

**Макроекономіка**

Тасінул АБЕДІН,  
Канон Кумар СЕН,  
Мохаммад Ріфат РАХМАН,  
Шармін АКТЕР

**СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНІ ФАКТОРИ  
ФОРМУВАННЯ ФОНДОВОГО РИНКУ:  
РОЛЬ ВИЩОЇ ОСВІТИ**

**Резюме**

Досліджено вплив економічного зростання та розвитку банківського сектору як економічних факторів та вищої освіти як соціального фактора на формування фондового ринку в Бангладеш у період з 1976 р. по 2015 р. Вказано на значний позитивний вплив розвитку банківського сектору і економічного зростання та незначний позитивний вплив вищої освіти на формування фондового ринку як у короткостроковій, так і в довгостроковій перспективі. Обґрунтовано, що позитивний довгостроковий вплив соціально-економічних факторів на формування фондового ринку свідчить про те, що з часом зростання рівня вищої освіти, економічне зростання та розвиток банківського сек-

© Тасінул Абедин, Канон Кумар Сен, Мохаммад Ріфат Рахман, Шармін Актер, 2020.

Абедин Тасінул, доцент, кафедра бухгалтерського обліку, Університет Читтагонга, Бангладеш. Е-мейл: abedin@cu.ac.bd.

Сен Канон Кумар, лектор, кафедра бухгалтерського обліку та інформаційних систем, Бангладешський університет професіоналів, Бангладеш. Е-мейл: kanonkumardu@gmail.com; kanon.kumar@bup.edu.bd.

Рахман Мохаммад Ріфат, лектор, кафедра банківської справи та страхування, Університет Читтагонга, Бангладеш. Е-мейл: rifat.fin.cu@gmail.com.

Актер Шармін, лектор, кафедра бухгалтерського обліку та інформаційних систем, Науковий та технологічний університет Джессора, Бангладеш. Е-мейл: sharmin\_ais@just.edu.bd.

тору сприяють формуванню фондового ринку. Акцентовано, що уряду слід приділяти особливу увагу підвищенню рівня вищої освіти, прискоренню економічного зростання й розвитку банківського сектору з метою забезпечення широкої бази для фондового ринку.

### **Ключові слова**

Формування фондового ринку, розвиток банківського сектору, вища освіта.

**Класифікація за JEL:** C01, C02, C32.

## **1. Вступ**

Збільшення споживання, зростання інвестицій та підвищення експорту економіки мають найбільший вплив на рівень безробіття (Vanerji et al., 2015). Закон Оукена вказує, що «...збільшення безробіття на один відсоток пов'язане зі зниженням обсягу виробництва на три відсотки» (Okun, 1962). Крім цього, гарвардський економіст Мамків (Matkiw, 1994) підтверджує дію названого вище Закону Оукена після внесення такої незначної зміни: «...збільшення безробіття на один відсоток пов'язане зі зниженням обсягу виробництва на два відсотки». Оскільки Закон Оукена побічно згадує мету економічного зростання для скорочення безробіття (Marth, 2015), головним питанням є те, чи можливе стійке економічне зростання без досягнення бажаного рівня зайнятості. Формування фондового ринку стимулює споживання, інвестиції й експорт економіки, створюючи при цьому більше можливостей для зайнятості (Thomas, 2006). Наприклад, широкопрофільний фондовий ринок слугує каталізатором розширення і зростання економіки за рахунок збільшення внутрішніх заощаджень та інвестицій, прискорення руху капіталу і переспрямування коштів з неефективних секторів у продуктивні галузі (Tashiwou, 2009). З високим рівнем стабільності економічного зростання фондовий ринок залучає інвесторів усередині країни і з-за кордону, що відповідно закладає можливість для розширення виробництва, збільшення експорту, створення робочих місць та ін. шляхом зменшення ризику й забезпечення доступності довгострокового капіталу (Shahbaz et al., 2008). Отже, форму-

вання фондового ринку сприяє здійсненню внутрішніх заощаджень, збільшенню інвестицій, розширенню виробництва, зменшенню безробіття та відповідно стимулює економічне зростання (див.: Levine and Zervos, 1998).

Попередні дослідження таких вчених, як Насер і його співавтори (Naseur et al., 2007), Ло та Хабібулла (Law and Habibullah, 2009) й Яртей (Yartey, 2010), визначили кілька макроекономічних змінних як факторів формування фондового ринку, серед яких: розвиток банківського сектору, ВВП на душу населення, грошова маса, внутрішні заощадження, обмінний курс і прямі іноземні інвестиції. Однак лише кілька досліджень з'ясували роль вищої освіти у формуванні фондового ринку. Крім цього, приділяючи велику увагу підвищенню капіталізації фондового ринку для запобігання економічній стагнації та підтримки стабільного економічного зростання, багато країн стають щораз більш зацікавленими у вивченні факторів формування фондового ринку (Shahbaz et al., 2008). Ця стаття не аналізує грошову масу, ліквідність фондового ринку й прямі іноземні інвестиції через високу кореляцію між розвитком банківського сектору і пропозицією грошей, між розвитком банківського сектору та ліквідністю фондового ринку, між прямими іноземними інвестиціями і рівнем освіти (Te Velde, 2005) та між ВВП на душу населення і прямими іноземними інвестиціями. Відповідно, це дослідження розглядає лише економічне зростання та розвиток банківського сектору як макроекономічні фактори, а вищу освіту – як соціальний фактор при оцінці впливу соціально-економічних факторів на формування фондового ринку. Ця стаття використовує капіталізацію фондового ринку до ВВП<sup>1</sup> як проксі розвитку фондового ринку<sup>2</sup> (Gracia and Liu, 1999; Yartey, 2008). Невід'ємними частинами капіталізації фондового ринку є кількість випущених акцій і ринкова ціна цих акцій. Таким чином, більша капіталізація фондового ринку сприятиме його розвитку. До того ж прискорення економічного зростання дає змогу підвищити капіталізацію фондового ринку через доступність коштів для інвестицій (Raza and Jawid, 2012). Водночас банківський сектор постачає «кров» економіки за рахунок надання кредитів ефективним секторам, активізуючи розширення та створюючи нові інвестиційні можливості для фірм, у результаті чого підвищується капіталізація фондового ринку.

