

6. Регіональний людський розвиток. Статистичний бюлетень. – Державна служба статистики України, Київ, 2012.
7. Степашко В.С. Моделі розрахунку інтегрального індексу для груп первинних економічних показників / В.С. Степашкою // НТІ. – 2005. - №2. – С. 8-12.

УДК 338(336.1)

**О.М. Чистик**

### **Застосування Gretl для побудови багатofакторної моделі короткострокового прогнозування фінансових ресурсів Збройних сил ;України**

*У статті розглядаються особливості використання програмного продукту GRETL для побудови економетричних моделей короткострокового прогнозування. Проведено аналіз факторів для прогнозування видатків Державного бюджету України на оборону на 2016 та 2017 роки.*

**Ключові слова** багатofакторна модель, фінансові ресурси Збройних Сил України, короткострокове прогнозування.

*В статье рассматриваются особенности использования программного продукта GRETL для построения эконометрических моделей краткосрочного прогнозирования. Проведен анализ факторов для прогнозирования расходов Государственного бюджета Украины на оборону на 2016 и 2017 год.*

**Ключевые слова** многофакторная модель, финансовые ресурсы Вооруженных Сил Украины, краткосрочное прогнозирование.

*The article deals with particularities of using program GRETL for creation of econometric models for short-term*

*forecasting. In article was made factors evaluation for forecasting the state budget spending for defense sector for 2016 and 2017.*

**Keywords** *multifactor model, financial resources of the Armed Forces of Ukraine, short-term forecasting.*

**Актуальність.** На сучасному етапі, в умовах складної військово-політичної ситуації на міждержавному рівні, Збройні Сили України (ЗСУ) як ніколи потребують невідкладних суттєвих змін у структурі, нормативно-правовій базі та створенні методологічної бази для побудови прогнозу обсягів фінансових ресурсів за різних сценаріїв подальшої ситуації в Україні. Все більшого значення набуває наявність виваженої і послідовної фінансово-економічної та антикорупційної політики, спрямованої на виконання державою, притаманних їй функцій, зокрема визначених Конституцією України щодо забезпечення захисту національного суверенітету та незалежності.

У сфері фінансового забезпечення сектору безпеки і оборони України передбачене невідкладне фінансування бюджетних програм за статтями, пов'язаними із забезпеченням національної безпеки і оборони України та забезпечення бюджетного фінансування потреб національної оборони на рівні не менше трьох відсотків від запланованого обсягу валового внутрішнього продукту на відповідний рік[1].

Відповідно до нової Стратегії національної безпеки України, формування та розвиток сектору безпеки і оборони, який має забезпечити адекватне і гнучке реагування на загрози, раціонально використовуючи можливості і ресурси, є пріоритетом політики національної безпеки. При цьому необхідно забезпечити: удосконалення бюджетної політики у сфері забезпечення національної

безпеки і оборони України шляхом поетапного збільшення співвідношення бюджетних видатків органів сектору безпеки і оборони на розвиток, бойову підготовку і оперативну діяльність відповідно до практики держав – членів НАТО[2].

**Аналіз останніх досліджень.** Розробка основних засад використання апарата адаптивного моделювання соціально-економічних процесів було розпочато Р.Брауном, Р.Майером, І.І. Перельманом і продовжене Ю.П. Лукашиним, В.В. Давнісом[3], Н.А. Кізима[4], Т. Куфеля[5], В.І. Тінякової[6]. Та більшість авторів визначали сфери і методи можливого застосування адаптивних моделей в основному для рішення загальних кібернетичних або технічних завдань, а також назначали можливість їхнього використання для визначення пріоритетних напрямів розвитку саме інноваційно-орієнтованих систем.

**Невирішена раніше частина загальної проблеми.**

Незважаючи на достатню кількість публікацій з досліджуваних питань, теоретичні та емпіричні розробки щодо методів та моделей прогнозування, прогнозування фінансових ресурсів для ЗСУ представляють собою актуальний напрямок наукового дослідження. Обумовлюється це тим, що нестабільність військово-політичного та економічного середовища в країні ускладнює визначення та отримання необхідних фінансових ресурсів для потреб ЗСУ.

Вирішення питання реагування на наслідки фінансово-економічної кризи за допомогою математичних моделей щодо підтримки прийняття рішень, які використовувались раніше, неможливе, тому що вони адаптовані до особливостей командно-адміністративної економіки, а моделі, які використовуються в країнах Заходу, орієнтовані на умови стабільної економіки, що надає можливість розглядати їх у лінійній постановці. З огляду на порівняну простоту розв'язування

детермінованих лінійних задач, нерідко до їх умов намагаються зводити реальні задачі, не повністю враховуючи або навіть ігноруючи вплив різноманітних об'єктивних чинників. Такий підхід може призвести до прийняття недостатньо ефективних або й зовсім хибних рішень. В умовах фінансово-економічної кризи використання лінеаризованої моделі практично стає неможливим. Тому питання щодо пошуку прогнозування фінансових ресурсів за умов фінансово-економічної кризи на розвиток ЗСУ є актуальним та заслуговує на увагу.

**Метою дослідження** є обґрунтувати модельне забезпечення прогнозування розвитку інноваційно-орієнтованих систем на основі використання сучасного апарата адаптивно-раціонального прогнозування, як методу комбінування адаптивних принципів управління та раціональності очікувань.

**Об'єктом дослідження** є процес фінансового прогнозування з використанням багатофакторних економетричних моделей. Методологічним інструментарієм дослідження є системний метод пізнання економічних явищ і процесів в умовах кризового стану. З метою отримання показників фінансово-економічного стану ЗСУ було застосовано метод адаптивного багатофакторного прогнозування, який був побудований на підставі даних: обсягу ВВП, наданих фінансових ресурсів Міністерству оборони України відповідно до Законів України Про Державний бюджет України на 2000-2015 роки, чисельності військовослужбовців та інших даних.

