

Jacek Welc

Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu

**KRÓTKOTERMINOWE PROGNOZOWANIE KONIUNKTURY
REGIONALNEJ ZA POMOCĄ MODELU ADL
NA PRZYKŁADZIE REGIONÓW STANÓW ZJEDNOCZONYCH****1. Wstęp**

W wielu krajach wahania poziomu aktywności gospodarczej są różne w poszczególnych regionach. Ożywieniu (spowolnieniu) gospodarczemu na poziomie narodowym nie musi towarzyszyć równoległe ożywienie (spowolnienie) na poziomie poszczególnych regionów. Podobnie szczyty oraz dna cyklu koniunkturalnego nie muszą pojawiać się w poszczególnych obszarach kraju w tym samym czasie. Przyczynami występowania tych różnicowań mogą być różnice w strukturze gospodarczej poszczególnych regionów. Na przykład obszary o wyższym udziale eksportu w strukturze ich produktu regionalnego wykazują prawdopodobnie większą elastyczność wobec krótkoterminowych zmian kursów walutowych. Podobnie regiony o wysokim udziale dóbr inwestycyjnych w strukturze ich produkcji przemysłowej prawdopodobnie jako pierwsze oraz w stopniu największym reagują na spowolnienie ogólnej koniunktury gospodarczej (ze względu na to, że popyt inwestycyjny charakteryzuje się największą zmiennością spośród wszystkich komponentów produktu krajowego brutto).

Występowanie tych różnicowań może istotnie komplikować prowadzenie krótkoterminowej polityki gospodarczej, zarówno na szczeblu narodowym, jak i regionalnym. Wynika to z tego, że wiele parametrów polityki ekonomicznej jest w istotnym stopniu uzależnionych od poziomu aktywności gospodarczej. W szczególności dotyczy to wpływów podatkowych oraz wielu pozycji wydatków publicznych (np. świadczenia dla osób bezrobotnych), które są silnie skorelowane z dynamiką gospodarki. Różni-

cowanie cykli koniunktury między poszczególnymi regionami może natomiast implikować istotne problemy z prognozowaniem i planowaniem polityki gospodarczej na szczeblu regionalnym. Ponadto zróżnicowanie to może znacznie komplikować prowadzenie działalności gospodarczej, ponieważ prognozowanie sprzedaży na podstawie danych makroekonomicznych może prowadzić do podejmowania błędnych decyzji (np. w zakresie poziomu zapasów czy niezbędnych inwestycji).

Opisane zjawiska powodują, iż użytecznym wsparciem prowadzonej polityki gospodarczej mogą okazać się narzędzia prognozowania dostosowane do specyfiki regionalnych wahań koniunktury. W pracy tej zbadano możliwość wykorzystania jednorównaniowych modeli autoregresji z rozłożonymi opóźnieniami w prognozowaniu regionalnej koniunktury na przykładzie trzech stanów USA.

2. Zastosowana metodologia

W pracy dokonano próby oceny użyteczności jednorównaniowych modeli autoregresji z rozłożonymi opóźnieniami w prognozowaniu krótkoterminowych zmian aktywności gospodarczej na szczeblu regionalnym. W tym celu posłużono się kwartalnymi danymi, dotyczącymi stanowego poziomu zatrudnienia w Alasce, Kalifornii oraz Nowadzie. Wybór kraju wynika z tego, że gospodarka amerykańska jest strukturalnie jedną z najbardziej zróżnicowanych na świecie oraz jednocześnie dostępne są długie szeregi danych niezbędnych do analizy. W wyborze regionów posłużono się subiektywnym kryterium ich zróżnicowania. Alaska stanowi jeden z najmniejszych oraz jednocześnie najbardziej nietypowy pod względem struktury gospodarczej stan USA. Kalifornia jest z kolei stanem największym pod względem poziomu zatrudnienia oraz jednocześnie jednym z najbardziej uprzemysłowionych regionów, o wysokim poziomie dochodu na jednego mieszkańca. Nowadę natomiast wybrano subiektywnie jako region reprezentujący typowe stany USA.

