

УДК 336.71+35.07

Нобуйоші Яморі (Японія), Козо Харімая (Японія)

Ефективність трастової банківської справи Японії: підхід імовірної функції відстані

Метою даної статті є оцінка технічної ефективності трастових банків Японії за допомогою підходу ймовірної функції відстані, який притаманний для аналізу складних трастових банків, але який ніколи не використовувався для трастових банків Японії. Хоча трастова банківська справа є однією з найбільш обмежених фінансових секторів у Японії, його контроль був нещодавно послаблений, особливо в умовах обмежень на вступ. Найбільш примітним було схвалення вступу іноземних трастових банків, які представляли фінансову лібералізацію того часу. Традиційна теорія припускає, що дозвіл нового вступу робить ринок більш конкурентоздатним і, отже, учасники здатні вижити. Таким чином, цікаво дослідити чи лібералізація зробила банки Японії більш підготовленими. Результати показують, що традиційні вітчизняні трастові банки мають технічну ефективність, яка перевершує нових учасників (напр. іноземні трастові банки). Проте авторам даної статті не вдалося визначити очевидної тенденції до того, щоб трастові банки стали зараз більш ефективними ніж у період до лібералізації

Ключові слова: трастова банківська справа Японії, дерегуляція, іноземні банки, технічна ефективність.

Вступ

Як відомо, фінансовий ринок Японії був високо регульованим. З метою сприяння реформам фінансового ринку, Кабінет Міністрів Хасімото ініціював японську версію Фінансового Велико-го Вибуху 1996 року. Однак, з 1980 року, поступово здійснювались фінансова дерегуляція та лібералізація. Першим заходом у цьому напрямі було те, що вхідні бар'єри у трастову банківську справу були пом'якшені в середині 1980-х років. До тих пір, лише сім вітчизняних трастових банків, головним чином, переважають у трастовому банківському бізнесі Японії. Однак, у травні 1984 року, у зв'язку з тиском з інших країн у напрямку лібералізації, іноземні банки отримали дозвіл на вступ у трастовий банківський бізнес шляхом створення локально зареєстрованої фірми; після цього, дев'ять іноземних трастових банків були зареєстровані на засіданні затвердження стандартів. Крім того, після прийняття Закону про реформу фінансової системи у 1992 році, іншим фінансовим установам було дозволено створити трастові дочірні компанії. Майже всі великі холдингові компанії та міські банки успішно реєструють трастові дочірні компанії; кількість трастових дочірніх компаній досягла 18.

Серед фінансових установ Японії, трастові банки є унікальними у бізнесі; окрім звичайних комерційних банківських послуг, багато послуг з управління активами, які включають в себе як трастові операції так і операції з нерухомістю (напр. брокерські або оціночні послуги) не допускаються. Це дозволило іншим фінансовим установам Японії, таким як міські банки, страхові компанії та холдингові компанії, розглянути пи-

тання трастового банківського бізнесу, як дуже прибуткове. Зокрема, в той час, очікувалось, що корпоративні пенсійні ринки будуть рости; тому цілком можливо, що основним стимулом для нових учасників у трастовому банківському бізнесі було керувати прибутковим бізнесом¹.

Однак, у зв'язку з недавньою хвилею фінансової консолідації, спостерігається зменшення кількості трастових банків. "Традиційні" вітчизняні трастові банки були об'єднані в чотири банки, і більшість з них в даний час входять до основних банківських груп. Крім того, слід зазначити, що є деякі іноземні трастові банки, які відмінили операції в Японії; станом на березень 2007 кількість іноземних трастових банків знизилась до чотирьох.

Метою дослідження є емпірично дослідити чи лібералізація трастових банківських ринків зробила трастові банки більш ефективними. Для оцінки ефективності заходів, імовірні кордонні функції витрат були широко використані в нещодавно опублікованій літературі з банківської діяльності. Однак цей підхід має недолік: обов'язкова вимога одержання сукупності даних, що відносяться до загальної вартості, вихідних даних та вхідних цін. Це відбувається тому, що детальні фінансові звіти для кожного іноземного трастового банку та трастової дочірньої компанії дуже важко придбати, зокрема, дані, що пов'язані з витратами сегменту, які необхідні для розрахунку вхідних цін. Для того, щоб подолати зазначені труднощі, у даному дослідженні використано

¹ Компаніям зі страхування життя також було дозволено керувати пенсійним трастовим бізнесом. На відміну від бізнесу трастового банку, іноземним компаніям зі страхування життя (а також компаній без страхування життя) було дозволено вийти на ринок страхування в Японії з 1950-х років.

підхід імовірної функції відстані¹. Оскільки такий підхід виражається у вигляді функції вхідних і вихідних змінних, показники ефективності встановлені цією процедури можуть стати зручними та функціональними відносно показники, що визначають технічну ефективність. У теорії двоїстості, за певних умов, вхідна функція відстані є подвійною для межі вартості, а вихідна функція відстані є подвійною для межі прибутку. У більшості емпіричних аналізах функції відстані, загально прийнято вибирати очікувану чи вхідну, або вихідну орієнтацію. Оскільки існує дуже мало досліджень, у яких розглядають ефективність трастових банків в Японії, не існує певного вибору відповідної орієнтації. Для вирішення вищезазначених обмежень, дане дослідження використовує підхід, що оцінює як вхідні, так і вихідні функції відстані та порівнює результати один з одним.

Дана робота має наступну структуру. У розділі 1 представлена методологія, яка прийнята у даному дослідженні для вимірювання рівня ефективності. У розділі 2 описуються дані. У розділі 3 обговорюються емпіричні результати, а в останньому підводяться підсумки.

1. Методологія

Що стосується визначення показників ефективності, було б дуже важко вибрати відповідну методологію вимірювання, зокрема для опису технології виробництва. Переваги вхідних і вихідних функцій відстані, які використовуються в даному дослідженні, включають дозвіл моделювання процесу мульти-вхідної та мульти-вихідної продукції без інформації про ціни. Тому, коли стандартні припущення фірм, що працюють на цілком конкурентному ринку, вважаються нерезальними, доцільно використовувати ці функції відстані.

Як зазначили Фаре та Прімонт (1995), вихідна функція відстані, як правило, заснована на наступному визначенні технології виробництва фірми: безліч вихідних змінних представлені як $P(x)$ являють собою сукупність вихідних векторів $y \in R_+^M$, які можуть бути отримані, використовуючи вхідний вектор $x \in R_+^K$. Технологією виробництва передбачається задовольнити стандартні

аксіоми, такі як випуклість і видалення відходів. Вихідна функція відстані $D_o(x, y)$ визначається наступним чином:

$$D_o(x, y) = \min \{ \theta > 0; \frac{y}{\theta} \in P(x) \}, \quad (1)$$

де y і $x \in M$ вихідні та K вхідні змінні, відповідно. Вихідна функція відстані є не спадаючою, позитивно лінійно однорідна, випукла на виходах, однак на входах вона знижується. Таким чином, ця функція може бути інтерпретована, як максимально радіально розширена вихідна змінна, що утримує постійні вхідні змінні². Вихідна функція відстані $D_o(x, y)$ отримає значення, яке менше або дорівнює одиниці, якщо кожна вихідна змінна є елементом сукупності допустимого виробництва, виражена $P(x)$; отже, якщо всі вихідні вектори розташовані на верхній межі сукупності виробництва, вона буде мати значення одиниці. Таким чином, величина $1/\theta$ у рівнянні (1) представляє радіальне розширення вихідних змінних, які необхідні для досягнення виробничих можливостей.

