

Produkty i czynniki produkcji w badaniach efektywności kosztowej banków¹

Jerzy Marzec

**Katedra Ekonometrii
Akademii Ekonomicznej w Krakowie**

Podstawy pomiaru efektywności kosztowej.

Mikroekonomiczny model przedsiębiorstwa opiera się na założeniu, że firma działając przy pewnych ograniczeniach nałożonych przez jej konkurentów, rynek konsumentów, przyrodę i dostępne technologie realizuje swój cel - maksymalizację zysku. Ograniczenia technologiczne opiswane są w sposób formalny poprzez mikroekonomiczną funkcję produkcji; ang. *frontier production function*. Warunkiem koniecznym maksymalizacji zysku jest minimalizacja kosztu wytworzenia określonego poziomu produkcji. W wyniku rozwiązania problemu minimalizacji kosztu uzyskuje się mikroekonomiczną (tzw. graniczną) funkcję kosztów, mającą szerokie zastosowanie w analizie empirycznej kosztów firmy. Jednym z obszarów jej wykorzystania jest analiza efektywności kosztowej firmy, a w szczególności instytucji finansowych (w tym banków komercyjnych). Analiza efektywności kosztowej umożliwia zbadanie, czy przy danych cenach czynników produkcji (ewentualnie także nakładach czynników stałych) firma ponosi minimalny koszt całkowity wytworzenia określonego poziomu produkcji. W sytuacji, gdy przedsiębiorstwo ponosi koszt większy niż wynika on z mikroekonomicznej (granicznej) funkcji kosztu, to spowodowane jest to nieefektywnością kosztową - alokacyjną lub techniczną (zob. Marzec i Osiewalski [1997]). Nieefektywność techniczna ma miejsce, gdy obserwuje się odchylenia *in minus* obserwowanego poziomu produkcji od mikroekonomicznej funkcji produkcji. Natomiast nieefektywność alokacyjna polega na tym, że struktura nakładów czynników produkcji nie odpowiada relacji ich cen rynkowych (np. w zbyt dużym stopniu zaangażowane są czynniki o wysokiej cenie).

Pomiaru efektywności dokonuje się dla grupy firm należących do jednej branży, a więc dysponujących lub mających swobodny dostęp do tej samej technologii przy założeniu, że firmy mogą nabywać czynniki produkcji po egzogenicznie danych cenach. W przypadku danych przekrojowo-czasowych, jeżeli nie bada się efektów postępu technologicznego, wymaga się, aby technologia wytwarzania nie zmieniała się w badanym czasie.

¹ Praca wykonana w ramach projektu badawczego nr 1-H02B-015-11, finansowanego przez Komitet Badań Naukowych. Autor pragnie wyrazić wdzięczność Profesorowi Jackowi Osiewalskiemu za uwagi i dyskusje.

Według metodologii ekonometrycznej, problem efektywności (technicznej lub kosztowej) formułuje się zwykle za pomocą modelu jednorównaniowego składającego się z odpowiednio wyspecyfikowanej mikroekonomicznej funkcji produkcji lub kosztów (dla logarytmów tych zmiennych) oraz dwóch składników losowych, z których jeden (symetryczny względem zera), v_i , odzwierciedla efekt czynników przypadkowych i błędów pomiaru, zaś drugi (asymetryczny i stałego znaku), u_i , modeluje potencjalną nieefektywność. W literaturze określa się je jako tzw. stochastyczne modele graniczne (ang. *stochastic frontier models*)². Dalszego rozwoju tej metodologii, prezentowanej głównie na łamach *Journal of Econometrics*, dokonali m. in. Stevenson [1980], Pitt i Lee [1981], Jondrow, Lovell, Materov i Schmidt [1982], Schmidt i Sickles [1984], Beckers i Hammond [1987], Greene [1980], van den Broeck, Koop, Osiewalski i Steel [1994] oraz Koop, Osiewalski i Steel [1994], [1997]. Wykorzystanie tych modeli w zagadnieniach badania efektywności kosztowej banków prezentowane jest w czołowej specjalistycznej literaturze, głównie na łamach *Journal of Banking and Finance*, *Journal of Money, Credit and Banking* oraz *Journal of Productivity Analysis*³.

