УДК 004.412:519.237.5

С.Б. Приходько, Миколаїв
Н.В. Приходько, Миколаїв
К.О. Книрік, Миколаїв

ТРЬОХФАКТОРНА НЕЛІНІЙНА РЕГРЕСІЙНА МОДЕЛЬ ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ ТРУДОМІСТКОСТІ РОЗРОБКИ МОБІЛЬНИХ ЗАСТОСУНКІВ

Abstract. A three-factor non-linear regression model to estimate the efforts of developing mobile applications in a planning phase is constructed on the basis of the Johnson four-variate transformation for S_B family. This model, in comparison with other regression models, has a larger multiple coefficient of determination, a smaller value of the mean magnitude of relative error, a larger value of percentage of prediction and smaller widths of the prediction intervals of non-linear regression.

Актуальність

Задача оцінювання трудомісткості розробки програмного забезпечення (ПЗ) є однією з важливих у фазі планування, яка є першою з п'яти етапів життєвого циклу розробки ПЗ [1]. Сьогодні однією з відоміших моделей для оцінювання трудомісткості ПЗ є COCOMO II [2]. Але її використання для мобільних застосунків викликає певні труднощі. По-перше, основним фактором для зазначеної моделі є розмір ПЗ, який у фазі планування ще невідомий. По-друге, COCOMO II – це нелінійне рівняння регресії, що побудовано за одновимірним перетворенням у формі десяткового логарифму, яке не завжди дозволяє добре виконати нормалізацію даних. Крім того, рівняння регресії не містить у своєму складі випадкові змінні. А, як відомо, трудомісткість є саме випадковою величиною. По-третє, хоча розробка мобільних застосунків схожа на розробку веб-застосунків і має свої корені в більш традиційній розробці ПЗ, однак, однією з суттєвих різниць є те, що відповідні програми часто написані спеціально для того, щоб скористатися унікальними функціями, які пропонує конкретний мобільний пристрій [3]. Тому протягом останнього десятиріччя продовжується розробка різних моделей прогнозування трудомісткості, включаючи і регресійних [4, 5]. Саме регресійні моделі описують трудомісткість як випадкову величину. А враховуючи на те, що розподіл трудомісткості не є гаусівським, потрібно використовувати саме нелінійні регресійні моделі, а їх побудову вести на основі багатовимірних нормалізуючих перетворень [6].

Постановка задачі

Нехай задана вибірка чотиривимірних негаусових даних: фактична трудомісткість розробки Y у людино-годинах, кількість екранів X_1, функцій X_2 і файлів X_3 з N мобільних застосунків. Нехай існує чотиривимірне нормалізуюче перетворення негаусового випадкового вектору

$\mathbf{P}=\{Y, X_1, X_2, X_3\}^T$ у гаусовий випадковий вектор $\mathbf{T}=\{Z_Y, Z_1, Z_2, Z_3\}^T$, яке задається як

$$\mathbf{T}=\boldsymbol{\psi}(\mathbf{P}), \tag{1}$$

і зворотне перетворення для (1)

$$\mathbf{P}=\boldsymbol{\psi}^{-1}(\mathbf{T}). \tag{2}$$

Потрібно побудувати нелінійну регресійну модель для оцінювання трудомісткості розробки мобільних застосунків у формі $Y=Y(X_1, X_2, X_3, \varepsilon)$ та інтервал передбачення нелінійної регресії на основі перетворень (1) та (2). Тут ε – гаусівська випадкова величина, яка визначає залишки, $\varepsilon \sim N(0,1)$.

Вирішення задачі

Вирішення задачі здійснюємо за методами наведеними в [6]. Згідно з [6] спочатку виконується нормалізація багатовимірних негаусових даних за (1). У якості таких даних використані чотиривимірні дані, що наведені у таблиці 1. Ці дані отримані шляхом доповнення набору даних про фактичну трудомісткість розробки Y у людино-годинах, кількість екранів X_1, функцій X_2 і файлів X_3 для 17 застосунків з [7] ще даними для 21 мобільного застосунку (рядки з 18 по 38). Для перевірки даних з табл. 1 на наявність викидів використовувався метод, оснований на багатовимірних нормалізуючих перетвореннях і квадраті відстані Махаланобіса. Було визначено, що немає викидів в даних табл. 1 для рівня значимості 0,005 та чотиривимірного перетворення Джонсона для сімейства S_B [6].