Для функціональної форми функції відстані в даному дослідженні використовується популярна транслогарифмічна форма. Далі, як і в праці Ловелл та ін. (1994), обмеження лінійної однорідності у вихідних змінних накладаються на функцію. Однорідність означає, що $D_o(x, \mu y) = \mu D_o(x, y)$, де $\mu > 0$; тому, якщо одна з вихідних змінних, наприклад, q th, вибрана довільно, μ може бути встановлена як $1/y_q$. Відповідно, транслогарифмічна вихідна функція відстані може бути виражена таким чином:

$$\begin{aligned} \ln(D_{O_i} / y_{qi}) &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j \ln x_{ji} + \sum_{l=1}^{M-1} \beta_l \ln y_{li}^* + \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \alpha_{jk} \ln x_{ji} \ln x_{ki} + \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{l=1}^{M-1} \sum_{h=1}^{M-1} \beta_{lh} \ln y_{li}^* \ln y_{hi}^* + \sum_{j=1}^K \sum_{l=1}^{M-1} \rho_{jl} \ln x_{ji} \ln y_{li}^*, \\ &i = 1, 2, \dots, N, \end{aligned} \quad (2)$$

де $y_l^* = y_l/y_q$, α , β , і ρ є коефіцієнтами, що підлягають оцінці. Обмеженнями лінійної однорідності на виходах, підсумовування всіх членів, які містять q th вихідну змінну стають нулем; таким чином, підсумовування, які містять q th вихідну змінну у вищезазначеному виразі визначаються як $M-1$, а не M . На підставі теореми Юнга, умови симетрії також накладені на параметри другого

¹ Що стосується літератури про ефективність банківської справи, попередніх досліджень, які використовують підхід функції відстані, дуже мало порівняно з тими, які використовують підходи функції продуктивності та функції витрат. Наприклад, Куеста та Ореа (2002) використовували цю процедуру у ощадних банках Іспанії, та Марш та ін. (2003) – у комерційних банках США. На противагу цьому, програми, до складу якої входять функції відстані стали звичайним явищем у сучасній літературі сектору послуг (див. Інгліш та ін., 1993; Фаре та ін., 1993; Коеллі та Перельман, 1999; і Гросскопф та ін., 1997).

² Більш детальну інформацію про теоретичну базу функції відстані див. у роботі Корнеса (1992).

порядку в рівнянні (2), тобто, $\alpha_{jk} = \alpha_{kj}$ для всіх j і k і $\beta_{lh} = \beta_{hl}$ для всіх l і h .

Використовуючи $TL(\cdot)$ у представленні транслогарифмічної функції, дане рівняння може бути коротше представлено як:

$$\ln D_{O_i} - \ln(y_{q_i}) = TL(x_i, y_i / y_{q_i}, \alpha, \beta, \rho),$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \tag{3}$$

і отже,

$$-\ln(y_{q_i}) = TL(x_i, y_i / y_{q_i}, \alpha, \beta, \rho) - \ln D_{O_i},$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \tag{4}$$

Крім того, шляхом додавання залишкового члену v_i для обчислення статистичного шуму, та переписування $\ln D_{O_i}$ на u_i , може бути отримана імовірна вихідна функція відстані.

$$\ln(y_{q_i}) = -TL(x_i, y_i / y_{q_i}, \alpha, \beta, \rho) + v_i - u_i,$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \tag{5}$$

де v_i є нормально розподіленим залишковим членом і u_i є одностороннім терміном неефективності, який приймає на себе одну з багатьох форм розподілу. Після попередніх досліджень у галузі банківської справи, які використовували імовірну функцію вартості, наприклад Алтунбас та ін. (2000), розподіл неефективності встановлений як півнормальний у даному дослідженні.

Слідуючи методу стохастичної межі, оцінка даної моделі здійснюється за допомогою процедури максимальної подібності. Передбачене значення вихідної функції відстані для кожного показника оцінюється як показник негативного залишкового члена (тобто, $\exp(-u_i)$), який безпосередньо не досліджений. Однак, як запропонували Джондров та ін. (1982), він приймається як умовне середнє або спосіб розподілу неефективного члена на складовий залишковий член (тобто, $v_i - u_i$ у рівнянні (5)).

Вхідна функція відстані визначається аналогічно. Однак, на відміну від вихідної функції відстані з вхідним вектором утримується фіксованою, оскільки вхідний вектор може бути пропорційно зменшений, утримуючи вихідний вектор стабільним. За допомогою сукупності вхідних змінних у вигляді $L(y)$, вхідна функція відстані може бути виражена таким чином:

$$D_I(x, y) = \max \left\{ \rho > 0; \frac{x}{\rho} \in L(y) \right\}, \tag{6}$$

де сукупність вхідних змінних $L(y)$ представляє набір всіх вхідних векторів $x \in R_+^K$, які можуть

створити вихідний вектор $y \in R_+^M$. Вхідна функція відстані є не спадаючою, позитивно лінійно однорідною та випуклою на входах; однак, вона зростає на виходах. Таким чином, дана функція може бути інтерпретована як мінімальне радіальне зниження входів зі стабільними виходами. Функція розмежування $D_I(x, y)$ буде приймати значення, яке більше або дорівнює одиниці, якщо кожна вхідна змінна є елементом сукупності допустимих вхідних змінних, вираженими як $L(y)$. Величина $1/\rho$ у рівнянні (6) являє собою радіальне скорочення вхідних змінних, які потрібні для досягнення внутрішніх кордонів сукупності значень вхідних даних.

Після накладення лінійної однорідності на входах, звідки випливає, що $D_I(\omega x, y) = \omega D_I(x, y)$, де $\omega > 0$, транслогарифмічна вхідна функція відстані може бути виражена подібним чином.

$$\ln(D_{I_i} / x_{q_i}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j \ln x_{ji}^* + \sum_{l=1}^M \beta_l \ln y_{li} +$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{K-1} \sum_{k=1}^{K-1} \alpha_{jk} \ln x_{ji}^* \ln x_{ki}^* +$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{l=1}^M \sum_{h=1}^M \beta_{lh} \ln y_{li} \ln y_{hi} + \sum_{j=1}^{K-1} \sum_{l=1}^M \rho_{jl} \ln x_{ji}^* \ln y_{li}, \tag{7}$$

де $x_j^* = x_j/x_{q_i}$. За допомогою обмеження лінійної однорідності на входах, підсумовування всіх членів, які включають в себе q th вхідну змінну, стають рівні нулю. Слідуючи тим крокам, які пояснювалися раніше, дане рівняння може бути виражено більш стисло наступним чином:

$$\ln D_{I_i} - \ln(x_{q_i}) = TL(x_i / x_{q_i}, y_i, \alpha, \beta, \rho),$$

$$i = 1, 2, \dots, N \tag{8}$$

звідси,

$$-\ln(x_{q_i}) = TL(x_i / x_{q_i}, y_i, \alpha, \beta, \rho) - \ln D_{I_i},$$

$$i = 1, 2, \dots, N. \tag{9}$$

Крім того, подібно до імовірної вихідної функції відстані в рівнянні (5), імовірна вхідна функція відстані може бути описана таким чином:

$$\ln(x_{q_i}) = -TL(x_i / x_{q_i}, y_i, \alpha, \beta, \rho) + v_i + u_i,$$

$$i = 1, 2, \dots, N. \tag{10}$$

Тепер, член неефективності змінився з $-u_i$ на $+u_i$ через різницю у визначенні кожної функції відстані. Дана модель також оцінюється методом максимальної правдоподібності, визначаючи розподіл неефективності, як півнормальний. Оцінки конкретних спостережень неефективності також розраховуються аналогічним чином.

