

12

Для визначення тилу регресії необхідно скористатися тестом Г.ЧОУ. Для цього введемо деякі позначення і сформуємо з них таблицю. Цією таблицею можна користуватися для випадку трендів, від лінійного.

Модель з декількох рівнянь:

№ рівняння:	вид рів-ня	кількість спостережень	залишкова сума квадратів	к-сть пар-трів у рівнянні	к-сть ступенів свободи залишкової дисперсії
(1)	y^1	n_1	S^1	p_1	$n_1 - p_1$
(2)	y^2	n_2	S^2	p_2	$n_2 - p_2$

Рівняння тренду за всією сукупністю даних:

(3)	y^3	n	S^3	p_3	$n - p_3$
-----	-------	-----	-------	-------	-----------

Якщо розглядається модель лінійна, то $p_1 = p_2 = p_3 = 2$.

Залишкова сума квадратів на кусково-лінійній моделі дорівнює: $S = S^1 + S^2$, а відповідна кількість ступенів свободи є:

$$(n_1 - p_1) + (n_2 - p_2) = (n - p_1 - p_2)$$

При переході від одного рівняння тренду до кусково-лінійної моделі скорочення залишкової суми квадратів таке: $\Delta S = S^3 - S$.

Кількість ступенів свободи, що відповідає ΔS дорівнює: $n - p_3 - (n - p_1 - p_2) = p_1 + p_2 - p_3$

Розрахуємо F_{CT} :
$$F_{CT} = \frac{\Delta S (n - p_1 - p_2)}{S (p_1 + p_2 - p_3)}$$

Якщо $F_{CT} > F_{KP} = F(\alpha; p_1 + p_2 - p_3; n - p_1 - p_2)$, то з ймовірністю $(1 - \alpha) * 100\%$ гіпотеза про структурну стабільність тенденції відхиляється, а вплив структурних змін на динаміку ряду вважають значущим. А це означає, що необхідно будувати кусково-лінійну модель.

Якщо $F_{CT} < F_{KP}$, то модель структурно стабільна, тобто рівняння (1) і (2) описують одну і ту тенденцію і тому відмінність коефіцієнтів цих рівнянь статистично незначима.

Далі розглянемо випадкі структурної нестабільності тенденції. Для лінійної тенденції $y^1 = a_1 + b_1 t$, а $y^2 = a_2 + b_2 t$.

1. Якщо a_1 і a_2 значимо відрізняються, а b_1 і b_2 статистично значимо різняться, це геометрично означає, що прямі y^1 і y^2 паралельні. Тобто відбулася стрибкоподібна зміна рівнів ряду y_t в момент часу t^* . При незмінному середньому абсолютному прирості

2. Параметри a_1 і a_2 статистично незначимо відрізняються, а b_1 і b_2 статистично значимо відрізняються. Це означає, що y^1 і y^2 перетинають вісь ординат в одній точці, а зміна тенденції пов'язана зі зміною середнього абсолютного приросту з моменту t^*

3. a_1 і a_2 , b_1 і b_2 значимо відрізняються. У цьому випадку початкові рівні і середні абсолютні прирости різні.

Розглянемо метод Д. Гуйараті дослідження тенденції для вище розглянутого випадку. Д.

Гуйараті включає до моделі регресії фіктову змінну $z_t = \begin{cases} 1, & t < t^*, \\ 0, & t > t^*. \end{cases}$ Далі розглянемо модель:

$$y_t = a + bz_t + ct + dz_t t + \varepsilon_t (*)$$

$$\text{Получим: } y_t = \begin{cases} (a + b) + (c + d)t + \varepsilon_t, & t < t^*, \\ a + ct + \varepsilon_t, & t > t^*. \end{cases}$$

Якщо порівняти рівняння y^1 і y^2 з (*), то отримаємо, що $a_1 = (a + b)$, $b_1 = c + d$; $a_2 = a_1$, $b_2 = c$.

Отже, $b = a_1 - a_2$, $d = b_1 - b_2$. Тоді оцінка статистичної значущості параметрів b і d рівняння (*).

Маємо, якщо в рівнянні (*) b є статистично значущим, а d -ні, то випадок 2, якщо b і d статистично значущі, то отримуємо випадок 3.

Підхід Д. Гуйараті простіший, так як використовується для дослідження тільки одне рівняння.

1 Перевірка відповідності розподілу спостережень нормального розподілу

1. Критерій Девіда-Хартл-Пірсона (RS-критерій) Критерій нормальності розподілу ймовірності випадкової величини ґрунтується на розподілу відношення розкиду до стандартного відхилення. Нехай розглядається вибірка x_1, x_2, \dots, x_N .

Статистика критерія має вигляд: $U_{CT} = \frac{R}{S}$, де $R = x_{max} - x_{min}$, S - стандартне відхилення вибірки. Гіпотеза нормальності приймається, якщо $U_1(\alpha) < U_{CT} < U_2(\alpha)$, α - рівень значущості.

2. Критерій значущості Фроціні

Фроціні запропонував простий, але достатно потужний критерій нормальності з параметрами, що оцінюються за вибіркою, і ґрунтується на статистиці

$B_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \left| \Phi(z_i) - \frac{i - 0,5}{N} \right|$, де $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$, $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$, $S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2$, $\Phi(z_i)$ - функція розподілу $N(0, 1)$.

Якщо $B_N < B_N(\alpha)$, то гіпотеза про нормальність розподілу випадкових величин не відхиляється. Критичні значення B_N наведені в таблиці