

MIECZYŚLAW KOWERSKI*, JAROSŁAW BIELAK**, MARIUSZ PONINKIEWICZ**

Modele mikro-makro finansowych zmiennych jakościowych

Financial micro-macro qualitative response models

Słowa kluczowe: jakościowa zmienna finansowa, logitowy model mikro-makro

Key words: financial qualitative variable, micro-macro qualitative response model

Wstęp

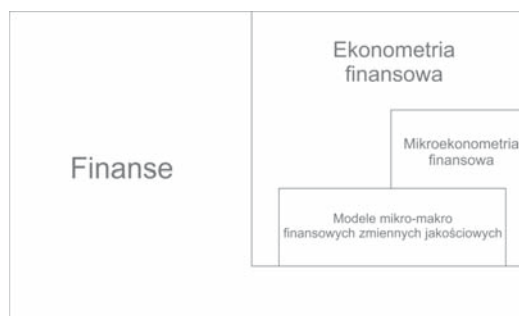
Choć finanse są nauką, która posługuje się przede wszystkim kategoriami ilościowymi, to decyzje (oceny) finansowe mają charakter wyborów jakościowych. Oto niektóre przykłady:

- polityka wypłat na rzecz akcjonariuszy (firma wypłacająca dywidendę lub nie, nabywająca akcje własne lub nie),
- zagrożenie finansowe i upadłość (firma w kondycji finansowej złej lub dobrej, zagrożona upadłością lub prawidłowo funkcjonująca),
- sposób finansowania długu (kredyt bankowy lub obligacje),
- prognozowanie fuzji i przejęć (fuzja dochodząca do skutku lub nie),
- analiza ryzyka kredytowego (kredyt spłacany regularnie lub nie; ryzyko kredytowe klienta: niskie, średnie, wysokie),
- analiza wydarzeń na rynkach kapitałowych (rekomendacje analityków: kupuj, trzymaj, sprzedaj),
- oceny zmian sytuacji finansowej gospodarstw domowych (członek gospodarstwa domowego ocenia, że sytuacja jego gospodarstwa pogorszyła się, nie zmieniła się, poprawiła).

Do opisu powyższych zjawisk jako zmienne objaśniane stosuje się zmienne jakościowe przyjmujące wartości dyskretne mierzone na skali nominalnej, w szczególności dychotomicznej lub porządkowej.

Opisane za pomocą dyskretnych zmiennych objaśnianych decyzje (oceny) finansowe podmiotów gospodarczych, gospodarstw domowych czy też konsumentów zależą zarówno od ich indywidualnej sytuacji ekonomiczno-finansowej, jak też od otoczenia makroekonomicznego, a nawet społecznego, w jakim przyszło im funkcjonować. Dlatego w modelach opisujących te decyzje wśród zmiennych objaśniających, oprócz wskaźników mikroekonomicznych, odzwierciedlających sytuację poszczególnych podmiotów, powinny pojawić się też makroekonomiczne, opisujące zachowanie otoczenia społeczno-gospodarczego, w jakim funkcjonują badane podmioty.

Modele mikro-makro finansowych zmiennych jakościowych to liniowe i nieliniowe modele typu regresyjnego budowane na podstawie przekrojowo-czasowych bądź panelowych zbiorów mikrodanych finansowych oraz danych makroekonomicznych, w których zmiennymi objaśnianymi są zmienne dyskretne opisujące określone decyzje (oceny) finansowe podejmowane przez firmy, gospodarstwa domowe lub konsumentów, a zmiennymi objaśniającymi wskaźniki mikroekonomiczne charakteryzujące sytuację poszczególnych podmiotów oraz zmienne makroekonomiczne [zob. np. Baekgaard, 2005].



Rysunek 1. Miejsce modeli mikro-makro finansowych zmiennych jakościowych w nauce o finansach

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Jajuga, 2007, s. 17; Gruszczyński, 2012b, s. 14].