Оскільки вхідні та вихідні змінні виступають незалежними змінними в рівнянні регресії у функції відстані, залишається можливість необ'єктивності системи рівнянь. Інакше кажучи, що стосується вихідної (вихідної) функції відстані, то вхідні (вихідні) змінні мають розглядатися як зовнішні, а вихідні (вихідні) змінні – як внутрішні. Однак, як зазначали Куеста і Ореа (2002), за допомогою нормалізації з однією із змінних вихідних (вихідних), вихідні (вихідні) змінні у рівнянні регресії виступають як незалежні змінні і ці змінні можуть вважатися зовнішніми.

2. Дані та визначення вхідних та вихідних змінних

У попередніх дослідженнях банків Японії, вітчизняні трастові банки були умовно враховані у вибірці (Тачібанака та ін., 1991; Фукуяма, 1995; Дрейк і Холл, 2003; і Соломон, 2006)¹. Однак, слід зазначити, що використання трастових банків у повній сукупності даних спричинила серйозну проблему. Причина цього полягає в розподілі обов'язків, у зв'язку з якими трастовий банк (враховуючи іноземні трастові банки) зобов'язаний виділити довірену власність з банківських активів, створюючи тим самим необхідність встановлення трастового рахунку, крім банківського рахунку. Тим не менш, попередні літературні джерела недостатньо розглянули поведінку трастового банку відображену в подібних трастових рахунках². Як результат, дане дослідження зосереджується лише на фінансових установах, які беруть участь у трастових банківських операціях. Таким чином, модель в даному дослідженні включає в себе традиційні вітчизняні трастові банки, іноземні трастові банки, трастові дочірні компанії та декілька інших фінансових установ; у моделі не враховані комерційні банки³.

Що стосується визначення вхідних і вихідних змінних, у даній роботі всебічно припускається, що трастові банки працюють виключно з метою

отримання прибутку⁴. Таким чином, на основі подвійного балансу трастових банків, які відносяться до трастового та банківського рахунків, трастові банки розглядаються як фірми, які використовують зобов'язання кожного облікового запису та праці для отримання різних видів прибутку. Таким чином, три вихідні змінні можуть бути визначені з компонентів звичайного прибутку: (1) комісії на трастовий рахунок (y_1), (2) процентні доходи (y_2), і (3) інші операційні доходи (y_3)⁵. Крім того, три вхідні змінні визначаються наступним чином: (1) загальна заборгованість на трастовому рахунку (x_1), (2) загальна заборгованість на банківському рахунку (x_2), і (3) кількість працівників (x_3). Для того, щоб компенсувати будь-який збіг, обсяг кредитів банківського рахунку віднімається від загальної заборгованості на банківському рахунку⁶. Серед трьох вихідних змінних, доходи, отримані від трастового бізнесу, відображені в y_1 і, як правило, пропорційні величині x_1 . Однак, на відміну від доходів, одержаних від порядкового банку, відображені y_2 і y_3 .

У цьому дослідженні, дані взяті в основному з фінансових звітів трастових банків у Японії за період з 1994 по 2005 рік. Ці дані отримані з «*Shintaku*» (що у перекладі означає траст), які були опубліковані Асоціацією Трастових Компаній Японії⁷. Об'єднані статичні дані часового ряду були використані для оцінки 339 корисних приватних значень. Оскільки процеси входу, виходу та консолідації відбувалися разом з основними процесами протягом звітного періоду з 1994 по 2005, кількість моделей, включених в кожен рік, змінюється.

Опис відповідних даних за 1994 та 2005 фінансові роки представлений в таблиці 1. Окрім зведеної статистики всіх моделей, дані з вітчизняних трастових банків, іноземних трастових банків і трастових дочірніх компаній також описані в

¹ На скільки мені відомо, не існує попередніх досліджень банків Японії, які б враховували іноземні банки в свої моделі; це може бути пов'язане з труднощами доступу до даних.

² Безсумнівно, з урахуванням відмінностей в бізнес-операціях, існує також кілька досліджень, які виключають трастові банки з сукупності даних, з метою вивчення ефективності або економії масштабу в банківській справі Японії (Фукуяма, 1993; і Алтунбас та ін., 2000).

³ Resona Bank (раніше Daiwa Bank) – єдиний місцевий банк, якому дозволено брати участь у трастових банківських операціях, включений до моделі. Крім того, кілька основних трастових компаній, які є спеціалізованими основними трастовими банками з управління активами, також враховуються. Коли певна частина регіональних банків також може безпосередньо брати участь у трастових банківських операціях, вони виключаються з сукупності даних, оскільки допустимий діапазон трастового банківського бізнесу для них був вкрай обмежений у порівнянні з трастовими дочірніми компаніями.

⁴ Існує два основних підходи для вираження поведінки банків – виробничий підхід і підхід посередництва. Незважаючи на відсутність згоди на ці два альтернативних підходи, підхід посередництва є більш популярним в дослідженні банківських витрат, відносяться до Японії (Тачібанака та ін., 1991; Касуя, 1986; Маккіллоп та ін., 1996; і Соломон, 2005). В даному підході, кредити та інвестиції, як правило, розглядаються як вихідні змінні, робочої сили, капіталу, а депозити розглядаються як вхідні змінні. Нажаль, існує дуже мало досліджень, які розглядають поведінку трастових банків.

⁵ «Інші операційні доходи» можуть бути розраховані як загальний операційний дохід мінус комісії на трастовому рахунку, торговельний дохід тощо.

⁶ Коли надлишки коштів було отримано шляхом управління трастовими активами, кредитування банківських рахунків не допускалось. У фінансовій звітності, її зазвичай називають «Кредити для банківських рахунків» в трастовому рахунку (сторона активів) і «У зв'язку з трастовим рахунком» в банківському рахунку (сторона заборгованості). Зазвичай, ці дві цифри збігаються.

⁷ Дані, які відносяться до числа співробітників, не були випущені в цьому джерелі інформації; тому, вони були отримані від Ніхон Кін'ю Мейкана, який був опублікований Japan Financial News Co., Ltd.

