

Тема 1.5.

УЗАГАЛЬНЕНІ ЕКОНОМЕТРИЧНІ МОДЕЛІ

План

1. Мультиколінеарність

- 1.1. Визначення мультиколінеарності, її природа, причини виникнення і наслідки
- 1.2. Тестування наявності мультиколінеарності.
- 1.3. Шляхи і засоби усунення мультиколінеарності.

2. Гетероскедастичність

- 2.1. Визначення гетероскедастичності, її природа та наслідки.
- 2.2. Тестування наявності гетероскедастичності.
- 2.3. Оцінювання параметрів моделі у разі гетероскедастичності.

3. Автокореляція залишків

- 3.1. Визначення автокореляції залишків, її природа, причини виникнення і наслідки.
- 3.2. Тестування наявності автокореляції залишків.
- 3.3 Оцінювання параметрів економетричних моделей у разі наявності автокореляції залишків.

Тема 5. Узагальнені економетричні моделі
Лабораторна робота 4. Мультиколінеарність
Самостійна робота 1. Автокореляція залишків

<p>Результати навчання: РН 1, РН 2, РН 3, РН 4, РН 5, РН 6</p>	<p>Кількість годин: лекції – 2 <u>лаб.</u> – 4 сам. – 8</p>	<p>Література: [5, стор. 78–134] [7, стор. 82–102]</p>	<p>Лінк на MOODLE: https://goo.su/3T5j https://goo.su/3T5M https://goo.su/3t5n</p>
<p>Опис теми</p>	<p><i>Поняття узагальненої <u>економетричної моделі</u>. Основні випадки порушення положень(припущень) класичного лінійного регресійного аналізу – <u>мультиколінеарність</u>, <u>гетероскедастичність</u> і <u>автокореляція залишків</u>. <u>Мультиколінеарність</u>, її природа і причини виникнення. <u>Наслідки мультиколінеарності</u>. <u>Тестування наявності мультиколінеарності</u>. <u>Шляхи і засоби усунення мультиколінеарності</u>. <u>Оцінювання параметрів економетричної моделі у випадку мультиколінеарності</u>. <u>Гетероскедастичність залишків</u>, її природа і причини виникнення. <u>Наслідки гетероскедастичності</u>. <u>Тестування наявності гетероскедастичності</u>. <u>Оцінювання параметрів економетричної моделі при наявності гетероскедастичності</u>. <u>Верифікація узагальненої економетричної моделі у випадку гетероскедастичності</u>. <u>Прогнозування у випадку гетероскедастичності</u>. <u>Автокореляція залишків</u>, її природа і причини виникнення. <u>Види автокореляції залишків</u>. <u>Наслідки автокореляції залишків</u>. <u>Тестування автокореляції залишків</u>. <u>Оцінювання параметрів економетричної моделі при наявності автокореляції залишків</u>. <u>Прогнозування та аналіз у випадку автокореляції залишків</u></i></p>		

❖ Припущення 1. *Математичне сподівання стохастичної складової моделі дорівнює нулю для всіх спостережень*

$$M(\varepsilon_i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Тема 3 ЛІНІЙНІ ЕКОНОМЕТРИЧНІ МОДЕЛІ

- ❖ Припущення 1. Математичне сподівання стохастичної складової моделі дорівнює нулю для всіх спостережень

$$M(\varepsilon_i) = 0, i = 1, 2, \dots, n$$

- ❖ Припущення 2. Гомоскедастичність

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{const}, i = 1, 2, \dots, n$$

- ❖ Припущення 3. Відсутність автокореляції залишків

$$\text{COV}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \text{ для } i \neq j$$

- ❖ Припущення 4. Незалежні (пояснюючі) змінні не пов'язані із стохастичною складовою моделі

$$\text{COV}(\varepsilon_i, X_{ji}) = 0 \text{ для } i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m$$

- ❖ Припущення 5. Матриця спостережень X не є стохастичною

- ❖ Припущення 6. Відсутність мультиколіарності

- ❖ Припущення 7. Випадкова величина $\varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n$ має нормальний закон розподілу з математичним сподіванням 0 і сталою дисперсією

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Наприклад, мультиколінеарність може мати місце для такої економетричної моделі:

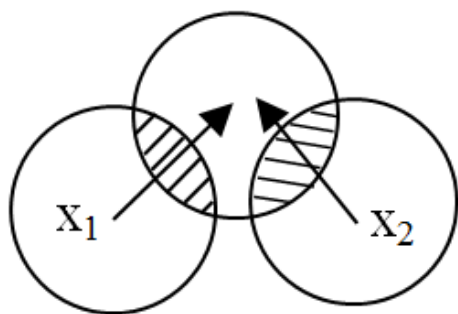
$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + e,$$

де y – ціна акції,

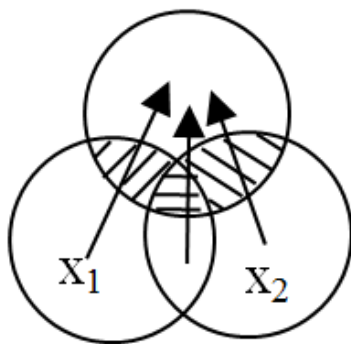
x_1 – дивіденди на акцію,

x_2 – зароблений прибуток на акцію,

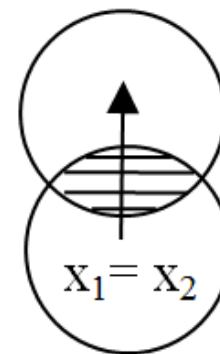
оскільки в даному випадку дивіденди та зароблений прибуток мають високий рівень кореляції.



