



UNIwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych

Badanie żywotności nowo powstałych mikro przedsiębiorstw w Polsce w latach 2002 - 2007

Dariusz Szymański

Rozprawa doktorska napisana pod kierunkiem
prof. dr hab. Brunona Góreckiego

Warszawa, Wrzesień 2011

Podziękowania

Niniejsza praca nie powstałaby bez pomocy wielu życzliwych mi osób, które pragnę wymienić w tym miejscu. Szczególne podziękowania składam Profesorowi Brunonowi Góreckiemu – promotorowi tej pracy, za poświęcony czas, nadzór merytoryczny, ważne wskazówki i korekty, które ułatwiły mi napisanie tej rozprawy. Ponadto doceniam i jestem niezmiernie wdzięczny za wkład Profesora w uzyskanie dostępu do danych statystycznych z Głównego Urzędu Statystycznego, które zostały następnie wykorzystane przeze mnie w części empirycznej pracy.

Dziękuję również Profesorowi Józefowi Oleńskiemu, prezesowi GUS-u, którego decyzje w pełni przyczyniły się do udostępnienia na cele badawcze danych ankietowych o mikro przedsiębiorstwach.

Również opracowanie to nie powstałoby bez wsparcia i pomocy mojej żony Justyny. Dziękuję jej za cierpliwość i wyrozumiałość.

Spis treści

Wprowadzenie	5
1. Małe i średnie przedsiębiorstwa – definicje i znaczenie w polskiej gospodarce	8
1.1 Uwagi wstępne	8
1.2 Definicje podstawowych pojęć	11
1.3 Pozycja mikro przedsiębiorstw w polskiej gospodarce	15
2. Teorie wzrostu i przeżywalności przedsiębiorstw	21
2.1 Teoretyczne modele dynamiki sektora gospodarki	21
2.1.1 Model losowej selekcji	22
2.1.2 Model Murraya	26
2.1.3 Model dynamiki sektora autorstwa Ericson i Pakes	31
2.1.4 Dyskusja ograniczeń modeli	37
2.2 Przegląd prac empirycznych	39
2.3 Czynniki aktywizujące przeżywalność firmy	51
2.3.1 Kapitał ludzki	52
2.3.2 Czynniki tkwiące w przedsiębiorstwie	54
2.3.3 Otoczenie regionalne	63
2.3.4 Sytuacja makroekonomiczna	65
3. Dane statystyczne i hipotezy badawcze	67
3.1 Panelowe badanie małych i średnich przedsiębiorstw	67
3.2 Hipotezy badawcze	69
4. Ekonometryczne modele czasu trwania	79
4.1 Opis rozkładu czasu oczekiwania na likwidację przedsiębiorstwa – funkcja przetrwania, hazardu i skumulowanego hazardu	80
4.2 Podstawowe podejścia estymacyjne w modelach czasu trwania	81
4.3 Cenzurowanie	85
4.4 Podejście nieparametryczne	89
4.5 Model proporcjonalnego hazardu Coxa	96
4.6 Model Coxa z efektami losowymi	104

4.7 Modele parametryczne	106
5. Empiryczna analiza danych ankietowych o mikro przedsiębiorstwach w Polsce w latach 2002 – 2007	113
5.1 Analiza nieparametryczna	113
5.2 Badanie żywotności przedsiębiorstw przy użyciu modelu Coxa	134
5.3 Model proporcjonalnego hazardu z efektami losowymi	159
5.4 Badanie żywotności przedsiębiorstw przy użyciu modeli parametrycznych	169
5.5 Odporność uzyskanych wyników – odrębne estymacje dla przedsiębiorstw zajmujących się budownictwem, przemysłem oraz handlem i usługami	181
6. Wnioski końcowe	194
Aneks	203
Bibliografia	215

Wprowadzenie

Po długim okresie spadku, liczba osób samozatrudnionych rośnie w gospodarkach wielu krajów Europy Zachodniej oraz jest zauważalna tendencja do zmniejszenia się rozmiarów podmiotów [20]. Wiele nadziei i oczekiwań jest pokładanych w tym trendzie. Nowe firmy kreują miejsca pracy, sprzyjają zwiększaniu efektywności, stymulują reorganizację gospodarki, wprowadzają innowacje, itd.. Wysuwane przeświadczenia mają szansę zostać spełnione tylko wówczas, jeśli nowo powstałe przedsiębiorstwo zdoła utrzymać się na rynku w dłuższym horyzoncie czasowym. Jednakże wiele prac empirycznych pokazuje, iż duża część firm kończy działalność bardzo szybko [2, 6, 67].

Większość analiz na temat wejścia i wyjścia z rynku skupiało swą uwagę na badaniu czynników wpływających na podjęcie decyzji o rozpoczęciu działalności oraz znaczeniu barier wejścia. Pomimo dowodów na istnienie poważnych przeszkód [90], to powstanie nowej firmy jest bardzo częstym zjawiskiem. O wiele trudniejszym zadaniem jest przetrwanie, penetracja rynku i zwiększenie w nim udziału. Czynniki wpływające na szybkie zaprzestanie działalności przez nowo powstałe podmioty są poważniejszym problemem niż same bariery wejścia. Dlatego też zainteresowanie ekonomistów przesuwa się ostatnimi czasy od rozważań o rozpoczęciu działalności w stronę badań mających na celu wyjaśnienie zachowania przedsiębiorstwa w pierwszych latach jego obecności na rynku. Geroski [40] określa trudności w przeżyciu w grupie nowych podmiotów gospodarczych mianem „stylizowanego faktu”. Jego zdaniem to, co jest tradycyjnie postrzegane jako bariery wejścia, większą rolę odgrywa w kształtowaniu przeżywalności nowych podmiotów gospodarczych.

Wejście na rynek ma duże znaczenie dla wprowadzania nowych produktów, jak i wdrażania innowacyjnych technologii oraz kształtowania konkurencyjnego otoczenia w danej gałęzi. Wiedza na temat tego, co dzieje się z firmami w pierwszej fazie cyklu życia ma wielkie znaczenie, gdyż wpływ wejścia na sytuację na rynku zależy nie tylko od liczby i wielkości nowych podmiotów, ale przede wszystkim od tego jak długo są w stanie prowadzić swą działalność oraz jaki udział w rynku osiągną.

Rodzi się więc naturalne pytanie: jakie właściwości przedsiębiorstwa sprzyjają jego żywotności? Ma ono długą tradycję badawczą, jednakże uzyskiwane wyniki nie są

jednoznaczne. Rozbieżność rezultatów tłumaczy się przede wszystkim charakterem danych wykorzystywanych w badaniach – małe próbki przedsiębiorstw obserwowane w krótkim, specyficznym okresie czasu (np. recesja) oraz doborem metod analitycznych, które często są stosowane niepoprawnie. Ponadto zmienne wyjaśniające są selekcjonowane w dość przypadkowy sposób, rzadko poparty teorią [20].

Jako główny cel pracy można uznać wyodrębnienie podstawowych czynników kształtujących żywotność nowo powstałych małych firm. Ponadto wnikliwej analizie, zarówno od strony teoretycznej jak i empirycznej, zostało poddane powszechnie obserwowane zjawisko wysokiego ryzyka zakończenia działalności w pierwszej fazie cyklu życia przedsiębiorstwa – jest to myśl przewodnia rozprawy. Również dużo uwagi poświęcono wpływowi kapitału ludzkiego założyciela firmy, czynnikom regionalnym, takim jak ekonomiczny poziom życia, natężenie urbanizacji czy poziom konkurencji oraz charakterystykom samego przedsiębiorstwa. Zgodnie z literaturą przedmiotu, ważnym czynnikiem kształtującym żywotność nowo powstałych firm jest także sektor gospodarki, w którym prowadzona jest działalność gospodarza. Ten czynnik także został uwzględniony w badaniu empirycznym oraz rozważaniach teoretycznych. Autor nie zdecydował się na wstępie dokładnie zdefiniować hipotez badawczych, a jedynie pobieżnie nakreślił, co będzie przedmiotem analiz. Jest to pokierowane przeświadczeniem, iż łatwiej będzie zarysować problem badawczy po dokonaniu przeglądu literatury podejmującej kwestę żywotności przedsiębiorstw w pierwszej fazie cyklu życia oraz prezentacji zbioru danych statystycznych, w oparciu o który przeprowadzono własne badanie empiryczne.

W skali Polski jest to unikatowe badanie, ze względu na mnogość zastosowanych technik analitycznych, szeroką perspektywę podejścia do problemu oraz gamę użytych czynników wpływających na żywotność podmiotów gospodarczych. Uzyskane wyniki mogą stać się podstawą do dyskusji na temat kształtowania polityki wspierania małej przedsiębiorczości.

Niniejsza rozprawa składa się z dwóch części, teoretycznej i empirycznej. W pierwszej dokonano przeglądu i usystematyzowania wiedzy na temat wzrostu i przede wszystkim żywotności przedsiębiorstw. Druga to przegląd metod statystycznych służących do analizy czasu trwania, a następnie ich zastosowanie do własnego badania zdolności utrzymania się na rynku nowo powstałych, małych przedsiębiorstw w Polsce w latach 2002 – 2007.

Pierwszy rozdział ma charakter wprowadzający. Zarysowano w nim skrótowo historię znaczenia sektora małych i średnich przedsiębiorstw (MSP) w gospodarce w ciągu ostatnich

200 lat, przyczyny marginalizacji oraz jego ponownego odrodzenia. Zamieszczono także definicje podstawowych pojęć oraz pobieżną analizę znaczenia sektora MSP w Polsce w dobie transformacji ustrojowej, ze szczególnym naciskiem położonym na okres ostatnich 10 lat.

W rozdziale drugim dokonano przeglądu i usystematyzowania wiedzy na temat czynników kształtujących żywotność podmiotów gospodarczych. Przytoczono modele teoretyczne, których głównym zamierzeniem było wyjaśnienie wysokiego ryzyka zakończenia działalności w pierwszej fazie cyklu życia. Przeprowadzono również przegląd ważniejszych prac empirycznych poruszających kwestię przetrwania przedsiębiorstw, które następnie stały się podstawą do zaprogramowania własnego badania. Determinanty kształtujące długość prowadzenia działalności gospodarczej przedstawiono w podziale na cztery grupy:

- czynniki związane z osobą właściciela,
- charakterystyki samej firmy,
- otoczenie,
- sytuacja makroekonomiczna.

W kolejnym rozdziale opisano zbiór danych oraz sformułowano hipotezy badawcze, które poddano weryfikacji w części empirycznej pracy.

Rozdział czwarty to przegląd modeli czasu trwania. Zaprezentowano trzy stosowane w praktyce podejścia estymacyjne: nieparametryczne, semiparametryczne oraz parametryczne. Wskazano główne różnice pomiędzy nimi, które wynikają ze sposobu czerpania informacji z próby statystycznej.

W rozdziale piątym zamieszczono wyniki badania empirycznego żywotności nowo powstałych mikro przedsiębiorstw w Polsce w latach 2002 – 2007. Rozważano szeroką gamę czynników związanych z osobą właściciela firmy, tych tkwiących w samym przedsiębiorstwie oraz otoczeniu. Sprawdzono odporność uzyskanych wyników na zastosowane narzędzia statystyczne, jak również branżę, w której prowadzona jest działalność.

Ostatni paragraf to dyskusja uzyskanych wyników oraz wskazanie ich praktycznego zastosowania.

1. Małe i średnie przedsiębiorstwa – definicje i znaczenie w polskiej gospodarce

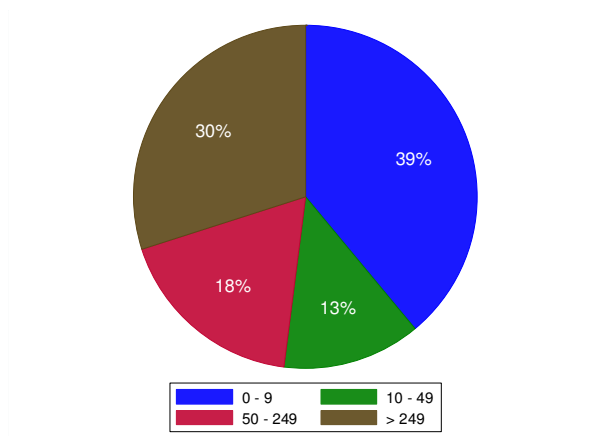
1.1 Uwagi wstępne

Małe i średnie przedsiębiorstwa jako kategoria ekonomiczna na trwale zagościła w obrębie zainteresowań nauk ekonomicznych w Polsce w latach dziewięćdziesiątych XX wieku. Było to naturalną konsekwencją przeobrażeń zachodzących w dobie transformacji systemowej i gospodarczej. Zaczął powstawać sektor prywatny, którego główną składową stanowiły właśnie małe i średnie podmioty gospodarcze. W 2008 roku wkład sektora Małych i Średnich Przedsiębiorstw¹ (dalej: MSP) w wytworzenie produktu krajowego brutto wynosił 46,9%. Wskaźnik ten odpowiednio dla mikro (zatrudniające do 9 pracowników), małych (zatrudnienie na poziomie 10 – 49 pracowników) oraz średnich (o liczbie pracujących 50 – 249 osób) osiągnął poziom odpowiednio 29,8%, 7,3% i 9,8%. Strukturę zatrudnienia w roku 2008 ze względu na klasy wielkości zamieszczono na rysunku 1.1. W grupie małych i średnich firm było zatrudnionych aż 70% ogółu pracujących, a największe znaczenie pod tym względem mają te najmniejsze – aż 39% [82, s. 28, 40]. Znaczenie tego sektora dla rozwoju gospodarki i dobrobytu społecznego jest kluczowe, a tempo jego rozwoju wskazuje, że będzie tak również w przyszłości. Sukces gospodarczy w coraz większym stopniu osiągają niewielkie, młode, innowacyjne firmy, które potrafią elastycznie reagować na zmiany otoczenia zewnętrznego, konkurencji i specyficznych wymagań klientów. Obecna rola tego sektora w polskiej gospodarce jest ogromna. Nie może zatem dziwić ciągle rosnące zainteresowanie ekonomistów tą kategorią w naszym kraju.

Zainteresowanie małymi i średnimi przedsiębiorstwami, postrzeganie ich roli w gospodarce zmieniało się na przestrzeni lat w krajach wysoko rozwiniętych. W pierwszym etapie kapitalizmu wszystkie firmy były małe. Stosowane wówczas technologie produkcyjne nie umożliwiały osiągnięcia przewagi konkurencyjnej poprzez koncentrację produkcji i wzrost skali działania. Dodatkowe bariery dla zwiększenia wielkości podmiotów gospodarczych wynikały z ograniczenia w przemieszczaniu się siły roboczej oraz słabego,

¹ Za wskaźnik definiujący przynależność do sektora MSP przyjęto poziom zatrudnienia – szerzej będzie o tym mowa w rozdziale 1.2. Należą do niego firmy zatrudniające nie więcej niż 249 pracowników.

rozproszonego przestrzennie popytu. Dopiero wynalazki w dobie Rewolucji Przemysłowej dały podwaliny dla tendencji zmierzającej do wzrostu rozmiarów podmiotów gospodarczych, koncentracji produkcji i kapitału. Ogólnie mówiąc, przez kolejne dwa stulecia zachodziły zmiany, które faworyzowały duże przedsiębiorstwa. Należy tutaj wymienić przede wszystkim postęp techniczny, zmiany organizacji produkcji, masowość i homogeniczność popytu, możliwość ekspansji na nowe rynki oraz koncepcje ekonomiczno – polityczne (liberalne, keynesowski interwencjonizm) [29, s. 40 – 50].



Rysunek 1.1. Struktura liczby pracujących w sektorze przedsiębiorstw według klas wielkości w 2008 r.