таблиці. Слід зазначити, що як показано в таблиці, середнє значення загальної заборгованості на трастових рахунках (x_1) збільшилось у період з 1994 по 2005 рік, вказуючи на те, що ринок трастового банку розширився після фінансової дерегуляції та лібералізації за останні роки. Крім того, особливо слід зазначити, що попередня структура прибутку вітчизняних трастових банків, як виявляється, в значній мірі залежить від банківських операцій в середньому; це проявляється в тому, що на середньому рівні, процент-

них доходів (y_2) приблизно в чотири рази більше ніж комісії на трастових рахунках (y_1) в 1994 році. На противагу цьому, середнє значення комісії на трастових рахунках (y_1) для іноземних трастових банків більше, ніж дві інші вихідні змінні за обидва роки та воно збільшилось приблизно в три рази з суми в 1,429 млн. є в 1994 році до 4,155 млн. € в 2005 році. Крім того, середнє значення інших операційних доходів (y_3) для трастових дочірніх компаній є більшим ніж дві інші вихідні змінні за обидва роки.

Таблиця 1. Описова статистика вибраних змінних (млн. € , за винятком x_3)

| | 1994 | | 2005 | |
|--------------------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| | Середнє значення | Стандартна похибка | Середнє значення | Стандартна похибка |
| Всього моделей | | | | |
| y_1 | 32,185 | (52,254) | 19,974 | (27,162) |
| y_2 | 160,339 | (275,778) | 25,424 | (44,646) |
| y_3 | 59,243 | (100,541) | 76,885 | (162,332) |
| x_1 | 8,587,025 | (12,893,900) | 31,707,400 | (42,774,100) |
| x_2 | 2,048,790 | (3,917,172) | 3,529,491 | (7,248,582) |
| x_3 | 1,926 | (2,977) | 1,527 | (2,678) |
| К-ть результатів спостереження | 24 | | 22 | |
| Вітчизняні трастові банки | | | | |
| y_1 | 93,599 | (51,211) | 62,231 | (25,593) |
| y_2 | 447,021 | (287,821) | 78,271 | (46,313) |
| y_3 | 157,840 | (88,622) | 216,725 | (170,615) |
| x_1 | 25,460,900 | (10,936,800) | 51,364,400 | (34,869,400) |
| x_2 | 4,578,253 | (2,587,409) | 9,573,105 | (7,156,862) |
| x_3 | 5,095 | (1,770) | 4,178 | (2,487) |
| К-ть результатів спостереження | 7 | | 5 | |
| Іноземні трастові банки | | | | |
| y_1 | 1,429 | (871) | 4,155 | (3,172) |
| y_2 | 440 | (603) | 1,980 | (1,368) |
| y_3 | 699 | (540) | 788 | (1,192) |
| x_1 | 799,584 | (570,215) | 5,390,547 | (4,487,899) |
| x_2 | 4,333 | (9,747) | 30,518 | (53,793) |
| x_3 | 69 | (34) | 170 | (75) |
| К-ть результатів спостереження | 9 | | 4 | |
| Трастові дочірні компанії | | | | |
| y_1 | 220 | (142) | 2,055 | (1,543) |
| y_2 | 27 | (43) | 570 | (604) |
| y_3 | 4,464 | (4,061) | 3,411 | (5,866) |
| x_1 | 364,970 | (338,204) | 5,569,851 | (6,842,697) |
| x_2 | 107,898 | (92,753) | 328,785 | (628,972) |
| x_3 | 48 | (27) | 87 | (69) |
| К-ть результатів спостереження | 7 | | 8 | |

3. Емпіричні результати

3.1. Результати функції відстані. Емпіричні результати для оціненої моделі представлені в Таблиці 2. До оцінки, всі грошові змінні величини, за винятком вхідної змінної x_3 , були знижені індексом-дефлятором ВВП. Крім того, відповідно до характеристик форми транслогарифмічної функції, кожна змінна була поділена на її середнє значення. Результати в таблиці 2

наведено для випадку, коли обмеження лінійної однорідності надаються з використанням вихідної змінної y_1 і вхідної змінної x_1 в якості масштабу цін¹.

¹ У результаті огляду випадку, в якому інші вхідні та вихідні змінні використовуються як масштаб цін, було отримано надійність доказів, в яких говорилось, що оцінені значення кожного параметру є приблизно сумісними; однак, t -значення в деяких значеннях були змінні в незначній мірі.

Що стосується результатів моделі вихідної функції відстані, члени σ^2 і γ є позитивними та статистично значущими на 1% рівні. Крім того, односторонній узагальнений критерій ставлення правдоподібності відхиляє нульову гіпотезу $\gamma = 0$ на 1% рівні (статистика 15.4750 перевищує 1% критичного значення 5.4119), що свідчить про те, що метод стохастичної межі вхідних-вихідних змінних підходить для визначення технічної ефективності для трастової банківської справи Японії. Визначення значення змінної γ свідчить про те, що 82% різниці між фактичною і потенційною вихідною змінною є результатом технічної неефективності кожного трастового банку. Крім того, як було показано, t -значення всіх коефіцієнтів першого порядку та близько половини коефіцієнтів другого порядку є статистично значущими. Це свідчить про те, що оцінена модель добре узгоджується з даними спостереження. Крім того, всі коефіцієнти еластичності мають очікувані знаки середнього геометричного значення. Таким чином, на даний момент, оцінена вихідна функція відстані відповідає властивості монотонності (тобто, не зменшується на виходах, але зменшується на входах).

Обчислюючи від'ємну суму коефіцієнтів еластичності вхідних змінних, можна визначити міру величину еластичності; інакше кажучи, підвищення економії, за рахунок зростання масштабу виробництва визначені за значенням більшим за одиницю. В даному дослідженні, величина еластичності при наближеному значенні (яке оцінюється в пунктах загального середнього значення) складає 1.1532 і значно відрізняється від нуля. Подібні результати також можна спостерігати у випадку оцінених значень для кожного року. Таким чином, результати вказують на наявність зростаючої віддачі від масштабу і надзвичайно схожі на отримані результати з багатьох емпіричних досліджень банківської справи Японії¹.

Результати моделі вхідної функції відстані є подібними. Члени σ^2 і γ також є позитивними та статистично значущими на 1% рівні, хоча оцінене значення γ зменшується в порівнянні з результатами для моделі вихідної функції відстані. Односторонній узагальнений критерій ставлення правдоподібності відкидає нульову гіпотезу $\gamma = 0$ на 10% рівні (статистика у 1.8996 перевищує 10% критичного значення у 1.6424). Однак, в різкому протиріччі з моделлю вихідної функції відстані, властивість монотонності, тобто, зростання на входах і зменшення на виходах, в даному випадку, оціненої моделі вхідної функції від-

стані є не повністю задоволені у середньому геометричному значенні. Таким чином, слід зазначити, що метод стохастичної межі, зорієнтований на вхідні змінні є не дуже доречним для дослідження технічної ефективності для трастової банківської справи Японії; метод стохастичної межі, зорієнтований на вихідні змінні є більш прийнятним для цієї мети.