Celem artykułu jest prezentacja modelu mikro-makro jakościowych zmiennych finansowych, omówienie różnych jego postaci, a także przedstawienie zastosowań tej klasy modeli do modelowania wybranych decyzji (ocen) finansowych.

1. Definicja modelu mikro-makro jakościowych zmiennych finansowych

Przedmiot modelowania stanowi nieobserwowalna, ukryta zmienna ciągła y^* . Reprezentuje ona swego rodzaju skłonność, inklinację (ciążenie) danej firmy, gospodarstwa domowego czy też konsumenta do podjęcia określonej decyzji (oceny).

Jest ona funkcją zestawu zmiennych objaśniających [Gruszczyński, 2012a, s. 64]. Obserwujemy już podjętą decyzję (dokonaną ocenę), której nadajemy wartość dyskretną. W ten sposób powstaje jakościowa zmienna objaśniana y .

Model mikro-makro jakościowej zmiennej finansowej ma postać:

$$y_{it}^* = f(\mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{z}_t^T \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_{it}),$$

gdzie:

y_{it}^* – nieobserwowalna skłonność i -tej jednostki do podjęcia decyzji (oceny) w roku t ,

\mathbf{x}_{it}^T – wektor obserwacji mikroekonomicznych zmiennych objaśniających, opisujących i -tą jednostkę w roku t ,

\mathbf{z}_t^T – wektor obserwacji makroekonomicznych zmiennych objaśniających, opisujących sytuację społeczno-gospodarczą w roku t , przyjmujący w danym roku dla wszystkich jednostek jednakowe wartości,

$\boldsymbol{\alpha}$, $\boldsymbol{\beta}$ – wektory parametrów,

ε_{it} – składnik losowy.

Modelujemy prawdopodobieństwo osiągnięcia przez zmienną y określonej kategorii, odzwierciedlającej podjętą decyzję (ocenę) przez i -tą jednostkę w roku t :

$$p_{it} = F(\mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{z}_t^T \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_{it}),$$

gdzie $F(t)$ jest dystrybuantą rozkładu składnika losowego.

2. Wybrane zastosowania modeli mikro-makro

2.1. Dwumianowy logitowy model mikro-makro finansowych zmiennych jakościowych

Finansowa zmienna objaśniana przyjmuje dwie wartości, najczęściej oznaczane 0 oraz 1.

Założenie: Istnieje nieobserwowalna zmienna ciągła y^* oznaczająca skłonność do tego, aby $y = 1$. Przyjmujemy, że jeśli $y^* \geq 0$, to $y = 1$, a jeśli $y^* < 0$, to $y = 0$. Przy czym obserwujemy tylko wartości zmiennej binarnej y [Gruszczyński, 2012b, s. 48–50].



Rysunek 2. Model dwumianowy

Źródło: [Gruszczyński, 2012b, s. 49].

Najczęściej stosowanym modelem dwumianowym jest model logitowy, nieco rzadziej – probitowy lub liniowy model prawdopodobieństwa [Maddala, 2006, s. 367–375].

W modelu logitowym modelujemy prawdopodobieństwo $p = P(y^* \geq 0)$, to znaczy $p = P(y = 1)$ oraz $1 - p = P(y^* < 0)$, przy czym $1 - p = P(y = 0)$. W dwumianowym logitowym modelu mikro-makro prawdopodobieństwo p jest modelowane jako nieliniowa funkcja zmiennych objaśniających opisanych zarówno przez mikro-, jak i makrodane. Korzystając z tego modelu, możemy przedstawić zależność prawdopodobieństwa od zmiennych objaśniających X oraz Z , tj.:

$$p_{it}(y=1) = F(\mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{z}_{it}^T \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_{it}),$$

$$\hat{p}_{it}(y=1) = \frac{\exp(\hat{y}_{it})}{1 + \exp(\hat{y}_{it})} = \frac{\exp(\mathbf{x}_{it}^T \mathbf{a} + \mathbf{z}_{it}^T \mathbf{b})}{1 + \exp(\mathbf{x}_{it}^T \mathbf{a} + \mathbf{z}_{it}^T \mathbf{b})}$$

