



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# GOSPODARKA NARODOWA

5-6  
(249-250)  
Rok LXXX/XXI  
maj-czerwiec  
2012  
s. 57-77

Michał BRZozowski\*

## Wpływ wahań produkcji i wielkości kredytu na wartość dodaną w polskim przemyśle przetwórczym\*\*

---

**Streszczenie:** Artykuł poświęcony jest wpływowi wahań produkcji na tempo wzrostu produktywności pracy w działach polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1994-2008. Analizowane jest w nim także znaczenie rozwoju finansowego, mierzonego wielkością kredytu dla sektora prywatnego, jako czynnika bezpośrednio pobudzającego wzrost oraz jego rola pośrednia, polegająca na łagodzeniu skutków wahań produkcji.

Ze względu na produkcyjne powiązania międzysektorowe, w artykule dokonano dekompozycji wahań produkcji na dwie grupy: specyficzne dla działu i transmitowane z pozostałych działów przemysłu przetwórczego. Obie miary wahań produkcji i wskaźnik rozwoju finansowego zostały dodane do zbioru zmiennych wyjaśniających w modelu regresji, w którym zmienną zależną jest tempo wzrostu wartości dodanej na zatrudnionego. Estymowany model regresji został wyrowadzony z neoklasycznego modelu wzrostu gospodarczego, w którym egzogeniczne tempo postępu technicznego zostało zastąpione zmiennymi opisującymi wysiłek badawczo-rozwojowy, napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych i skalę obciążeń fiskalnych. Do estymacji modelu wykorzystano dane panelowe i technikę Systemowej Uogólnionej Metody Momentów. Analiza wyników estymacji modelu regresji sugeruje, że w polskim przemyśle przetwórczym produktywność pracy wydaje się negatywnie zależeć przede wszystkim od wahań produkcji specyficznych dla sektora. Wahania transmitowane z innych sektorów nie spowalniają wzrostu. Rozwój finansowy, mierzony wielkością kredytu dla sektora prywatnego, okazuje się nie sprzyjać łagodzeniu negatywnego wpływu wahań sektorowych na wzrost produktywności, a wydaje się wręcz spowalniać tempo wzrostu wartości dodanej na zatrudnionego.

**Słowa kluczowe:** wahania produkcji, rozwój finansowy, wzrost gospodarczy, działy przemysłu przetwórczego.

**Kody JEL:** E32, O40, L60

---

Artykuł wpłynął do druku 29 stycznia 2012 r.

---

\* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego, e-mail: brzozowski@wne.uw.edu.pl

\*\* Badania przedstawione w artykule stanowią część programu badawczego projektu „Wpływ wahań koniunkturalnych na wzrost gospodarczy z perspektywy krajowej i sektorowej” finansowanego przez MNiSW (umowa nr 0571/B/H03/2008/34).

## Wstęp

Początkowo analizy wahań produkcji i wzrostu gospodarczego były rozłączne i opierały się na odmiennych podejściach metodologicznych. Empiryczna praca Ramey i Rameya [1995], będąca pierwszą próbą kompleksowego ujęcia wahań produkcji i wzrostu gospodarczego, dała podstawy do sformułowania szeroko popieranego poglądu o negatywnym wpływie wahań produktu na tempo wzrostu gospodarczego. W tym artykule analiza związku między zmiennością a tempem wzrostu produktu jest przeprowadzona na poziomie działów polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1994-2008.

Przed przedstawieniem wyników badań empirycznych dla Polski warto zwrócić uwagę na fakt, że teoria ekonomii nie daje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o znak zależności między wahaniami a tempem wzrostu gospodarczego. Zwolennicy teorii twórczej destrukcji powtarzają za Schumpeterem, że okresy recesji sprzyjają inwestycjom w nowe technologie i dlatego większa amplituda produkcji powinna przyspieszyć tempo postępu technologicznego.

Z drugiej strony, w przypadku komplementarności postępu technicznego i bezpośredniej działalności produkcyjnej, zależność między wahaniami koniunktury a wzrostem gospodarczym może być ujemna. Zwolennicy koncepcji uczenia się przez doświadczenie Arrowa zwracają uwagę, że okresy recesji, gdy czynniki produkcji są mniej intensywnie wykorzystywane, muszą oznaczać spowolnienie akumulacji wiedzy. Tym samym większa amplituda produkcji odbije się negatywnie na postępie technicznym i wzroście<sup>1</sup>.

Wprawdzie nie ma podstaw do kwestionowania hipotezy o ujemnym wpływie wahań na wzrost, wynikającym ze zjawiska uczenia się przez doświadczenie, należy jednak rozważyć możliwość wystąpienia odwróconej przyczynowości. Uczenie się przez doświadczenie może bowiem nie być osłabione na skutek wahań produkcji, ale może być przyczyną wystąpienia silnych wahań produkcji. W artykule Changa, Gomesa i Schorfheidego [2002], mieszczącego się w nurcie badań określanego szkołą realnego cyklu koniunkturalnego, proces uczenia się przez doświadczenie jest odpowiedzialny za wzmocnienie i rozprzestrzenianie się efektów szokowych zmian w produktywności.

Krytyka szkoły realnego cyklu koniunkturalnego sformułowana przez Cogleya i Nasona [1995] wskazywała, że wahania produkcji generowane przez modele oparte wyłącznie na zmianach produktywności są zbyt niskie w stosunku do obserwowanych w rzeczywistości. Jednym z mechanizmów wzmocnienia egzogenicznych zmian w produktywności jest właśnie proces uczenia się przez doświadczenie. Początkowy wstrząs w produktywności, który wpływa na poziom zatrudnienia oddziałuje też na produktywność pracy, która zależy od doświadczenia gromadzonego w trakcie wykonywania pracy. Ujemny wstrząs produktywności może prowadzić do niewielkiego spadku produkcji, ale utrudnia gromadzenie doświadczenia, co wzmacnia jego ujemne efekty, gdyż prowadzi do spadku produktywności pracy i wynagrodzeń, co skłania z kolei pracow-

<sup>1</sup> Porównanie obu podejść można znaleźć np. w pracy [Aghiona, Saint-Paula, 1998].

ników do ograniczenia podaży pracy. Oczywiście opisany proces nie wyklucza negatywnych konsekwencji wstrząsu i wahań produkcji dla długookresowego wzrostu. Należy jednak podkreślić, że zależność między wahaniami produkcji, procesem uczenia się przez doświadczenie i wzrostem gospodarczym jest bardzo złożona.

Wobec niejednoznacznych przewidywań teoretycznych, badania empiryczne zyskują na znaczeniu. Jak wspomniano powyżej, wyniki analiz regresji z reguły wykazują ujemny związek między wahaniami produkcji a wzrostem gospodarczym. Taki jest wniosek z pracy Fatasa [2002] opierającej się na próbie 98 krajów, czy Martina i Rogersa [2000], wykorzystujących dane dla krajów OECD i europejskich regionów. W przypadku badań pojedynczych krajów, Macri i Sinha [2000] dla Australii, Henry i Olekalns [2002] dla USA potwierdzili wpływ ujemny, podczas gdy Speight [1999] dla Wielkiej Brytanii oraz Fountas, Karanasos i Mendoza [2004] dla Japonii nie znaleźli dowodów na występowanie silnej zależności między wahaniami a wzrostem.

Tym co podnosi znaczenie badań prezentowanych w tym artykule jest fakt, że badania dotyczące wpływu wahań produkcji na wzrost najczęściej są przeprowadzone na poziomie danych krajowych. Podejście sektorowe jest rzadsze i dlatego na szczególną uwagę zasługuje praca Imbsa [2002], który w grupie 36 krajów w latach 1970-1992 stwierdził występowanie negatywnego związku między wahaniami a wzrostem na poziomie krajów i pozytywnego – na poziomie sektorów. Otrzymany wynik może być interpretowany jako wskazówka, że twórcza destrukcja dokonuje się na poziomie wąsko definiowanych sektorów, co potwierdza teorię Schumpetera.

