



# *Економетрика*

ЛЕКЦІЯ 7. МОДЕЛЬ ЛІНІЙНОЇ РЕГРЕСІЇ З  
АВТОКОРЕЛЬОВАНИМИ ЗБУРЕННЯМИ

Д.Е.Н., ПРОФЕСОР СТАВИЦЬКИЙ А.В.

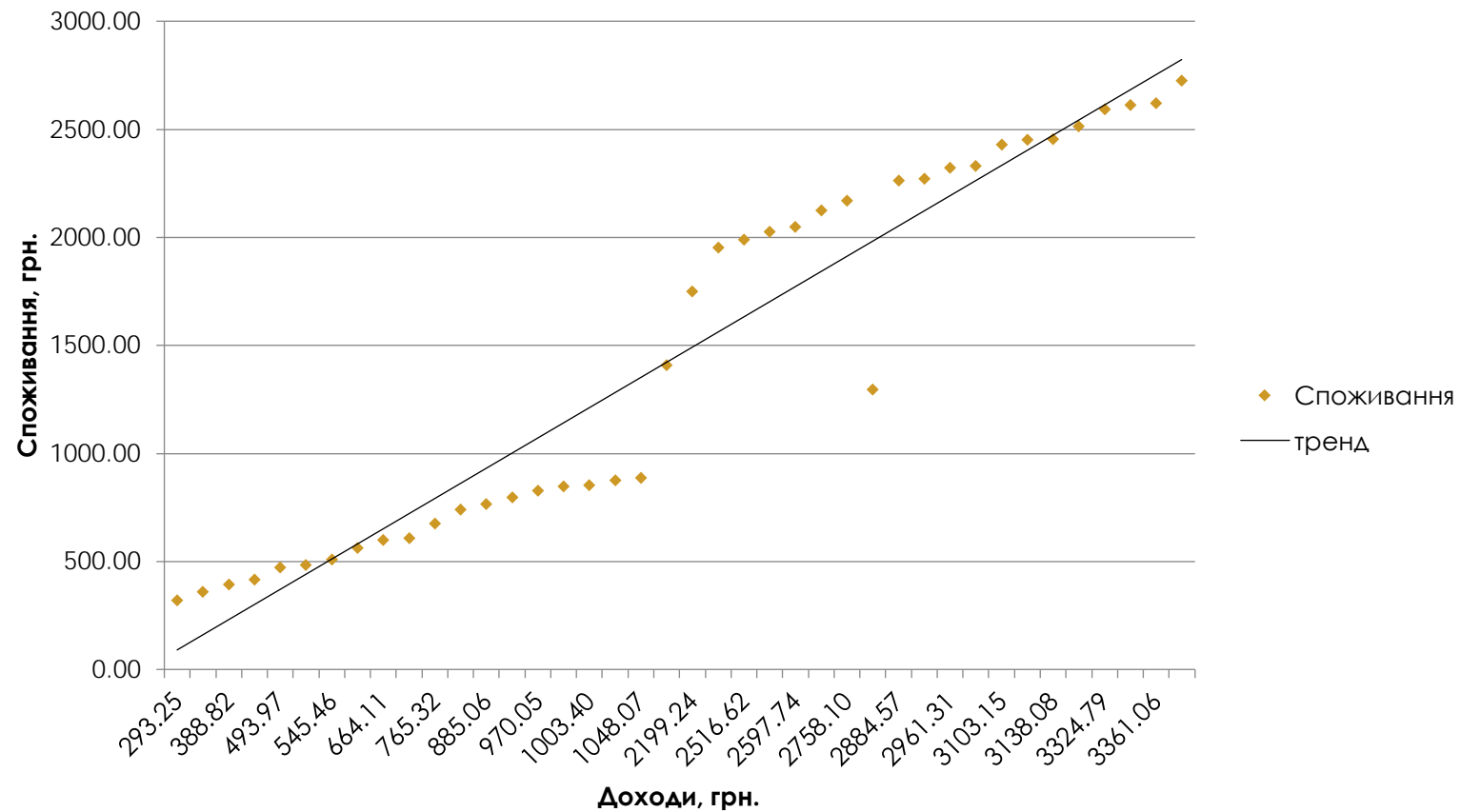
# Модель

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1t} + \varepsilon_t, t = \overline{1, n}$$

