

УДК 519.86

ББК 65.050.9(4Укр)030.1

Буртняк І.В.¹, Малицька Г.П.²

ДОСЛІДЖЕННЯ ПОВЕДІНКИ ФОНДОВОГО РИНКУ НА ОСНОВІ МОДЕЛЕЙ ARCH

¹Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
Міністерство освіти і науки України,
кафедра економічної кібернетики,
76018, м. Івано-Франківськ, вул. Шевченка 57,
тел.: 0979862632,
e-mail: bvanya@meta.ua

² Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
Міністерство освіти і науки України,
кафедра математичного та функціонального аналізу,
76018, м. Івано-Франківськ, вул. Шевченка 57.

Анотація. Метою даної статті є вивчення динаміки волатильності деяких індикаторів фінансового ринку України із застосуванням методів ARCH моделювання. Як індикатори фінансового ринку ми приймаємо найбільш агреговані змінні, що характеризують прибутковість або ціну ринкового портфеля, але не окремих активів, що становлять цей портфель. Індикатором ринку акцій виступає індекс Першої Фондової Торгівельної Системи (ПФТС). Умовна дисперсія фінансових індикаторів відображає рівень системного ризику, вимірює невизначеність, пов'язану з прогнозуванням динаміки ринку.

Ключові слова. Авторегресійні моделі, економетричні моделі, фондовий ринок, фінансові інструменти, індекс ПФТС, волатильність, часові ряди.

Burtnyak I.V.¹, Malitska G.P.²

CONDUCT RESEARCH STOCK MARKET BASED ON MODELS OF ARCH

¹Vasyl Stefanyk Precarpatian National University,
Ministry of Education and Science of Ukraine,
Department of Economic Cybernetics,
Shevchenko str., 57, Ivano-Frankivsk,
76018, Ukraine,
tel.: 0979862632,
e-mail: bvanya@meta.ua

²Vasyl Stefanyk Precarpatian National University,
Ministry of Education and Science of Ukraine,
Department of Mathematical and functional analysis,
Shevchenko str., 57, Ivano-Frankivsk,
76018, Ukraine.

Abstract. The purpose of this article is to study the dynamics of the volatility of some indicators of financial market of Ukraine using the methods ARCH modeling. As indicators of the financial market we take the most aggregated variables describing profitability or market price of the portfolio, but not individual assets constituting the portfolio. An indicator of the stock market index stands First Stock Trading System (PFTS). The conditional variance of financial indicators reflecting the level of systemic risk, measures the uncertainty associated with forecasting market dynamics.

Key words. Autoregression models, econometric models, stock market, financial instruments, the PFTS index, volatility time series.

Вступ . Друга половина двадцятого століття в економетриці часових рядів була ознаменована створенням і плідним застосуванням моделей лінійної фільтрації. Увага дослідників була прикована до динамічної поведінки першого моменту. Використання функції умовного середнього (на відміну від безумовного середнього) забезпечило успіх лінійних моделей, які, проте, ігнорували будь-які часові залежності у вищих моментах. Такий акцент в економетричному моделюванні диктувався економічною теорією, що традиційно специфікує структурні взаємозалежності між очікуваними величинами. Проте розвиток уявлень про ризик і невизначеність в економіці і фінансах викликали необхідність в таких економетричних методах, які дозволяли б описати динаміку вищих моментів, і особливо варіацій і коваріацій [1].

Добре відомо, що властива ринку невизначеність, що вимірюється варіаціями або коваріаціями, змінюється в часі. Вивчення цих змін набуло систематичного характеру лише з появою моделей авторегресійної умовної гетероскедастичності (AutoRegressive Conditionally Heteroskedastic, ARCH). Основна ідея ARCH моделі полягає у відмінності між умовними і безумовними моментами другого порядку. Тоді як безумовні варіації і коваріації стали, умовні моменти нетривіально залежать від минулих станів світу і розвиваються в часі. Терміном волатильність охоплені умовні дисперсії і коваріації. На цю тему написана безліч публікацій і книг. В той же час через об'єктивні причини, аналізу українського фондового ринку присвячено набагато менше робіт. Запропоновані моделі, в основі яких лежать економічно обґрунтовані теоретичні передумови, стали статистично обґрунтованими способами економетричного моделювання нестационарних часових рядів і фінансових часових рядів. Останнім часом аналіз нестационарних змінних і часових рядів із змінною волатильністю став невід'ємною складовою в працях сучасних економістів [2].