Jako wskaźnik reprezentujący zmiany regionalnej koniunktury gospodarczej wybrano roczną dynamikę zatrudnienia w sektorach nierolniczych (w procentach rok do roku). Wynika to z tego, że zmiany produktu stanowego brutto oraz regionalnej produkcji przemysłowej są publikowane z częstotliwością roczną.

Jako potencjalne predyktory zmian regionalnej koniunktury gospodarczej wykorzystano 144 zmienne makro- i mikroekonomiczne¹. Należą do nich zmienne zarówno z sektora realnego (m.in. PKB, produkcja przemysłowa ogółem i w sektorach, zatrudnienie w sektorach, wydajność pracy, wolumen eksportu oraz importu), jak i z sektora finansowego (m.in. różne agregaty cenowe, podaź pieniądza, poziom kredytów i oszczędności, kursy walutowe).

Dla wszystkich zmiennych posłużono się danymi od pierwszego kwartału 1975 r. do czwartego kwartału 2003 r. Próbę tę podzielono na dwie podpróby. Pierwsza, obejmująca obserwacje z okresu od pierwszego kwartału 1975 r. do drugiego kwartału

¹ Ze względu na ograniczoną objętość pracy nie przytoczono ich pełnej listy.

1988 r. posłużyła do selekcji zmiennych objaśniających i pierwszej estymacji parametrów modelu. Drugą podpróbę, obejmującą obserwacje od trzeciego kwartału 1988 r. do czwartego kwartału 2003 r., wykorzystano do budowy i analizy prognoz pozornych.

Jako kryterium doboru ostatecznych zmiennych objaśniających zastosowano jedną z wersji procedury „modelowania od szczegółu do ogółu”. Procedura ta polega na oszacowaniu dla zmiennej objaśnianej modelu prostej autoregresji, a następnie dodawaniu kolejnych regresorów w oparciu o kolejne regresje dwóch zmiennych [2]. W pierwszym etapie szacuje się model autoregresji zmiennej objaśnianej rzędu k (ustalonego w oparciu o weryfikację statystycznej istotności kolejnych opóźnień). Następnie, w etapie drugim, szacuje się i dwuzmiennych równań regresji o postaci:

$$y_t = \alpha_i + \sum_{n=1}^k \beta_{k,i} y_{t-k} + \sum_{m=1}^p \delta_{p,i} x_{t-p,i} + \varepsilon_{t,i},$$

gdzie: α_i – wyraz wolny i -tej regresji,

$\beta_{k,i}$ – parametr autoregresji przy opóźnieniu k w i -tym równaniu,

$\delta_{p,i}$ – parametry przy poszczególnych opóźnieniach i -tej kandydatki na zmienną objaśniającą,

$x_{t-p,i}$ – i -ta kandydatka na zmienną objaśniającą przy opóźnieniu równym p ,

k – ustalony we wcześniejszym etapie rząd autoregresji,

i – liczba wszystkich kandydatek na zmienne objaśniające,

p – przyjęte maksymalne opóźnienie i -tej kandydatki na zmienną objaśniającą,

$\varepsilon_{t,i}$ – czynnik losowy i -tej regresji.

Kandydatka na zmienną objaśniającą, w przypadku której stwierdzono najkorzystniejszą wartość wybranego kryterium informacyjnego, pozostaje w równaniu w momencie przejścia do trzeciego etapu.

W kolejnym etapie procedurę powtarza się, z tym że jako równanie wyjściowe przyjmuje się wcześniejszy model autoregresji z dodaną zmienną, wyselekcjonowaną w etapie drugim. Ponownie szacuje się $i - 1$ równań regresji, po czym identyfikuje się zmienną o najkorzystniejszej wartości wybranego kryterium informacyjnego. Zmienną tę dodaje się do regresji z etapu drugiego i powtarza procedurę aż do zidentyfikowania wszystkich zmiennych, które powinny znaleźć się w modelu (wg zadanego kryterium informacyjnego).

Jako kryterium informacyjne przyjęte do selekcji zmiennych wykorzystano skorygowany współczynnik determinacji. Jako kryterium dopuszczalności modelu wykorzystano również test mnożnika Lagrange’a na autokorelację reszt.