Однак на сьогодні недостатньо визнання впливу вищої освіти на формування фондового ринку. Тут ми намагатимемось оцінити значення вищої освіти для формування фондового ринку. На наступні запитання дуже важливо отримати відповіді. Якщо працівники є більш фінансово обізнаними, то більша ймовірність того, що вони будуть ініціативними на фондовому ринку і таким чином активізують ринок більш високою ринковою капіталізацією? Чи сприяє вища освіта одержанню знань про фінансові інструменти? Якщо можливості

<sup>1</sup> Капіталізація фондового ринку = Ринкова вартість всіх публічно розміщених акцій × Кількість всіх акцій в обігу в певний момент часу.

<sup>2</sup> Розвиток фондового ринку =  $\frac{\text{Капіталізація фондового ринку}}{\text{Валовий внутрішній продукт у поточних ринкових цінах}} \times 100$ .

для навчання обмежені, то чи це перешкоджатиме диверсифікації ризиків, правильному інвестуванню та здійсненню трансакцій? Щоб одержати відповіді на подані вище запитання у разі такої країни, що розвивається, як Бангладеш, ми взяли вищий рівень освіти за соціальний фактор формування фондового ринку. Отже, мета цієї статті – дослідження того, чи вища освіта разом з іншими макроекономічними змінними, зокрема з розвитком банківського сектору й економічним зростанням Бангладеш, сприяє формуванню фондового ринку. Ми встановили, що вища освіта не має суттєвого впливу на формування фондового ринку. Відповідно, це доводить, що вища освіта не може збільшити участь зацікавлених кваліфікованих кадрів, а фондовий ринок не складається з інвесторів із достовірними знаннями. Проте вища освіта позитивно впливає на рівень прямих іноземних інвестицій (Te Velde, 2005), бо вони зростають із підвищенням рівня вищої освіти у Бангладеш.

Ця стаття побудована таким чином. Вступ подано у розділі I. Огляд літератури вміщено у розділі II. Джерела даних, їх визначення та описову статистику наведено у розділі III. Економетричну методологію, результати й інтерпретацію подано у розділі IV. Висновки та наслідки для політики держави вміщено у розділі V. Посилання наведено в останньому розділі дослідження.

## 2. Огляд літератури

На сьогодні проведено ряд досліджень щодо макроекономічних детермінант формування фондового ринку. Наприклад, Кальдерон-Росселл (Calderon-Rossell, 1991), Гарсія і Лю (Garcia and Liu, 1999), Бойд та його співавтори (Boyd et al., 2001), Вонгбангпо і Шарма (Wongbangpo and Sharma, 2002), Насер та його співавтори (Naseur et al., 2007), Раджу і Ханапурі (Raju and Khanapuri, 2009), Черіф та Газдар (Cherif and Gazdar, 2010), Баяр (Bayar, 2016) і Хо (Ho, 2017) визначають такі макроекономічні детермінанти, як ліквідність фондового ринку, економічний розвиток, розвиток банківського сектору, рівень реального доходу, коефіцієнт заощаджень, фінансова лібералізація, економічне зростання й ін. Однак Кальдерон-Росселл (Calderon-Rossell, 1991) припускає, що економічний розвиток та ліквідність фондового ринку – це основні фактори формування фондового ринку. Водночас Гарсія і Лю (Garcia and Liu, 1999) виявляють, що розвиток банківського сектору має значний позитивний вплив на формування фондового ринку з допомогою панельного дослідження, яке охоплює 15 розвинених країн та економік, що розвиваються. Провівши аналіз даних 40 країн, що розвиваються, Уль-Вассал (El-Wassal, 2005) стверджує, що економічне зростання має значний позитивний вплив на формування фондового ринку. Досліджуючи 18 країн Азії, Раза й Явід (Raza and Jawid, 2012) дійшли такого ж висновку. Розглянувши 12 країн Близького Сходу і Північної Африки, Насер та його співавтори (Naseur et al., 2007) з'ясували, що розвиток банківського сектору має значний позитивний

вплив на формування фондового ринку. Використовуючи динамічну панельну регресію, Ло і Хабібупулла (Law and Habibullah, 2009) визначили, що реальний ВВП на душу населення та розвиток банківського сектору мають значний позитивний вплив на формування фондового ринку 27 країн. Дослідивши макроекономічні фактори формування фондового ринку 42 країн, що розвиваються, Яртей (Yartey, 2010) дійшов аналогічного висновку. Використовуючи авторегресійну модель із розподіленими лагами (ARDL Bounds Test approach) для визначення впливу макроекономічних детермінант на формування фондового ринку Стамбула, Баяр (Bayar, 2016) доводить, що економічне зростання має значний позитивний вплив на формування фондового ринку, на відміну від розвитку банківського сектору. При цьому Хо (Ho, 2017) визначає макроекономічні фактори формування фондового ринку шляхом аналізу рівня інфляції, розвитку банківського сектору, відкритості торгівлі, інфляції, економічного зростання й реальної відсоткової ставки у разі Південної Африки.

Однак існує недостатня кількість досліджень, що розглядають вищу освіту як фактор формування фондового ринку. Так, Піллей (Pillay, 2011) вважає, що вища освіта має значний позитивний вплив на фінансовий розвиток. Оскільки фінансовий розвиток впливає на формування фондового ринку (El-Wassal, 2005), можна зробити висновок, що рівень вищої освіти в кінцевому підсумку здійснює вплив на формування фондового ринку. З іншого боку, зростання рівня вищої освіти підвищує участь на ринку акцій, збільшуючи при цьому розмір ринкової капіталізації (Spataro and Corsini, 2013). Більш того, вища освіта дає змогу розширити знання людей про ринок акцій, що має позитивний вплив на капіталізацію ринку в довгостроковій перспективі (Rooij et al., 2007). Крім цього, зростання рівня вищої освіти сприяє залученню прямих іноземних інвестицій в економіку, що позитивно впливає на формування фондового ринку (Te Velde, 2005).

Хоч у низці досліджень проаналізовано макроекономічні детермінанти формування фондового ринку, більшість з них виявила важливу роль розвитку банківського сектору й економічного зростання для формування фондового ринку. Однак мало вчених вивчали роль рівня вищої освіти для формування фондового ринку. В Бангладеш не проведено жодного дослідження, яке би визначало роль рівня вищої освіти для формування фондового ринку. До того ж висновки попередніх досліджень дуже неоднозначні через методичні відмінності та зміну періоду вибірки. Отже, у цій статті досліджується роль вищого рівня освіти і вплив економічного зростання й розвитку банківського сектору на формування фондового ринку у Бангладеш із застосуванням набору динамічних економетричних інструментів у доволі великому вибірковому періоді.