Jeżeli skoncentrujemy się na jednej ze zmiennych objaśniających, natomiast do pozostałych założymy, że przyjmą określone wartości (np. pozostaną na poziomie swoich median), to otrzymamy funkcję prawdopodobieństwa decyzji finansowej względem tej wyróżnionej zmiennej.

Przyjęcie takiego rozwiązania umożliwi analizę wpływu poszczególnych makroekonomicznych zmiennych objaśniających na prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną objaśnianą wartości 1 [Kowerski, 2011, s. 235–236].

2.1.1. Analiza wpływu zmian tempa wzrostu PKB na decyzje o wypłatach dywidend na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) w latach 1996–2009 [zob. Kowerski, 2011, s. 269–276]

Badaniami objęto spółki krajowe notowane na GPW w latach 1995–2009, przy czym pod uwagę brano tylko te, których akcje notowane były na giełdzie przez cały rok poprzedzający rok decyzji dywidendowej. Łącznie dla 14 lat uzyskano 2263 obserwacje. W latach 1996–2009 objęte badaniem spółki wypłaciły 693 dywidendy, co stanowiło 30,6% wszystkich obserwacji¹.

¹ W związku z tym, że liczba wypłat dywidend była znacznie mniejsza niż liczba obserwacji spółek niepłacących (próbą niezbilansowana), od wartości teoretycznej \hat{y}_{it} odejmowano wartość $\ln \frac{0,306}{1 - 0,306}$.

Tabela 1. Wyniki estymacji logitowego przekrojowo-czasowego modelu mikro-makro decyzji o wypłatach dywidend w zależności od sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek oraz tempa wzrostu PKB (punkt 2.1.1) lub całkowitej stopy opodatkowania dywidend (punkt 2.1.2). Metoda największej wiarygodności

| Wyszczególnienie | Punkt 2.1.1. Parametr | Punkt 2.1.2 Parametr |
|--|--------------------------|-------------------------|
| Stała | -0,693* | 0,134 |
| Decyzja o wypłacie dywidendy w roku $t - 1$ | 2,540* | 2,438* |
| Współczynnik zmienności 1 cen akcji w roku $t - 1$ | -0,022* | -0,011* |
| Współczynnik zmienności 2 cen akcji w roku $t - 1$ | | -0,013* |
| Logarytm naturalny wartości aktywów ogółem w cenach stałych w roku $t - 1$ (mld zł) | 0,182* | 0,202* |
| Wskaźnik kapitałów własnych do aktywów ogółem w roku $t - 1$ | | 1,134* |
| Wskaźnik kapitału zakładowego do kapitału własnego w roku $t - 1$ | -1,907* | -1,493* |
| Wskaźnik wartości rynkowej do wartości kapitałów własnych w roku $t - 1$ | -0,113* | -0,140* |
| Zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1, jeżeli spółka jest bankiem, i 0 w przeciwnej sytuacji w roku t | 0,659* | 1,244* |
| Stopa zwrotu z kapitałów własnych (%) | | 0,054* |
| Tempo wzrostu PKB w roku $t - 1$ | 0,100* | |
| Całkowita stopa opodatkowania dywidend w roku t | | -0,029* |
| Liczba obserwacji | 2263 | 2263 |
| Współczynnik determinacji pseudo- R^2 | 0,3515 | 0,3961 |
| Zliczeniowy (<i>count</i>) R^2 (%) | 82,59 | 82,24 |
| Iloraz szans | 18,96 | 19,08 |

Uwaga: * – parametr istotny na poziomie 0,05.

Źródło: [Kowerski, 2011, s. 270, 290].

