

ZASTOSOWANIE METODY POSTSTRATYFIKACJI W BADANIACH KONIUNKTURY

Barbara Kowalczyk
Instytut Ekonometrii
Szkola Główna Handlowa w Warszawie
e-mail: barbara.kowalczyk@sgh.waw.pl

Streszczenie: W artykule przedstawiono zagadnienie metodologii badań metodą testu koniunktury, ze szczególnym uwzględnieniem matematycznego formalizmu konstrukcji statystyk bilansowych przy dowolnej skali odpowiedzi wraz z odwołaniem się do problemu estymacji za pomocą metody poststratyfikacji. Część empiryczna artykułu oparta jest na danych pochodzących z badań koniunktury w przemyśle prowadzonych przez IRG SGH, dla których do konstrukcji wag w szeregach sald wykorzystano dane dotyczące przychodów z działalności przedsiębiorstw przemysłowych. Zmienną badaną jest sytuacja finansowa przedsiębiorstw.

Słowa kluczowe: badania koniunktury, poststratyfikacja, statystyki bilansowe, szeregi sald

WPROWADZENIE

Uzyskiwanie wszelkiego rodzaju wiedzy na temat nastrojów, kondycji, aktywności i oczekiwań gospodarstw domowych oraz podmiotów gospodarczych jest sprawą o bezspornej wadze, zarówno z punktu widzenia teorii ekonomii, jak i realnego działania współczesnych gospodarek. Coraz większe znaczenie w pozyskiwaniu tego typu informacji mają jakościowe badania koniunktury przeprowadzane metodą testu koniunktury. W bieżącym artykule autorka skupia uwagę na metodologii tego typu badań, w szczególności na konstrukcji charakterystyk liczbowych otrzymywanych na podstawie jakościowych ocen, zwanych statystykami bilansowymi lub saldami, powszechnie używanymi do konstrukcji syntetycznych miar koniunktury. Autorka formalizuje metody wyznaczania statystyk bilansowych przy dowolnej skali odpowiedzi oraz stosuje teorię poststratyfikacji do ogólnej metody konstrukcji sald. W szczególnym

przypadku skali trójstopniowej, postać poststratyfikacyjna statystyki bilansowej równoważna do zaproponowanej w tym artykule zastosowana była m. in. w pracach [Tomczyk, Kowalczyk 2010] oraz [Kowalczyk, Witkowski 2011]. W bieżącym artykule autorka uogólnia metodę zastosowaną wcześniej oraz nadaje jej podstawy teoretyczne.

Empiryczna część pracy stanowi kontynuację wielokierunkowych badań nad wpływem metod ważenia na własności szeregów sald otrzymywanych na podstawie danych z badań koniunktury w przemyśle prowadzonych przez Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej; zob. m.in. [Tomczyk, Kowalczyk 2010], [Kowalczyk, Tomczyk 2011], [Kowalczyk, Witkowski 2011]. Analizowaną zmienną jest sytuacja finansowa przedsiębiorstw. Po raz pierwszy do konstrukcji wag zastosowano dane dotyczące przychodów z całokształtu działalności przedsiębiorstw, co zgodne jest z teoretycznym założeniem, że wagi powinny być bezpośrednio związane z badaną zmienną.

JAKOŚCIOWE BADANIA METODĄ TESTU KONIUNKTURY ORAZ KONSTRUKCJA STATYSTYK BILANSOWYCH

Obok szeregu badań ilościowych, w tym analiz rachunków narodowych, dających bazę do niezwykle wszechstronnych badań dotyczących stanu gospodarki, ale niepozbawionych również wad, w monitorowaniu sytuacji ekonomicznej coraz ważniejsze miejsce zajmują badania koniunktury prowadzone metodą testu koniunktury. Szerszy opis ogólnych metod i zagadnień związanych z badaniem koniunktury gospodarczej znaleźć można w pracach [Zarnovitz 1992], [Hubner i in. 1994], natomiast szczególnemu zagadnieniu badań metodą testu koniunktury poświęcona jest pozycja [Bieć 1996], wytyczne dla badań koniunktury w przemyśle szeroko omówione są w publikacji [OECD 2004].

W bieżącym rozdziale autorka krótko prezentuje wybrane elementy metodologii testu koniunktury, po czym skupia uwagę na wprowadzeniu matematycznego formalizmu do opisu sposobów konstrukcji statystyk bilansowych.