### 3. Джерела даних, їх визначення та описова статистика

Дані щодо ВВП на душу населення, які використовуються як проксі економічного зростання та розвитку банківського сектору, вибрано серед з показників світового розвитку Світового банку. Дані щодо ринкової капіталізації взято з бази даних Центрального банку Бангладеш. Дані щодо рівня вищої освіти одержано зі статистичного щорічника Бангладеш. Визначення змінних наведено нижче.

**Розвиток фондового ринку (Stock Market Development – SMD).** Розвиток фондового ринку визначається як капіталізація фондового ринку у відсотках від валового внутрішнього продукту в поточних ринкових цінах. Невід'ємними частинами капіталізації фондового ринку є кількість акцій в обігу й їх ринкова ціна. Емпіричні дослідження (Demiruge-Kunt and Levine, 1996; Gracia and Liu, 1999; Hossain and Kamal, 2010) розглядали капіталізацію фондового ринку як проксі розвитку фондового ринку. Крім цього, Яртей (Yartey, 2008) стверджував, що розмір ринкової капіталізації – це основний показник розвитку фондового ринку.

**ВВП на душу населення (Per Capita GDP – PGDP).** ВВП поділений на чисельність населення країни. Це проксі економічного зростання.

**Розвиток банківського сектору (Banking sector development – BSD).** Розвиток банківського сектору відображає величину кредиту приватному сектору, наданого місцевими банками у відсотках до ВВП. Зокрема, Бек і Левін (Beck and Levine, 2001) брали цей показник за проксі розвитку банківського сектору.

**Рівень вищої освіти (Tertiary level of education – TLE).** Він показує кількість студентів, які навчаються в державних закладах вищої освіти.

Описову статистику наведено у табл. 1. На основі цієї таблиці можна зробити висновок, що розподіл BSD є нормальним, крім SMD, TLE та PGDP. BSD має порівняно невелику мінливість, а TLE – найвищу мінливість.

Таблиця 1

#### Описова статистика

Назва змінної	Середнє значення	Стандартне відхилення	Коефіцієнт варіації, %	Тест Харке–Бера
SMD (% ВВП)	5,1411	7,3842	143,63	24,6589 (0,0000)

Назва змінної	Середнє значення	Стандартне відхилення	Коефіцієнт варіації, %	Тест Харке–Бера
BSD (% ВВП)	21,3104	12,3635	58,02	2,6166 (0,2703)
TLE (у млн.)	0,2755	0,6445	139,56	8,0356 (0,0180)
PGDP (у дол. США)	424,267	262,9987	61,99	15,8728 (0,0004)***

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,10 – при рівні 10%.

## 4. Економетрична методологія, результати й обговорення

### 4.1. Модель

Для виявлення соціально-економічних детермінант розвитку фондового ринку використано таку модель:

$$SMD_t = A \cdot BSD_t^{\delta_1} \cdot TLE_t^{\delta_2} \cdot PGDP_t^{\delta_3} \cdot e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

Логарифмічне перетворення рівняння (1) наведено нижче:

$$\ln SMD_t = \delta_0 + \delta_1 \ln BSD_t + \delta_2 \ln TLE_t + \delta_3 \ln PGDP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Нехай  $\ln A = \delta_0 \cdot t$  представляє часовий період з 1976 р. по 2015 р.  $\delta_1, \delta_2, \delta_3$  – еластичність розвитку фондового ринку (SMD) щодо розвитку банківського сектору (BSD), вищого рівня освіти (TLE) й економічного зростання (PGDP) відповідно в рівнянні (2);  $\varepsilon_t$  є випадковою похибкою.

### 4.2. Тест на одиничний корінь

На першому етапі нам потрібно перевірити, чи містить кожна змінна одиничний корінь, чи ні. Через це застосовується розширений тест Дікі–Фулера (тест ADF) для перевірки. Межі цього тесту наведено нижче:

$$X_t = \rho_0 + \rho_1 t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \Phi_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad [\text{з вільним членом та трендом}]; \quad (3)$$

$$X_t = \rho_0 + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \Phi_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad [\text{з вільним членом}]. \quad (4)$$

Тут  $X$  – змінна, що досліджується. Змінна дорівнює 1 (1), якщо  $\delta = 0$ . Відповідну довжину лага рівнянь 3 та 4 обрано за інформаційним критерієм Акаїке (AIC) і критерієм Шварца (SBIC). Крім тесту ADF, застосовано тест Філіпса–Перрона (PP-тест) для отримання остаточного висновку. Результати тесту на одиничний корінь подано в табл. 2.

Таблиця 2

## Результати розширеного тесту Дікі–Фулера і тесту Філіпса–Перрона

Модель з вільним членом [нульова форма]				
змінні	тест ADF	P-значення	PP-тест	P-значення
ln SMD	-0,7873	0,8113	-0,5706	0,8656
ln BSD	-3,2276**	0,0258	-3,8035***	0,0060
ln TLE	-0,2108	0,9286	0,2386	0,9248
ln PGDP	0,6453	0,9892	0,6000	0,9880
Модель з вільним членом та трендом [нульова форма]				
змінні	тест ADF	P-значення	PP-тест	P-значення
ln SMD	-3,6282**	0,0406	-2,5644	0,2977
ln BSD	-3,9535**	0,0189	-4,3705***	0,0067
ln TLE	-1,9883	0,5893	-1,9883	0,5893
ln PGDP	-1,0362	0,9268	-1,0362	0,9268
Модель з вільним членом [форма першого порядку]				
змінні	тест ADF	P-значення	PP-тест	P-значення
ln SMD	-4,1840***	0,0022	-4,1840***	0,0022
ln TLE	-5,8040***	0,0000	-5,7957***	0,0000
ln PGDP	-5,3707***	0,0001	-5,3707***	0,0001
Модель з вільним членом і трендом [форма першого порядку]				
змінні	тест ADF	P-значення	PP-тест	P-значення
ln SMD	-4,1278**	0,0125	-4,1278**	0,0125
ln TLE	-5,7743***	0,0001	-5,7634***	0,0002
ln PGDP	-5,3108***	0,0005	-5,3108***	0,0005

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,1 – при рівні 10%. Відповідну довжину лага для цього тесту обрано за критерієм Шварца (SBIC).



Результати тестів дають підстави припустити, що всі змінні інтегруються в першому порядку (I (1)), крім розвитку банківського сектору (BSD), який є стаціонарним на нульовому рівні (I (0)).