Autor nie podaje ostatecznego rozwiązania paradoksu polegającego na stwierdzonym przez niego dodatnim wpływie wahań na wzrost na poziomie sektorów i ujemnym na poziomie krajów. Otrzymany wynik nie jest rezultatem agregacji danych. Tempo wzrostu na poziomie kraju wynika z dwóch czynników: wzrostu na poziomie sektorów i zmiany struktury gospodarki polegającej na wzroście lub spadku udziału sektorów o wysokiej dynamice. Imbs [2002] stwierdził, że nawet uwzględniając oba te czynniki, oszacowany wpływ wahań produkcji na tempo wzrostu na poziomie makroekonomicznym pozostaje ujemny. Wysunął zatem przypuszczenie, że ujemny wpływ wahań na wzrost na poziomie zagregowanym może być efektem niedokładnej estymacji, która nie uwzględnia różnej siły oddziaływania wahań produkcji na wartość dodaną w poszczególnych sektorach. Innymi słowy Imbs [2002] postuluje uwzględnienie heterogeniczności sektorów i odmiennego charakteru zależności między wahaniami produkcji i wzrostem na poziomie sektorów przy szacowaniu siły tego związku na poziomie makroekonomicznym.

W kontekście wpływu wahań produkcji na wzrost gospodarczy trzeba dostrzec rolę pośrednictwa finansowego. Ostatni światowy kryzys gospodarczy spowodował rewizję poglądów na rolę rynku finansowego, który coraz częściej jest uważany za źródło negatywnych zakłóceń, przenoszących się na realną sferę gospodarki. Badania teoretyczne i empiryczne nie zawsze dają podstawy do formułowania takich poglądów. Przykładowo Rancière, Tornell

i Westermann [2008] dowodzą, że kraje doświadczające okresowych kryzysów finansowych charakteryzują się wyższymi stopami wzrostu niż kraje o stabilnych systemach finansowych. Autorzy tłumaczą swoje obserwacje empiryczne przy użyciu modelu teoretycznego, w którym liberalizacja finansowa zwiększa akceptację dla ryzyka i skalę inwestycji w krajach o niedoskonałej egzekucji kontraktów. Tym samym rozwój finansowy przyczynia się zarówno do występowania kryzysów, jak i przyspieszania wzrostu gospodarczego. Autorzy podają jako przykład potwierdzający ich rozumowanie Tajlandię, której wzrost PKB w latach 1980-2002 był o ok. 40 punktów procentowych wyższy niż w Indiach, chociaż doświadczyła gwałtownego załamania tempa wzrostu kredytu krajowego w czasie kryzysu azjatyckiego lat 1997-1998, który w niewielkim stopniu dotknął gospodarkę indyjską.

Inne badania empiryczne prowadzą do rozbieżnych wniosków. Gupta, Mishra i Sahay [2007] analizują 195 kryzysów walutowych w latach 1970-2000 i odkrywają, że jedynie w 60% przypadków prowadziły one do spadku dochodu, a w pozostałych przypadkach do ożywienia gospodarczego. Boyd, Kwak i Bruce [2005] również stwierdzają godną uwagi różnorodność wpływu kryzysów bankowych na stopę wzrostu PKB. Brak wpływu kryzysów bankowych na dochód jest według autorów przede wszystkim obserwowany w krajach wysoko rozwiniętych. W pozostałych krajach, w których kryzys prowadzi do spadku dochodu, recesja jest z reguły długotrwała i głęboka: przeciętna zdyskontowana wartość całkowitej utraty PKB wynosi od 63% do 302% poziomu z ostatniego roku poprzedzającego kryzys. Z kolei Bordo, Meissner i Stuckler [2010] szacują trwałą utratę dochodu na jednego zatrudnionego w długim okresie wynikającą z wystąpienia kryzysu finansowego w wysokości 4% w latach 1880-1913 oraz 1,5% w latach 1973-2003.

W niniejszym artykule kwestia genezy kryzysu finansowego nie jest poruszana, ale krytycznej dyskusji poddane są dwa poglądy dotyczące znaczenia stopnia rozwoju finansowego dla tempa wzrostu gospodarczego. Po pierwsze, weryfikowana jest w odniesieniu do Polski hipoteza o pozytywnym wpływie rozmiaru sektora finansowego dla tempa wzrostu gospodarczego. Po drugie sprawdzany jest wpływ rozwoju finansowego na siłę związku między wahaniami produkcji i wzrostem gospodarczym.

Uzasadnienie pierwszej hipotezy można znaleźć u Levine'a [2005], który zwraca uwagę na następujące obszary pozytywnego oddziaływania sektora finansowego na sferę realną: poszerzanie dostępu do informacji o korzystnych przedsięwzięciach inwestycyjnych, monitorowanie projektów inwestycyjnych, ułatwienie dywersyfikacji ryzyka, tworzenie zachęt do oszczędzania i usprawnienie wymiany dóbr i usług. Na gruncie empirycznym pozytywny wpływ rynku finansowego na wzrost został potwierdzony m.in. przez Levine'a, Loayzę i Becka [2000] dla szerokiej grupy krajów, czy Neimkego [2003] dla krajów transformujących się.

Należy jednak zwrócić uwagę, że badania przeprowadzane na poziomie makroekonomicznym (krajów) między rozwojem finansowym a wzrostem mogą prowadzić do błędnych wniosków dotyczących kierunku przyczynowości

w omawianej zależności. Rozwój finansowy może następować, gdy rynki finansowe oczekują wysokiego tempa wzrostu gospodarczego, które przekłada się na wysoką stopę zwrotu z inwestycji. Rozwój finansowy może zatem wyprzedzać wzrost, ale nie być czynnikiem sprawczym. Badania na poziomie sektorowym różnicują poszczególne gałęzie względem ich zapotrzebowania na zewnętrzne finansowanie inwestycji. Lepiej rozwinięte pośrednictwo finansowe powinno szczególnie sprzyjać wzrostowi wartości dodanej w tych gałęziach, które są naj silniej uzależnione od zewnętrznych źródeł finansowania. Jednocześnie rozwój finansowy na poziomie krajowym jest niezależny od tempa wzrostu w wybranym sektorze, a zatem kwestia kierunku przyczynowości zostaje w badaniach sektorowych rozwiązana.

Z tego względu dużego znaczenia nabierają wyniki Rajana i Zingalesa [1998], którzy odkryli w próbie nieprzekraczającej 41 krajów rozwiniętych i rozwijających się w okresie 1980-1990 dodatnią zależność między rozwojem finansowym a wzrostem wartości dodanej. Guiso i in. [2004] rozszerzyli próbę do 61 krajów oraz wydłużyli okres badania do roku 1995 i także uzyskali wyniki potwierdzające pozytywną rolę rozwoju finansowego we wzroście.

Druga z weryfikowanych hipotez dotyczy wpływu rozwoju finansowego polegającego na osłabianiu negatywnych konsekwencji wahań produkcji dla długookresowego wzrostu. Niektórzy badacze, wśród których pierwszoplanową rolę należy przypisać Aghionowi i Banerjee [2005], wskazują, że rozwój finansowy nie ma znaczenia sam w sobie, ale w pośredni sposób oddziałuje na wzrost w gospodarkach o dużych wahaniami produkcji. Wynika to z tego, że w okresach recesji, kiedy zyski firm są niskie, mają one kłopoty z uzyskaniem kredytu na finansowanie działalności innowacyjnej. Gdy rynek finansowy jest słabo rozwinięty, wtedy postęp techniczny jest wolniejszy. Wahania produkcji są zatem tym bardziej destrukcyjne, im mniej kredytu na najbardziej ryzykowne inwestycje, czyli inwestycje w nowe technologie, otrzymują firmy w okresach spowolnienia<sup>2</sup>. Z tego względu drugą hipotezą odnoszącą się do roli rynku finansowego, weryfikowaną w tym artykule jest korzystny wpływ rozwoju finansowego na redukcję skutków wahań produkcji.

Podsumowując, głównym celem artykułu jest prezentacja wyników badań poświęconych wpływowi wahań produkcji na tempo wzrostu gospodarczego w Polsce. Ponadto weryfikowane będą dwie hipotezy dotyczące znaczenia rozwoju finansowego. W myśl pierwszej występowanie bezpośredniego efektu większego zaangażowania pośrednictwa finansowego dla wzrostu. Zgodnie z drugą hipotezą, rozwój finansowy ma znaczenie jedynie jako czynnik osłabiający wpływ wahań produkcji na wzrost.

