

Iwona Markowicz

Uniwersytet Szczeciński
e-mail: iwona.markowicz@wneiz.pl

ANALIZA TRWANIA FIRM W POWIATACH WOJEWÓDZTWA ZACHODNIOPOMORSKIEGO

DURATION ANALYSIS OF FIRMS IN THE POVIATS OF ZACHODNIOPOMORSKIE VOIVODESHIP

DOI: 10.15611/pn.2017.468.14

JEL Classification: C10, C14, C41

Streszczenie: Celem badań było skonstruowanie tablic trwania firm. Budowę tablic trwania, jako kontynuację badań z 2015 roku, przeprowadzono ze szczególnym uwzględnieniem funkcji intensywności likwidacji firm dla poszczególnych powiatów woj. zachodniopomorskiego. Funkcja intensywności zazwyczaj ma kształt odwróconej litery U (co jest zgodne z teoretycznym modelem uczenia się). W badaniu wykorzystano dane z rejestru REGON, dotyczące firm powstałych w woj. zachodniopomorskim w latach 2009-2011. Obserwacja trwała do końca 2013 roku. Dodatkowo, wykorzystując estymator Kaplana-Meiera oraz testy statystyczne, powiaty pogrupowano według podobieństwa modelu przetrwania.

Słowa kluczowe: model trwania, tablice trwania firm, funkcja intensywności likwidacji firm.

Summary: The aim of the study was to construct the tables of firms duration. A continuation of the study of 2015 is the construction of duration tables, with particular emphasis on the intensity function of firms liquidation for poviats of Zachodniopomorskie Voivodeship. The intensity function usually has a shape of inverted U (which is compatible with the theoretical model of learning). This study used data from the registry of REGON, related to companies established in Zachodniopomorskie Voivodeship in 2009-2011. These entities were observed to the end of 2013. In addition, using the Kaplan-Meier method and statistical tests, poviats are grouped according to the similarity model of survival.

Keywords: duration models, tables of firms duration, intensity function of firms liquidation.

1. Wstęp

W analizie trwania stosuje się modele parametryczne, semiparametryczne i nieparametryczne. Budowa modeli parametrycznych wymaga jednak przyjęcia teoretycznego rozkładu badanej zmiennej [Frątczak i in. 2005], co w przypadku badania

czasu trwania firm jest trudne [Markowicz 2012]. Dlatego też w prezentowanych badaniach wykorzystano nieparametryczne modele o czasie ciągłym: estymator Kaplana-Meiera, tablice trwania (intensywność likwidacji) i test Gehana. Metody te posłużyły do modelowania czasu trwania i wykazania różnic w procesie trwania firm w powiatach woj. zachodniopomorskiego. Prezentowana analiza (według powiatów) jest kontynuacją wcześniejszych badań według rodzaju działalności [Markowicz 2016].

Celem przeprowadzonych badań było wyodrębnienie grup powiatów województwa zachodniopomorskiego o podobnych modelach czasu trwania firm (estymator Kaplana-Meiera i test Gehana), skonstruowanie tablic trwania firm i analiza przebiegu funkcji intensywności likwidacji firm powstałych w woj. zachodniopomorskim w latach 2009-2011. Obserwacją objęto 21 powiatów.

2. Liczba firm w powiatach

W artykule zaprezentowane zostały wyniki analizy kohortowej. Kohorty stanowią firmy powstałe w poszczególnych powiatach woj. zachodniopomorskiego w latach 2009-2011 i obserwowane do końca 2013 roku. Informacje o liczbie powstałych i zlikwidowanych firm zawarto w tab. 1. Natomiast na rys. 1 przedstawiono liczbę firm zlikwidowanych i cenzurowanych (niezlikwidowanych do końca okresu obserwacji). W latach 2009-2011 w woj. zachodniopomorskim powstało 59 587 firm (najwięcej w Szczecinie – 17 398). Odsetek firm zlikwidowanych wyniósł 37,31% (najmniej – 32,61%, m. Koszalin, najwięcej – 45,38%, gryficki).