W kolejnym etapie dokonano identyfikacji występowania ewentualnych obserwacji nietypowych (występujących w przypadku zmiennej objaśnianej). Wykorzystana metoda opiera się na analizie istotności parametrów strukturalnych, uzyskanych dla zmiennych zero-jedynkowych, skonstruowanych dla potencjalnych obserwacji nietypowych [1]. W metodzie tej oszacowano najpierw parametry konstruowanego modelu

ekonometrycznego po selekcji zmiennych objaśniających. Następnie, w celu weryfikacji występowania obserwacji nietypowych, obliczono składniki resztowe oszacowanej regresji oraz wyszukano obserwację o najwyższej wartości bezwzględnej składnika resztowego. Następnie utworzono zero-jedynkową zmienną objaśniającą, przybierającą wartość 1 dla zidentyfikowanej obserwacji o najwyższym module składnika resztowego oraz wartość 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tę dodano do zestawu zmiennych objaśniających i ponownie oszacowano parametry równania regresji. Jeżeli dodana zero-jedynkowa zmienna objaśniająca okazała się istotna statystycznie, przyjmowano, że zidentyfikowana obserwacja ma charakter obserwacji nietypowej. Następnie dokonano ponownej kalkulacji składników resztowych (dla regresji z dodatkową zmienną zero-jedynkową) i zidentyfikowano obserwację o najwyższym module składnika resztowego, po czym skonstruowano kolejną zmienną binarną, przybierającą wartość 1 w przypadku obserwacji o najwyższym module reszty oraz wartości 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tę dodano do zestawu zmiennych objaśniających, po czym dokonano ponownej estymacji parametrów oraz analizy istotności statystycznej zmiennych. Procedurę powtarzano do chwili, kiedy n -ta skonstruowana zmienna zero-jedynkowa okazała się nieistotna statystycznie. W ostatecznej wersji modelu znalazły się wszystkie wskaźniki dobrane na etapie selekcji zmiennych objaśniających oraz $n - 1$ zmiennych zero-jedynkowych, odzwierciedlających występowanie obserwacji nietypowych zmiennej objaśnianej.

Skonstruowany na podstawie opisanej procedury model autoregresji z rozłożonymi opóźnieniami posłużył następnie do budowy i analizy dla każdego z trzech stanów możliwości prognozowania krótkoterminowych zmian koniunktury gospodarczej (mierzonej dynamiką zatrudnienia w sektorach nierolniczych). W tym celu sporządzono prognozy pozorne dynamiki zatrudnienia w trzech stanach w okresie od trzeciego kwartału 1988 r. do czwartego kwartału 2003 r. Dokonano prognoz na jeden kwartał w przyszłość. Na podstawie rzeczywistych poziomów dynamiki zatrudnienia w podanym okresie oraz ich prognoz pozornych obliczono średnie procentowe błędy prognoz (średnie procentowe odchylenie prognozy stopy bezrobocia od jej wartości rzeczywistej).

3. Wyniki

W rezultacie zastosowania opisanych procedur otrzymano trzy modele autoregresji z rozłożonymi opóźnieniami oraz szereg pozornych prognoz dynamiki zatrudnienia w sektorach pozarolniczych trzech analizowanych regionach Stanów Zjednoczonych. W tab. 1, 2 i 3 zaprezentowano wyniki estymacji parametrów poszczególnych modeli, oszacowane w oparciu o próbę od pierwszego kwartału 1975 r. do drugiego kwartału 1988 r. Na rys. 1, 2 i 3 przedstawiono rzeczywistą dynamikę zatrudnienia oraz jej jednokwartalne prognozy, otrzymane z przeszacowanych w sposób rekursywny modeli, w okresie od trzeciego kwartału 1988 r. do czwartego kwartału 2003 r.