### 4.3. Перевірка коінтеграції за допомогою авторегресійної моделі

Авторегресійну модель із розподіленими лагами (ARDL) застосовано в межах процедури, яку розробили Песаран, Шин та Смітм (Pesaran and Pesaran, 1997; Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et al., 2001). Для використання цього підходу необхідно змоделювати рівняння як обмежену авторегресійну модель, тобто:

$$\Delta \ln SMD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln SMD_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta \ln PGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta \ln BSD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta \ln TLE_{t-i} + \alpha_5 \ln SMD_{t-1} + \alpha_6 \ln PGDP_{t-1} + \alpha_7 \ln BSD_{t-1} + \alpha_8 \ln TLE_{t-1} + \eta_{1t}; \quad (5)$$

$$\Delta \ln PGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln PGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta \ln SMD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta \ln BSD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{4i} \Delta \ln TLE_{t-i} + \beta_5 \ln PGDP_{t-1} + \beta_6 \ln SMD_{t-1} + \beta_7 \ln BSD_{t-1} + \beta_8 \ln TLE_{t-1} + \eta_{2t}; \quad (6)$$

$$\Delta \ln BSD_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta \ln BSD_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{2i} \Delta \ln PGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{3i} \Delta \ln SMD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{4i} \Delta \ln TLE_{t-i} + \delta_5 \ln BSD_{t-1} + \delta_6 \ln PGDP_{t-1} + \delta_7 \ln SMD_{t-1} + \delta_8 \ln TLE_{t-1} + \eta_{3t}; \quad (7)$$

$$\Delta \ln TLE_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta \ln TLE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{2i} \Delta \ln PGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_{3i} \Delta \ln SMD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_{4i} \Delta \ln BSD_{t-i} + \gamma_5 \ln TLE_{t-1} + \gamma_6 \ln PGDP_{t-1} + \gamma_7 \ln SMD_{t-1} + \gamma_8 \ln BSD_{t-1} + \eta_{4t}. \quad (8)$$

Цей підхід до тестування існування довгострокових зв'язків між змінними за рівнями застосовується незалежно від того, чи є базові змінні часового ряду винятково I (0) або I (1), чи вони частково інтегровані. Тут кожна змінна відповідає наведеному вище визначенню. Підтвердження довгострокового зв'язку може бути здійснено за допомогою F-тесту. Такі тести показують спільну значущість коефіцієнтів змінних з однаковим рівнем лага в періодах у рівняннях (5), (6), (7) й (8), тобто:  $H_0: \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$ ,  $H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$ ,  $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$  та  $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = \gamma_7 = \gamma_8 = 0$ . Орієнтовні критичні значення для F-тесту взято з праці Нараян (Narayan, 2004a, 2004b, 2005). F-тест має нестандартний розподіл і залежить також від

кількості регресорів та того, чи містить модель ARDL константу  $i$  / або тренд. Якщо оцінна статистика  $F$  виходить за критичні межі, може бути прийняте остаточне рішення про коінтеграцію навіть без аналізу порядків інтеграції регресорів. Наприклад, якщо в емпіричному дослідженні виявлено, що обчислена  $F$ -статистика перевищує верхню межу критичних значень, то нульова гіпотеза про відсутність коінтеграції не приймається. Після вимірювання коінтеграції другий етап передбачає оцінку довгострокових та короткострокових коефіцієнтів коінтеграційного рівняння. Математичне виведення довгострокових і короткострокових параметрів можна знайти у праці (Pesaran et al., 2001). Результати тесту наведено в табл. 3.

Таблиця 3

## Результати тесту Песарана–Шина

К	Рівень 90%		Рівень 95%		Рівень 99%	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
3	2,59	3,47	3,11	4,09	4,32	5,64
Функціональні форми				F-показник	AIC	SBIC
$F_{\ln SMD}(\ln SMD / \ln PGDP, \ln BSD, \ln TLE)$				5,9258***	0,3800	0,9200
$F_{\ln PGDP}(\ln PGDP / \ln SMD, \ln BSD, \ln TLE)$				3,5821*	-2,4756	-2,0823
$F_{\ln BSD}(\ln BSD / \ln SMD, \ln PGDP, \ln TLE)$				3,1021	-1,9436	-1,4235
$F_{\ln TLE}(\ln TLE / \ln SMD, \ln PGDP, \ln BSD)$				0,9230	1,7812	2,2923

Примітка: \*\*\* $P < 0,01$  вказує на значущість при рівні 1%, \*\* $P < 0,05$  – при рівні 5%, \* $P < 0,10$  – при рівні 10%. Відповідну довжину лага для цього тесту обрано за критерієм Шварца (SBIC). Якщо значення F-показника вище від  $I(1)$ , то коінтеграція існує. Якщо значення F-показника нижче від  $I(0)$ , то коінтеграція не існує. Якщо значення F-показника перебуває між значеннями  $I(0)$  та  $I(1)$ , то остаточний висновок зробити неможливо. К – кількість регресорів.

На основі результатів тесту можна зробити висновок про існування коінтегруючого зв'язку між змінними. Тому в перспективі всі змінні будуть рухатися разом. Через існування довгострокових зв'язків між змінними довгострокове рівняння буде оцінене за підходом ARDL, який запропонували Песаран і його співавтори (Pesaran et al., 2001).

#### 4.4. Розрахунок довгострокового рівняння

Довгострокове рівняння вимірюється такими  $ARDL(m, p, q, r)$  специфікаціями:

$$\ln SMD_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^m \phi_{1j} \ln SMD_{t-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{2j} \ln PGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \phi_{3j} \ln BSD_{t-j} + \sum_{j=0}^r \phi_{4j} \ln TLE_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Довжину лага для рівняння (9) обрано за критерієм Шварца (SBIC) та критерієм Акаїке. Розраховані довгострокові коефіцієнти наведено в табл. 4.

Таблиця 4

##### Результати довгострокового рівняння

Залежна змінна: $\ln SMD$			
пояснювальні змінні	довгострокові коефіцієнти	t-критерій	P-значення
$\ln BSD$	0,9472*	1,7959	0,0809
$\ln TLE$	0,1268	1,1687	0,2502
$\ln PGDP$	1,4462***	2,8187	0,0078
Константа	-12,1796***	-5,9091	0,0000

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,10 – при рівні 10%. Відповідну довжину лага для цього тесту обрано за критерієм Шварца (SBIC).