# Припущення щодо збурень

- Нульове середнє:  $M\varepsilon_t = 0, t = \overline{1, n}$
- Рівність дисперсій (гомоскедастичність):  $D\varepsilon_t = M\varepsilon_t^2 = \sigma^2 = const, t = \overline{1, n}$
- Незалежність збурень:  $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_\tau) = M\varepsilon_t\varepsilon_\tau = 0, t \neq \tau$
- Незалежність збурень та регресорів:  $cov(\varepsilon_t, x_{jt}) = 0, \forall t, j$
- Нормальність збурень:  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \forall t$

# Споживання в залежності від доходів



# *Причини автокореляції*

- Наявність ознаки для групування даних.
- Наявність лагових значень змінних.
- Помилки специфікації моделі, коли помилково включаються чи навпаки виключаються певні змінні, а тому їх вплив перманентно вноситься до збурень.
- Неточність або явна взаємозалежність початкових даних, наприклад, при аналізі ВВП країни та грошової маси.

# *Наслідки автокорельованості збурень на оцінки методу найменших квадратів*

- Оцінки МНК будуть **незміщеними**, але **не будуть ефективними** (не матимуть найменшої дисперсії).
- Стандартні оцінки коваріаційної матриці оцінки МНК будуть зміщеними, і, як наслідок, **процедури перевірки гіпотез** та інтервального оцінювання, основані на стандартних статистиках, **будуть некоректними**.

# Модель з автокорельованими збуреннями

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1t} + v_t, t = \overline{1, n}$$

- Нульове середнє:  $Mv_t = 0, t = \overline{1, n}$
- Рівність дисперсій (гомоскедастичність):  $D\varepsilon_t = M\varepsilon_t^2 = \sigma^2 = const, t = \overline{1, n}$
- Залежність збурень між собою:  $cov(v_t, v_\tau) = Mv_t v_\tau \neq 0, \forall t, \tau$
- Незалежність збурень та регресорів:  $cov(v_t, x_{jt}) = 0, \forall t, j$
- Нормальність збурень:  $v_t \sim N(0, \sigma^2) \forall t$

# Коваріаційна матриця

$$\text{cov}(\vec{v} \cdot \vec{v}^T) = M(\vec{v} \cdot \vec{v}^T) =$$

$$= \begin{pmatrix} \sigma^2 & \text{cov}(v_1, v_2) & \cdots & \text{cov}(v_1, v_n) \\ \text{cov}(v_2, v_1) & \sigma^2 & \cdots & \text{cov}(v_2, v_n) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \text{cov}(v_n, v_1) & \text{cov}(v_n, v_2) & \cdots & \sigma^2 \end{pmatrix} = \sigma^2 \Sigma$$



# Узагальнений метод найменших квадратів у випадку відомої кореляційної матриці

$$y = X\beta + v$$



- Припустимо, що матриця  $\Sigma$  відома. Оскільки вона додатньо визначена, то для неї існує матриця  $\Sigma^{-1/2}$

$$\Sigma^{-1/2} y = y^*$$

$$y^* = X^* \beta + \varepsilon$$



$$\Sigma^{-1/2} X = X^*$$

$$\Sigma^{-1/2} v = \varepsilon$$

Оцінкою узагальненого МНК коефіцієнтів моделі (☀️) називається оцінка звичайного МНК, знайдена за моделлю (☁️).