Tabela 1. Otrzymane rezultaty regresji dynamiki zatrudnienia w stanie Alaska

Zmienna objaśniana: EMPt		Metoda estymacji: KMNK	
Zmienna objaśniająca	Wartość parametru	Standardowy błąd oceny parametru	Statystyka tStudenta
Constant	0,151	0,047	3,217
EMPt-1	0,868	0,074	11,790
EMPt-2	0,397	0,095	4,161
EMPt-4	-0,586	0,088	-6,660
EMPt-6	0,191	0,057	3,328
INVt-1	0,002	0,000	5,986
INVt-5	-0,002	0,000	-4,030
INVt-7	0,001	0,000	3,675
INVt-8	0,001	0,000	3,401
LEAt-4	0,116	0,030	3,807
LEAt-6	-0,130	0,032	-4,032
Outlier(III1986)	-0,042	0,015	-2,778
Współczynnik determinacji = 0,977		Test na autokorelację: $F(8,38) = 0,857$	

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Tabela 2. Otrzymane rezultaty regresji dynamiki zatrudnienia w stanie Kalifornia

Zmienna objaśniana: EMPt		Metoda estymacji: KMNK	
Zmienna objaśniająca	Wartość parametru	Standardowy błąd oceny parametru	Statystyka tStudenta
Constant	0,142	0,032	4,491
EMPt-1	0,830	0,035	23,626
CAPUTt-1	0,003	0,000	11,171
CAPUTt-2	-0,002	0,000	-6,136
CAPUTt-4	0,001	0,000	2,866
PPIt-5	-0,086	0,015	-5,603
PPIt-8	0,081	0,013	6,364
TEXTt-5	0,033	0,009	3,806
TEXTt-6	-0,036	0,008	-4,507
TEXTt-8	0,039	0,006	6,539
Outlier(IV1985-II1986)	-0,008	0,002	-4,581
Współczynnik determinacji = 0,987		Test na autokorelację: $F(8,32) = 1,186$	

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Tabela 3. Otrzymane rezultaty regresji dynamiki zatrudnienia w stanie Newada

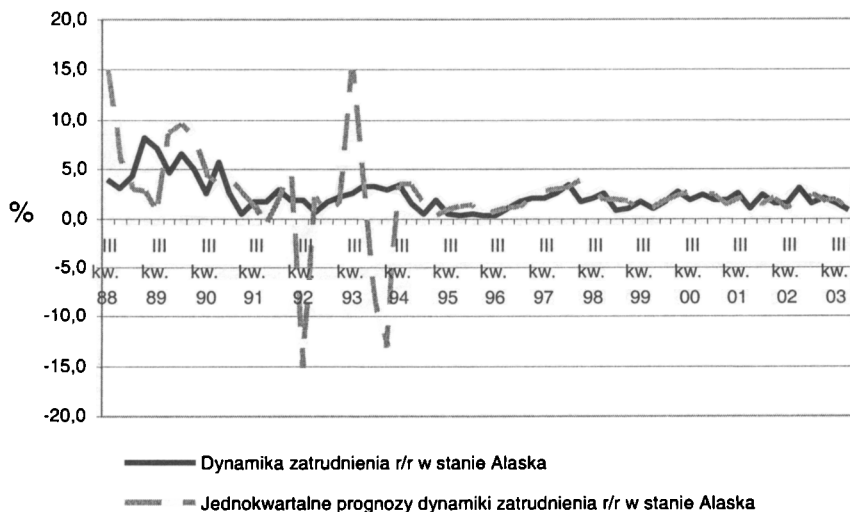
Zmienna objaśniana: EMPt		Metoda estymacji: KMNK	
Zmienna objaśniająca	Wartość parametru	Standardowy błąd oceny parametru	Statystyka tStudenta
Constant	0,017	0,030	0,564
EMPt-1	0,827	0,050	16,621
CREDITt-1	0,017	0,006	2,899
CREDITt-2	-0,033	0,008	-4,383
CREDITt-3	0,031	0,006	5,163
INVESTt-1	0,124	0,019	6,671
INVESTt-3	-0,089	0,022	-4,035
DEPt-2	0,106	0,029	3,689
Outlier(II1979)	-0,031	0,008	-3,944
Współczynnik determinacji = 0,975		Test na autokorelację: $F(8,38) = 0,824$	

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Tabela 4. Oznaczenia zmiennych występujących w modelach

