

Jacek Welc

Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu

STOPIEŃ WSPÓŁWYSTĘPOWANIA REGIONALNYCH WAHAŃ KONIUNKTURY NA PRZYKŁADZIE REGIONÓW STANÓW ZJEDNOCZONYCH

1. Wstęp

Wahania koniunktury gospodarczej mogą mieć charakter zróżnicowany w poszczególnych regionach kraju. Pojawiające się w gospodarce kolejne fazy wahań w pewnych regionach mogą występować szybciej, natomiast w innych ujawnią się ze znacznym opóźnieniem. Przyczyną tego zróżnicowania może być np. odmienna struktura gospodarcza poszczególnych regionów. Obszary, w których struktura produkcji przemysłowej charakteryzuje się relatywnie dużym udziałem dóbr inwestycyjnych, mogą jako pierwsze odczuwać skutki spadku zagregowanego popytu. Z kolei w regionach, w których struktura gospodarcza charakteryzuje się dużym udziałem sektora usług, wahania koniunktury mogą mieć charakter znacznie bardziej wygładzony niż w przypadku innych obszarów kraju. Czynnikiem wywołującym zróżnicowanie charakteru wahań w poszczególnych regionach są również zmiany kursów walutowych, w znacznie większym stopniu dotyczące regionów o dużym udziale dóbr eksportowych w strukturze produkcji.

Znajomość stopnia zróżnicowania regionów pod względem momentów ujawniania się poszczególnych faz cyklu koniunkturalnego jest cenna z punktu widzenia zarówno prowadzonej w skali regionalnej polityki społeczno-gospodarczej, jak i działających w regionie przedsiębiorstw. Istotne odległości czasowe między poszczególnymi fazami cyklu w danych regionach powodują bowiem, że kierując się danymi dotyczącymi gospodarki całego kraju (jak np. bieżące tempo wzrostu produktu krajowego brutto czy produkcji przemysłowej), można podjąć niewłaściwe

decyzje gospodarcze. Na przykład jeśli ożywienie gospodarcze ujawnia się w danym regionie ze znacznym opóźnieniem w stosunku do pozostałych regionów, oznacza to, że poprawa koniunktury obserwowana w skali makro nie musi się przekładać na poprawę klimatu gospodarczego w danym regionie. W wyniku tego, podejmując krótkookresowe decyzje gospodarcze (np. dotyczące planowanego na najbliższy rok poziomu inwestycji) na podstawie ogólnych wskaźników makroekonomicznych, można popełnić poważne błędy.

W artykule zbadano stopień współzależności wahań cyklicznych na szczeblu poszczególnych stanów USA z wahaniami w skali całego kraju oraz stopień współwystępowania wahań w poszczególnych stanach. Wybór kraju, a także poszczególnych stanów jako reprezentantów regionów USA, wynika z dostępności długich szeregów danych statystycznych, publikowanych z częstotliwością kwartalną. Badanie objęło okres od pierwszego kwartału 1970 r. do czwartego kwartału 2003 r.

Ze względu na to, że nie są dostępne kwartalne dane dotyczące produktu krajowego brutto w poszczególnych stanach, jako miarę wahań koniunktury przyjęto procentową zmianę poziomu zatrudnienia w sektorach nierolniczych na koniec danego kwartału w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego. Ponieważ posłużono się rocznymi przyrostami poziomu zatrudnienia, wykorzystano dane nieoczyszczone z wahań sezonowych.