#### **Виклад основного матеріалу.**

GRETЛ - програма для регресійного і економетричного аналізу даних, а також для обробки часових рядів. Наведемо приклад побудови багатофакторної моделі за допомогою GRETЛ.

Для прогнозування видатків державного бюджету України на оборону на 2016-2017 роки [7] проаналізуємо наступну базу даних за останні п'ятнадцять років:

Year	Gm	G	N	GDP	Nz	Nv
2000	2,2	41,9	49429,8	170	400000	310000
2001	3,03	49,5	48923,2	204,2	400000	310000
2002	3,36	55,9	48457,1	225,8	394750	307500
2003	4,28	72,2	48003,5	267,3	390000	305000
2004	5,3	117,4	47622,4	345,1	285000	210000
2005	5,8	140,2	47280,8	441,5	245000	180000
2006	6,4	174,6	46929,5	544,2	221000	165000
2007	8,07	253,2	46646	720,7	200000	152000
2008	9,5	267,3	46372,7	948,1	191000	148000
2009	8,3	307,7	46143,7	913,3	200000	150000
2010	12,5	342,7	45962,9	1082,6	200000	159000
2011	13,8	413,6	45778,5	1316,6	192000	144000
2012	16,49	419,4	45633,6	1408,9	184000	139000
2013	14,3	462,2	45553	1576	168201	125482
2014	27,35	441,6	45426,2	1653	157456	119166
2015	40,2	566,7	42910,9	1720	250000	204000
Прогноз 2016				2106,1	260 574	213574
Прогноз 2017				2365,1	260 574	213574

Рис. 1. Таблиця досліджуваних факторів за період з 2000 по 2015 роки, що мають вплив на прогноз видатків на оборону на 2016-2017 роки

Досліджувані змінні:

Gm – Видатки Державного бюджету України на оборону, млрд. грн.; (Джерело: [Електронний ресурс] Закони України Про Державний бюджет України на відповідний рік (додаток 3: [сайт]. – Режим доступу: <http://mil.gov.ua>[8])

$G$  – Сукупні видатки Державного бюджету України, млрд. грн.; (Джерело: [Електронний ресурс] Закони [України](#) Про Державний бюджет України на відповідний рік: [сайт]. – Режим доступу: <http://zakon1.rada.gov.ua>)

$N$  – Чисельність населення країни, тис. ос.; (Джерело: [Електронний ресурс] // Держкомстат України: [сайт]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>)

$GDP$  – валовий внутрішній продукт країни, млрд. грн. (Джерело: [Електронний ресурс] // Держкомстат України: [сайт]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>)

$N_z$  – Чисельність особового складу ЗСУ, тис. осіб (Джерело: [Електронний ресурс] Закони [України](#) Про чисельність Збройних Сил України на відповідний рік: [сайт]. – Режим доступу: <http://zakon1.rada.gov.ua>)

$N_v$  – Чисельність військовослужбовців у ЗСУ, тис. осіб (Джерело: [Електронний ресурс] Закони [України](#) Про чисельність Збройних Сил України на відповідний рік: [сайт]. – Режим доступу: <http://zakon1.rada.gov.ua>)

Побудуємо кореляційну матрицю для визначення взаємозв'язку між факторами та для уникнення мультиколінеарності в подальшому моделюванні:

$\Phi-p$	$G_m$	$G$	$N$	$GDP$	$N_z$	$N_v$
$G_m$	1					
$G$	0,709792	1				
$N$	-0,65897	-0,95265	1			
$GDP$	0,777639	0,989392	-0,92731	1		
$N_z$	-0,36541	-0,82924	0,920868	-0,76486	1	
$N_v$	-0,50124	-0,86899	0,955972	-0,8208	0,986987	1

Рис. 2. *Результати виводу кореляційної матриці зв'язку між факторами*

Бачимо, що спостерігається найбільша кореляція між результативною ознакою ( $G_m$ ) та кількістю населення

(N). Так говоримо, що 89,3% варіації державних видатків на оборону пояснюється зміною ВВП країни. Варто зазначити, що даний зв'язок є обернено пропорційний.

Також бачимо, що значення кореляції, які відображають помірний взаємозв'язок з державними видатками на оборону є в таких факторів, як сукупні державні видатки державного бюджету України (86,19 %) та ВВП країни (84,4%).

Включення фактору “кількість населення” є недоцільним в нашу модель, оскільки спостерігається від'ємна кореляція, що говорить про обернено пропорційний взаємозв'язок між державними видатками на оборону та кількістю населення в країні, що не відображає реального причинно-наслідкового зв'язку між ними, оскільки в умовах існування обов'язкового призову до армії більша чисельність населення мала б сприяти зростанню державних видатків на оборону за рахунок зростання кількості призовників.

Між факторами  $G$  та  $GDP$  існує мультиколінеарність, тому в наступних етапах дослідження варто перевірити взаємозалежність даних факторів з державними видатками на оборону, не включаючи їх одночасно в одну модель.

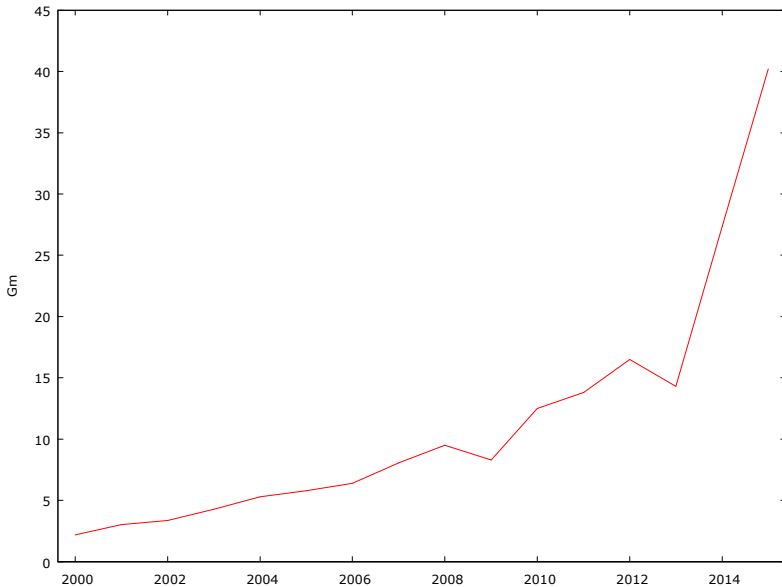
В даному випадку  $VIF=1/(1-0.997)=333,3>10$ .