W omówionych powyżej badaniach empirycznych poświęconych roli rynku finansowego w osłabianiu negatywnych konsekwencji wahań produkcji dla wzrostu, poziom rozwoju finansowego jest utożsamiany z wielkością rynku finansowego, mierzonego najczęściej wielkością kredytu dla sektora prywatnego

<sup>2</sup> W okresach ożywienia firmy mają wystarczające środki własne do finansowania działalności innowacyjnej.

udzielonego przez instytucje finansowe. Nie jest to miara doskonała rozwoju finansowego, rozumianego jako eliminacja niedoskonałości tego rynku, takich jak niepełny dostęp do informacji. W badaniach empirycznych argumentuje się (por. np. [Levine, Loayza, Beck, 2000]), że na dużych rynkach finansowych kredytodawcy wchodzą w częste interakcje z kredytobiorcami i uczą się efektywnie zdobywać informacje o prawdopodobieństwie spłaty kredytu. Tym samym wielkość rynku finansowego jest powiązana z usunięciem części jego niedoskonałości i wyższym stopniem rozwoju. W tym artykule także przyjęto utożsamiać poziom rozwoju finansowego z wielkością rynku, mierzonego ilością kredytu dla sektora prywatnego.

Przeprowadzenie badań związku między wahaniami a wzrostem dla Polski na poziomie danych krajowych jest niemożliwe ze względu na krótkość szeregów czasowych danych. Dlatego w tym artykule uwaga została skupiona na danych sektorowych, które pozwoliły wykorzystać techniki estymacji danych czasowo-przekrojowych. Biorąc pod uwagę powiązania międzysektorowe, należy mieć świadomość dwojakiej genezy wstrząsów na poziomie działów przemysłu. Oprócz wewnątrzsektorowych czynników generujących wahania, możemy mieć do czynienia z transmisją wstrząsów z pozostałych sektorów przemysłu. Dlatego analizę konsekwencji wahań produkcji na tempo wzrostu wartości dodanej w działach polskiego przemysłu przetwórczego należy zacząć od identyfikacji źródeł wahań.

Dla pełnej jasności dalszego wywodu niezbędna jest następująca uwaga terminologiczna. Według stosowanej przez Główny Urząd Statystyczny Polskiej Klasyfikacji Działalności przemysł przetwórczy dzieli się na działy. W dalszej części artykułu termin „dział” przemysłu przetwórczego będzie wymiennie stosowany z określeniami „sektor” i „gałąź”.

### **Dekompozycja wahań na poziomie działów przemysłu przetwórczego**

Użycie danych sektorowych nie rozwiązuje wszystkich problemów związanych z krótkością rocznych szeregów czasowych w Polsce. Aby obliczyć wielkość wahań produkcji trzeba skorzystać z danych o większej niż roczna częstotliwości. Poza tym analiza danych sektorowych każe zastanowić się nad międzygałęziowymi zależnościami, które mogą być odzwierciedlone w podobnej lub rozbieżnej dynamice w poszczególnych działach. Można bowiem całkowite wahania na poziomie sektorów dekomponować na wahania specyficzne dla sektora oraz transmitowane z innych sektorów. Dlatego w tym podrozdziale najpierw omówiona zostanie metodologia obliczania skali wahań produkcji a dopiero później przedstawiony ich wpływ na wzrost wartości dodanej.

Na poziomie sektorów istnieją silne powiązania produkcyjne opisywane macierzą nakładów-wyników. Można zatem zastanawiać się, czy wpływ wahań produkcji w wybranym sektorze ma wpływ na tempo wzrostu wartości dodanej inny w zależności od tego, czy pozostałe sektory doświadczają podobnej cykliczności produkcji, czy też wahania są specyficzne dla sektora.

Oczywiście otrzymanie miary wahań o rocznej częstotliwości wymaga użycia danych o wyższej częstotliwości, najlepiej miesięcznych. Niestety dane miesięczne o wzroście wartości dodanej nie są gromadzone i dlatego wykorzystano w tym artykule szeregi miesięczne produkcji sprzedanej 21 działów przemysłu<sup>3</sup> deflowane miesięcznymi indeksami cen produkcji sprzedanej przemysłu. Dane zaczerpnięto z różnych wydań *Biuletynu Statystycznego* Głównego Urzędu Statystycznego.

Tempo wzrostu produkcji w sektorze zostało dekomponowane na wahania sektorowe oraz zagregowane, czyli obserwowane także w innych sektorach, przy użyciu analizy regresji. Dla każdego sektora  $i$  oszacowano następujące równanie:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 T + \sum_{j=1}^{12} \alpha_{2,i,t-j} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{12} \alpha_{3,t-j} \Delta Y_{-i,t-j} + \alpha_4 \text{MIESIAC} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie  $\Delta Y_{i,t}$  oznacza tempo wzrostu produkcji sprzedanej w sektorze  $i$  w miesiącu  $t$ , natomiast  $\Delta Y_{-i,t}$  oznacza tempo wzrostu we wszystkich pozostałych działach przemysłu przetwórczego innych niż  $i$ . W równaniu uwzględniono również trend  $T$ , zdefiniowany jako kolejne liczby naturalne z przedziału  $[1, 180]$ , gdzie górna granica przedziału została wyznaczona przez maksymalną liczbę miesięcznych obserwacji produkcji sprzedanej w badanym okresie, obejmującym 15 lat. Wykorzystano dane niewyrównane sezonowo i dlatego powstało ryzyko oszacowania pozornego związku między zmienną zależną i niezależnymi, wynikającego z podobnych wahań sezonowych. Standardową procedurą rozwiązania tego problemu jest dodanie do zbioru zmiennych objaśniających zestawu 12 zmiennych zero-jedynkowych dla poszczególnych miesięcy, które symbolizuje wektor MIESIAC (por. np. [Wooldridge, 2002, s. 340-342]). Uwzględniono również 12 opóźnień obu stóp wzrostu.

Podobna metodologia oddzielenia specyficznych dla sektora  $i$  i zagregowanych wahań została wykorzystana przez Palleya [1992] do kwartalnych danych o bezrobociu. Jest ona odmienna od standardowych metod analizy szeregów czasowych, stosowanych w literaturze poświęconej cyklom koniunkturalnym (por. np. [Zarnowitz, Ozyildirim, 2006]). Liniowe trendy deterministyczne lub stochastyczne, filtry Hodricka i Prescottta [1997], Rotemberga [1999] lub Baxtera i Kinga [1999] pozwalają oczyścić szereg czasowy z wahań cyklicznych i wyłonić długookresowy trend. Nie dają one jednak możliwości dekompozycji całkowitych wahań produkcji na poziomie sektorów na specyficzne dla sektora  $i$  i zagregowane. Dlatego do celów tego artykułu wykorzystano dekompozycję metodą opisaną równaniem (1) zamiast standardowej dekompozycji zmiennej na trend i cykliczne odchylenia.

<sup>3</sup> Są to wszystkie działy przemysłu przetwórczego z wyłączeniem dwóch działów dla których dane miesięczne o produkcji sprzedanej nie są publikowane, z mianowicie Produkcji sprzętu biurowego i komputerów oraz Przetwarzania odpadów.

Przy estymacji powyższego równania należy zwrócić uwagę na możliwość występowania problemu endogeniczności zmiennych objaśniających, czyli ich korelacji ze składnikiem losowym. Endogeniczność zmiennych niezależnych może wynikać z dwóch przyczyn: pominięcia istotnych zmiennych niezależnych oraz błędów w pomiarze zmiennych użytych w modelu. W przypadku równania (1) możemy mieć do czynienia z problemem pominiętych zmiennych. Różne zjawiska, nieujęte w modelu, mogą wpływać zarówno na tempo wzrostu wartości dodanej w wybranym dziale, jak i we wszystkich pozostałych działach. Tempo wzrostu wartości dodanej we wszystkich pozostałych działach,  $\Delta Y_{-i,t}$ , może być zmienną endogeniczną.

Proponowanym rozwiązaniem problemu endogeniczności zmiennych niezależnych jest zastosowanie Dwuetapowej Metody Najmniejszych Kwadratów (2MNK) (por. np. [Wooldridge, 2002, rozdz. 15]). Polega ona na zastąpieniu endogenicznej zmiennej niezależnej jej wartością oszacowaną przy użyciu instrumentów, czyli zestawu zmiennych z nią skorelowanych, ale nieskorelowanych ze składnikiem losowym. Poprawność doboru instrumentów może być sprawdzona przy użyciu testu Sargana, który polega na sprawdzeniu braku korelacji zmiennych instrumentalnych z wyrazem losowym.