$$M\varepsilon = M\Sigma^{-1/2}v = \Sigma^{-1/2}Mv = 0$$

$$D\varepsilon = M\varepsilon\varepsilon^T = M\Sigma^{-1/2}vv^T\Sigma^{-1/2} = \Sigma^{-1/2}(Mvv^T)\Sigma^{-1/2} = \Sigma^{-1/2}Dv\Sigma^{-1/2} = \Sigma^{-1/2}\sigma^2\Sigma\Sigma^{-1/2} = \sigma^2E_n$$

# Але

- На практиці у більшості випадків матриця  $\Sigma$  є невідомою.
- Якщо не робити ніяких додаткових припущень щодо структури матриці  $\Sigma$ , то її оцінити неможливо, оскільки при наявності  $n$  спостережень ця матриця містить  $\frac{n^2 - n}{2}$  невідомих параметрів.
- Найчастіше розглядаються моделі, зі збуреннями, підпорядкованими процесу авторегресії першого порядку.

# Процес авторегресії першого порядку

- Нехай задана стаціонарна послідовність випадкових величин

$$v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t, t = \overline{1, n}$$

$$M\varepsilon_t = 0, t = \overline{1, n}$$

$$D\varepsilon_t = M\varepsilon_t^2 = \sigma^2 = \text{const}, t = \overline{1, n}$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_\tau) = M\varepsilon_t\varepsilon_\tau = 0, t \neq \tau$$

$$Mv_t = 0 \forall t,$$

$$Dv_t = \text{const} \forall t,$$

$$\text{cov}(v_t, v_{t-k}) = \text{cov}(v_t, v_{t+m-k}), \forall m, k$$

# Характеристики $AR(1)$

$$Dv_t = Mv_t^2 = M(\rho v_{t-1} + \varepsilon_t)^2 = \rho^2 Mv_{t-1}^2 + 2\rho Mv_{t-1}\varepsilon_t + M\varepsilon_t^2 = \rho^2 Dv_t + \sigma^2 \quad Dv_t = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}$$

$$\text{cov}(v_t, v_{t-1}) = Mv_t v_{t-1} = M(\rho v_{t-1} + \varepsilon_t)v_{t-1} = \rho Mv_{t-1}^2 + Mv_{t-1}\varepsilon_t = \rho Dv_t = \rho \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(v_t, v_{t-k}) &= Mv_t v_{t-k} = M(\rho v_{t-1} + \varepsilon_t)v_{t-k} = \\ &= \rho Mv_{t-1}v_{t-k} + Mv_{t-1}\varepsilon_t = \rho Mv_t v_{t-(k-1)} = \rho \text{cov}(v_t, v_{t-(k-1)}), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(v_t, v_{t-k}) &= \rho \text{cov}(v_t, v_{t-(k-1)}) = \rho^2 \text{cov}(v_t, v_{t-(k-2)}) = \dots = \rho^{k-1} \text{cov}(v_t, v_{t-1}) = \\ &= \rho^k Dv_t = \rho^k \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}. \end{aligned}$$

- Дисперсія та коваріації процесу авторегресії першого порядку визначаються лише двома параметрами –  $\rho$  та  $\sigma^2$ .

# Узагальнений метод найменших квадратів у випадку **AR(1)**-збурень

$$\sigma^2 \Sigma = \sigma^2 \frac{1}{1-\rho^2} \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \cdot & \cdot & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \cdot & \cdot & \rho^{n-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \cdot & \cdot & \rho^{n-3} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \rho^{n-3} & \cdot & \cdot & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Sigma^{-\frac{1}{2}} y = y^* \quad \begin{aligned} y_1^* &= \sqrt{1-\rho^2} y_1 \\ y_t^* &= y_t - \rho y_{t-1}, 2 \leq t \leq n \end{aligned}$$

$$\Sigma^{-\frac{1}{2}} X = X^* \quad \begin{aligned} x_{j1}^* &= \sqrt{1-\rho^2} x_{j1} \\ x_{jt}^* &= x_{jt} - \rho x_{j,t-1}, 2 \leq t \leq n, j = \overline{1, k-1} \end{aligned}$$