Першим об'єктом моделювання стала інфляційна невизначеність. Згодом ARCH моделі знайшли застосування в аналізі волатильності цін і прибутковості спекулятивних активів. Застосуванням ARCH моделей встановлено, що динаміка волатильності багатьох фінансових змінних підкоряється стійким закономірностям. Традиційна модель ціноутворення для капітальних активів і її динамічна модифікація указують на пропорційну залежність між очікуваною надмірною віддачею ринкового портфеля і його умовним стандартним відхиленням. ARCH модель є природним інструментом для вивчення цієї проблеми в динамічному контексті, коли віддача і умовна дисперсія розвиваються в часі. Умовні кореляції між сегментами фінансового ринку дозволяють оцінити ефективність диверсифікації засобів як спосіб страхування ризиків. Низька кореляція вказує на ефективність диверсифікації, тоді як висока кореляція свідчить про протилежне.

Постановка завдання. Стратегія моделювання курсів фінансових інструментів у випадку моделі класу ARCH зводиться на практиці до двох напрямів перевірки удосконалення специфікації основного рівняння регресії $r_t = x_{(k)t} \alpha_{(k)} + \xi_t$, де $x_{(k)t} = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})_{(1 \times K)}$

вектор K пояснювальних змінних, $\alpha_{(k)} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_K \end{pmatrix}_{(K \times 1)}$ вектор відповідних параметрів,

$\xi_t = v_t \sqrt{h_t}$, а $v_t : IID(0,1)$, $\xi_t : IID(0, \sigma_\xi^2)$ та

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{s=1}^S \gamma_s \xi_{t-s}^2, \quad \gamma_0 > 0, \gamma_s \geq 0 \quad (1)$$

Якість прогнозу сформульованого на підставі моделі ARCH часто зумовлена врахуванням у рівнянні (1) існуючих на ринку залежностей, які мають причинно–наслідковий характер. Висока правдивість прогнозу існує завдяки специфікації детермінуючої частини моделі. Найважче відшукати причинно–наслідкових залежностей на рівні даних високої частоти, які обмежені кількома видами змінних, що реєструються з тією ж самою частотою як курси більшості фінансових інструментів. Такі перевірки найчастіше охоплюють аналіз взаємного впливу інструментів, які походять з різних сегментів фінансового ринку, наприклад грошового, валютного, капітанового, та різних географічних ринків, цілі аналізу впливу індексів великих бірж цінних паперів на індекси або курси акцій окремих компаній на інших, менших біржах у світі [3].

На противагу більшості економічних явищ, специфіка функціонування фінансових ринків дозволяє реєстрування біржових курсів та цін інших фінансових інструментів з незвично високою частотою. Найвищий її рівень стосується даних денних, годинних, хвилинних і навіть поточних даних, які появляються в інформаційних системах. Наприклад кількість котувань індексу Dow Jones Industrial Average (DJIA) на протязі одного дня перевищує 10000, а кількість даних, які реєструються на валютному ринку в агентстві Рейтер 3000. На ринку цінних паперів України, наприклад на ПФТС, кількість спостережень в системі постійних записів до індексу становить близько 400–500 протягом одного дня.

У випадку даних з такою високою частотою їх не можна безпосередньо використати для моделювання і прогнозування курсів окремих фінансових інструментів більшості доступних макроекономічних категорій. Вони звичайно реєструються з набагато нижчою частотою, тобто річною, кварталною або місячною. В той же час можливе єдине довершення агрегації біржових даних з нижчою частотою, що відповідає доступним макроекономічним даним і проведення аналізу на рівні такого спостереження. Відшукування реляції в причинно–наслідковому характері даних на рівні високої частоти, яка стосується обмеженої кількості фінансових інструментів. Однією з найцікавіших можливостей є використання біржового обороту. Його найважливіша риса, об'єм обороту тобто кількість трансакцій, як і їх поточна вартість є детально реєстрована на відповідних біржах і може бути доступна для всіх. Як правило ці дані збираються не тільки в формі з агрегованій для всього ринку, але і для окремих акцій чи сегментів. Для цього часто використовується оборот.

Зазначимо, що величини курсу–обороту завжди використовується на фінансових ринках в технічному аналізі, де служить для конструкції так званих технічних показників. Варто підкреслити, що крім існування сильних емпіричних підстав весь час необхідне теоретичне обґрунтування для існування залежності курсу–обороту [4].