(0,997 – коефіцієнт парної кореляції між  $G$  та  $GDP$ )

На сучасний стан державних видатків на оборону впливає військова агресія на сході країни, що спричинило до різкого зростання видатків на оборону, що зображено на графіку рис. 3).

Тому для врахування такого якісного фактору в моделюванні, як існування військової загрози чи, наприклад, перехід державного бюджету з соціально-

орієнтованого на військовий, використаємо *dummy*-змінну (фіктивна змінна).



ис. 3. *Графік видатків Державного бюджету України на оборону за період з 2000 по 2014 роки*

Тому для врахування такого якісного фактору в моделюванні, як існування військової загрози чи, наприклад, перехід державного бюджету з соціально-орієнтованого на військовий, використаємо *dummy*-змінну (фіктивна змінна).

Уявлення про лінійну взаємодію – швидше абстракція, що допомагає спростити задачу, зробивши її завжди вирішуваною, але з деякою помилкою, якою можна нехтувати. Логіка отримання результатів по такій схемі оцінювання без урахування сумісних ефектів цілком з'ясовна. Рішення шукається для конкретної ситуації з фіксованою структурою показників, яка хоча і не



указується в завданні експерту, але, як правило, присутня в його уявленнях про вирішувану задачу. Але як тільки структура починає змінюватися, зразу ж з'являються невраховані ефекти взаємодії і надійність експертних оцінок різко знижується. Тому безпосереднє оцінювання показників з передбачуваною лінійною структурою взаємозв'язків необхідно замінити складнішою, заснованою на модельному представленні структурою, але без ускладнення самої процедури опиту експертів. При цьому модель, що відображає взаємозв'язок між можливістю появи події, що цікавить нас, і набором оцінюваних показників, повинна бути, ймовірно, нелінійної і, крім того, економетричною, оскільки інтерес викликають не тільки механізм взаємодії, але і кількісна оцінка сили цієї взаємодії, а також бажання замінити повторні експертні опити прогнозними оцінками. Останнє особливо важливе. Саме цією можливістю не володіють раніше розглянуті методи.

Таким чином, значення висловлюваного тут підходу в тому, щоб експертну інформацію використовувати для побудови моделі, а не для отримання самих оцінок.

Пропозиція полягає в тому, щоб інтуїцію і знання експертів застосувати для формування спеціального набору даних псевдовибірки, по якій оцінюються коефіцієнти моделі, що має відмінність від безпосередніх експертних оцінок, багатопланове застосування: аналіз, оцінка значущості чинників, прогноз очікуваних подій і т.п. Природно, це значно розширює область практичного використання експертних рішень.

Реалізація даного підходу припускає введення бінарної змінної з наступним значенням:

$$y = \begin{cases} 1, & \text{якщо на думку експерта подія повинна відбутися;} \\ 0, & \text{в іншому випадку.} \end{cases}$$

Вважатимемо, що значення цієї змінної, що характеризує появу події, що цікавить нас, залежить від оцінюваного нами набору показників  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , і існує безліч різних варіантів  $x_1, x_2, \dots, x_n$  цих наборів  $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$ , відмінних один від одного всіма або деякими своїми компонентами (оцінюваними показниками). Передбачається, що у кожного експерта є уявлення про те, при реалізації яких варіантів очікувана подія матиме місце, а при реалізації яких – немає. Математично це припущення записується у вигляді залежності:

$$y_i^k = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}) + \varepsilon_i^k$$

де  $y_i^k$  – очікуване значення бінарної залежної змінної, яке  $k$ -й експерт пов'язує з  $i$ -м набором оцінюваних показників;

$f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$  – індексна функція, тобто функція, що приймає всього два значення: 0 і 1;

$\varepsilon_i^k$  – помилка, яку може допустити  $k$ -й експерт, що оцінює вплив  $i$ -го набору на появу очікуваної події ( $\varepsilon_i^k$  – випадкова змінна із значеннями в номінальній шкалі: 1, 0, -1).

Тепер стає зрозумілою реалізація заснованої на модельному підході ідеї отримання експертних рішень. Спочатку в результаті цільового опиту експертів формується псевдовибірка, об'єднуюча в собі суб'єктивні думки з приводу закономірностей, що цікавлять нас, переваг, рейтингів, прогнозних оцінок і т.п. Потім за даними псевдовибірки будується регресійна залежність, що пов'язує суб'єктивні думки з одночасним їх усереднюванням в єдину формалізовану залежність. Побудована таким чином модель, по суті, є концентрованим виразом узагальненої думки експертів по проблемі, що вивчається, і може використовуватися для аналізу і отримання всіляких оцінок.

Модель як результат опиту, а не разові експертні оцінки є головною особливістю даного підходу. Завдяки цій особливості вдається одержати прогнозні оцінки експертних думок, тобто оцінки суб'єктивного характеру щодо тих подій або об'єктів, про яких експерти не знали або не мали уявлення у момент формування псевдовибірки.

В нашому випадку створюємо змінну  $dm$ , яка набуває значення 1 – існування військової загрози, 0 – відсутність військової загрози. Таким чином на протязі досліджуваного періоду (2000-2015 рр.) змінна  $dm$  набуває значення 1 тільки у 2014-2015рр., що і спричинює такий стрибок в динаміці державних видатків на оборону починаючи з 2014 року.