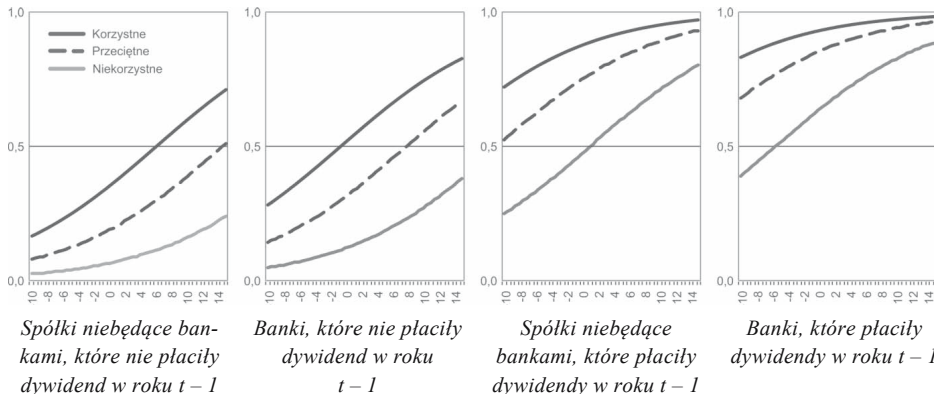
Wartość parametru przy tempie wzrostu PKB jest dodatnia, co oznacza, że im jest ono wyższe, tym większe prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy. Oszacowanie logitowego przekrojowo-czasowego modelu mikro-makro decyzji o wypłatach dywidend daje jednak dużo większe możliwości analityczne.

Jeżeli podzielimy badane spółki na trzy grupy:

- spółki o niekorzystnej sytuacji ekonomiczno-finansowej, czyli osiągające wartości zmiennych mikroekonomicznych na poziomie 1 kwartyła w przypadku zmiennych stymulant (o dodatnich wartościach parametrów) i 3 kwartyła w przypadku zmiennych destymulant (o ujemnych wartościach parametrów);

- spółki o przeciętnej sytuacji ekonomiczno-finansowej, czyli o wartościach zmiennych mikroekonomicznych na poziomie mediany;
- spółki o korzystnej sytuacji ekonomiczno-finansowej, czyli osiągające wartości zmiennych mikroekonomicznych na poziomie 3 kwartyła w przypadku zmiennych stymulant i 1 kwartyła w przypadku zmiennych destymulant; oraz dodatkowo wyodrębnimy
 - spółki niebędące bankami, które nie płaciły dywidend w roku $t - 1$,
 - banki, które nie płaciły dywidend w roku $t - 1$,
 - spółki niebędące bankami, które płaciły dywidendy w roku $t - 1$,
 - banki, które płaciły dywidendy w roku $t - 1$,

