

Модель

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

В более ранней последовательности было показано, что сумма квадратов фактических значений Y (TSS: общая сумма квадратов) может быть разложена на сумму квадратов установленных значений (ESS: объясненная сумма квадратов) и сумма квадратов остатков.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

R^2 , обычная мера критерия пригодности, тогда определялось как отношение объясненной суммы квадратов к общей сумме квадратов.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Нулевая гипотеза, которую мы собираемся протестировать, заключается в том, что модель не имеет объясняющей силы.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: : $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза : $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Так как X является единственной объясняющей переменной на данный момент, нулевая гипотеза состоит в том, что Y не определяется X . Математически мы имеем $H_0: b_2 = 0$

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза : $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза : $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)}$$

Гипотезы, касающиеся хорошего соответствия, проверяются по статистике F, как показано. k - количество параметров в уравнении регрессии, которое в настоящее время составляет всего 2

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза : $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)}$$

$n - k$, как и в t -статистике, число степеней свободы (количество наблюдений за вычетом количества оцениваемых параметров). Для простого регрессионного анализа это $n - 2$.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза : $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{(k-1)}}{\frac{RSS}{(n-k)}} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)}$$

В качестве альтернативы F-статистика может быть записана в терминах R². Сначала разделите числитель и знаменатель на TSS

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза: $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2) / (n-k)}$$

Теперь мы можем переписать статистику F , как показано. R^2 в числителе прямо вытекает из определения R^2 .

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

$$\frac{RSS}{TSS} = \frac{TSS - ESS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS} = 1 - R^2$$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1 - R^2) / (n-k)}$$

Легко продемонстрировано, что RSS / TSS равно $1 - R^2$.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза: $H_1: \beta_2 \neq 0$

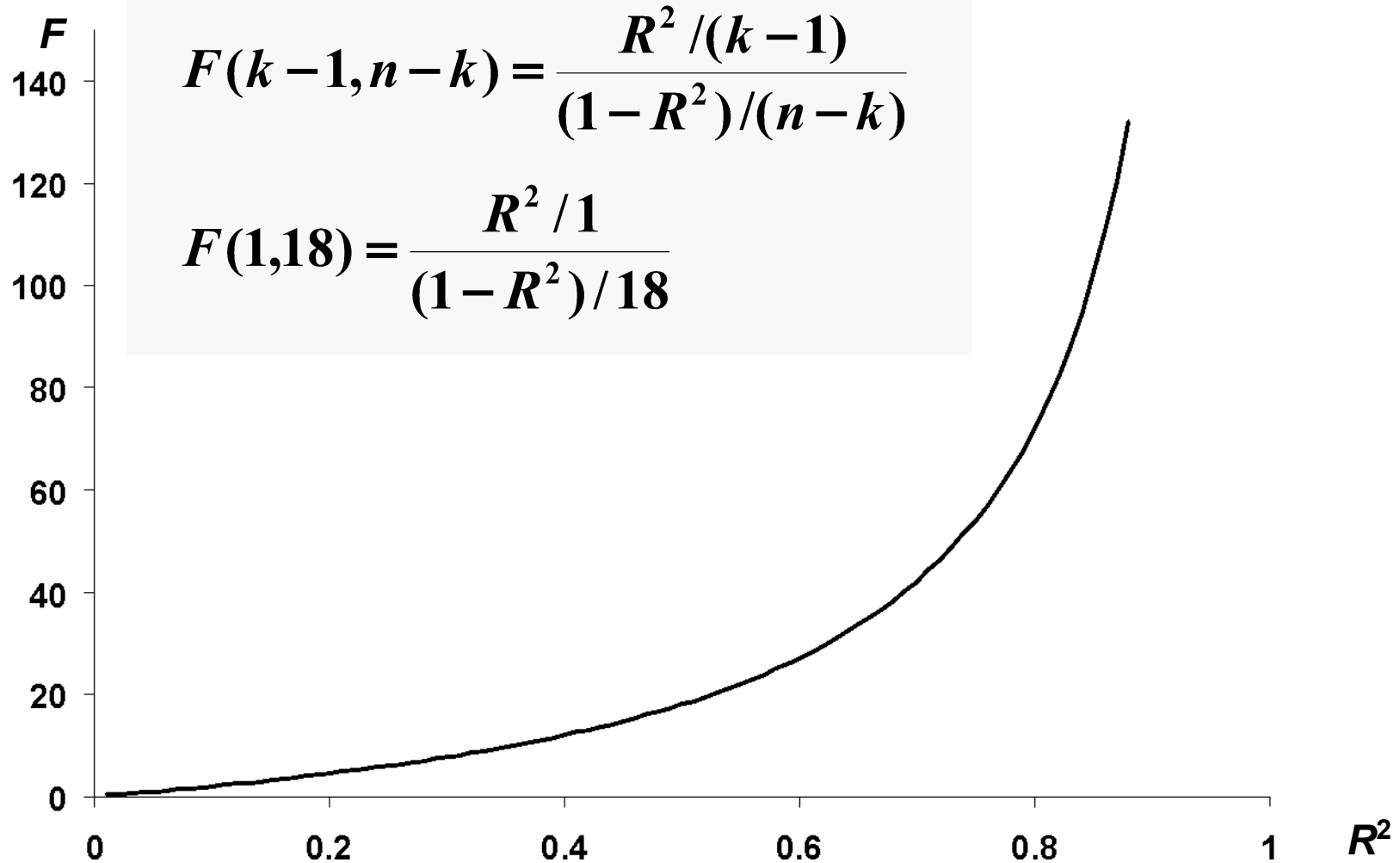
$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2) / (n-k)}$$

