

В среднем по Минстройархитектуры уменьшение собственных оборотных фондов произошло на  $153-116=37$  млн. руб. Если учесть, что такая картина (а она в прошлые годы из-за огромной инфляции была ещё значительно хуже) была на протяжении последних 13 лет, то в среднем по Минстройархитектуры в каждом строительном предприятии недостаток собственных оборотных средств составит не менее чем по 481 млн. руб. (13x37). Это - теоретическая величина. Фактически многие тресты имеют недостаток собственных оборотных средств в 1-1,5 млрд. руб. К расчетной величине недостатка собственных оборотных средств добавляется перерасход по фонду потребления. Это 150-200 млн. руб. в год.

Литература.

1. Беригольц С.Б., Мельник М.В. Методология экономического анализа хозяйствующего субъекта. - М., 2003.
2. Иваровский П.Н. Анализ деятельности строительного-монтажных организаций. - Брест, 2004.
3. Отчетные данные предприятий Минстройархитектуры.

## **ANALIZA ZRÓŻNICOWANIA WYNIKÓW DZIAŁALNOŚCI PRODUKCYJNEJ PRZEDSIĘBIORSTW WEDŁUG DZIAŁÓW EKD. ZASTOSOWANIE MODELI PANELOWYCH**

Barbara Dańska – Borsiak,  
*Uniwersytet Łódzki, Łódź, Polska*

Zasadniczym celem opracowania jest analiza działalności produkcyjnej przedsiębiorstw polskich na podstawie próby panelowej pochodzącej z 27 działów Europejskiej Klasyfikacji Gospodarczej (EKD) w okresie 24 miesięcy. Analiza taka, oprócz opisu rzeczywistości w okresie próby, może być podstawą do podjęcia działań mających na celu poprawę efektywności działania przedsiębiorstw.

Wyniki działalności produkcyjnej mierzono rozmiarami wytworzonej produkcji, wielkością zatrudnienia oraz poziomem wynagrodzeń pracowników. Te trzy zmienne były zmiennymi objaśnianymi kolejnych równań modelu o równaniach łącznie współzależnych. Weryfikacji empirycznej poddano hipotezę, że oprócz czynników wpływających na kształtowanie się tych zmiennych we wszystkich działach w identyczny sposób istnieją jeszcze czynniki specyficzne dla poszczególnych działów gospodarki, wynikające wyłącznie z ich specyfiki. Do czynników takich zaliczyć można historyczne uwarunkowania ich rozwoju, a także ogólny stan gospodarczy kraju.

Uwzględnienie w modelu niemierzalnych bezpośrednio czynników specyficznych dla przedsiębiorstw działających w różnych działach było możliwe dzięki zastosowaniu modeli panelowych, to znaczy modeli estymowanych na podstawie próby przekrojowo – czasowej.

Wśród modeli panelowych wyróżnić można dwie kategorie: modele ze zmiennymi sztucznymi - FEM (ang. *fixed effects model*), w których efekty specyficzne dla poszczególnych grup (działów), jako zmienne nielosowe stanowią zróżnicowany względem obiektów, ale stały w czasie wyraz wolny, oraz modele z dekompozycją składnika losowego REM - (ang. *random*

*effects model*), w których te efekty uważa się za losowe i traktuje jako składową składnika losowego. Pozostałe parametry strukturalne są stałe zarówno w czasie jak i po obiektach. Dla każdej z tych dwóch kategorii opracowane są odpowiednie metody estymacji, przy czym dla modeli FEM są one oparte na klasycznej metodzie najmniejszych kwadratów, a dla modeli REM – na uogólnionej MNK. W omawianym tu znacznie szerszym badaniu (por. B. Dańska [2000]) oszacowano parametry zarówno modeli FEM jak i REM. Ze względu na to, że test Hausmana na ogół wskazywał na model FEM jako bardziej poprawny, w niniejszym opracowaniu omówione zostaną jedynie wyniki estymacji tych modeli.

Jak już wspomniano, estymowane były trzy równania: produkcji, płac i zatrudnienia, przy czym w pierwszym etapie traktowano je jako modele jednorównaniowe, a następnie utworzono z nich model wielorównaniowy. Postać funkcyjna wszystkich równań to postać potęgowa.

Omówimy najpierw krótko wyniki estymacji modeli jednorównaniowych. W równaniu produkcji przychody ze sprzedaży produktów objaśniane były liczbą zatrudnionych i wartością majątku produkcyjnego; w równaniu płac przeciętne miesięczne wynagrodzenie realne uzależniono od liczby bezrobotnych, wydajności pracy i wskaźnika cen detalicznych; liczbę zatrudnionych objaśniano przychodami ze sprzedaży produktów oraz wynagrodzeniem przeciętnym. Dodatkowo, do każdego z tych równań wprowadzono 27 zmiennych zero – jedynkowych, co jest równoważne dekompozycji wyrazu wolnego na 27 składowych specyficznych dla różnych działów. Wszystkie modele były pod względem statystycznym i ekonomicznym poprawne, ponadto testy F oraz współczynnika wiarygodności (są to testy statystyczne skonstruowane dla badania, czy uwzględnianie efektów grupowych w modelu FEM jest uzasadnione) wskazały jednoznacznie na statystyczną istotność zróżnicowania efektów grupowych. Wynik taki interpretować należy w ten sposób, że każda ze zmiennych objaśnianych kształtuje się w określony sposób nie tylko pod wpływem zmiennych objaśniających, ale również w wyniku oddziaływania specyfiki danego działu.