По–перше вважаємо, що щоденний біржовий оборот може бути по–різному скорельований з денною зміною курсів, а також залежить від числа трансакцій, завірених на протязі одного дня, які в свою чергу залежать від варіанції денних змін самих курсів. По–друге, залежність курсу–обороту може виступати з приводу розбіжності в передбаченнях учасників ринку, що є додатно скорельована з величиною самого біржового обороту. По–третє, денна зміна курсу і денний оборот залежать від середнього темпу напливу інформації на ринок, розбіжності думок учасників ринку на тему нової інформації та глибини ринку репрезентованої через кількість активних учасників в даний момент на ринку. Якщо зафіксувати в часі два перші чинники, то залежність курсу–обороту може бути виявлена зміною ринкової активності, яка генерується через учасників ринку.

Рівносильними є сформульовані теоретичні постулати до спостережень, що залишилися є наступні. По–перше існує залежність між оборотами і автокореляцією ставки обороту курсів

відповідних фінансових інструментів, хоч все одно величини, як і сам напрям того зв'язку можуть бути різними для окремих ринків, інструментів та околів. По–друге, впровадження обороту до функції умовної варіації моделі ARCH правило, приводить до зменшення чи навіть повного виключення ефекту ARCH. Це означає, що згідно з теорією моделей ARCH у випадку часових рядів, які породжені фінансовими ринками, явище групування біржового обороту може бути безпосередньою причиною групування курсової варіації, появою ефекту ARCH та самої гетероскедастичності випадкового складника в класичних моделях. По–третє, на валютному ринку трансакції укладені при низьких оборотах є більш “інформативні” ніж ті, котрі мають місце коли обороти на біржі є потужними. Варто підкреслити, що згідно з теорією ефективності ринків капіталу існування всяких залежностей причинно–наслідкового характеру повинні бути автоматично виключені з ринків з коротким часовим горизонтом. Їхнє поява можлива на ринках країн, що розвиваються, відповідно менш ефективних в сенсі класичної теорії ефективності.

Результати. На біржі ПФТС залежність між величинами індексу ПФТС та відповідним йому біржовим оборотом є тісною. Це доводять результати аналізу кореляції які наведені в табл. 1., підкреслимо що сила цього зв'язку не є сталою, а змінюється в часі.

Таблиця 1

Кореляція індексу ПФТС

Роки	$cor(PФТС_t, VOL_t)$	$cor(RLПФТС_t, RLVOL_t)$
98-15	0,356279	0,008473
2008	0,204266	0,04678
2009	0,231298	-0,02326
2010	0,011885	-0,00338
2011	-0,32458	-0,00971
2012	-0,07635	0,062312
2013	0,036034	0,007611
2014	0,212256	-0,02709
2015	0,274939	0,013417

де $PФТС_t$ – величина індексу ПФТС в дні t , VOL_t – величина обороту в дні t , $RLПФТС_t = \ln(PФТС_t) - \ln(PФТС_{t-1})$, $RLVOL_t = \ln(VOL_t) - \ln(VOL_{t-1})$

Важливий результат вийшов у випадку порівняння динаміки коефіцієнтів кореляції обчислених для темпів і рівнів зросту. В більшості виокремлених околів можна зауважити, що величина коефіцієнтів кореляції зростає то спадає для темпів зросту.

Вступний аналіз кореляції між індексом і оборотами на ПФТС дозволяє вважати, що біржовий оборот може становити добру пояснюючу змінну в основному рівнянні регресії моделі ARCH. Ця залежність використана при конструкції відповідних рівнянь моделі класу ARCH для індексу ПФТС. Використані в емпіричному дослідженні статистичні дані взяті з ПФТС в Україні та з сайтів (<http://finance.yahoo.com/> і <http://djindexes.com/>). База даних з денною частотою охоплює проміжок вісімнадцять років від 12.01.98 р. до 30.12.15 р.