Далі для нормалізованих за чотиривимірним перетворенням Джонсона сімейства S_B даних було побудовано лінійну регресійну модель

$$Z_Y=\hat{Z}_Y+\varepsilon=\hat{b}_0+\hat{b}_1 Z_1+\hat{b}_2 Z_2+\hat{b}_3 Z_3+\varepsilon, \tag{3}$$

де параметри рівняння (3) оцінювалися методом найменших квадратів і їх оцінки є такими: $\hat{b}_0=0$, $\hat{b}_1=0{,}808152$, $\hat{b}_2=$ -0,928296, $\hat{b}_3=0{,}854262$. Сума квадратів відхилень для моделі (3) склала 14,87.

Потім було побудовано нелінійну регресійну модель [6]

$$Y=\hat{\varphi}_Y+\hat{\lambda}_Y\left[1+e^{-\left(\hat{Z}_Y+\varepsilon-\hat{\gamma}_Y\right)/\hat{\eta}_Y}\right]^{-1}, \tag{4}$$

де $Z_j=\gamma_j+\eta_j \ln\dfrac{X_j-\varphi_j}{\varphi_j+\lambda_j-X_j}$, $\varphi_j<X_j<\varphi_j+\lambda_j$, $j=1,2,3$.

Побудована модель (4) була перевірена за множинним коефіцієнтом детермінації R^2, середньою величиною відносної помилки MMRE і відсотком прогнозування PRED (0,25), які зазвичай використовуються для оцінювання результатів прогнозування за допомогою регресійних моделей.

Таблиця 1

Набір даних та межі інтервалів передбачення нелінійних регресій

№	Y	X_1	X_2	X_3	межі інтервалів передбачення					
					LB_1	UB_1	LB_2	UB_2	LB_5	UB_5
1	192	5	4	3	60,5	377,3	91,9	289,1	123,3	233,7
2	**272**	**5**	**4**	**3**	60,5	377,3	91,9	289,1	-	-
3	288	3	2	2	88,6	524,1	153,0	362,1	189,1	322,2
4	116	6	6	4	51,1	352,9	75,7	268,2	105,0	209,6
5	**372**	**5**	**5**	**4**	54,5	362,4	-	-	-	-
6	**504**	**9**	**8**	**6**	90,1	453,3	-	-	-	-
7	28	6	7	2	-0,7	232,5	20,1	161,0	27,8	86,2
8	**176**	**6**	**7**	**3**	18,9	277,8	37,9	204,6	-	-
9	364	10	11	9	157,4	665,2	267,9	404,2	328,2	418,0
10	120	10	10	5	48,7	363,8	73,4	272,3	97,2	204,3
11	**22**	**6**	**5**	**4**	70,8	402,2	-	-	-	-
12	224	11	6	2	73,5	447,0	111,9	322,1	124,3	243,2
13	24	2	2	1	-23,9	170,9	8,8	123,5	17,4	63,8
14	200	11	7	4	106,5	511,6	155,9	351,0	189,1	309,7
15	**160**	**6**	**6**	**7**	100,6	490,0	148,3	344,0	-	-
16	**120**	**2**	**2**	**1**	-23,9	170,9	8,8	123,5	-	-
17	**96**	**4**	**4**	**1**	-33,4	149,2	1,9	95,0	-	-
18	202	6	5	4	70,8	402,2	103,4	301,7	140,8	254,6
19	145	4	3	2	49,2	353,3	80,8	277,2	105,5	212,0
20	198	6	5	4	70,8	402,2	103,4	301,7	140,8	254,6
21	146	4	3	2	49,2	353,3	80,8	277,2	105,5	212,0
22	191	6	6	5	66,2	392,5	96,4	294,7	137,6	251,4
23	99	3	3	2	24,7	290,0	51,0	229,4	72,2	162,4
24	382	11	12	9	140,1	624,9	257,6	400,9	314,5	409,8
25	270	9	10	8	93,4	477,2	138,4	338,8	203,5	324,2
26	282	12	7	3	104,6	532,5	163,8	362,1	188,9	315,3
27	213	10	5	2	78,5	452,7	117,2	324,4	133,6	252,7
28	322	11	7	5	126,8	560,3	184,6	367,4	230,2	346,0
29	290	10	6	4	109,1	513,1	157,5	350,7	195,0	314,3
30	223	7	7	6	78,6	425,2	112,5	312,4	161,3	278,8
31	241	5	5	6	84,9	449,3	127,2	327,4	188,9	309,0
32	87	5	5	2	17,1	267,3	37,6	200,0	49,9	124,4
33	36	3	3	1	-29,0	153,6	5,3	105,7	16,0	58,7
34	216	8	7	5	77,1	418,6	108,9	307,9	147,0	262,0
35	67	5	6	2	1,4	233,2	22,4	165,0	31,9	92,8
36	115	7	7	3	31,0	306,4	50,3	228,9	65,7	152,8
37	36	2	2	1	-23,9	170,9	8,8	123,5	17,4	63,8
38	98	3	3	2	24,7	290,0	51,0	229,4	72,2	162,4