Źródło: [82, s. 40]

Koniec marginalizacji i rosnące zainteresowanie sektorem tym nastąpiło w latach 70 – tych XX wieku. Okazało się, iż duże firmy nie radziły sobie z wieloma wyzwaniami ówczesnego świata. Rola sektora MSP zaczęła rosnąć. Co przede wszystkim leżało u podstaw tej nowej tendencji? Wiodącą rolę odegrał w tym zakresie rozwój technologii informacyjnych i telekomunikacyjnych. Innowacje te nie wymagały koncentracji kapitału i produkcji. Tym samym były dostępne zarówno dla małych, jak i dużych podmiotów gospodarczych. W wyniku długofalowego rozwoju gospodarczego nastąpił istotny wzrost zamożności społeczeństw, co przyczyniło się znacznie do wzrostu globalnego popytu i istotnej zmiany jego struktury – stał się on o wiele bardziej heterogeniczny. Jako kolejny ważny czynnik należy wymienić złą sytuację makroekonomiczną w połowie lat siedemdziesiątych. Współwystąpienie silnej inflacji i dużego wzrostu bezrobocia wywarło olbrzymią presję na politykę gospodarczą. Ekonomia podaży zwróciła uwagę na konieczność tworzenia bodźców dla rozwoju „społeczeństwa przedsiębiorczego” – takiego, w którym ceni się samodzielność i niezależność w pracy, a własną firmę traktuje się jako formę realizacji życiowej kariery. Również rosnąca rola sektora usług wydatnie podniosła rangę małych i średnich firm [29, s. 53 – 64].

Wzrost znaczenia sektora MSP w gospodarkach krajów wysoko rozwiniętych, przełożył się na rosnące zainteresowanie nim wśród ekonomistów. W latach osiemdziesiątych pojawiło się wiele ważnych czasopism naukowych podejmujących kwestię małych i średnich przedsiębiorstw: „International Journal of Small Business” (1982), „Journal of Small Business and Entrepreneurship” (1982), „Journal of Entrepreneurship and Regional Development” (1987), „Small Business Economics” (1989). Za punkt zwrotny w podejściu do tego sektora należy uznać opublikowanie pracy Davida Bircha zatytułowanej „The Job Generation Process” [11]. Główna teza tej rozprawy głosi, iż to małe podmioty gospodarcze odgrywają dominującą rolę w tworzeniu nowych miejsc pracy. Pomimo tego, że publikacja ta była szeroko krytykowana, głównie z powodu traktowania zakładów będących częścią dużego przedsiębiorstwa jako niezależnych podmiotów oraz nieuwzględnieniu wysokiej stopy likwidacji działalności w sektorze MSP, to zapoczątkowała dyskusję o roli małych firm we współczesnej gospodarce. Obecnie szeroka gama analizowanych kwestii, dotyczy między innymi uwarunkowań i barier rozwoju małych i średnich przedsiębiorstw, stosowania i efektywności różnorodnych metod zarządzania i strategii marketingowych, budowania przewagi konkurencyjnej, innowacyjności, znaczenia kapitału ludzkiego. Szczególnie ważne zagadnienia z punktu widzenia polskiej gospodarki są związane z wykorzystaniem pomocy w postaci funduszy, pożyczek czy specjalistycznych kursów i szkoleń finansowanych ze środków unijnych. Analiza stanu i perspektyw rozwojowych sektora MSP jest źródłem tworzenia skutecznej polityki państwa w obrębie stymulowania przedsiębiorczości.

Opracowanie to można zaliczyć do stosunkowo młodego nurtu badań podejmujących problematykę demografii przedsiębiorstw (ang. business demography). Składa się na niego szeroki zakres wskaźników opisujących dynamikę przedsiębiorczości. Przede wszystkim uwaga skupia się na analizie stóp narodzin, zakończenia działalności (likwidacji firmy) oraz przetrwania, które wyznaczają łączną liczbę aktywnych podmiotów w gospodarce [21]. Dominiak [29] usystematyzował listę zagadnień wchodzących w obszar zainteresowań demografii biznesu i wyróżnił najważniejsze z nich:

- wielkość populacji (bezwzględna i w przeliczeniu na 1000 mieszkańców);
- struktura populacji według wielkości należących do niej przedsiębiorstw;
- struktura populacji według rodzajów działalności;
- dynamika populacji;
- średnia wielkość przedsiębiorstwa;
- stopa narodzin (tworzenia nowych przedsiębiorstw);
- stopa zgonów (likwidacji istniejących firm);

- stopa przeżycia (przetrwania).

Głównym przedmiotem analizy w niniejszej pracy będzie stopa przetrwania nowo powstałych mikro przedsiębiorstw. Publikacja ta odbiega od głównego nurtu badań podejmujących kwestię demografii przedsiębiorstw, gdzie przede wszystkim autorzy skupiają się na wyznaczaniu wskaźników opisujących dynamikę procesów zakładania i likwidacji podmiotów gospodarczych. Autor stawia sobie za cel udowodnienie, iż żywotność małych przedsiębiorstw zależy od obiektywnych i mierzalnych czynników tkwiących w samej firmie, jak i jej otoczeniu. Za przedmiot badania zostały wybrane mikro przedsiębiorstwa, gdyż właśnie w tej grupie procesy tworzenia nowych firm i likwidacji istniejących przebiegają najbardziej burzliwie. Pozostałe kwestie związane z tym nurtem analiz zostały potraktowane bardzo pobieżnie. Jedynie w podrozdziale 1.3 dokonano prezentacji wskaźników opisujących dynamikę oraz strukturę sektora MSP w Polsce na tle dużych przedsiębiorstw. Ma to charakter czysto wprowadzający, wyznaczający ramy i tło dla własnego badania empirycznego.

W kolejnych dwóch paragrafach tego rozdziału, autor przedstawił terminologię związaną z badaniami żywotności przedsiębiorstw, ze szczególnym podkreśleniem problemów definicyjnych, oraz opisał stan i dynamikę zmian zachodzącą w sektorze MSP w Polsce.

1.2 Definicje podstawowych pojęć

Tytuł rozprawy: *Badanie żywotność nowo powstałych mikro przedsiębiorstw w Polsce w latach 2002 – 2007* wydaje się prosty i zrozumiały. Na pierwszy rzut oka, pojawiające się tutaj pojęcia: żywotność, powstanie oraz mikro przedsiębiorstwa nie wymagają głębszych rozważań i komentarza. Jednak nic bardziej mylnego. Otóż wiele pojęć związanych z małymi firmami jest w literaturze ekonomicznej nie do końca sprecyzowane i w wielu publikacjach różnie rozumiane i interpretowane. Brak jest uniwersalnej definicji mikro, małego czy średniego przedsiębiorstwa. Ogólnie są to podmioty o małym udziale w rynku.

Sektor MSP składa się z jednostek, których wielkość jest odmiennie pojmowana i definiowana w różnych opracowaniach. Przede wszystkim firmy przynależące do tej grupy są określane na podstawie niewielkiego poziomu zatrudnienia i kapitału oraz małego udziału w rynku. Podanie precyzyjnej, ujednocionej definicji ma duże znaczenie dla prowadzenia ewidencji statystycznej, podatkowej, administracyjnej a także dla instytucji z sektora finansowego. Dominiak [29, s. 27 – 28] przeprowadził klasyfikację stosowanych kryteriów podziału przedsiębiorstw pod względem ich rozmiarów. Wyróżnił czynniki ilościowe,

w obrębie których zostały wydzielone nakłady (zatrudnienie, kapitał i aktywa) oraz efekty (obrót, wartość dodana, udział w rynku). Drugi zestaw to uwarunkowania jakościowe, a spośród nich najważniejsze to: niezależność, typ własności oraz organizacja i zarządzanie. Nie podlega żadnej wątpliwości, iż istnieje zależność pomiędzy nakładami a efektami, na przykład, firmy o większym poziomie zatrudnienia będą cechować się zapewne również większym udziałem w rynku. Należy jednak podkreślić, iż o sile współzależności w dużej mierze będzie decydować zastosowana technologia produkcyjna oraz branża.

Trudno wskazać kryterium podziału przedsiębiorstw pod względem ich wielkości, które nie uwzględniałoby poziomu zatrudnienia. Od strony teoretycznej jego popularność jest mało zasadna, gdyż liczba pracowników nie jest postrzegana jako nowoczesny czynnik wzrostu samej firmy, jak i całej gospodarki. W gałęziach najbardziej zaawansowanych technologicznie liczba miejsc pracy nie jest w żadnym wypadku przejawem rozwoju. Mimo tego, poziom zatrudnienia jest nie tylko najpopularniejszym, ale często jedynym dostępnym kryterium oceniającym wielkość przedsiębiorstwa. W rejestrach prowadzonych przez urzędy statystyczne zwykle za miernik wielkości firmy uznaje się liczbę pracujących w nim osób. Jest to konsekwencja łatwego i precyzyjnego pomiaru. Oczywiście można wskazać pewne problemy metodologiczne dotyczące tego, jak należy mierzyć poziom zatrudnienia. Co należy wybrać etaty czy osoby, jak uwzględnić pracę członków rodziny, czy należy brać pod uwagę również pracujących dorywczo, czy tylko tych zatrudnionych na umowę o pracę. Problemy te i tak są mniejsze w porównaniu z innymi kryteriami. Zatrudnienie, mimo że nie jest doskonałym podejściem, stało się powszechnie akceptowane i stosowane w badaniach rozkładu wielkości przedsiębiorstw [29].

Pierwszą próbę uporządkowania terminologii podjęto w Raplocie Komisji Boltora [29, s. 31]. Przynależność do grupy małych i średnich przedsiębiorstw odbywało się na podstawie trzech kryteriów:

- małego udziału w rynku produktu;
- zarządzania bezpośredniego przez właściciela lub współwłaścicieli;
- funkcjonowania jako jednostka niezależna, to znaczy nie stanowiąca części dużego przedsiębiorstwa.

Polityka Komisji Europejskiej na przestrzeni dwóch ostatnich dekad zmierzała do ujednoclenia i doprecyzowania definicji małych i średnich podmiotów gospodarczych wśród krajów członkowskich i tych ubiegających się o przynależność. Warto tu wymienić dwie wydane rekomendacje: 96/280EC (kwiecień 1996) oraz 2003/361/EC (maj 2003). Co prawda miały one charakter sugestii, jednak zostały wzięte pod uwagę i uwzględnione w wielu aktach

prawnych. Formalny podział przedsiębiorstw na podstawie tych zaleceń zamieszczono w tabeli 1.1. Obrót i suma bilansowa są kryteriami alternatywnymi. Rekomendacja z roku 2003, w stosunku do wcześniejszej, dokładniej precyzuje pojęcie mikro przedsiębiorstwa wprowadzając do jego definicji obrót oraz sumę bilansową. Podwyższone też zostały progi obrotów i sum bilansowych dla firm małych i średnich.

Tabela 1.1. Klasyfikacja przedsiębiorstw pod względem wielkości zgodnie z rekomendacjami Komisji Europejskiej

Klasa przedsiębiorstwa	Rok wydania rekomendacji	Liczba zatrudnionych	Obrót roczny w mln euro	Roczna suma bilansowa w mln euro	Niezależność
Mikro	1996	1 – 9	brak	brak	poniżej 25% kapitału lub głosów w posiadaniu innego przedsiębiorstwa
	2003	1 – 9	poniżej 2	poniżej 2	
Małe	1996	10 – 49	poniżej 7	poniżej 5	
	2003	10 – 49	poniżej 10	poniżej 10	
Średnie	1996	50 – 249	poniżej 40	poniżej 27	
	2003	50 – 249	poniżej 50	poniżej 43	
Duże	1996	250 i więcej	ponad 40	ponad 27	
	2003	250 i więcej	ponad 50	ponad 43	

Źródło: [29, s. 33]

W Europie, z reguły, do sektora MSP zalicza się przedsiębiorstwa zatrudniające do 250 pracowników. Grupę mikro firm stanowią podmioty, w których liczba pracowników nie przekracza 9, małe przedsiębiorstwa to te o zatrudnieniu na poziomie 10 – 49 osób, natomiast średnie: 50 – 249 pracowników. W Stanach Zjednoczonych przedział przynależności do sektora MSP został wydłużony do 499 zatrudnionych [29, s. 187]. W niniejszej pracy pojęcie mikro przedsiębiorstwa jest zgodne z definicją przyjętą i stosowaną przez Główny Urząd Statystyczny i dominującą w Europie – są to podmioty zatrudniające co najwyżej 9 pracowników. Klasyfikacja ta ma przede wszystkim znaczenie w doborze próbki wykorzystanej w części empirycznej. Otóż analizie poddano dwie kohorty przedsiębiorstw powstałych w 2002 i 2003 roku, które w pierwszym roku zatrudniały nie więcej niż 9 pracowników bez rozróżnienia, czy byli to członkowie rodziny, zatrudnieni w niepełnym wymiarze godzin lub na podstawie umowy zlecenia. Poziom zatrudnienia na potrzeby analiz statystycznych zdefiniowano jako łączną liczbę osób pracujących w firmie, dając wagę równą 0,5 osobom zatrudnionym w niepełnym wymiarze godzin i na podstawie umowy zlecenia. Pracujący członkowie rodziny, właściciele i współwłaściciele byli traktowani jak zatrudnieni na pełen etat na podstawie umowy o pracę, czyli nadano im wagę 1.

Pozostałe dwa pojęcia wymagające zdefiniowania i dyskusji to powstawanie i żywotność firm. Z tym drugim łączy się bezpośrednio termin śmierci przedsiębiorstwa,

powszechnie stosowany w pracach podejmujących kwestię demografii biznesu. W literaturze pojęcia powstania (narodzin) i śmierci podmiotu gospodarczego mają szerokie znaczenie. Nowa firma może być tworzona całkowicie od podstaw, czasami powstaje w wyniku podziału lub połączenia jednostek już istniejących. Także kreowanie nowej jednostki może być pozorne – przedsiębiorstwo zmienia nazwę, właściciela, formę prawną i otrzymuje tym samym nową osobowość prawną w formalnych rejestrach. Określenie zgon firmy jest jeszcze bardziej pojemnym terminem niż narodziny. Spotyka się bowiem wiele określeń związanych z wyjściem z rynku: zaprzestanie lub zawieszenie działalności, wyrejestrowanie, likwidacja, zamknięcie, bankructwo czy niewypłacalność. Większość z nich ma wyraźnie negatywne zabarwienie, choć często samo zniknięcie z rynku przedsiębiorstwa nie ma wcale takiego charakteru. Zaprzestanie działalności przez przedsiębiorcę w obecnej formie nie oznacza, iż nie zaangażuje on swojego kapitału i wysiłku w nowe przedsięwzięcie biznesowe. Ponadto wykreślenie podmiotu z rejestru może być konsekwencją sprzedaży lub połączenia z inną firmą w celu osiągnięcia zysku. Najwęższym z przytoczonych wyżej określeń jest bankructwo. Jest ono definiowane zgodnie z obowiązującymi w danym kraju przepisami prawa. W przypadku mikro przedsiębiorstw zakończenie funkcjonowania z tego powodu lub ze względu na niewypłacalność wobec wierzycieli występuje niezwykle rzadko. Najszersze pojęcie to zaprzestanie działalności, które obejmuje dwa typy przypadków:

- rzeczywiste zaprzestanie działalności – przedsiębiorstwo naprawdę przestaje funkcjonować;
- zmiana właściciela lub formy prawnej przedsiębiorstwa, czyli ustanie danej własności [29, s. 194].

W pracy tej autor powstanie firmy rozumie bardzo szeroko. W ramach tego terminu mieści się zarówno założenie podmiotu od podstaw, jak również stworzenie jednostki na podstawie już istniejących firm. W skład tej drugiej klasy wchodzi nabycie całego lub części przedsiębiorstwa prywatnego, połączenie kilku podmiotów oraz odziedziczenie lub przejęcie firmy po najbliższych członkach rodziny. Uwzględnienie również takich postaci wejścia na rynek miało na celu, z jednej strony nie redukowanie nadmiernie liczby analizowanych podmiotów w badaniu empirycznym, z drugiej sprawdzenie, jak żywotność przedsiębiorstw zależy od sposobu jego powstania. O przesłankach ekonomicznych występowania różnic w długości prowadzenia biznesu w zależności od charakteru wejścia na rynek będzie mowa w rozdziale 2.3.2.

Natomiast pod terminem zakończenia działalności mieści się upadłość lub likwidacja podmiotu gospodarczego. Tym samym wyjście z rynku zwykle będzie związane z

niepowodzeniem finansowym. Zatem w pracy tej zaprzestanie działalności należy rozumieć jako wycofanie kapitału oraz własnych nakładów pracy ze względu na niskie przychody.