Badania koniunktury metodą testu koniunktury są to badania jakościowe, w których respondenci dokonują cyklicznej oceny stanu obecnego i oczekiwań w stosunku do sytuacji rynkowej, wybranego obszaru aktywności przedsiębiorstwa, sytuacji gospodarstwa domowego etc. Ocena ta dokonywana jest najczęściej w kilkustopniowej skali. Przykładem skali trójstopniowej są następujące warianty odpowiedzi: „wzrost, brak zmian, spadek” czy też sytuacja: „dobra, neutralna, zła”. Przykładem skali pięciostopniowej są warianty odpowiedzi: „znaczna poprawa, poprawa, brak zmian, pogorszenie, znaczne pogorszenie” czy też ocena: „bardzo pozytywna, pozytywna, neutralna, negatywna, bardzo negatywna”. Analogicznie, w zależności od konkretnego badania, konstruuje się też skale cztero-, sześciostopniowe etc.

Za najważniejsze zalety badań metodą testu koniunktury uznaje się szybkość zbierania informacji, a co za tym idzie ocenę bardzo aktualnych nastrojów i oczekiwań oraz ich stosunkowo dużą wiarygodność, związaną z brakiem pytań o charakterze ilościowym. Najczęstsze głosy krytyki dotyczą braku szerszych podstaw teoretycznych badań metodą testu koniunktury.

Na świecie najbardziej znanymi ośrodkami przeprowadzającymi badania koniunktury są: IFO Institut für Wirtschaftsforschung w Monachium oraz INSEE Institut National de la Statistique et des Études Économiques w Paryżu. Główne światowe ośrodki badania koniunktury skupia międzynarodowa organizacja CIRET Centre for International Research on Economic Tendency Survey z siedzibą w Zurychu. Obecnie 6 polskich instytucji i uczelni wyższych jest członkiem CIRET, w tym m.in. GUS oraz IRG SGH. W Polsce badania koniunktury metodą testu koniunktury przeprowadza GUS w przemyśle, budownictwie, usługach, handlu, gospodarstwach domowych; Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH w przemyśle, budownictwie, handlu, bankowości, rolnictwie, gospodarstwach domowych; Katedra Marketingu Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym; Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Instytut Ekonomiczny NBP, kilka ośrodków komercyjnych oraz wiele innych jednostek, biorąc pod uwagę również szereg badań koniunktury regionalnej. Na podstawie tych badań przeprowadzanych jest szereg dalszych analiz ekonomicznych, zob. m.in. [Adamowicz i in. 2005], [Garczarzyk i Skikiewicz 2005], [Guzik i Bosiacki 2009], [Podgórska 1998], [Tomczyk 2004].

W badaniach metodą testu koniunktury na podstawie odpowiedzi jakościowych konstruuje się wskaźniki liczebne, wśród których bardzo duże znaczenie mają wskaźniki zwane statystykami bilansowymi lub saldami. W oparciu o nie dokonuje się oceny dynamiki analizowanych zmiennych. Są one też powszechnie stosowane do konstrukcji syntetycznych miar koniunktury, zob. np. [IRG SGH 2011]. O znaczeniu statystyk bilansowych (sald) pisze też [Bieć 1996], [Załuska 2001], [Tomczyk 2004]. Ogólnie można powiedzieć, iż statystyka bilansowa odzwierciedla różnicę pomiędzy procentem optymistów i pesymistów, a definiuje się ją w sposób zależny od przyjętej skali związanej z danym badaniem, a także od rodzaju stosowanych wag; przyjmuje zawsze wartości od -100 do 100.

W najprostszym możliwym przypadku, czyli skali trójstopniowej i jednakowym traktowaniu wszystkich respondentów biorących udział w badaniu, statystyka bilansowa [ozn. B] jest różnicą pomiędzy procentem respondentów, którzy zaraportowali poprawę (wzrost, stan dobry) [ozn. O], a procentem respondentów, którzy zaraportowali pogorszenie (spadek, stan zły) [ozn. P]. Mamy więc:

$$B = O - P \quad (1)$$

Wzór (1) można też przedstawić w postaci:

$$B = 100 \cdot \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \quad (2)$$

gdzie n jest liczebnością badanej próby, x_k przyjmuje wartość +1, gdy k -ty respondent deklaruje w odniesieniu do danej zmiennej ekonomicznej poprawę (wzrost, stan dobry), wartość 0, gdy k -ty respondent deklaruje brak zmian oraz wartość -1 gdy k -ty respondent deklaruje pogorszenie (spadek, stan zły).