На основі отриманих результатів можна зробити висновок, що як економічне зростання (PGDP), так і розвиток банківського сектору (BSD) мають значний позитивний вплив на формування фондового ринку в довгостроковій перспективі (Calderon-Rossell, 1991; Garcia and Liu, 1999; El-Wassal, 2005; Yartey, 2010; Ho, 2017). Рівень вищої освіти (TLE) має позитивний вплив на формування фондового ринку в довгостроковій перспективі, але він не є статистично значущим. З часом більше економічне зростання та більше вдосконалення банківського сектору сприятимуть формуванню розвитку фондового ринку. Довгострокові параметри стабільні, відповідно до тесту CUSUM (тест сум накопичення) і тесту CUSUMSQ (Borensztein et al., 1998), оскільки всі значення знаходяться у критичних межах протягом періоду оцінки. Тому довгострокові коефіцієнти слід використовувати для розробки відповідної політики. Одержані результати подано на рис. 1 та рис. 2.

Рисунок 1

Стабільність довгострокових параметрів. Тест CUSUM

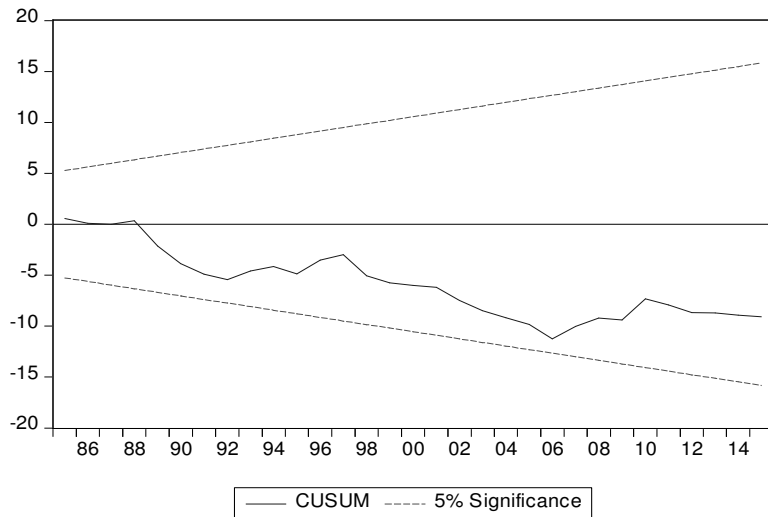
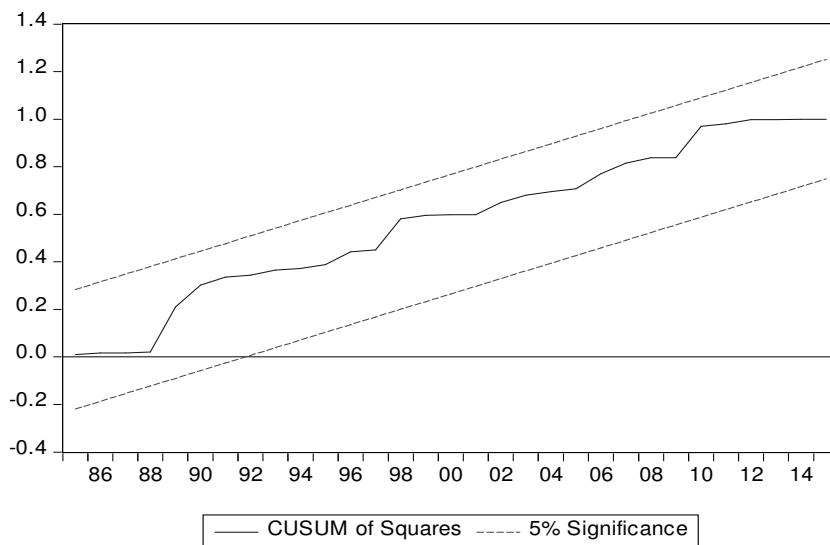


Рисунок 2

Стабільність довгострокових параметрів. Тест CUSUMSQ



#### 4.5. Розрахунок короткострокового рівняння

Короткострокове рівняння буде розраховане за таким рівнянням:

$$\Delta \ln SMD_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^k \varphi_{1j} \Delta \ln SMD_{t-j} + \sum_{j=0}^l \varphi_{2j} \Delta \ln PGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^w \varphi_{3j} \Delta \ln BSD_{t-j} + \sum_{j=0}^v \varphi_{4j} \Delta \ln TLE_{t-j} + \lambda ECM_{t-1} + \eta_t \quad (10)$$

Тут  $\lambda$  вказує на швидкість наближення змін до довгострокової рівноваги чи зв'язку при будь-якому шоці в розвитку фондового ринку (SMD) через зміни в економічному зростанні (PGDP), розвитку банківського сектору (BSD) і рівні вищої освіти (TLE). Передбачається, що знак  $\lambda$  буде від'ємним та значущим і  $|\lambda| < 1$ .  $ECM_{t-1}$  – це показник випадкової похибки, отриманий з рівняння 9 з лагом першого порядку. Довжину лага для рівняння (10) обрано за критерієм Шварца (SBIC) і критерієм Акаїке. Розраховані короткострокові результати рівняння наведено в табл. 5.

Таблиця 5

#### Результати короткострокового рівняння

Залежна змінна: $\Delta \ln SMD$			
пояснювальні змінні	короткострокові коефіцієнти	t-критерій	P-значення
$\Delta \ln BSD$	0,7323	1,5570	0,1287
$\Delta \ln TLE$	-0,0325	-0,2998	0,7661
$\Delta \ln PGDP$	1,2629*	1,7838	0,0834
$ECM(-1)$	-0,2724**	-2,7220	0,0102
Константа	-0,0009	-0,0117	0,9907
Аналіз чутливості			
тести	критерій хі-квадрат	P-значення	
Автокореляція	1,7246	0,1453	
ARUG	0,1653	0,6867	
Перевірка нормальності	1,8647	0,3942	
Помилка специфікації	2,2879	0,1178	

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,10 – при рівні 10%. Відповідну довжину лага для цього тесту обрано за критерієм Шварца (SBIC).

На основі отриманих результатів можна зробити висновок, що економічне зростання має короткостроковий значний позитивний вплив на формування фондового ринку. Хоч розвиток банківського сектору має позитивний вплив на формування фондового ринку в короткостроковому періоді, цей вплив не є статистично значущим. Водночас рівень вищої освіти має незначний негативний вплив на формування фондового ринку.