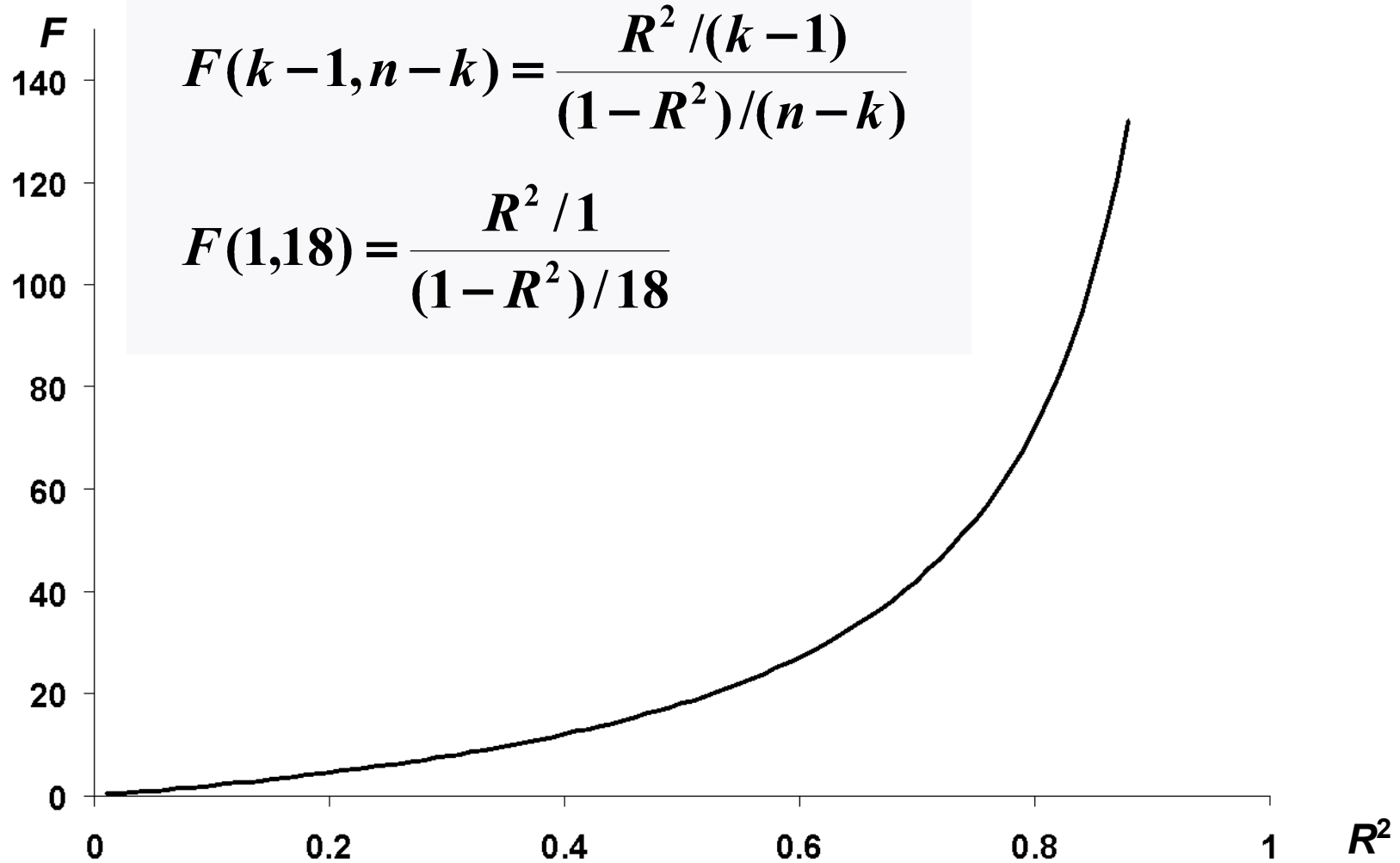
F - монотонно возрастающая функция R^2 . С ростом R^2 числитель увеличивается, а знаменатель уменьшается, поэтому по обеим причинам F увеличивается

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



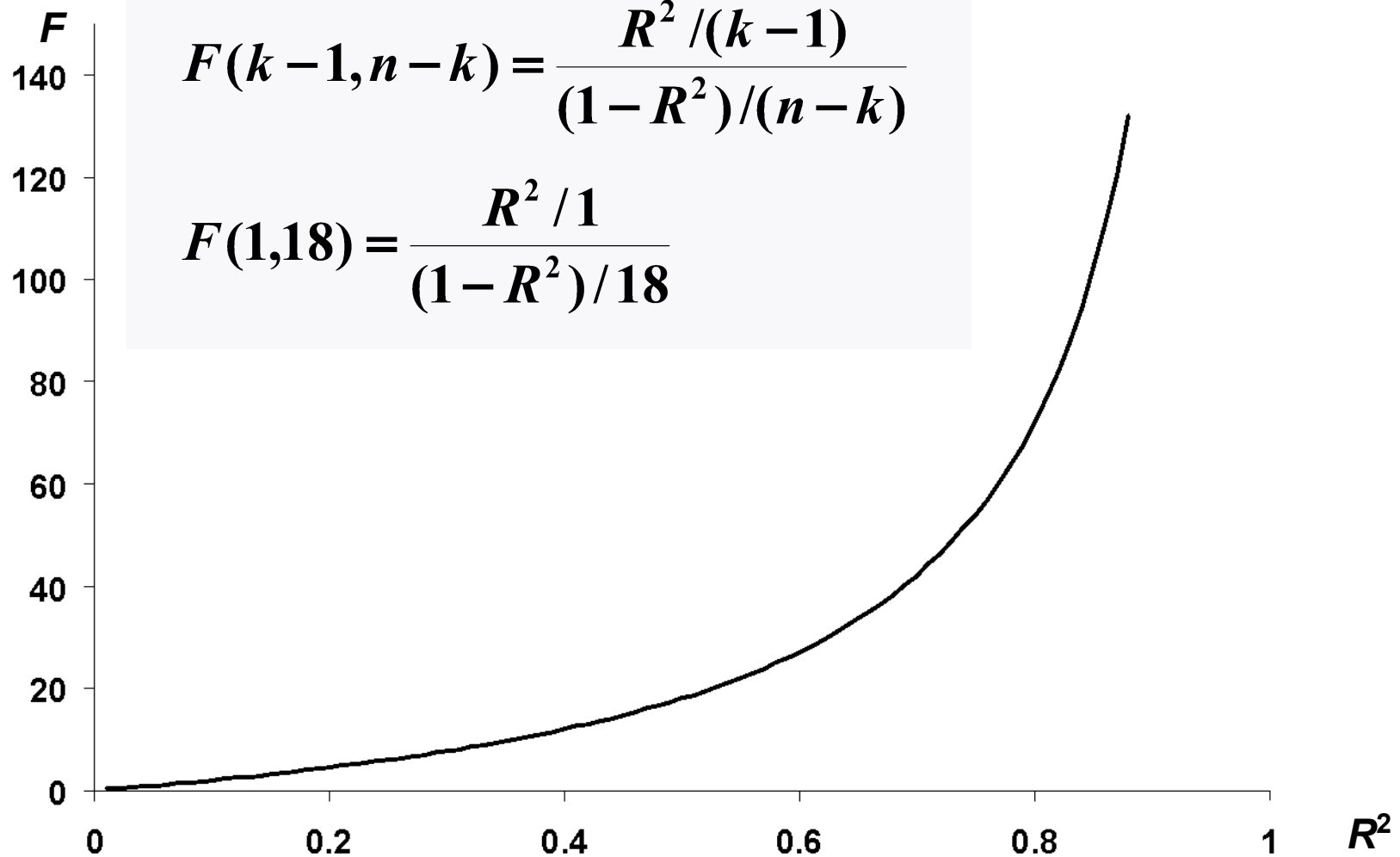
Здесь F изображается как функция R^2 для случая, когда имеется 1 поясняющая переменная и 20 наблюдений. Поскольку $k = 2$, $n - k = 18$. H_0