W większości badań sytuacja nie jest tak prosta, jak opisana wzorem (1) czy (2). Cechą charakterystyczną dla jakościowych badań metodą testu koniunktury jest przypisanie różnych wag respondentom. Dla przykładu, w badaniach koniunktury w budownictwie nie powinno się tak samo traktować przedsiębiorstwa zatrudniającego 3000 pracowników, jak takiego, które zatrudnia tylko 5 pracowników. Przedsiębiorstwa te różnią się pod każdym względem¹: generowanego przychodu, obrotów, udziału w PKB, wpływu na sytuację w sektorze budowlanym etc. Z tego powodu „optymistów” i „pesymistów” nie zlicza się zazwyczaj wprost, tylko wcześniej nadaje się im odpowiednie wagi. Najczęściej stosowaną metodą jest podział respondentów oparty na krótkiej metryczce zawartej w ankiecie na pewną ilość klas, a następnie nadanie różnych wag respondentom w różnych klasach. W praktyce dosyć częstym rozwiązaniem jest nadawanie wag odzwierciedlających wielkość przedsiębiorstwa reprezentowanego przez respondenta w poszczególnych klasach w sposób arbitralny (ekspertki). Wagi arbitralne stosowane są na przykład w badaniach koniunktury w przemyśle prowadzonych przez IRG SGH. Respondenci dzieleni są na 5 klas ze względu na wielkość zatrudnienia, przedsiębiorstwom zatrudniającym do 50 pracowników nadaje się wagę 1, przedsiębiorstwom zatrudniającym od 51 do 250 pracowników wagę 2, od 251 do 500 pracowników wagę 3, od 501 do 2000 wagę 4, powyżej 2000 osób wagę 5.

Matematycznie sposób wyznaczania statystyki bilansowej w sytuacji ważenia respondentów zapisać można za pomocą wzoru:

$$B = 100 \cdot \frac{1}{\tilde{n}} \sum_{j=1}^J \sum_{k \in W_j} \beta_j x_{jk} \quad (3)$$

gdzie J jest ilością wyróżnionych klas wielkości, W_j jest podpróbą jednostek zakwalifikowanych do j -tej klasy (warstwy), β_j jest wagą nadaną każdemu

respondentowi z j -tej klasy, $\tilde{n} = \sum_{j=1}^J n_j \beta_j$, przy czym n_j jest liczebnością

jednostek z próby należących do j -tej klasy, x_{jk} przyjmuje wartość 1, gdy k -ty respondent w j -tej klasie zadeklarował w odniesieniu do danej zmiennej ekonomicznej poprawę, x_{jk} przyjmuje wartość -1, gdy k -ty respondent w j -tej klasie

¹ O potrzebie wprowadzenia wag zobacz też w OECD (2004) Business Tendency Surveys. A handbook. Statistics Directorate, OECD, Paryż. Warto dodać, iż w badaniach ilościowych problem nie występuje a różnice pomiędzy wielkością przedsiębiorstw mają automatyczne odzwierciedlenie w raportowanych liczbach.

zadeklarował pogorszenie, x_{jk} przyjmuje wartość 0 gdy k -ty respondent w j -tej klasie zadeklarował brak zmian.

Konstrukcja statystyk bilansowych jeszcze bardziej komplikuje się w przypadku skali innej niż trójstopniowa, gdzie dodatkowo uwzględnić należy wagi związane z wariantem odpowiedzi. Dla przykładu, w skali pięciostopniowej, przy chwilowym założeniu braku ważenia respondentów ze względu na ich wielkość, statystyka bilansowa wyznaczana jest najczęściej ze wzoru²:

$$B = OO + 0,5 \cdot O + 0 \cdot N - 0,5 \cdot P - PP \quad (4)$$

gdzie OO – odsetek respondentów, którzy zaraportowali znaczną poprawę, O – poprawę, N – brak zmian, P – pogorszenie, PP - znaczne pogorszenie. W tym szczególnym przypadku wagi związane z wariantem odpowiedzi przyjmują odpowiednio wartości: 1; 0,5; 0; -0,5; -1. W ogólnym przypadku przyjmować mogą wartości dowolne $\alpha_1, \dots, \alpha_I$, gdzie I ilość wariantów odpowiedzi (przyjęta skala). Jeśli wagi związane z wariantem odpowiedzi połączymy z wagami związanymi z respondentem, to matematycznie ogólną postać statystyki bilansowej można przedstawić w postaci:

$$B = 100 \cdot \frac{1}{\tilde{n}} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \sum_{k \in W_j} \beta_j \alpha_i z_{ijk} \quad (5)$$

gdzie z_{ijk} przyjmuje wartość 1, gdy k -ty respondent w j -tej klasie w odniesieniu do badanej wielkości odpowiedział na i -ty wariant w danym pytaniu TAK, z_{ijk} przyjmuje wartość 0 w przeciwnym przypadku, $\alpha_1, \dots, \alpha_I$ - wagi związane z wariantem odpowiedzi, β_1, \dots, β_J - wagi związane z wielkością respondenta.