Статистична інформація використана для конструкції змінних у відповідних моделях ARCH стосується індексу і оборотів на ПФТС, двох основних американських індексів Dow Jones Industrial Average (DJIA) і NASDAQ Composite, а також німецького індексу – DAX та індексу Російської Торгівельної Системи (RTS). База даних спеціально створена так, щоб врахувати всі ті дні, коли біржі закриті і сесії не відбувалися (вихідні та святкові дні). Індекс ПФТС є показником зваженої ринкової величини акцій, до його складу входять всі компанії основного ринку ПФТС. Якщо ж появляються нові емісії акцій, то щокварталу наступає так звана ревізія індексу ПФТС і включення нових валорів. Індекс тоді враховує всі котування на основному ринку ПФТС на кінець попереднього кварталу. Індекс ПФТС відслідковує середні

зміни курсів акцій на ринку. Звичайно на біржі є близько 200 компаній з різною величиною обороту їх акцій, постає потреба такого добору, щоб можна найбільш результативно репрезентувати весь ринок. Критерієм є величина капіталізації ринку [5]. Біржовий оборот для всього ринку отримується як сума величини оборотів всіма акціями протягом даної сесії. Величина обороту та його темп зросту наведені на рисунках 1.-2.

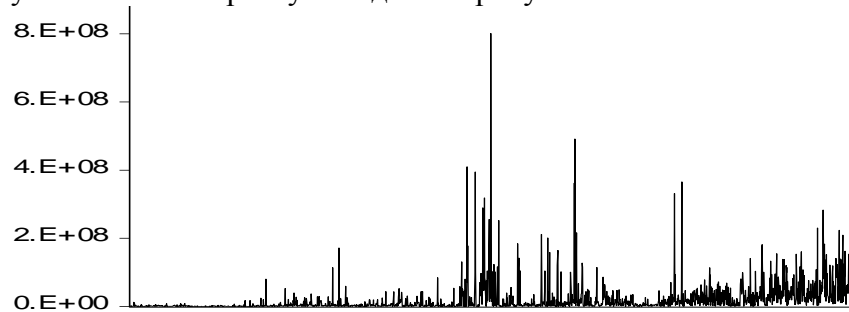


Рис. 1. Оборот ПФТС.

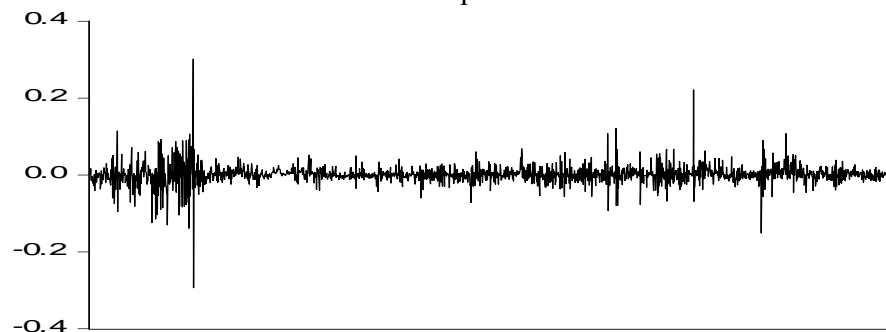


Рис. 2. Оборот ПФТС, темп зросту.

Індекси DJIA і NASDAQ Composite взяті як головні характеристики двох найбільших біржових ринків у США, а DAX як найголовніший європейський та РТС як найголовніший в Росії.

Ефект ARCH тестовано для денних даних 1998–2015 рр. Проведено оцінку параметрів моделей: ARCH(1), GARCH(1,1) і ARCH–M(1) основного рівняння регресії, авторегресійним, в трьох прийнятих варіантах специфікації (варіант А).

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \xi_t \quad (2)$$

де $\xi_t = v_t \sqrt{h_t}$ (у всіх трьох варіантах), у варіанті який використовує біржовий оборот як пояснюючу змінну (варіант Б)

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 v_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

де v_t темп зросту біржового обороту, а варіанті В без детермінуючої частини

$$r_t = \alpha_0 + \xi_t \quad (4)$$

де темп зросту індексів курсів залежить виключно від формування функції умовної варіації і відслідковує одну і ту ж “механіку” аналізованого явища. У випадку ARCH–M рівняння (2) і (4) доповнені згідно умовної варіанції (1) та $r_t = x_{(k)t} \alpha_{(k)} + \psi \sqrt{h_t} + \xi_t$.

Вибір ступеня моделі зумовлений існуванням найсильнішого ефекту ARCH для запізнення в один проміжок, підчас селекції вибиралися найкращі ступені моделі. В таблиці 2 репрезентовано результати оцінки параметрів функцій індексу ПФТС для моделей: ARCH(1), GARCH(1,1) і ARCH–M(1) у всіх трьох прийнятих варіантах специфікації основного рівняння регресії.