1.3 Pozycja mikro przedsiębiorstw w polskiej gospodarce

Niewątpliwie sektor MSP w Polsce, ze względu na wkład w tworzenie PKB czy miejsc pracy, zasługuje na uwagę ekonomistów. Choć małe i średnie podmioty gospodarcze zwykle charakteryzują się małym zasięgiem działania, udziałem w rynku czy niewielkimi możliwościami oddziaływania i kształtowania otoczenia, w którym przyszło im funkcjonować, to ich ogromna liczba jako całość tworzy sektor silnie wpływający na kształt całej gospodarki. W tym opracowaniu przedmiotem analizy będzie tylko pewien wycinek tego sektora – nowo powstałe mikro przedsiębiorstwa. Tym samym celem tego podrozdziału jest pobieżne wskazanie znaczenia firm zatrudniających co najwyżej 9 pracowników poprzez analizę wkładu w wytworzone PKB czy poziom zatrudnienia na tle większych jednostek.

W Polsce po roku 1989 nastąpił dynamiczny rozwój sektora MSP. Pierwsza faza wzrostu znaczenia rozpoczęła się jeszcze w okresie gospodarki centralnie planowanej, po wprowadzeniu stymulujących prywatną przedsiębiorczość regulacji prawnych. Chodzi tutaj przede wszystkim o dwie ustawy, które zostały przyjęte 23.12.1988 roku. Umożliwiły one podejmowanie przez podmioty gospodarcze wszystkich działań, które nie zostały zabronione przez prawo oraz stwarzały korzystne warunki dla inwestycji zagranicznych. W kolejnych latach nastąpił dynamiczny rozwój tego sektora. Przejawiało się to zarówno we wzroście liczby podmiotów gospodarczych, jak i rosnącym udziale w tworzeniu PKB. Firmy powstawały w efekcie dwóch zasadniczych procesów: przez zakładanie nowych podmiotów gospodarczych oraz prywatyzację przedsiębiorstw państwowych. Na początku okresu transformacji, w latach 1989 – 1994 dynamika wzrostu liczby przedsiębiorstw sektora MSP była bardzo wysoka – nastąpiło ponad dwukrotne zwiększenie ich liczby. Po 1994 liczba podmiotów dalej rosła, ale tempo zmian było już niższe niż w okresie 1989 – 1994. Pod koniec lat 90 – tych nastąpiła stabilizacja liczby przedsiębiorstw sektora MSP [81, s. 23 – 24].

Dynamikę zmian liczby przedsiębiorstw aktywnych² według klas wielkości dla lat 2003 – 2008 zamieszczono w tabeli 1.2. Ponadto dla każdego roku podano procentowy udział

² Analizowana baza obejmuje osoby prawne, jednostki niemające osobowości prawnej oraz osoby fizyczne, które prowadziły działalność gospodarczą w danym roku. Prezentowane dane obejmują podmioty zaklasyfikowane do następujących sekcji według Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD 2004): leśnictwo (sekcja A – dział 02), rybołówstwo i rybactwo (sekcja B – dział 05), przemysł (sekcje C, D i E), budownictwo (sekcja F), handel (sekcja G), hotele i restauracje (sekcja H), transport, gospodarka magazynowa i łączność (sekcja I), obsługa nieruchomości, wynajem i prowadzenie interesów (sekcja K), edukacja (sekcja M), ochrona

liczby podmiotów gospodarczych przynależących do danej klasy poziomu zatrudnienia. W badanym horyzoncie czasowym nastąpiło zwiększenie ogólnej liczby firm w sektorze przedsiębiorstw o 135 926, co daje wzrost o 7,87%. W roku 2004 i 2005, w stosunku do roku poprzedniego nastąpił spadek, w pozostałych przypadkach odnotowano rokrocznie wzrosty.

Tabela 1.2. Liczba przedsiębiorstw aktywnych w latach 2003–2008 według klas wielkości

Rok	ogółem	0–9	10–49	50–249	> 249
2003	1 726 536	1 666 696	42 770	14 368	2 702
		96,53%	2,48%	0,83%	0,16%
2004	1 714 983	1 653 856	44 369	14 003	2 754
		96,44%	2,59%	0,82%	0,16%
2005	1 676 775	1 615 167	44 519	14 254	2 835
		96,33%	2,66%	0,85%	0,17%
2006	1 714 915	1 652 998	44 228	14 708	2 981
		96,39%	2,58%	0,86%	0,17%
2007	1 777 076	1 713 194	45 184	15 452	3 246
		96,41%	2,54%	0,87%	0,18%
2008	1 862 462	1 787 909	54 974	16 327	3 252
		96,00%	2,95%	0,88%	0,17%

Źródło: [82, s. 229]

Wahania liczby mikro przedsiębiorstw w Polsce w latach 2003 – 2008 pokrywają się z opisanym powyżej trendem dla całego sektora przedsiębiorstw. I tak, w pierwszych latach obserwujemy spadki, natomiast od roku 2006 wzrosty w stosunku do okresu poprzedniego. W rok 2008 w porównaniu do 2003, nastąpiło zwiększenie liczby mikro przedsiębiorstw o 121 231 – wzrost o 7,27%. Udział podmiotów najmniejszych w ogólnej liczbie przedsiębiorstw zmniejszył się nieznacznie z 96,53% w 2003 roku do 96% w roku 2008.

W przypadku pozostałych dwóch klas wielkości jednostek gospodarczych przynależących do sektora MSP odnotowano podobny trend zmian w ich liczbie. Największy przyrost zaobserwowano w grupie przedsiębiorstw małych, zatrudniających od 10 do 49 pracowników – 28,53%. Liczba przedsiębiorstw średnich zwiększyła się w analizowanych horyzoncie czasowym o 1 959, co oznacza wzrost o 13,63%. Udział w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w roku 2008 wynosił dla małych i średnich przedsiębiorstw odpowiednio 2,95% i 0,88%. Liczba przedsiębiorstw dużych, czyli zatrudniających powyżej 249 pracowników, rosła rokrocznie w latach 2003 – 2008. Ich wkład do ogólnej liczby podmiotów gospodarczych jest niewielki i w 2008 wyniósł zaledwie 0,17%.

zdrowia (sekcja N – klasy 85.12-85.20, grupa 85.3), pozostała działalność usługowa komunalna, socjalna i indywidualna (sekcja O – działy 90, 92, 93).

Wkład mikro przedsiębiorstw w tworzenie PKB³ utrzymywał się w latach 2004 – 2008 na poziomie 30% (tabela 1.3). Jest to największy udział spośród klas wielkości podmiotów gospodarczych wchodzących w skład sektora MSP. Również jest to więcej niż dla dużych przedsiębiorstw. Wkład ten dla małych, średnich oraz dużych firm utrzymywał się odpowiednio na poziomie 7% – 7,5%, 9% – 10% oraz 22% – 24%.

Tabela 1.3. Udział MSP w tworzeniu PKB w latach 2004–2008 (%)

	2004	2005	2006	2007	2008
MSP ogółem	48,3%	47,6%	47,5%	47,0%	46,9%
Mikro	30,9%	31,4%	30,9%	30,2%	29,8%
Małe (bez mikro)	7,5%	7,3%	7,3%	7,1%	7,3%
Średnie	9,9%	8,8%	9,3%	9,7%	9,8%
Duże	21,7%	21,9%	22,9%	23,2%	23,7%

Źródło: [80, s. 17; 81, s. 26; 82, s. 28]

Dynamikę zmian dla lat 2003 – 2008 liczby pracujących⁴ w poszczególnych klasach wielkości podmiotów gospodarczych zobrazowano w tabeli 1.4 oraz na rysunku 1.2. Zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw zwiększyło się pomiędzy rokiem 2003 a 2008 o 16,64%. Wzrost nastąpił we wszystkich klasach wielkości, a najsilniejszy był w grupie małych przedsiębiorstw – 25,31%. Najmniejszy wzrost procentowy liczby pracujących odnotowano w mikro firmach – 9,73%. Pierwsze miejsce pod względem tworzenia miejsc pracy zajmują najmniejsze podmioty – zatrudnienie w grupie tej wahało się na poziomie 39% – 42% w badanym horyzoncie czasowym.

³ Przyjmuje się relację wartości dodanej brutto (bez sekcji A i B PKD, czyli rolnictwa, leśnictwa, rybołówstwa i rybactwa oraz indywidualnych gospodarstw rolnych) do ogólnej wartości PKB. PKB jest sumą wartości dodanej brutto powiększonej o podatki od produktów i pomniejszonej o dotacje do produktów.

⁴ Do pracujących w opracowaniu tym, zgodnie z definicją stosowaną przez GUS, zalicza się:

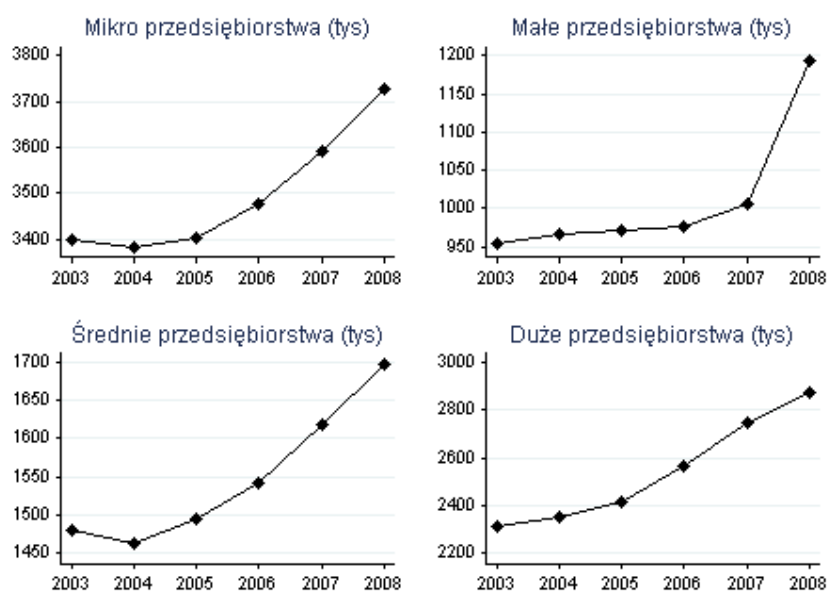
- osoby zatrudnione na podstawie stosunku pracy (umowy o pracę, powołania, wyboru lub mianowania), tj. osoby zatrudnione w pełnym i niepełnym wymiarze czasu pracy,
- pracodawców i pracujących na własny rachunek właścicieli i współwłaścicieli jednostek prowadzących działalność gospodarczą łącznie z bezpłatnie pomagającymi członkami rodzin, z wyłączeniem wspólników spółek kapitałowych, którzy nie pracują w spółce,
- agentów pracujących na podstawie umów agencyjnych i umów na warunkach zlecenia (łącznie z pomagającymi członkami ich rodzin oraz osobami zatrudnionymi przez agentów),
- osoby wykonujące pracę nakładczą,
- członków rolniczych spółdzielni produkcyjnych oraz powstałych na ich bazie spółdzielni o innym profilu produkcyjnym, które funkcjonują w oparciu o prawo spółdzielcze,
- osoby wykonujące pracę za granicą (na rzecz jednostek krajowych, w których zostały zatrudnione), niezależnie od czasu trwania tego zatrudnienia.

Tabela 1.4. Liczba pracujących w sektorze przedsiębiorstw według klas wielkości latach 2003–2008

Rok	Ogółem	0–9	10–49	50–249	> 249
2003	8 139 235	3 396 685	953 636	1 478 707	2 310 207
		41,73%	11,72%	18,17%	28,38%
2004	8 160 688	3 383 470	967 301	1 461 519	2 348 398
		41,46%	11,85%	17,91%	28,78%
2005	8 287 502	3 403 095	972 030	1 494 052	2 418 325
		41,06%	11,73%	18,03%	29,18%
2006	8 556 132	3 474 574	976 451	1 542 386	2 562 721
		40,61%	11,41%	18,03%	29,95%
2007	8 969 302	3 592 817	1 007 453	1 619 286	2 749 746
		40,06%	11,23%	18,05%	30,66%
2008	9 494 002	3 727 242	1 194 972	1 698 165	2 873 623
		39,26%	12,59%	17,89%	30,27%

Źródło: [82, s. 230]

Biorąc pod uwagę udział w tworzeniu PKB oraz miejsc pracy należy stwierdzić, iż mikro przedsiębiorstwa odgrywają olbrzymią rolę w polskiej gospodarce. Co prawda jako pojedyncze podmioty mają niewielki zasięg działania i udział w rynku, to jednak ten sektor jako całość, świadczy o sile i jakości polskiej gospodarki.



Rysunek 1.2. Liczba pracujących w sektorze przedsiębiorstw według klas wielkości w latach 2003–2008 w tys.

Źródło: [82, s. 230]

Jako dopełnienie analizy sytuacji mikro przedsiębiorstw na tle większych podmiotów gospodarczych, prześledzone zostaną trendy w dynamice powstawania nowych i likwidacji

już istniejących firm⁵ w latach 2003 – 2009 (tabela 1.5 i rysunek 1.3). Liczba przedsiębiorstw nowo powstałych była wyższa niż zlikwidowanych jedynie w przypadku mikro i małych. Wśród dużych i średnich zanotowano odwrotne zjawisko. Wynik ten jest pochodną tego, iż firmy zwykle powstają jako jednostki niewielkich rozmiarów. W miarę funkcjonowania zwiększają swoją wielkość i stopniowo wpadają do klas o większym poziomie zatrudnienia. W grupie mikro przedsiębiorstw wyraźny jest wzrost obu tych wskaźników. Świadczy to o dużej dynamice demograficznej w tej grupie podmiotów.

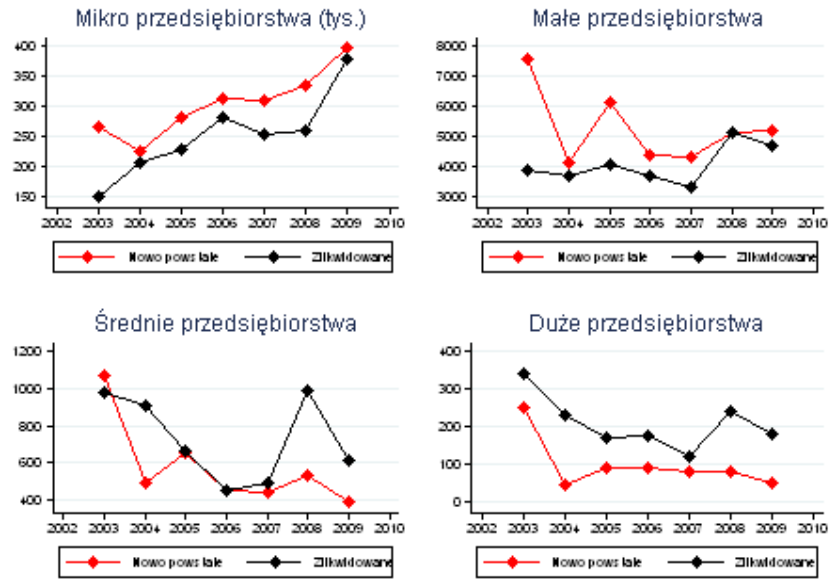
Tabela 1.5. Liczba przedsiębiorstw nowo powstałych i zlikwidowanych według klas wielkości w latach 2003–2009

Rok	Nowo powstałe				Zlikwidowane			
	0–9	10–49	50–249	> 249	0–9	10–49	50–249	> 249
2003	265 946	7 569	1 071	251	148 202	3 888	978	341
2004	223 863	4 144	484	47	204 979	3 723	911	232
2005	282 517	6 144	651	94	228 171	4 059	665	172
2006	311 732	4 409	448	92	283 271	3 742	451	178
2007	309 248	4 317	442	84	253 100	3 348	490	122
2008	334 812	5 180	526	82	257 717	5 166	988	240
2009	397 114	5 240	381	53	377 920	4 726	612	182

Źródło: [82, s. 230]

Rozważania zawarte w tym rozdziale miały na celu przede wszystkim uzmysłowienie rosnącej roli sektora MSP we współczesnych gospodarkach krajów wysoko rozwiniętych. Przyczyna tego zjawiska i sam proces zmian wśród państw Europy Zachodniej i USA był odmienny niż w Polsce i pozostałych krajach dawnego bloku komunistycznego. Pojawiające się nowinki technologiczne i stosunkowo duża odporność na kryzys gospodarczy lat 70 – tych stały się podstawą renesansu małych podmiotów gospodarczych i ponownego ich odrodzenia w świadomości ekonomistów. W Polsce po roku 1989, w dobie przemian ustrojowych i gospodarczych, nastąpił istotny wysyp małych firm, co było przejawem dużej przedsiębiorczości społeczeństwa oraz chęci bycia samozatrudnionym. Przytoczone liczby odnośnie udziału w tworzonemu PKB czy miejscach pracy pokazują, że podmioty wchodzące w skład sektora MSP, a wśród nich również mikro przedsiębiorstwa, odgrywają istotną rolę w polskiej gospodarce. Stanowi to niejako genezę i punkt wyjścia do dalszych rozważań.