- Якщо у вихідній моделі є постійний доданок, то перетворена модель не матиме константи. Замість неї з'явиться змінна  $x_0$ , значення якої дорівнюють

$$x_{01}^* = \sqrt{1-\rho^2}$$

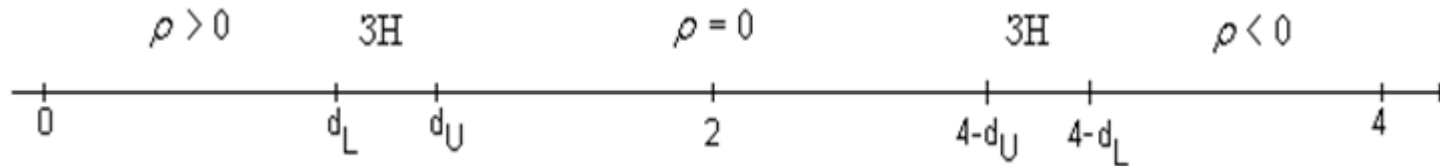
$$x_{0t}^* = 1 - \rho, 2 \leq t \leq n$$

# Виявлення автокореляції: тест Дарбіна-Уотсона

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{v}_t - \hat{v}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{v}_t^2}$$



Durbin-Watson test statistic  $d$  : 5% significance points of  $d_L$  and  $d_U$ .

$n$	$k'=1$		$k'=2$		$k'=3$		$k'=4$		$k'=5$	
	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$	$d_L$	$d_U$
15	1.08	1.36	0.95	1.54	0.82	1.75	0.69	1.97	0.56	2.21
16	1.10	1.37	0.98	1.54	0.86	1.73	0.74	1.93	0.62	2.15
17	1.13	1.38	1.02	1.54	0.90	1.71	0.78	1.90	0.67	2.10
18	1.16	1.39	1.05	1.53	0.93	1.69	0.82	1.87	0.71	2.06
19	1.18	1.40	1.08	1.53	0.97	1.68	0.86	1.85	0.75	2.02
20	1.20	1.41	1.10	1.54	1.00	1.68	0.90	1.83	0.79	1.99
21	1.22	1.42	1.13	1.54	1.03	1.67	0.93	1.81	0.83	1.96
22	1.24	1.43	1.15	1.54	1.05	1.66	0.96	1.80	0.86	1.94
23	1.26	1.44	1.17	1.54	1.08	1.66	0.99	1.79	0.90	1.92
24	1.27	1.45	1.19	1.55	1.10	1.66	1.01	1.78	0.93	1.90
25	1.29	1.45	1.21	1.55	1.12	1.66	1.04	1.77	0.95	1.89
26	1.30	1.46	1.22	1.55	1.14	1.65	1.06	1.76	0.98	1.88
27	1.32	1.47	1.24	1.56	1.16	1.65	1.08	1.76	1.01	1.86
28	1.33	1.48	1.26	1.56	1.18	1.65	1.10	1.75	1.03	1.85
29	1.34	1.48	1.27	1.56	1.20	1.65	1.12	1.74	1.05	1.84
30	1.35	1.49	1.28	1.57	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
31	1.36	1.50	1.30	1.57	1.23	1.65	1.16	1.74	1.09	1.83
32	1.37	1.50	1.31	1.57	1.24	1.65	1.18	1.73	1.11	1.82
33	1.38	1.51	1.32	1.58	1.26	1.65	1.19	1.73	1.13	1.81
34	1.39	1.51	1.33	1.58	1.27	1.65	1.21	1.73	1.15	1.81
35	1.40	1.52	1.34	1.58	1.28	1.65	1.22	1.73	1.16	1.80
36	1.41	1.52	1.35	1.59	1.29	1.65	1.24	1.73	1.18	1.80
37	1.42	1.53	1.36	1.59	1.31	1.66	1.25	1.72	1.19	1.80
38	1.43	1.54	1.37	1.59	1.32	1.66	1.26	1.72	1.21	1.79
39	1.43	1.54	1.38	1.60	1.33	1.66	1.27	1.72	1.22	1.79
40	1.44	1.54	1.39	1.60	1.34	1.66	1.29	1.72	1.23	1.79
45	1.48	1.57	1.43	1.62	1.38	1.67	1.34	1.72	1.29	1.78
50	1.50	1.59	1.46	1.63	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
55	1.53	1.60	1.49	1.64	1.45	1.68	1.41	1.72	1.38	1.77
60	1.55	1.62	1.51	1.65	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
65	1.57	1.63	1.54	1.66	1.50	1.70	1.47	1.73	1.44	1.77
70	1.58	1.64	1.55	1.67	1.52	1.70	1.49	1.74	1.46	1.77
75	1.60	1.65	1.57	1.68	1.54	1.71	1.51	1.74	1.49	1.77
80	1.61	1.66	1.59	1.69	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
85	1.62	1.67	1.60	1.70	1.57	1.72	1.55	1.75	1.52	1.77
90	1.63	1.68	1.61	1.70	1.59	1.73	1.57	1.75	1.54	1.78
95	1.64	1.69	1.62	1.71	1.60	1.73	1.58	1.75	1.56	1.78
100	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78