Таким чином будуємо багатofакторну регресійну модель виду:  $G_m = a * GDP + b * dm + const$

Рівняння регресії матиме вигляд:

$$\hat{G}_m = 1,0877 + 0,0097 * GDP + 15,7824 * dm$$

Перевіримо модель на наявність гетероскедастичності за допомогою тесту Уайта.

Model 1: OLS, using observations 2000–2015 (T = 16)  
Dependent variable: Gm

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,08768	1,16747	0,9317	0,3685
GDP	0,00965167	0,00135135	7,142	7,56e-06 ***
dm	15,7824	2,26357	6,972	9,74e-06 ***
Mean dependent var	11,30500	S.D. dependent var	10,04290	
Sum squared resid	72,87604	S.E. of regression	2,367667	
R-squared	0,951830	Adjusted R-squared	0,944419	
F(2, 13)	128,4392	P-value (F)	2,74e-09	
Log-likelihood	-34,83239	Akaike criterion	75,66477	
Schwarz criterion	77,98254	Hannan-Quinn	75,78346	
rho	-0,511868	Durbin-Watson	2,187703	

White's test for heteroskedasticity -  
Null hypothesis: heteroskedasticity not present  
Test statistic: LM = 15,8986  
with p-value = P(Chi-square(4) > 15,8986) = 0,00315836

Рис. 4. *Виявлення гетероскедастичності залишків*

Оскільки,  $p\text{-value}=0,00316 < 0,05$ , то з ймовірністю 95% говоримо про присутність гетероскедастичності. Тому для її усунення використаємо оцінку узгоджених стандартних помилок. Таким чином рівняння регресії з новими стандартними похибками матиме наступний вигляд:

Model 2: OLS, using observations 2000–2015 (T = 16)  
 Dependent variable: Gm  
 HAC standard errors, bandwidth 1 (Bartlett kernel)

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	1,08768	0,382486	2,844	0,0138	**
GDP	0,00965167	0,000555267	17,38	2,21e-010	***
dm	15,7824	2,45319	6,433	2,22e-05	***
Mean dependent var	11,30500	S.D. dependent var	10,04290		
Sum squared resid	72,87604	S.E. of regression	2,367667		
R-squared	0,951830	Adjusted R-squared	0,944419		
F(2, 13)	152,1287	F-value(F)	9,58e-10		
Log-likelihood	-34,83239	Akaike criterion	75,66477		
Schwarz criterion	77,98254	Hannan-Quinn	75,78346		
rho	-0,511868	Durbin-Watson	2,187703		

Бачимо, що стандартна похибка для димми-змінної збільшилась з 2,26 до 2,45, або на 8,4%, а стандартна похибка для GDPтакож зменшилась з 0,0014до 0,000557, або на 60,2%, що має усунути гетероскедастичність в моделі.

Перевіримо модель на наявність автокореляції.

В нашому випадку маємо:

$$\text{Durbin-Watson statistic} = 2,1877$$

$$p\text{-value} = 0,452135$$

Оскільки  $p\text{-value} > 0,05$ , то говоримо про відсутність автокореляції залишків.

Дана модель є адекватною з ймовірністю 95% за критерієм Фішера, оскільки  $P\text{-value} (F) < 0,05$ . Також варто зазначити, що модель відображає дуже тісний взаємозв'язок між факторами, оскільки  $R^2=0.952$ , тобто державні видатки на оборону України на 99,2% пояснюється зміною ВВП країни та наявністю військової

загрози в країні. Бачимо, що усі коефіцієнти в моделі є значущими з ймовірністю 95%, оскільки  $p\text{-value} (t) < 0.05$ .

Перевіримо модель на нормальність розподілу залишків:

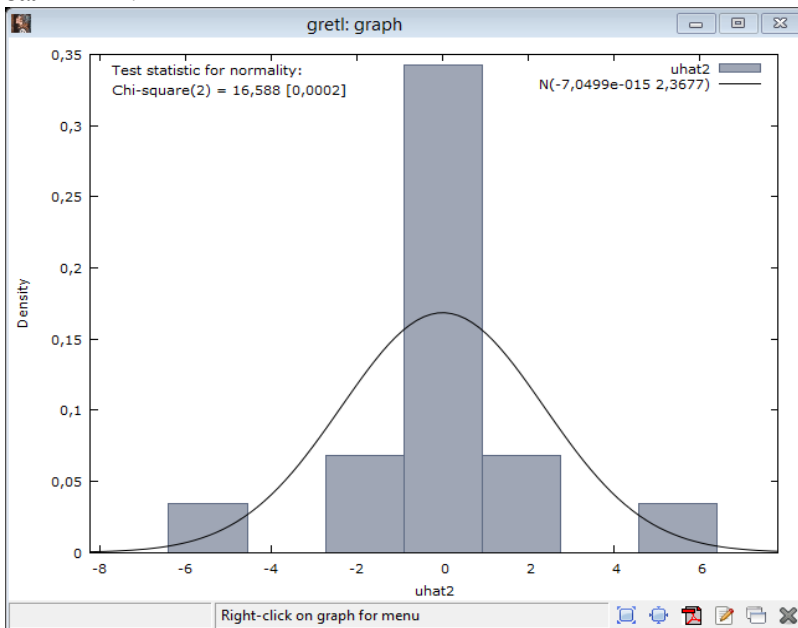
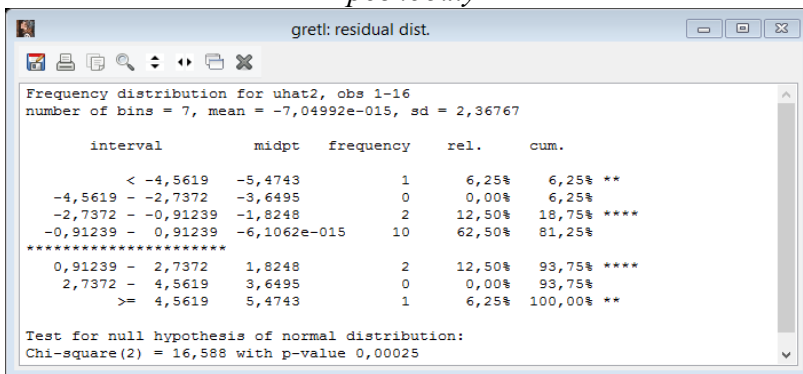