Оцінка параметрів функції індексу ПФТС

Модель	α_0	α_1	γ_0	γ_1	ϕ_1	ψ
варіант А						
ARCH(1)	0,0013 (2,8793)	-0,1654 (-9,4604)	0,0003 (76,7711)	0,4986 (22,2132)	–	–
GARCH(1,1)	0,0011 (3,3291)	-0,1356 (-5,4090)	0,00004 (20,4759)	0,2694 (19,0734)	0,6880 (56,9749)	–
ARCH-M(1)	0,0106 (9,6921)	-0,0768 (-4,8146)	0,0003 (77,4728)	0,5418 (21,4793)	–	-0,4720 (-12,3959)
варіант Б						
ARCH(1)	0,0011 (2,7637)	0,00001 (0,4147)	0,0003 (80,2325)	0,5017 (22,3319)	–	–
GARCH(1,1)	0,0011 (2,9697)	0,0001 (0,6337)	0,0002 (17,0363)	0,1681 (23,1719)	0,8168 (142,0202)	–
ARCH-M(1)	0,0106 (8,9696)	0,0002 (0,0869)	0,0003 (80,2002)	0,5279 (22,5520)	–	-0,4783 (-10,6526)
варіант В						
ARCH(1)	0,0029 (3,4539)	–	0,0003 (50,7508)	0,3008 (10,4161)	–	–
GARCH(1,1)	0,0023 (3,1441)	–	0,0002 (11,3964)	0,2989 (11,4347)	0,4254 (10,3994)	–
ARCH-M(1)	0,0161 (3,1557)	–	0,0003 (49,4747)	0,2834 (8,9754)	–	-0,6635 (-2,6536)

(в дужках наведено величину t-статистики)

Аналіз результатів приводить до висновку, що найкраще показала себе модель GARCH(1,1) в якій використаний біржовий оборот, як пояснююча змінна.

В наступному кроці зроблено подальшу модифікацію моделі з використанням у основному рівнянні регресії пояснюючих змінних взятих з міжнародного фінансового ринку згідно з гіпотезою про існування зв'язків причинно-наслідкового характеру між ПФТС та іншими біржами у світі. Специфікація моделі розширилася завдяки світовим індексам: DJIA, NASDAQ Composite, DAX та РТС. Тим самим постає зверифікована гіпотеза про вплив індексів американських бірж та європейського ринку на формування індексу ПФТС.

Аналіз проведено на підставі вище згаданих даних. Спочатку впроваджена одночасна авторегресія пояснюючої змінної та біржового обороту:

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \xi_t, \quad (5)$$

Наступна специфікація, це розширення з запізненням в один проміжок величини індексів, які походять з американського ринку – DJIA і NASDAQ Composite:

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \xi_t, \quad (6)$$

та індексу DAX:

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \xi_t, \quad (7)$$

В подальшому кроці додано запізнюючу змінну $v_{t-1}^{ПФТС}$, що стосується обороту на ПФТС:

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{21}v_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \xi_t, \quad (8)$$

Вище наведена специфікація постає остаточно змодифікованою при це розширення з запізненням в один проміжок величини індексу, який походить з російського ринку – РТС.

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{21}v_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \alpha_{61}r_{t-1}^{RTS} + \xi_t \quad (9)$$

Отримані результати наведені в таблицях 3–6.

Таблиця 3

Оцінка параметрів моделі GARCH(1,1)

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \xi_t$$

α_0	α_{11}	α_{20}	α_{21}	α_{31}	α_{41}	α_{51}	γ_0	γ_1	γ_2
Роки: 12.01.1998–30.12.2015									
0,0011 (3,1503)	-0,1362 (-5,4095)	-0,0001 (-0,5354)	-	-0,0178 (-0,5718)	-0,0020 (-0,1039)	-	0,0001 (17,3192)	0,2701 (18,6981)	0,6887 (56,1110)

Таблиця 4

Оцінка параметрів моделі GARCH(1,1)

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \xi_t$$

α_0	α_{11}	α_{20}	α_{21}	α_{31}	α_{41}	α_{51}	γ_0	γ_1	γ_2
Роки: 12.01.1998–30.12.2015									
0,0011 (3,1408)	-0,1366 (-5,4327)	-0,0001 (-0,5386)	-	-0,0176 (-0,5657)	-0,0027 (-0,1351)	0,0010 (0,4838)	0,0001 (17,4350)	0,2718 (18,6853)	0,6866 (55,7065)

Таблиця 5

Оцінка параметрів моделі GARCH(1,1)