2. Zastosowana metodologia i otrzymane rezultaty

W celu odpowiedzi na pytanie, czy tempo wzrostu zatrudnienia w danym regionie w okresie bieżącym jest skorelowane z dynamiką zatrudnienia w całym kraju w okresach poprzednich (i odwrotnie), dla każdego badanego obszaru USA oszacowano dwa typy równań regresji. W pierwszym z nich szacowano parametry modelu, w którym zmienną objaśnianą stanowi roczna dynamika zatrudnienia w danym stanie w okresie bieżącym, natomiast zmiennymi objaśniającymi są opóźnione wartości dynamiki zatrudnienia w Stanach Zjednoczonych ogółem. W drugim typie modelu zmienną objaśnianą stanowi dynamika zatrudnienia w Stanach Zjednoczonych ogółem w okresie bieżącym, natomiast zmiennymi objaśniającymi są opóźnione wartości dynamiki zatrudnienia w danym stanie. W obu typach modeli najmniejsze opóźnienie zmiennej egzogenicznej wynosi jeden kwartał, natomiast opóźnienie maksymalne to osiem kwartałów. Oba typy równań zawierają również wyraz wolny. Oszacowane równania pozwalają odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu zmiany tempa wzrostu zatrudnienia w całym kraju mają zdolność predykcji zmian tempa wzrostu zatrudnienia w poszczególnych stanach (i na odwrót). Dlatego też analizie poddano wyłącznie wartości współczynników determinacji oszacowanych równań (pominięto analizę uzyskanych parametrów strukturalnych). Rezultaty przeprowadzonej analizy przedstawiono w tab. 1. Zawiera ona uzyskane wartości współczynników determinacji oraz różnice między ich wartościami uzyskanymi dla poszczególnych regionów.

Tabela 1. Wartości współczynników determinacji w równaniach regresji dynamiki zatrudnienia w poszczególnych stanach USA w zależności od dynamiki zatrudnienia w Stanach Zjednoczonych ogółem i odwrotnie

Stan	Model I*	Model II**	Różnica***	Stan	Model I*	Model II**	Różnica***
Alaska	0,132	0,150	-0,018	Nebraska	0,668	0,527	0,141
Arizona	0,756	0,773	-0,017	Nevada	0,715	0,755	-0,040
Arkansas	0,702	0,688	0,014	New Hampshire	0,637	0,693	-0,056
California	0,789	0,855	-0,066	New Jersey	0,670	0,696	-0,026
Colorado	0,528	0,573	-0,045	New Mexico	0,539	0,538	0,001
Connecticut	0,667	0,683	-0,016	New York	0,581	0,694	-0,113
Delaware	0,488	0,589	-0,101	North Carolina	0,779	0,883	-0,104
District of Columbia	0,201	0,363	-0,162	North Dakota	0,185	0,128	0,057
Florida	0,658	0,692	-0,034	Ohio	0,834	0,801	0,033
Georgia	0,779	0,809	-0,030	Oklahoma	0,294	0,371	-0,077
Hawai	0,304	0,444	-0,140	Oregon	0,669	0,766	-0,097
Idaho	0,368	0,425	-0,057	Pennsylv.	0,796	0,779	0,017
Illinois	0,777	0,640	0,137	Rhode Island	0,640	0,630	0,010
Indiana	0,752	0,736	0,016	South Carolina	0,790	0,827	-0,037
Iowa	0,558	0,577	-0,019	South Dakota	0,459	0,447	0,012
Kansas	0,684	0,670	0,014	Tennessee	0,800	0,814	-0,014
Kentucky	0,729	0,717	0,012	Texas	0,312	0,292	0,020
Louisiana	0,257	0,312	-0,055	Utah	0,619	0,552	0,067
Maine	0,595	0,651	-0,056	Vermont	0,627	0,703	-0,076
Maryland	0,666	0,734	-0,068	Virginia	0,757	0,811	-0,054
Massachus.	0,628	0,668	-0,040	Washington	0,636	0,693	-0,057
Michigan	0,743	0,781	-0,038	West Virginia	0,358	0,250	0,108
Minnesota	0,824	0,812	0,012	Wisconsin	0,788	0,780	0,008
Mississippi	0,676	0,727	-0,051	Wyoming	0,172	0,182	-0,010
Missouri	0,839	0,840	-0,001	USA ogółem	0,933	0,933	0,000
Montana	0,272	0,289	-0,017				

* Zmienną objaśnianą stanowi roczna dynamika zatrudnienia w sektorach nierolniczych w danym stanie, natomiast zmiennymi objaśniającymi są opóźnione wartości rocznej dynamiki zatrudnienia w sektorach nierolniczych w Stanach Zjednoczonych ogółem.

