

## 50. Простейшая модель автокорреляции случайного возмущения AR(1).

Модель AR(1)- имеет следующую спецификацию:

$$\begin{cases} u_t = \rho u_{t-1} + \xi_t \\ u_1 = 0, E(u_1) = 0, Var(u_1) = \sigma_u^2 \\ \xi_t \in WN, Cov(u_{t-1}, \xi_t) = 0 \\ |\rho| < 1, (1 - \rho^2) \sigma_u^2 = \sigma_\xi^2 \end{cases}$$

Уравнение модели записывается в виде:  $u_t - \rho u_{t-1} = \xi_t$

В случае AR(1)-процесса:

Математическое ожидание равно:  $M = \frac{c}{1 - a}$

где  $a$  – параметр модели (коэффициент авторегрессии),  $c$  – постоянная (часто для упрощения предполагается равной нулю)

Дисперсия равна:  $D = \frac{\sigma_\xi^2}{(1 - a^2)}$

Автокорреляция:  $r(k) = r \cdot r^{k-1} \Rightarrow r(k) = r^k$

## 51. Простейшая модель гетероскедастичности случайного возмущения в ЛМНР. Запись оценённой эконометрической модели с гетероскедастичным случайным возмущением.

Простейший вид такой модели:  $Var(u) = \sigma_u^2 = \sigma_0^2 \left( \sum_{j=0}^n |X_j|^\lambda \right)$

В этой модели присутствуют две константы – положительная константа  $\sigma_0^2$  и показатель степени  $\lambda$ . Параметр  $\lambda$  подбирается в итоге проведения теста Голдфелда-Кванда из множества значений  $\pm 0,5, \pm 1, \pm 2$  так, чтобы тест просигнализировал о гомоскедастичности остатка в преобразованной ЛМНР. Заметим, что если остаток  $\lambda = 0$ , то остаток в модели гомоскедастичен и константа  $\sigma_0^2$  будет иметь смысл дисперсии случайного остатка.

## 54. RESET-тест первой предпосылки теоремы Гаусса-Маркова: $H_0 : E(u|X) = 0$

1. Методом наименьших квадратов оценивается базовая модель эконометрики и вычисляются прогнозные значения:

$$\tilde{y}_1 = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 \cdot \tilde{x}_{1,i} + \dots + \tilde{a}_k \cdot \tilde{x}_{k,i}$$

2. Задается целочисленное значение ( $p = 2, 3$ ) и оценивается вспомогательная модель (2):

$$y_i = a_1 \cdot x_{1t} + a_2 \cdot x_{2t} + \dots + a_k \cdot x_{kt} + b_2 \cdot y_t + \dots + b_p \cdot y_i + \varepsilon_i$$

3. Вычисляется статистика

$$RESET = RAM(\tilde{u}_1, \tilde{u}_2, \dots, \tilde{u}_n) = (ESS - ESS_2) : p - 1 / ESS_2 : (n - (k + p - 1))$$

4. Вычисляется критическое значение

$$RESET_{\text{крит}} = F_{p-1, (n-(k+p-1))}(1 - \alpha)$$

Если статистика больше критической точки, то гипотеза  $H_0$  отвергается.

**55. Тест Харке-Бера гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения в эконометрической модели.**

1. Модель оценивается методом наименьших квадратов и вычисляются оценки случайных возмущений.

2. Вычисляется статистика критерия

$$JB = JB(\tilde{u}_1, \tilde{u}_2, \dots, \tilde{u}_n) = n \cdot \left\{ \frac{sk^2}{6} + \frac{(kur - 3)^2}{24} \right\};$$

$$sk = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}, kur = \frac{m_4}{(m_2)^2}, m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\tilde{u}_i)^k$$

( $sk$  – оценка асимметрии,  $kur$  – эксцесса,  $m_k$  – начального момента  $k$  – ого порядка случайного остатка)

3. Вычисляется критическое значение

$$JB_{\text{крит}} = \chi^2_2(1 - \alpha)$$

Если статистика больше критической точки, то гипотеза  $H_0$  отвергается.