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{21}v_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \xi_t$$

α_0	α_{11}	α_{20}	α_{21}	α_{31}	α_{41}	α_{51}	γ_0	γ_1	γ_2
Роки: 12.01.1998–30.12.2015									
0,0011 (3,1290)	-0,1365 (-5,1477)	-0,0002 (-0,1162)	0,0002 (0,8274)	-0,0183 (-0,5897)	-0,0019 (-0,0968)	0,0104 (0,4965)	0,0004 (17,4793)	0,2720 (18,2414)	0,6857 (55,1614)

Таблиця 6

Оцінка параметрів моделі GARCH(1,1)

$$r_t^{ПФТС} = \alpha_0 + \alpha_{11}r_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{20}v_t^{ПФТС} + \alpha_{21}v_{t-1}^{ПФТС} + \alpha_{31}r_{t-1}^{DJIA} + \alpha_{41}r_{t-1}^{NASDAQ} + \alpha_{51}r_{t-1}^{DAX} + \alpha_{61}r_{t-1}^{RTS} + \xi_t$$

α_0	α_{11}	α_{20}	α_{21}	α_{31}	α_{41}	α_{51}	α_{61}	γ_0	γ_1	γ_2
Роки: 12.01.1998–30.12.2015										
0,0010 (2,7391)	-0,1446 (-5,240)	0,0001 (-0,3298)	0,0001 (0,7227)	-0,0106 (-0,3292)	-0,0053 (-0,2605)	0,0052 (0,2344)	0,0580 (6,2877)	0,00004 (17,1858)	0,2688 (18,5217)	0,6957 (58,9587)

Сформулюємо наступні висновки: По–перше сила залежності між курсом і оборотом зменшується з плином часу. По–друге стверджується істотний вплив всіх чотирьох міжнародних індексів, з поміж яких найбільшим видається RTS.

Варто звернути увагу, що сконструйоване рівняння підтверджує динамічні зв'язки і всі пояснюючі змінні запізняються на один проміжок. Це означає, що модель може бути безпосередньо використана як прогностичне знаряддя [6].

На основі отриманих результатів для решти моделей, можемо зробити висновок, що моделі GARCH(1,1) зазвичай в систематичний спосіб краща від моделей ARCH(1), ARCH–M(1).

Міра, яка описує кількість зразкових напрямів змін відповідно до реальних, що набуває окремого значення у випадку тривалих часових рядів з високою частотою спостереження. Поведінка інвестиційних стратегій природно залежить від уміння передбачення напрямку змін курсів акцій і кінцеву величину самих курсів. В зв'язку з тим, можна запропонувати такі міри, які дозволяють оцінити продуктивне значення моделі:

$$Q1 = \frac{N(\{r_t \hat{r}_t > 0\})}{N(\{r_t \hat{r}_t \neq 0\})} \quad (10)$$

де \hat{r}_t теоретична величина пояснюючої змінної, $N(\{r_t \hat{r}_t > 0\})$, $N(\{r_t \hat{r}_t \neq 0\})$ кількість спостережень для яких $r_t \hat{r}_t > 0$, $r_t \hat{r}_t \neq 0$ відповідно.

В контексті короткотермінових інвестиційних стратегій, предметом особливої уваги може бути здатність прогнозування зворотних пунктів (перехід від спадання до зростання курсів і навпаки) якому відповідає міра:

$$Q2 = \frac{N(\{r_t \hat{r}_t > 0 | r_{t-1} r_t < 0\})}{N(\{r_t \hat{r}_t \neq 0 | r_{t-1} r_t < 0\})} \quad (11)$$

де $N(\{r_t \hat{r}_t > 0 | r_{t-1} r_t < 0\})$ кількість спостережень для яких $r_t \hat{r}_t > 0$ за умови $r_{t-1} r_t < 0$.

На фінансовому ринку існують кошти у вигляді комісійних від трансакцій, які приводять до того, що міри записані вище повинні бути скорегованими відповідно до приросту курсу, що відповідає тим оплатам (як правило 0,5–1% від кожної трансакції). При конструкції мір узгодження напрямку змін повинні бути відповідно “фільтровані” для 1% чи 0,5% фільтру. Q1 і Q2 набувають вигляду:

$$Q1_{(1\%)} = \frac{N(\{r_t \hat{r}_t > 0 | r_t > 1\%\})}{N(\{r_t \hat{r}_t \neq 0 | r_t > 1\%\})} \quad (12)$$

$$Q2_{(1\%)} = \frac{N(\{r_t \hat{r}_t > 0 | r_{t-1} r_t < 0 \cap r_t > 1\%\})}{N(\{r_t \hat{r}_t < 0 | |r_t| > 1\%\})} \quad (13)$$

Міри узгодження напрямку змін щораз частіше використовуються, як підстава для оцінки економетричних моделей, які базуються на даних з високою частотою, де предметом моделювання є темп зростання біржових курсів [7].