Przed zastosowaniem metody 2MNK należy oczywiście zbadać, czy w ogóle istnieją przesłanki do jej użycia. W celu zdiagnozowania endogeniczności zmiennych niezależnych przeprowadzono test Hausmana, który polega na porównaniu estymatorów otrzymanych MNK i 2MNK i sprawdzeniu, czy różnica między nimi jest statystycznie istotna. Przy szacowaniu równania (1) test Hausmana wykazał że w działach 15, 16, 18, 19, 21-27, 29, 32, 33 i 35 nie ma przesłanek do stosowania metody 2MNK i dla tych działów użyto do szacowania powyższego równania MNK. Natomiast w działach 17, 20, 28, 31, 34 i 36 test wykazał endogeniczność zmiennych objaśniających i równanie było szacowane metodą 2MNK.

Przy szacowaniu metodą 2MNK instrumentami zastępującymi tempo wzrostu w pozostałych sektorach były tempo wzrostu produkcji sprzedanej w całym przemyśle oraz stopa procentowa rynku pieniężnego, obie zmienne od pierwszego do 12 opóźnienia. Niestety test Sargana wykazał nieadekwatność instrumentów w estymowanym modelu regresji dla działu 31 i 34. Dlatego w estymacjach dla tych działów użyto wskaźnika koniunktury w przemyśle zamiast tempa wzrostu produkcji sprzedanej jako instrumentu. Wyniki testów Hausmana i Sargana oraz miary dopasowania modelu (1) dla każdego z działów umieszczono w tablicy A w aneksie.

Po przeprowadzeniu estymacji dla każdego działu odpowiednią metodą, można uzyskać miary wzrostu produkcji sprzedanej w sektorze specyficznego dla tego sektora i wynikającego z powiązań międzysektorowych (zagregowanego). A dokładniej jako miarę wzrostu specyficznego dla sektora przyjąć można oszacowaną wartość:

$$\Delta Y_{\text{sector},i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 T + \sum_{j=1}^{12} \alpha_{2,i,t-j} \Delta Y_{i,t-j} + \alpha_4 \text{MIESIAC} \quad (2)$$

zaś jako miary wpływu wzrostu zagregowanego na wzrost w sektorze:

$$\Delta Y_{agg} = \sum_{j=1}^{12} \alpha_{3,t-j} \Delta Y_{-i,t-j} \tag{3}$$

Mając do dyspozycji sektorowe i zagregowane źródło miesięcznych zmian w produkcji sprzedanej obliczono ich roczne odchylenia standardowe, które posłużyły jako miary sektorowych i zagregowanych wahań w poszczególnych działach przemysłu przetwórczego. Przedstawiona procedura pozwoliła zatem na skonstruowanie trzech zmiennych, które zostaną wykorzystane w dalszej części badania. Odchylenie standardowe  $\Delta Y$ , czyli całkowitej zmiany produkcji sprzedanej oznaczono *sdtotal* i jest ono miarą całkowitych wahań produkcji w sektorze. Zmiany całkowite w produkcji zostały zdekomponowane, zgodnie z równaniami (2) i (3), na zmiany zachodzące wewnątrz sektora i w pozostałych sektorach. Ich roczne odchylenia standardowe zostały, odpowiednio, oznaczone *sdsector* i *sdaggreg*.

**Tablica 1**  
**Średnia w latach 1994-2008 wartość *sdsector*, *sdaggreg*, *sdtotal***  
**w poszczególnych działach polskiego przemysłu przetwórczego (wg klasyfikacji PKD)**

Dział przemysłu przetwórczego	<i>sdsector</i>	<i>sdaggreg</i>	<i>sdtotal</i>
Produkcja artykułów spożywczych i napojów	.0617506	.0503368	.0753408
Produkcja wyrobów tytoniowych	.2063258	.1040945	.2023372
Produkcja tkanin	.1012761	.0949423	.1324901
Produkcja odzieży oraz futrzarstwo	.1195363	.0442558	.1468813
Obróbka skóry i produkcja wyrobów ze skóry	.2318873	.0769522	.2626585
Produkcja drewna i wyrobów z drewna oraz ze słomy i wikliny	.0725905	.1079038	.0974296
Produkcja celulozowo-papiernicza	.0834358	.0572354	.0987576
Produkcja wydawnicza i poligraficzna	.0854996	.0394459	.1083004
Produkcja koksu, przetworów ropy naftowej i pochodnych	.0796218	.0505572	.1053163
Produkcja chemikaliów i wyrobów chemicznych	.0627133	.0511527	.0877922
Produkcja wyrobów z gumy i tworzyw sztucznych	.0679217	.1036505	.1195697
Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych	.1079401	.0955933	.1500076
Produkcja metali	.0745419	.0659493	.0850233
Produkcja wyrobów z metali (bez maszyn i urządzeń)	.049107	.0997432	.1126699
Produkcja maszyn i urządzeń	.1014305	.044203	.1294642
Produkcja maszyn i aparatury elektrycznej	.0606363	.1170554	.1290852
Produkcja sprzętu i aparatury radiowej, tel. i komunikacyjnej	.2407683	.0502866	.2708052
Produkcja instr. med., precyzyjnych i optycznych, zegarów	.2356893	.0586239	.2606713
Produkcja pojazdów mechanicznych, przyczep i naczep	.1707805	.1235594	.1894881
Produkcja pozostałego sprzętu transportowego	.4537722	.0547935	.4565187
Produkcja mebli; pozostała działalność produkcyjna	.0888259	.1076373	.1400992

Źródło: opracowanie własne

Biorąc pod uwagę znaczenie rozróżnienia wstrząsów sektorowych od zagregowanych, ważna wydaje się waga obu rodzajów wahań w poszczególnych działach polskiego przemysłu przetwórczego. W tablicy 1 zaprezentowano średnią w latach 1994-2008 wartość odchyłeń standardowych wahań sektorowych, zagregowanych oraz łącznych.

Z tablicy 1 wynika, że najdotkliwiej wstrząsy sektorowe są odczuwane w sektorach produkujących pozostały sprzęt transportowy, sprzęt i aparaturę radiową, telewizyjną i komunikacyjną oraz instrumenty medyczne, precyzyjne i optyczne oraz zegary. W następnym etapie pracy zweryfikowano hipotezę o odmiennym wpływie różnych typów wahań produkcji na tempo wzrostu wartości dodanej w polskim przemyśle przetwórczym.

### **Wahania a wzrost wartości dodanej w działach polskiego przemysłu przetwórczego**

Przedstawiona powyżej metodologia dekompozycji wahań pozwoliła otrzymać miary wahań o dwóch źródłach – sektorowym i zagregowanym – dla 21 działów przemysłu przetwórczego w okresie 1994-2008. Zostaną one użyte w estymowanym modelu regresji wyjaśniającej tempo wzrostu wartości dodanej na jednego zatrudnionego, czyli produktywności pracy.

Lista potencjalnych determinant sektorowego wzrostu wartości dodanej na 1 zatrudnionego jest długa i obejmuje wiele czynników, które wymykają się próbom kwantyfikacji lub ich pomiar nie jest dokonywany. Można jednak założyć, że wiele z tych czynników nie ulega gwałtownym zmianom w czasie i ich oddziaływanie było obserwowane z podobnym natężeniem w przeszłości. Siła ich wpływu jest zatem odzwierciedlona we wcześniej osiągniętym poziomie wartości dodanej na 1 zatrudnionego. Aby złagodzić potencjalny problem heteroskedastyczności, zmienna objaśniana została zlogarytmowana i dynamika sektorowej wartości dodanej na 1 zatrudnionego ( $\ln va$ ) została zapisana w postaci równania:

$$\ln va_{it} = (1 - \alpha) \ln va_{it-1} + \beta \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

gdzie  $\mathbf{X}_{it}$  oznacza macierz pozostałych zmiennych wyjaśniających,  $t$  jest indeksem czasu ( $t = 1, \dots, 17$ ), zaś  $i$  oznacza dział polskiego przemysłu przetwórczego ( $i = 1, \dots, 21$ ). Błąd w równaniu (4) ma dwa składniki: efekt stały charakterystyczny dla działu  $\mu_i$  oraz błąd idiosynkratyczny  $\varepsilon_{it}$ , charakterystyczny dla każdego okresu i działu przemysłu.