Таблиця 2. Оцінені параметри

| Коефіцієнт | Вихідна функція відстані | | Вхідна функція відстані | |
|---------------------------|--------------------------|------------|-------------------------|------------|
| | Оцінка | t-значення | Оцінка | t-значення |
| α_0 | -0.1078 | -1.5099 | 0.0656 | 0.9464 |
| α_1 | - | - | -0.5102*** | -10.9103 |
| α_2 | 0.3600*** | 10.9219 | -0.2030*** | -5.3654 |
| α_3 | 0.2463*** | 7.4565 | -0.1025*** | -2.7720 |
| β_1 | -0.1421*** | -3.8301 | - | - |
| β_2 | -0.1269*** | -2.6841 | -0.1341*** | -2.8782 |
| β_3 | -0.8842*** | -15.6387 | 0.8673*** | 18.7994 |
| α_{11} | - | - | -0.0381*** | -9.2504 |
| α_{12} | - | - | 0.0222*** | 3.2989 |
| α_{13} | - | - | 0.0179* | 1.9406 |
| α_{22} | 0.0054* | 1.9060 | -0.0135*** | -6.8718 |
| α_{23} | 0.0171*** | 3.9321 | -0.0105 | -1.6201 |
| α_{33} | 0.0197** | 2.4299 | 0.0072 | 0.7131 |
| β_{11} | 0.0869*** | 4.6385 | - | - |
| β_{12} | 0.0040 | 0.3243 | - | - |
| β_{13} | -0.0292 | -1.2836 | - | - |
| β_{22} | 0.0202* | 1.8660 | 0.0029 | 0.2950 |
| β_{23} | -0.0475*** | -2.7250 | 0.0021 | 0.1519 |
| β_{33} | 0.0103 | 0.1841 | -0.0395 | -1.4186 |
| ρ_{11} | - | - | - | - |
| ρ_{12} | - | - | -0.0281*** | -2.5882 |
| ρ_{13} | - | - | 0.0361* | 1.8939 |
| ρ_{21} | 0.0113 | 1.0757 | - | - |
| ρ_{22} | 0.0000 | -0.0003 | -0.0027 | -0.7338 |
| ρ_{23} | 0.0498*** | 3.4076 | 0.0254*** | 2.5718 |
| ρ_{31} | -0.0052 | -0.4749 | - | - |
| ρ_{32} | -0.0110 | -1.1490 | -0.0094 | -0.9396 |
| ρ_{33} | 0.0172 | 0.9318 | -0.0157 | -1.2171 |
| σ^2 | 0.2721*** | 7.5713 | 0.1690*** | 4.9659 |
| γ | 0.8217*** | 13.7535 | 0.5793*** | 3.3723 |
| Логарифмічна однорідність | -126.9540 | | -100.6160 | |
| LR-статистика | 15.4750 | | 1.8996 | |

Примітки: *, **, *** позначають значну оцінку на 10%, 5%, і 1% рівнях, відповідно. σ^2 і γ позначають $\sigma_v^2 + \sigma_u^2$ і $\sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, відповідно.

3.2. Технічні зміни ефективності. У таблиці 3 наведені результати моделі вихідної функції відстані. Оцінене середнє значення технічної ефективності становить 0.7068 протягом періоду 1994-2005 років. Результати показали, що вітчизняні трастові банки в середньому (0.7507) більш ефективні ніж іноземні трастові банки (0.7308) та трастові дочірні компанії (0.6794). Тест ANOVA

¹ Див. Касуя (1986), Тачібанака та ін. (1991), Йошіока та Накадзіма (1987), і Соломона (2005).

(*F*) показує, що середня різниця показників ефективності в різних групах є статистично значною на 1% рівні (*F* значення - 8.1335). Крім того, тест Крускала Уолліса також показує, що існує значна різниця у відхиленнях на 1% рівні (χ^2 значення становить 12.8149).

У зв'язку з тимчасовою зміною середнього значення технічної ефективності, хоча приклад не є монотонним, воно збільшується з 0.7094 у 1994 до 0.7971 у 2005 році для вітчизняних трастових банків; зокрема додаткова тенденція спостерігається після 2001 року. Причиною зниження в додатковій тенденції середнього значення ефективності вітчизняних трастових банків з 2000 по 2001 рік є низька ефективність нового учасника в 2001 році¹. На противагу, середнє значення технічної ефективності зменшується з 0.8157 в 1944 до 0.6810 в 2005 році для іноземних трастових банків. Однак, як показало стандартне відхилення, яке є вище ніж стандартне відхилення для вітчизняних трастових банків, відмінності ефективності серед іноземних трастових банків є досить великими в кожному році. Хоча кількість іноземних трастових банків залишається незмінною до 2003

року, існував один іноземний трастовий банк, який повністю змінив свої характеристики визначення та управління та був виключений з класифікації іноземних трастових банків. Крім того, новий учасник також з'явився в 2000 році². Окрім цього, існують деякі інші випадки призначення зміни протягом звітного періоду через злиття та консолідацію. Зниження кількості іноземних трастових банків за останні роки має особливе значення; на додаток до злиття та консолідації, кілька іноземних трастових банків також було ліквідовано. З іншого боку, річне середнє значення технічної ефективності для трастових дочірніх компаній є відносно низьким, незважаючи на збільшення з 0.4814 в 1994 до 0.6769 в 2005 році. Слід зазначити, що кількість трастових дочірніх компаній, яка показана в таблиці 3, вказує на останні радикальні зміни консолідації; безумовно, лише за чотирма трастовими дочірніми компаніями можна спостерігати протягом усього періоду з 1994 по 2005 рік. Таким чином, слід відзначити, що нижча технічна ефективність для трастових дочірніх компаній може бути пов'язана з коротким часом, який пройшов після їх створення³.

Таблиця 3. Описова статистика значень ефективності: модель вихідної функції відстані

| Рік | Всього моделей | | | Вітчизняні трастові банки | | | Іноземні трастові банки | | | Трастові дочірні компанії | | |
|-----------|------------------|----------------|-----------|---------------------------|----------------|-----------|-------------------------|----------------|-----------|---------------------------|----------------|-----------|
| | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість |
| 1994 | 0.6761 | 0.1747 | 24 | 0.7094 | 0.0437 | 7 | 0.8157 | 0.0916 | 9 | 0.4814 | 0.1629 | 7 |
| 1995 | 0.7219 | 0.1224 | 24 | 0.7454 | 0.0598 | 7 | 0.7550 | 0.0994 | 9 | 0.6766 | 0.1801 | 7 |
| 1996 | 0.6829 | 0.1889 | 31 | 0.8385 | 0.0438 | 7 | 0.7114 | 0.1780 | 9 | 0.5995 | 0.1959 | 14 |
| 1997 | 0.6938 | 0.1550 | 34 | 0.7612 | 0.0535 | 7 | 0.7281 | 0.1656 | 9 | 0.6588 | 0.1692 | 17 |
| 1998 | 0.7257 | 0.1303 | 33 | 0.7010 | 0.0676 | 7 | 0.6914 | 0.1697 | 9 | 0.7691 | 0.1142 | 16 |
| 1999 | 0.7179 | 0.1202 | 32 | 0.7571 | 0.0815 | 7 | 0.7236 | 0.1331 | 9 | 0.7076 | 0.1266 | 15 |
| 2000 | 0.7017 | 0.1419 | 30 | 0.7434 | 0.0938 | 6 | 0.7164 | 0.1300 | 9 | 0.7440 | 0.0770 | 12 |
| 2001 | 0.6873 | 0.1681 | 27 | 0.6724 | 0.2195 | 6 | 0.7070 | 0.1034 | 9 | 0.6977 | 0.1117 | 9 |
| 2002 | 0.6816 | 0.1040 | 28 | 0.7354 | 0.0796 | 6 | 0.7027 | 0.1072 | 9 | 0.6481 | 0.0974 | 8 |
| 2003 | 0.7381 | 0.1167 | 28 | 0.7649 | 0.0864 | 6 | 0.7930 | 0.1113 | 9 | 0.6798 | 0.1426 | 8 |
| 2004 | 0.7358 | 0.1161 | 26 | 0.7890 | 0.0767 | 6 | 0.7131 | 0.1701 | 7 | 0.7222 | 0.1190 | 8 |
| 2005 | 0.7215 | 0.1089 | 22 | 0.7971 | 0.0439 | 5 | 0.6810 | 0.1827 | 4 | 0.6769 | 0.1070 | 8 |
| 1994-2005 | 0.7068 | 0.1399 | 339 | 0.7507 | 0.0934 | 77 | 0.7308 | 0.1351 | 101 | 0.6794 | 0.1498 | 129 |