Значення R^2, MMRE і PRED (0,25), що дорівнюють 0,579, 0,493 і 0,526 відповідно, вказують на незадовільну якість моделі (4) з оцінками параметрів, що були отримані за даними з табл. 1 з 38 мобільних застосунків. Зважаючи на це, для побудови нелінійної регресійної моделі для оцінювання трудомісткості розробки мобільних застосунків у фазі планування далі було застосовано метод покращення нелінійних регресійних моделей на основі багатовимірних нормалізуючих перетворень із застосуванням квадрату відстані Махаланобіса та інтервалів передбачення [8]. Суть цього методу [8] полягає у наступному. Спочатку на першому етапі, як це зазвичай робиться, початкові негаусівські дані перевіряються на наявність викидів і, якщо останні знайдено, то вони відкидаються. Для цього використовується квадрат відстані Махаланобіса для нормалізованих даних. На першому етапі рівень значущості дорівнює 0,005. Далі на другому етапі будується нелінійна регресійна модель із застосуванням відповідного методу на основі багатовимірних нормалізуючих перетворень [6]. Після цього на третьому етапі для рівня значущості, що дорівнює 0,05, визначаються границі інтервалу передбачення нелінійної регресії за методом, наведеним в [6]. І на завершення, на четвертому етапі перевіряють, чи є серед даних, за якими будувалася нелінійна регресійна модель такі, що виходять за визначені границі інтервалу передбачення. Та, якщо останні знайдено, то вони відкидаються і ми повторюємо знову всі етапи, починаючи з першого, для нових даних. Якщо таких викидів не було, то повторення етапів завершується, відповідна нелінійна регресійна модель побудована.