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



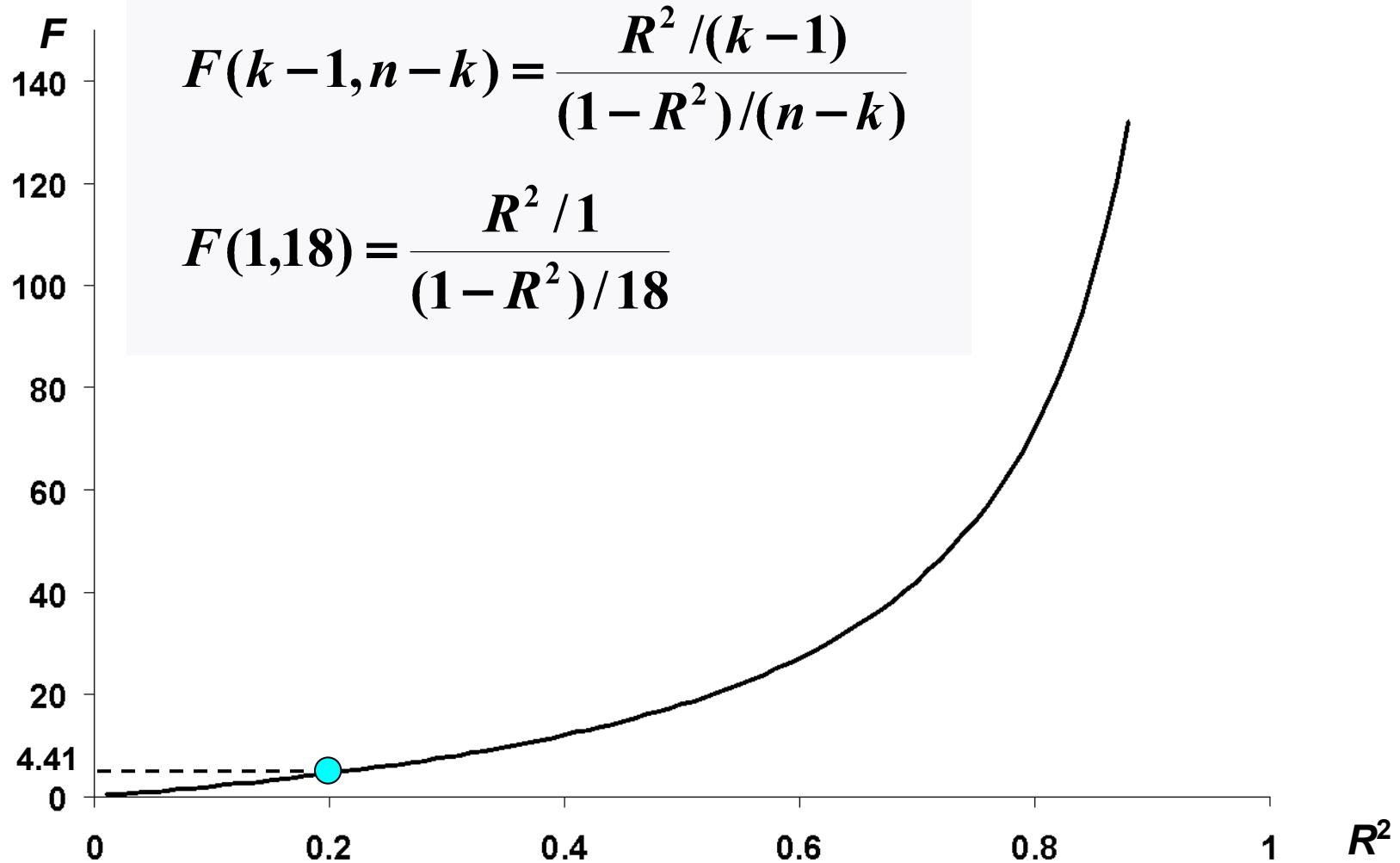
Если нулевая гипотеза верна, F будет иметь случайное распределение.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