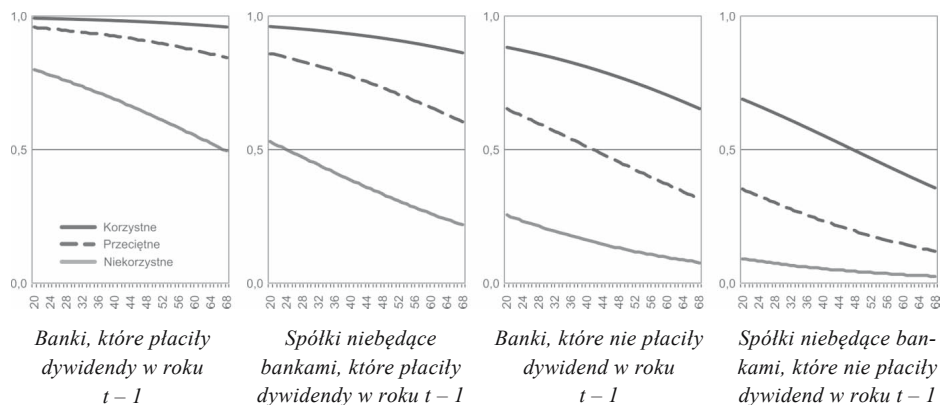
to znaczny przyrost tempa PKB w roku $t - 1$ powoduje wyższe przyrosty prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t przez spółki o przeciętnych lub korzystnych wartościach zmiennych mikroekonomicznych, które w roku $t - 1$ nie płaciły dywidend (zwłaszcza dotyczy to banków), niż przez spółki o przeciętnych lub korzystnych wartościach zmiennych mikroekonomicznych, które w roku $t - 1$ wypłaciły dywidendy. Może to być potwierdzeniem tezy, że w okresach wysokiego tempa wzrostu gospodarczego wiele spółek dotychczas niepłacących dywidend lub tych, które zaprzestały płatności, rozpoczyna wypłaty. W okresach dobrej koniunktury znacznie wzrasta jednak prawdopodobieństwo rozpoczęcia (lub powrotu do wcześniej przerwanych) wypłat przez spółki o co najmniej przeciętnej sytuacji ekonomiczno-finansowej. Znaczna poprawa koniunktury powoduje tylko niewielki wzrost prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t przez spółki o gorszej niż przeciętnej sytuacji ekonomiczno-finansowej, które nie płaciły dywidend w roku $t - 1$, zwłaszcza gdy nie były to banki.



Rysunek 3. Zmiany prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t w zależności od tempa wzrostu PKB w roku $t - 1$ przy założeniu, że wartości mikroekonomicznych zmiennych objaśniających są odpowiednio niekorzystne, przeciętne lub korzystne z punktu widzenia decyzji o wypłatach dywidend

2.1.2. Analiza wpływu zmiany całkowitej stopy opodatkowania dywidend na decyzje o wypłatach dywidend na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996–2009 [zob. Kowerski, 2011, s. 289–299]

W tym przypadku makroekonomiczną zmienną objaśniającą była całkowita stopa opodatkowania dywidend – suma stóp opodatkowania podatkiem CIT zysku brutto na poziomie spółki i dywidendy podatkiem PIT na poziomie akcjonariusza. Wartość parametru przy zmiennej „całkowita stopa opodatkowania dywidend” jest ujemna, co oznacza, że im niższe opodatkowanie, tym większe prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy. Ale i w tym przypadku można prowadzić bardziej szczegółowe symulacje zachowań poszczególnych grup badanych spółek w zależności od zmieniających się całkowitych stóp opodatkowania dywidend.



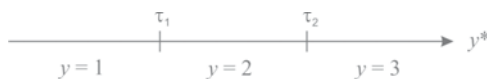
Rysunek 4. Zmiany prawdopodobieństw wypłat dywidend w roku t w zależności od wartości całkowitej stopy opodatkowania dywidend w roku $t - 1$ przy założeniu, że wartości mikroekonomicznych zmiennych objaśniających są odpowiednio niekorzystne, przeciętne lub korzystne z punktu widzenia decyzji o wypłatach dywidend

Źródło: [Kowerski, 2011, s. 298].

2.2. Wielomianowy logitowy model mikro-makro uporządkowanej finansowej zmiennej objaśnianej

Uporządkowana finansowa zmienna objaśniana przyjmuje jeden z kilku uporządkowanych stanów. Założenie: Istnieje nieobserwowalna zmienna ciągła y^* oznaczająca skłonność do dążenia w kierunku coraz to wyższych wartości zmiennej y . Jej wartości decydują o tym, która kategoria zmiennej porządkowej jest obserwowana. Załóżmy, że zmienna przyjmuje trzy stany:

$$\begin{aligned}
 y_i = 1 & \quad \text{jeżeli} \quad -\infty = \tau_0 \leq y_i^* < \tau_1 \\
 y_i = 2 & \quad \text{jeżeli} \quad \tau_1 \leq y_i^* < \tau_2 \\
 y_i = 3 & \quad \text{jeżeli} \quad \tau_2 \leq y_i^* < \tau_3 = \infty
 \end{aligned}$$



Rysunek 5. Model zmiennej uporządkowanej

Źródło: [Gruszczyński, 2012, s. 55].