а) мультиколінеарність
відсутня



б) неповна
мультиколінеарність

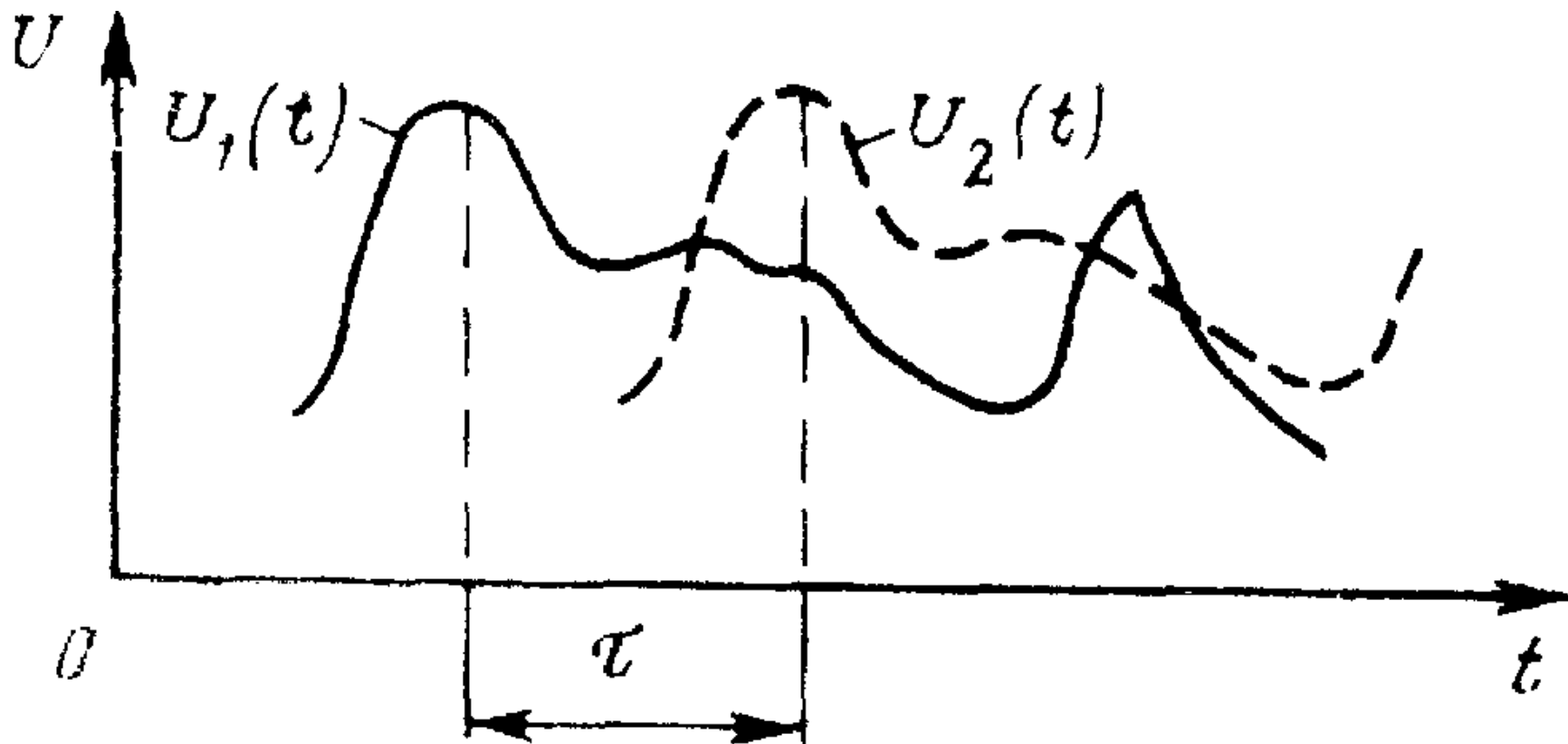


в) повна
мультиколінеарність

Матриця незалежних змінних

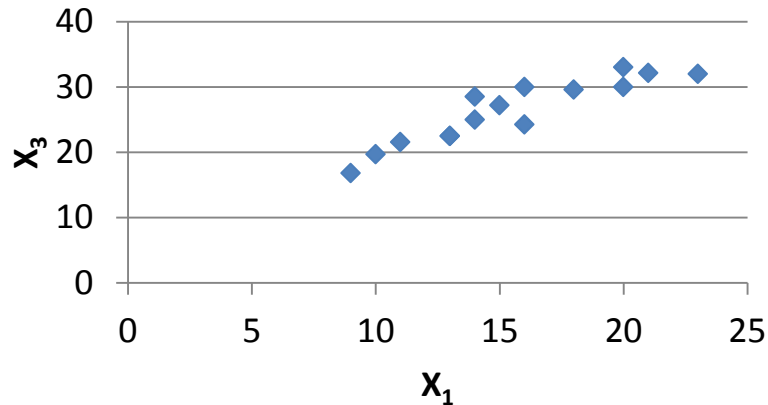
$$X = \begin{pmatrix} X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{m1} \\ X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{m2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ X_{1n} & X_{2n} & \cdots & X_{mn} \end{pmatrix}$$