⁵ Dane pochodzą z bazy REGON GUS. Tym samym zawarte są w niej również przedsiębiorstwa nieaktywne.



Rysunek 1.3. Liczba przedsiębiorstw nowo powstałych i zlikwidowanych w sektorze przedsiębiorstw według klas wielkości w latach 2003–2009

Źródło: [82, s. 229]

2. Teorie wzrostu i przeżywalności przedsiębiorstw

2.1 Teoretyczne modele dynamiki sektora gospodarki

Podstawy teoretyczne wzrostu i przeżywalności przedsiębiorstw można odnaleźć w neoklasycznych teoriach równowagi ogólnej [14, s. 23] oraz modelu „twórczej destrukcji” zaproponowanym przez Schumpetera [87].

W modelach neoklasycznych rozwój przedsiębiorstwa jest analizowany przez pryzmat ekonomii skali produkcji. Wzrastająca firma poprawia swoją efektywność, zwiększa udział w rynku i staje się bardziej konkurencyjna. Będzie to prawdą o ile uda się obronić założenie o wzrastającym popycie, które jest uzasadnieniem wzrostu produkcji. W takim przypadku rozwój przedsiębiorstwa będzie determinowany dostępnością kapitału oraz zasobów. Wadą tego podejścia jest to, iż w wielu momentach najnowszej historii gospodarczej nie da się utrzymać założenia o rosnącym zagregowanym popycie (np. stagflacja w latach 70 – tych lub kryzys finansowy w latach 2008 – 2009). Często właśnie popyt jest postrzegany jako bariera wzrostu [14, s. 23 – 24].

Teorię kosztów transakcyjnych Coasea [25] traktuje się jako rozwinięcie koncepcji ekonomii skali produkcji. Jeżeli przedsiębiorstwu opłaca się zrezygnować z pewnych transakcji rynkowych i zastąpić je transakcjami wykonywanymi wewnątrz firmy, to będzie się ono rozwijać. W obrębie jednostki będą wykonywane więc procesy oraz wytwarzane produkty, które uprzednio były pozyskiwane na rynku, o ile koszty ich kupna od innych podmiotów przewyższają nakłady związane z koordynowaniem tych przedsięwzięć wewnątrz firmy. W przypadku gdy środki, które należy ponieść na zarządzanie procesami w obrębie przedsiębiorstwa będą większe niż koszty transakcji rynkowych, to kierownictwo będzie skłonne kupować produkty i usługi od innych podmiotów. W ten sposób jednostka będzie koordynować tempo wzrostu oraz wielkość, decydując się w niektórych sytuacjach na zmniejszenie swoich rozmiarów, na przykład poprzez redukcję zatrudniania lub sprzedaż części aktywów. Rzadkość zasobów, ruch cen rynkowych oraz kosztów transakcyjnych wymagają ciągłej aktualizacji zakresu operacji wykonywanych wewnątrz firmy i kupowanych na rynku. W rozrastających się przedsiębiorstwach początkowo obserwuje się korzyści związane ze wzrostem skali produkcji, jednakże ciągle powiększanie liczby przedsięwzięć i

rozbudowa struktur zarządzania powodują taki wzrost kosztów wewnętrznej koordynacji, że dochodzi do zjawiska dyzekonomii skali i zmniejszenia się korzyści z zarządzania. Zgodnie z teorią mikroekonomii, granica liczby operacji koordynowanych wewnątrz podmiotu znajduje się w punkcie, w którym koszt organizowania dodatkowej transakcji wewnątrz firmy jest równy kosztowi przeprowadzenia tej operacji przez innego przedsiębiorcę [14, s. 24].

Według koncepcji Schumpetera [87], główny impuls do rozwoju firmy i całych gospodarek stanowią przedsiębiorcy – elitarna grupa społeczna obdarzona darem „twórczej destrukcji”. To oni burzą to, co przestarzałe i nieefektywne, tworzą nową jakość, wprowadzają innowacje i powodują przyspieszenie poziomu technologicznego. Przyczyniają się do rozwoju kierowanych przez nich podmiotów oraz całych społeczeństw. Elementy Schumpeterowskiego podejścia do tematyki rozwoju można zauważyć u wielu współczesnych autorów, którzy postrzegają wzrost i żywotność przedsiębiorstw przez pryzmat charakterystyk właściciela – menadżera.

W literaturze można wyróżnić dwa główne podejścia do analizy zachowania nowo powstałych przedsiębiorstw pod kątem ich zdolności do przetrwania i wzrostu: stochastyczne i deterministyczne. Szkoła stochastyczna głosi, iż w świecie w którym nie ma początkowych różnic pomiędzy firmami pod względem zyskowności, wielkości i udziału w rynku, występujące różnice w przyszłości w stopie wzrostu bądź zyskach są wynikiem przypadku i nie są związane z charakterystykami przedsiębiorstwa lub jej właściciela. W podejściu deterministycznym dominuje przekonanie, że rozwój podmiotu zależy od obiektywnych czynników takich jak gałąź gospodarki i region, w którym prowadzona jest działalność, czynników tkwiących w samej firmie lub charakterystyk właściciela – menadżera.

W poniższych czterech paragrafach przytoczono główne założenia i implikacje modeli teoretycznych podejmujących kwestię wejścia, żywotności i wzrostu nowo powstałych podmiotów gospodarczych.

2.1.1 Model losowej selekcji

Jovanovic [53] zaproponował model losowej selekcji (ang. noisy selection), w którym wyjaśnia różnice w wielkości oraz żywotności podmiotów gospodarczych jako wynik dostrzeżenia przez niektóre przedsiębiorstwa tego, iż są bardziej efektywne w stosunku do swoich konkurentów. Opisuje on mały sektor gospodarki, gdzie czynniki produkcji są dostarczane po stałych cenach. Produkt jest homogeniczny oraz popyt w kolejnych okresach czasu jest deterministyczny i znany. Koszty są losowe i różne dla poszczególnych firm.

Wszyscy gracze posiadają informacje o rozkładzie funkcji kosztów, ale już o samej realizacji zmiennej losowej nie. Można to rozumieć w następujący sposób. Przedsiębiorstwa wchodzące na rynek mają te same oczekiwania a rzeczywista funkcja kosztów jest realizacją pewnej zmiennej losowej, której rozkład jest taki sam dla wszystkich podmiotów. Po wejściu na rynek, w miarę upływu czasu, jest ona uaktualniana na podstawie osiągniętych wyników przez firmę. Jeśli ponoszone koszty są relatywnie niskie, to jest duże prawdopodobieństwo tego, że przedsiębiorstwo uzyska ponad przeciętne zyski i tym samym będzie w stanie utrzymać się na rynku. Natomiast, gdy obciążenia związane z prowadzeniem działalności będą na wysokim poziomie, to jednostka nie będzie długo zwlekać z opuszczeniem rynku. Oznacza to, że firmy efektywne będą kontynuować produkcję oraz wzrastać, natomiast te nieefektywne najpierw zmniejszą skalę prowadzonych działań, aż w końcu wyjdą z rynku.

Jovanovic założył, że liczba podmiotów w sektorze jest nieskończona – każda jednostka jest na tyle mała, iż nie ma wpływu na poziom cen. Te już działające oraz potencjalni przedsiębiorcy znają poziom cen w równowadze i na tej podstawie podejmują decyzje o wejściu, wielkości produkcji oraz wyjściu z rynku.

W sektorze wytwarzane jest homogeniczne dobro, a firmy różnią się jedynie pod względem efektywności. Niektóre są bardziej wydajne w porównaniu z pozostałymi przy każdym poziomie produkcji. Niech q oznacza wielkość produkcji przedsiębiorstwa, a $c(q)$ to funkcja kosztów związaną z ilością dóbr wytworzonych, która spełnia następujące warunki:

$$(2.1) \quad c(0) = 0, \quad c'(0) = 0, \quad c'(q) > 0, \quad c''(q) > 0, \quad \lim_{q \rightarrow \infty} c'(q) = \infty.$$

Całkowite koszty prowadzonej działalności to $c(q_t)x_t$, gdzie x_t oznacza zmienną losową, która jest niezależna pomiędzy poszczególnymi podmiotami. Dla firmy typu θ , niech $x_t = \xi(\eta_t)$, gdzie $\xi(\cdot)$ jest dodatnią, ściśle rosnącą i ciągłą funkcją oraz:

$$(2.2) \quad \eta_t = \theta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ iid.}$$

Przedsiębiorstwa z wyższą wartością θ będą osiągać większą wartość x_t i tym samym będą mniej efektywne. Ponadto zakłada się, iż θ ma rozkład normalny o średnie równej μ i wariancji σ_θ^2 . Potencjalny przedsiębiorca nie zna realizacji θ , ale wie, że parametr jest losowany z rozkładu $N(\mu, \sigma_\theta^2)$. Również zna wariancję ε_t oraz dokładną postać funkcji $\xi(\cdot)$, więc obserwacja ponoszonych kosztów w momencie t pozwala mu wnioskować na temat η_t . Pojedyncza firma jest za mała, aby wpływać na poziom cen. Wybiera zatem optymalny poziom produkcji, aby maksymalizować zyski:

$$(2.3) \quad \max_{q_t} (p_t q_t - c(q_t)x_t^*),$$

gdzie x_t^* to warunkowa wartość oczekiwana dla x_t , pod warunkiem informacji zgromadzonej do momentu t ($x_t^* \stackrel{\text{def}}{=} E(x_t | \mathcal{F}_t) = E_t(x_t)$), natomiast p_t oznacza poziom cen w chwili t . Decyzja o wielkości produkcji jest podejmowana przed zaobserwowaniem x_t i jest oznaczana jako $q(p_t | x_t^*)$.

Niech $W > 0$ będzie oczekiwaną obecną wartością czynników stałych firmy, jeśli zostaną one zatrudnione w innej działalności. Wartość W jest taka sama dla wszystkich firm w sektorze, niezależnie od tego jak sobie radzą w obecnej działalności. Czyli jeśli podmiot sprawdza się w jednej gałęzi (jest efektywny), nie wpływa to na oszacowanie potencjalnej wydajności w innej aktywności. Zakłada się, że wiedza zdobywana na temat θ w kolejnych okresach czasu nie przekłada się na oczekiwania odnośnie zysku z alternatywnych form działalności. Na pierwszy rzut oka założenie to wydaje się dość restrykcyjnym, jednak rozluźnienie go i dopuszczenie korelacji pomiędzy efektywnością firm pomiędzy sektorami nie wpływa na główne implikacje modelu.

W momencie t firma działająca na rynku charakteryzowana jest przez parę statystyk dostatecznych $(\bar{\eta}_n, n)$, które opisują oczekiwania odnośnie θ . Parametr n oznacza liczbę okresów, jakie upłynęły od momentu wejścia na rynek (wiek firmy), natomiast $\bar{\eta}_n = \sum \eta_i / n$. Te dwie wielkości są wystarczające do wyznaczenia rozkładu a posteriori dla parametru θ . Jovanovic pokazał również, iż para (x_t^*, n) jest statystyką dostateczną dla θ .

Wartość oczekiwana zysku, przy danym poziomie produkcji i $x_t^* = x$ wyraża się wzorem:

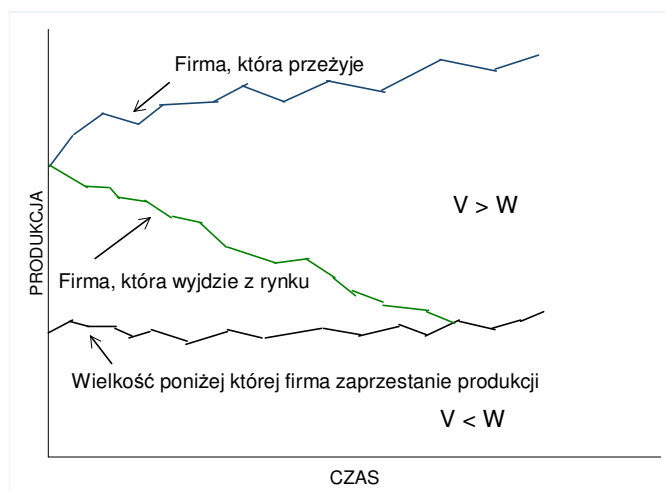
$$(2.4) \quad \pi(p_t, x) = p_t q(p_t | x) - c(q(p_t | x))x.$$

Niech teraz $V(x, n, t, p)$ oznacza zysk w momencie t , wynikającą z zostania na rynku przez jeden okres czasu, a następnie podjęcie optymalnej decyzji (czyli wyjście z rynku lub dalsza produkcja). Wówczas

$$(2.5) \quad V(x, n, t, p) = \pi(p_t, x) + \frac{1}{1+r} \int \max(W, V(x(\theta), n+1, t+1, p)) f(\theta | x, n) d\theta,$$

gdzie r oznacza stopę procentową, a $f(\theta | x, n)$ to rozkład a posteriori parametru θ . Jovanovic pokazał, że istnieje jednoznaczne rozwiązanie V będące ciągłą i ściśle malejącą funkcją x . Zatem przedsiębiorstwa z wyższymi oczekiwanymi kosztami uzyskują mniejszą wartość związaną z zostaniem na rynku. Niech $\gamma(n, t, p)$ będzie wartością x_t^* przy której firma jest indyferentna pomiędzy pozostaniem a wyjściem z rynku. Zatem $\gamma(\cdot)$ jest tą wartością x , dla której zachodzi równość $V(x, n, t, p) = W$. Ponieważ $V(\cdot)$ jest ściśle malejącą funkcją x , to $\gamma(\cdot)$ jest jednoznacznie zdefiniowane. Można już teraz podać wartość poniżej której firma nie będzie produkować: $q(p_t | \gamma(n, t, p))$. Na rysunku 2.1 wielkość ta zaznaczona jest kolorem

czarnym i rozdziela region na dwie części: $V > W$ – firmy prowadzą działalność produkcyjną, $V < W$ – podmioty gospodarcze nie są aktywne. Ilość wytwarzanych dóbr ($q(p_t|x_t^*)$) jest procesem stochastycznym i dopóki przewyższa wielkość $q(p_t|\gamma(n, t, p))$, to firma pozostaje na rynku. Przedsiębiorstwa aktywne są większe od tych kończących działalność. Jednostka wychodząca z rynku w danym momencie czasu jest mniejsza od wszystkich podmiotów kontynuujących produkcję w sektorze.



Rysunek 2.1. Zachowanie firm po wejściu na rynek

Źródło: [53, s. 650]

Jovanovic pokazał również, iż zmienność stopy wzrostu będzie większa w grupie młodych i tym samym mniejszych przedsiębiorstw. Dla dojrzałych firm, które działają na rynku od dłuższego czasu, wielkość x_t^* zbiega do stałej i stopa wzrostu w tej grupie przedsiębiorstw będzie na zbliżonym poziomie. Badania empiryczne potwierdzają, że małe firmy mają wyższą i odznaczającą się większą zmiennością stopę wzrostu [30]. Należy jednak pamiętać, iż dane statystyczne podlegają procesowi samoselekcji. Zgodnie z modelem małe podmioty są narażone na większe ryzyko wyjścia z rynku. Zatem firmy, które kończą działalność i przestają być obserwowane w próbie statystycznej, to te wzrastające powoli lub zmniejszające swą wielkość. Jeżeli nie uwzględni się w metodzie analitycznej procesu samoselekcji i po prostu pominię te podmioty, które przestały być aktywne, to tempo wzrostu małych firm zostanie przeszacowane. Jednakże model ten implikuje, że nawet kontrolując proces doboru próby poprzez zastosowanie odpowiedniego narzędzia statystycznego to i tak wyższe tempo wzrostu wystąpi w grupie małych podmiotów.