$n$  = number of observations

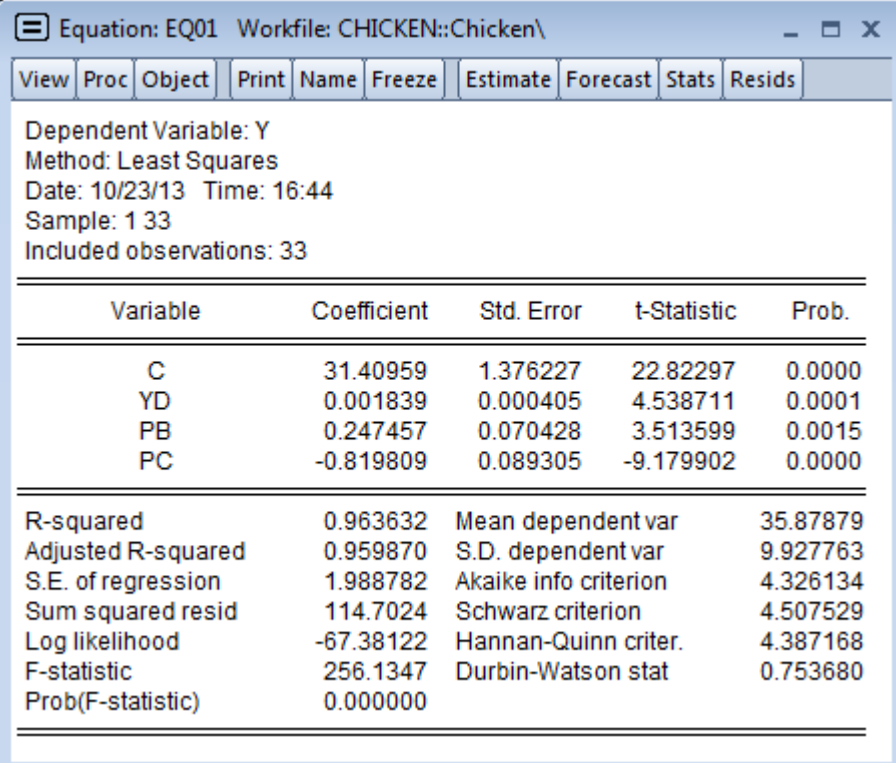
$k'$  = number of explanatory variables

# *Недоліки тесту Дарбіна-Уотсона*

- Тест не можна використовувати, якщо серед регресорів фігурують лагові значення залежної змінної.
- Наявність інтервалів невизначеності.
- Альтернативною гіпотезою до  $H_0$  є те, що збурення генеруються процесом  $AR(1)$ , що знижує потужність критерію при інших схемах утворення автокореляції.