У випадку повної мультиколінеарності $\det (X' X) = 0$



$$\hat{y} = -4,90 + 0,63x_1 + 1,84x_2 - 0,14x_3$$

$$t_{13} = 2,98$$



	A	B	C	D	E
1		реальне споживання населення (в млн. грошових одиниць)	купівлі та оплати товарів і послуг (в млн. грошових одиниць)	заощаджень (в % від загального доходу)	заробітної плати (в млн. грошових одиниць)
2	i	y	x₁	x₂	x₃
3	1	14	9	7,9	16,78
4	2	16	10	9,04	19,68
5	3	15	11	9,95	21,56
6	4	14	13	9,22	22,46
7	5	20	13	11,12	22,5
8	6	19	15	13,47	27,2
9	7	22	14	13,46	28,52
10	8	27	16	12,57	30
11	9	29	18	12,4	29,56
12	10	29	16	13,2	24,23
13	11	30	14	13,5	25
14	12	30	20	14,52	30
15	13	31	21	14	32,15
16	14	28	23	15	32
17	15	31	20	14,5	33

ВЫВОД ИТОГОВ

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,876325483
R-квадрат	0,767946352
Нормированный R-квадрат	0,704658994
Стандартная ошибка	3,655224283
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	486,3660232	162,1220077	12,13427723	0,000819898
Остаток	11	146,9673102	13,36066456		
Итого	14	633,3333333			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%	Нижние 95,0%	Верхние 95,0%
Y-пересечение	-4,900917947	6,377407001	-0,768481288	0,458382689	-18,93749612	9,135660222	-18,93749612	9,135660222
Переменная X 1	0,626463847	0,613597053	1,020969451	0,329198577	-0,724054161	1,976981855	-0,724054161	1,976981855
Переменная X 2	1,835315226	0,994333822	1,845773708	0,091988693	-0,35319876	4,023829212	-0,35319876	4,023829212
Переменная X 3	-0,139050809	0,576708145	-0,241111229	0,81390414	-1,408376877	1,130275259	-1,408376877	1,130275259

Початковий варіант:

$$\hat{y} = -4,90 + 0,63x_1 + 1,84x_2 - 0,14x_3$$

Скорегований варіант:

$$\hat{y} = -5,59 + 0,53x_1 + 1,72x_2$$

	A	B	C	D
1		реальне споживання населення (в млн. грошових одиниць)	купівлі та оплати товарів і послуг (в млн. грошових одиниць)	заощаджень (в % від загального доходу)
2	i	y	x₁	x₂
3	1	14	9	7,9
4	2	16	10	9,04
5	3	15	11	9,95
6	4	14	13	9,22
7	5	20	13	11,12
8	6	19	15	13,47
9	7	22	14	13,46
10	8	27	16	12,57
11	9	29	18	12,4
12	10	29	16	13,2
13	11	30	14	13,5
14	12	30	20	14,52
15	13	31	21	14
16	14	28	23	15
17	15	31	20	14,5

Вывод итогов								
Регрессионная статистика								
Множественный R	0,875625466							
R-квадрат	0,766719957							
Нормированный R-квадрат	0,72783995							
Стандартная ошибка	3,508846289							
Наблюдения	15							
Дисперсионный анализ								
	df	SS	MS	F	Значимость F			
Регрессия	2	485,5893059	242,794653	19,72015984	0,000161163			
Остаток	12	147,7440274	12,31200228					
Итого	14	633,3333333						
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%	Нижние 95,0%	Верхние 95,0%
Y-пересечение	-5,587558337	5,477734084	-1,020049212	0,327830235	-17,52251564	6,347398963	-17,52251564	6,347398963
Переменная X 1	0,530052679	0,446777671	1,186390262	0,258426413	-0,443392244	1,503497602	-0,443392244	1,503497602
Переменная X 2	1,715045422	0,825718572	2,077033847	0,059936998	-0,084040797	3,514131641	-0,084040797	3,514131641

Початковий варіант (наявна мультиколінеарність):

Вывод итогов									
Регрессионная статистика									
Множественный R	0,876325483								
R-квадрат	0,767946352								
Нормированный R-квадрат	0,704658994								
Стандартная ошибка	3,655224283								
Наблюдения	15								
Дисперсионный анализ									
	df	SS	MS	F	Значимость F				
Регрессия	3	486,3660232	162,1220077	12,13427723	0,000819898				
Остаток	11	146,9673102	13,36066456						
Итого	14	633,3333333							
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%	Нижние 95,0%	Верхние 95,0%	
Y-пересечение	-4,900917947	6,377407001	-0,768481288	0,458382689	-18,93749612	9,135660222	-18,93749612	9,135660222	
Переменная X 1	0,626463847	0,613597053	1,020969451	0,329198577	-0,724054161	1,976981855	-0,724054161	1,976981855	
Переменная X 2	1,835315226	0,994333822	1,845773708	0,091988693	-0,35319876	4,023829212	-0,35319876	4,023829212	
Переменная X 3	-0,139050809	0,576708145	-0,241111229	0,81390414	-1,408376877	1,130275259	-1,408376877	1,130275259	

Скорегований варіант (відсутня мультиколінеарність):

Вывод итогов									
Регрессионная статистика									
Множественный R	0,875625466								
R-квадрат	0,766719957								
Нормированный R-квадрат	0,72783995								
Стандартная ошибка	3,508846289								
Наблюдения	15								
Дисперсионный анализ									
	df	SS	MS	F	Значимость F				
Регрессия	2	485,5893059	242,794653	19,72015984	0,000161163				
Остаток	12	147,7440274	12,31200228						
Итого	14	633,3333333							
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%	Нижние 95,0%	Верхние 95,0%	
Y-пересечение	-5,587558337	5,477734084	-1,020049212	0,327830235	-17,52251564	6,347398963	-17,52251564	6,347398963	
Переменная X 1	0,530052679	0,446777671	1,186390262	0,258426413	-0,443392244	1,503497602	-0,443392244	1,503497602	
Переменная X 2	1,715045422	0,825718572	2,077033847	0,059936998	-0,084040797	3,514131641	-0,084040797	3,514131641	