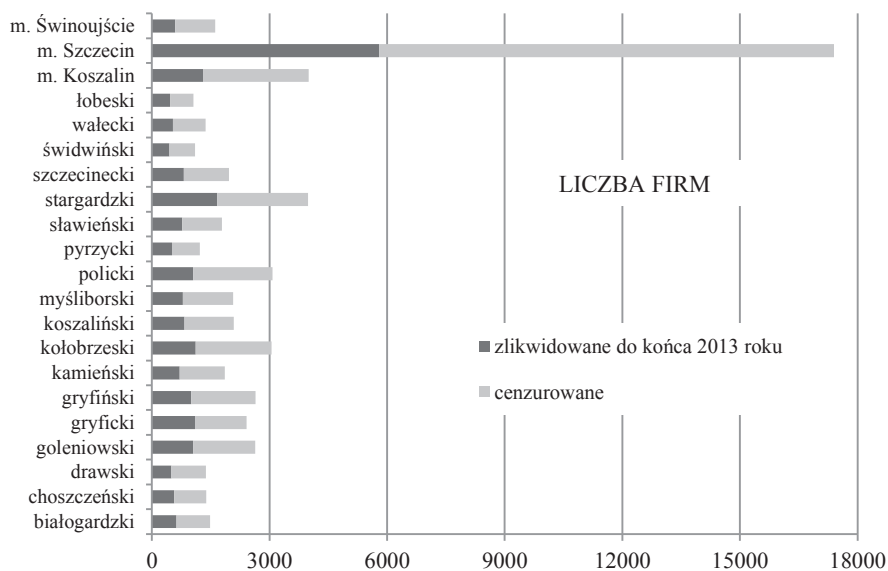
Tabela 1. Liczba firm powstałych w latach 2009-2011 i zlikwidowanych do końca 2013 roku w powiatach województwa zachodniopomorskiego

Kod NTS4	Powiat	Liczba firm		Odsetek firm zlikwidowanych
		powstałych	zlikwidowanych	
1	2	3	4	5
01	białogardzki	1 485	623	41,95
02	choszczeński	1 389	572	41,18
03	drawski	1 381	499	36,13
04	goleniowski	2 638	1 054	39,95
05	gryficki	2 415	1 096	45,38
06	gryfiński	2 643	1 005	38,02
07	kamieński	1 857	704	37,91
08	kołobrzescki	3 049	1 112	36,47
09	koszaliński	2 088	826	39,56
10	myśliborski	2 070	789	38,12
11	policki	3 076	1 054	34,27

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5
12	pyrzycki	1 220	508	41,64
13	ślawieński	1 788	773	43,23
14	stargardzki	3 983	1661	41,70
15	szczecinecki	1 968	814	41,36
16	świdwiński	1 102	450	40,83
17	walecki	1 366	536	39,24
18	łobeski	1 059	464	43,81
61	m. Koszalin	3 999	1 304	32,61
62	m. Szczecin	17 398	5 795	33,31
63	m. Świnoujście	1613	595	36,89
	województwo	59 587	22 234	37,31

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rejestru REGON.



Rys. 1. Liczba firm powstałych w latach 2009-2011, zlikwidowanych i cenzurowanych w powiatach województwa zachodniopomorskiego – obserwacja do końca 2013 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rejestru REGON.

3. Model czasu trwania firm w powiatach – estymator Kaplana-Meiera

Nieparametryczny model czasu trwania firm w powiatach można zbudować metodą Product-Limit-Estimation (PLE) Kaplana-Meiera, przy założeniu występowania obserwacji cenzurowanych. Metoda ta, w odróżnieniu od tablic trwania, nie wymaga arbitralnego grupowania czasu obserwacji w przedziały klasowe. Czas trwania firmy jest realizacją zmiennej losowej $(T; \delta)$, przy czym:

$$T = \begin{cases} T_z & \text{dla } \delta = 1 \\ T_c & \text{dla } \delta = 0 \end{cases}, \quad (1)$$

gdzie: T_z – czas trwania firmy zlikwidowanej, T_c – czas trwania firmy cenzurowanej, δ – zmienna losowa przyjmująca wartość 1 dla obserwacji pełnej i wartość 0 dla obserwacji cenzurowanej.