Szereg czynników może wpływać zarówno na poziom wartości dodanej, jak i jej determinanty. Ten fakt oraz użycie opóźnionej wartości zmiennej zależnej jako regresora każą zwrócić uwagę na problem endogeniczności przy szacowaniu równania (4). Efekt stały  $\mu_i$  oraz  $\ln va_{it-1}$  są ze sobą skorelowane i estymator otrzymany MNK nie jest zgodny. Standardową procedurą zaproponowaną

przez Arellano i Bonda [1991] było obliczenie pierwszych różnic równania (4) i po tym przekształceniu zastosowanie Uogólnionej Metody Momentów (UMM). W tym wypadku szacowane jest równanie postaci:

$$\Delta \ln va_{it} = \alpha \Delta \ln va_{it-1} + \beta' \Delta \mathbf{X}_{it} + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

Blundell i Bond [1998] zwrócili uwagę, że powyższa procedura różnicowania nie tylko eliminuje zmienne stałe w czasie (choć oczywiście eliminuje też  $\mu_i$ ), ale jest także nieefektywna. Zaproponowali oni uzupełnienie równania powstałego po obliczeniu pierwszych różnic równaniem wyjściowym i łączne szacowanie obu UMM. Metoda ta nosi nazwę Systemowej UMM i została zastosowana w tym artykule.

Dokładnego omówienia wymaga wektor pozostałych zmiennych niezależnych  $\mathbf{X}$ . Oczywiście głównymi jego elementami są, będące przedmiotem tego artykułu, trzy miary wahań produkcji omówione w poprzednim podrozdziale, czyli *sdtotal*, *sdsector*, *sdaggreg*. Ponadto zbiór zmiennych niezależnych zawiera zestaw zmiennych kontrolnych, które mogą wpływać na produktywność pracy.

Wartość dodana na zatrudnionego bez wątpienia zależy od zasobu kapitału. Ze względu na dostępność danych, w tym badaniu użyto opóźnionej wartości stopy inwestycji (wydatków inwestycyjnych w procentach wartości dodanej), oznaczonej *L.inv*.

Poziom zaawansowania technologicznego znalazł odzwierciedlenie w trzech zmiennych. Po pierwsze uwzględniono dyfuzję technologii z zagranicy przez bezpośrednie inwestycje zagraniczne i włączono do zbioru zmiennych niezależnych udział kapitału zagranicznego w kapitale własnym przedsiębiorstw, oznaczony *fdi*. Po drugie, zdolności absorpcyjne przedsiębiorstw i własny wysiłek badawczo-rozwojowy został przybliżony całkowitą liczbą zatrudnionych naukowców w danym dziale (*researcher*). Użyto wielkości absolutnej ze względu na możliwość występowania efektów aglomeracji.

Kolejna zmienna odzwierciedla subiektywną ocenę klimatu funkcjonowania przedsiębiorstw dokonaną przez przedsiębiorców i może być uznana za trzeci czynnik wpływający na tempo postępu technologicznego. Testowano kilka wskaźników z badań koniunktury w przemyśle, ale najsilniej istotnie wpływającą na wartość dodaną okazał się odsetek przedsiębiorców wskazujących wysokie obciążenia na rzecz budżetu jako barierę działalności przedsiębiorstw. Ponieważ Główny Urząd Statystyczny udostępnia wyniki badania koniunktury z częstotliwością kwartalną, dane zostały uśrednione dla stworzenia szeregów rocznych.

Przy badaniach sektorowych ważną zmienną kontrolną jest opóźniony udział danego działu przemysłu w całkowitej wartości dodanej przemysłu przetwórczego, oznaczony *L.vashare*. Włączenie tej zmiennej pozwala uniknąć niedoszacowania, a nawet zmiany znaku przy pozostałych zmiennych wyjaśniających. Jeśli bowiem kraj cierpi na niedostatek pewnych czynników produkcji, wtedy będzie specjalizował się w produkcji dóbr niewykorzystujących intensywnie tych

deficytowych czynników. W rezultacie produkcja będzie rosła w tych działach, gdzie znaczenie rzadkich czynników jest małe. Wtedy analiza regresji może nawet wykazać, że wpływ czynników rzadkich jest ujemny. Należy więc wprowadzić zmienną, która będzie odzwierciedlała dokonującą się specjalizację i tę rolę odgrywa zmienna *L.vashare*.

Wreszcie wprowadzono zmienne będące przedmiotem badania, czyli omówione w poprzednim podrozdziale miary wahań produkcji *sdttotal*, *sdaggreg*, *sdsector* oraz wielkość kredytu dla sektora prywatnego pomnożona przez sektorowe wskaźniki uzależnienia od zewnętrznego finansowania, oznaczona *domdep*. Ta ostatnia miara zasługuje na dokładniejsze omówienie.

Podstawą miary sektorowego rozwoju finansowego jest poziom kredytu krajowego dla sektora prywatnego w odsetkach PKB, który jest zmienną krajową. Dlatego został on pomnożony przez wskaźnik uzależnienia od zewnętrznego finansowania, który jest obliczany jako wyrażona w odsetkach przepływów gotówkowych część wydatków inwestycyjnych, która wykracza ponad wartość przepływów gotówkowych. Takie wskaźniki są obliczane dla sektorów w USA, gdyż w tym kraju sektor finansowy jest najbardziej rozwinięty i otrzymane wskaźniki powinny reprezentować popyt na zewnętrzne finansowanie, który nie został racjonowany ze względu na zbyt słabo rozwinięty rynek pośrednictwa finansowego. Miary zaczerpnięto z artykułu Klapper, Laevena i Rajana [2006]<sup>4</sup>.

Dla wygodnej interpretacji wyników estymacji modelu regresji warto ponownie zapisać szacowane równanie, zapisując wszystkie elementy wektora zmiennych kontrolnych:

$$\Delta \ln va_{it} = -\alpha L \ln va_{it-1} + \beta_1 domdep_{it} + \beta_2 sdttotal_{it} + \beta_3 researcher_{it} + \beta_4 L.vashare_{it} + \beta_5 L.inv_{it} + \beta_6 fdi_{it} + \beta_7 highpaygov_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

gdzie *lnva* oznacza wartość dodaną na 1 zatrudnionego zaś *L.lnva* opóźnioną wartość tej zmiennej, *domdep* to opisana powyżej sektorowa miara rozwoju finansowego, *sdttotal* oznacza całkowitą miarę wahań produkcji, *L.vashare* to opóźniona wartość udziału wartości dodanej działu w wartości dodanej przemysłu przetwórczego, *L.inv* to opóźniona wielkość inwestycji, *fdi* to udział kapitału zagranicznego, *highpaygov* to miara obciążeń fiskalnych.

Punktem wyjścia do sformułowania równania (6) jest neoklasyczna teoria wzrostu, zgodnie z którą poziom dochodu na 1 zatrudnionego zależy od opóźnionej wartości dochodu (ze względu na proces konwergencji), stopy inwestycji i tempa postępu technicznego. Model neoklasyczny został w (6) rozszerzony o teorię wzrostu endogenicznego, w myśl których tempo postępu technicznego zależy od wysiłku badawczo-rozwojowego, dyfuzji technologii z zagranicy i skali obciążeń podatkowych. Te endogeniczne czynniki postępu technicznego znalazły odzwierciedlenie w trzech zmiennych: *researcher*, *fdi* i *highpaygov*. Ze względu na specyfikę badań sektorowych do zbioru zmiennych wyjaśniających włączono

<sup>4</sup> Autor dziękuje Lucowi Laevenowi za udostępnienie danych.

także *L.vashare*, co uzasadniono powyżej. W zbiorze zmiennych objaśniających znalazły się też będące przedmiotem zainteresowania miary rozwoju finansowego *domdep* i wahań produkcji *sdttotal*. Jak argumentowano we wstępie, mogą one wpływać na tempo postępu technicznego, podobnie jak *researcher*, *fdi* i *highpaygov*.

Na koniec omówienia zestawu zmiennych kontrolnych należy wspomnieć o innych testowanych potencjalnych determinantach wartości dodanej w działach przemysłu przetwórczego, które nie były istotne statystycznie. Inne miary postępu technicznego – intensywność nakładów wewnętrznych na B+R, jak również intensywność wydatków na innowacje oraz inny kanał transferu technologii – wielkość obrotów handlowych – okazały się nie wpływać na sektorową wartość dodaną. Podobna uwaga dotyczy alternatywnej miary warunków gospodarowania, a mianowicie odsetka przedsiębiorców wskazujących na niejasne i niespójne przepisy prawne jako barierę działalności przedsiębiorstw. Z kolei nieistotność odsetka zatrudnionych w przedsiębiorstwach prywatnych w danym sektorze wskazała, że pracownicy firm prywatnych nie wydają się bardziej produktywni.