Założmy, że rozważamy proces produkcji firmy, w którym w wyniku zaangażowania H czynników produkcji (ich nakłady oznaczymy przez x_1, \dots, x_H) wytwarza się G produktów. Dodatkowo zakładamy, że jeden z czynników, np. H -ty, jest czynnikiem stałym, nie podlegającym optymalizacji w zagadnieniu minimalizacji kosztu. Zatem w tym przypadku przedmiotem zainteresowania będzie krótkookresowa funkcja kosztów zmiennych. Najprostszy jednorównaniowy stochastyczny model granicznej funkcji kosztów zmiennych firmy w przypadku danych przekrojowych pochodzących z n firm, przyjmuje formę:

$$\ln VC_i = \ln c_{\text{var}}(W_i, Q_i, \bar{x}_{i,H}; B) + u_i + v_i, \quad (1)$$

gdzie:

VC_i - (Variable Cost) - obserwowany koszt zmienny i -tej firmy,

Q_i - wektor $G \times 1$ produktów i -tej firmy,

W_i - wektor $(H-1) \times 1$ cen zmiennych czynników produkcji dla firmy i ,

$\bar{x}_{i,H}$ - zaangażowanie (nakład) czynnika stałego dla firmy i ,

B - wektor parametrów,

$c_{\text{var}}(W_i, Q_i, \bar{x}_{i,H}; B)$ - graniczna krótkookresowa funkcja kosztów zmiennych.

Zakłada się, że u_i i v_i są niezależnymi zmiennymi losowymi.

W badaniach empirycznej analizy efektywności firm konieczne jest dokonanie specyfikacji granicznej funkcji kosztów, co powoduje, że w przypadku badań dotyczących instytucji finansowych (w tym banków komercyjnych) pojawia się szczególny problem z określeniem czynników produkcji i produktów bankowych oraz pomiaru zaangażowania tych czynników i wytworzonej produkcji. Punktem wyjścia dla sformułowania modelu kosztów instytucji finansowych jest więc ustalenie produktów i czynników produkcji.

Mikroekonomiczna klasyfikacja czynników produkcji i produktów banku.

Podstawy najczęściej stosowanej mikroekonomicznej klasyfikacji czynników i produktów

² wprowadzone przez Aignera, Lovella i Schmidta [1977] oraz Meeusena i van den Broecka [1977].

³ zob. Bauer, Hancock [1993], Cebenoyan, Cooperman, Register i Hudgins [1993], Ferrier i Lovell [1990], Kaparakis, Miller i Noulas [1994] oraz Mester [1993].

instytucji finansowych (w tym banków) stworzyli Sealey i Lindley [1977]. Dokonali oni analizy dwóch aspektów procesu produkcyjnego: technicznego i ekonomicznego w przypadku tych specyficznych przedsiębiorstw. Proces produkcyjny w sensie technicznym to proces transformacji kierowany przez człowieka; transformacja ta powoduje, że pewne dobra i/lub usługi wchodzi do procesu, w którym tracą swoją tożsamość, tzn. kończą istnienie w oryginalnej formie, podczas gdy tworzone są inne dobra lub usługi (Frisch [1965]). W przypadku instytucji finansowych proces transformacji wg Sealeya i Lindleya polega na pozyskaniu pieniędzy od podmiotów mających nadwyżkę finansową a następnie pożyczaniu tych środków tym podmiotom gospodarczym, które mają ich deficyt (niedobór). Dla instytucji finansowych produktem w sensie technicznym jest wachlarz usług finansowych świadczonych zarówno depozytariuszom jak i kredytobiorcom, a polegających np. na: administrowaniu płatnościami klientów, świadczeniu usług pośrednictwa (np. przyjmowanie lokat, udzielanie kredytów, gwarancji i poręczeń), świadczeniu usług w postaci doradztwa finansowego i zarządzania finansami. Natomiast „przez proces produkcji w sensie ekonomicznym rozumie się próbę stworzenia produktu, który posiada wyższą wartość niż oryginalne czynniki produkcji” (Frisch [1965]).