Для нелінійної регресійної моделі (4) з оцінками параметрів, що були отримані за даними з табл. 1 з 38 мобільних застосунків виявилося: значення Y для трьох застосунків (5, 6, 11) виходять за визначені межі інтервалу передбачення. В табл. 1 ліва границя інтервалу передбачення, що отриманий на першій ітерації за [6], позначена як LB_1, а права – як UB_1. На другій ітерації дані з трьох застосунків (5, 6, 11) були відкинуті і для аналізу використовувалися дані із залишених 35 застосунків. Для моделі (4) з оцінками параметрів, що були отримані за даними з табл. 1 з 35 мобільних застосунків виявилося: значення Y для застосунку 17 виходить за визначені межі інтервалу передбачення. В табл. 1 ліва границя інтервалу передбачення, що отриманий на другій ітерації за [6], позначена як LB_2, а права – як UB_2. Всього було 5 таких ітерацій, після яких залишилося 30 мобільних застосунків (1, 3, 4, 7, 9, 10, 12 – 14, 18 – 38). На п’ятій ітерації викидів не було, повторення етапів завершується, нелінійна регресійна модель побудована за даними з 30 застосунків. В табл. 1 ліва границя інтервалу передбачення, що отриманий на п’ятій ітерації за [6], позначена як LB_5, а права – як UB_5. На п’ятій ітерації для даних з 30 мобільних застосунків оцінки параметрів багатовимірного перетворення Джонсона для сімейства S_B такі: $\hat{\gamma}_Y = 0{,}58590$, $\hat{\gamma}_1 = 0{,}316749$, $\hat{\gamma}_2 = 0{,}86299$, $\hat{\gamma}_3 = 0{,}48606$, $\hat{\eta}_Y = 1{,}01714$, $\hat{\eta}_1 = 0{,}63606$, $\hat{\eta}_2 = 0{,}86557$, $\hat{\eta}_3 = 0{,}612856$, $\hat{\varphi}_Y = -12{,}7422$, $\hat{\varphi}_1 = 1{,}84255$,

$\hat{\varphi}_2 = 1{,}5560$, $\hat{\varphi}_3 = 0{,}73913$, $\hat{\lambda}_Y = 500{,}266$, $\hat{\lambda}_1 = 11{,}3796$, $\hat{\lambda}_2 = 13{,}2488$ і $\hat{\lambda}_3 = 8{,}52637$. Вибіркова коваріаційна матриця $\mathbf{S}_N$

$$\mathbf{S}_N = \begin{pmatrix} 1{,}0000 & 0{,}7067 & 0{,}5491 & 0{,}7808 \\ 0{,}7067 & 1{,}0000 & 0{,}8516 & 0{,}6374 \\ 0{,}5491 & 0{,}8516 & 1{,}0000 & 0{,}8161 \\ 0{,}7808 & 0{,}6374 & 0{,}8161 & 1{,}0000 \end{pmatrix}.$$

На п’ятій ітерації для даних з 30 мобільних застосунків оцінки параметрів моделі (3) такі: $\hat{b}_0 = 0$, $\hat{b}_1 = 0{,}91484$, $\hat{b}_2 = -1{,}17495$, $\hat{b}_3 = 1{,}16023$. Сума квадратів відхилень для моделі (3) у цьому випадку склала 1,39, що більш ніж у 10 разів менше за відповідну суму на першій ітерації.

Значення R^2, MMRE і PRED(0,25) дорівнюють 0,953, 0,133 і 0,867 відповідно і вказують на добру якість моделі (4) з оцінками параметрів, що були отримані за даними з таблиці 1 з 30 мобільних застосунків.

Також за даними з табл. 1 з 30 мобільних застосунків були побудовані лінійна регресійна модель і нелінійні регресійні моделі за одновимірними перетвореннями у вигляді десяткового логарифму (Log10) та одновимірним перетворенням Джонсона для сімейства S_B. Лінійна регресійна модель за даними з табл. 1 з 30 мобільних застосунків має вигляд

$$\hat{Y} = 40{,}250 + 28{,}973 X_1 - 41{,}798 X_2 + 50{,}665 X_3 + \varepsilon_x, \quad (5)$$

де ε_x – гаусівська випадкова величина, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_x)$.

Нелінійна регресійна модель за перетворенням у вигляді десяткового логарифму

$$Y = 10^{\varepsilon_x + \hat{b}_0} X_1^{\hat{b}_1} X_2^{\hat{b}_2} X_3^{\hat{b}_3}, \quad (6)$$

де $\hat{b}_0 = 1{,}73898$, $\hat{b}_1 = 1{,}6687$, $\hat{b}_2 = -2{,}1116$, $\hat{b}_3 = 1{,}30125$.