# Приклад

- Статистика Дарбіна-Уотсона дорівнює  $d=0,75$ . Табличні значення для рівня надійності 0,95 та  $k-1=3$  важливих факторів дорівнюють  $d_L = 1,26$  та  $d_U=1,65$ .
- Таким чином, у моделі присутня додатна автокореляція.



Equation: EQ01 Workfile: CHICKEN::Chicken\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y  
Method: Least Squares  
Date: 10/23/13 Time: 16:44  
Sample: 1 33  
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.40959	1.376227	22.82297	0.0000
YD	0.001839	0.000405	4.538711	0.0001
PB	0.247457	0.070428	3.513599	0.0015
PC	-0.819809	0.089305	-9.179902	0.0000

R-squared	0.963632	Mean dependent var	35.87879
Adjusted R-squared	0.959870	S.D. dependent var	9.927763
S.E. of regression	1.988782	Akaike info criterion	4.326134
Sum squared resid	114.7024	Schwarz criterion	4.507529
Log likelihood	-67.38122	Hannan-Quinn criter.	4.387168
F-statistic	256.1347	Durbin-Watson stat	0.753680
Prob(F-statistic)	0.000000		



# Виявлення автокореляції: тест Бройша-Годфрея

$$Y = X\beta + v$$

$$\hat{v}_t = X\delta + \gamma_1\hat{v}_{t-1} + \gamma_2\hat{v}_{t-2} + \dots + \gamma_p\hat{v}_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$\chi_{pr}^2 = nR^2 \sim \chi^2(1-\alpha; p)$$

- Недолік: суб'єктивній вибір  $p$

Equation: EQ01 Workfile: CHICKEN::Chicken\

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:									
F-statistic	9.910265	Prob. F(2,27)	0.0006						
Obs*R-squared	13.96989	Prob. Chi-Square(2)	0.0009						
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID									
Method: Least Squares									
Date: 10/23/13 Time: 16:58									
Sample: 1 33									
Included observations: 33									
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	0.192533	1.113645	0.172886	0.8640					
YD	0.000432	0.000341	1.268110	0.2156					
PB	-0.081561	0.060769	-1.342142	0.1907					
PC	0.049229	0.071176	0.691647	0.4951					
RESID(-1)	0.618688	0.190581	3.246323	0.0031					
RESID(-2)	0.102176	0.205227	0.497867	0.6226					
R-squared	0.423330	Mean dependent var	4.36E-15						
Adjusted R-squared	0.316539	S.D. dependent var	1.893264						
S.E. of regression	1.565193	Akaike info criterion	3.896862						
Sum squared resid	66.14542	Schwarz criterion	4.168954						
Log likelihood	-58.29822	Hannan-Quinn criter.	3.988412						
F-statistic	3.964106	Durbin-Watson stat	2.048752						
Prob(F-statistic)	0.007970								

# Оцінювання у випадку невідомої кореляційної матриці збурень

- Вибірковий коефіцієнт кореляції залишків методу найменших квадратів

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \hat{v}_t \hat{v}_{t-1}}{\sum_{t=1}^n \hat{v}_t^2}$$

- Оцінка Дарбіна-Уотсона

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2}$$

- Метод Дарбіна

$$y_t = \beta_1 (1 - \rho) + \rho y_{t-1} + \beta_2 x_{t,2} - \rho \beta_2 x_{t-1,2} + \dots + \beta_{k-1} x_{t,k-1} - \rho \beta_{k-1} x_{t,k-1} + v_t$$

- **Метод Хілдрета-Лу.** У цьому методі обчислюється модель при всіх  $\rho$  з інтервалу від -1 до 1 з кроком 0.01. Вибирається те значення, при якому сума квадратів відхилень в узагальненому методі найменших квадратів мінімальна.

# Приклад – I

- На базі даних по грошовій масі M2 та ВВП України побудувати модель

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + v_t$$

та перевірити залишки на наявність автокореляції.