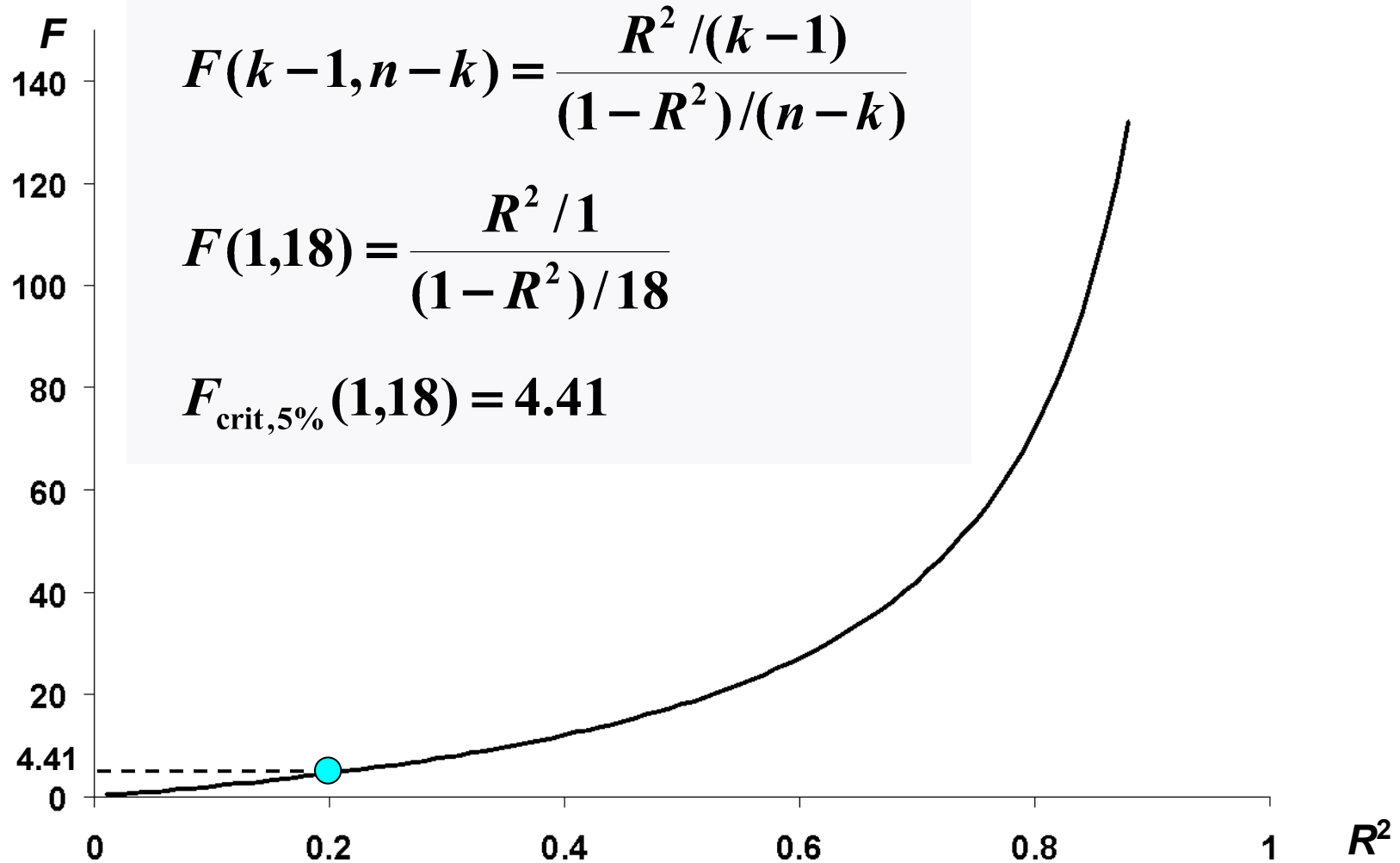
Будет некоторая критическая ценность, которая будет превалировать, как случайность, всего в 5 процентах случаев. Если мы выполняем 5-процентный тест значимости, мы отклоним H_0 , если статистика F больше этого критического значения.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



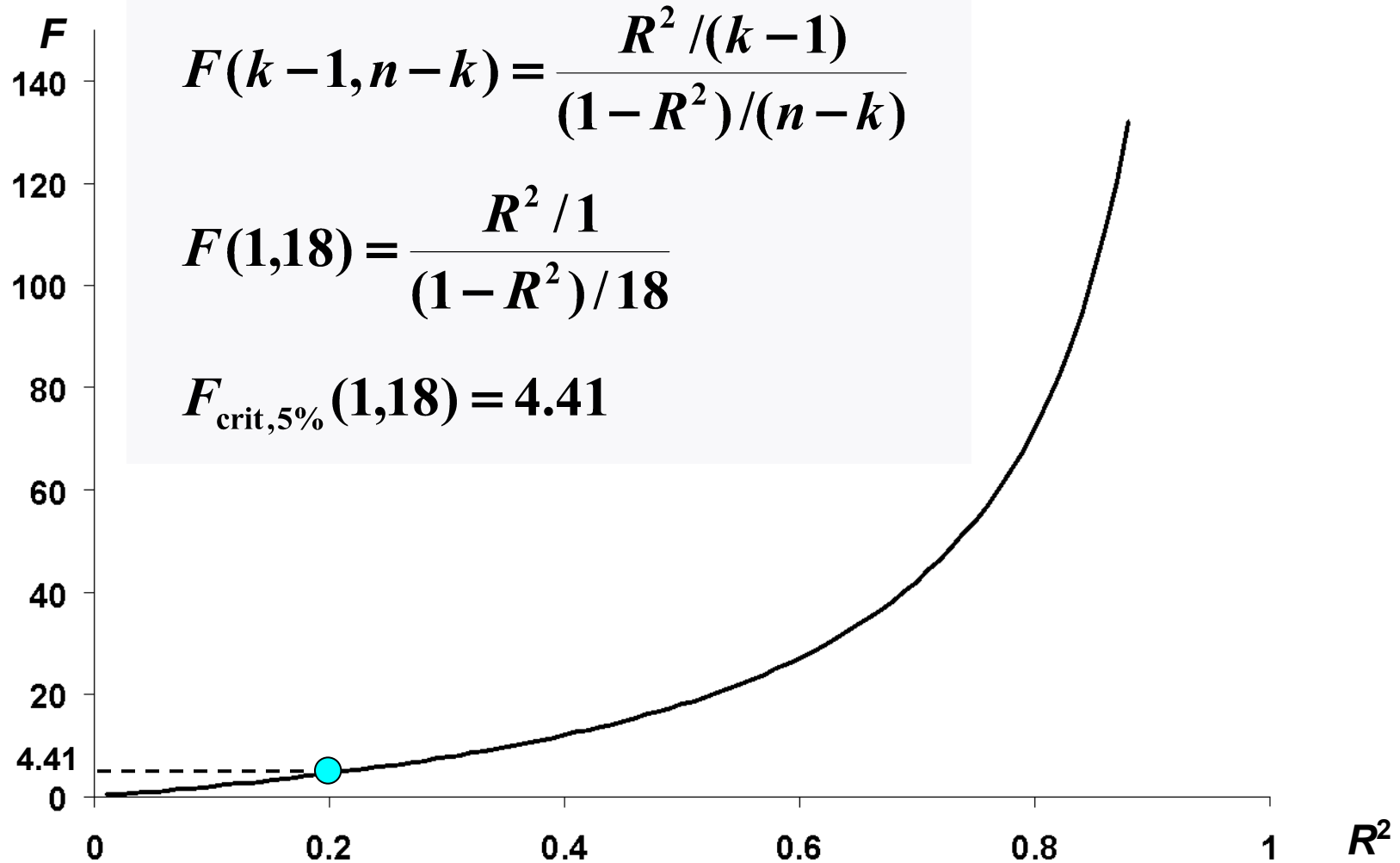
В случае F-теста критическое значение зависит от количества объясняющих переменных, а также от количества степеней свободы. Когда есть одна объясняющая переменная и 18 степеней свободы, критическое значение F при 5-процентном значении уровня составляет 4,41.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