Modelujemy prawdopodobieństwo tego, że zmienna objaśniana przyjmie wartość jednego z uporządkowanych stanów:

$$\begin{aligned}
 p_1 &= P(y^* < \tau_1) \text{ to znaczy } p_1 = P(y = 1) \\
 p_2 &= P(\tau_1 \leq y^* < \tau_2) \text{ to znaczy } p_2 = P(y = 2) \\
 p_3 &= P(y^* \geq \tau_3) \text{ to znaczy } p_3 = P(y = 3) \\
 p_1 + p_2 + p_3 &= 1
 \end{aligned}$$

W tym wypadku prawdopodobieństwa p_j są modelowane jako nieliniowa funkcja mikro- i makroekonomicznych zmiennych objaśniających, przy czym dla każdego stanu (kategorii) j parametry przy zmiennych objaśniających są takie same.

2.2.1. Wpływ koniunktury gospodarczej na prognozy sytuacji finansowej gospodarstw domowych województwa lubelskiego [zob. Kowerski, Bielak, 2013]

Celem badania była analiza zależności pomiędzy uzyskanymi podczas kwartalnych badań ankietowych prognozami sytuacji finansowej gospodarstw domowych w województwie lubelskim a kwartalnym tempem wzrostu produktu krajowego brutto w Polsce. Uporządkowana zmienna objaśniana przyjmuje trzy wartości:

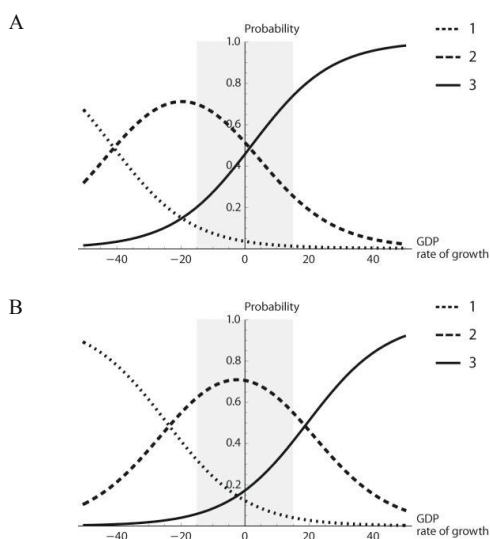
- respondent przewiduje pogorszenie sytuacji finansowej swojego gospodarstwa w najbliższym kwartale: $y_i = 1$;
- respondent przewiduje, że sytuacja finansowa jego gospodarstwa nie ulegnie zmianie: $y_i = 2$;
- respondent przewiduje poprawę sytuacji finansowej swojego gospodarstwa w najbliższym kwartale: $y_i = 3$.

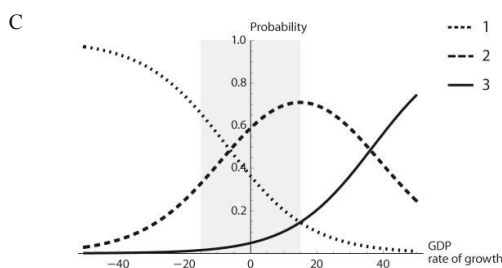
Do budowy modelu wykorzystano ankiety uzyskane w badaniach od II kwartału 2006 roku do III kwartału 2012 roku, co dało około 10,6 tys. jednostkowych obserwacji.