2.1.2 Model Murraya

Analiza przeprowadzona przez Murraya [71] jest bardzo zbliżona do modelu losowej selekcji. Jednakże tutaj położono większy nacisk na indywidualny podmiot gospodarczy. Ponadto Jovanovic założył, że skala prowadzonej działalności nie ma wpływu na natężenie procesu nauki. Natomiast w tym podejściu taka interakcja jest dopuszczalna. Ponadto w poprzednio zaprezentowanej pracy założono, że dwa podmioty gospodarcze wchodzące na rynek w tym samym momencie mają te same oczekiwania i tym samym rozpoczynają działalność gospodarczą od tej samej skali produkcji. W tej analizie potencjalni przedsiębiorcy różnią się a priori oczekiwaniami na temat swojej produktywności – bardziej optymistyczne przewidywania będą owocowały wyższą skalą prowadzonych działań. Takie postrzeganie mechanizmu wejścia, połączone z rozpatrywaniem przedsiębiorcy jako agenta postępującego racjonalnie w świetle metodologii bayesowskiej, będzie oznaczało, że wyższe koszty wejścia muszą być połączone z wyższymi prognozami przyszłych zysków. Czyli wyższe oszacowania własnej wydajności dokonane przed wejściem na rynek będą przekładać się na skłonność do przeczekania dłuższego okresu występowania niesatysfakcjonujących wyników finansowych po wejściu na rynek. Innymi słowy będzie musiało minąć więcej czasu, aby przedsiębiorca dokonał korekty przeszacowanej własnej efektywności.

Ideę modelu można streścić w następujący sposób. Przedsiębiorcy przyjmują ceny jako dane oraz nie znają swoich możliwości (talentu) do prowadzenia własnego biznesu. Dany gracz zdecyduje się na wejście do sektora tylko wówczas, gdy zdyskontowane oczekiwane zyski przewyższą koszty utraconych możliwości (potencjalne zyski wynikające z zatrudnienia własnych możliwości w innej dziedzinie działalności). Każdy okres czasu, który udało się firmie przetrwać, dostarcza nowych informacji. Przedsiębiorca uwzględnia te sygnały płynące z rynku w ocenie swojej produktywności i następnie oszacowuje zdyskontowane oczekiwane zyski wynikające z dalszego prowadzenia działalności. Jeżeli ta nowa informacja implikuje niską efektywność produkcji, to osoba samo zatrudniona podejmuje decyzje o zaprzestaniu działalności. Dobre wyniki w kolejnych okresach czasu nie są w stanie zagwarantować aktywności w nieskończonym horyzoncie, ale zwiększają prawdopodobieństwo przetrwania.

W modelu zakłada się, że neutralny względem ryzyka przedsiębiorca jest cenobiorcą i nie wie a priori jakie są jego zdolności do prowadzenia biznesu, który zamierza rozpocząć. W każdym okresie czasu podejmuje on decyzję o dalszej kontynuacji działalności ($b_t = 0$) lub wyjściu z rynku ($b_t = 1$). Jeśli z jego punktu widzenia optymalne jest dalsze

samozatrudnienie, to wybiera poziom zaangażowania („ilość pracy”) L_t , o którym zakłada się, że pochodzi z domkniętego przedziału $[0, \bar{L}]$.

Jeśli okaże się, że jego przedsięwzięcie jest mało zyskowne, to może w każdym punkcie czasu podjąć decyzję o powrocie do poprzednio wykonywanej pracy, która daje mu U_t (w sensie użyteczności). Niezależnie od upływającego czasu i wyników jakie uzyskiwał przedsiębiorca prowadząc własną działalność, U_t jest takie same w kolejnych momentach. Koszty związane z wejściem na rynek wynoszą $C \geq 0$.

Ponadto przyjmuje się następujące oznaczenia. Π_t interpretujemy jako zdyskontowaną na moment t obecną wartość oczekiwanej przyszłej użyteczności, E_t to symbol warunkowej wartości oczekiwanej uwzględniającej informację dostępną do momentu t (czyli $E_t = E(\cdot | \mathcal{F}_t)$), natomiast $\beta \in (0,1]$ oznacza czynnik dyskontowy. Problem optymalizacyjny przedsiębiorcy można zapisać w następujący sposób:

$$(2.5) \quad \Pi_1 = \max_{b_1, L_1} \{U_1 b_1 + (E_1 R_1 - V(L_1) - C) \cdot (1 - b_1) + \beta E_1 \Pi_2\}$$

$$\Pi_2 = \max_{b_t, L_t} \{U_t b_t + (E_t R_t - V(L_t)) \cdot (1 - b_t) + \beta E_t \Pi_{t+1}\} \text{ dla } t = 2, 3, \dots, T.$$

Przez T rozumiemy ostatni moment czasu, w którym analizujemy decyzje podejmowane przez przedsiębiorcę (np. moment przejścia na emeryturę), zatem zachodzi $\Pi_{t>T} \equiv 0$. Jeżeli $b_1 = 1$, to oczekiwane zyski z rozpoczęcia działalności były zbyt niskie, aby jednostka zdecydowała się wejść do sektora. R_t oznacza dochód firmy w momencie t . Funkcję $V(L_t)$ należy rozumieć jako przykrość wynikającą z poniesienia wysiłku (pracy) w rozmiarze L_t . Aby móc rozwiązać postawione zadanie optymalizacyjne należy założyć, że istnieje pierwsza oraz druga pochodna tej funkcji i obie są dodatnie. Ponadto musi zachodzić $\lim_{L \rightarrow \bar{L}} V'(L) = \infty$ i $\lim_{L \rightarrow 0} V'(L) = 0$.

W każdym momencie czasu dochód firmy, R_t , jest pochodną trzech składników: wysiłku (L_t), szczęścia rozumianego jako czynnik losowy (ε_t) oraz własnego talentu i umiejętności (α). Zatem można zapisać, że $R_t = f(L_t, \varepsilon_t, \alpha)$. Zakłada się, że wynik uzyskiwany przez podmiot zależy w sposób dodatni od tych trzech zmiennych. Przedsiębiorca decyduje w każdym momencie czasu, ile pracy włoży w swoją działalność. Poziom szczęścia (lub po prostu czynnik losowy) nie zależy od wielkości wysiłku i ogólnie decyzji podejmowanych przez gracza. Problemem przed którym stoi przedsiębiorca jest to, że nie zna on swoich własnych umiejętności odnośnie kierowania biznesem – rzeczywista wartość α jest dla niego niewiadomą. Wie on natomiast, iż parametr ten jest realizacją zmiennej losowej o średniej równej m_1 i wariancji h_1 ($\alpha \sim N(m_1, h_1)$). Zatem najlepszą, w świetle posiadanej

wiedzy, prognozą tej zmiennej dla okresu pierwszego jest m_1 ($m_1 = E\alpha$), a dla kolejnych jest to wartość oczekiwana rozkładu a posteriori, czyli $\hat{\alpha}_t = E_t\alpha = E(\alpha|\mathcal{F}_t)$.

Aby móc rozwiązać postawione zagadnienie optymalizacyjne, trzeba przyjąć postać funkcji wyrażającej wielkość uzyskiwanego przychodu przez firmę w kolejnych okresach czasu: $R_t = \alpha L_t + \varepsilon_t$. Interakcję pomiędzy własnymi umiejętnościami a nakładem pracy można rozumieć w ten sposób, iż wyższy poziom talentu będzie przekładał się na większy wzrost dochodu przy jednostkowej zmianie wysiłku.

W każdym momencie czasu przedsiębiorca podejmuje decyzje na temat dalszej kontynuacji działalności. Jeśli zdecyduje się na wyjście z sektora, to otrzymuje U_t , w przeciwnym razie funkcjonuje dalej i musi wybrać optymalny poziom wysiłku, L_t . Para $\{R_t, L_t\}$ jest rozumiana jako „nowa wiedza” zdobyta w okresie t i jest wykorzystana do oszacowania własnego talentu. Zatem można teraz zapisać:

$$(2.6) \quad \hat{\alpha}_t = E_t\alpha = E(\alpha|R_1, L_1, \dots, R_t, L_t).$$

Jeżeli w jakimś momencie podjęto decyzję o wyjściu z rynku, to nie obserwuje się już żadnej dodatkowej informacji i prognoza własnego talentu pozostaje niezmienną ($\hat{\alpha}_t = \hat{\alpha}_{t-1}$).

Kluczową sprawą modelu jest to, w jaki sposób następuje uwzględnienie nowej informacji w prognozie poziomu talentu. Aby to prześledzić, zakłada się, iż poziom szczęścia w każdym okresie jest zmienną losową o rozkładzie normalnym o średniej równej zero i wariancji wynoszącej h_ε . Wówczas rozkład a posteriori dla poziomu talentu również będzie zmienną losową o rozkładzie normalnym:

$$(2.7) \quad \alpha|R_1, R_2, \dots, R_{t-1} \sim N(m_t, h_t).$$

Zgodnie z założeniami przyjętymi w modelu $R_t|\alpha, R_1, R_2, \dots, R_{t-1} \sim N(\alpha L_t, h_\varepsilon)$, gdyż R_t jest liniową funkcją ε_t , a przy danym $\alpha, R_1, R_2, \dots, R_{t-1}$ wielkości α i L_t traktujemy jak stałe. Wówczas funkcja gęstości rozkładu a posteriori dla poziomu talentu spełnia

$$(2.8) \quad f(\alpha|R_1, R_2, \dots, R_t) \propto f(\alpha|R_1, R_2, \dots, R_{t-1}) \cdot f(R_t|\alpha, R_1, R_2, \dots, R_{t-1}) \\ \propto \exp\left(-\frac{1}{2h_{t+1}}(\alpha - m_{t+1})^2\right),$$

gdzie:

$$(2.9) \quad m_{t+1} = \frac{h_t m_t + h_\varepsilon L_t R_t}{h_t + h_\varepsilon L_t^2}, \quad h_{t+1} = h_t + h_\varepsilon L_t^2.$$

Oznacza to, że rozkład a posteriori parametru α po uwzględnieniu informacji, która pojawiła się w roku t ma rozkład normalny o średniej i wariancji wynoszących odpowiednio m_{t+1} i h_{t+1} .

Omówiony model można bez trudu rozwiązać za pomocą indukcji wstecznej. Optymalnie wybrane \hat{b}_{T-S} i \hat{L}_{T-S} dla momentu $T-S$ spełniają:

$$(2.10) \quad m_{T-S} - V'(\hat{L}_{T-S}) + \beta \frac{\partial [E_{T-S} \Pi_{T-S+1}^C]}{\partial L_{T-S}} = 0$$

$$b_{T-S} = \begin{cases} 1 & \text{dla } \sum_{i=0}^S \beta^i U_{T-i} > m_{T-S} \hat{L}_{T-S} - V(\hat{L}_{T-S}) + \beta E_{T-S} \Pi_{T-S+1}^C \\ 0 & \text{w p.p.} \end{cases}$$

gdzie Π_{T-S+1}^C oznacza maksymalną wartość dochodu w momencie $T-S+1$ przy założeniu, że $b_{T-S} = 0$ (czyli firma działała w okresie poprzednim).

Rozważmy sytuację, że firma wyjdzie z rynku w pewnym okresie czasu. Wówczas realizacje m_t dla okresów poprzedzających zakończenie działalności będą tworzyć ciąg malejący, przez co również wartości \hat{L}_t będą coraz mniejsze. Przedsiębiorca kierujący firmą, która chyli się ku upadkowi będzie stawał się na przestrzeni czasu coraz bardziej „leniwy” – wkładać będzie coraz mniej wysiłku w prowadzoną działalność. Obserwowane zmniejszające się nakłady pracy są racjonalną reakcją właściciela na malejące przychody.

Przypatrzymy się zachowaniu przedsiębiorcy, który jest bliski przejścia na emeryturę (innymi słowy osiągnięcia momentu T). Przy danych oczekiwaniach na temat swojego talentu, prognozowany przyszły zysk z wysiłku włożonego w działalność w danym momencie czasu będzie mniejszy w porównaniu z osobą młodą, ze względu na bliski koniec działalności. Zatem młody menadżer jest skłonny inwestować większą liczbę pracy, przy założeniu tego samego poziomu talentu w nadziei, iż poniesiony wysiłek zwróci mu się w przyszłości. Dlatego obserwowane jest bardziej agresywne zachowanie w grupie osób najmłodszych – ich przedsiębiorstwa rozwijają się najszybciej, ale występuje tutaj również duże ryzyko zaprzestania funkcjonowania. Natomiast osoby starsze są bardziej nastawione na dotrwanie w swej działalności, aż do momentu przejścia na emeryturę – ich firmy cechują się mniejszym wzrostem, ale większym prawdopodobieństwem przetrwania.

Zgodnie z założeniami modelu, firma w momencie rozpoczęcia działalności ponosi pewne koszty związane z wejściem na rynek, których poziom może różnić się pomiędzy podmiotami w istotny sposób. Ich efekt znajduje odzwierciedlenie w oczekiwaniach na temat poziomu własnego talentu do kierowania biznesem (m_1). Im większe koszty wejścia, tym większe oczekiwania na temat zyskowności przedsięwzięcia w przyszłości. Nikt nie zdecyduje się na starcie ponieść dużych nakładów, jeśli nie spodziewa się, że może to zaowocować ponadprzeciętnymi zyskami. Jeśli w momencie wejścia są duże oczekiwania na temat przyszłych zysków oraz prognozy własnych umiejętności do zarządzania firmą, to

będzie musiało upłynąć przeciętnie więcej czasu, zanim negatywne wyniki finansowe spowodują korektę oczekiwań na temat talentu i tym samym skłonią przedsiębiorcę do wyjścia z rynku. Tym samym model przewiduje, że wyższe koszty wejścia będą przekładać się na dłuższy okres prowadzenia aktywności gospodarczej.

Powyższe rozumowanie implikuje również to, że w danej kohorcie przedsiębiorstw na początku będziemy obserwować nie wiele wyjść z rynku. Jednakże w miarę upływu czasu, wyczerpywanie się nakładów poniesionych na starcie i ewentualne korekty w dół własnych oczekiwań, będą przekładać się na większe ryzyko zaprzestania produkcji. Następnie, gdy zakończą działalność nieefektywne podmioty, ryzyko związane z przerwaniem działalności będzie maleć. Wykres funkcji gęstości czasu funkcjonowania przedsiębiorstwa zgodny z omówionym modelem został przedstawiony na rysunku 2.2. Cechuje się on silną prawostronną asymetrią. Taki kształt obserwowany jest bardzo często w badaniach empirycznych.

Firmy w kolejnych okresach czasu poprzedzających zakończenie działalności charakteryzują się malejącymi prognozami m_t . Tym samym przedsiębiorcy, którzy będą zdolni do przetrwania charakteryzują się przeciętnie wyższymi prognozami własnych umiejętności do prowadzenia firmy. Zatem starsze przedsiębiorstwa są większe w porównaniu z nowymi graczami, co również jest szeroko analizowane i z reguły potwierdzone w pracach empirycznych. Ponadto wraz z upływem czasu, prognozy dokonywane przez jednostki, które zdołały przetrwać, będą bardziej precyzyjne. Tym samym dłużej działające firmy cechują się mniejszą zmiennością stopy wzrostu. Biorąc pod uwagę, iż starsze podmioty są zwykle również większe, to model implikuje, że wyższa zmienność stopy wzrostu wystąpi w grupie przedsiębiorstw najmłodszy.

Podsumowując, w modelu jako główny czynnik kreujący zachowanie przedsiębiorcy uznano stopniowe redukowanie niepewności związanej z własnymi możliwościami i talentem do prowadzenia działalności. Wyjście z rynku jest postrzegane jako wynik niskich przychodów, które są traktowane jako zły prognostyk przyszłych możliwości firmy. Model stosunkowo dobrze wyjaśnia obserwowaną strukturę sektora. A mianowicie to, że wyższe koszty wejścia przekładają się na mniejsze prawdopodobieństwo zakończenia działalności oraz nowe firmy są zwykle mniejsze i cechują się mniej ustabilizowanym wzrostem w porównaniu z jednostkami, które są na rynku już od jakiegoś czasu.