Аналіз величини мір узгодження зроблений для моделей (9), як для найкращого варіанту, який враховує залежності причинно наслідкового характеру, біржові обороти і міжнародні індекси. Отримані результати наведені в табл. 7.

Таблиця 7

Міра узгодження індексу ПФТС

	Вибірка
	12.01.1998–30.12.2015
Q1	0.5519
Q2	0.5095
Кількість зворотних пунктів	512
Q1 _(1%)	0.8107

$Q2_{(1\%)}$	0.4152
Кількість зворотних пунктів (для >1%)	142
$Q1_{(0.5\%)}$	0.8973
$Q2_{(0.5\%)}$	0.3934
Кількість зворотних пунктів (для >0.5%)	225

В усіх пробах ця модель правдиво пояснює в близько 51% випадках напрямок змін змінність індексу ПФТС, причому міра $Q1$ найвищою є в цілій вибірці. Добрий результат отриманий з погляду пояснення зворотних пунктів у всьому проміжку 1998–2015 рр. на 512 зворотних пунктів модель спостережень виправдала 317, близько 55%. Високого рівня досягнули величини для зворотних пунктів в яких враховані 1%, 0,5% фільтри. Досить добрі результати були одержані в першій під пробі де $Q1_{(1\%)}$ і $Q1_{(0.5\%)}$ – в межах 81%. Корисні результати додає одночасний аналіз $Q3$ $Q4$, він доводить, що для моделі індексу ПФТС сума безумовних ставок для спостережень в яких модель правильно відображає напрям змін, є майже в три рази більшою ніж для спостережень в яких цей висновок не є правильним. Аналогічно близько в півтора рази вища середня ставка обороту для наведених вище випадків. Необхідно пояснити, що ми отримали значно гірші результати для моделей з менш розбудованою специфікацією основного рівняння регресії. Це означає, що на ПФТС виступає дуже сильна залежність між курсами, оборотами та міжнародними індексами і може бути корисною при поясненні курсових змін та в аналізі і прогнозуванні зворотних пунктів [8].

На закінчення варто звернути увагу на факт, що правильно сконструйовані моделі класу ARCH характеризуються нормальністю розкладу залишків скорегованих як квадратний корінь функції умовної варіанції моделі ARCH:

$$v_t = \frac{\xi_t}{\sqrt{h_t}} \quad (14)$$

які беруться з відповідних моделей того класу. Застосування тесту Шапіро –Вілка не дає підстав до відкидання гіпотези H_0 про нормальність розкладу v_t . Розклад v_t для цього випадку ілюструє рисунок 3.

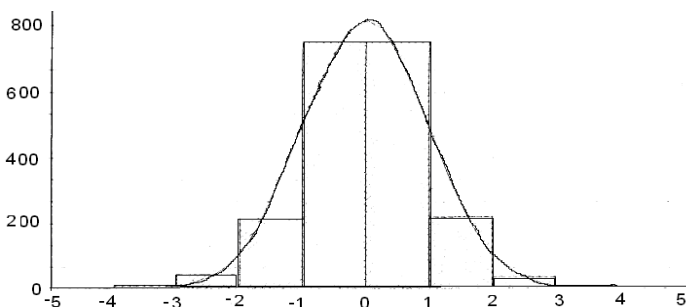


Рис. 3. Розклад v_t моделі GARCH(1,1) індексу ПФТС.

Подібні результати отримані для решти спостережуваних моделей.

Висновки. Отримані результати оцінок параметрів, представлених моделлю, приводять до таких висновків.

По–перше, з поміж аналізованих трьох основних видів моделей ARCH найкращою виявилася модель GARCH(1,1). Варто додати, що перевірка, яка стосується біржових компаній вказує, що для курсів окремих акцій часто найбільш відповідною була модель ARCH(1). Це

може свідчити про створення механізму між ризиком і ставкою обороту для акцій окремих фірм. Модель класу ARCH не знаходить правильного застосування для малих компаній.