Tabela 2. Wyniki estymacji przekrojowo-czasowego logitowego modelu mikro-makro uporządkowanej zmiennej opisującej prognozowaną sytuację finansową gospodarstwa domowego. Metoda największej wiarygodności

| Zmienna | Parametr |
|---|----------|
| Kwartalne tempo wzrostu PKB | 0,0808* |
| Ocena sytuacji finansowej w bieżącym kwartale | 1,3996* |
| II kwartał | -1,4322* |
| III kwartał | -1,8690* |
| IV kwartał | -2,3930* |
| Wiek | -0,0466* |
| Wiek do kwadratu | 0,0003* |
| Płeć | 0,1000* |
| Miejsce zamieszkania | -0,1109* |
| Miesięczny dochód | 0,2328* |
| γ_1 | -0,8492* |
| γ_2 | 2,6922* |
| Pseudo R ² | 0,1482 |

Uwaga: * – parametr istotny na poziomie 0,05.





Rysunek 6. Zmiany prawdopodobieństw odpowiedzi 1 (sytuacja pogorszy się), 2 (nie zmieni się) oraz 3 (poprawi się) w zależności od kwartalnego tempa wzrostu PKB dla respondenta o niekorzystnych charakterystykach (wiek: 60, płeć: kobieta, miejsce zamieszkania: wieś, dochód miesięczny na osobę poniżej 100 zł) oraz od oceny sytuacji finansowej gospodarstwa w poprzednim kwartale (A – pogorszyła się, B – nie zmieniła się, C – poprawiła się)

Uwaga: obszar zacieniony to obszar zmienności tempa PKB w okresie analizy.

Źródło: opracowanie własne.

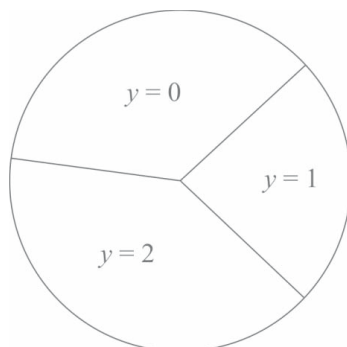
Oszacowane parametry pozwalają na obliczenie prawdopodobieństw odpowiedzi, że sytuacja finansowa gospodarstwa pogorszy się ($P(y = 1)$), nie zmieni się ($P(y = 2)$), poprawi się ($P(y = 3)$) w zależności od zmian kwartalnego tempa wzrostu PKB przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające przyjmą ustalone wartości.

Przebieg zmienności tak zdefiniowanych prawdopodobieństw względem wybranej zmiennej makroekonomicznej został wyznaczony w sposób analityczny [Kowerski, 2008, s. 52–57]. Jeżeli wyodrębniona zmienna jest stymulantą, to wraz ze wzrostem jej wartości maleje – w sposób logistyczny – prawdopodobieństwo odpowiedzi, że sytuacja ulegnie pogorszeniu, i rośnie – w sposób logistyczny – prawdopodobieństwo odpowiedzi, iż sytuacja ulegnie poprawie. Natomiast prawdopodobieństwo odpowiedzi, że sytuacja nie ulegnie zmianie, początkowo rośnie kosztem spadku prawdopodobieństwa odpowiedzi, iż sytuacja ulegnie pogorszeniu – część respondentów, którzy dotychczas uważali, że nastąpi pogorszenie, straciła tę pewność i odpowiada: „nie zmieni się”. Jednak po osiągnięciu maksymalnej wartości prawdopodobieństwo odpowiedzi „bez zmian” zaczyna spadać na rzecz dalszego wzrostu prawdopodobieństwa odpowiedzi, że sytuacja ulegnie poprawie – część respondentów, którzy dotychczas nie byli pewni ocen, zaczyna, w miarę wzrostu wartości zmiennej makroekonomicznej (poprawy koniunktury), nabierać przekonania, że w istocie nastąpi poprawa sytuacji finansowej ich gospodarstw.