Рис. 5. Графічна інтерпретація тесту на нормальність розподілу



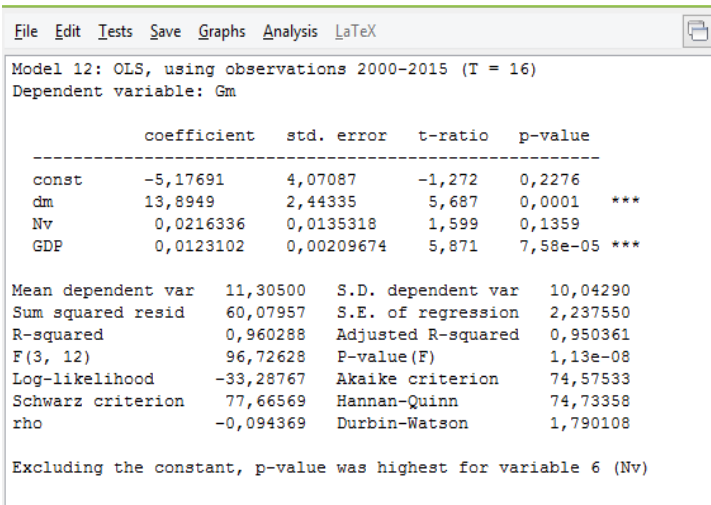
*Збірник наукових праць*

Оскільки  $p\text{-value} < 0.05$ , то з ймовірністю 95 % стверджуємо, що розподіл залишків є ненормальним, що говорить про незадовільну прогностну якість моделі.

Оскільки, деякі тести показали незадовільний результат, то здійснимо аналіз ще декількох моделей з іншими змінними:

**МОДЕЛЬ 2**

$$\hat{Gm} = -5.17 + 13.89dm + 0.02Nv + 0.01GDP$$



```
File Edit Tests Save Graphs Analysis LaTeX
Model 12: OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)
Dependent variable: Gm

      coefficient  std. error  t-ratio  p-value
-----
const    -5,17691    4,07087   -1,272   0,2276
dm       13,8949      2,44335    5,687   0,0001 ***
Nv       0,0216336     0,0135318  1,599   0,1359
GDP      0,0123102     0,00209674  5,871   7,58e-05 ***

Mean dependent var  11,30500  S.D. dependent var  10,04290
Sum squared resid   60,07957  S.E. of regression  2,237550
R-squared           0,960288  Adjusted R-squared  0,950361
F(3, 12)           96,72628  P-value(F)         1,13e-08
Log-likelihood      -33,28767  Akaike criterion   74,57533
Schwarz criterion   77,66569  Hannan-Quinn      74,73358
rho                 -0,094369  Durbin-Watson     1,790108

Excluding the constant, p-value was highest for variable 6 (Nv)
```

Вже на початковому етапі бачимо, що нова додана змінна  $Nv$  є незначущою  $p\text{-value}(t) = 0.14 > 0.05$ , тому припиняємо подальший аналіз

**МОДЕЛЬ 3**

$$\hat{Gm} = -5.21 + 14.07dm + 0.012GDP + 0.017Nz$$

Збірник наукових праць

Model 13: OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)  
Dependent variable: Gm

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-5,21604	4,54590	-1,147	0,2736
dm	14,0776	2,48210	5,672	0,0001 ***
GDP	0,0122640	0,00224102	5,472	0,0001 ***
Nz	0,0168516	0,0117758	1,431	0,1779

Mean dependent var	11,30500	S.D. dependent var	10,04290
Sum squared resid	62,25226	S.E. of regression	2,277650
R-squared	0,958852	Adjusted R-squared	0,948565
F(3, 12)	93,21080	P-value(F)	1,40e-08
Log-likelihood	-33,57187	Akaike criterion	75,14373
Schwarz criterion	78,23409	Hannan-Quinn	75,30198
rho	-0,125841	Durbin-Watson	1,810648

Excluding the constant, p-value was highest for variable 5 (Nz)

В даному випадку, у моделі також присутня незначущість нової доданої змінної  $p\text{-value}(t) = 0.17 > 0.05$

**МОДЕЛЬ 4**

$$\hat{Gm} = -7.46 + 14.81dm + 0.04G + 0.02Nz$$

Model 10: OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)  
Dependent variable: Gm

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-7,45986	3,56842	-2,091	0,0585 *
dm	14,8131	1,78630	8,293	2,60e-06 ***
G	0,0432598	0,00566427	7,637	6,03e-06 ***
Nz	0,0226398	0,00927707	2,440	0,0311 **

Mean dependent var	11,30500	S.D. dependent var	10,04290
Sum squared resid	37,13098	S.E. of regression	1,759048
R-squared	0,975457	Adjusted R-squared	0,969321
F(3, 12)	158,9796	P-value(F)	6,34e-10
Log-likelihood	-29,43792	Akaike criterion	66,87584
Schwarz criterion	69,96620	Hannan-Quinn	67,03409
rho	-0,130278	Durbin-Watson	1,952092

Test for normality of residual -  
Null hypothesis: error is normally distributed  
Test statistic: Chi-square(2) = 0,652315  
with p-value = 0,721692