Результат збігається з спостереженням, що для аналогічного проміжку зміни курсів акцій характеризувалися випадковістю. Хоч випадкова схема формування приростів курсів не мусить зумовлювати недостачу виступу ефекту групування варіації. Цей результат може також означати, що в окремому випадку, яким є курси акцій малих біржових компаній, виступає залежність між існуванням випадковості змінності курсів акцій з слабкими ефектами ARCH.

По–друге гарні результати принесло розширення основного рівняння регресії в причинно наслідковій залежності та впровадження біржових оборотів та міжнародних індексів.

По–третє міри узгодження керування є властивим знаряддям оцінки моделі з точки зору реалізації інвестиційних стратегій. У випадку індексу ПФТС вказується, що найкраща модель, пояснила його змінність з точністю 89%. Окремий аналіз мір узгодження і мір, які виділяють зворотні пункти, доводить, що з погляду влучності спостереження напряму змін досить добрі результати дала модель ARCH з розбудованим основним рівнянням регресії.

1. Anderson T. W. *Introduction to Multivariate Statistical Analysis* / T. W. Anderson. – New York, 1968. –584 p.
2. Granger C. W. J. *Spectral Analysis of Economic Time Series* / C. W. J. Granger, M. Hatanaka. – Princeton, N. J.: Princeton Univ. Press, 1964.– 501 p.
3. Благун І.С. Моделювання процесів розвитку фондового ринку : монографія / І.С. Благун, І.В. Буртняк. – Івано-Франківськ : Видавець Віктор Дяків, 2011. –155 с.
4. Благун І.С. Оцінка і прогнозування динаміки показників фондового ринку / Благун І.С., Буртняк І.В. // *Современные проблемы моделирования социально-экономических систем : монография.* – Х. : ИД «ИНЖЕК», 2009. – С. 135-150.
5. Буртняк І.В. Моделирование динамики развития фондового рынка с помощью моделей ARCH / И.В. Буртняк // *Бизнес Информ.* – 2009. – №12. – С. 131–135.
6. Буртняк І.В. Дослідження взаємодії між фондовими індексами на основі моделей ARCH / І.В.Буртняк, Г.П. Малицька // *Вісник Східноукраїнського нац. у-ту ім. В. Даля.*– Луганськ, 2009. – №12. – С. 102–110.
7. Буртняк І.В. Моделирование динамики индекса ПФТС / И.В. Буртняк, А.П. Малицкая // *Бизнес Информ.* – 2010. – №1. – С. 60–65.
8. Буртняк І.В. Модель шляхозалежної волатильності для індексу ПФТС / І.В.Буртняк, Г.П. Малицька // *Бизнес Информ.* – 2012. – №3. – С. 48–50.

References

1. Anderson, T. W. *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. New York, 1968. Print.
2. Granger, C. W. J., and M. Hatanaka. *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton, N. J.: Princeton Univ. Press, 1964. Print.
3. Blahun, I.S., and I.V. Burtnyak. *Modeling of development of the stock market: Monograph*. Ivano-Frankivsk: Publisher Victor Dyakiv, 2011. Print.
4. Blahun, I.S., and I.V. Burtnyak. “Evaluation and forecasting the dynamics of the stock market.” *Modern problems of socio-ekonomycheskyh modeling systems: Monohrafyya*. Kharkiv: "INZHEK", 2009. 135-50. Print.
5. Burtnyak, I.V. “Modeling dynamics of development of the stock market with models pomoshchju ARCH.” *Business Inf.* 12(2009): 131-35. Print.
6. Burtnyak, I.V., and G.P. Malitska. “Interaction between stock indexes based models ARCH.” *Journal of East nat. univ. named after V. Dalya* 12(2009): 102-10. Print.
7. Burtnyak, I.V., and G.P. Malyska. “Modeling dynamics PFTS index.” *Business Inf.* 1(2010): 60-65. Print.
8. Burtnyak, I.V., and G.P. Malyska. “Model dependent way volatility for the index PFTS.” *Business Inf.* 3(2012): 48-50. Print.

Рецензенти:

Дмитришин Л.І. – доктор економічних наук, професор кафедри економічної кібернетики, Прикарпатського національного університету ім. В. Стефаника;

Ходоровська М.Р. – кандидат економічних наук, доцент кафедри економічної кібернетики, Прикарпатського національного університету ім. В. Стефаника.