Wszystkie dane, poza wskaźnikami wahań oraz rozwoju finansowego i uzależnienia od zewnętrznego finansowania zaczerpnięto z różnych wydań *Rocznika Statystycznego Przemysłu Głównego* Urzędu Statystycznego. Do zbioru zmiennych objaśniających włączono też zmienne zero-jedynkowe dla poszczególnych lat. Systemowa UMM wymaga bowiem braku korelacji między błędami oszacowania dla poszczególnych działów przemysłu, co jest dużo bardziej prawdopodobne po włączeniu zmiennych zero-jedynkowych dla lat. Oszacowanych parametrów dla tych zmiennych nie przytaczano w tablicach dla zachowania ich czytelności.

Tablica 2

Wyniki estymacji modelu regresji na czasowo-przekrojowej próbie 21 działów przemysłu przetwórczego w latach 1994-2008 dla całkowitych wahań produkcji

Zmienna zależna: $\Delta \ln va$			
Zmienne	(1)	(2)	(3)
L.lnva	-0.0533 (0.0448)	-0.0456 (0.0471)	-0.0664 (0.0427)
domdep	-0.00440 (0.00384)		-0.0118* (0.00625)
sdttotaldc			0.0486 (0.0306)
sdttotal	-0.556 (0.452)	-1.057** (0.494)	-1.392** (0.580)
researcher	0.000321*** (0.000114)	0.000296** (0.000121)	0.000341*** (0.000110)
L.vashare	-4.149** (2.030)	-5.089** (2.303)	-3.915** (1.679)

cd. tablicy 2

Zmienne	(1)	(2)	(3)
L.inv	0.325* (0.182)	0.309 (0.194)	0.372** (0.175)
fdi	0.653*** (0.192)	0.627*** (0.216)	0.669*** (0.165)
highpaygov	-0.00910*** (0.00310)	-0.00554* (0.00336)	-0.00957*** (0.00299)
Zmienne 0-1 dla lat	TAK	TAK	TAK
liczba obserwacji	264	264	264
chi2	89.77	78.79	104.2
Sargan	84.10 (0.355)	57.66 (0.810)	94.90 (0.397)
ar1	-6.342 (2.26e-10)	-6.359 (2.03e-10)	-6.506 (7.73e-11)
ar2	-1.840 (0.0657)	-1.802 (0.0715)	-1.702 (0.0888)

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Metoda estymacji: Systemowa UMM. Instrumentami są wszystkie zmienne niezależne od drugiego do ostatniego dostępnego opóźnienia dla równania na pierwszych różnicach i opóźnione wartości pierwszych różnic dla równania na poziomach. W nawiasach poniżej oszacowanych współczynników przy zmiennych podano wartości błędów standardowych. W przypadku testu Sargana podano wartość statystyki  $\chi^2$  oraz w nawiasie p-value. Wartościom statystyk dla testu na autokorelację składnika losowego pierwszego (ar1) oraz drugiego (ar2) rzędu towarzyszą p-value.

Źródło: opracowanie własne

Tablica 2 przedstawia wyniki oszacowań dla zmiennej *sdtotal*, czyli bez różniczenia źródeł wahań sektorowych. Dokonano estymacji trzech specyfikacji, w których zmienna sektorowego rozwoju finansowego występuje samodzielnie (kolumna 1), nie występuje w zbiorze zmiennych niezależnych (kolumna 2) lub występuje łącznie z nową zmienną, pozwalającą na weryfikację hipotezy o łagodzącym skutki wahań wpływie rozwoju finansowego (kolumna 3). Zanim jednak omówione zostanie znaczenie rozwoju finansowego, należy prześledzić wpływ zmiennych występujących we wszystkich specyfikacjach. Warto podkreślić, że wszystkie testy – zarówno na autokorelację składnika losowego pierwszego i drugiego rzędu, jak i test Sargana – wskazują na prawidłowy dobór zestawu instrumentów.

We wszystkich estymowanych równaniach istotne są cztery zmienne: liczba zatrudnionych naukowców, zasób kapitału zagranicznego (wpływ dodatni) oraz dokuczliwość obciążeń na rzecz budżetu i opóźnionego udziału sektora w całkowitej wartości dodanej przemysłu przetwórczego (wpływ ujemny). O ile znak przy trzech pierwszych wymienionych zmiennych jest oczekiwany i nie wymaga komentarza, o tyle ujemny znak przy *L.vashare* wskazuje na wciąż niezakończony proces specjalizacji, bowiem sektory o dużym udziale w wartości dodanej przemysłu wydają się rosnać wolniej.

Kilka zmiennych traci statystyczną istotność w niektórych specyfikacjach. Opóźniona wartość inwestycji nie jest istotna w kolumnie (2), ale w pozostałych okazuje się istotna i towarzyszy jej oczekiwany, dodatni znak. Całkowite waha-

nia produkcji w sektorze mają wpływ ujemny na wzrost wartości dodanej na 1 zatrudnionego, ale wynik ten jest nieistotny statystycznie w kolumnie (1).

Wpływ rozwoju finansowego, mierzony wielkością kredytu dla sektora prywatnego jest niejednoznaczny. Zmienna *domdep* jest nieistotna statystycznie w kolumnie (1) i dlatego została usunięta ze specyfikacji przedstawionej w kolumnie (2). Wtedy też zmienna *sdtotal* uzyskuje istotność. Mając w pamięci hipotezę o pośrednim – łagodzącym skutki wahań produkcji – wpływie rozwoju finansowego do specyfikacji z kolumny (3) tablicy 2 wprowadzono nową zmienną. Jest ona iloczynem *sdtotal* i *domdep* i oznaczono ją *sdtotaldc*. Po jej włączeniu poziom rozwoju finansowego okazuje się wpływać ujemnie na tempo wzrostu wartości dodanej w przemyśle, choć należy zwrócić uwagę, że poziom istotności zmiennej *domdep* w kolumnie (3) wynosi jedynie 10%. Natomiast zmienna interakcyjna *sdtotaldc* wywiera efekt dodatni, ale jest nieistotny statystycznie. Hipoteza o łagodzącym wpływie rozwoju finansowego na tym etapie badania nie została więc potwierdzona ze względu na nieistotność *sdtotaldc*. W drugim etapie badań postanowiono sprawdzić, czy podobne wnioski można wyciągnąć z analizy zdekomponowanych wahań produkcji w sektorach. Wyniki zawiera tablica 3.

**Tablica 3**

**Wyniki estymacji modelu regresji na czasowo-przekrojowej próbie 21 działów przemysłu przetwórczego w latach 1994-2008 dla zdekomponowanych wahań produkcji**

Zmienna zależna:  $\Delta \ln va$

Zmienne	(1)	(2)	(3)	(4)
L.lnva	-0.0827* (0.0430)	-0.0736* (0.0447)	-0.0555 (0.0469)	-0.0724* (0.0417)
domdep	-0.00603 (0.00385)			-0.0112* (0.00648)
sdaggreg	0.990 (1.769)	1.182 (1.807)		
sdsector	-0.607 (0.426)	-0.957** (0.474)	-1.151** (0.514)	-1.371** (0.598)
researcher	0.000309*** (0.000107)	0.000310*** (0.000114)	0.000290** (0.000121)	0.000310*** (0.000110)
L.vashare	-3.443* (1.958)	-3.825* (2.144)	-4.530** (2.268)	-4.092** (1.771)
L.inv	0.373** (0.179)	0.380** (0.189)	0.347* (0.189)	0.397** (0.170)
fdi	0.547*** (0.175)	0.475** (0.190)	0.570*** (0.217)	0.547*** (0.160)
highpaygov	-0.00921*** (0.00283)	-0.00652** (0.00297)	-0.00564* (0.00334)	-0.00930*** (0.00298)
sdsectordc				0.0451 (0.0354)

cd. tablicy 3

Zmienne	(1)	(2)	(3)	(4)
Zmienne 0-1 dla lat	TAK	TAK	TAK	TAK
liczba obserwacji	264	264	264	264
chi2	101.1	88.67	77.61	104.1
Sargan	100.6 (0.254)	71.42 (0.742)	55.33 (0.865)	92.87 (0.455)
ar1	-6.464 (1.02e-10)	-6.477 (9.34e-11)	-6.423 (1.34e-10)	-6.559 (5.40e-11)
ar2	-1.678 (0.0933)	-1.573 (0.116)	-1.640 (0.101)	-1.608 (0.108)

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Metoda estymacji: Systemowa UMM. Instrumentami są wszystkie zmienne niezależne od drugiego do ostatniego dostępnego opóźnienia dla równania na pierwszych różnicach i opóźnione wartości pierwszych różnic dla równania na poziomach. W nawiasach poniżej oszacowanych współczynników przy zmiennych podano wartości błędów standardowych. W przypadku testu Sargana podano wartość statystyki  $\chi^2$  oraz w nawiasie p-value. Wartościom statystyk dla testu na autokorelację składnika losowego pierwszego (ar1) oraz drugiego (ar2) rzędu towarzyszą p-value.