Przykładowo, sposób, w jaki wyznaczane są statystyki bilansowe dla większości pytań w badaniu kondycji gospodarstw domowych³ prowadzonym przez IRG SGH można, oprócz ekonomicznego opisu, przedstawić również w postaci matematycznej za pomocą wzoru (5) przyjmując:

$$J = 1, \beta_1 = 1, I = 6, \alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0,5, \alpha_3 = 0, \alpha_4 = -0,5, \alpha_5 = -1, \alpha_6 = 0, \quad (6)$$

natomiast w badaniu koniunktury w przemyśle⁴ przyjmując:

$$J = 5, \beta_1 = 1, \beta_2 = 2, \beta_3 = 3, \beta_4 = 4, \beta_5 = 5, I = 3, \alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0, \alpha_3 = -1. \quad (7)$$

² Rozwiązanie takie jest typowe dla badań kondycji gospodarstw domowych. Zob. np. European Commission (2004) The Joint Harmonised EU Programme Business and Consumer Surveys User Guide. European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs, Bruksela.

³ Por. IRG SGH (2011) Kondycja Gospodarstw Domowych, Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa.

⁴ Por. IRG SGH (2011) Koniunktura w przemyśle, Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa. Przy czym informacji dotyczących wag związanych z wielkością przedsiębiorstwa nie ma w publikacji podanej explicite.

Przedstawienie statystyk bilansowych w matematycznym ujęciu za pomocą wzoru (5) posłuży autorce do bardziej przejrzystego wprowadzenia metody poststratyfikacji, która wykorzystana będzie w następnym rozdziale.

METODA POSTSTRATYFIKACJI

Znana w metodzie reprezentacyjnej zasada poststratyfikacji polega na warstwowaniu próby po jej wylosowaniu i metodzie estymacji uwzględniającej podział na warstwy. Stosuje się ją często w praktyce statystycznej, m.in. w następujących przypadkach: gdy operat losowania nie zawiera informacji potrzebnych do przeprowadzenia losowania warstwowego, gdy badanie dotyczy wielu cech i podział na warstwy korzystny dla pewnych cech nie jest korzystny dla innych oraz w przypadkach gdy znaczny odsetek braków odpowiedzi spowodował istotne zaburzenia w zakładanej strukturze próby. Mimo, iż w badaniach koniunktury próba losowana jest często w sposób warstwowy, ze względu na bardzo duże braki odpowiedzi, typowe dla wszystkich badań ankietowych, struktura próby ulega znacznym zaburzeniom i odbiega od struktury założonej.

Mówiąc o strukturze próby w przypadku badań koniunktury należy zwrócić uwagę na fakt, iż nie ma zgodności wśród ekonomistów na to, jak ta struktura powinna wyglądać. Dla przykładu, przedsiębiorstwa przemysłowe⁵ zatrudniające do 50 osób stanowiły w 2010 r. 97,4% wszystkich przedsiębiorstw przemysłowych w Polsce, od 50 do 249 osób 2,1%, zatrudniające 250 i więcej osób 0,5%. Z drugiej strony szacuje się, iż udział w PKB⁶ w 2008 r. ze względu na działalność produkcyjną przedsiębiorstw zatrudniających do 50 osób wynosił tylko 26,2%, od 50 do 249 osób 17,2%, natomiast zatrudniających 250 i więcej osób aż 56,7%. Opisane rozbieżności pomiędzy statystyczną i ekonomiczną strukturą próby uzasadniają w pewnym sensie powszechność eksperckiego podejścia do postaci próby i arbitralności stosowanych wag.

W rozdziale bieżącym proponujemy podejście do konstrukcji statystyki bilansowej jak do problemu estymacji w populacji skończonej. Analogiczne podejście prezentowane było np. w pracy [Wang 2004]. Do zagadnień związanych z oznaczeniami, założeniami oraz klasycznymi metodami obliczeń dotyczącymi metod poststratyfikacyjnych autorka odsyła do książek [Bracha 1996] oraz [Sarndal i in. 1992].