2.3. Wielomianowy model mikro-makro nieuporządkowanej finansowej zmiennej objaśnianej

Nieuporządkowana finansowa zmienna objaśniana przyjmuje skończoną liczbę stanów, których nie da się uporządkować (np. $y_i = 0$ – klient wybiera bank A, $y_i = 1$ – klient wybiera bank B, $y_i = 2$ – klient wybiera bank C). W takim modelu nie ma

jednej zmiennej ukrytej y^* , która odpowiadałaby za intuicyjne objaśnienie wyników obserwacji y .



Rysunek 7. Model zmiennej nieuporządkowanej

Źródło: opracowanie własne.

Modelujemy prawdopodobieństwa (przykład wielomianowego modelu logitowego z trzema stanami):

$$\frac{P_{i1}}{P_{i0}} = \exp(\hat{y}_1)$$
$$\frac{P_{i2}}{P_{i0}} = \exp(\hat{y}_2)$$

przy czym kategoria 0 jest traktowana jako bazowa

$$P_{i1} + P_{i2} + P_{i3} = 1$$

Mamy zatem o jeden model mniej niż liczba określonych kategorii, z których każdy objaśnia relację prawdopodobieństwa wyboru (uzyskania) danej kategorii do prawdopodobieństwa wyboru kategorii bazowej. Zestaw zmiennych objaśniających jest dla wszystkich modeli jednakowy. Oszacowania parametrów będą inne dla każdego modelu.

Zakończenie

Wprowadzenie zmiennych makroekonomicznych do mikroekonometrycznych modeli finansowych zmiennych jakościowych znacznie wzbogaca możliwości analizy indywidualnych decyzji finansowych przedsiębiorstw, gospodarstw domowych

oraz konsumentów i – między innymi – umożliwiałoby badanie rozkładów prawdopodobieństw podjęcia takich decyzji w zależności od zmieniających się wartości zmiennych makroekonomicznych.

Bibliografia

1. Baekgaard H., *Integrating Micro and Macro Models: Mutual Benefits*, National Centre for Social and Economic Modelling, University of Canberra 2005.
2. Cameron A.C., Trivedi P.K., *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, NY 2005.
3. Damodaran A., *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*, Helion, Gliwice 2007.
4. Fama E.F., French K.R., *Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity To Pay?*, "Journal of Financial Economics" 2001, no 60(1), s. 3–43.
5. Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wyd. SGH, Warszawa 2002.
6. Gruszczyński M. (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer business, Warszawa 2012a.
7. Gruszczyński M., *Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa*, Difin, Warszawa 2012b.
8. Jajuga K. *Modele z dyskretną zmienną objaśnianą*, [w:] S. Bartosiewicz (red.), *Estymacja modeli ekonometrycznych*, PWE, Warszawa 1990, s. 218–259.
9. Jajuga K., *Elementy nauki o finansach*, PWE, Warszawa 2007.
10. Kowerski M. *Wartość informacyjna odpowiedzi „bez zmian” w badaniach nastrojów gospodarczych*, „Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy” 2008, nr 4(14), s. 47–62.
11. Kowerski M., *Ekonomiczne uwarunkowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki publiczne*, Wyd. Konsorcjum Akademickie, Kraków–Rzeszów–Zamość 2011.
12. Kowerski M., Bielak J., *The Influence of Business Cycle on the Forecast of Household Financial Situation*, „Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy” 2013, nr 11(4), s. 91–99.
13. Maddala G.S., *Ekonometria*, WN PWN, Warszawa 2006.

Financial micro-macro qualitative response models

Most of financial decisions (choices, evaluation) of firms, households and consumers have the qualitative (discrete) character and are determined by microeconomic (idiosyncratic) and macroeconomic factors. So, the financial micro-macro qualitative response models are an excellent choice for financial decisions modelling. They give possibilities to analyse the decision taking into account probability distributions according to the values of micro- and macroeconomic variables as well. In the paper the different forms of such models (binominal and multinominal) were presented and some applications of financial micro-macro qualitative response models were shown.