Бачимо, що в даній моделі усі коефіцієнти значущі, сама модель адекватна за критерієм Фішера  $p\text{-value} < 0.05$ , а зв'язок між даними величинами – тісний ( $R^2 = 97.5\%$ )

370 *Економіко-математичне моделювання соціально-економічних систем*

*Збірник наукових праць*

Перевіримо дану модель на наявність гетероскедастичності:

```
White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)
Dependent variable: what^2
Omitted due to exact collinearity: X2_X4
```

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-27,1231	53,8646	-0,5035	0,6282
dm	-54,2228	69,3284	-0,7821	0,4567
G	0,0821130	0,160510	0,5116	0,6228
Nv	0,273056	0,397992	0,6861	0,5120
X2_X3	0,128084	0,154624	0,8284	0,4315
sq_G	-9,22028e-06	0,000114015	-0,08087	0,9375
X3_X4	-0,000528234	0,000617494	-0,8554	0,4172
sq_Nv	-0,000548133	0,000708861	-0,7733	0,4616

Warning: data matrix close to singularity!

Unadjusted R-squared = 0,814820

Test statistic:  $TR^2 = 13,037118$ ,  
with p-value =  $P(\text{Chi-square}(7) > 13,037118) = 0,071209$

Оскільки  $p\text{-value} = 0.07 > 0.05$ , то з ймовірністю 95% говоримо про відсутність гетероскедастичності в моделі.

Тестування автокореляції дало наступний результат:

За критерієм Дурбіна-Вотсона:

Durbin-Watson statistic = 1,95209

p-value = 0,204577

За критерієм Льюнга-Бокса та Бройша-Годфрі для кількості лагів = 5:



Збірник наукових праць

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 5  
 OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)  
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	5,40319	8,37061	0,6455	0,5392
dm	-3,73881	5,04730	-0,7408	0,4829
G	-0,00446129	0,0126064	-0,3539	0,7338
Nz	-0,0156405	0,0219580	-0,7123	0,4993
uhat_1	-1,23172	1,00742	-1,223	0,2610
uhat_2	-0,277644	0,883747	-0,3142	0,7626
uhat_3	0,505140	0,772916	0,6536	0,5343
uhat_4	-0,761945	0,778830	-0,9783	0,3605
uhat_5	-0,683234	1,43201	-0,4771	0,6478

Unadjusted R-squared = 0,207236

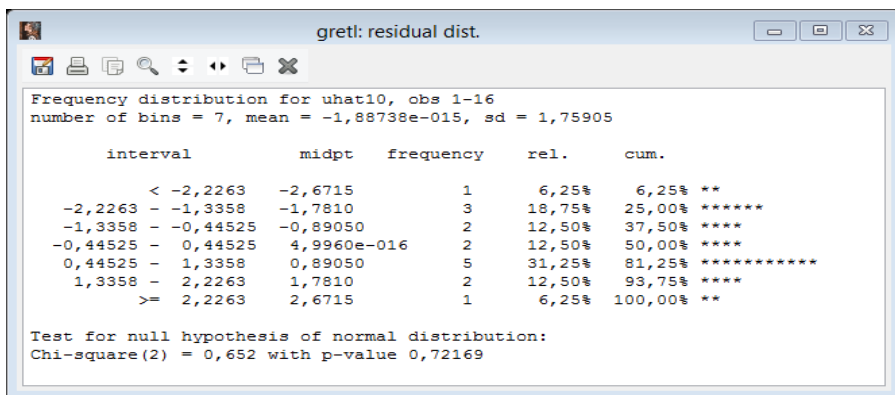
Test statistic: LMF = 0,365973,  
 with p-value = P(F(5,7) > 0,365973) = 0,857

Alternative statistic: TR<sup>2</sup> = 3,315772,  
 with p-value = P(Chi-square(5) > 3,31577) = 0,651

Ljung-Box Q' = 0,549309,  
 with p-value = P(Chi-square(5) > 0,549309) = 0,99

Бачимо, що у всіх випадках  $p\text{-value} > 0,05$ , а, отже з ймовірністю 95% констатуємо відсутність автокореляції.

Тестування нормальності розподілу залишків:



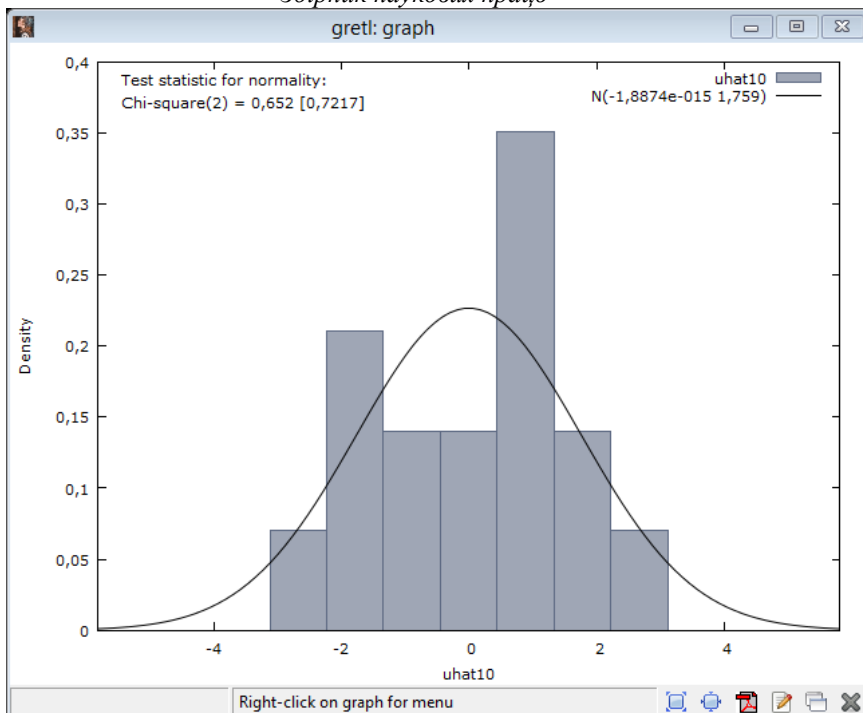


Рис. 6. *Графічна інтерпретація тесту на нормальність розподілу*

Оскільки  $p\text{-value} = 0.72 > 0.05$ , то говоримо, що залишки розподілено нормально, а це позитивно впливатиме на прогностну здатність моделі.