Коефіцієнт ECM (-1) є від'ємним та статистично значущим із бажаною величиною ( $|-0.2724| < 1$ ). При виникненні шоку для формування фондового ринку через зміни в економічному зростанні, розвитку банківського сектору і рівні вищої освіти показник відкоригується на 27,24% у перший рік. У такій ситуації весь процес конвергенції потребуватиме приблизно 3,67 року, щоб увійти в довгострокову рівновагу. Отже, швидкість коригування значно більша при регулюванні порушення рівноваги. Короткострокові параметри стабільні, що підтверджено тестом CUSUM та тестом CUSUMSQ (Borensztein et al., 1998), оскільки всі значення знаходяться у критичних межах протягом періоду оцінки. Тому короткострокові коефіцієнти можна використовувати для формування висновків і розробки відповідної політики. Одержані результати подано на рис. 3 та 4.

Рисунок 3

### Стабільність короткострокових параметрів. Тест CUSUM

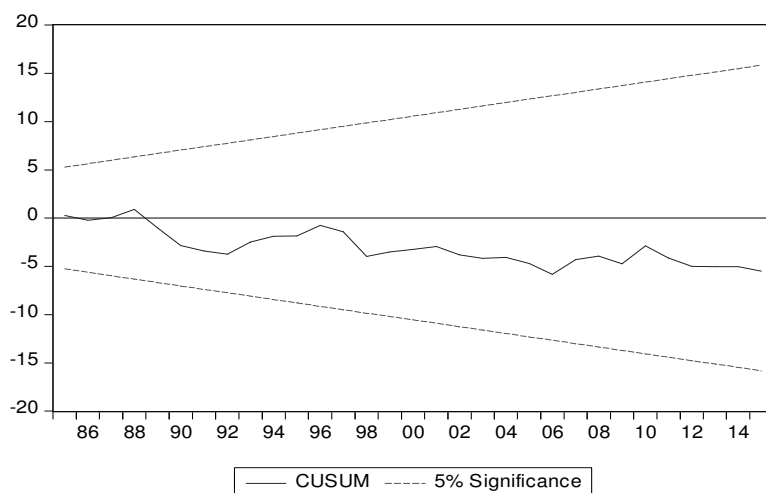
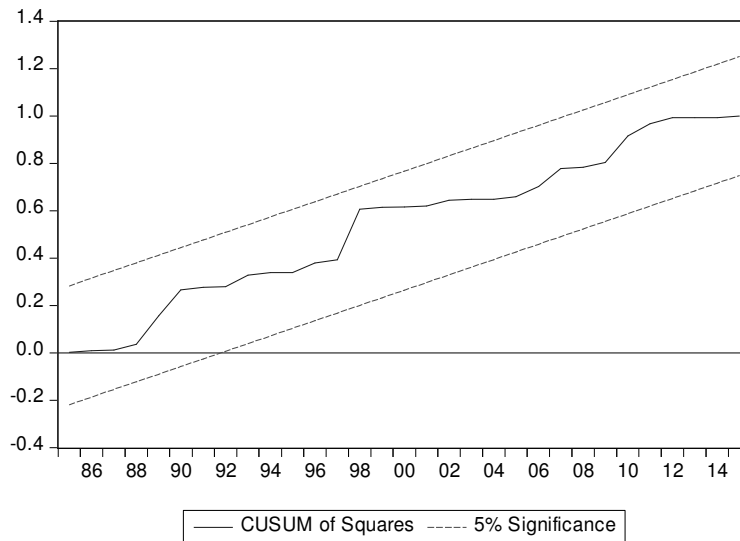


Рисунок 4

Стабільність короткострокових параметрів. Тест CUSUMSQ



## 5. Перевірка моделі на наявність структурних розривів

Передбачається, що структурний розрив може спостерігатися у змінній розвитку фондового ринку (SMD) у 1997 р. та 2010 р., оскільки фондовий ринок Бангладеш пережив два крахи саме в 1997 р. та 2010 р. Однак ми перевірили, чи наявні структурні розриви з 1996 р. по 2014 р. З метою проведення перевірки на наявність структурних розривів застосовано тест Чоу (Chow, 1960) і тест Multiple Break Point (Andrews, 1993, 2003). Результати обох тестів підтверджують відсутність структурних розривів. Отже, не потрібно поділяти вплив на два або більше періоди з використанням фіктивних змінних. Результати тестів на наявність розриву наведено в табл. 6.

Таблиця 6

## Перевірка моделі на наявність структурних розривів

Тест Чоу		Тест Multiple Break Point	
1996 р.	0,2599 (0,7726)	нульовий розрив	3,4624 [11, 47]
1997 р.	0,4629 (0,6332)		
1998 р.	0,5033 (0,6088)		
1999 р.	0,1596 (0,8531)		
2000 р.	0,5521 (0,5806)		
2001 р.	0,7736 (0,4691)		
2002 р.	0,7820 (0,4653)		
2003 р.	1,6672 (0,2034)		
2004 р.	1,6770 (0,1911)		
2005 р.	1,3527 (0,2717)		
2006 р.	1,2959 (0,2865)		
2007 р.	1,3471 (0,2881)		
2008 р.	2,1586 (0,1306)		
2009 р.	1,4293 (0,2531)		
2010 р.	1,8400 (0,1739)		
2011 р.	1,4775 (0,2421)		
2012 р.	1,0468 (0,3618)		
2013 р.	0,1179 (0,8891)		
2014 р.	0,0349 (0,9658)		

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,10 – при рівні 10%.



## 6. Аналіз причинності

Так, Toda й Ямамото (Toda and Yamamoto, 1995), Доладо та Люткепол (Dolado and Lutkepohl, 1996) на основі розширеного моделювання векторної авторегресії (VAR) ввели модифіковану статистику тесту Вальда (modified Wald test statistic – MWALD). Визнано, що цей підхід є кращим за звичайні тести на причинність за Грейнджером, оскільки він не потребує попереднього тестування на коінтегруючі властивості системи і, таким чином, уникає потенційного зміщення, пов'язаного з одиничними коренями та коінтеграційними тестами. Тому його можна застосовувати незалежно від того, як інтегрована серія – I (0), I (1) або I (2) – не інтегрована зовсім або коінтегрована довільно. Нижче наведено підхід VAR за Тодою й Ямамото (Toda and Yamamoto 1995), Доладо та Люткеполом (Dolado and Lutkepohl, 1996).