Rysunek 2.2. Gęstość zmiennej losowej oznaczającej czas funkcjonowania przedsiębiorstwa
Źródło: Opracowanie własne

2.1.3 Model dynamiki sektora autorstwa Ericson i Pakes

Model zaproponowany przez Ericson i Pakes [34] opisuje dynamikę firmy i gałęzi gospodarki biorąc pod uwagę takie zjawiska jak wejście i wyjście z rynku konkurentów oraz specyficzną dla każdego podmiotu gospodarczego niepewność, która następnie przekłada się na osiągnięte przez niego wyniki finansowe. Owa niepewność jest w głównej mierze konsekwencją poziomu nakładów na badania i rozwój procesu produkcji dóbr. Przedsiębiorstwa poszukują w kolejnych okresach okazji mogących poprawić ich efektywność na ciągle ewoluującym rynku. Rozwiązanie modelu to optymalna decyzja firmy, która uwzględnia również możliwość zakończenia działalności. Autorzy pokazali, że istnieje równowaga Nasha dla decyzji o poziomie inwestycji, wejściu i wyjściu z rynku dla każdej firmy. Przedsiębiorstwa maksymalizują swoją zdyskontowaną obecną wartość biorąc pod uwagę zachowanie swoich konkurentów.

Badania empiryczne wskazują na dużą niejednorodność przedsiębiorstw pod względem tworzenia nowych miejsc pracy, stopy wzrostu czy długości prowadzenia działalności gospodarczej. Różnice w osiągniętych wynikach są w dalszym ciągu obserwowalne nawet, jeśli kontroluje się moment wejścia na rynek, obszar czy też sektor prowadzonej działalności. Sugeruje to, iż działające firmy charakteryzują się dużą heterogenicznością. Model zaproponowany przez Ericson i Pakes opisuje dynamikę gałęzi gospodarki biorąc pod uwagę specyficzne dla poszczególnych podmiotów gospodarczych źródła niepewności i dzięki temu może być użyty do opisu i wyjaśnienia obserwowanych różnic w osiągniętych wynikach przez przedsiębiorstwa.

Siłą sprawczą w modelu są przedsiębiorcy, którzy tworzą i wprowadzają w życie idee obarczoną pewnym ryzykiem, dzięki czemu mają możliwość uzyskania zysku. Aby móc poznać rzeczywistą wartość potencjalnego przychodu, firma musi zainwestować środki finansowe w rozpoczęcie działalności i wdrożenie pomysłu w życie. Poziom ponoszonych nakładów finansowych, rozwój rynku i potencjalnych konkurentów determinuje rozkład uzyskiwanych zysków przez przedsiębiorstwo w kolejnych okresach czasu. Pomyślnie prowadzona działalność inwestycyjna przesuwa jednostkę do stanu, w którym idea może zostać urzeczywistniona poprzez bardziej efektywny proces wytwarzania i dostarczania dóbr finalnych i usług na rynek. Skutecznie prowadzona działalność badawcza i rozwojowa przez innych graczy będzie przekładać się na gorszą sytuację firmy. Jeżeli poczynania inwestycyjne przedsiębiorstwa w połączeniu z silną konkurencją nie będą dawać oczekiwanych na wstępie zysków, to podmiot może znaleźć się w sytuacji, w której dalsze próby urzeczywistniania projektu mogą okazać się całkowicie nieopłacalne, a optymalne rozwiązanie to wyjście z rynku i zatrudnienie posiadanych zasobów w alternatywnym przedsięwzięciu. Czyli zakończenie działalności można traktować, jako optymalne rozwiązanie ewolucyjnego procesu selekcji.

Poziom technologii w sektorze jest dostępny wszystkim graczom. Firmy różnią się między sobą jedynie osiągniętym poziom efektywności: $\omega \in \mathbb{Z}$, gdzie \mathbb{Z} oznacza zbiór liczb całkowitych. Wydajność przedsiębiorstw ewoluuje w czasie na skutek zmian zachodzących w strukturze popytu i funkcji kosztów. Wyższa wartość parametru ω oznacza, że firma zajmuje lepszą pozycję w stosunku do przedsiębiorstw działających w danej gałęzi, jak również i tych z poza niej. Implikuje to zatem mniejsze zagrożenie ze strony konkurentów, również tych potencjalnych, którzy na razie są jeszcze poza rynkiem. Ponadto zakłada się, iż istnieje zbiór stanów, określony jako $\Omega^e \in \Omega$, w których nowe firmy mogą wejść na rynek, o ile poniosą odpowiednią wielkość nakładów inwestycyjnych. Struktura sektora jest określona w danym momencie czasu przez $s = \{s_\omega\}_{\omega \in \mathbb{Z}} \in \mathbb{Z}_+^\infty$, gdzie s_ω oznacza liczbę podmiotów gospodarczych, które osiągnęły poziom efektywności ω .

W kolejnych okresach czasu rozkład efektywności firm (ω, s) zmienia się pod wpływem strategii rozwojowych i wielkości nakładów inwestycyjnych ponoszonych przez poszczególne przedsiębiorstwa, jak również zmian zachodzących w otoczeniu, czyli strukturze popytu, kosztów wejścia, poziomu technologii. Dla danego podmiotu wielkość nakładów inwestycyjnych, $x_t \in \mathbb{R}_+$, jest wyznaczana w wyniku maksymalizacji wartości oczekiwanej zdyskontowanych zysków warunkowanej na całą dostępną informacją do momentu t . Ta informacja jest rozumiana jako wszystkie poprzednie stany, w jakich

znajdował się sektor oraz historia decyzji inwestycyjnych analizowanego przedsiębiorstwa, co można oznaczyć w następujący sposób $\{(\omega_{t'}, s_{t'}), x_{t'}\}_{t' < t}$. Uwzględnia ona również obecną sytuację, w której znajduje się gałąź gospodarki (ω_t, s_t) , wiedzę na temat rozkładu prawdopodobieństwa, który determinuje zmiany struktury efektywności firm w kolejnych okresach czasu oraz sposób, w jaki firma poprzez swój poziom inwestycji oddziałuje na te zmiany. Rozkład prawdopodobieństwa opisujący wydajność podmiotów gospodarczych w sektorze jest wypadkową decyzji inwestycyjnych wszystkich graczy rynkowych. Kluczowe założenie mówi, że poszczególne firmy nie obserwują w sposób bezpośredni nakładów ponoszonych przez konkurentów i dlatego nie mogą podejmować własnych działań w oparciu o nie.

Dynamika modelu jest wyznaczana przez losowy poziom nakładów inwestycyjnych oraz egzogeniczny proces odzwierciedlający tworzenie innowacji przez agentów znajdujących się poza sektorem. Poziom technologiczny podmiotów działających w innych gałęziach oddziałuje na relatywną efektywność firm w danym sektorze, gdyż wszyscy gracze współzawodniczą w pozyskaniu zasobów pieniężnych tych samych potencjalnych klientów. Czyli również presja konkurencyjna ze strony podmiotów o innym charakterze działalności również będzie kształtować poziom zysków i tym samym przeżywalność na danym rynku. Może to być źródłem często obserwowanej w badaniach empirycznych dodatniej korelacji w osiąganych przychodach firm operujących w tym samym sektorze. Gdyby nie było tego egzogenicznego procesu, to każdy wzrost zysku jednego podmiotu przekładałby się na spadek przychodów jego konkurentów. Ponadto zakłada się, iż poziom wiedzy znajdujący się poza sektorem jest wprowadzany do niego poprzez nowe pokolenie firm, które decydują się na wejście na rynek. Zgodnie z tym przedsiębiorstwa są zakładane po to, żeby wcielić w życie nowe idee i pomysły, które mogą zrewolucjonizować mechanizm produkcyjny w danym sektorze.

Nowi gracze na rynku ponoszą koszty wejścia w wysokości x^e . Czy rozpoczęcie działalności w sektorze okaże się sukcesem zależy od „jakości” lub „efektywności” przedsiębiorstwa. To jest przede wszystkim determinowane tym, na ile pomysł na biznes i jego zawansowanie technologiczne jest dobre i unikatowe w porównaniu z relatywną efektywnością osiągniętą w analizowanej gałęzi gospodarki. Zakłada się, iż to nie jest znane a priori potencjalnym nowym firmom. Idea musi zostać wdrożona, trzeba czasu i nakładów inwestycyjnych, aby precyzyjnie ocenić na ile jest ona konkurencyjna. Jedyne co jest znane, to rozkład prawdopodobieństwa relatywnej efektywności nowej firmy $P(\omega_0)$. Jest to źródło niepewności dla młodych przedsiębiorstw, które nie są w stanie przewidzieć dokładnie jak

wypadną na tle już działających podmiotów oraz tych, które zdecydują się na wejście na rynek w tym samym okresie. Z drugiej strony jednostki aktywne w sektorze już od jakiegoś czasu nie mają możliwości precyzyjnego oszacowania zagrożenia i presji konkurencyjnej ze strony nowych jednostek.

Zaprezentowaną powyżej ideę modelu można przedstawić za pomocą wzorów matematycznych jako pewne zagadnienie optymalizacyjne. Sytuacja każdej firmy w danej gałęzi jest powszechnie znana wszystkim aktywnym podmiotom oraz graczom, którzy rozważają wejście na rynek i jest opisana w następujący sposób:

$$(2.11) \quad \{A(\omega, s), p(\omega'|\omega, \cdot), q_\omega(\hat{s}'|s), [m(s), P(\omega^0), \{x_m^e\}_{m=1}^\infty], \phi, c(\omega), \beta\}_{(\omega, s) \in \Omega \times S}$$

Para $(\omega, s) \in \mathbb{Z} \times \mathbb{Z}_+^\infty$, zgodnie ze wcześniej przyjętą konwencją zapisu, opisuje strukturę efektywności gałęzi. Pierwszy element to relatywna wydajność analizowanej firmy, natomiast drugi składnik to wektor, gdzie na i -tym miejscu stoi liczba przedsiębiorstw, która osiągnęła poziom produktywności i . Funkcję $A(\omega, s)$ interpretuje się jako wielkość zysków osiągniętych przez przedsiębiorstwo przy danym jej poziomie produkcji i sprzedaży. Kolejny element, $p(\omega'|\omega, x)$ oznacza prawdopodobieństwo przejścia z ω do ω' , pod warunkiem bycia w stanie ω i poniesienia nakładów inwestycyjnych $x \in \mathbb{R}_+$. Natomiast $q_\omega(\hat{s}'|s)$ interpretowane jest jako oczekiwania danej firmy na temat warunkowych prawdopodobieństw przejść pozostałych graczy rynkowych pod warunkiem, że sektor znajduje się w stanie s . Zakładamy, że s' oznacza strukturę rynku bez uwzględnienia pozycji zajmowanej przez analizowaną firmę, to znaczy $\hat{s} = s - e_\omega$, gdzie e_ω jest wektorem, w którym na miejscu o numerze ω stoi 1 oraz 0 w pozostałych przypadkach. Zatem układ firm w kolejnym okresie czasu można zapisać jako $s = \hat{s}' + e_{\omega'}$, gdzie \hat{s}' zawiera również wszystkie nowe podmioty, które pojawiły się na rynku.

Trójka $[m(s), P(\omega^0), \{x_m^e\}_{m=1}^\infty]$ określa warunki wejścia. Liczba firm rozpoczynających działalność w gałęzi zależy od struktury efektywności sektora, która determinuje poziom konkurencji i jest oznaczona przez $m(s)$. Wielkość nakładów inwestycyjnych potrzebnych na sfinansowanie wdrożenia pomysłu na biznes to x_m^e i zależy od liczby firm, które zdecydowały się wejść na rynek w danym momencie czasu. Ostatni element, $P(\omega^0)$, interpretowany jest jako rozkład prawdopodobieństwa opisujący poziom efektywności ω^0 osiągnięty przez przedsiębiorstwo po wejściu na rynek.

Parametr ϕ to miernik utraconych możliwości i wyraża wielkość potencjalnych zysków, gdyby środki wytwórcze zostały zatrudnione w innej działalności. Funkcja $c(\omega)$ oznacza jednostkowy koszt związany z poziomem aktywności inwestycyjnej x . Zatem łączny

koszt wynikający z poniesionych nakładów, przy założeniu relatywnej efektywności firmy ω , można oznaczyć jako $c(\omega) \cdot x$, a osiągnięty wynik finansowy to:

$$(2.12) \quad R(\omega, s; x) = A(\omega, s) - c(\omega) \cdot x.$$

Ostatni element, β , to stopa dyskontowa taka sama dla wszystkich graczy rynkowych.

Firmy, które działają w danej gałęzi, maksymalizują wartość oczekiwaną przyszłych przepływów finansowych zdyskontowanych na chwilę obecną. W każdym momencie czasu t , przy danej strukturze sektora (ω_t, s_t) , przedsiębiorca podejmuje decyzję odnośnie kontynuacji działalności lub wyjścia z rynku, a jeśli orzeknie o dalszej aktywności, to musi wybrać optymalny poziom nakładów inwestycyjnych. Rozwiązuje zatem następujący problem decyzyjny:

$$(2.13) \quad W_t(\omega_t, s_t) = \max \left\{ \sup_{(x_\tau, \chi_\tau)_{\tau=t}^\infty} (E_t[\sum_{\tau=t}^\infty \beta^{\tau-t} R(\omega_\tau, s_\tau; x_\tau) \chi_\tau + (\chi_{\tau-1} - \chi_\tau) \phi | (\omega, s)]), \phi \right\}$$

gdzie χ_τ to decyzja o dalszej kontynuacji aktywności gospodarczej ($\chi_\tau = 1$ – firma pozostaje na rynku; $\chi_\tau = 0$ – podmiot kończy działalność), natomiast $x_\tau \geq 0$ oznacza wielkość nakładów inwestycyjnych w okresie τ . Dla danych $\{x_\tau, \chi_\tau\}$, rozkład warunkowy potrzebny do wyznaczenia wartości oczekiwanej we wzorze 2.13 jest wyprowadzany na podstawie prawdopodobieństw przejść pozostałych graczy rynkowych, $(q_\omega(\hat{s}'|s))$, oraz prawdopodobieństwa przejścia dla analizowanej firmy $(p(\omega'|\omega, x))$.

W każdym momencie czasu działające przedsiębiorstwo porównuje wartość oczekiwaną zdyskontowanych zysków wynikających z pozostania w sektorze z potencjalnymi przychodami związanymi z zatrudnieniem zasobów w innej dziedzinie, ϕ . Jeśli to drugie jest większe, to firma przestaje działać, w przeciwnym razie ustala optymalny poziom nakładów inwestycyjnych $x \geq 0$ i uzyskuje zysk w wysokości $R(\omega, s; x)$.

Opisana reguła decyzyjna ma strukturę stacjonarnego procesu Markova. Oznacza to, że obecny stan (ω_t, s_t) i decyzja podejmowana w tym momencie, czyli x_t i χ_t , są wystarczające do zdeterminowania sytuacji w następnym okresie, czyli (ω_{t+1}, s_{t+1}) , a więc również do opisu dynamiki całego procesu. Zatem optymalna polityka inwestycyjna, o ile istnieje, może być wybrana ze zbioru stacjonarnych Markowskich strategii. Poziom inwestycji oraz decyzja o dalszej kontynuacji procesu produkcyjnego są stacjonarnymi funkcjami obecnego stanu (ω, s) , co można zapisać $x(\omega, s)$ i $\chi(\omega, s)$.