Estymator Kaplana-Meiera można zapisać w postaci [Kaplan, Meier 1958; Markowicz 2012]:

$$\hat{S}(t_i) = \prod_{t \leq t_i} \left(1 - \frac{z_i}{n_i} \right) \quad \text{dla } i = 1, \dots, k, \quad (2)$$

gdzie: t_i – punkt czasu, w którym wystąpiło co najmniej jedno zdarzenie (została zlikwidowana firma), z_i – liczba zdarzeń w czasie t_i (obserwacji pełnych), n_i – liczba jednostek objętych obserwacją w czasie t_i .

Jest to funkcja nierosnąca, przedziałami stała, o skokach w losowych punktach czasu, określonych przez obserwacje pełne (likwidacja co najmniej jednej firmy). Estymator przyjmuje wartości:

$$\hat{S}(t_i) = \begin{cases} 1 & \text{dla } t_0 \\ \prod_{t \leq t_i} \left(1 - \frac{z_i}{n_i} \right) & \text{dla } t_1 \leq t \leq t_k \\ 0 & \text{dla } t > t_k \quad \text{gdy } \delta_n = 1 \\ \text{niezdefiniowany} & \text{dla } t > t_k \quad \text{gdy } \delta_n = 0 \end{cases}. \quad (3)$$

Początkowa wartość funkcji czasu trwania wynosi 1 i maleje w kolejnych punktach czasu t_i (t_1, t_2, \dots, t_k), w których zaszło przynajmniej jedno analizowane zdarzenie. Własności statystyczne estymatora Kaplana-Meiera są w literaturze uznane za dobre w przypadku dużych prób. Stosowanie tego estymatora, jak wspomniano, nie wymaga określenia przedziałów czasu trwania, ponieważ prawdopodobieństwo przetrwania można oszacować w dowolnym momencie. Modele przetrwania odzwierciedlające procesy trwania w wyodrębnionych grupach można porównywać, przedstawiając funkcje przetrwania porównywanych grup na wykresie. Aby stwier-

dzić statystyczną istotność różnic, przeprowadza się odpowiedni test statystyczny. Należy zastosować test nieparametryczny (nieznany jest rozkład czasu trwania), uwzględniający istnienie danych cenzurowanych. W literaturze proponowane są różne testy, brakuje natomiast jednolitych sposobów wyboru testu w danej sytuacji [Gehan 1965; Klainbaum, Klein 2005]. Podkreśla się jednak, że testy te dają rzetelne wyniki dla dużych prób. Sprawdzeniu podlega hipoteza o równości funkcji przeżycia dla badanych podgrup. Do jej zweryfikowania wykorzystano test Gehana (uogólnienie testu Wilcozona), którego statystykę można zapisać jako [Namboodiri, Suchindran 1987]:

$$G = \frac{W}{\sqrt{V}} \quad (4)$$

przy czym [Domański, Pruska 2000; Domański i in. 2014]:

$$W = \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} U_{ij}, \quad (5)$$

$$U_{ij} = \begin{cases} -1 & \text{dla } t_i < t_j \text{ lub } t_i \leq t_j^+ \\ 0 & \text{dla } t_i = t_j \text{ lub } t_i^+ = t_j^+ \text{ lub } t_i^+ < t_j \text{ lub } t_j^+ < t_i, \\ 1 & \text{dla } t_i > t_j \text{ lub } t_i^+ \geq t_j \end{cases} \quad (6)$$

gdzie: t_i – obserwacje pełne pierwszej grupy, t_j – obserwacje pełne drugiej grupy, t_i^+ – obserwacje cenzurowane pierwszej grupy, t_j^+ – obserwacje cenzurowane drugiej grupy,

$$V = \frac{n_1 n_2 \sum_{i=1}^{n_1+n_2} U_i^2}{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 1)}. \quad (7)$$

W celu wyodrębnienia grup powiatów woj. zachodniopomorskiego o podobnych modelach czasu trwania firm zbadano istotność różnic funkcji przeżycia firm powstałych w latach 2009-2011 w 21 powiatach. Oszacowano estymatory Kaplana-Meiera dla każdego powiatu i porównano je dla każdej pary powiatów. Grupy wyodrębniono w taki sposób, aby w każdej z nich znajdowały się powiaty, których modele czasu trwania nie różnią się statystycznie istotnie. Dla każdej pary powiatów sprawdzono hipotezę o postaci: $H_0: S_1(t) = S_2(t)$, dla wszystkich t . Różnice przyjęto za istotne dla $p \leq 0,05$. Zatem w danej grupie znajdują się wyłącznie powiaty z podobnymi funkcjami przeżycia. Funkcje te dla powiatów z danej grupy mogą być istotnie lub nieistotnie różne od funkcji dla powiatów z innych grup. Ponadto grupy uszeregowano według zmniejszania się prawdopodobieństwa przetrwania firm wraz z czasem. Natomiast w obrębie grupy kolejność powiatów wynika z coraz więk-