Sealey i Lindley uważają zatem, że za produkty instytucji finansowych rozumiane w sensie ekonomicznym należy uważać tylko te „produkty techniczne”, które mają wyższą wartość niż poniesione nakłady czynników produkcji (gdzie wartość ta wyrażona jest w cenach rynkowych). Natomiast usługi świadczone depozytariuszom przez instytucje finansowe można skojarzyć z nabywaniem ekonomicznych czynników produkcji, bo ponoszone koszty tych usług nie rodzą istotnych bezpośrednich przychodów. Można traktować te usługi (w postaci np. udostępniania skrytek bankowych, obrotu czekowego i kart płatniczych) jako częściową zapłatę za pozyskani tych środków od depozytariuszy. Koszty własne świadczenia tych usług przewyższają zwykle opłaty pobierane od klientów (np. za wydanie karty płatniczej lub prowadzenie rachunku oszczędnościowo-rozliczeniowego).

Zatem wg Sealeya i Lindleya proces produkcji instytucji finansowych jest wieloetapowym procesem, wymagającym półproduktów (*intermediate outputs*), w którym usługi świadczone przez instytucje finansowe przy użyciu kapitału fizycznego, pracy i materiałowych czynników produkcji oraz środki pozyskane od depozytariuszy, są użyte do wytworzenia aktywów generujących przychód (ang. *earning assets*). Proces ten jest analogiczny jak w przedsiębiorstwie produkcyjnym, w którym jeden wydział wytwarza półprodukty, które są bezpośrednio użyte jako czynnik produkcji w innym wydziale. Ostatecznie półprodukty powalają na uzyskanie finalnego produktu ekonomicznego - różnych kategorii aktywów generujących przychód.

Pomiaru produkcji dokonuje się poprzez wyrażenie różnych typów tych aktywów w jednostkach pieniężnych. Czynnikiem produkcji są: praca, kapitał fizyczny i pozyskane przez bank środki pieniężne (kapitał finansowy); zaangażowanie czynników mierzy się odpowiednio liczbą zatrudnionych, wartością składników majątku trwałego oraz wartością depozytów i innych pozyskanych środków. Szczegółową dyskusję podejść do klasyfikacji czynników produkcji i produktów bankowych spotykanych w literaturze przedmiotu prezentuje Marzec [1998].

Przykład empiryczny.

Wykorzystując podejście Sealeya i Lindleya dokonano specyfikacji granicznej funkcji kosztów oraz pomiaru efektywności kosztowej na przykładzie oddziałów jednego z polskich banków. Założenie, że badane jednostki charakteryzują się tą samą technologią (lub mają do niej dostęp), wydaje się być spełnione w przypadku oddziałów jednego banku. Doboru zmiennych do modelu dokonano zgodnie z podejściem przedstawionym w poprzedniej części artykułu uwzględniając fakt, że przedmiotem zainteresowania są oddziały jednego banku, co ma wpływ na rozważane kategorie czynników produkcji i produktów.

Proponowany stochastyczny model graniczny krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego przyjmuje postać:

Błąd! Nie można tworzyć obiektów poprzez edycję kodów pól. $i=1, \dots, n.$, (2)

gdzie:

- N = nakład czynnika stałego - kapitału fizycznego - wyrażonego poprzez wartość brutto nieruchomości (a także inwestycje w nieruchomości obce),
- Q = produkcja oddziału wyrażona poprzez agregat różnych form kredytów złotych i walutowych (m.in. kredytów w rachunku bieżącym, obrotowych, ratalnych, dyskontowych, inwestycyjnych, pożyczek gotówkowych dla ludności, faktoringu, zrealizowanych gwarancji i poręczeń, rachunków nostro i lokat w innych bankach) oraz przekazywanej do centrali banku nadwyżki depozytów nad kredytami (w przypadku oddziałów specjalizujących się w gromadzeniu depozytów),
- w_L = cena czynnika zmiennego: kapitału ludzkiego wyrażona przez średnie wynagrodzenie pracowników oddziału w przeliczeniu na pełne etaty,
- w_D = cena czynnika zmiennego: kapitału finansowego, jako średnie oprocentowanie różnych form depozytów i innych pozyskanych środków pieniężnych, wyrażone przez iloraz kosztów odsetkowych (wraz z zapłaconymi prowizjami od innych pozyskanych środków) i wartości depozytów,
- VC = koszty zmienne = suma kosztów związanych z zaangażowaniem czynników zmiennych: kapitału finansowego (odsetki od depozytów i innych pożyczonych środków, a także prowizje płacone od zaciągniętych przez dany oddział kredytów i pożyczek), kapitału ludzkiego (wynagrodzenia) oraz dwóch innych czynników zmiennych o cenach jednakowych dla oddziałów (m.in. koszty zużycia tonera i papieru do drukarek, dyskietek, materiałów biurowych oraz odsetki od środków uzyskanych z centrali banku na finansowanie nadwyżki kredytów nad depozytami).

Powyżej wyróżniono dodatkowo dwa zmienne czynniki produkcji, których zaangażowanie składa się na koszt zmienny (VC), lecz ich ceny, stałe dla wszystkich oddziałów, nie wchodzi w sposób jawny do modelu (2), który stanowi ostateczną, estymowalną postać modelu wyprowadzonego w pracy Osiewalski i Marzec [1998]. W celu oszacowania nieznanych parametrów funkcji kosztu oraz wstępnego pomiaru nieefektywności użyto (ze względu na łatwość obliczeń) tzw. Skorygowaną Metodę Najmniejszych Kwadratów (ang. Corrected Ordinary Least Squares⁴; COLS). Przybliżony pomiar efektywności odbywa się w oparciu o reszty MNK. Oddział, dla którego reszta ($\ln C_i - \ln \hat{C}_i$) jest minimalna przyjmuje się jako w pełni efektywny (jako wzorzec efektywności). Względną efektywność i -tego oddziału mierzy

⁴ Omówienie tej najprostszej metody można znaleźć u Schmidta i Sicklesa [1984]; podają ją również Marzec i Osiewalski [1997] oraz Osiewalski i Wróbel-Rotter [1998].

się jako:

$$\hat{r}_{ef,i} = \exp\left(\min_{j=1,\dots,n} (\ln C_j - \ln \hat{C}_j) - (\ln C_i - \ln \hat{C}_i)\right). \quad (3)$$

W oparciu o dane przekrojowe z I kwartału 1997 roku, a pochodzące z 58 oddziałów jednego z polskich banków, oszacowano krótkookresową funkcję kosztów zmiennych, otrzymując następujące oceny parametrów równania (2), błędy średnie szacunku tych ocen i wartości statystyki t-Studenta:

Zmienna	Ocena parametru przy zmiennej	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta
Const	6.672	7.812	0.854
ln N	0.014	0.014	1.032
ln Q	-0.243	0.789	-0.309
(ln Q) ²	0.032	0.022	1.449
Ln w _i	0.050	0.266	0.188
Ln (w _p *100)	0.651	0.073	8.970

Dopasowanie danych empirycznych do danych teoretycznych jest bardzo dobre; współczynnik determinacji wynosi ponad 0.97. Otrzymane oceny parametrów, oprócz oceny przy czynniku stałym (N), mają sensowną interpretację. Z warunków regularności ekonomicznej funkcji kosztów wynika m.in., że znak parametru β_1 przy lnN powinien być ujemny. Oceny parametrów uzyskano stosując MNK i nie nakładając żadnych restrykcji na parametry. Użycie podejścia bayesowskiego w analizie tego problemu umożliwiłoby pełne uwzględnienie założeń mikroekonomicznych i wstępnych informacji, a także właściwe, probabilistyczne modelowanie efektywności (zob. Osiewalski i Marzec [1998]). Szczególnie dużą (i statystycznie bardzo istotną) rolę odgrywa cena depozytów w kształtowaniu się poziomu kosztu zmiennego. Wzrost tej ceny o 10% (tj. o 2 punkty procentowe przy wyjściowym oprocentowaniu depozytów 20%) powoduje wzrost kosztów o około 6.5%.