Źródło: opracowanie własne

Na wstępie należy odnotować, że wyniki wszystkich testów na prawidłowy skład zestawu instrumentów – oba testy na autokorelację składnika losowego i test Sargana – potwierdzają, że dokonano słusznego ich doboru. Po dekompozycji wahań do zmiennych zawsze istotnych w tablicy 2, tj. *fdi*, *researcher*, *highpaygov* oraz *L.vashare*, dołączyła opóźniona wartość inwestycji, której istotność z reguły kształtuje się na poziomie 5%. Wyniki dla tych zmiennych zostały więc potwierdzone i uwaga może być skupiona na znaczeniu wahań produkcji i rozwoju finansowego dla wzrostu wartości dodanej na 1 zatrudnionego, które można odczytać z wyników umieszczonych w tablicy 3.

W żadnej specyfikacji – czy to z uwzględnieniem wielkości kredytu dla sektora prywatnego (kolumna 1), czy z jego pominięciem (kolumna 2) – miara wahań transmitowanych z pozostałych sektorów, *sdaggreg*, nie jest statystycznie istotna. Dlatego w kolumnach (3) i (4) tablicy 3 została ona pominięta, a w zbiorze zmiennych niezależnych pozostawiono miarę wahań specyficznych wyłącznie dla badanego sektora, *sdsector*. Okazuje się ona statystycznie istotna i towarzyszy jej ujemny znak. A zatem wahania produkcji sprzedanej ograniczone do wybranego działu przemysłu redukują tempo wzrostu wartości dodanej na 1 zatrudnionego w tym dziale. Interpretując łącznie wyniki z tablicy 2 i 3 można zaryzykować wobec tego stwierdzenie, że istotność zmiennej *sdtotal* w znaczącym stopniu wynikała z tego, że charakterystyczne dla sektora wahania produkcji istotnie redukują tempo wzrostu wartości dodanej, co wykazała istotność *sdsector* w tablicy 3.

Otrzymany wynik daje podstawy do dość optymistycznych wniosków. W świetle przeprowadzonych estymacji modelu regresji, transmisja wahań produkcji między działami przemysłu w Polsce nie wpływa w znaczący sposób na spowolnienie wzrostu wartości dodanej. Jedynie wstrząsy, które są ograniczone do wybranego sektora obniżają jego potencjał wzrostowy. naturalne jest pyta-

nie o możliwą rolę rozwoju finansowego w ograniczeniu tego negatywnego oddziaływania.

Odpowiedź na to pytanie można znaleźć w kolumnie (4) tablicy 3. Wprowadzono do tej specyfikacji zmienną *sdsectordc*, będącą iloczynem zmiennej *sdsector* i *domdep*. Gdyby okazała się ona istotna i towarzyszył jej dodatni znak, wtedy rozwój finansowy oddziaływałby silniej na tempo wzrostu, w tych sektorach, które doświadczają silniejszych wahań. Niestety, choć oszacowany współczynnik przy zmiennej interakcyjnej *sdsectordc* jest dodatni, to błąd standardowy jest bardzo wysoki i zmienna jest nieistotna statystycznie. Podobnie jak w tablicy 1, wpływ rozpatrywanego oddzielnie rozwoju finansowego (zmienna *domdep*) jest ujemny, choć przy niskim poziomie istotności.

### Wnioski

W artykule stwierdzono zróżnicowanie działań przemysłu przetwórczego względem ich podatności na wstrząsy sektorowe. Zidentyfikowano sektory produkujące pozostały sprzęt transportowy, sprzęt i aparaturę radiową, telewizyjną i komunikacyjną oraz instrumenty medyczne, precyzyjne i optyczne oraz zegary jako najbardziej narażone na wstrząsy sektorowe i ich negatywny wpływ na wzrost produktywności pracy.

Podsumowując przedstawione wyniki analiz wyników estymacji modelu regresji, można sformułować następujące wnioski dotyczące wpływu wahań produkcji i wielkości kredytu dla sektora prywatnego na wzrost wartości dodanej w działach polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1994-2008. Wpływ wahań produkcji na wzrost produktywności zależy od źródeł wahań. W polskim przemyśle przetwórczym produktywność wydaje się negatywnie zależeć przede wszystkim od wahań specyficznych dla sektora. Wahania transmitowane z innych sektorów przemysłu przetwórczego wydają się nie spowalniać wzrostu. Ujemny wpływ wahań specyficznych dla sektora sugeruje, że w polskim przemyśle przetwórczym proces uczenia się przez doświadczenie jest ważnym czynnikiem determinującym poprawę produktywności pracy.

Badania omawiane w artykule pozwalają na wyciągnięcie wniosków dotyczących wąsko rozumianego rozwoju finansowego, utożsamianego w artykule z wielkością kredytu dla sektora prywatnego. Istnieją przesłanki do stwierdzenia, że obecny poziom rozwoju finansowego okazuje się nie sprzyjać łagodzeniu negatywnego wpływu wahań sektorowych na wzrost produktywności. Sama wielkość kredytu wydaje się być negatywnie skorelowana z tempem wzrostu wartości dodanej, co jest rezultatem zaskakującym, ale możliwym do zinterpretowania po odwołaniu się do badań koniunktury w przemyśle.

Główny Urząd Statystyczny przeprowadza w cyklu półrocznym badanie koniunktury w inwestycjach w przemyśle i udostępnia dane od 1999 roku. Jedno z pytań zadawanych przedsiębiorcom dotyczy znaczenia krajowego kredytu bankowego jako źródła finansowania inwestycji. Obliczono średni w latach 1999-2008 odsetek respondentów wskazujących na ten sposób zdobycia środków

na inwestycje. W zależności od sektora wahał się on od 15,2% w produkcji maszyn biurowych i komputerów do 53,5% w sektorze wytwarzającym koks, produkty rafinacji ropy naftowej i paliwa jądrowe.

Następnie obliczono średni w latach 1999-2008 wzrost wartości dodanej w poszczególnych działach przemysłu, który mieścił się w przedziale od – 6,45% w produkcji skór wyprawionych i wyrobów ze skór wyprawionych do 42,53% w dziale produkcji maszyn biurowych i komputerów. Samo porównanie sektorów na krańcach obliczonych przedziałów pomaga wyciągnąć wnioski – sektor maszyn biurowych i komputerów doświadczył najszybszego wzrostu i jednocześnie w najmniejszym stopniu korzystał z kredytu bankowego. Ogólnie, współczynnik korelacji między deklarowanym przez respondentów wykorzystaniem kredytu do finansowania inwestycji, a tempem wzrostu wartości dodanej w latach 1999-2008 wynosi –0,48. Nie jest więc zaskoczeniem, że w analizie regresji zmienna *domdep* wpływa ujemnie na tempo wzrostu produktywności pracy. Badania koniunktury sugerują bowiem, że kredyty nie są wcale udzielane w polskim przemyśle przetwórczym w tych działach, które osiągają najlepsze wyniki.

Oprócz będących głównym przedmiotem badania wahań produkcji i rozwoju finansowego, w artykule analizowano kilka dodatkowych determinantów wzrostu produktywności pracy. Zidentyfikowano opóźnioną wartość inwestycji, obecność inwestorów zagranicznych, liczbę naukowców w sektorze badawczo-rozwojowym jako czynniki pobudzające wzrost wartości dodanej na zatrudnionego. Z uzyskanych wyników estymacji wynika, że opóźniona wielkość udziału danego sektora w całkowitej wartości dodanej przemysłu oraz deklarowana przez przedsiębiorców w badaniach koniunktury uciążliwość obciążeń fiskalnych oddziałują negatywnie na wzrost.