** Zmienną objaśnianą stanowi roczna dynamika zatrudnienia w sektorach nierolniczych w Stanach Zjednoczonych ogółem, natomiast zmiennymi objaśniającymi są opóźnione wartości rocznej dynamiki zatrudnienia w sektorach nierolniczych w danym stanie.

*** Różnica między wartością współczynnika determinacji w modelu I oraz analogiczną wartością w modelu II.

Estymacji parametrów dokonano, wykorzystując klasyczną metodę najmniejszych kwadratów. Opóźnienia zmiennych egzogenicznych wynoszą od jednego do ośmiu kwartałów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony internetowej U.S. Bureau of Labor Statistics.

Współczynniki determinacji zarówno pierwszego, jak i drugiego typu równań regresji wykazują istotne zróżnicowanie interregionalne. Najwyższe wartości tej miary w równaniach pierwszego typu, wynoszące odpowiednio 0,839 i 0,834, dotyczą stanów Missouri oraz Ohio. W przypadku tych regionów zmiany dynamiki zatrudnienia w całym kraju mają istotne zdolności predykcji tego samego zjawiska na szczeblu stanowym. Najniższe wartości współczynnika determinacji wśród równań pierwszego typu odnotowano w przypadku Alaski oraz Wyoming – wynoszą one odpowiednio 0,132 i 0,172. Pozwala to stwierdzić znaczny stopień nietypowości tych najmniejszych pod względem zatrudnienia stanów USA. Jeszcze większe zróżnicowanie współczynników determinacji uzyskano w przypadku drugiego typu równań regresji. Maksymalne wartości otrzymano tu dla North Carolina oraz California – odpowiednio 0,883 i 0,855. Wartości najniższe uzyskano dla North Dakota oraz Alaska – odpowiednio 0,128 i 0,150. Do regionów o najniższej korelacji wahań zatrudnienia z dynamiką zatrudnienia w całym kraju należą, oprócz wymienionych stanów, Alaska, Wyoming i North Dakota, także District of Columbia, Louisiana i Montana. Tylko nieznacznie wyższą zależność wykazują West Virginia, Texas i Oklahoma.

Stwierdzono również bardzo wysoką korelację pomiędzy wartościami współczynników determinacji uzyskanymi dla obu typów równań regresji. Współczynnik korelacji liniowej między współczynnikami determinacji pierwszego typu modeli z analogicznymi wartościami dla równań drugiego typu wynosi 0,955. Oznacza to, że w przypadku stanów, w których bieżąca dynamika zatrudnienia wykazuje wysoką (niską) zależność stochastyczną z opóźnioną dynamiką zatrudnienia w całym kraju, stwierdzono również wysoką (niską) zależność między tempem wzrostu zatrudnienia w Stanach Zjednoczonych ogółem w okresie bieżącym a opóźnionymi wartościami dynamiki zatrudnienia w tych stanach.

Różnice między współczynnikami determinacji dla równań obu typów są w większości regionów nieznaczne. Zaledwie w przypadku ośmiu stanów moduł różnicy między obydwojema współczynnikami determinacji przekracza 0,1. Dotyczy to stanów Delaware, District of Columbia, Hawaj, New York, North Carolina, Illinois, Nebraska oraz West Virginia. W przypadku pierwszych pięciu z nich współczynniki determinacji w równaniu drugiego typu przyjęły wartości wyższe niż analogiczne wartości uzyskane dla modelu pierwszego typu. Oznacza to, że zdolność predykcyjna zmian dynamiki zatrudnienia w całym kraju bazująca na zmianach dynamiki zatrudnienia w tych regionach jest wyższa niż zdolność prognozowania tempa wzrostu zatrudnienia stanowego bazująca na tempie wzrostu zatrudnienia na poziomie kraju. Może to być spowodowane tym, że w przypadku przyspieszenia (spowolnienia) gospodarczego przyspieszenie (spowolnienie) to następuje w pierwszej kolejności w tych stanach, a dopiero później w pozostałych regionach USA. Jednak potwierdzenie tego faktu w aspekcie przyczynowości wymagałoby zastosowania bardziej skomplikowanych narzędzi statystycznych. Spośród

tych pięciu stanów największą różnicę między obydwooma współczynnikami determinacji stwierdzono w przypadku District of Columbia – wynosi ona -0,162.