Нелінійна регресійна модель за одновимірним перетворенням Джонсона для сімейства S_B має вигляд (4) тільки з такими параметрами: $\hat{\gamma}_Y = 0{,}25204$, $\hat{\gamma}_1 = 0{,}10255$, $\hat{\gamma}_2 = 0{,}49345$, $\hat{\gamma}_3 = 0{,}61963$, $\hat{\eta}_Y = 0{,}58192$, $\hat{\eta}_1 = 0{,}51359$, $\hat{\eta}_2 = 0{,}63352$, $\hat{\eta}_3 = 0{,}58967$, $\hat{\varphi}_Y = 19{,}9286$, $\hat{\varphi}_1 = 1{,}90$, $\hat{\varphi}_2 = 1{,}81688$, $\hat{\varphi}_3 = 0{,}90$, $\hat{\lambda}_Y = 370{,}175$, $\hat{\lambda}_1 = 10{,}20$, $\hat{\lambda}_2 = 10{,}6468$, $\hat{\lambda}_3 = 8{,}6277$, $\hat{b}_0 = 0$, $\hat{b}_1 = 0{,}60292$, $\hat{b}_2 = -0{,}80179$, $\hat{b}_3 = 1{,}1148$. Значення R^2, MMRE і PRED(0,25), які дорівнюють 0,953, 0,133 і 0,867 відповідно, кращі для моделі (4) з параметрами для багатовимірного перетворення Джонсона в порівнянні з одновимірним, для якого ці значення складають відповідно 0,878, 0,190 і 0,767, та з цими ж показниками для моделі (5) – 0,838, 0,237 і 0,733, та для моделі (6) – 0,789, 0,206 і 0,733.

Для визначення нижньої і верхньої границь інтервалів передбачення нелінійних регресій побудовано відповідні рівняння

$$\hat{Y}_{PI} = \psi_Y^{-1}\left(\hat{Z}_Y \pm t_{\alpha/2,\nu} S_{Z_Y}\left\{1+\frac{1}{N}+\left(\mathbf{z}_X^{+}\right)^T\left[\left(\mathbf{Z}_X^{+}\right)^T \mathbf{Z}_X^{+}\right]^{-1}\left(\mathbf{z}_X^{+}\right)\right\}^{1/2}\right). \qquad (7)$$

В (7) знаки мінус та плюс відповідають рівнянням нижньої та верхньої границь інтервалів передбачення нелінійних регресій; $t_{\alpha/2,\nu}$ – квантіль *t*-розподілу Стьюдента з кількістю ступенів вільності ν та рівнем значущості $\alpha/2$; $\mathbf{Z}_X^{+}$ – матриця центрованих регресорів, яка містить значення $Z_{1_i}-\overline{Z}_1$, $Z_{2_i}-\overline{Z}_2$, $Z_{3_i}-\overline{Z}_3$; $\mathbf{z}_X^{+}=\left\{Z_{1_i}-\overline{Z}_1, Z_{2_i}-\overline{Z}_2, Z_{3_i}-\overline{Z}_3\right\}^T$; $S_{Z_Y}^2=\frac{1}{\nu}\sum_{i=1}^{N}\left(Z_{Y_i}-\hat{Z}_{Y_i}\right)^2$, $\nu = N-k-1$; $\left(\mathbf{Z}_X^{+}\right)^T \mathbf{Z}_X^{+}$ – $k\times k$ матриця

$$\left(\mathbf{Z}_X^{+}\right)^T \mathbf{Z}_X^{+} = \begin{pmatrix} S_{Z_1Z_1} & S_{Z_1Z_2} & \dots & S_{Z_1Z_k} \\ S_{Z_1Z_2} & S_{Z_2Z_2} & \dots & S_{Z_2Z_k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ S_{Z_1Z_k} & S_{Z_2Z_k} & \dots & S_{Z_kZ_k} \end{pmatrix},$$

де $S_{Z_qZ_r}=\sum_{i=1}^{N}\left[Z_{q_i}-\overline{Z}_q\right]\left[Z_{r_i}-\overline{Z}_r\right]$, $q,r=1,2,\dots,k$. У нашому випадку k=3.