Podmiot rozważający wejście do danego sektora ma do czynienia z podobnym zagadnieniem optymalizacyjnym, z uwzględnieniem dodatkowej niepewności wynikającej z

braku informacji a priori na temat tego, jak jego efektywność ma się do wydajności przedsiębiorstw już działających na rynku. Zakłada się, że decyzja o wejściu na rynek jest podejmowana na początku okresu, a sam proces rozpoczęcia działalności trwa jeden interwał. Zatem przedsiębiorstwo, które rozpoczęło aktywność w chwili t , ponosząc koszty wejścia w wysokości x_m^e (ich poziom zależy od liczby firm m , które weszły do sektora w tym czasie), na początku następnego okresu jest już uważane za „stare”. Wówczas staje przed problemem optymalizacyjnym opisanym za pomocą 2.13. Wybiera poziom nakładów inwestycyjnych lub wychodzi z rynku, aby zmaksymalizować wartość $W(\omega^0, s_{t+1})$, gdzie ω^0 oznacza relatywną efektywność analizowanego podmiotu zaraz po wejściu na rynek, natomiast s_{t+1} to struktura wydajności przedsiębiorstw działających w sektorze z uwzględnieniem również tych podmiotów, które weszły na rynek w okresie t . Firma, zdecyduje się na rozpoczęcie produkcji, jeśli wartość oczekiwana zysku związana z prowadzeniem działalności przewyższy koszty wejścia, czyli:

$$(2.14) \quad E_{\omega}(W(\omega^0, s)) = \int W(\omega, s) dF(\omega^0) > x_m^e$$

W modelu rozważana jest równowaga dynamiczna sektora będąca wynikiem konkurencyjnych interakcji pomiędzy firmami już działającymi i tymi, które właśnie weszły na rynek. Wszystkie firmy znają strukturę wydajnościową gałęzi, s , oraz swoją pozycję w niej ω . Ponadto przedsiębiorstwa mają oczekiwania na temat zmian zachodzących w kompozycji sektora $q_{\omega}(\cdot)$. Powiemy, że rynek jest w równowadze dynamicznej, jeśli proces generujący zmiany w jego strukturze jest dokładnie odzwierciedlony w przewidywaniach wszystkich graczy rynkowych. Zatem jest to równowaga typu „racjonalnych oczekiwań”, gdzie optymalne decyzje są oparte na rozkładzie przyszłych stanów generowanych przez najkorzystniejsze zachowanie wszystkich przedsiębiorstw działających na rynku oraz potencjalnych graczy.

Wszystkie decyzje w danym okresie czasu są podejmowane równocześnie na podstawie dostępnej informacji na temat struktury sektora, liczby nowych agentów, którzy weszli na rynek, liczby podmiotów, którzy uznali dalsze prowadzenie działalności za nieopłacalne i tym samym zdecydowali się na zaprzestanie produkcji w tej dziedzinie oraz oczekiwań odnośnie przyszłej struktury rynku. Przedsiębiorstwa już działające w każdym okresie czasu wybierają dla siebie optymalną strategię, wyjście z rynku lub poziom nakładów inwestycyjnych, która maksymalizuje wartość oczekiwaną przyszłych zdyskontowanych zysków. Jest to podstawa do wyznaczenia prawdopodobieństwa przejścia do stanów w kolejnym okresie. Zagregowane dla wszystkich graczy rynkowych te prawdopodobieństwa, zgodnie z założeniami modelu, stanowią ogólnie dostępną wiedzę i wyznaczają strukturę

rynku w następnym okresie, gdzie ponownie podejmowane są decyzje o wejściu, wyjściu i poziomie nakładów inwestycyjnych.

Przedstawiony model opisuje zachowanie firm na rynku, gdzie aktywnie prowadzona działalność rozwojowa i „nauka przez inwestowanie” wyznaczają wzrost i są gwarantem przetrwania przedsiębiorstwa. Wszystkie przedsiębiorstwa wcześniej bądź później zakończą działalność, jednakże ich cykl życia może znacznie się od siebie różnić. Mogą występować okresy aktywnej działalności rozwojowej, gdy $x_t > 0$, co może przekładać się na sukces ($\omega_{t+1} > \omega_t$). Będą pojawiać się momenty, gdy firma uzyska duże przychody dzięki wcześniej poniesionym nakładom inwestycyjnym. W kolejnych okresach prowadzona działalność może też nie przynosić żadnych zysków, a dalsze pozostawanie na rynku wynika z oczekiwań na temat zmiany struktury sektora i tym samym osłabienia presji konkurencji. Kolejne firmy pojawiające się na rynku stanowią zagrożenie dla działającego już podmiotu i zmieniają strukturę gałęzi w sposób niekorzystny dla niego. Wyłącznie poprzez prowadzenie aktywnej polityki inwestycyjnej przedsiębiorstwo może przeciwdziałać tej presji.

2.1.4 Dyskusja ograniczeń modeli

Pomimo tego, iż opisane modele stosunkowo dobrze radzą sobie z wyjaśnieniem powszechnie obserwowanej tendencji do wyższej umieralności w grupie małych i młodych przedsiębiorstw, to należy również spojrzeć na nie krytycznie, gdyż nie uwzględniają wielu istotnych czynników kształtujących zachowania podmiotów gospodarczych. Jovanovic zakłada, że kapitał ludzki, utożsamiany tutaj z efektywnością, nie jest bezpośrednio znany. W trakcie prowadzenia działalności przedsiębiorca stopniowo poznaje swoje własne możliwości. Można to traktować jako swoistą szkołę życia, ciągłą aktualizację informacji o własnych wynikach. Poziom kapitału ludzkiego jest stały, a na przestrzeni lat uzyskiwane są coraz bardziej precyzyjne jego oszacowania. Czyli podejście to nie umożliwia przedsiębiorcy na wpływanie na poziom posiadanej wiedzy, nie ma tutaj miejsca na „naukę przez działanie” (ang. „learning by doing”). Ponadto Jovanovic nie rozważa kosztów związanych z pozyskiwaniem informacji, dyspersji początkowych możliwości przedsiębiorców oraz awersji do ryzyka.

Co prawda Ericson i Pakes pozwalają na wystąpienie procesu „nauki przez działanie”, ale tak jak pozostałe dwa modele, nie kładą należytego nacisku na poziom i ewolucję kapitału ludzkiego, awersję do ryzyka i zarządzanie w warunkach niepewności. Jest to sprzeczne z obserwowaną rzeczywistością – podmioty optymalizują swoją użyteczność biorąc pod uwagę lub próbując zminimalizować poziom ryzyka. Polega to na procesie dywersyfikacji

wytwarzanych dóbr i usług, rynków zbytu oraz źródeł pozyskiwania czynników produkcji. Takie działanie przekłada się na mniejsze fluktuacje przychodów i tym samym prawdopodobieństwa spadku poniżej progu zaprzestania działalności. Zarządzanie zewnętrznym otoczeniem musi być przeprowadzane w sposób efektywny, aby przedsiębiorstwo podejmowało optymalne decyzje przy zadanym poziomie niepewności. Umiejętność ta jest po części pochodną takich wewnętrznych charakterystyk firmy jak zasób kapitału ludzkiego oraz nastawienie wobec ryzyka.

Próba odpowiedzi na te niedociągnięcia omówionych modeli jest praca Cressiego [28]. Zaproponowany model teoretyczny tłumaczy, jak w warunkach niepewności kapitał ludzki i finansowy, w połączeniu z awersją do ryzyka i endogeniczną pozycją na rynku wpływa na podejmowane decyzje o dalszej kontynuacji prowadzenia działalności. Ramy teoretyczne tego podejścia wyznacza balansowanie pomiędzy poziomem ryzyka a zyskiem, prawo Gibrata – prawdopodobieństwo danej proporcjonalnej zmiany wielkości pomiędzy dwoma momentami czasu jest takie samo dla wszystkich firm w danej gałęzi, niezależnie od wielkości w punkcie początkowym [65] oraz kapitał ludzki i pozycja na rynku (produktywność przedsiębiorstwa), które zmieniają się w kolejnych okresach. Zgodnie z prawem Gibrata wielkość firmy może być opisana za pomocą procesu błędzenia przypadkowego i to jest niejako punkt wyjścia modelu. Przedsiębiorca może wpływać na tempo wzrostu swojej firmy poprzez wybór pozycji na rynku, która zależy od jego stosunku do ryzyka. Ponadto na wzrost oddziałuje poziom kapitału ludzkiego. Firmy różnią się między sobą w poziomie kosztów wyrażonych jako dodatkowy poziom ryzyka wynikający z szybszego wzrostu. Jak we wszystkich modelach, właściciel dąży do maksymalizacji użyteczności wynikającej z prowadzonej działalności. Jeżeli zysk spadnie poniżej poziomu, który można uzyskać poprzez zatrudnienie środków produkcji w alternatywnej dziedzinie, to firma zaprzestaje produkcję w tym sektorze.

Jako główną implikację tego modelu, jak i tych omówionych we wcześniejszych paragrafach, należy uznać kształt rozkładu wychodzenia z rynku w zależności od wieku firmy. Następuje szybki wzrost w pierwszej fazie cyklu życia, następnie spadek i stabilizacja na niskim poziomie. Daje to przesłanki teoretyczne do wyjaśnienia obserwowanego w badaniach empirycznych wysokiego natężenia wychodzenia z rynku wśród młodych firm. Prawidłowość ta tłumaczona jest wyczerpywaniem się zasobów finansowych zainwestowanych w momencie rozpoczęcia działalności.

2.2 Przegląd prac empirycznych

Ta część pracy jest poświęcona omówieniu wyników prac empirycznych, które stały się podstawą do dokonania klasyfikacji w kolejnym podrozdziale czynników kształtujących żywotność przedsiębiorstw oraz zaprogramowania własnego badania. Najpierw uwaga skupi się na opracowaniach zagranicznych, a na końcu omówione zostaną najważniejsze prace z tej tematyki dotyczące Polski.

Szczególnie interesujące i oryginalne badanie poruszające kwestię żywotności przedsiębiorstw zostało opracowane przez Bates [9]. Unikalność analizy polega na tym, iż skupiono się w niej przede wszystkim na teorii kapitału ludzkiego. W mniejszym stopniu rozważano czynniki tkwiące w przedsiębiorstwie oraz całkowicie pominięto wpływ sektora, w którym prowadzona jest działalność. Analizę przeprowadzono na próbie mężczyzn w Stanach Zjednoczonych, którzy rozpoczęli działalność na własny rachunek w latach 1976 – 1982 i byli obserwowani do roku 1986. Jako zmienne objaśniające prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku użyto szeregu zmiennych mierzonych na poziomie właściciela: wykształcenie, zmienną wskazującą, czy ktoś z najbliższego otoczenia (rodzice, rodzeństwo, znajomi, partner) prowadził własną działalność gospodarczą, doświadczenie menadżerskie – czy przed podjęciem decyzji o samo zatrudnieniu piastował stanowisko kierownicze oraz wiek. Ponadto rozważano, czy firma powstała jako nowa, czy w wyniku przejęcia. Ostatnią klasę regresorów stanowiły zmienne zero – jedynkowe oznaczające rok rozpoczęcia działalności. Jako narzędzia badawczego użyto modelu logitowego, w którym wyjaśniano prawdopodobieństwo, iż podmiot zdoła przetrwać analizowany okres czasu oraz analizy dyskryminacji, której celem było wskazanie zmiennych najlepiej rozróżniających firmy, które przetrwały od bankrutów. Młode jednostki, powstałe jako nowe, a nie na bazie już istniejącego podmiotu, są najbardziej podatne na wyjście z rynku. Jest to wynik zgodny z teorią Jovanovica (rozdział 2.1.1) oraz tezą, iż przejęcie działającej firmy umożliwia korzystanie z wiedzy i doświadczenia w niej tkwiącego. Wśród zmiennych dotyczących kapitału ludzkiego największe znaczenie ma wykształcenie. Uzyskane wyniki są w pełni zgodne z teorią – im wyższy poziom edukacji tym mniejsze prawdopodobieństwo zakończenia działalności. Autor zwrócił uwagę na fakt, iż kapitał ludzki właściciela, a w szczególności jego wykształcenie, jest brane pod uwagę przez instytucje finansowe przy wydawaniu decyzji o przyznaniu kredytu. Zatem zaobserwowana zależność pomiędzy poziomem edukacji a prawdopodobieństwem przetrwania może być pozorna, a rzeczywistym predyktorem żywotności jest wielkość kapitału zainwestowanego w momencie rozpoczęcia działalności. Badanie powtórzono przy użyciu analizy dyskryminacji, gdzie dodatkowo

dołączono informacje o zasobach finansowych. Uzyskane wyniki są całkowicie zgodne z modelem logitowym. Ponadto zmienna wyrażająca wielkość funduszy w punkcie startowym była silnie istotna statystycznie.

Na uwagę zasługuje analiza przeprowadzona przez Brüderl, Preisendörfer i Ziegler [20]. Badanie dotyczy przedsiębiorstw powstałych w latach 1985 – 1986 na terenie Monachium i Górnej Bawarii. Poddano testowaniu szereg hipotez dotyczących teorii kapitału ludzkiego i socjologii organizacji. Tak szerokie spojrzenie na problem żywotności przedsiębiorstw było możliwe dzięki dużej liczbie zmiennych mierzonych na poziomie podmiotu, jak również opisujących założyciela firmy. Badacze posiadali wiedzę na temat poziomu wykształcenia oraz kariery zawodowej właściciela. Była dostępna informacja o tym, czy był on w przeszłości samozatrudniony, czy zajmował stanowisko kierownicze oraz czy jego ojciec prowadził własną działalność gospodarczą. Ponadto dysponowano danymi na temat wielkości podmiotu (liczba pracowników, poziom zainwestowanego kapitału), sposobu powstania – jako nowe lub w wyniku przejęcia. Rozważano również strategie prowadzenia biznesu: działanie w niszach rynkowych lub na wielu rynkach, wytwarzanie samodzielnie innowacji lub ich imitacja oraz obszar prowadzonej działalności – rynek regionalny, krajowy lub międzynarodowy. Nieparametryczna analiza czasu trwania wskazała, iż ryzyko zakończenia działalności rośnie w pierwszej fazie cyklu życia, by następnie zacząć maleć. Dlatego w analizie wpływu mierzalnych czynników na przeżywalność przedsiębiorstw użyto parametrycznego modelu log – logistycznego, którego specyfikacja umożliwia uwzględnienie niemonotonicznej funkcji hazardu. Główne wyniki można streścić w następujący sposób. Wykształcenie, doświadczenie mierzone liczbą lat pracy oraz zatrudnienie w przeszłości w branży, w której obecnie jest prowadzona działalność pozytywnie oddziałuje na prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku. Ponadto większe przedsiębiorstwa i te działające na rynku krajowym cechują się wyższą żywotnością.

Kolejne badanie poruszające kwestię żywotności firm, które moim zdaniem zasługuje na uwagę, to praca przygotowana przez Mata i Portugal [67]. Analiza skupia się na kohorcie przedsiębiorstw przemysłowych w Portugalii, które powstały w roku 1983 i były poddane obserwacji do 1987. Jako zmienne objaśniające długość życia podmiotu użyto logarytmu liczby zatrudnionych pracowników w momencie wejścia na rynek oraz liczbę zakładów, w których prowadzona jest działalność gospodarcza. Ponadto uwzględniono szereg zmiennych objaśniających mierzonych na poziomie sektora gospodarki: stopę wzrostu dla okresu 1982 – 1983, logarytm liczby oraz zatrudnienia w nowo powstałych firmach, logarytm liczby przedsiębiorstw. Użyto też wskaźnika mierzącego minimalną efektywną skalę produkcji

wyrażonego jako logarytm średniej wielkości przedsiębiorstwa. Jako główne narzędzie analityczne wykorzystano semi – parametryczny model proporcjonalnego hazardu Coxa. Odporność uzyskanych wyników sprawdzono pod kątem użytej techniki estymacyjnej – przeprowadzono również analizę za pomocą parametrycznego modelu Weibulla oraz uporządkowanego probitu i logitu. Ponadto zweryfikowano, czy wnioski nie są zaburzone poprzez charakter analizowanego zbioru danych. Analogiczne badanie powtórzono na próbie zawierającej wyłącznie podmioty, które rozpoczęły działalność posiadając tylko jeden zakład. Wykluczenie przedsiębiorstw mających więcej oddziałów tłumaczono możliwością wystąpienia innego mechanizmu kształtującego długość prowadzenia działalności przez firmę. Również sprawdzono odporność wyników pod kątem usunięcia jednostek zatrudniających mniej niż pięciu pracowników, gdyż dobór ich do próby nie był w pełni losowy. Wnioski są spójne pomiędzy zastosowanymi technikami estymacyjnymi, jak i również analizowanymi próbami. Podstawowe implikacje badania można streścić w następujący sposób. Po pierwsze, przeżywalność przedsiębiorstw rośnie wraz z ich wiekiem. Wielkość podmiotu w momencie wejścia na rynek oraz liczba zakładów, w których prowadzona jest działalność, zmniejszają natężenie wychodzenia z rynku. Większe prawdopodobieństwo przetrwania obserwowane jest w sektorach o wysokim tempie wzrostu i małej stopie wejścia na rynek. Ponadto warto wspomnieć, iż zmienna wyrażająca minimalną efektywną skalę produkcji nie ma statystycznie istotnego wpływu na prawdopodobieństwo przetrwania.