$$\begin{bmatrix} \ln SMD_t \\ \ln PGDP_t \\ \ln BSD_t \\ \ln TLE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k M \begin{bmatrix} \ln SMD_{t-i} \\ \ln PGDP_{t-i} \\ \ln BSD_{t-i} \\ \ln TLE_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{d_{\max}} W \begin{bmatrix} \ln SMD_{t-k-j} \\ \ln PGDP_{t-k-j} \\ \ln BSD_{t-k-j} \\ \ln TLE_{t-k-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$M = \begin{bmatrix} \phi_{11i} & \phi_{12i} & \phi_{13i} & \phi_{14i} \\ \phi_{21i} & \phi_{22i} & \phi_{23i} & \phi_{24i} \\ \phi_{31i} & \phi_{32i} & \phi_{33i} & \phi_{34i} \\ \phi_{41i} & \phi_{42i} & \phi_{43i} & \phi_{44i} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$W = \begin{bmatrix} \delta_{11k+j} & \delta_{12k+j} & \delta_{13k+j} & \delta_{14k+j} \\ \delta_{21k+j} & \delta_{22k+j} & \delta_{23k+j} & \delta_{24k+j} \\ \delta_{31k+j} & \delta_{32k+j} & \delta_{33k+j} & \delta_{34k+j} \\ \delta_{41k+j} & \delta_{42k+j} & \delta_{43k+j} & \delta_{44k+j} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Тут  $k$  – довжина лага в межах звичайного VAR при нульовій формі змінних. Значення  $k$  обрано за критерієм Шварца (SBIC) і критерієм Акаїке (AIC).  $d_{\max}$  – це максимальний порядок інтеграції. Тут  $\ln SMD$ ,  $\ln PGDP$  та  $\ln TLE$  – інтегровані в першому порядку (I (1)), а  $\ln BSD$  – в нульовому порядку (I (0)). Тому максимальний порядок інтеграції буде один ( $d_{\max}=1$ ) для рівняння (11).  $C$ 's,  $\phi$ 's і  $\delta$ 's – це параметри, що підлягають оцінці.  $\eta$ 's – випадкові похибки, розподілені однаково та незалежно з матрицею середнього

нуля і коваріації фінансування. Результати аналізу причинності подано в табл. 7.

Таблиця 7

## Результати аналізу причинності

	$\ln SMD$	$\ln PGDP$	$\ln BSD$	$\ln TLE$
$\ln SMD$		6,7310** (0,0345)	0,5035 (0,7774)	0,7032 (0,7036)
$\ln PGDP$	0,2353 (0,8890)		4,1428 (0,1260)	1,0613 (0,5882)
$\ln BSD$	9,2606** (0,0098)	7,9844** (0,0185)		1,9721 (0,3713)
$\ln TLE$	2,6367 (0,2676)	1,5063 (0,4709)	0,6363 (0,7275)	

Примітка: \*\*\*P < 0,01 вказує на значущість при рівні 1%, \*\*P < 0,05 – при рівні 5%, \*P < 0,10 – при рівні 10%. Відповідну довжину лага для цього тесту обрано за критерієм Шварца (SBIC).

Існує короткострокова односпрямована причинність між економічним зростанням та розвитком фондового ринку ( $\ln PGDP \Rightarrow \ln SMD$ ), між розвитком фондового ринку і розвитком банківського сектору ( $\ln SMD \Rightarrow \ln BSD$ ) та між економічним зростанням і розвитком банківського сектору ( $\ln PGDP \Rightarrow \ln BSD$ ). Економічне зростання зумовлює формування фондового ринку, а формування фондового ринку – розвиток банківського сектору, що встановлено у попередніх дослідженнях (Raza and Jawid, 2012). У Бангладеш економічне зростання сприяє формуванню фондового ринку, що підтверджують Хоссейн та Камал (Hossain and Kamal, 2010).

## 7. Висновки і наслідки для політики держави

У цій статті визначено важливість рівня вищої освіти для формування фондового ринку за період із 1976 р. по 2015 р. з врахуванням впливу економічного зростання й розвитку банківського сектору. Оскільки рівень вищої освіти в Бангладеш швидко зростає, це зумовлює необхідність визначення того, чи сприяє вища освіта формуванню фондового ринку в довгостроковій перспективі. У цьому дослідженні встановлено, що рівень вищої освіти має незначний негативний вплив у короткостроковій перспективі. Однак рівень вищої освіти має незначний позитивний вплив на формування фондового ринку в довгостроковій перспективі, тобто сприяє йому (див.: Rooij et al., 2007; Spataro and Corsini, 2013). Відсутність фінансово грамотних людей на фондових ринках Бангладеш значною мірою слугує причиною здійснення інвестицій, що базуються на спекуляціях (Lanka Bangla Financial Portal, 2015). Більш того, відсутність достатніх базових знань про інвестування робить учасників залежними від недостовірної інформації при прийнятті інвестиційних рішень на фондовій біржі Бангладеш. Крім цього, неефективна ринкова система стає ще однією причиною такого сценарію (Miaze et al., 2014). Отже, щоб сформувався широкий фондовий ринок в економіці, уряд повинен приділяти більше уваги забезпеченню надання якісної вищої освіти для підвищення фінансової грамотності населення. Комісія з цінних паперів та бірж Бангладеш – контролюючий орган фондового ринку – вже розпочала надання послуги з навчання ділової грамотності учасників фондового ринку. Це охоплює управління активами, аналіз фінансової звітності, управління портфелем і аналіз акцій, технічний аналіз, управління та контроль ризиками внутрішнього аудиту й дотримання законодавства в корпоративному управлінні.

Водночас розвиток банківського сектору та економічне зростання матимуть значний позитивний вплив на формування фондового ринку в довгостроковій перспективі. Оскільки розвиток банківського сектору може відігравати велику роль для формування фондового ринку країни в довгостроковій перспективі, уряд повинен створити сприятливе середовище для функціонування надійної банківської системи в економіці (Garcia and Liu, 1999; Yartey, 2010). Банківський сектор країни зростатиме за рахунок мобілізації ресурсів (надання більшої кількості кредитів суб'єктам з дефіцитом – зростаючим корпоративним фірмам і галузям – за допомогою ресурсів суб'єктів з їх надлишком). Тому для зростання банківського сектору неминуче потрібно забезпечувати швидку й ефективну мобілізацію ресурсів. Більш того, постійне економічне зростання країни сприятиме формуванню фондового ринку (Calderon-Rossell, 1991; El-Wassal, 2005). На основі емпіричних результатів можна зробити висновок про те, що параметри короткого та довгострокового періодів є стабільними протягом періоду оцінки.