Примітка: Загальна кількість моделей включає в себе кілька інших фінансових установ, яким було дозволено проводити трастові банківські операції, як додаткові.

¹ Хоча кількість вітчизняних трастових банків залишається незмінною з 2000 по 2001 рік, вхід і вихід відбулися одночасно. Перший відбувся у зв'язку з розподілом одного трастового банку, а другий – у зв'язку зі злиттям.

² У травні 2000 року, the DMG Trust and Banking (раніше Deutsche Morgan Grenfell Trust and Banking) змінив свою назву на The Master Trust Bank of Japan, яка є першою основною спеціалізованою трастовою компанією в Японії. Однак, на момент заснування компанії, кілька традиційних вітчизняних трастових банків і компанії страхування життя також зробили вклади в акції. Таким чином, іноземний капітал склав всього три відсотки акцій цієї компанії. Тому, він був виключений з класифікації іноземних трастових банків. З іншого боку, в квітні 1999 року був заснований the BNP Paribas Trust and Banking (раніше BNP Trust and Banking). Оскільки термін експлуатації становить менше одного року і розмір комісії на трастовому рахунку був вкрай низьким the BNP Paribas Trust and Banking був виключений з прикладу на 1999 рік.

³ Основною причиною надзвичайно різкого зникнення багатьох трастових дочірніх компаній є консолідація кожної зі своїми материнськими компаніями.

У таблиці 4 наведені результати моделі вхідної функції відстані. Оцінене середнє значення технічної ефективності дорівнює 0.7844 для періоду 1994-2005 років, яке значно вище ніж у попередніх результатах, представлених у таблиці 3. Одним з найбільш цікавих результатів є те, що іноземні трастові банки в середньому (0.7985) є ефективнішими за вітчизняні трастові банки (0.7916) та трастові дочірні компанії (0.7841). Однак, як показано, існують невеликі відмінності між кожним середнім значенням технічної ефективності, оскільки і тест ANOVA (F) і тест Крускала Уолліса не вказують на статистично значущі відмінності середнього значення та відхилення в кожній групі.

У зв'язку з тимчасовою зміною середнього значення технічної ефективності, структура тенденції кожної групи дуже схожа на результати з таблиці 3. Однак, не існує переконливих доказів відмінності середнього значення ефективності в кожному році. Цікаво, що дочірні трастові компанії

в середньому ефективніші за вітчизняні трастові банки та іноземні трастові банки за чотири роки оцінки (1998, 1999, 2001, і 2002 роки). Після цих суперечливих результатів, U -тест Манна-Уїтні використовується для визначення того, чи розподіли двох значень ефективності можуть бути ідентичними. Отже, тест-статистика показує, що нульова гіпотеза, за якою кожний розподіл значення технічної ефективності є ідентичним, не була відхилена на 1% рівні. Однак, беручи до уваги адекватний результат умови монотонності, слід зазначити, що використання імовірної вхідної функції відстані не сильно підтримується в даному випадку. Інакше кажучи, управлінські характеристики різних груп представлені у різних ефективності, основаної на доході, для трастових банківських справ Японії; вихідна функція відстані є подвійною для межі доходу, в той час як вхідна функція відстані є подвійною для межі витрат.

Таблиця 4. Описова статистика значень ефективності: модель вхідної функції відстані

| Рік | Всього моделей | | | Вітчизняні трастові банки | | | Іноземні трастові банки | | | Трастові дочірні компанії | | |
|-----------|------------------|----------------|-----------|---------------------------|----------------|-----------|-------------------------|----------------|-----------|---------------------------|----------------|-----------|
| | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість | Середнє значення | Станд. похибка | Кількість |
| 1994 | 0.7581 | 0.1119 | 24 | 0.7465 | 0.0442 | 7 | 0.8443 | 0.0381 | 9 | 0.6578 | 0.1450 | 7 |
| 1995 | 0.7922 | 0.0678 | 24 | 0.7732 | 0.0371 | 7 | 0.8266 | 0.0567 | 9 | 0.7692 | 0.0955 | 7 |
| 1996 | 0.7917 | 0.0914 | 31 | 0.8578 | 0.0368 | 7 | 0.8193 | 0.0645 | 9 | 0.7466 | 0.1026 | 14 |
| 1997 | 0.7991 | 0.0790 | 34 | 0.8172 | 0.0390 | 7 | 0.8161 | 0.0666 | 9 | 0.7871 | 0.0963 | 17 |
| 1998 | 0.8151 | 0.0640 | 33 | 0.7825 | 0.0369 | 7 | 0.7966 | 0.0757 | 9 | 0.8462 | 0.0518 | 16 |
| 1999 | 0.7921 | 0.0855 | 32 | 0.7841 | 0.0607 | 7 | 0.7976 | 0.0545 | 9 | 0.7979 | 0.1113 | 15 |
| 2000 | 0.7681 | 0.0944 | 30 | 0.7960 | 0.0480 | 6 | 0.7735 | 0.0667 | 9 | 0.7940 | 0.0810 | 12 |
| 2001 | 0.7685 | 0.0956 | 27 | 0.7625 | 0.1454 | 6 | 0.7686 | 0.0520 | 9 | 0.7835 | 0.0481 | 9 |
| 2002 | 0.7599 | 0.0704 | 28 | 0.7700 | 0.0734 | 6 | 0.7638 | 0.0800 | 9 | 0.7810 | 0.0669 | 8 |
| 2003 | 0.7926 | 0.0674 | 28 | 0.8006 | 0.0528 | 6 | 0.8267 | 0.0602 | 9 | 0.7870 | 0.0819 | 8 |
| 2004 | 0.7906 | 0.0690 | 26 | 0.8102 | 0.0493 | 6 | 0.7775 | 0.1021 | 7 | 0.8078 | 0.0651 | 8 |
| 2005 | 0.7692 | 0.0771 | 22 | 0.7971 | 0.0465 | 5 | 0.7276 | 0.1518 | 4 | 0.7793 | 0.0675 | 8 |
| 1994-2005 | 0.7844 | 0.0826 | 339 | 0.7916 | 0.0639 | 77 | 0.7985 | 0.0730 | 101 | 0.7841 | 0.0933 | 129 |

Примітка: Загальна кількість моделей включає в себе кілька інших фінансових установ, яким було дозволено проводити трастові банківські операції, як додаткові.