Przedmiotem zainteresowania jest wartość statystyki bilansowej dla całej populacji, tzn. zgodnie z ideologią zaprezentowaną w poprzednim rozdziale parametr dany wzorem:

⁵ Na podstawie GUS (2011) Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON 2010 r., GUS, Warszawa.

⁶ Na podstawie PARP (2010) Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2008-2009, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa.

$$B = 100 \cdot \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \sum_{k=1}^{N_j} \beta_j \alpha_i Z_{ijk} \quad (8)$$

gdzie $\tilde{N} = \sum_{j=1}^J N_j \beta_j$, N_j jest liczebnością j -tej warstwy w populacji, tzn.

liczebnością wszystkich respondentów z danej klasy w populacji, Z_{ijk} przyjmuje wartość 1, gdy k -ty respondent w j -tej klasie deklaruje na i -ty wariant odpowiedzi w danym pytaniu TAK, Z_{ijk} przyjmuje wartość 0 w przeciwnym przypadku⁷. Pozostałe oznaczenia jak w poprzednim rozdziale.

Twierdzenie:

Jeśli próba została wylosowana zgodnie z lpbz, to stosując poststratyfikację nieobciążonym estymatorem parametru populacji danym wzorem (8) jest statystyka postaci⁸:

$$\hat{B} = 100 \cdot \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \frac{N_j}{n_j} \sum_{k=1}^{n_j} \beta_j \alpha_i z_{ijk} \quad (9)$$

Dowód:

Stosując klasyczne dla poststratyfikacji obliczenia oraz wykorzystując podstawowe własności operatora wartości oczekiwanej, mamy kolejno :

$$\begin{aligned} E(\hat{B}) &= 100 \cdot \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \beta_j \alpha_i N_j E \left(E \left(\frac{1}{n_j} \sum_{k=1}^{n_j} z_{ijk} \mid \mathbf{n} \right) \right) = \\ &= 100 \cdot \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \beta_j \alpha_i N_j \bar{Z}_{ij} = B. \end{aligned}$$

W szczególnym przypadku $I = 3$, $\alpha_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = -1$ metoda wyznaczania statystyki bilansowej równoważna wzorowi (9) zastosowana była m.in. w pracach [Tomczyk, Kowalczyk 2010] oraz [Kowalczyk, Witkowski 2011].

Uwaga:

Łatwo zauważyć, iż w przypadku próby proporcjonalnej, tj. takiej że $\forall j = 1, 2, \dots, J$ $n_j / n = N_j / N$ wzór (9) staje się równoważny wzorowi (5).

⁷ Tak, jak w metodzie reprezentacyjnej zakładamy, że wielkości Z_{ijk} są nieznanymi, ale ustalonymi liczbami (nielosowymi). Źródłem losowości jest schemat losowania.

⁸ Zmienne losowe klasycznie dla metody reprezentacyjnej oznaczamy małymi literami.

W praktyce, przy podejściu arbitralnym, dla próby nieproporcjonalnej z nadreprezentatywnością dużych przedsiębiorstw, wagi dla nich są stosunkowo umiarkowane. Przy zaproponowanym formalizmie, zgodnie ze wzorem (9) wagi związane z liczebnościami w populacji dla dużych przedsiębiorstw są bardzo małe, natomiast formalne wagi związane z wielkością klasy, do której przedsiębiorstwo należy powinny być wysokie. Wagi działają zatem w różnych kierunkach i w pewnym sensie równoważą się do umiarkowanych. Zaproponowany formalizm jest zatem ideologicznie zbliżony do podejścia eksperckiego. Ma natomiast tę przewagę, iż opiera się na założeniach statystycznych, a nie arbitralnych.

ANALIZA EMPIRYCZNA

Celem tego rozdziału jest porównanie szeregów sald otrzymanych przy różnych metodach konstrukcji statystyk bilansowych, tj. arbitralnej (oryginalnej) i poststratyfikacyjnej. Dane w analizie empirycznej pochodzą z badań koniunktury w przemyśle prowadzonych przez IRG SGH. Obejmują okres 60 miesięcy, od stycznia 2006 do grudnia 2010. Analizowaną zmienną jest sytuacja finansowa przedsiębiorstwa, zarówno stan obecny jak i oczekiwania. Statystyki bilansowe wyznaczone są dla tej zmiennej w oryginalnym badaniu IRG zgodnie z metodologią, którą po sformalizowaniu matematycznym przedstawić można za pomocą wzoru (5) przyjmując wartości określone za pomocą równań (7). Wagi związane z wielkością przedsiębiorstwa nadawane są zatem arbitralnie i nie odnoszą się bezpośrednio do żadnej wielkości ekonomicznej. W zależności od wielkości przedsiębiorstwa wagi wynoszą: 1, 2, 3, 4, 5.