szej liczby podobieństw do powiatów z innych grup. Wyodrębnione grupy przedstawiono w tabeli 2. W wyniku zastosowanego schematu podziału ustalono pięć grup o podobnych modelach czasu trwania firm. Grupa pierwsza obejmuje powiaty: miasta Koszalin i Szczecin oraz policki (sąsiadujący ze Szczecinem). W powiatach tych prawdopodobieństwo przetrwania firm w kolejnych miesiącach było największe. Kolejną grupę stanowi jedynie powiat drawski. Przeprowadzone testy wskazują na podobieństwo funkcji trwania z niektórymi powiatami zarówno grupy 1, jak i 2. Kolejne grupy charakteryzują się coraz szybciej malejącymi funkcjami trwania. Zaznaczyć należy, że ostatnią grupę stanowi powiat gryficki z najniższymi prawdopodobieństwami przetrwania w kolejnych miesiącach, a testy wykazały istotność różnic między modelem trwania firm w tym powiecie i wszystkimi innymi powiata-

Tabela 2. Wyodrębnione grupy powiatów województwa zachodniopomorskiego o podobnych modelach trwania firm

Kod NTS4	Powiat	Liczba podobieństw spoza grupy	Grupa	Wartość statystyki testu Gehana (wartość p)
61	m. Koszalin	0	1	1,9565 (0,3760)
62	m. Szczecin	1		
11	policki	2		
03	drawski	8	2	
17	walecki	1	3	6,4037 (0,6021)
08	kołobrzeski	2		
10	myśliborski	2		
15	szczecinecki	2		
16	świdwiński	2		
04	goleniowski	3		
06	gryfiński	3		
63	m. Świnoujście	3		
07	kamieński	5		
13	sławieński	0		
18	łobeski	0		
14	stargardzki	1		
12	pyrzycki	2		
02	choszczeński	4		
01	białogardzki	7		
09	koszaliński	8		
05	gryficki	0	5	

Źródło: opracowanie własne.

mi. W ostatniej kolumnie tab. 2 podano wartości testu dla wielu prób, wyznaczonego dla grup wielo-powiatowych. Wyniki wskazują na brak istotnych różnic w przebiegu funkcji przeżycia w obrębie wydzielonych grup.