**Список використаної літератури**

1. Andrews, D. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum. *Econometrica*, vol. 61, no. 4, pp. 821–856.
2. Andrews, D. (2003). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum. *Econometrica*, vol. 71, no. 1, pp. 395–397.
3. Banerji, A., Lin, H., Saksonovs, S. (2015). Youth Unemployment in Advanced Europe: Okun's Law and Beyond. *IMF Working Paper*, WP/15/5, January: International Monetary Fund (IMF).
4. Bayar, Y. (2016). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development: Evidence from Borsa Istanbul. *Financial studies*, vol. 1, pp. 70–89.
5. Beck, T., Levine, R. (2001). Stock Markets, Banks and Growth: Correlation or Causality. The World Bank: Washington.
6. Borensztein, E., De Gregorio, J., Lee, J. W. (1998). How does FDI affect economic growth? *Journal of International Economics*, vol. 45, no. 1, pp. 115–135.
7. Boyd, Levine, R., Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, no. 2, pp. 221–248.
8. Calderon-Rossell, J. R. (1991). The Determinants of Stock Markets Growth. In S. Ghon Rhee and Rosita P. Chang (eds.). *Pacific Basin Capital Markets*. Paper presented in Research Proceedings of the Second Annual Pacific-Basin Finance Conference, vol. II, Bangkok, Thailand, 4–6 June 1990. Amsterdam: North-Holland.
9. Cherif, M., Gazdar, K. (2010). Macroeconomic and Institutional Determinants of Stock Market Development in MENA Region New Results from a Panel Data Analysis. *International Journal of Banking and Finance*, vol. 7, no. 1, pp. 139–159.
10. Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, vol. 28, pp. 591–605.
11. Demirguc-Kunt, A., Levine, R. (1996). Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts. *The World Bank Economic Review*, vol. 10, no. 2, pp. 291–321.
12. Dolado, J. H., Lutkepohl (1996). Making Wald Tests work for Cointegrated VAR Systems. *Econometric Review*, vol. 15, pp. 369–386.
13. El-Wassal, K. A. (2005). Understanding the Growth in Emerging Stock Markets. *Journal of Emerging Market Finance*, vol. 4, no. 3, pp. 227–261.

14. Garcia, V., Liu, L. (1999). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development. *Journal of Applied Economics*, vol. 2, no. 1, pp. 29–59.
15. Ho, S. Y. (2017). The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development: Evidence from South Africa. *MPRA Paper*, no. 76493. University of South Africa, South Africa.
16. Hossain, M. S., Kamal K. M. M. (2010). Does stock market development cause economic growth? *A time series analysis for Bangladesh economy*. Paper Presented in International Conference on Applied Economics-ICOAE-2010.
17. Lanka Bangla Financial Portal (2015). BSEC moves to introduce financial literacy service. Dated on 31 August 2015. Retrieved from: <http://lankabd.com/dse/stock-market/news/BSEC-moves-to-introduce-%27financial-literacy%27-service?storyId=34033>.
18. Law, S. H., Habibullah, M. S. (2009). The Determinants of Financial Development Institutions, Openness and Financial Liberalisation. *South African Journal of Economics*, vol. 77, no. 1, pp. 45–57.
19. Levine, R., Zervous, Z. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *The American Economic Review*, vol. 88, pp. 537–558.
20. Mankiw, Gregory Nicholas (1994). *Macroeconomics*, Worth Publishers, New York.
21. Marth, S. (2015). How strong is the correlation between unemployment and growth really? The persistence of Okun's Law and how to weaken it. The WWW for Europe Policy Paper. *Policy paper*, no. 23.
22. Miazee, H., Shareef, A. N. M., Hasan, N. (2014). Fundamentals Knowledge of Investor and Its Influence on Investment in Capital Market – A Study from Dhaka Stock Exchange. *Research Journal of Finance and Accounting*, vol. 5, no. 24, pp. 192–204.
23. Naceur, S. B., Ghazouani, S., Omran M. (2007). The Determinants of Stock Market Development in the Middle-Eastern and North African Region. *Managerial Finance*, vol. 33, no. 7, pp. 477–489.
24. Narayan, P. K. (2004a). Do public investments crowd out private investments? Fresh evidence from Fiji. *Journal of Policy Modelling*, vol. 26, pp. 747–53.
25. Narayan, P. K. (2004b). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji. *Discussion Papers*, № 0.02/04, Department of Economics, Melbourne: Monash University.

26. Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, vol. 37, no. 17, pp.1979–1990.
27. Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, pp. 98–104.
28. Pesaran, M. H., Pesaran, B. (1997). *Microfit 4.0*. Oxford University Press, Oxford.
29. Pesaran, M. H., Shin Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press.
30. Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 289–326.
31. Pillay, P. (2011). *Higher Education and Economic Development*, Wynberg, South Africa: Centre for Higher Education Transformation (CHET).
32. Raju, G. A., Khanapuri, H. (2009). The Effect of Macroeconomic Factors on Indian Share Prices: A Sectoral Approach. *Journal of Global Economy*, vol. 5, no. 2, pp. 125–134.
33. Raza, S. A., Jawaid S.T. (2012). Foreign Capital Inflows, Economic Growth and Stock Market Capitalization in Asian Countries: An ARDL Bound Testing Approach. *Quality and Quantity*, vol. 48, no. 1, pp. 375–385.
34. Rooij, M. V., Lusardi, A., Alessie, R. (2007). Financial literacy and Stock Market Participation. *Journal of Financial economics*, vol. 101, no. 2, pp. 449–472.
35. Shahbaz, M., Nadeem, A., Ali, L. (2008). Stock Market Development and Economic Growth: ARDL Causality in Pakistan. *International Research Journal of Finance Economics*, vol. 14, no. 1, pp. 182–195.
36. Spataro, L., Corsini, L. (2013). Endogenous financial literacy, saving and stock market participation. *MPRA Paper*, no. 44342, Munich: Munich University Library.
37. Tachiwou, M. A. (2009). Causality Tests between Stock Market Development and Economic Growth in West African Country. *Economia*, vol. 12, pp. 14–27.
38. Thomas, B. L. (2006). *Money, Banking, and Financial Markets*, 1<sup>st</sup> Edition, Ohio: Thomson.
39. Toda, H. Y., Yamamoto (1995). Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, vol. 66, pp. 225–250.

- 
40. Te Velde, D. W. (2005). Globalisation and Education what do the trade, investment, and migration literatures tell us? *Working Paper*, no. 254: Overseas Development Institute.
  41. Wongbangpo, P., Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, vol. 13, no. 1, pp. 27–51.
  42. Yartey, C. A. (2008). The determinants of stock market development in emerging economies: is South Africa different? *IMF Working Paper*, no. 08/38, Washington DC: International Monetary Fund.
  43. Yartey, C. A. (2010). The Institutional and Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Emerging Economies. *Applied Financial Economics*, vol. 20, pp. 1615–1625.

Стаття надійшла до редакції 21 січня 2020 р.