### **МОДЕЛЬ 5**

$$\hat{G}_m = -6.97 + 14.69dm + 0.042G + 0.028Nv$$

Збірник наукових праць

Model 11: OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)

Dependent variable: Gm

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-6,96771	3,15772	-2,207	0,0476	**
dm	14,6895	1,75010	8,394	2,29e-06	***
G	0,0428456	0,00523907	8,178	3,00e-06	***
Nv	0,0275560	0,0105388	2,615	0,0226	**
Mean dependent var	11,30500	S.D. dependent var	10,04290		
Sum squared resid	35,39396	S.E. of regression	1,717410		
R-squared	0,976605	Adjusted R-squared	0,970756		
F(3, 12)	166,9781	P-value (F)	4,76e-10		
Log-likelihood	-29,05464	Akaike criterion	66,10927		
Schwarz criterion	69,19963	Hannan-Quinn	66,26752		
rho	-0,122168	Durbin-Watson	1,972345		

В даній моделі усі коефіцієнти значущі, сама модель адекватна за критерієм Фішера  $p\text{-value} < 0.05$ , а зв'язок між даними величинами – тісний ( $R^2=97.7\%$ )

Тестування гетероскедастичності:

White's test for heteroskedasticity  
 OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)  
 Dependent variable: uhat^2  
 Omitted due to exact collinearity: X2\_X4

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-27,1231	53,8646	-0,5035	0,6282
dm	-54,2228	69,3284	-0,7821	0,4567
G	0,0821130	0,160510	0,5116	0,6228
Nv	0,273056	0,397992	0,6861	0,5120
X2_X3	0,128084	0,154624	0,8284	0,4315
sq_G	-9,22028e-06	0,000114015	-0,08087	0,9375
X3_X4	-0,000528234	0,000617494	-0,8554	0,4172
sq_Nv	-0,000548133	0,000708861	-0,7733	0,4616

Warning: data matrix close to singularity!

Unadjusted R-squared = 0,814820

Test statistic:  $TR^2 = 13,037118$ ,  
 with  $p\text{-value} = P(\text{Chi-square}(7) > 13,037118) = 0,071209$

Оскільки  $p\text{-value} = 0.071 > 0.05$ , то з ймовірністю 95% говоримо про відсутність гетероскедастичності в моделі.

Тестування автокореляції дало наступний результат:

За критерієм Дурбіна-Вотсона:

Durbin-Watson statistic = 1,97234

p-value = 0,22584

За критерієм Лjung-Бокса та Бройша-Годфрі для кількості лагів = 5:

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 5  
OLS, using observations 2000-2015 (T = 16)  
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	2,66373	6,77658	0,3931	0,7060
dm	-4,32788	4,35924	-0,9928	0,3539
G	-0,000292919	0,0110151	-0,02568	0,9802
Nv	-0,0111494	0,0225281	-0,4949	0,6358
uhat_1	-1,04311	0,841654	-1,239	0,2551
uhat_2	-0,400670	0,734665	-0,5454	0,6024
uhat_3	0,442753	0,634558	0,6977	0,5078
uhat_4	-0,489165	0,732279	-0,6680	0,5255
uhat_5	-1,05473	1,18657	-0,8889	0,4036

Unadjusted R-squared = 0,217962

Test statistic: LMF = 0,390194,  
with p-value =  $P(F(5,7) > 0,390194) = 0,841$

Alternative statistic:  $TR^2 = 3,487389$ ,  
with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 3,48739) = 0,625$

Ljung-Box  $Q' = 0,585969$ ,  
with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 0,585969) = 0,989$

Бачимо, що у всіх випадках  $p\text{-value} > 0.05$ , а, отже з ймовірністю 95% констатуємо відсутність автокореляції.

Тестування нормальності розподілу залишків.

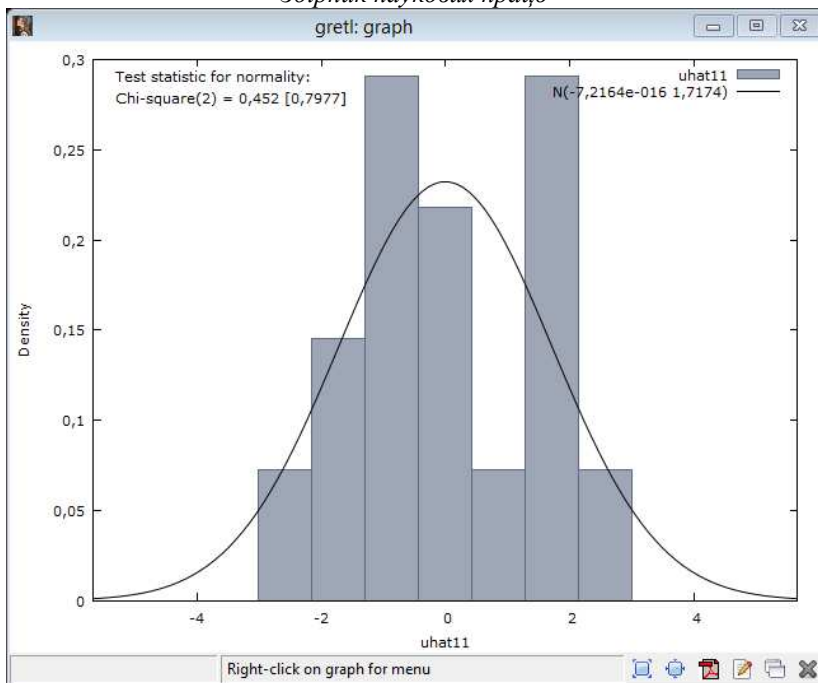
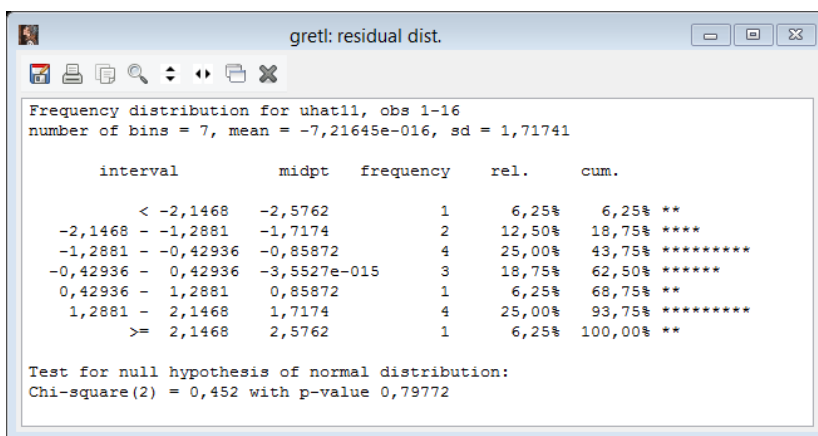