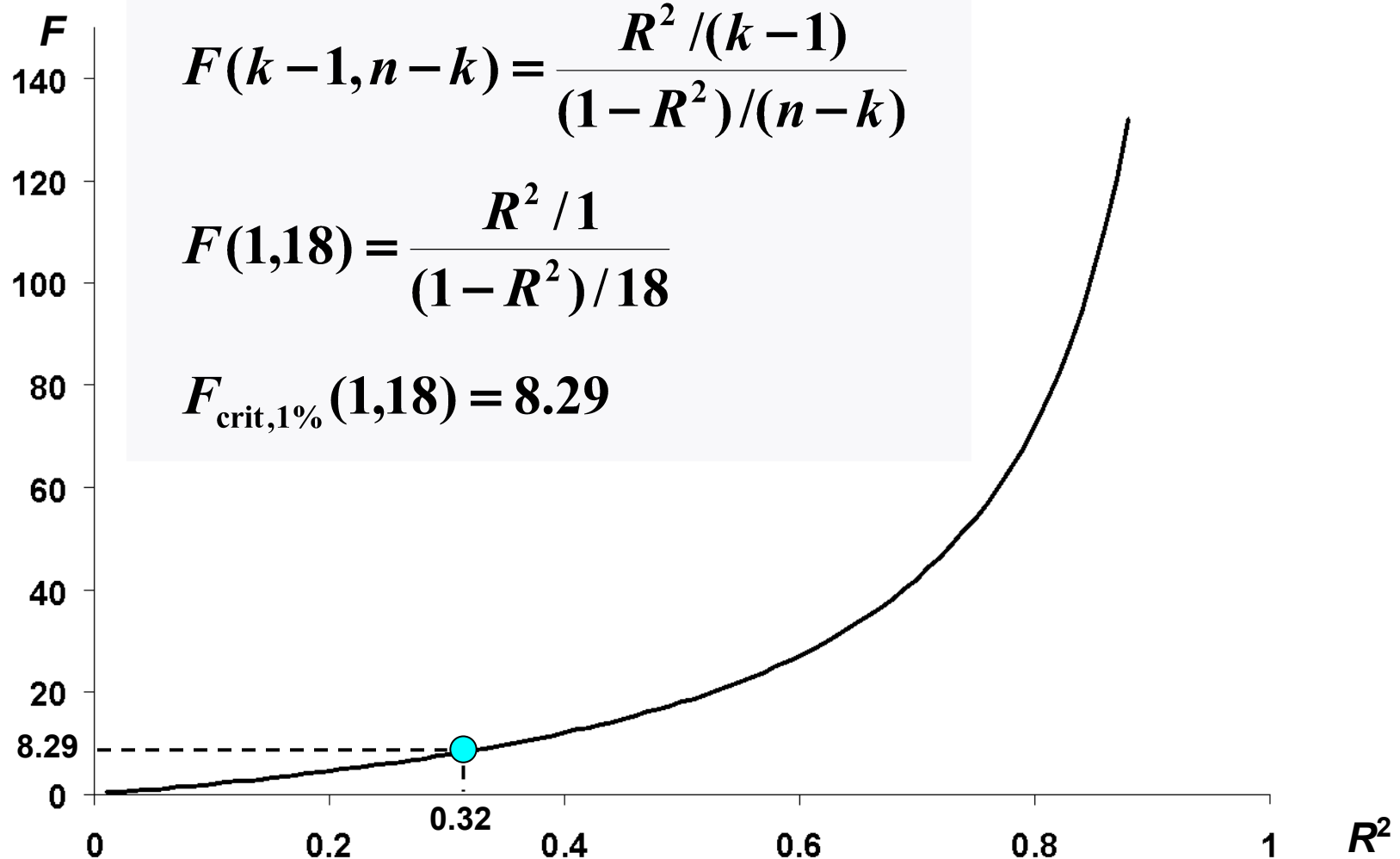
Для одной объясняющей переменной и 18 степеней свободы $F = 4,41$, когда $R^2 = 0,20$.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