4. Intensywność likwidacji firm

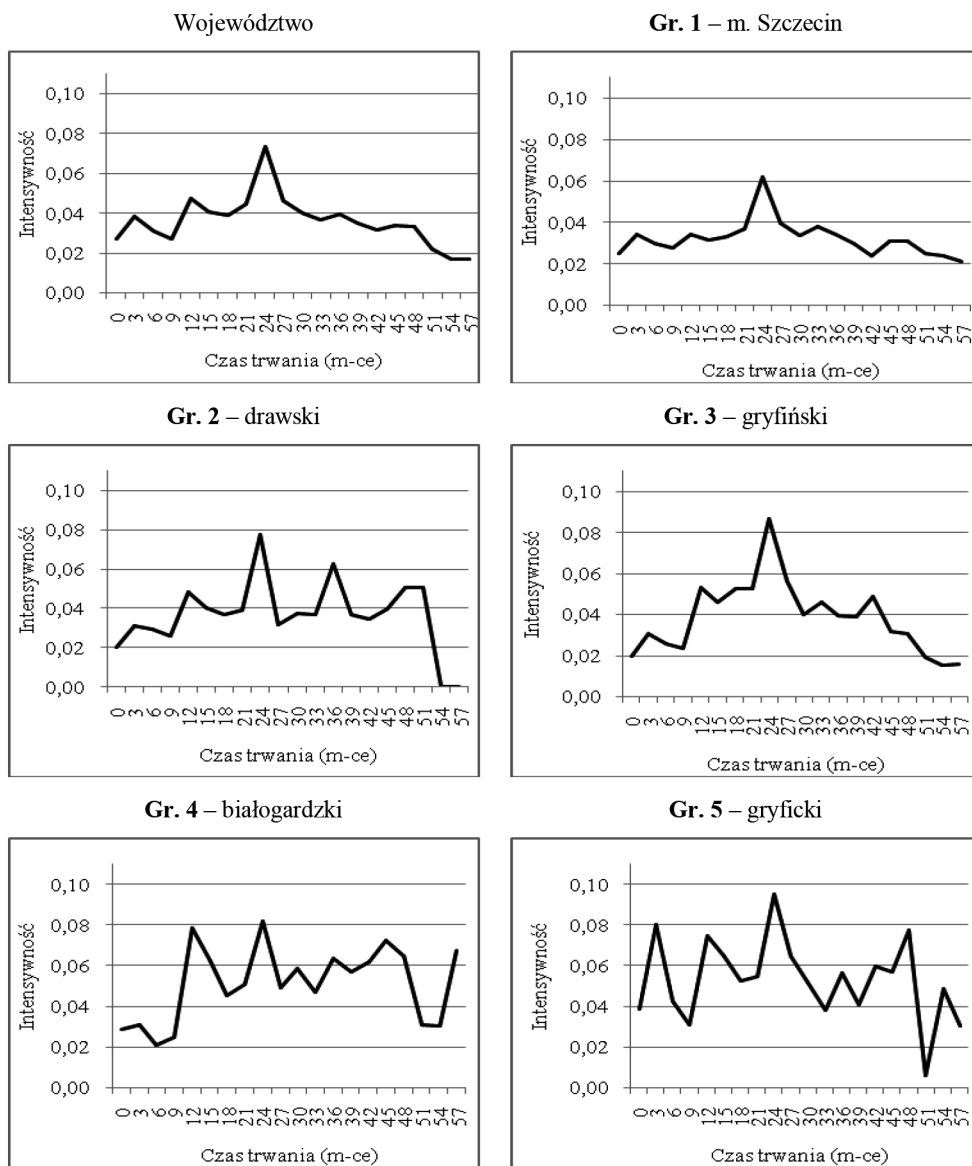
Kolejnym etapem analizy była konstrukcja kohortowych tablic trwania firm dla poszczególnych powiatów. Model tabelaryczny zbudowano dla trzymiesięcznych okresów. Poszczególne tablice (21) są wynikiem obserwacji firm powstałych w latach 2009-2011 i obserwowanych do końca 2013 roku. Firmy niezlikwidowane do tego czasu stanowią obserwacje cenzurowane. Spośród elementów (wielkości i funkcje) tablicy analizie poddano funkcję intensywności likwidowania firm (funkcja hazardu). Estymator \hat{h}_t funkcji intensywności jest wyznaczany jako stosunek estymatora prawdopodobieństwa likwidacji firmy w przedziale $\langle t, t+1 \rangle$ do połowy sumy estymatorów prawdopodobieństw przetrwania dla przedziałów $\langle t, t+1 \rangle$ i $\langle t-1, t \rangle$ [Balicki

2006]: $\hat{h}_t = \frac{\hat{f}_t}{(\hat{S}_t + \hat{S}_{t-1}) / 2}$. Wiele badań potwierdza, że funkcja intensywności likwi-

dowania przedsiębiorstw ma kształt odwróconej litery U z określonym maksimum, co jest zgodne z teoretycznym modelem uczenia się (por. [Markowicz 2012]).

Na rys. 2 przedstawiono funkcje intensywności likwidowania firm dla powiatów. Ze względu na dużą ich liczbę pokazano przykładowe powiaty reprezentujące poszczególne grupy utworzone w rozdz. 3. Okazuje się bowiem, że funkcje intensywności poszczególnych grup mają charakterystyczny przebieg. Czas trwania analizowany jest w przedziałach. Na wykresach podano początki przedziałów czasu w miesiącach. Analizując kształt funkcji intensywności likwidacji firm w poszczególnych grupach powiatów utworzonych według modeli trwania, można sformułować następujące spostrzeżenia:

- grupa 1 (3 powiaty) – funkcja intensywności likwidacji firm ma kształt odwróconej litery U z zaznaczonym maksimum w przedziale 24-27 miesięcy; przyjmuje niskie wartości,
- grupa 2 (powiat drawski) – funkcja intensywności również ma kształt odwróconej litery U z maksimum w przedziale 24-27 miesięcy, ale z wyższą wartością; pozostałe wartości są niskie,
- grupa 3 (9 powiatów) – funkcja intensywności również ma kształt odwróconej litery U z maksimum w przedziale 24-27 miesięcy z wyższą wartością i niskimi pozostałymi wartościami lub wartości hazardu są wyrównane bez wyraźnego kształtu odwróconej litery U (powiat kamieński),
- grupa 4 (7 powiatów) – hazard przyjmuje wyższe wartości z wyraźnymi wahaniami z brakiem lub słabo zauważalnym charakterystycznym kształtem funkcji,
- grupa 5 (powiat gryficki) – duże wartości i wahania intensywności likwidowania firm.



Rys. 2. Ocena intensywności likwidacji firm w województwie i powiatach – reprezentantach wyodrębnionych grup

Źródło: opracowanie własne.

Zatem, przechodząc od grupy 1 do 5, zauważa się coraz mniej wyraźny kształt funkcji intensywności w postaci odwróconej litery U, coraz większe intensywności likwidacji firm i coraz większe wahania tej intensywności w czasie.

5. Zakończenie

Wyniki badań zaprezentowane w niniejszym artykule wskazują, że funkcje intensywności likwidacji podmiotów powstałych w latach 2009-2011 w poszczególnych powiatach w większości przypominają typowy kształt odwróconej litery U , ale nie we wszystkich. Maksimum funkcji intensywności, czyli pewien krytyczny moment jest osiągnięty po 24 miesiącach działalności. Jednym z powodów likwidowania firmy może być zakończenie okresu obowiązywania tzw. małego ZUS-u [ZUS 2014]. Od 2005 roku właściciele nowych firm mogą płacić dużo niższe składki przez pierwsze 24 miesiące, co z pewnością ułatwia prowadzenie działalności. Można jednak stwierdzić, że likwidowanie firm po zakończeniu obowiązywania preferencyjnych składek sugeruje słabą pozycję tych firm.

Należy również wskazać na przydatność zastosowanych metod w analizie trwania firm. Metody te wywodzą się z demografii, ale coraz częściej są stosowane w badaniach z innych dziedzin nauki [Bieszk-Stolorz 2013; Landmesser 2013; Sączewska-Piotrowska 2016].

Literatura

- Balicki A., 2006, *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*, PWE, Warszawa.
- Bieszk-Stolorz B., 2013, *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*, Volumina.pl, Szczecin.
- Domański Cz., Pruska K., 2000, *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Domański Cz., Pekasiewicz D., Baszczyńska A., Witaszczyk A., 2014, *Testy statystyczne w procesie podejmowania decyzji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Frątczak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H., 2005, *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*, SGH, Warszawa.
- Gehan E.A., 1965, *A generalized two-sample Wilcoxon test for double-censored data*, Biometrika, vol. 52(3-4).
- Kaplan E.L., Meier P., 1958, *Nonparametric estimation from incomplete observations*, Journal of the American Statistical Association, vol. 53.
- Kleinbaum D.G., Klein M., 2005, *Survival Analysis*, Second Edit., Springer, New York.
- Landmesser J.M., 2013, *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Markowicz I., 2012, *Statystyczna analiza żywotności firm*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Markowicz I., 2016, *Tablice trwania firm w województwie zachodniopomorskim według rodzaju działalności*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 426, Taksonomia 26.
- Namboodiri K., Suchindran C.M., 1987, *Life Table Techniques and Their Applications*, Academic Press Inc., New York.
- Sączewska-Piotrowska A., 2016, *Badanie dynamiki ubóstwa gospodarstw domowych z wykorzystaniem wybranych modeli analizy historii zdarzeń*, Collegium of Economic Analysis Annals, z. 41.
- ZUS, 2014, *Ubezpieczenia społeczne i ubezpieczenie zdrowotne osób prowadzących pozarolniczą działalność i osób z nimi współpracujących*, <http://www.zus.pl/pliki/poradniki/porad25.pdf.pdf>.