Кореляційна матриця

$$\mathbf{r} = \begin{pmatrix} \mathbf{r}_{X_1X_1} & \mathbf{r}_{X_1X_2} & \cdots & \mathbf{r}_{X_1X_m} \\ \mathbf{r}_{X_2X_1} & \mathbf{r}_{X_2X_2} & \cdots & \mathbf{r}_{X_2X_m} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{r}_{X_mX_1} & \mathbf{r}_{X_mX_2} & \cdots & \mathbf{r}_{X_mX_m} \end{pmatrix}$$

	Столбец 1	Столбец 2	Столбец 3
Столбец 1	1	0,864	0,920
Столбец 2	0,864	1	0,894
Столбец 3	0,920	0,894	1

$$\det(X'X) \rightarrow 0$$

Тест Фаррара-Глобера

1. Стандартизація (нормалізація) незалежних змінних
2. Визначення кореляційної матриці нормалізованих змінних
3. Визначення статистичного критерію χ^2
4. Визначення матриці похибок
5. Обчислення F-критеріїв
6. Визначення часткових коефіцієнтів кореляції
7. Обчислення t-критеріїв

ШЛЯХИ І ЗАСОБИ УСУНЕННЯ МУЛЬТИКОЛІНЕАРНОСТІ

- 1. Вилучення змінної (або змінних) з моделі**
- 2. Зміна аналітичної форми економетричної моделі**
- 3. Збільшення спостережень**
- 4. Перетворення статистичних даних**
- 5. Використання додаткової первинної інформації**

Приклад: Нехай маємо наступну модель :

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon \quad (10)$$

де y - споживання; x_1 - дохід; x_2 - багатство.

Відомо, що дохід і багатство є висококолінеарними факторами.

Припустимо, додатково відомо, що зв'язок між ними є таким, що

$\beta_2 = 0,2\beta_1$, тоді модель (10) можна переписати у вигляді:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + 0,2\beta_1 x_2 + \varepsilon = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon, \quad (11)$$

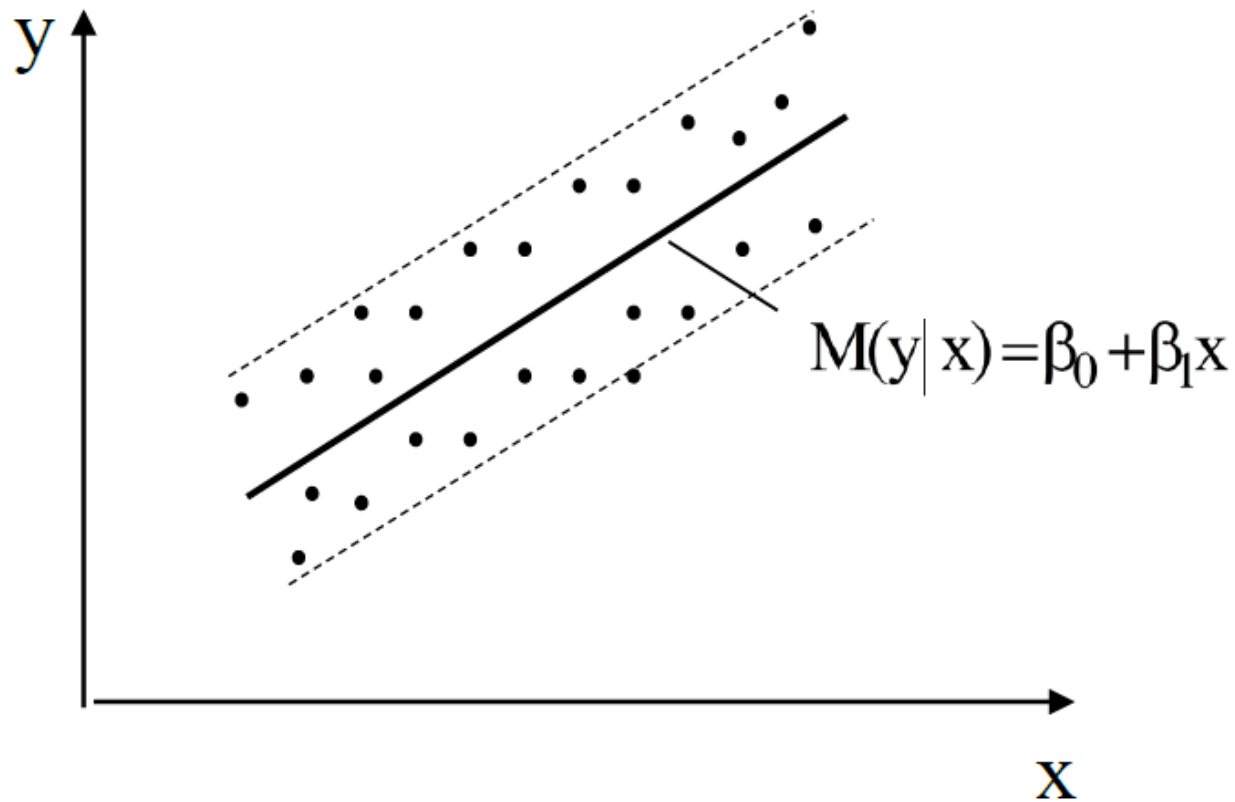
де $x = x_1 + 0,2x_2$. Звідси ми можемо знайти оцінку параметра β_1 , а потім і β_2 , виходячи з наведеної вище апіорної залежності між цими параметрами.

Як отримується апіорна інформація? Як правило, вона спирається на економічну теорію.