Рис. 7. Графічна інтерпретація тесту на нормальність розподілу



Оскільки  $p\text{-value} = 0.798 > 0.05$ , то говоримо, що залишки розподілено нормально, а це позитивно впливатиме на прогностну здатність моделі.

Оскільки, тільки моделі №4 та №5 показали позитивні результати різних тестів, то оберемо кращу з них за допомогою інформаційного критерію Акайке. Так для моделі №4 Akaike=66.88, а для моделі №5 Akaike=66.11. Отже, обираємо модель №5 для подальшого прогнозування, оскільки для неї критерій Акайке є меншим.

Здійснимо аналіз еластичності:

```
? elast_G= $coeff(G)*mean(G)/mean(Gm)
```

```
Generated scalar elast_G = 0,977361
```

```
? elast_NV= $coeff(Nv)*mean(Nv)/mean(Gm)
```

```
Generated scalar elast_NV = 0,476555
```

Бачимо, що при зростанні видатків державного бюджету на 1%, витрати на оборону зростають на 0,977%, а при зростанні чисельності військовослужбовців у ЗСУ на 1% витрати на оборону зростатимуть на 0,477%.

**Висновки.** Отже, говоримо, що вплив зміни обсягу державних ресурсів у вигляді видатків держбюджету на оборонний бюджет країни є більшим, ніж вплив потреб на забезпечення військовослужбовців. Також, варто зазначити, що переорієнтування бюджету на мілітарний (вплив даммі – змінної) призводить до зростання оборонного бюджету на близько 15 млрд. грн. Вивчений пакет програм GRETЛ дозволяє істотно спростити процеси специфікації, оцінки і верифікації економічної моделі. За допомогою численних вбудованих функцій економічне моделювання спрощується у багато разів, а компактність і наочність даних дозволяють отримати вірні результати і вмить їх оцінити.

**Література**

1. Про рішення Ради національної безпеки і оборони України від 12 вересня 2014 року "Про комплекс заходів щодо зміцнення обороноздатності держави та пропозиції до проекту Закону України "Про Державний бюджет України на 2015 рік" по статтях, пов'язаних із забезпеченням національної безпеки і оборони України[Текст] : офіц.текст : за станом на 3 листопада 2014 року / Указ Президента України від 03.11.2014р. № 842/2014 // Офіційне інтернет-представництво Президента України. – Режим доступу : <http://www.president.gov.ua/documents/18396.html> (дата звернення 30.06.15). – Назва з екрана.
2. Про рішення Ради національної безпеки і оборони України від 6 травня 2015 року Про Стратегію національної безпеки України [Текст] : офіц.текст: за станом на 26.05.2014 року / Указ Президента України від від 26.05.2015р. № 287/2015 // Офіційне інтернет-представництво Президента України. – Режим доступу : <http://www.president.gov.ua/documents/19521.html>(дата звернення 30.06.15). – Заголовок з екрана.
3. Давнис В.В. Адаптивные модели: анализ и прогноз в экономических системах: монография / В. В. Давнис, В.И. Тинякова. - Воронеж: Воронеж. гос. ун-т, 2006. - 380 с.
4. Кизим Н.А. Адаптивные модели в системах принятия решений: монография / под ред. Н. А. Кизима, Т. С. Клебановой.- Х.: ИД «ИНЖЕК», 2007. - 368 с.
5. Куфель, Т. Эконометрика. Решение задач с применением пакета программ GRETЛ[Текст] / Т.Куфель. – Горячая линия-Телеком, 2007. – 200 с.
6. Тинякова В.И. Модели адаптивно-рационального прогнозирования экономических процессов: монография / В.И. Тинякова. - Воронеж: Изд-во Воронеж. гос. ун-та, 2008. - 266 с.
7. [Постанова Кабінету Міністрів України від 27 серпня 2014 р. № 404](#) “Про схвалення Прогнозу економічного і соціального розвитку України на 2015 рік та основних макропоказників економічного і соціального розвитку України на 2016 і 2017 роки та визнання такими, що втратили чинність, деяких постанов Кабінету Міністрів України” (Офіційний вісник України, 2014 р., № 72, ст. 2029)

378 *Економіко-математичне моделювання соціально-економічних систем*

*Збірник наукових праць*

8. Виконання Міністерством оборони України Державного бюджету України за 2000-2014 роки. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://mil.gov.ua>.