W przypadku pozostałych trzech stanów (Illinois, Nebraska oraz West Virginia) współczynniki determinacji w równaniu pierwszego typu przyjęły wartości wyższe niż analogiczne wartości uzyskane dla modelu drugiego typu. Oznacza to, że zdolność predyktywna zmian tempa wzrostu zatrudnienia stanowego bazująca na tempie wzrostu zatrudnienia na poziomie kraju jest wyższa niż zdolność prognozowania dynamiki zatrudnienia w całym kraju bazująca na zmianach dynamiki zatrudnienia w tych regionach. Sytuacja ta może wynikać z tego, że przyspieszenie (spowolnienie) gospodarcze następuje w tych regionach z pewnym opóźnieniem w stosunku do pozostałych stanów. Spośród tych trzech stanów najwyższą różnicę między obydwooma współczynnikami determinacji stwierdzono w przypadku stanu Nebraska – wynosi ona 0,141.

Podobne rezultaty otrzymano, analizując wartości współczynników korelacji liniowej między rocznym tempem wzrostu zatrudnienia w sektorach nierolniczych w poszczególnych stanach¹. W badaniu tym obliczono jedynie współczynniki korelacji między bieżącą (nieopóźnioną) dynamiką zatrudnienia w poszczególnych stanach.

Przeciętna spośród wartości bezwzględnych współczynnika korelacji wynosi 0,58. Najwyższa wartość współczynnika korelacji, dotycząca Minnesoty i Wisconsin, wynosi 0,95. Druga najwyższa wartość uzyskana dla Ohio oraz Wisconsin wynosi 0,94. Zaskakujące są relatywnie wysokie co do modułu wartości ujemnych współczynników korelacji. Najniższa jego wartość wynosi -0,41 i dotyczy stanów Nowy Jork i Alaska. Druga najniższa wartość, obliczona dla Georgii i Alaski, to -0,40. Najniższe co do modułu wartości współczynnika korelacji wynoszą 0. Dotyczy to trzech par stanów: Nowy Jork i Montana, South Dakota i Alaska, Texas i District of Columbia.

Podobnie silne zróżnicowanie interregionalne stwierdzono w przypadku siły zależności między dynamiką zatrudnienia w poszczególnych stanach a dynamiką zatrudnienia w Stanach Zjednoczonych ogółem. Przeciętna spośród wartości bezwzględnych współczynnika korelacji wynosi tu 0,75. Dwie najwyższe co do modułu wartości wynoszą 0,94 i dotyczą Missouri oraz Ohio, a dwie najniższe co do modułu wartości wynoszą 0,31 i dotyczą Alaski oraz Wyoming. Wśród współczynników korelacji między dynamiką zatrudnienia w poszczególnych stanach a Stanami Zjednoczonymi ogółem stwierdzono tylko jedną wartość ujemną. Dotyczy ona Alaski i wynosi -0,31.

W przypadku Alaski współczynnik korelacji między dynamiką zatrudnienia w tym regionie a dynamiką w pozostałych stanach przyjął wartość ujemną w czterdziestu z czterdziestu dziewięciu analizowanych przypadków. Jednak średnia z wartości bezwzględnych współczynnika korelacji tego stanu z innymi stanami

¹ Ze względu na ograniczone ramy artykułu zrezygnowano z prezentacji otrzymanej macierzy korelacji (macierz ta zawiera 51 wierszy oraz 51 kolumn). Rezultaty dostępne są u autora na życzenie.

wynosi zaledwie 0,24. Potwierdza to wyjątkowość gospodarczą tego obszaru Stanów Zjednoczonych na tle pozostałych stanów.