Якщо ж жодний з розглянутих способів не дає змоги позбутися мультиколінеарності, для оцінювання параметрів моделі застосовують такі методи, як метод головних компонентів, факторний аналіз, гребенева регресія

ГОМОСКЕДАСТИЧНІСТЬ

$$\sigma_{\varepsilon}^2 \neq f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{mi}), \quad (i = \overline{1, n}) \quad (1)$$



ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНІСТЬ

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{mi}), \quad (i = \overline{1, n}) \quad (4)$$

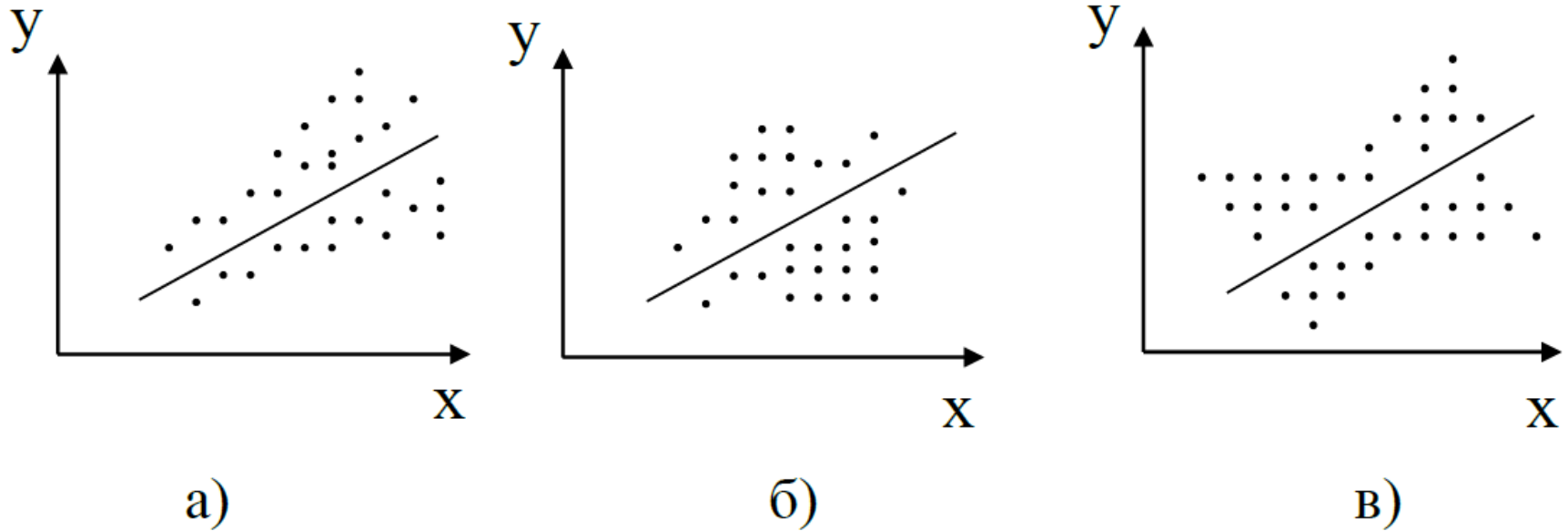


Рис. 2. Випадки гетероскедастичності

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_{\varepsilon}^2 \neq \text{const}, \quad (i = \overline{1, n})$$

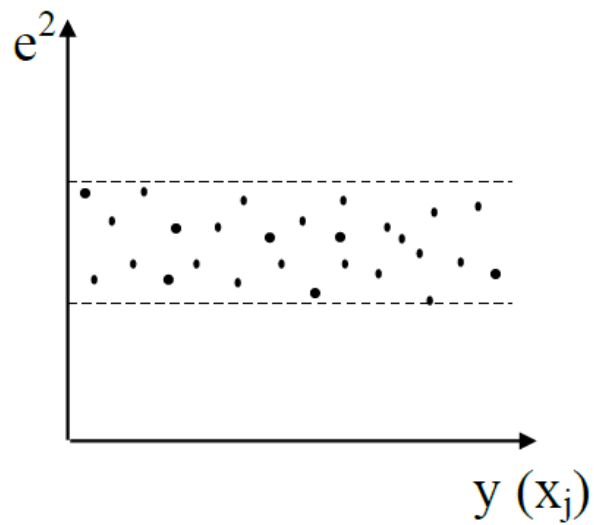
Дисперсійно–коваріаційна матриця оцінок параметрів моделі

$$\text{var-cov}(b) = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{b_0}^2 & \text{cov}(b_0, b_1) & \dots & \text{cov}(b_0, b_m) \\ \text{cov}(b_1, b_0) & \hat{\sigma}_{b_1}^2 & \dots & \text{cov}(b_1, b_m) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{cov}(b_m, b_0) & \text{cov}(b_m, b_1) & \dots & \hat{\sigma}_{b_m}^2 \end{pmatrix} \quad (13)$$

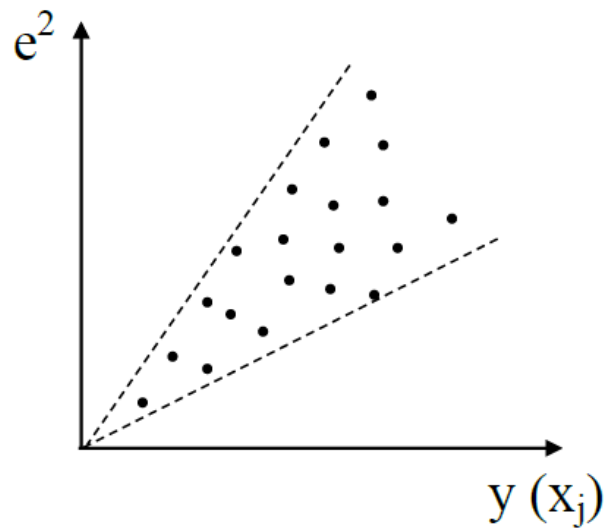
$$\text{var-cov}(b) = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (X' X)^{-1} \quad (14)$$