На п’ятій ітерації для нормалізованих за чотиривимірним перетворенням Джонсона сімейства S_B даних з 30 застосунків матриця

$$\left(\mathbf{Z}_X^{+}\right)^T \mathbf{Z}_X^{+} = \begin{pmatrix} 1{,}0000 & 0{,}8808 & 0{,}6647 \\ 0{,}8808 & 1{,}0000 & 0{,}8457 \\ 0{,}6647 & 0{,}8457 & 1{,}0000 \end{pmatrix}.$$

Були також визначені нижні (LB) і верхні (UB) межі інтервалів передбачення лінійної регресії та нелінійних регресій за (7) на основі відповідно одновимірного і багатовимірного перетворень Джонсона та одновимірного перетворення у вигляді десяткового логарифму для рівня значущості 0,05. Ці межі наведені у табл. 2. Зверніть увагу, що ширина інтервалу передбачення нелінійної регресії на основі чотиривимірного перетворення Джонсона менша, ніж після одновимірного перетворення Джонсона для 27 рядків даних (окрім трьох з номерами 13, 33, 37) і менша, ніж після одновимірного перетворення у вигляді десяткового логарифму для 27 рядків даних (окрім трьох з номерами 7, 33, 35), та менша у порівнянні з шириною інтервалу передбачення лінійної регресії для всіх 30 рядків даних.

Таблиця 2

Межі інтервалів передбачення регресій для різних перетворень

№	*Y*	лінійна регресія		перетворення Log10		перетворення Джонсона			
						одновимірне		чотиривимірне	
		LB	UB	LB	UB	LB	UB	LB	UB
1	192	80,7	259,1	104,3	310,1	68,5	302,5	123,3	233,7
3	288	52,8	237,0	108,0	354,1	95,9	352,6	189,1	322,1
4	116	77,3	254,6	87,5	259,1	71,0	306,0	105,0	209,6
7	28	-75,2	120,8	24,4	79,7	28,3	155,6	27,8	86,2
9	364	229,5	422,9	159,5	499,1	269,4	383,7	328,2	418,0
10	120	69,9	260,7	91,9	280,6	70,5	312,2	97,2	204,3
12	224	113,5	305,5	93,0	303,6	60,0	299,9	124,3	243,2
13	24	-26,6	157,1	22,6	71,9	21,6	59,9	17,4	63,8
14	200	176,6	361,5	171,2	522,3	129,0	355,4	189,1	309,7
18	202	118,6	296,9	128,4	381,5	89,1	327,4	140,8	254,6
19	145	42,2	222,0	77,3	233,0	49,7	262,8	105,5	212,0
20	198	118,6	296,9	128,4	381,5	89,1	327,4	140,8	254,6
21	146	42,2	222,0	77,3	233,0	49,7	262,8	105,5	212,0
22	191	127,0	306,3	116,3	348,6	99,1	336,5	137,5	251,4
23	99	12,7	193,5	47,7	144,5	40,2	227,7	72,2	162,4
24	382	215,8	410,9	155,4	487,5	204,8	378,0	314,5	409,8
25	270	194,1	382,5	141,0	437,2	179,3	370,8	203,5	324,2
26	282	151,5	343,2	134,0	421,8	168,9	375,6	188,8	315,3
27	213	127,5	317,1	116,6	380,3	59,9	294,2	133,6	252,6
28	322	226,4	413,0	228,3	700,0	174,3	369,1	230,2	345,9
29	290	189,5	374,2	201,4	619,1	125,1	352,3	195,0	314,3
30	223	163,9	345,1	137,2	414,2	126,6	352,8	161,3	278,8
31	241	184,3	376,0	156,0	490,8	143,7	361,7	188,9	309,0
32	87	-13,1	168,0	38,1	115,2	33,9	191,9	49,8	124,4
33	36	-38,8	143,7	18,9	60,0	21,0	48,9	16,0	58,7
34	216	143,9	321,6	136,4	404,8	105,4	340,0	147,0	262,0
35	67	-58,8	130,2	25,3	80,4	29,4	162,2	31,9	92,8
36	115	10,6	194,3	55,7	168,0	45,5	249,8	65,7	152,8
37	36	-26,6	157,1	22,6	71,9	21,6	59,9	17,4	63,8
38	98	12,7	193,5	47,7	144,5	40,2	227,7	72,2	162,4

На наш погляд, кращі показники нелінійної регресійної моделі (4) для оцінювання трудомісткості розробки мобільних застосунків у фазі планування, що побудована на основі чотиривимірного нормалізуючого перетворення Джонсона сімейства S_B, можна в першу чергу пояснити кращою нормалізацією багатовимірних даних з табл. 1 для 30 застосунків.

