ман от два реда с рангове[5]. Неговата дисперсия ще се оцени (Величкова, 1981, с. 64) като:

$$\sigma^2(rr_k^*) = \frac{1}{n-k-1} . \qquad (18)$$

3. На основата на тези величини може да се изведе модифициран вариант на тестовата характеристика на Бокс-Пиърс. За целта трябва да се направят следните предположения:

А) остатъчните елементи са случайни величини с математическо очакване $E(\varepsilon_t) = 0$ за всяка стойност на t;

Б) дисперсията на остатъчните елементи σ_ε^2 е постоянна за всички стойности на t;

В) остатъчните елементи са независими помежду си: $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$ за всички стойности $k \neq 0$. Това предположение отразява и **нулевата хипотеза за липса на автокорелация в остатъчните елементи.**

Ако са изчислени ранговите автокорелационни коефициенти по (10) на основата на ранговете на остатъците, които изпълняват условията (А, Б и В), те ще представляват независими и нормално разпределени величини, всяка с математическо очакване и дисперсия, дадени съответно от (17) и (18).

Тогава отношението:

$$\frac{\left[rr_k^* - E(rr_k^*)\right]^2}{\sigma^2(rr_k^*)} = \frac{(rr_k^*)^2}{\dfrac{1}{n-k-1}} = (n-k-1)(rr_k^*)^2 \qquad (19)$$

ще има поведение на случайна величина, следваща χ^2-разпределение с една степен на свобода.

По аналогия с характеристиката на Бокс-Пиърс може да се сумират първите m отношения, за да се получи обобщена характеристика за наличието на автокорелация до порядък m:

---

[5] От техническа гледна точка няма различия в начина на изчисление на конкретната стойност на коефициента. Разлика има в неговата интерпретация, тъй като обикновено той отразява силата на зависимостта между две явления, а в случая определя силата на автокорелацията в един ред - на остатъчните елементи.