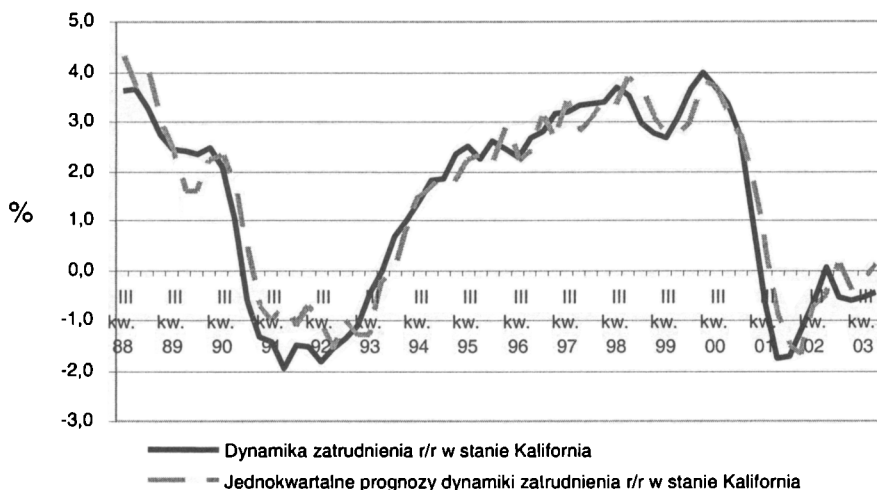
Alaska	Constant – wyraz wolny; EMPt – dynamika zatrudnienia r/r w okresie t; INVt – realna procentowa zmiana r/r/ kwartalnej dynamiki zapasów w sektorze prywatnym; LEAt – dynamika produkcji skóry oraz wyrobów skórzanych r/r; Outlier(III1986) – zmienna zero-jedynkowa dla obserwacji nietypowej w III kwartale 1986.
Kalifornia	Constant – wyraz wolny; EMPt – dynamika zatrudnienia r/r w okresie t; CAPUTt – roczna różnica (w punktach procentowych) stopnia wykorzystania mocy wytwórczych w sektorze produkcyjnym w okresie t; PPIt – dynamika r/r indeksu cen producenta w sektorze dóbr finalnej konsumpcji w okresie t; TEXTt – dynamika produkcji tekstyliów i wyrobów tekstylnych r/r; Outlier(IV1985-III1986) – zmienna zero-jedynkowa dla obserwacji nietypowych w okresie IV kw. 1985 – III kw. 1986.
Newada	Constant – wyraz wolny; EMPt – dynamika zatrudnienia r/r w okresie t; CREDITt – dynamika r/r udzielonych kredytów obrotowych w okresie t; INVESTt – dynamika r/r nakładów inwestycyjnych na majątek trwały w sektorze prywatnym w okresie t; DEPt – dynamika r/r depozytów na żądanie w bankach komercyjnych w okresie t; Outlier(II1979) – zmienna zero-jedynkowa dla obserwacji nietypowej w II kw. 1979.

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.



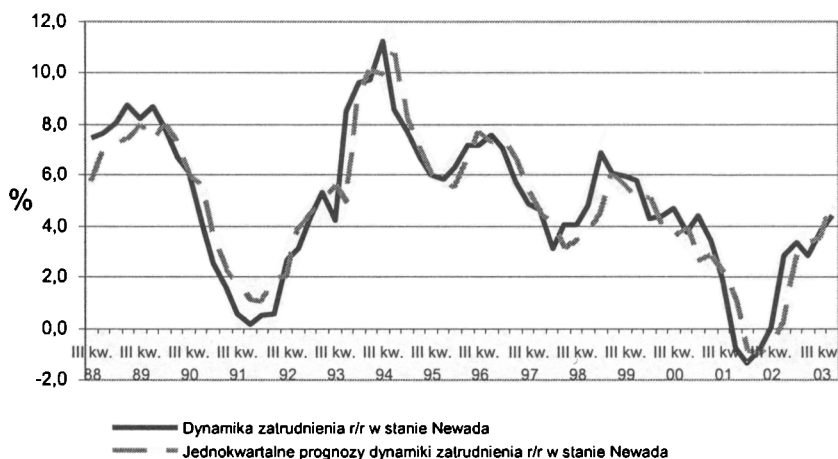
Rys. 1. Rzeczywista roczna dynamika zatrudnienia w sektorach pozarolniczych w stanie Alaska oraz jej jednokwartalne prognozy w okresie III kwartał 1988 – IV kwartał 2003

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.