Висновки

Удосконалено трьохфакторну нелінійну регресійну модель та рівняння нижньої і верхньої границь інтервалів передбачення нелінійної регресії для оцінювання трудомісткості розробки мобільних застосунків у фазі планування в залежності від кількості екранів, функцій та файлів мобільного застосунку на основі чотиривимірного нормалізуючого перетворення Джонсона сімейства S_B, що дозволяє підвищити достовірність оцінювання залежної змінної нелінійної регресії у порівнянні з використанням одновимірних нормалізуючих перетворень. Модель, що побудована, в порівнянні з іншими регресійними моделями (як лінійними, так і нелінійними), має більші значення множинного коефіцієнту детермінації і відсотку передбачень та менші середні величини відносної похибки і ширини інтервалу передбачення нелінійної регресії. В подальшому планується використання інших наборів даних для побудови нелінійної регресійної моделі для оцінювання трудомісткості розробки мобільних застосунків.

1. *Zhu H*. Software Design Methodology: From Principles to Architectural Styles / H. Zhu. – Butterworth-Heinemann, Elsevier, 2005. – 368 p.
2. *Boehm B.W*. Software Cost Estimation with COCOMO II / B. W. Boehm, C. Abts, A. W. Brown, S. Chulani, B. K. Clark, E. Horowitz, R. Madachy, D. J. Reifer, B. Steece. – Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall PTR, 2000. – 544 p.
3. *Rouse M*. Mobile application development / M. Rouse. – URL: https://searchmicroservices.techtarget.com/definition/mobile-application-development
4. *Francese R*. On the use of requirements measures to predict software project and product measures in the context of Android mobile apps: A preliminary study / R. Francese, C. Gravino, M. Risi, G. Scanniello, G. Tortora // Proceedings of the 41st Euromicro Conference on Software Engineering and Advanced Applications (SEAA 2015). (August 26-28, 2015, Funchal, Portugal). Funchal, 2015. – P.357-364. DOI: 10.1109/SEAA.2015.22
5. *Shahwaiz S.A*. A parametric effort estimation model for mobile apps / S. A. Shahwaiz, A. A. Malik, N. Sabahat // Proceedings of the 19th International Multi-Topic Conference (INMIC 2016). (December 5-6, 2016, Islamabad, Pakistan). – Islamabad, 2016. – P.1-6. DOI: 10.1109/INMIC.2016.7840114
6. *Prykhodko N.V.* Constructing the non-linear regression models on the basis of multivariate normalizing transformations / N. V. Prykhodko, S. B. Prykhodko // Electronic modeling. – 2018. – Vol. 40. – No. 6. – P.101-110. DOI: 10.15407/emodel.40.06.101
7. *Arnuphaptrairong T.* An Empirical Validation of Mobile Application Effort Estimation Models / T. Arnuphaptrairong, W. Suksawasd // Proceedings of the International MultiConference of Engineers and Computer Scientists (IMECS 2017). (March 15-17, 2017, Hong Kong, China). – Hong Kong, 2017. – P.697-701.
8. *Приходько С.Б.* Метод покращення нелінійних регресійних моделей на основі багатовимірних нормалізуючих перетворень / С. Б. Приходько, Н. В. Приходько // Прикладні науково-технічні дослідження: матеріали III міжнар. наук.-практ. конф. (Івано-Франківськ, 3-5 квітня 2019 р.). – Івано-Франківськ: Сімфоня Форте, 2019. – С.20.

Поступила 8.08.2019р.