Ostatnim etapem analizy modeli FEM było utworzenie trzypoziomowego modelu o równaniach łącznie współzależnych i estymacja jego parametrów dwustopniową MNK dla modeli panelowych. W interesującym nas najbardziej aspekcie, to znaczy istotności zróżnicowania efektów grupowych nie zaszły żadne zmiany; w wyniku zwiększenia się efektywności estymacji nieco zmieniły się jedynie zbiory zmiennych objaśniających.

Przedstawiona powyżej interpretacja występowania efektów grupowych może być punktem wyjścia do analizy efektywności działania przedsiębiorstw zaklasyfikowanych w poszczególnych działach. Po przeprowadzeniu rozpoznania czynników specyficznych dla działów funkcyjnych w sposób najbardziej efektywny może się okazać, że możliwe jest wprowadzenie odpowiednich zmian w działach charakteryzujących się do tej pory niższą efektywnością działania.

#### Literatura

1. Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley&Sons, Chichester, 1995
2. Bonnano G., Brandoloni D. (eds), *Industrial Structure in the New Industrial Economics*, Oxford, Clarendon Press, 1990

3. Dańska B., *Przestrzenno – czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych*, tom I w serii Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych, red. B. Suchecki, Absolwent, Łódź, 2000
4. Martin S., *Advanced Industrial Economics*, Blackwell, Cambridge, USA, 1993

## WYKORZYSTANIE PRZEŁĄCZNIKOWYCH MODELI MARKOWA W ANALIZIE RYNKU FINANSOWEGO

Aneta Włodarczyk, Politechnika Częstochowska,  
Częstochowa, Polska

Nieoczekiwane zdarzenia w postaci kryzysów politycznych czy ekonomicznych o zasięgu lokalnym bądź globalnym oraz reakcje uczestników rynku finansowego wynikające z napływu nowych informacji są źródłem zmian strukturalnych obserwowanych w ekonomicznych szeregach czasowych. Z tego też powodu modele o stałych parametrach wykorzystywane do analiz czy prognozowania procesów podlegających zmianom strukturalnym ulegają dezaktualizacji. Modele regresji przełącznikowej umożliwiają modelowanie zarówno gwałtownych jak i stopniowych, skokowych zmian w poziomie badanej zmiennej ekonomicznej, przy czym zmiana parametru modelu przełącznikowego następuje wraz ze zmianą reżimu (stanu), do którego należy część wartości procesu. W modelach przełącznikowych zakłada się, że zarówno mechanizm sterujący zmianami w obrębie poszczególnych reżimów jak i mechanizm zmiany reżimu jest losowy. Zatem specyficzny charakter tym modelom nadają: obserwowalny proces ekonomiczny oraz nieobserwowalny proces sterujący. W licznych zastosowaniach modeli przełącznikowych procesem sterującym zmianami reżimu jest jednorodny łańcuch Markowa. Ta kategoria modeli przełącznikowych jest w literaturze określana mianem przełącznikowych modeli Markowa (*Markov switching model*, MSM). Pierwsze wzmianki na temat modelu przełącznikowego można odnaleźć w pracy Goldfelda i Quandta (1973)<sup>1</sup>, w której rozważano model regresji liniowej o współczynnikach zmieniających się wraz ze zmianą reżimu sterującego procesem. Rozszerzeniem idei tego modelu jest przełącznikowy model Markowa zaproponowany przez Hamiltona (1989):<sup>2</sup>

$$y_t = c_{s_t} + \phi_{s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:  $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$ ; natomiast  $s_t$  są stanami nieobserwowalnego, jednorodnego łańcucha Markowa o  $N$  stanach, przy czym  $s_t$  są niezależne względem  $\varepsilon_\tau$  dla wszystkich  $t$  i  $\tau$ ;  $c_{s_t}$  i  $\phi_{s_t}$  są parametrami związanymi z danym reżimem. Pełny opis dynamiki procesu  $y_t$  można uzyskać jeśli zostaną zdefiniowane prawdopodobieństwa  $p_{ij}$  zmiany reżimu  $i$  na reżim  $j$ :

$$\Pr(s_t = j / s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1) = \Pr(s_t = j / s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2)$$

Model określony relacją (1) opisuje zatem zmiany wartości średniej autoregresyjnego procesu ekonomicznego według reżimów.

Należy zwrócić uwagę na następujące zalety przełącznikowych modeli Markowa:<sup>3</sup>

– należą one do klasy modeli nieliniowych

<sup>1</sup> Goldfeld S.M., Quandt R.E., *A Markov Model for Switching Regressions*, Journal of Econometrics vol. 1/1973

<sup>2</sup> Hamilton J.D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994, s. 690 - 691

<sup>3</sup> Hamilton J.D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994, s. 677 - 702