Rys. 2. Rzeczywista roczna dynamika zatrudnienia w sektorach pozarolniczych w stanie Kalifornia oraz jej jednokwartalne prognozy w okresie III kwartał 1988 – IV kwartał 2003

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.



Rys. 3. Rzeczywista roczna dynamika zatrudnienia w sektorach pozarolniczych w stanie Nevada oraz jej jednokwartalne prognozy w okresie III kwartał 1988 – IV kwartał 2003

Źródło: Federal Reserve Bank of St. Louis; Board of Governors of the Federal Reserve System; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Współczynniki determinacji wszystkich trzech modeli potwierdzają wysoki stopień ich dopasowania do danych rzeczywistych. Warto zwrócić uwagę, że po etapie selekcji zmiennych objaśniających, we wszystkich modelach pozostały inne zmienne (z wyjątkiem elementu autoregresyjnego). Potwierdza to wysoki stopień zróżnicowania cykli koniunkturalnych w tych stanach. W żadnym z modeli nie zachodzi zjawisko autokorelacji reszt od pierwszego do ósmego rzędu, co pozwala na wyciąganie wniosków dotyczących istotności poszczególnych zmiennych.

Obserwacja wykresów pozwala stwierdzić, że z wyjątkiem czterech okresów w przypadku stanu Alaska (znaczne odchylenia spowodowane nietypowymi obserwacjami w przypadku jednej ze zmiennych objaśniających), zbudowane modele pozwalają na względnie dokładne i wiarygodne prognozowanie krótkoterminowych zmian koniunktury gospodarczej (mierzonej roczną dynamiką zatrudnienia) w badanych regionach Stanów Zjednoczonych. Obserwacja odchyłań wartości prognozowanych od rzeczywistych, w szczególności w przypadku Kalifornii i Newady, pozwala ponadto stwierdzić wysoki stopień stabilności oszacowanych modeli. Wynika to z tego, że nie występuje obserwowalne pogorszenie się jakości konstruowanych prognoz w miarę upływu czasu. Należy przy tym pamiętać, że od ostatniego okresu, w oparciu o który oszacowano modele (II kwartał 1988 r.) do okresu ostatniej prognozy (IV kwartał 2003 r.) upływa ponad 15 lat.

4. Zakończenie

Cykle koniunktury w wielu krajach charakteryzują się istotnym zróżnicowaniem regionalnym. Poszczególne obszary kraju różnią się w aspekcie długości, głębokości oraz częstotliwości występowania poszczególnych faz cyklu. Powoduje to, że prognozowanie oraz planowanie polityki i działalności gospodarczej na szczeblu regionalnym na podstawie danych makroekonomicznych może prowadzić do podejmowania błędnych decyzji. Dlatego też użytecznym narzędziem mogą okazać się modele prognostyczne, uwzględniające specyfikę regionalnych wahań koniunktury. W pracy dokonano budowy i oceny zdolności prognostycznych prostych modeli autoregresji z rozłożonymi opóźnieniami, oszacowanych dla trzech regionów Stanów Zjednoczonych. Dokonana analiza potwierdza, że modele te, pomimo swojej prostoty, pozwalają na względnie dokładną predykcję krótkoterminowych zmian regionalnej koniunktury gospodarczej. Użyteczność praktyczną modeli istotnie zwiększa również ich wysoka stabilność czasowa.

Literatura

- [1] Evans M.K., *Practical Business Forecasting*, Blackwell Publishing, Oxford 2003.
- [2] Nilsson C., Nilsson J., *A Time Series Approach to Selecting Inflation Indicators*. Sveriges Riksbank Arbetsrapport, Stockholm 1994.

SHORT-TERM REGIONAL BUSINESS ACTIVITY FORECASTING WITH THE USE OF ADL MODEL IN THREE REGIONS OF THE UNITED STATES

Summary

The paper analyses the possibility of applying simple single-equation autoregressive distributed lags models for forecasting regional business activity. The cases of three U.S. states have been used. For each of them the forecasting model has been estimated and analyzed, using data from the 1st quarter of 1975 to the 4th quarter of 2003. The yearly change in the level of the non-farm employment has been used as a measure of regional business activity. The analysis confirms that simple models can be a useful forecasting tool, significantly affecting the planning and implementation of the economic policy on a regional level.