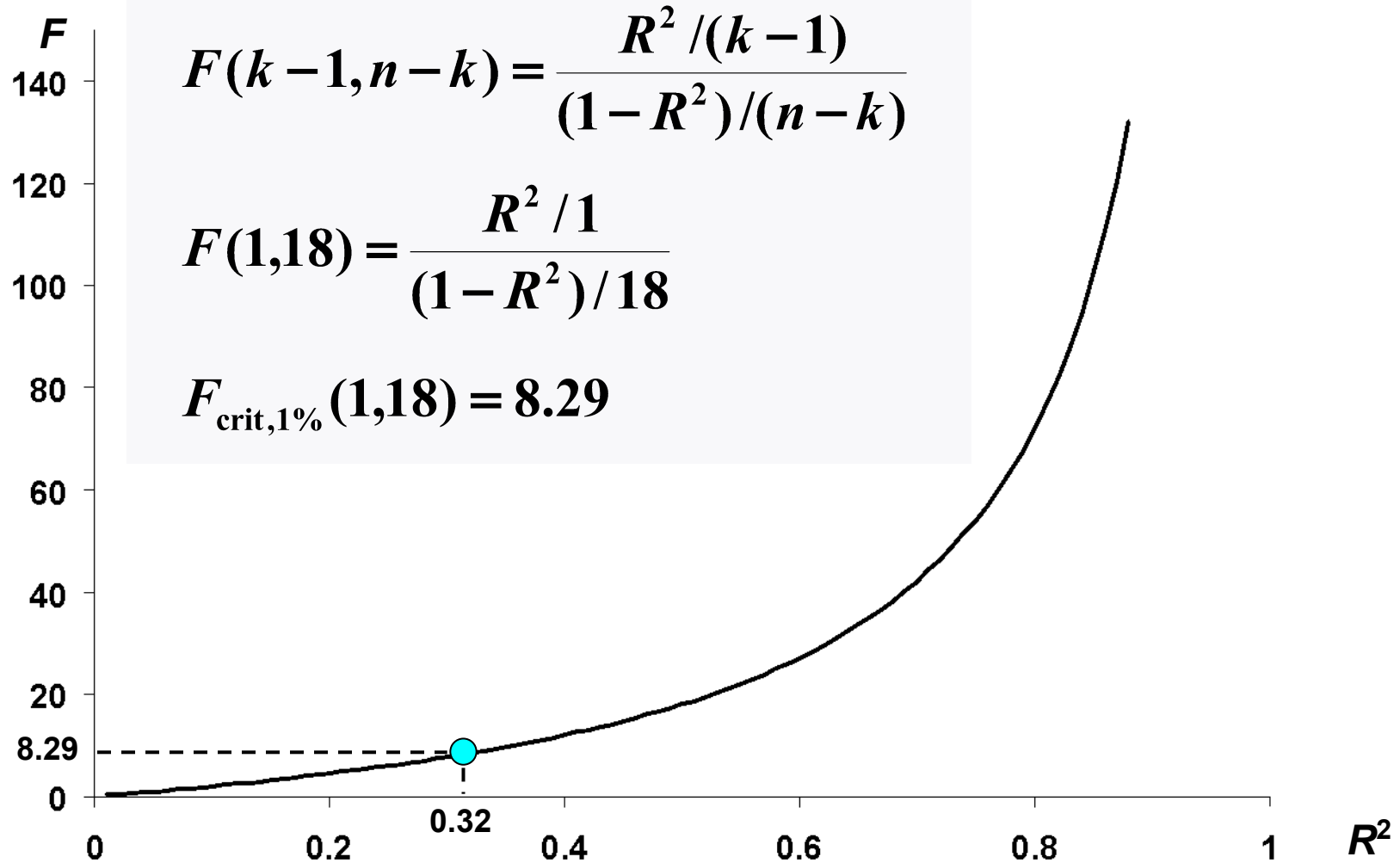
Если R^2 выше 0,20, F будет выше, чем 4.41, и мы отклоним нулевую гипотезу на уровне 5 процентов.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



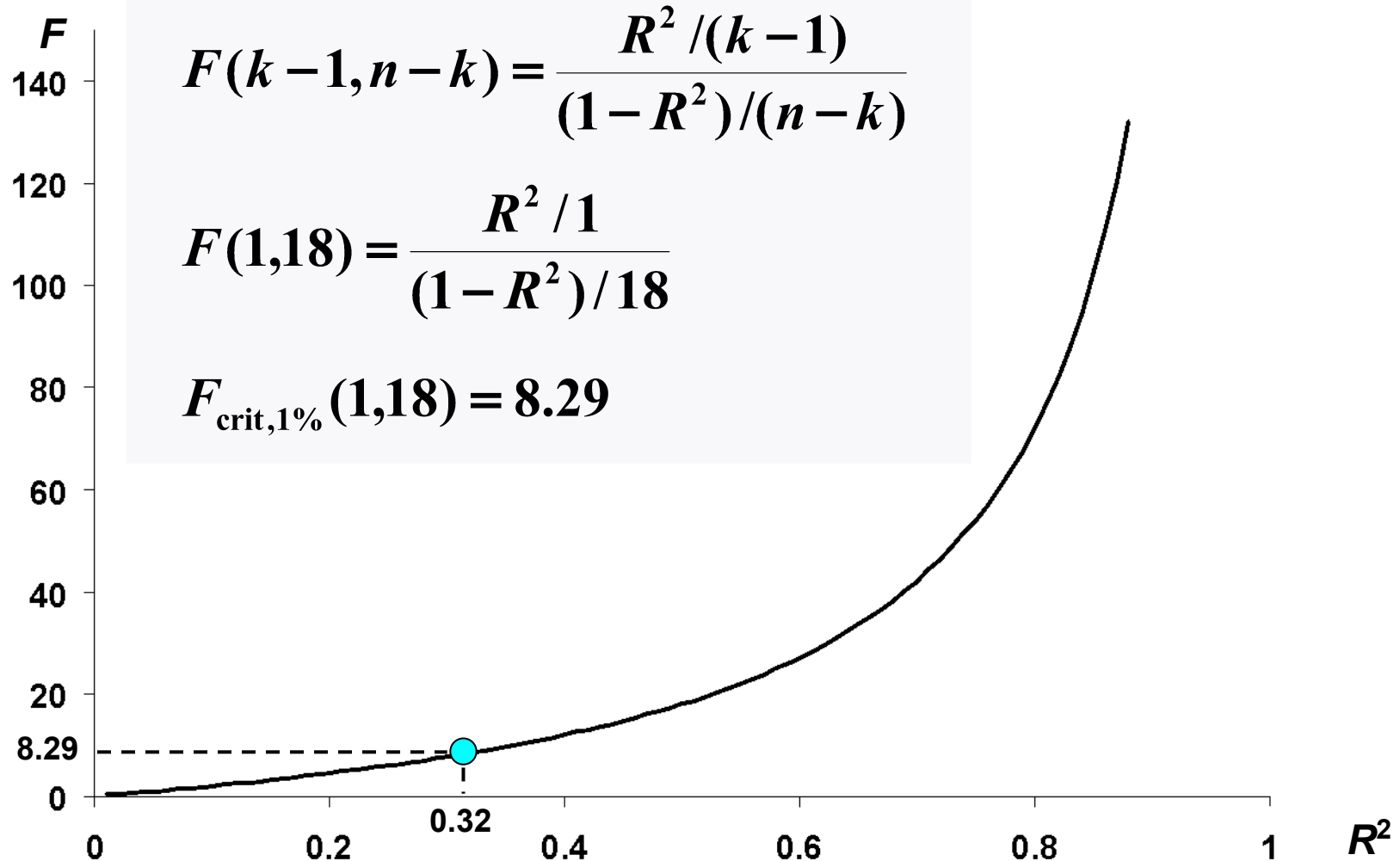
Если бы мы выполняли 1-процентный тест с одной пояснительной переменной и 18 степенями свободы, критическое значение F было бы 8.29. $F = 8,29$, когда, $R^2 = 0.32$.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