Nieznacznie wyższą wartość średnią spośród modułów współczynnika korelacji stwierdzono w stanie Wyoming (0,29). Jednak w przypadku tego regionu współczynniki korelacji ze wszystkimi pozostałymi stanami przyjęły wartości dodatnie.

Należy zauważyć, iż dwa stany najmniejsze pod względem średniego poziomu zatrudnienia w badanym okresie (Alaska oraz Wyoming) wykazują bardzo niski stopień współzależności tempa wzrostu zatrudnienia z pozostałymi regionami Stanów Zjednoczonych.

Przeprowadzona analiza korelacji tempa wzrostu zatrudnienia w badanych obszarach Stanów Zjednoczonych potwierdza zatem bardzo zróżnicowany stopień współzbieżności czasowej analizowanego zjawiska w poszczególnych stanach. Wśród badanych par stanów można wyróżnić zarówno regiony o silnie zbieżnych wahaniami dynamiki zatrudnienia, jak i obszary, w których wahania te przebiegają całkowicie niezależnie. Do podobnych wniosków prowadzi analiza korelacji między tempem wzrostu zatrudnienia w poszczególnych stanach a Stanami Zjednoczonymi ogółem.

3. Wnioski końcowe

Przeprowadzona analiza statystyczna pozwala stwierdzić występowanie istotnego zróżnicowania międzystanowego pod względem zbieżności wahań koniunktury gospodarczej zachodzących w regionie z analogicznymi wahaniami obserwowanymi w innych stanach oraz w Stanach Zjednoczonych ogółem. Biorąc pod uwagę wielkość, poziom rozwoju oraz złożoność gospodarki USA, można przypuszczać, że głównym czynnikiem odpowiedzialnym za tę dywersyfikację są różnice w strukturze gospodarczej poszczególnych stanów. W przypadku Stanów Zjednoczonych stwierdzone zróżnicowanie charakteru regionalnych wahań koniunktury może zatem stanowić pewien problem w prowadzeniu polityki gospodarczej na szczeblu stanowym oraz w planowaniu działalności gospodarczej w skali nieprzekraczającej obszaru stanu. Uzyskane rezultaty nie wydają się jednak być uniwersalne. Podobne badania, przeprowadzone na podstawie danych dotyczących gospodarki o mniejszym stopniu zróżnicowania niż gospodarka amerykańska, mogą bowiem dać rezultaty odmienne od powyższych. Niestety, w przypadku gospodarki polskiej istotnym ograniczeniem jest brak wystarczająco długich szeregów danych statystycznych (obejmujących kilka cykli koniunkturalnych).

Literatura

- [1] *Of Shocks and Horrors. The Causes of Booms and Bust*, [w:] *The Unfinished Recession. A Survey of the World Economy*, „The Economist September 28th 2002”, s. 7 - 9.

- [2] Barczyk R., Kowalczyk Z., *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Poznań 1993.
- [3] Kowalewski G., *Badanie koniunktury gospodarczej. Wprowadzenie*, Wyd. AE, Wrocław, 2000.
- [4] Temin P., *The Causes of American Business Cycles: an Essay in Economic Historiography*, [w:] *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?* Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Boston, June 1998, s. 39.

THE LEVEL OF CONTEMPORANEITY OF REGIONAL BUSINESS CYCLES IN THE CASE OF THE UNITED STATES

Summary

The scope of contemporaneity of changes in year-over-year growth pace of non-farm employment in the individual states of the USA has been explored in the paper. Regression equations' coefficients of determination and correlation coefficients between individual regions, as well as between regions and whole United States have been applied. The analysis found that the phases of business cycle appears in different regions in different points of time. It triggers the possibility of making significant mistakes in business planning and in carrying regional socioeconomic policy in the case of evaluating the current regional economic climate on the basis of macroeconomic business indexes.