

1	2	3	4
277	4-3 (сн.)	Тогда апостериорное распределение параметра θ (с точностью до нормирующих множителей, не зависящих от θ) будет	Тогда при достаточно больших значениях S апостериорное распределение параметра θ с точностью до нормирующих множителей, не зависящих от θ , может быть приближенно описано соотношением
291	13(св.)	... торых $\sqrt{n}(x - a_0)\frac{1}{\sigma} > u_Q$,	... торых $\sqrt{n}(x - a_0)\frac{1}{\sigma} > u_Q$,
292	2(св.)	$\hat{\gamma}^{(n)} = -2 \ln \{L(x_1, \dots, x_n; \Theta_0)/L(x_1, \dots, x_n; \tilde{\Theta})\}$	$\hat{\gamma}^{(n)} = -2 \ln \{L(x_1, \dots, x_n; \Theta_0)/L(x_1, \dots, x_n; \tilde{\Theta})\}$
299	2(св.)	$= \ln \frac{f(x_1; \Theta_1) \dots f(x_n; \Theta_1)}{f(x_1; \tilde{\Theta}_1) \dots f(x_n; \tilde{\Theta}_1)} =$	$= \ln \frac{f(x_1; \Theta_1) \dots f(x_n; \Theta_1)}{f(x_1; \tilde{\Theta}_1) \dots f(x_n; \tilde{\Theta}_1)} =$
308	14-15 (св.)	... в этом случае будут незначительно отличаться от заданных.	... в этом случае будут несколько отличаться от заданных.
311	18(св.)	$\gamma^{(n)} = \frac{485-563}{\sqrt{30+32-2}(30 \cdot 196^2 + 32 \cdot 178^2)(\frac{1}{30} + \frac{1}{32})} = -1,61$	$\gamma^{(n)} = \frac{563-485}{\sqrt{30+32-2}(30 \cdot 196^2 + 32 \cdot 178^2)(\frac{1}{30} + \frac{1}{32})} = +1,61$
312	20(св.)	$H_0: \Theta = \Theta$	$H_0: \Theta = \Theta_0$
313	Между 13-й и 14-й строками сверху вставка		Из смысла статистики γ_n ясно, что «достаточно большие» ее значения сигнализируют о большей правдоподобности конкурирующей гипотезы « $H: p \neq p_0$ », т.е. о необходимости отвергнуть основную гипотезу « $H_0: p = p_0$ ».
315	12(сн.)	$\beta = P\{x < c_\alpha \mid p_1\} = F(c_\alpha - 1 \mid \lambda = np_1)$	$\beta = P\{x < c_\alpha \mid p_1\} = F(c_\alpha \mid \lambda = np_1)$
315	8(сн.)	... альтернативе $H_1: p = p_1$ причем $p_1 < p$ альтернативе $H_1: p = p_1$ причем $p_1 < p_0$.
316	17(св.)	П р и м е р 8.2.	П р и м е р 8.3.
317	5(св.)	П р и м е р 8.3.	П р и м е р 8.4.
347	рис 10.2	$y = b_0 + b_1 x$ $b_0 = ?$ $b_1 = ?$	$y_{cp}(x) = \theta_0 + \theta_1 x$ $\theta_0 = ?$ $\theta_1 = ?$
353	7(св.)	$\hat{\theta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i y_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} - \hat{\theta}_1 \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i}$	$\hat{\theta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i y_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} - \hat{\theta}_1 \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i}$
383	5-6(сн.)	выборочной аппроксимирующей функции регрессии, а именно $v^2 = \frac{(n-k)(\hat{\rho}_{\eta,\xi}^2 - \hat{r}^2)}{(k-2)(1-\hat{\rho}_{\eta,\xi}^2)}. \quad (10.25)$	выборочной аппроксимирующей функции регрессии. Так, например, в случае парной линейной регрессии (т.е. при $k = 2$) имеем: $v^2 = \frac{(n-s)(\hat{\rho}_{\eta,\xi}^2 - \hat{r}^2)}{(s-2)(1-\hat{\rho}_{\eta,\xi}^2)}. \quad (10.25)$
391	12(сн.)	... «стартовая позиция» при многомерной...	... «стартовая позиция» при статистическом анализе многомерной...
393	7~6 (сн.)	...посвященной корреляционному анализу по существу начинается...	...посвященной корреляционному анализу, по существу, начинается...