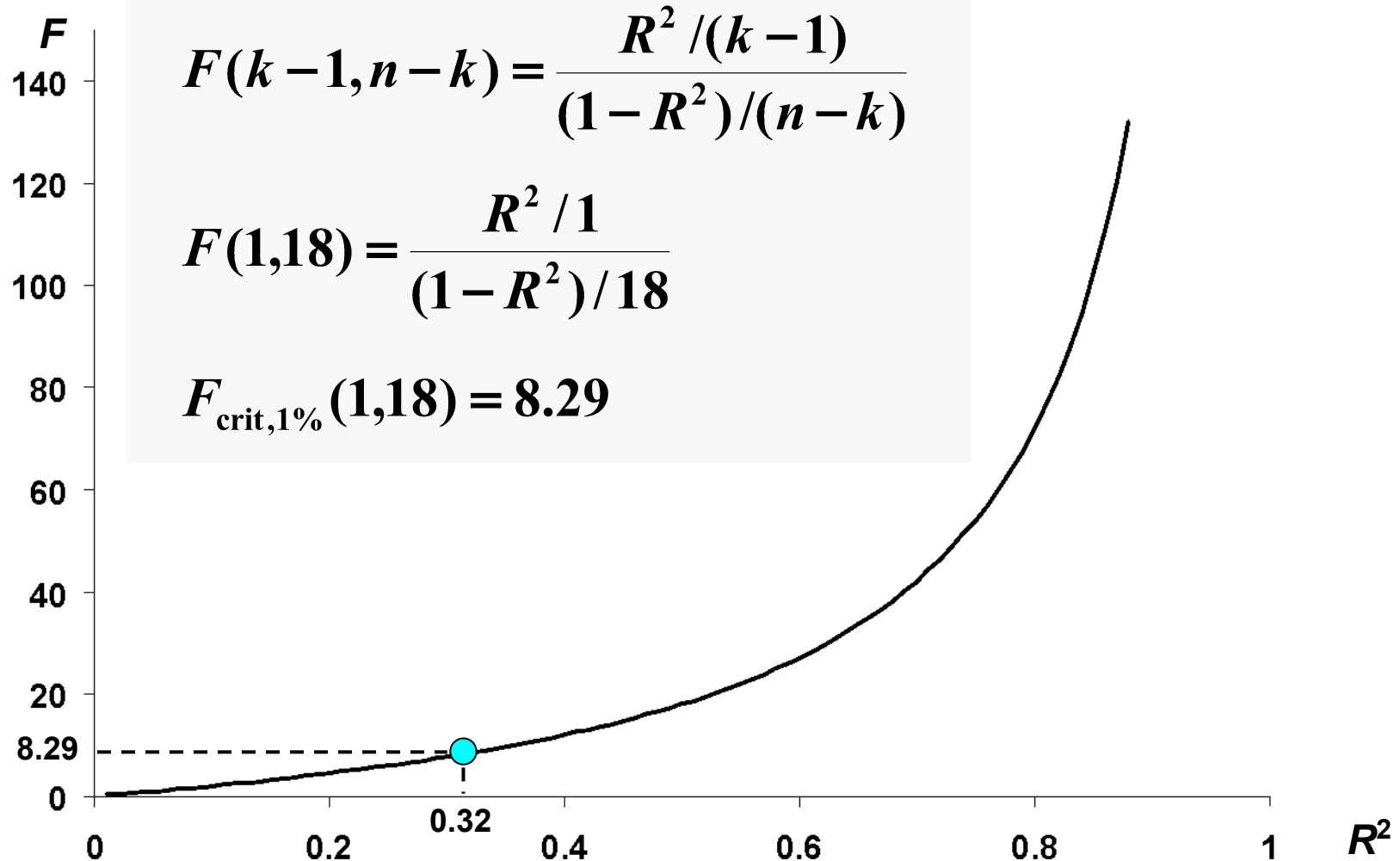
Если R^2 выше 0,32, F будет выше, чем 8.29, и мы отклоним нулевую гипотезу на уровне 1 процента.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



Почему мы проводим тест косвенно, через F , а не напрямую через R^2 ? В конце концов, было бы легко вычислить критические значения R^2 от значений для F .

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ



Причина в том, что тест F может использоваться для нескольких тестов дисперсионного анализа. Вместо того, чтобы иметь специализированную таблицу для каждого теста, удобнее иметь только один.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза: $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2) / (n-k)}$$

Обратите внимание, что для простого регрессионного анализа нулевые и альтернативные гипотезы математически точно такие же, как для двухстороннего t-теста. Может ли тест F прийти к другому выводу из t-теста?

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Модель $Y = \beta_1 + \beta_2 X + u$

Нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

Альтернативная гипотеза: $H_1: \beta_2 \neq 0$

$$\sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum e^2 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$F(k-1, n-k) = \frac{ESS / (k-1)}{RSS / (n-k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS} / (k-1)}{\frac{RSS}{TSS} / (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2) / (n-k)}$$

Ответ, конечно, нет. Мы продемонстрируем, что для простого регрессионного анализа статистика F является квадратом статистики t.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$F = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n - 2)}$$

Начнем с замены ESS и RSS их математическими выражениями.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned} F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\ &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} \end{aligned}$$

Знаменатель представляет собой выражение для s_u^2 , оценщика σ_u^2 , для простой модели регрессии. Разбиваем числитель, используя выражение для установленного соотношения.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\
 &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2
 \end{aligned}$$

Члены b_1 в числителе отменяют. Остальные числители могут быть сгруппированы, как показано.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned} F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\ &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\ &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 \end{aligned}$$

Мы берем член b_2^2 из суммирования как фактор.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\
 &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2}
 \end{aligned}$$

We move the term involving X to the denominator.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned} F &= \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n - 2)} \\ &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\ &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{b_2^2}{(s.e.(b_2))^2} \end{aligned}$$

Знаменатель представляет собой квадрат стандартной ошибки b_2 .