- Оцінюємо модель  $\ln M_t = -0,027 + 0,906 \ln Y_t$
- Знаходимо вектор залишків  $\hat{v}_t = \ln M_t + 0,027 - 0,906 \ln Y_t$
- Розраховуємо статистику Дарбіна-Уотсона:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{v}_t - \hat{v}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{v}_t^2} = \frac{0,747}{1,101} = 0,678$$

- Це значення менше за критичні значення статистики Дарбіна-Уотсона  $d_l = 1,33$  та  $d_u = 1,48$ , тому робимо висновок про наявність додатної автокореляції.
- Оцінимо коефіцієнт кореляції:  $\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2} = 0,661$

Квартали	Грошова маса M2, млн.грн., M	ВВП, млн. грн., Y	lnM	lnY
1993/Q1	47	53	3,85	3,97
1993/Q2	79	128	4,37	4,85
1993/Q3	260	470	5,56	6,15
1993/Q4	386	831	5,96	6,72
1994/Q1	574	1478	6,35	7,30
1994/Q2	927	1982	6,83	7,59
1994/Q3	1596	2979	7,38	8,00
1994/Q4	2163	5597	7,68	8,63
1995/Q1	2681	8318	7,89	9,03
1995/Q2	3845	10694	8,25	9,28
1995/Q3	4645	16102	8,44	9,69
1995/Q4	5269	19402	8,57	9,87
1996/Q1	5562	16688	8,62	9,72
1996/Q2	6077	17867	8,71	9,79
1996/Q3	6220	22510	8,74	10,02
1996/Q4	7306	24454	8,90	10,10
1997/Q1	8040	18728	8,99	9,84
1997/Q2	9279	20485	9,14	9,93
1997/Q3	10464	26076	9,26	10,17
1997/Q4	10775	28076	9,28	10,24
1998/Q1	10973	20983	9,30	9,95
1998/Q2	11269	23440	9,33	10,06
1998/Q3	10873	29516	9,29	10,29
1998/Q4	12175	29930	9,41	10,31
1999/Q1	11976	25157	9,39	10,13
1999/Q2	14242	30110	9,56	10,31
1999/Q3	15360	37057	9,64	10,52
1999/Q4	16820	34802	9,73	10,46

# Приклад – 2

$$\ln M_1^* = \sqrt{1 - \rho^2} \ln M_1,$$

$$\ln M_t^* = \ln M_t - \rho \ln M_{t-1}, 2 \leq t \leq 28.$$

$$\ln Y_1^* = \sqrt{1 - \rho^2} \ln Y_1,$$

$$\ln Y_t^* = \ln Y_t - \rho \ln Y_{t-1}, 2 \leq t \leq 28.$$

$$C_1^* = \sqrt{1 - \rho^2},$$

$$C_t^* = 1 - \rho, 2 \leq t \leq 28.$$

$$\ln M_t^* = 0,376 C_t^* + 0,864 \ln Y_t^*$$

$$\ln M_t = -0,027 + 0,906 \ln Y_t$$

Квартали	lnM*	C*	lnY*
1993/Q1	2,89	0,75	2,98
1993/Q2	1,82	0,34	2,23
1993/Q3	2,67	0,34	2,95
1993/Q4	2,28	0,34	2,66
1994/Q1	2,42	0,34	2,86
1994/Q2	2,63	0,34	2,77
1994/Q3	2,86	0,34	2,98
1994/Q4	2,81	0,34	3,34
1995/Q1	2,82	0,34	3,32
1995/Q2	3,04	0,34	3,31
1995/Q3	2,99	0,34	3,56
1995/Q4	2,99	0,34	3,47
1996/Q1	2,96	0,34	3,20
1996/Q2	3,01	0,34	3,37
1996/Q3	2,98	0,34	3,55
1996/Q4	3,12	0,34	3,48
1997/Q1	3,11	0,34	3,16
1997/Q2	3,19	0,34	3,43
1997/Q3	3,22	0,34	3,61
1997/Q4	3,17	0,34	3,52
1998/Q1	3,17	0,34	3,18
1998/Q2	3,18	0,34	3,49
1998/Q3	3,13	0,34	3,64
1998/Q4	3,26	0,34	3,50
1999/Q1	3,17	0,34	3,32
1999/Q2	3,36	0,34	3,62
1999/Q3	3,32	0,34	3,70
1999/Q4	3,36	0,34	3,50