## Bibliografia

- Aghion P., Banerjee A., [2005], *Volatility and Growth*, Oxford University Press, New York.
- Aghion P., Saint-Paul G., [1998], *Virtues Of Bad Times. Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations*, „Macroeconomic Dynamics”, Vol. 2, No. 3, s. 322-344.
- Arellano M., Bond S., [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies”, Vol. 58, s. 277-297.
- Baxter M., King R.G., [1999], *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series*, „Review of Economics and Statistics”, Vol. 81, No. 4, s. 575-593.
- Blundell R., Bond S., [1998], *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics”, Vol. 87, No. 1, s. 115-143.
- Bordo M.D., Meissner C.M., Stuckler D., [2010], *Foreign Currency Debt, Financial Crises and Economic Growth: A Long-Run View*, „Journal of International Money and Finance”, Vol. 29, No. 4, s. 642-665.
- Boyd J.H., Kwak S., Smith B., [2005], *The Real Output Losses Associated with Modern Banking Crises*, „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 37, No. 6, s. 977-999.
- Chang Y., Gomes J.F., Schorfheide F., [2002], *Learning-by-Doing as a Propagation Mechanism*, „American Economic Review”, Vol. 92, No. 5, s. 1498-1520.

- Cogley T., Nason, J.M., [1995] *Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models*, „The American Economic Review”, Vol. 85, No. 3, s. 492-511.
- Fatas A., [2002], *The Effects of Business Cycles on Growth*, [w:] N. Loayza and R. Soto (red.), *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Central Bank of Chile, Santiago.
- Fountas S., Karanasos M., Mendoza A., [2004], *Output Variability and Economic Growth: The Japanese Case*, „Bulletin of Economic Research”, Vol. 56, No. 4, s. 353-363.
- Guiso L., Jappelli T., Padula M., Pagano M., [October 2004], *Financial market integration and economic growth in the EU*, „Economic Policy”, s. 523-577.
- Gupta P., Mishra D., Sahay R., [2007], *Behavior of Output During Currency Crises*, „Journal of International Economics”, Vol. 72, No. 2, s. 428-450.
- Henry O.T., Olekalns N., [2002], *The Effect of Recessions on the Relationship between Output Variability and Growth*, „Southern Economic Journal”, Vol. 68, No. 3, s. 683-692.
- Hodrick R.J., Prescott E.C., [1997], *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1, s. 1-16.
- Imbs J., [2002], *Why the Link Between Volatility and Growth is Both Positive and Negative*, CEPR Discussion Paper No. 3561.
- Klapper L., Laeven L., Rajan R., [2006], *Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 82, s. 591-629.
- Levine R., [2005], *Finance and Growth: Theory and Evidence*, w red. P. Aghion i S. Durlauf: *Handbook of Economic Growth*, Elsevier.
- Levine R., Loayza N., Beck T., [2000], *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes*, „Journal of Monetary Economics”, Vol. 46, s. 41-77.
- Macri J., Sinha D., [2000], *Output Variability and Economic Growth: The Case of Australia*, „Journal of Economics and Finance”, Vol. 24, No. 3, s. 275-282.
- Martin P., Rogers C.A., [2000], *Long-term Growth and Short-term Economic Instability*, „European Economic Review”, Vol. 44, s. 359-381.
- Neimke M., [2003], *Financial Development and Economic Growth in Transition Countries*, IEE Working Paper 173, Institute of Development Research and Development Policy, Bochum.
- Palley T.I., [1992], *Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment: A Reconsideration*, „Economic Inquiry”, Vol. 30, No. 1, s. 117-133.
- Rajan R.G., Zingales L., [1998], *Financial Dependence and Growth*, „American Economic Review”, Vol. 88, No. 3, s. 559-586.
- Ramey G., Ramey V.A., [1995], *Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth*, „American Economic Review”, Vol. 85, No. 5, s. 1138-1151.
- Rancièrè R., Tornell A., Westermann F., [2008], *Systemic Crises and Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, Vol. 123, No. 1, s. 359-406.
- Rotemberg J.J., [1999], *A Heuristic Method For Extracting Smooth Trends From Economic Time Series*, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 7439, National Bureau of Economic Research, New York.
- Speight A.E.H., [1999], *UK Output Variability and Growth: Some Further Evidence*, „Scottish Journal of Political Economy”, Vol. 46, No. 2, s. 175-184.
- Wooldridge J.M., [2002], *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western Educational Publishing, Mason.
- Zarnowitz V., Ozyildirim A., [2006], *Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles*, „Journal of Monetary Economics”, Vol. 53, No. 7, s. 1717-1739.

## Aneks

Tablica A

Jakość estymacji równania (1) oraz wyniki testów Hausmana (dotyczącego wyboru metody estymacji) oraz Sargana (dotyczącego poprawności doboru instrumentów)

Dział	15	16	17	18	19	20	21
Metoda estymacji	MNK	MNK	2MNK	MNK	MNK	2MNK	MNK
$R^2$ skorygowane	0.770	0.421	0.887	0.891	0.895	0.810	0.855
Statystyka $F$	22.54	5.670	51.96	53.62	55.58	27.75	38.88
$\chi^2$ testu Hausmana	0.09	2.09	6.75	1.21	0.94	7.16	1.28
( $p$ -value)	(0.7627)	(0.1483)	(0.0094)	(0.2718)	(0.3325)	(0.0075)	(0.2582)
$\chi^2$ testu Sargana	-	-	27.816	-	-	19.483	-
( $p$ -value)	-	-	(0.2679)	-	-	(0.7258)	-
Dział	22	23	24	25	26	27	28
Metoda estymacji	MNK	MNK	MNK	MNK	MNK	MNK	2MNK
$R^2$ skorygowane	0.831	0.666	0.729	0.914	0.832	0.619	0.891
Statystyka $F$	32.65	13.80	18.24	69.67	32.73	11.43	51.98
$\chi^2$ testu Hausmana	1.02	0.01	2.87	1.94	0.01	2.29	3.76
( $p$ -value)	(0.3131)	(0.9368)	(0.0904)	(0.1640)	(0.9228)	(0.1301)	(0.0526)
$\chi^2$ testu Sargana	-	-	-	-	-	-	30.167
( $p$ -value)	-	-	-	-	-	-	(0.1145)
Dział	29	31	32	33	34	35	36
Metoda estymacji	MNK	2MNK	MNK	MNK	2MNK	MNK	2MNK
$R^2$ skorygowane	0.871	0.861	0.807	0.913	0.861	0.786	0.916
Statystyka $F$	45.93	40.46	28.68	70.78	40.46	25.39	71.04
$\chi^2$ testu Hausmana	2.42	5.65	0.19	0.45	7.93	0.02	6.29
( $p$ -value)	(0.1199)	(0.0175)	(0.6634)	(0.5045)	(0.0475)	(0.8907)	(0.0121)
$\chi^2$ testu Sargana	-	32.402	-	-	26.131	-	23.126
( $p$ -value)	-	(0.1173)	-	-	(0.1615)	-	(0.5124)

---

## **IMPACT OF OUTPUT VOLATILITY AND THE AMOUNT OF CREDIT ON VALUE ADDED IN POLISH MANUFACTURING INDUSTRIES**

### **S u m m a r y**

The article deals with the impact of output volatility on the growth of labor productivity in Polish manufacturing industries between 1994 and 2008. The author analyzes the dual role of financial development, measured by the amount of credit to the private sector, both as a direct growth enhancing factor and as a cushion against the adverse effects of output volatility.

The existence of inter-sectoral linkages called for the decomposition of output volatility into sector-specific and aggregate volatility, the latter being transmitted from other manufacturing sectors. These output volatility indicators as well as the financial development indicator were added to the set of independent variables in a regression model seeking to explain the rate of growth of value added per employee. The estimated regression model was derived from the neoclassical growth model, expanded to include the determinants of technological progress, such as R&D effort, foreign direct investment inflow, and the tax burden. Panel data and the Generalized Method of Moments were used to perform the estimation.

The analysis of the estimation results suggests that the growth of labor productivity in Polish manufacturing industries is negatively correlated with sector-specific output volatility. Volatility transmitted from other sectors leaves the rate of labor productivity growth unaffected. The degree of financial development, measured by the amount of credit to the private sector, does not seem to offset the negative impact of output volatility on growth, the author says; in fact, it appears to contribute to a deceleration in the rate of growth.

**Keywords:** output volatility, financial development, economic growth, manufacturing industries

**JEL classification codes:** E32, O40, L60

---