисляющей мощность t-критерия

Использованные материалы

Майкл Херцог. [Статистика и планирование эксперимента для непосвященных](#)

Statistical Power Analyses for Mac and Windows [G*Power](#)

Конрад Карлберг. [Регрессионный анализ в Microsoft Excel](#)

[t-статистика Стьюдента в Excel](#)

Упрощение формул Excel путем именования фрагментов с помощью функции [LET](#)