На основі результатів в таблиці 3, слід зазначити, що традиційні вітчизняні трастові банки мали найкращу технічну ефективність у порівнянні з іншими іноземними трастовими банками та трастовими дочірніми компаніями. Це узгоджується з результатами інших досліджень, що стосуються переваг ефективності вітчизняних банків США; тому гіпотеза переваги вітчизняних банків за Бергером та ін. (2000) відноситься до трастової банківської справи Японії¹. У цьому сенсі, можна

вважати, що управлінськими проблемами, такими як відмінності у діловій практиці, звичаї, мовний бар'єр стають витрати, які перенесли іноземні трастові банки та відображені на результатах ефективності.

Однак, як згадувалось вище, середнє значення ефективності традиційних вітчизняних трастових банків також має тенденцію до зниження після консолідації. У таблиці 5 представлені середні значення ефективності для кожної групи у порівнянні між об'єднаними та не об'єднаними банками, використовуючи результати з таблиці 3. Випадки зміни призначення, в основному за рахунок злиття серед деяких материнських компаній іноземних трастових банків або трастових

¹ З іншого боку, крім досліджень, що відносяться до США, Штрум і Уільямс (2004) виявили протилежні результати, для банків Австралії. Використовуючи моделі DEA, показано, що іноземні банки більш ефективні ніж вітчизняні; однак, вони не мають переваг з точки зору прибутку.

дочірніх компаній, включені до об'єднаних банків. Як показано в таблиці 5, у порівнянні з урахуванням вітчизняних трастових банків, об'єднані банки в середньому (0.7515) більш ефективні ніж необ'єднані банки (0.7251). Однак, слід зазначити, що поки існує лише один необ'єднаний банк після 2002 року – новий учасник, який був заснований в 2001 році після поділу трастового банку. Таким чином, всі традиційні вітчизняні трастові банки в кінцевому рахунку піддалися консолідації до 2001 року. Як вказують результати, у перші два роки для об'єднаних банків (0.7438 в 1999 р. і 0.7058 в 2000 р.), значущими характеристиками безпосереднього ефекту злиття є зниження технічної ефективності. Цей результат дуже схожий на той, що отримали Куеста і Ореа (2002) для ощадних банків Іспанії¹. Вони стверджують, що хоча відправна точка об'єднаних банків майже така ж як і необ'єднаних банків, існує початкове зниження, яке слідує за зростанням показників технічної ефективності, припускаючи, що злиття має деякий вплив на технічну ефективність.

На відміну від традиційних вітчизняних трастових банків, не об'єднані банки в середньому більш ефективні ніж об'єднані банки як для іноземних

трастових банків, так і для трастових дочірніх компаній. U-тест Манна-Уїтні також вказує, що розподіл необ'єднаних банків статистично відрізняється від розподілу об'єднаних банків на 5% рівні для іноземних трастових банків. Хоча раніше не було ніяких злиттів серед іноземних трастових банків, результати показують, що злиття серед материнських компаній також має негативний вплив на ефективність змін своїх підлеглих. У порівнянні з трастовими дочірніми компаніями, не об'єднані банки також в середньому більш ефективні ніж об'єднані банки. Однак, статистика U-теста Манна-Уїтні не відхиляє нульову гіпотезу про те, що населення ідентичне на 10% рівні. Цікаво, що на відміну від традиційних вітчизняних трастових банків, ефективність трастових дочірніх компаній покращилася після певного періоду часу. Взагалі, для іноземних трастових банків і трастових дочірніх компаній особливого значення набув вихід декількох об'єднаних банків за останні роки. Тому, незважаючи на явний зв'язок між низькою ефективністю банку та його виходу, не був достатньо вивчений в попередніх дослідженнях, результати свідчать про можливу причину останніх перебудов іноземних трастових банків і трастових дочірніх компаній.

Таблиця 5. Порівняння ефективних значень в необ'єднаних і об'єднаних банках: модель вихідної функції відстані

| Рік | Вітчизняні трастові банки | | | | Іноземні трастові банки | | | | Трастові дочірні компанії | | | |
|-----------|---------------------------|-----------|------------------|-----------|-------------------------|-----------|------------------|-----------|---------------------------|-----------|------------------|-----------|
| | Не об'єднані | | Об'єднані | | Не об'єднані | | Об'єднані | | Не об'єднані | | Об'єднані | |
| | Середнє значення | Кількість | Середнє значення | Кількість | Середнє значення | Кількість | Середнє значення | Кількість | Середнє значення | Кількість | Середнє значення | Кількість |
| 1994 | 0.7094 | 7 | - | - | 0.8157 | 9 | - | - | 0.4814 | 7 | - | - |
| 1995 | 0.7454 | 7 | - | - | 0.7550 | 9 | - | - | 0.6766 | 7 | - | - |
| 1996 | 0.8385 | 7 | - | - | 0.7517 | 7 | 0.5703 | 2 | 0.5995 | 14 | - | - |
| 1997 | 0.7612 | 7 | - | - | 0.7788 | 6 | 0.6269 | 3 | 0.6588 | 17 | - | - |
| 1998 | 0.7010 | 7 | - | - | 0.7689 | 6 | 0.5364 | 3 | 0.7691 | 16 | - | - |
| 1999 | 0.7592 | 6 | 0.7438 | 1 | 0.8027 | 4 | 0.6604 | 5 | 0.7179 | 14 | 0.5633 | 1 |
| 2000 | 0.7811 | 3 | 0.7058 | 3 | 0.6912 | 5 | 0.7481 | 4 | 0.7586 | 9 | 0.7004 | 3 |
| 2001 | 0.5349 | 2 | 0.7412 | 4 | 0.7162 | 4 | 0.6996 | 5 | 0.7437 | 5 | 0.6402 | 4 |
| 2002 | 0.8237 | 1 | 0.7177 | 5 | 0.7111 | 4 | 0.6959 | 5 | 0.6826 | 5 | 0.5907 | 3 |
| 2003 | 0.6593 | 1 | 0.7861 | 5 | 0.7701 | 4 | 0.8114 | 5 | 0.7457 | 5 | 0.5699 | 3 |
| 2004 | 0.6625 | 1 | 0.8143 | 5 | 0.7484 | 4 | 0.6660 | 3 | 0.7632 | 5 | 0.6538 | 3 |
| 2005 | 0.7862 | 1 | 0.7998 | 4 | 0.5469 | 2 | 0.8150 | 2 | 0.7120 | 5 | 0.6185 | 3 |
| 1994-2005 | 0.7251 | 50 | 0.7515 | 27 | 0.7554 | 64 | 0.6683 | 37 | 0.6906 | 109 | 0.6197 | 20 |

Примітка: Дана таблиця оснований на результатах моделі вихідної функції відстані в таблиці 3.