ТЕСТУВАННЯ НА ЯВНОСТІ ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТІ

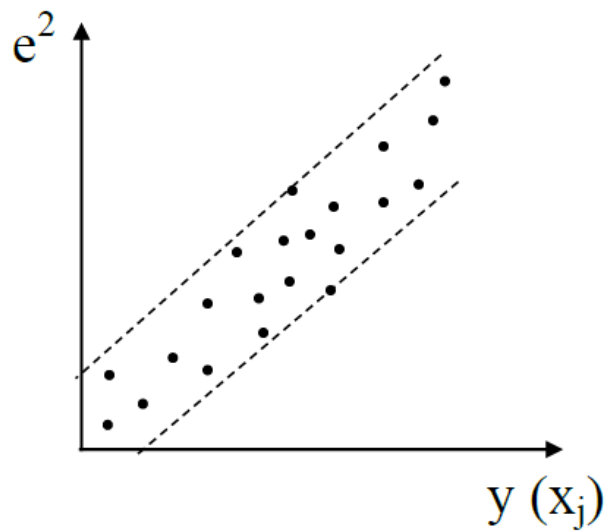
- 1) тест на основі графічного аналізу залишків
- 2) тест на основі М-критерію
- 3) тест Глейсера
- 4) тест на основі коефіцієнта рангової кореляції
Спірмена
- 5) параметричний тест Голдфелда–Квондта
- 6) непараметричний тест Голдфелда–Квондта



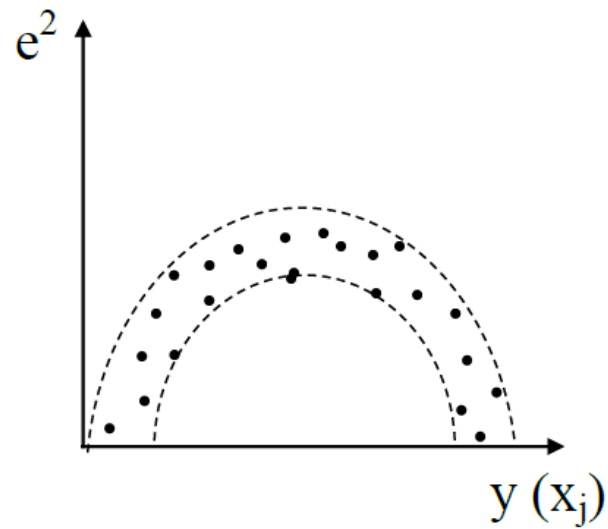
a)



б)



B)



Г)

Гіпотеза 1

$$\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}, (i = \overline{1, n})$$

Гіпотеза 2

$$\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}^2, (i = \overline{1, n})$$

Параметричний тест Голдфелда-Квондта

1. Виконується впорядкування (ранжування) спостережень у статистичній вибірці в порядку зростання (або спаду) значень пояснюючої змінної X_j
2. З усіх спостережень впорядкованої вибірки відкидається C спостережень, які містяться у центрі вибірки
3. Для кожної підвибірки на основі 1МНК будується окрема регресійна модель
4. Для кожної підвибірки визначається сума квадратів залишків
5. Обчислюється F -статистика

УМНК (метод Ейткена)

$$B = (X'S^{-1}X)^{-1} X'S^{-1}Y$$

$$S = \begin{pmatrix} 1/\lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1/\lambda_2 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 1/\lambda_n \end{pmatrix}, \quad \dim P = n \times n$$

Гіпотеза 1

$$\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}, (i = \overline{1, n})$$

Гіпотеза 2

$$\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}^2, (i = \overline{1, n})$$

Гіпотеза 1. Дисперсія залишків пропорційна до зміни пояснюючої змінної x_j . $\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}, (i = \overline{1, n})$. Тоді величини λ_i визначається як:

$$\lambda_i = \frac{1}{x_{ij}}. \quad (13)$$

Гіпотеза 2. Дисперсія залишків пропорційна до зміни квадрату пояснюючої змінної x_j — $\sigma_{\varepsilon,i}^2 = \sigma^2 \cdot x_{ji}^2, (i = \overline{1, n})$. Величини λ_i визначається для цієї гіпотези як:

$$\lambda_i = \frac{1}{x_{ji}^2}. \quad (14)$$

$$\text{var-cov}(\mathbf{b}) = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1}$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\mathbf{e}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{e}}{n - k}$$

$$\hat{y}_{\text{pr}} = \mathbf{X}'_{\text{pr}} \mathbf{B} + \lambda_n \mathbf{e}_n$$

$$\mathbf{M}(y_{\text{pr}}) = \hat{y}_{\text{pr}} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{\mathbf{X}'_{\text{pr}} (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}_{\text{pr}}}$$

$$y_{\text{pr}} = \hat{y}_{\text{pr}} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{1 + \mathbf{X}'_{\text{pr}} (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}_{\text{pr}}}$$

1 МНК

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - k}$$

$$e_i = y_i - \hat{y}_i, \quad (i = \overline{1, n})$$

	A	B	C
1	Рік	Заощадження (млн. грошових одиниць)	Доход на душу населення (млн. грошових одиниць)
2	1	2,3	15
3	2	2,2	15
4	3	2,08	16
5	4	2,2	17
6	5	2,1	17
7	6	2,32	18
8	7	2,45	19
9	8	2,5	20
10	9	2,2	20
11	10	2,5	22
12	11	3,1	64
13	12	2,5	68
14	13	2,82	72
15	14	3,04	80
16	15	2,7	85
17	16	3,94	90
18	17	3,1	95
19	18	3,99	100
20			