W analizowanym okresie w badaniu występowały bardzo duże braki odpowiedzi, średnio w okresie od stycznia 2008 do grudnia 2010 odsetek braków⁹ wynosił aż 68,7%. Struktura próby w kolejnych miesiącach nie była stała, ulegała w kolejnych okresach zmianom. Dla przykładu, w styczniu 2010 odsetek przedsiębiorstw w próbie zatrudniających od 51 do 250 osób wynosił 30,1%, natomiast w lutym 2010 już 37,3%; odsetek przedsiębiorstw zatrudniających powyżej 2000 osób wynosił w styczniu 2010 w próbie aż 2,3%, w lutym 2010 już tylko 0,8%, co jest wielkością niemal trzy razy mniejszą. Struktura próby znacznie odbiega od struktury populacji. Dla przykładu¹⁰, w grudniu 2010 przedsiębiorstwa zatrudniające do 50 osób stanowiły w próbie IRG 35,84% (w populacji w 2010 r. 97,42%), od 50 do 250 osób w próbie 38,13% (w populacji w 2010 r. 2,13%), powyżej 250 osób w próbie 26,03% (w populacji w 2010 r. 0,45%). Opisane problemy w pełni uzasadniają zastosowanie metody poststratyfikacji.

⁹ Przed rokiem 2008 nie zbierano w IRG informacji na temat ankiet wysłanych, a co za tym idzie nie da się ustalić odsetka braków odpowiedzi w okresie przed 2008 r.

¹⁰ Na podstawie danych IRG oraz GUS (2011) Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON 2010 r., GUS, Warszawa.

Wagi powinny być bezpośrednio związane z wielkością ekonomiczną, której dotyczy konkretne pytanie w badaniu koniunktury. W bieżącym artykule autorka proponuje użycie jako wagi przypisanej przedsiębiorstwu w danej klasie przeciętnego przychodu z całokształtu działalności w tej klasie. Wagi odzwierciedlające przychody przedsiębiorstw dla danych IRG użyte są po raz pierwszy.

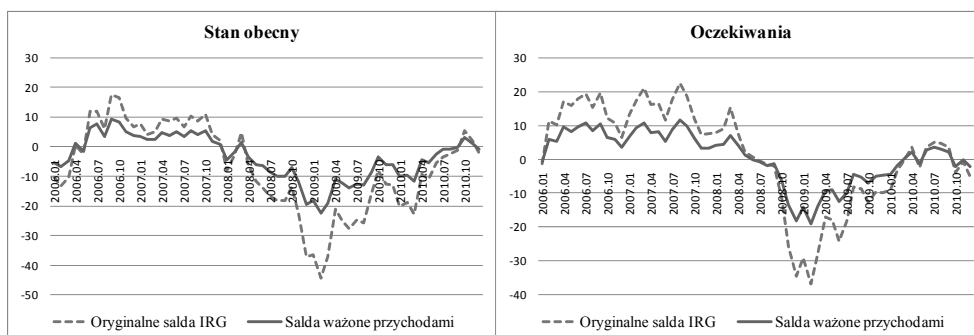
Ujednolicając klasy przedsiębiorstw dostępnych na podstawie danych IRG oraz danych GUS stworzono trzy wspólne warstwy: przedsiębiorstwa zatrudniające do 50 pracowników, od 50 do 250 pracowników oraz powyżej 250 pracowników. Za wagę w danej klasie przyjęto średnie przychody z całokształtu działalności na przedsiębiorstwo. Zauważmy, iż jeśli β_j jest przyjętą wagą, czyli przeciętnym przychodem z całokształtu działalności na przedsiębiorstwo w warstwie j , wzór (9) przekształca się w takiej sytuacji do następującego:

$$\hat{B} = 100 \cdot \left(\sum_{j=1}^J \beta_j' \right)^{-1} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \frac{1}{n_j} \sum_{k=1}^{n_j} \beta_j' \alpha_i z_{ijk}, \quad (10)$$

gdzie β_j' oznacza przychód (wartość globalną) z całokształtu działalności w warstwie (klasie) j . Dane dotyczące przychodów zaczerpnięte są z [GUS 2010] i wybrane zostały dla roku 2008, który to rok jest środkowym w analizowanym okresie. W naszym przypadku we wzorze (10) mamy: $\beta_1' = 61803,6$, $\beta_2' = 181190,5$, $\beta_3' = 580714,7$, $\alpha_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = -1$.