Forma funkcyjna (2) dopuszcza zmienny efekt skali produkcji w zależności od wielkości produkcji, zatem współczynnik efektu skali produkcji (jako odwrotność elastyczności kosztu względem wielkości produkcji) wynosi:

$$RTS_i = (\beta_2 + 2\beta_3 \ln(Q_i))^{-1} \text{ dla } i=1,\dots,n. \quad (4)$$

Wzrost kosztów zmiennych o 1% odpowiada wzrostowi produkcji w przypadku najmniejszego oddziału o około 1.29%, wzrostowi produkcji oddziału przeciętnego o 1.11% oraz wzrostowi produkcji w przypadku największego oddziału tylko o około 0.98%. Wartość RTS_i większa od jedności dla 56 z 58 oddziałów wskazuje na rosnący efekt skali. Wskazuje to, przy ustalonych cenach, na możliwość zwiększenia zysku poprzez zwiększenie skali działalności większości oddziałów.

Wskaźniki nieefektywności kosztowej oddziałów obliczone wg wzoru (3) zawarte są w tabeli poniżej.

Oddział	§	Ranking	Oddział	§	Ranking
Oddział 1	0.750	34	Oddział 30	0.796	20
Oddział 2	0.644	47	Oddział 31	0.769	27
Oddział 3	0.739	36	Oddział 32	0.825	9
Oddział 4	0.724	39	Oddział 33	0.770	26
Oddział 5	0.820	10	Oddział 34	0.617	52

Oddział 6	0.812	14	Oddział 35	0.716	42
Oddział 7	0.759	31	Oddział 36	0.767	29
Oddział 8	0.641	48	Oddział 37	0.670	45
Oddział 9	0.828	8	Oddział 38	0.966	2
Oddział 10	0.772	25	Oddział 39	0.590	55
Oddział 11	0.717	41	Oddział 40	0.686	44
Oddział 12	0.588	56	Oddział 41	0.800	19
Oddział 13	0.723	40	Oddział 42	0.766	30
Oddział 14	0.633	49	Oddział 43	0.858	5
Oddział 15	0.727	38	Oddział 44	0.519	58
Oddział 16	0.758	32	Oddział 45	0.745	35
Oddział 17	0.795	21	Oddział 46	0.802	18
Oddział 18	0.842	7	Oddział 47	0.736	37
Oddział 19	0.754	33	Oddział 48	1.000	1
Oddział 20	0.864	4	Oddział 49	0.846	6
Oddział 21	0.778	23	Oddział 50	0.620	51
Oddział 22	0.774	24	Oddział 51	0.768	28
Oddział 23	0.917	3	Oddział 52	0.808	15
Oddział 24	0.629	50	Oddział 53	0.803	17
Oddział 25	0.786	22	Oddział 54	0.697	43
Oddział 26	0.820	11	Oddział 55	0.537	57
Oddział 27	0.603	53	Oddział 56	0.807	16
Oddział 28	0.817	12	Oddział 57	0.590	54
Oddział 29	0.664	46	Oddział 58	0.812	13
Minimalne §	0.52		Srednie §	0.75	

Interpretując otrzymane wyniki można stwierdzić, że np. w pierwszym kwartale 1997 roku średnio 25% kosztu zmiennego poniesionego przez wszystkie oddziały banku było kosztem nadwyżkowym, nieuzasadnionym ani wielkością produkcji ani cenami czynników zmiennych czy wielkością zaangażowania czynnika stałego. Warto jednak zauważyć, że otrzymane oszacowania nieefektywności charakteryzują się znacznym, prawdopodobnie nadmiernym zróżnicowaniem, co wynika z uproszczonej metody estymacji funkcji kosztu i pomiaru samej nieefektywności. O ile ranking oddziałów może być wiarygodny, to poziom efektywności wydaje się być zaniżony. Znacznie pełniejszą analizę statystyczną identycznego modelu dla tych samych danych prezentują Osiewalski i Marzec[1998].