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned} F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\ &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\ &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{b_2^2}{(s.e.(b_2))^2} = t^2 \end{aligned}$$

Отсюда получаем b_2^2 деленный на квадрат стандартной ошибки b_2 . Это t статистика, квадрат.

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\
 &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{b_2^2}{(s.e.(b_2))^2} = t^2
 \end{aligned}$$

Можно также показать, что критическое значение F на любом уровне значимости равно квадрату критического значения t. Мы не будем пытаться это доказать H_0

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\
 &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{b_2^2}{(s.e.(b_2))^2} = t^2
 \end{aligned}$$

Поскольку тест F эквивалентен двухстороннему t-критерию в простой модели регрессии, нет смысла выполнять оба теста. Фактически, если это оправдано, односторонний t-тест будет лучше, чем либо потому, что он более мощный (более низкий риск ошибки типа II, если H_0 является ложным)

Демонстрация того, что $F = t^2$

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{ESS}{RSS / (n-2)} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum e_i^2 / (n-2)} \\
 &= \frac{\sum ([b_1 + b_2 X_i] - [b_1 + b_2 \bar{X}])^2}{s_u^2} = \frac{1}{s_u^2} \sum b_2^2 (X_i - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{b_2^2}{s_u^2} \sum (X_i - \bar{X})^2 = \frac{b_2^2}{s_u^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{b_2^2}{(s.e.(b_2))^2} = t^2
 \end{aligned}$$

Тест F будет играть свою роль, когда мы придем к множественному регрессионному анализу.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS			
-----+-----						
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Number of obs =	540	
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	F(1, 538) =	112.15	
-----+-----				Prob > F	= 0.0000	
Всего	112010.231	539	207.811189	R-squared	= 0.1725	
-----+-----				Adj R-squared	= 0.1710	
				Root MSE	= 13.126	
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

Вот результат для регрессии почасовых заработков по годам обучения для выборки из 540 респондентов из Национального продольного опроса молодежи.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

Прибыль S

Источник	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	540	
Модель	19321.5589	1	19321.5589	F(1, 538) =	112.15	
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	Prob > F	= 0.0000	
-----+-----				R-squared	= 0.1725	
Всего	112010.231	539	207.811189	Adj R-squared	= 0.1710	
				Root MSE	= 13.126	
-----+-----						
Прибыль	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{19322}{92689 / (540 - 2)}$$

Мы проверим, что статистика F была рассчитана правильно. Объясненная сумма квадратов (описанная в Stata как модельная сумма квадратов) является 19322.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	540	
Модель	19321.5589	1	19321.5589	F(1, 538) =	112.15	
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	Prob > F =	0.0000	
-----+-----				R-squared =	0.1725	
всего	112010.231	539	207.811189	Adj R-squared =	0.1710	
				Root MSE =	13.126	
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{19322}{92689 / (540 - 2)}$$

Остаточная сумма квадратов равна 92689.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	540	
Модель	19321.5589	1	19321.5589	F(1, 538) =	112.15	
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	Prob > F =	0.0000	
-----+-----				R-squared =	0.1725	
всего	112010.231	539	207.811189	Adj R-squared =	0.1710	
				Root MSE =	13.126	
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{19322}{92689 / (540 - 2)}$$

Число степеней свободы 540 – 2 = 538.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	540	
Модель	19321.5589	1	19321.5589	F(1, 538) =	112.15	
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	Prob > F =	0.0000	
-----+-----				R-squared =	0.1725	
Всего	112010.231	539	207.811189	Adj R-squared =	0.1710	
				Root MSE =	13.126	
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{19322}{92689 / (540 - 2)} = \frac{19322}{172.28}$$

Знаменатель выражения для F, следовательно, 172,28. Заметим, что это оценка σ_u^2 . Его квадратный корень, обозначенный в Stata Root MSE, является оценкой стандартного отклонения u .

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{ESS}{RSS / (n - 2)} = \frac{19322}{92689 / (540 - 2)} = \frac{19322}{172.28} = 112.15$$

Наш расчет F согласуется с тем, что на выходе Stata.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F(1, n - 2) = \frac{R^2}{(1 - R^2) / (n - 2)} = \frac{0.1725}{(1 - 0.1725) / (540 - 2)} = 112.15$$

Мы также проверим статистику F, используя выражение для нее в терминах R². Мы снова видим, что он согласен.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

Мы также проверим связь между статистикой F и статистикой t для коэффициента наклона.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$112.15 = 10.59^2$$

Очевидно, это тоже правильно.

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
ПРИБЫЛЬ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F_{\text{crit}, 0.1\%}(1, 500) = 10.96 \quad t_{\text{crit}, 0.1\%}(500) = 3.31 \quad 10.96 = 3.31^2$$

И критическое значение F является квадратом критического значения t. (Мы используем значения для 500 степеней свободы, потому что те, для 538, не отображаются в таблице.)

F КРИТЕРИЙ ПРИГОДНОСТИ

ПРИБЫЛЬ S

Источник	SS	df	MS	Number of obs = 540		
-----+-----				F(1, 538) = 112.15		
Модель	19321.5589	1	19321.5589	Prob > F = 0.0000		
Остаточный	92688.6722	538	172.283777	R-squared = 0.1725		
-----+-----				Adj R-squared = 0.1710		
Всего	112010.231	539	207.811189	Root MSE = 13.126		
-----+-----						
Прибыль	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
S	2.455321	.2318512	10.59	0.000	1.999876	2.910765
Минусы	-13.93347	3.219851	-4.33	0.000	-20.25849	-7.608444
-----+-----						

$$F_{\text{crit}, 0.1\%}(1, 500) = 10.96 \quad t_{\text{crit}, 0.1\%}(500) = 3.31 \quad 10.96 = 3.31^2$$

Отношения показаны для уровня значимости 0,1%, но, очевидно, это верно и для любого другого уровня значимости.