# МНК у формі Нев'є-Веста

- Для оцінювання моделей з автокорельованими збуреннями можна використати звичайний метод найменших квадратів з оцінкою коваріаційної матриці:

$$D\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T \Omega X (X^T X)^{-1} + \frac{1}{T} \sum_{j=1}^L \sum_{t=j+1}^T W_j \hat{v}_t \hat{v}_{t-j} (x_t x_{t-j}^T + x_{t-j} x_t^T),$$

- $\hat{v}_t, t=1, T$  – залишки звичайного методу найменших квадратів,
- $\Omega$  - діагональна матриця з  $t$ -м діагональним елементом, рівним  $\hat{v}_t^2$ ,
- $w_j = 1 - \frac{j}{L+1}$ . ( $L$  – порядок автокореляції)

# Приклад

Equation Estimation

Specification Options

Coefficient covariance

Covariance method: Ordinary  
 d.f. Adjustment

Weights

Type: None

Weight series:

Scaling: EViews default

Optimization

Optimization method: Gauss-Newton

Step method: Marquardt

Maximum iterations: 500

Convergence tolerance: 0.0001

Display settings in output

Coefficient name: c

OK Отмена

Equation: EQ01 Workfile: CHICKEN::Chicken\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/23/20 Time: 15:34  
 Sample: 1 33  
 Included observations: 33  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD	0.001839	0.000395	4.650683	0.0001
PB	0.247457	0.069939	3.538161	0.0014
PC	-0.819809	0.074524	-11.00067	0.0000
C	31.40959	1.158546	27.11120	0.0000

R-squared	0.963632	Mean dependent var	35.87879
Adjusted R-squared	0.959870	S.D. dependent var	9.927763
S.E. of regression	1.988782	Akaike info criterion	4.326134
Sum squared resid	114.7024	Schwarz criterion	4.507529
Log likelihood	-67.38122	Hannan-Quinn criter.	4.387168
F-statistic	256.1347	Durbin-Watson stat	0.753680
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	315.9411
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Equation: EQ01 Workfile: CHICKEN::Chicken\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/23/20 Time: 15:35  
 Sample: 1 33  
 Included observations: 33  
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD	0.001839	0.000475	3.875010	0.0006
PB	0.247457	0.077397	3.197225	0.0033
PC	-0.819809	0.102650	-7.986457	0.0000
C	31.40959	1.773373	17.71178	0.0000

R-squared	0.963632	Mean dependent var	35.87879
Adjusted R-squared	0.959870	S.D. dependent var	9.927763
S.E. of regression	1.988782	Akaike info criterion	4.326134
Sum squared resid	114.7024	Schwarz criterion	4.507529
Log likelihood	-67.38122	Hannan-Quinn criter.	4.387168
F-statistic	256.1347	Durbin-Watson stat	0.753680
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	178.8440
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		


Equation: EQ01 Workfile: CHICKEN::Chicken\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/23/20 Time: 15:31  
 Sample: 1 33  
 Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD	0.001839	0.000405	4.538711	0.0001
PB	0.247457	0.070428	3.513599	0.0015
PC	-0.819809	0.089305	-9.179902	0.0000
C	31.40959	1.376227	22.82297	0.0000

R-squared	0.963632	Mean dependent var	35.87879
Adjusted R-squared	0.959870	S.D. dependent var	9.927763
S.E. of regression	1.988782	Akaike info criterion	4.326134
Sum squared resid	114.7024	Schwarz criterion	4.507529
Log likelihood	-67.38122	Hannan-Quinn criter.	4.387168
F-statistic	256.1347	Durbin-Watson stat	0.753680
Prob(F-statistic)	0.000000		



*Питання?*