ВЫВОД ИТОГОВ

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,8500
R-квадрат	0,7225
Нормированный R-квадрат	0,7051
Стандартная ошибка	0,3121
Наблюдения	18

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	1	4,057193367	4,057193367	41,65537941	7,96267E-06
Остаток	16	1,55838441	0,097399026		
Итого	17	5,615577778			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%	Нижние 95,0%	Верхние 95,0%
Y-пересечение	1,99891	0,12723	15,71133	0,00000	1,72920	2,26862	1,72920	2,26862
Переменная X 1	0,01448	0,00224	6,45410	0,00001	0,00972	0,01923	0,00972	0,01923

УМНК

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{e'S^{-1}e}{n-k}$$

$$S^{-1} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \lambda_{18} \end{pmatrix}, \dim S^{-1} = 18 \times 18$$

$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{e'S^{-1}e}{n-k}$		0,001598

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(1MHK) = 0,3121$$

1 MHK

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(1MHK) = 0,3121$$

$$\hat{y}_{pr} = X'_{pr} \cdot B = 3,48$$

$$M(y_{pr}) = \hat{y}_{pr} \pm \hat{\sigma}_{\varepsilon} \cdot t_{\alpha/2} \sqrt{X'_{pr} (X'X)^{-1} X_{pr}} \quad 3,1733 \quad 3,7923$$

$$y_{pr} = \hat{y}_{pr} \pm \hat{\sigma}_{\varepsilon} \cdot t_{\alpha/2} \sqrt{1 + X'_{pr} (X'X)^{-1} X_{pr}} \quad 2,7524 \quad 4,2132$$

YMHK

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{e'S^{-1}e}{n-k} \quad \boxed{0,001598}$$

$$\hat{y}_{pr} = X'_{pr} B + \lambda_n e_n = 3,49$$

$$M(y_{pr}) = \hat{y}_{pr} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{X'_{pr} (X'S^{-1}X)^{-1} X_{pr}} \quad 3,4739 \quad 3,5026$$

$$y_{pr} = \hat{y}_{pr} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{1 + X'_{pr} (X'S^{-1}X)^{-1} X_{pr}} \quad 3,4735 \quad 3,5030$$