Przedstawimy teraz wyniki przeprowadzonej analizy. Dokładne przebiegi otrzymanych szeregów, tj. oryginalnego szeregu sald IRG oraz szeregu przekształconego dla zmiennej sytuacja finansowa przedsiębiorstw, stan obecny i oczekiwania, przedstawione są na wykresie poniżej.

Rysunek 1. Statystyki bilansowe dla zmiennej - sytuacja finansowa przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH oraz GUS

Statystyki opisowe dla zmiennej sytuacja finansowa przedsiębiorstw – stan obecny, w przypadku oryginalnej metody IRG wynoszą: średnia -6,9, wariancja

220,8, natomiast dla szeregu przekształconego, w którym respondenci ważeni są przychodami z całokształtu działalności: średnia -3,5, wariancja 58,5. Największa zaobserwowana różnica pomiędzy wartościami szeregów wynosi 22,1 punktu i zaobserwowana jest w lutym 2009, pozostałe w kolejności różnice wynoszą 18,1; 18,1; 17,5 i wszystkie zaobserwowane są w okresie dużych spadków szeregu. W badaniach koniunktury analiza samych wartości statystyk bilansowych nie odgrywa większej roli. Najważniejsza jest analiza tendencji, tj. zmian w kolejnych okresach czasu. W całym analizowanym okresie 60 miesięcy jedynie w dwóch przypadkach zauważono różnice w tendencjach dla obydwu szeregów, oryginalnego i przekształconego. W styczniu 2007 w porównaniu z okresem poprzednim, tj. grudniem 2006 w oryginalnym szeregu mamy minimalny wzrost +0,8, w szeregu przekształconym minimalny spadek -0,4. Analogicznie we wrześniu 2008 w porównaniu z sierpniem 2008 w oryginalnym szeregu mamy minimalny spadek -0,1, natomiast w szeregu przekształconym minimalny wzrost +0,1. W obydwu przypadkach różnice są bardzo małe, klasycznie interpretowane jako brak zmian. Dla wszystkich pozostałych okresów tendencje w obydwu szeregach są zgodne. Analogiczne wyniki mamy dla zmiennej sytuacja finansowa przedsiębiorstw – oczekiwania. Dla oryginalnych szeregów IRG statystyki opisowe wynoszą: średnia 1,3; wariancja 222,2; analogiczne parametry dla szeregu przekształconego: 0,7; 60,3. Największe różnice w wartościach: 17,7 (podobnie jak dla stanu obecnego w lutym 2009), następnie 16,3; 14,8; 14,0. W przypadku oczekiwań zanotowano cztery różnice w obserwowanych tendencjach, żadna jednak nie przewyższała wartości 1,0, co znów klasycznie interpretowane jest jak brak szczególnych zmian. Dla wszystkich pozostałych okresów tendencje w obydwu szeregach są zgodne.

GLÓWNE WNIOSKI ORAZ KIERUNKI DALSZYCH BADAŃ

W artykule podano ogólny wzór na estymator poststratyfikacyjny statystyki bilansowej w przypadku dowolnej skali odpowiedzi. Przedstawiona metodologia ma oczywiście również swoje wady związane przede wszystkim z brakiem ciągłego dostępu do informacji na temat liczebności jednostek w populacji a także innych charakterystyk, jak choćby przychodów, co znacznie utrudnia stosowanie metody na bieżąco. Zastosowanie metody poststratyfikacji może jednak bardzo dobrze służyć jako swojego rodzaju weryfikacja przebiegu szeregu sald, zwłaszcza w sytuacji, gdy struktura próby w kolejnych okresach ulega znacznym zmianom, a wagi nadawane są arbitralnie.

Wyniki analizy empirycznej potwierdzają adekwatność oryginalnego szeregu IRG. Pomimo odmiennych metodologii tworzenia statystyk bilansowych, przebiegi szeregów sald dla zmiennej sytuacja finansowa przedsiębiorstw są analogiczne. Incydentalne różnice w tendencjach w obydwu szeregach interpretowane są jak brak zmian. Wyniki bieżącej analizy empirycznej są zgodne

z wynikami wcześniejszych szerokich badań dotyczących wpływu metod ważenia na własności szeregów sald, zob. analiza problemu racjonalności oczekiwań [Tomczyk, Kowalczyk 2010] oraz analiza szeregów sald na szerokim zbiorze zmiennych z wagami odzwierciedlającymi bezpośrednio wielkość zatrudnienia [Kowalczyk, Witkowski 2011].