¹ Див. огляд Бергера та ін. (1999) для зведеної інформації з літератури про консолідації галузі фінансових послуг.

Висновки

У статті розглядається технічна ефективність трастових банків Японії в трьох групах представників протягом 1994-2005 років за допомогою підходу імовірної функції відстані. Див. огляд Бергера та ін. (1999) для зведеної інформації з літератури про консолідації галузі фінансових послуг. Функція відстані вигідна тим, що вона не вимагає інформації про ціни, що дозволяє моделюванню виробничого процесу мульти-входів і мульти-виходів. Оскільки існує дуже мало попередніх досліджень розслідування ефективності трастових банків у Японії, в цій роботі були використані вхідні та вихідні функції, щоб уникнути очікуваного вибору конкретної орієнтації.

Головним висновком даного дослідження є те, що відповідно до умови теоретичної достатності результату монотонності, вихідна функція відстані більш підходить для вивчення технічної ефективності трастових банків Японії ніж вхідна функція відстані. Що стосується оціненої технічної ефективності, традиційні вітчизняні трастові банки мали значну технічну ефективність у порівнянні з іншими іноземними трастовими банками та трастовими дочірніми компаніями. Дані результати узгоджуються з іншими результатами дослідження банків США Бергера та ін. (2000), у якому вони визначають, що іноземні банки, в середньому, менш ефективні за вітчизняні банки. Крім того, розглядаючи іноземні трастові банки та трастові дочірні компанії, результати також вказують, певною мірою, на відносини між низькою

технічною ефективністю та виходом. Хоча тимчасові варіації середньому значенні технічної ефективності ідентичні, результати показують, що консолідація дає певний негативний вплив на технічну ефективність за короткий термін, незалежно від банківських груп. Тим не менш, початкове зниження слідує за зниженням індексів технічної ефективності, яке спостерігається у традиційних вітчизняних трастових банках. З вищезначеного можна зробити висновок, що злиття має уповільнений вплив на технічну ефективність.

Політичні наслідки даного дослідження показують, що зменшення бар'єру входження на трастовому банківському ринку Японії не мав значного впливу на технічну ефективність нових учасників. Це може бути пов'язане з нерівністю умов конкуренції, наприклад допустимий рівень трастових банківських операцій, які були використані чинними традиційними вітчизняними трастовими банками. Безсумнівно, до недавнього часу, традиційні вітчизняні трастові банки були захищені не тільки від нових учасників, але також від інших комерційних банків. Інакше кажучи, хоча бар'єр входу поступово послабився, повна лібералізація бізнес напрямків не обов'язково була лібералізована. У зв'язку з цим, результати даного дослідження не тільки показують, що поступова дерегуляція фінансових ринків Японії істотно допомогла традиційним вітчизняним трастовим банкам, але також частково відображають наслідки непродуманої дерегуляції фінансового ринку Японії.

Список використаних джерел

1. Altunbas, Y., Liu, M.-H., Molyneux, P., & Seth, R. (2000). Efficiency and risk in Japanese banking, *Journal of Banking and Finance*, 24, 1605-1628.
2. Berger, A., Demsetz, R., & Strahan, P. (1999). The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future, *Journal of Banking and Finance*, 23, 135-194.
3. Berger, A., DeYoung, R., Genay, H., & Udell G.F. (2000). Globalization of financial institutions: Evidence from cross-border banking performance, *Brookings-Wharton Papers on Financial Service*, 3, 23-120.
4. Chang, C., Hasan, I., & Hunter, W. (1998). Efficiency of multinational banks: An empirical investigation, *Applied Financial Economics*, 8, 689-696.
5. Cornes, T. (1992) *Duality and Modern Economics*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
6. Cuesta, R.A., & Orea, L. (2002). Mergers and technical efficiency in Spanish savings banks: A stochastic distance function approach, *Journal of Banking and Finance*, 26, 2231-2247.
7. DeYoung, R., & Nolle, D. (1996). Foreign-owned banks in the United States: Earning market share or buying it, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 622-636.
8. Drake, L., & Hall, M.J.B. (2003). Efficiency in Japanese Banking: An empirical analysis, *Journal of Banking and Finance*, 27, 891-917.
9. Elyasiani, E., & Rezvanian, R. (2002). A comparative multiproduct cost study of foreign-owned and domestic-owned U.S. banks, *Applied Financial Economics*, 12, 271-284.
10. English, M., Grosskopf, S., Hayes, K., & Yaisawarng, S. (1993). Output allocative and technical efficiency of banks, *Journal of Banking and Finance*, 17, 349-366.
11. Fare, R., Grosskopf, S., Lovell, C.A.K., & Yaisawarng, S. (1993). Derivation of shadow prices for undesirable outputs: A distance function approach, *Review of Economics and Statistics*, 75, 374-380.
12. Fare, R., & Primont, D. (1995). *Multi-output Production and Duality: Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

13. Fukuyama, H. (1993). Technical and scale efficiency in Japanese commercial banks: A non-parametric approach, *Applied Economics*, 25, 1101-1112.
14. Fukuyama, H. (1995). Measuring efficiency and productivity growth in Japanese banking: A non-parametric frontier approach, *Applied Financial Economics*, 5, 95-107.
15. Grosskopf, S., Hayes, K., Taylor, L., & Weber, W. (1997). Budget-constrained frontier measures of fiscal equality and efficiency in schooling, *Review of Economics and Statistics*, 3, 116-124.
16. Hasan, I., & Hunter, W.C. (1996). Efficiency of Japanese multinational banks in the United States, *Research in Finance*, 14, 157-173.
17. Jondrow, J., Lovell, C.A.K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier function model, *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
18. Kasuya, M. (1986). Economies of scope: Theory and application to banking, *BOJ Monetary and Economic Studies*, 4, 59-104.
19. Mahajan, A., Rangan, N., & Zardkoohi, A. (1996). Cost structures in multinational and domestic banking, *Journal of Banking and Finance*, 20, 283-306.
20. Marsh, T.L., Featherstone, A.M., & Garrett, T.A. (2003). "Input inefficiency in commercial banks: A normalized quadratic input distance approach", Working papers, Federal Reserve Bank of St. Louis.
21. McKillop, D.G., Glass J.C., & Morikawa, Y. (1996). The composite cost function and efficiency in giant Japanese banks, *Journal of Banking and Finance*, 20, 1651-1671.
22. Miller, S., & Parkhe, A. (2002). Is there a liability of foreignness in global banking? An empirical test of banks' x-efficiency, *Strategic Management Journal*, 23, 55-76.
23. Solomon, T. (2006). Consolidation, scale economies and technological change in Japanese banking, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16, 425-445.
24. Sturm, J-E., & Williams, B. (2004). Foreign bank entry, deregulation and bank efficiency: Lessons from the Australian experience, *Journal of Banking and Finance*, 28, 1775-1799.
25. Tachibanaki, T., Mitsui, K., & Kitagawa, H. (1991). Economies of scope and shareholding of banks in Japan, *Journal of the Japanese and International Economics*, 5, 261-281.
26. Yoshioka K., & Nakajima, T. (1987). Economies of scale in Japan's banking industry, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 5, 35-70.

Отримано 22.02.2010

Переклад з англ. Міщенко О.