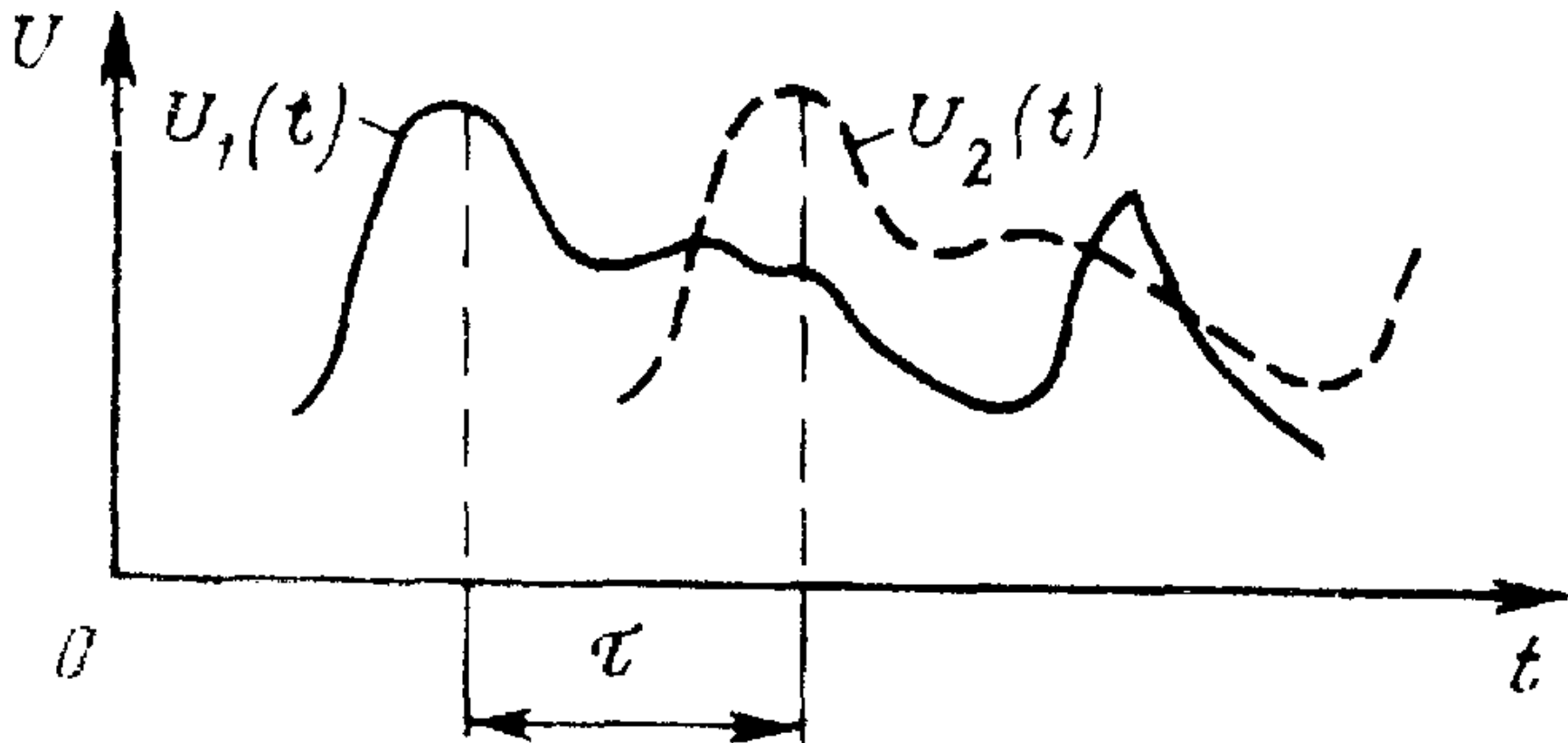
АВТОКОРЕЛЯЦІЯ ЗАЛИШКІВ

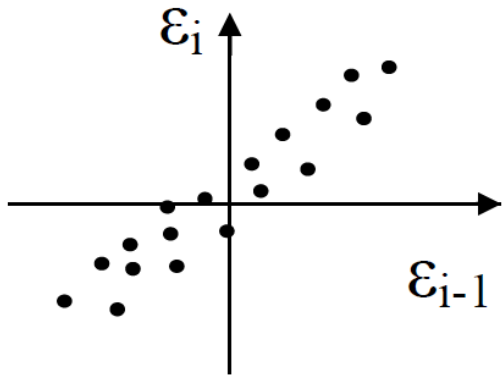
$$\text{COV}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad i \neq j \quad (1)$$

$$\text{COV}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0, \quad i \neq j \quad (2)$$

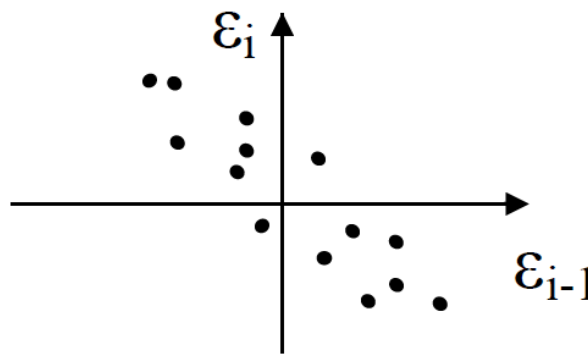
$$\varepsilon_i = \rho_1 \varepsilon_{i-1} + \rho_2 \varepsilon_{i-2} + \dots + \rho_s \varepsilon_{i-s} + u_i \quad (4)$$

$$\varepsilon_i = \rho_1 \varepsilon_{i-1} + u_i, \quad (-1 \leq \rho \leq 1) \quad (5)$$

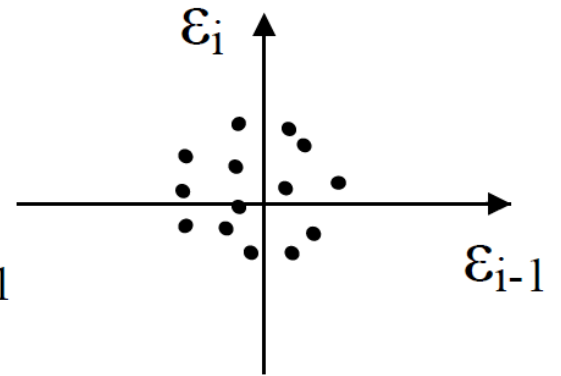




а) позитивна автокореляція залишків



б) негативна автокореляція залишків



в) автокореляція залишків відсутня

$$\hat{\rho} = \frac{\text{cov}(e_{i-1}, e_i)}{\text{var}(e_{i-1})} \approx \frac{\sum_{i=2}^n e_{i-1} \cdot e_i}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

$$\hat{\rho} = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n e_{i-1} \cdot e_i}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2} = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=2}^n e_{i-1} \cdot e_i}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

ТЕСТУВАННЯ НАЯВНОСТІ АВТОКОРЕЛЯЦІЇ ЗАЛИШКІВ

- 1) тест Дарбіна - Уотсона
- 2) тест фон Неймана
- 3) тест на основі нециклічного коефіцієнта автокореляції
- 4) тест на основі циклічного коефіцієнта автокореляції

Тест Дарбіна - Уотсона

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$



УМНК (метод Ейткена)

$$\mathbf{B} = (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{Y}$$

$$\mathbf{S} = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \dots & \rho^{n-2} \\ \rho^2 & \rho & \dots & \rho^{n-3} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \dots & 1 \end{pmatrix}, \quad \dim \mathbf{S} = n \times n$$

$$S^{-1} = \frac{1}{1-\rho^2} \begin{pmatrix} 1 & -\rho & 0 & \dots & 0 \\ -\rho & 1+\rho^2 & -\rho & \dots & 0 \\ 0 & -\rho & 1+\rho^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}, \quad \dim S = n \times n$$

$$r_{\text{CKOP}} = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=2}^n e_i \cdot e_{i-1}}{\sum_{i=1}^n e_i^2} + \frac{m+1}{n}$$

$$\rho \approx r_{\text{CKOP}}$$

$$\text{var-cov}(\mathbf{b}) = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1}$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\mathbf{e}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{e}}{n - k}$$

$$\hat{\mathbf{y}}_{\text{pr}} = \mathbf{X}'_{\text{pr}} \mathbf{B} + \rho \hat{\mathbf{e}}_n$$

$$\mathbf{M}(\mathbf{y}_{\text{pr}}) = \hat{\mathbf{y}}_{\text{pr}} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{\mathbf{X}'_{\text{pr}} (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}_{\text{pr}}}$$

$$y_{\text{pr}} = \hat{\mathbf{y}}_{\text{pr}} \pm t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon} \sqrt{1 + \mathbf{X}'_{\text{pr}} (\mathbf{X}'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}_{\text{pr}}}$$