Wśród kierunków dalszych badań wymienić należy analizę pozostałych zmiennych rozważanych w badaniu koniunktury w przemyśle z wagami bezpośrednio związanymi z analizowaną wielkością ekonomiczną, zastosowanie poststratyfikacji ze względu na PKD oraz szerszą analizę braków odpowiedzi, z uwzględnieniem sposobów postępowania przy brakach typu NMAR (not missing at random), do czego na razie wstępnie jedynie nawiązano w pracy [Kowalczyk, Tomczyk 2011].

BIBLIOGRAFIA

- Adamowicz E., Dudek S., Walczyk K. (2005) The usefulness of business surveys data for short-term forecasting — Raw data vs. seasonally adjusted and smoothed one, *Statistics in Transition*, Tom 7, Nr 2, str. 199-219.
- Bieć M. (1996) Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia. *Prace i materiały IRG SGH*, Nr 48, Warszawa SGH.
- Bracha Cz. (1996) Teoretyczne podstawy metody reprezentacyjnej, PWN, Warszawa, str.123-125.
- European Commission (2004) The Joint Harmonised EU Programme Business and Consumer Surveys User Guide, European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs, Bruksela.
- Garczarczyk J., Skikiewicz R. (2005) The Use of Banking BTS Data in Diagnosing and Forecasting Situation of Industry and Construction in Poland, *Statistics in Transition*, Tom 7, Nr 2, str. 309-323.
- GUS (2010) Rocznik Statystyczny Przemysłu, GUS, Warszawa, Tabl. 3 (39).
- GUS (2011) Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON 2010 r., GUS, Warszawa.
- Guzik B., Bosiacki S. (2009) Trafność prognoz koniunktury na przykładzie testu koniunktury GUS 2003-2008, *Ekonomiczne Problemy Turystyki*, Nr 12.
- Hubner D., Lubiński M., Małecki W., Matkowski Z. (1994) *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa.
- IRG SGH (2011) *Kondycja gospodarstw domowych*, Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa.
- IRG SGH (2011) *Koniunktura w przemyśle*, Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa.
- Kowalczyk B., Tomczyk E. (2011) Non-response and Weighting Systems in Business Tendency Surveys: Are Expectations Influenced?, *Prace i Materiały IRG SGH*, Nr 86, Warszawa (w druku).

- Kowalczyk B., Witkowski B. (2011) O wpływie metod ważenia na własności szeregów czasowych statystyk bilansowych IRG, Prace i materiały IRG SGH, Nr 87, Warszawa (w druku).
- OECD (2004) Business Tendency Surveys. A handbook. Statistics Directorate, OECD, Paryż.
- PARP (2010) Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2008-2009, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa.
- Podgórska M. (1998) Statystyczna analiza wyników testów koniunktury, Prace i Materiały IRG SGH, Nr 60, Warszawa.
- Sarndal C.E., Swensson B. i Wretman J. (1992) Model Assisted Survey Sampling, Springer-Verlag, str. 264-291.
- Tomczyk E. (2004) Racjonalność oczekiwań. Metody i analiza danych jakościowych. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Tomczyk E., Kowalczyk B. (2010) Influence of non-response in business tendency surveys on properties of expectations, Statistics in Transition New Series, Tom 11, Nr 2, October 2010, str. 403-422.
- Wang H. J. [2004] Non-response in the Norwegian Business Tendency Survey, Statistics Norway, Department of Economic Statistic Document No 2004/3. Dostępny na stronie: http://www.ssb.no/english/subjects/08/05/10/doc_200403_en/doc_200403_en.pdf
- Żałuska U. (2001) Prognozy makrooczenia przedsiębiorstwa, w: M. Cieślak (red.) Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowanie, Wydawnictwo naukowe PWN, Warszawa.
- Zarnovitz V. (1992) Business Cycles: Theory, History, Indicators and Forecasting, The University of Chicago Press, Chicago.

APPLICATION OF POSTSTRATIFICATION METHOD IN TENDENCY SURVEYS

Abstract: The article presents the problem of methodology of tendency surveys, emphasizing mathematical formalism of constructing balance statistics, referring to finite population estimation process using poststratification method. Empirical part of the paper is based on business tendency surveys conducted by the Research Institute for Economic Development (RIED) of the Warsaw School of Economics. Information on revenues from total activity of industrial enterprises has been used to weighting procedure in RIED data. Variable under study is the financial standing of manufacturing firms.

Key words: tendency surveys, poststratification, balance statistics, balance series