Bibliografia

- [1] Aigner D., C.A.K. Lovell, P. Schmidt, 1977, „Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 6.
- [2] Bauer P.W., D. Hancock, 1993, „The efficiency of the Federal Reserve in providing check processing services”, *Journal of Banking and Finance*, 17.
- [3] Beckers D.E., C.J. Hammond, 1987, „A tractable likelihood function for the normal-gamma stochastic frontier model”, *Economics Letters*, 24.
- [4] Cebenoyan A.S., E.S. Cooperman, C.A. Register, S.C. Hudgins, 1993, „The relative efficiency of stock versus Mutual S&Ls: A stochastic cost frontier approach”, *Journal of Financial Services Research*.

- [5] Ferrier G.D., C.A.K. Lovell, 1990, „Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence”, *Journal of Econometrics*, 46.
- [6] Frisch R., 1965, *Theory of Production*, Chicago.
- [7] Greene W., 1980, „Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions”, *Journal of Econometrics*, 13.
- [8] Jondrow J., C.A.K. Lovell, I. Materov, P. Schmidt, 1982, „On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model”, *Journal of Econometrics*, 19.
- [9] Kparakakis E., S. M. Miller, A.G. Noulas, 1994, „Short-run cost inefficiency of commercial banks: A flexible stochastic frontier approach”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26.
- [10] Koop G., J. Osiewalski, M.F.J Steel, 1994, „Bayesian efficiency analysis with a flexible form: The AIM cost function”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12.
- [11] Koop G., J. Osiewalski, M.F.J Steel, 1997, „Hospital efficiency analysis with individual effects: A Bayesian approach”, *Journal of Econometrics*, 76.
- [12] Marzec J, 1998, „Produkty, czynniki produkcji i funkcja kosztów w badaniach efektywności kosztowej banków”, maszynopis opracowania w ramach grantu KBN nr 1-H02B-015-11, Akademia Ekonomiczna, Kraków.
- [13] Marzec J, Osiewalski J., 1997, „Pomiar efektywności kosztowej banków: zarys metodologii”, *Folia Economica Cracoviensia*, w druku.
- [14] Meeusen W., J. van den Broeck, 1977, „Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error”, *International Economic Review*, 1977, 8.
- [15] Mester L.J., 1993, „Efficiency in the savings and loan industry”, *Journal of Banking and Finance*, 17.
- [16] Molyneux P., Y. Altunbas, E. Gardener, 1996, *Efficiency in European Banking*, J. Wiley & Sons, Chichester.
- [17] Osiewalski J., J. Marzec, 1998, „Nowoczesne metody Monte Carlo w bayesowskiej analizie efektywności kosztowej banków”, [w:] *Zastosowania rozwiązań informatycznych w bankowości*, materiały konferencyjne, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu (niniejszy tom).
- [18] Osiewalski J, R. Wróbel-Rotter, 1998, „Estymacja granicznych funkcji produkcji i wskaźników efektywności technicznej na podstawie danych przekrojowych”, *Przegląd Statystyczny*, w druku.
- [19] Pitt M., L.F. Lee, 1981, „The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry”, *Journal of Development Economics*, 9.
- [20] Schmidt P., R. Sickles, 1984, „Production frontiers and panel data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2.
- [21] Sealey C.W., J.T. Lindley, 1977, „Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions”, *The Journal of Finance*, 32.
- [22] Sherman H.D., F. Gold, 1985, „Bank branch operating efficiency”, *Journal of Banking and Finance*, 9.
- [23] Stevenson R.E., 1980, „Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation”, *Journal of Econometrics*, 13.
- [24] van den Broeck J., G. Koop, J. Osiewalski, M.F.J. Steel, 1994, „Stochastic frontier models: A Bayesian perspective”, *Journal of Econometrics*, 61.
- [25] Varian H.R., 1992, *Microeconomic Analysis*, W.W. Norton & Company, Inc., New York.