Audretsch [5] analizował wpływ działalności innowacyjnej na prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstw przemysłowych. Badanie zostało przeprowadzone na danych dla Stanów Zjednoczonych i obejmowało lata 1976 – 1986. Za główny cel pracy można uznać próbę wyjaśnienia systematycznych różnic w żywotności firm pomiędzy różnymi sektorami przemysłowymi. Według autora publikacji ważnymi czynnikami kształtującymi długość prowadzenia działalności jest natężenie działalności innowacyjnej w sektorze oraz poziom korzyści ze skali produkcji. Jako narzędzie analityczne został użyty model logitowy objaśniający prawdopodobieństwo przetrwania nowo powstałej firmy. Wśród zmiennych niezależnych uwzględniono minimalną efektywną skalę produkcji w sektorze wyrażoną jako średnia wielkość największych przedsiębiorstw, które wytworzyły połowę dostarczonych dóbr na rynek. Ponadto rozważono wielkość podmiotu rozumianą jako liczba pracowników, a w celu uchwycenia wpływu aktywności innowacyjnej w gałęzi umieszczono w modelu zmienną będącą stosunkiem łącznej liczby innowacji do całkowitego zatrudnienia w sektorze. Również użyto wskaźnika mierzącego znaczenie działalności badawczo – rozwojowej w

grupie najmniejszych podmiotów. Wyrażono go jako iloraz liczby innowacji wprowadzonych przez podmioty zatrudniające mniej niż 500 pracowników do ich łącznego poziomu zatrudnienia. Przesłanki za uwzględnieniem tej ostatniej zmiennej są następujące. Stopa wejścia na rynek jest największa w gałęziach o dużym natężeniu działań innowacyjnych, w szczególności gdzie małe przedsiębiorstwa wdrażają nowe technologie. Oczywiście nie wszystkie nowe firmy będą w stanie wytworzyć dobro finalne, które znajdzie uznanie w oczach konsumentów. Im wolniejszy jest proces nauki i niespokojne otoczenie rynkowe, tym trudniej będzie młodym przedsiębiorstwom przetrwać. Zatem prawdopodobieństwo przeżycia dla podmiotów, które dopiero co rozpoczęły swoją działalność będzie niewielkie w sektorach o dużym natężeniu działań badawczo – rozwojowych, gdzie wysoką stopę innowacyjności mają małe firmy. Ostatnia zmienna użyta w modelu to stopa wzrostu gałęzi. Celowość jej rozważenia można poprzeć tym, iż mierzy ona warunki popytowe panujące na rynku. Pierwsza część analizy polegała na estymacji modelu logitowego, w którym wyjaśniano prawdopodobieństwo przeżycia całego badanego okresu czasu, czyli 1976 – 1986. Uzyskane wyniki są całkowicie zgodne z teorią: mniejsze prawdopodobieństwo przeżycia zaobserwowano w sektorach o dużym natężeniu działań innowacyjnych, gdzie znaczącą rolę we wdrażaniu nowych technologii mają podmioty najmniejsze. Ponadto korzyści ze skali produkcji wpływają negatywnie na przetrwanie nowych przedsiębiorstw. Pozytywny efekt ma natomiast wielkość podmiotu oraz tempo wzrostu gałęzi. Bardzo interesujące i warte przytoczenia wnioski uzyskano na podstawie estymacji modelu logitowego, gdzie ograniczono się do podpróby przedsiębiorstw, które zdołały przetrwać do roku 1984. Zatem wyjaśniano prawdopodobieństwo przetrwania okresu 1984 – 1986, pod warunkiem, iż firma działa do roku 1984. Oszacowania parametrów przy obu zmiennych mierzących poziom działań badawczo – rozwojowych (stosunek łącznej liczby innowacji do całkowitego zatrudnienia w sektorze oraz iloraz liczby innowacji wprowadzonych przez podmioty zatrudniające mniej niż 500 pracowników do ich łącznego poziomu zatrudnienia) zmieniły znaki na dodatnie. Można więc stwierdzić, iż pod warunkiem przetrwania pierwszych ośmiu lat, firmy działające w sektorach innowacyjnych mają większe prawdopodobieństwo przeżycia kolejnych dwóch lat. Nieprzyjazne otoczenie będące w pierwszej fazie barierą dla utrzymania się na rynku, stopniowo staje się czynnikiem promującym ich rozwój.

Boeri i Bellmann [15] analizowali wpływ cyklu koniunkturalnego na żywotność i tempo wzrostu nowo powstałych firm przemysłowych w Niemczech. Jest to zatem odmienne podejście do problemu – w literaturze dominują badania skupiające się na strukturalnych czynnikach kształtujących zachowanie podmiotów we wczesnej fazie życia takich jak

innowacyjność, czy zakres korzyści ze skali produkcji w sektorze. Tego typu badanie było możliwe dzięki dostępowi do danych, które obejmowały stosunkowo długi okres czasu od 1978 do 1992, na który przypadły dwa szczyty (1979 i 1990 – 1991) oraz recesja (1981 – 1982). Analiza polegała na estymacji modelu logitowego osobno dla poszczególnych sektorów, gdzie jako zmienne objaśniające użyto liczbę nowo powstałych przedsiębiorstw, wiek podmiotu, poziom innowacyjności w sektorze, wyrażony za pomocą udziału nowych dóbr oraz produktów, do których wytworzenia użyto nowych technologii. W celu uchwycenia wpływu otoczenia makroekonomicznego uwzględniono również stopę zmian bezrobocia. Próbowano również użyć inną zmienną wyrażającą moment cyklu koniunkturalnego – stopę wzrostu PKB. Jednakże ogólne wnioski nie uległy zmianie, gdyż oba wskaźniki wykazywały silną ujemną korelację. Jako główny wynik z przeprowadzonej analizy można uznać brak istotnej statystycznie zależności pomiędzy prawdopodobieństwem przetrwania a zagregowanymi fluktuacjami makroekonomicznymi. Jest to sprzeczne z punktem widzenia, że recesja jest okresem „czystki”, gdzie silnie działa Schumpeterowski proces kreatywnej destrukcji, który powoduje, iż mniej efektywne jednostki wychodzą z rynku. Zamiast koncentracji w okresach dekoniunktury, odsetek nowo powstałych firm wychodzących z rynku jest duży w każdej fazie cyklu.

Tveteras i Eide [101] analizowali ryzyko zakończenia działalności w grupie dziesięciu kohort norweskich przedsiębiorstw przemysłowych w okresie 1977 – 1992. Jak sami podkreślali, głównym celem badania było sprawdzenie, czy istnieją strukturalne różnice przekładające się na dysproporcje w przeżywalności pomiędzy firmami powstałymi jako nowe jednostki i tymi utworzonymi jako kolejne zakłady już istniejącego podmiotu. Ponadto wzięto pod uwagę różnice pomiędzy sektorami gospodarczymi, poprzez skorygowanie zmiennych mierzonych na poziomie przedsiębiorstwa za pomocą mierników wyrażających minimalną efektywną skalę produkcji, intensywność kapitału czy zyskowność działalności w danej gałęzi. Warto zwrócić uwagę, iż badanie przeprowadzono dla kraju skandynawskiego, charakteryzującego się odmiennym otoczeniem socjo – ekonomicznym niż w krajach Europy Zachodniej, Stanach Zjednoczonych czy Kanadzie. Długi horyzont czasowy, obejmujący łagodną recesję (1982 – 1983), ożywienie gospodarcze (1985 – 1986) i poważną recesję (1988 – 1991) umożliwił również zbadanie wpływu cyklu koniunkturalnego na natężenie wychodzenia z rynku. Jako narzędzie analityczne został użyty semi – parametryczny model proporcjonalnego hazardu Coxa. W celu lepszego uchwycenia różnic strukturalnych pomiędzy żywotnością przedsiębiorstw powstałych jako część już istniejącego podmiotu lub jako zupełnie nowe, uwzględniono interakcję między tą zmienną a pozostałymi czynnikami.

Za najważniejszy wynik badania należy uznać wykrycie istotnych statystycznie różnic pomiędzy oboma wymienionymi powyżej sposobami rozpoczęcia działalności gospodarczej. W przypadku przedsiębiorstw powstałych jako nowe, ryzyko zakończenia działalności w większym stopniu zależy od wielkości podmiotu mierzonego poziomem zatrudnienia na poziomie jednostki. Mniejsze znaczenie ma relatywna wielkość – iloraz liczby pracowników do średniego poziomu zatrudniania dla danej branży. W przypadku zakładów powstałych jako filie działających już firm, istotny statystycznie wpływ na prawdopodobieństwo przetrwania ma natomiast relatywna wielkość, natomiast rozmiar absolutny nie ma znaczenia. Uzyskane wyniki mogą oznaczać, iż obie zmienne wyrażające poziom zatrudnienia odpowiadają za różne nieobserwowalne czynniki kształtujące żywotność podmiotów gospodarczych. Wielkość w wyrażeniu absolutnym może być skorelowany z możliwościami przedsiębiorstwa do pozyskiwania kapitału na dalszy rozwój. Najprawdopodobniej mierzy również korzyści związane ze zwiększeniem wielkości podmiotu. Druga zmienna wyraża lukę pomiędzy wielkością jednostki a minimalną efektywną skalą produkcji. Wyniki wskazujące, iż przeżywalność przedsiębiorstw powstałych jako odrębne jednostki jest mniej wrażliwa na relatywny poziom zatrudnienia sugeruje, iż działają one na rynkach niszowych, charakteryzujących się małą skalą produkcji, którymi konsorcja składające się z wielu podmiotów nie są zainteresowane.

Kolejne badanie zasługujące na uwagę zostało przeprowadzone przez Segarra i Callejón [88]. Przedmiotem analizy były przedsiębiorstwa przemysłowe w Hiszpanii powstałe w 1994 roku i obserwowane do 1998 roku. Po pierwsze, dokonano porównania sektorów podzielonych według klasyfikacji zaproponowanej przez OECD. Wyróżniono gałęzie o dużej intensywności wykorzystania naturalnych zasobów, o wysokiej pracochłonności, o dużych korzyściach ze skali produkcji, sektory o znacznym zróżnicowaniu dostarczanych dóbr i usług oraz te charakteryzujące się istotnymi nakładami na badania i rozwój. Uzyskane wyniki pokazują, iż właściwości gałęzi gospodarki związane z wykorzystaniem technologii produkcji, warunkami popytowymi oraz natężeniem konkurencji są istotnymi czynnikami kształtującymi dynamikę struktury przedsiębiorstw obecnych na rynku. Największą burzliwość, rozumianą jako suma stóp wejścia i wyjścia, zaobserwowano dla działalności charakteryzowanych dużą pracochłonnością, gdzie koszty wejścia są stosunkowo niskie, ale jest silna konkurencja. Sektory wyróżniające się wysokimi nakładami w momencie startu, czyli te o wysokich korzyściach ze skali produkcji oraz bazujące na zasobach naturalnych, odznaczały się najmniejszą burzliwością. Wysokie prawdopodobieństwo zakończenia działalności występuje w gałęziach o dużych nakładach na badania i rozwój oraz cechujących

się wysoką pracochłonnością. Oznacza to, iż największe ryzyko związane jest ze środowiskiem innowacyjnym oraz odznaczającym się wysokim natężeniem konkurencji. Jako regresory w modelu proporcjonalnego hazardu Coxa, oprócz liczby zatrudnionych pracowników, użyto wyłącznie zmienne mierzone na poziomie sektora. Opisywały one tempo wzrostu gałęzi, wydatki na reklamę oraz badania i rozwój, stopę wejścia na rynek, odsetek przedsiębiorstw, które w momencie rozpoczęcia działalności zatrudniały co najwyżej pięciu pracowników oraz mobilność rozumianą jako procent firm, które zmieniły przynależność do klasy wielkości. Podstawowe wyniki można scharakteryzować w następujący sposób. Tempo wzrostu sektora wpływa pozytywnie na prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstwa. Wysokie nakłady na reklamę w danej branży zwiększają szanse wyjścia z rynku nowo powstałej jednostki. Zatem w tych dziedzinach życia gospodarczego, gdzie reputacja dostawcy dóbr i usług finalnych ma znaczenie, nowe firmy napotykać na poważne bariery i szybciej kończą swoją aktywność. Wydatki ponoszone na badania i rozwój w sektorze zmniejszają żywotność nowych podmiotów gospodarczych. Jest to zgodne z koncepcją Geroskiego [40], iż przeżywalność jest niższa w sektorach odznaczających się dużym natężeniem działań innowacyjnych, gdzie stopa wejścia jest duża, ale i ryzyko bankructwa również, jako efekt niepewności związanej ze wdrażaniem innowacji. Wielkość podmiotu w momencie rozpoczęcia działalności wpływa dodatnio na szanse utrzymania się na rynku. Decyzję o prowadzeniu aktywności na dużą skalę już na starcie można interpretować jako silne przeświadczenie właściciela o sukcesie w przyszłości oraz jako strategię mającą na celu wyeliminowanie ryzyka zakończenia działalności w wyniku suboptymalnej skali produkcji. Mobilność w sektorze można interpretować jako miernik elastyczności tego, na ile nowe przedsiębiorstwa dostosowują swoją wielkość do panujących warunków na rynku. Ponadto wskazuje jak szybko firmy osiągają minimalną efektywną skalę produkcji. Oszacowanie parametru przy tej zmiennej jest ujemne, zatem większa mobilność zmniejsza ryzyko zakończenia działalności, co jest zgodne z przytoczonymi powyżej tezami. Interesującym komentarzem została opatrzona interpretacja oszacowań parametrów przy zmiennej wyrażającej odsetek firm w sektorze, które w momencie rozpoczęcia działalności zatrudniały co najwyżej pięciu pracowników oraz stopie wejścia. Każda z nich odpowiada za pomiar dwóch sił: barier wejścia i natężenia konkurencji. Jeżeli w sektorze obserwujemy dużą liczbę nowo powstałych firm o stosunkowo niewielkich rozmiarach, to może to sugerować, iż bariery wejścia nie odgrywają tutaj istotnej roli. Z drugiej strony, można to utożsamiać z silną konkurencją. W zależności od tego, który z efektów lepiej mierzy ta zmienna, to otrzymamy odpowiednio ujemne lub dodatnie oszacowanie parametru w modelu Coxa. Podobnie w

przypadku stopy wejścia dla danego sektora – jeżeli jest ona wysoka, to można to rozumieć jako brak poważnych barier wejścia, ale jednocześnie oznacza to wysoki stopień konkurencji. W przeprowadzonym badaniu dla pierwszej ze zmiennych uzyskano dodatnie, a dla drugiej ujemne oszacowanie parametru. Interpretacja autorek publikacji jest następująca: odsetek nowych przedsiębiorstw zatrudniających co najwyżej pięciu pracowników mierzy siłę konkurencji w sektorze, natomiast stopa wejścia odpowiada za bariery wejścia.

Wyróżniające się badanie podejmujące kwestię żywotności nowo powstałych firm zostało przeprowadzone przez Abdesselam, Bonnet i Le Pape [2]. Unikatowość analizy polega przede wszystkim na charakterze danych. Otóż obserwacji zostały poddane przedsiębiorstwa powstałe we Francji w 1994, które prowadziły działalność w sektorze przemysłowym, budownictwym, handlu i usługach. Do tej pory dominowały publikacje podnoszące kwestię żywotności firm przede wszystkim w przemyśle. Ponadto dane były zbierane w oparciu o bardzo rozbudowany kwestionariusz, dzięki czemu autorzy posiadali szereg informacji na temat samego właściciela – płeć, wiek, status na rynku pracy przed rozpoczęciem własnej działalności, wykształcenie oraz informację o tym, czy ktoś z najbliższego otoczenia był lub jest samo zatrudniony. Także dostępna była informacja o tym, czy przedsiębiorca przed rozpoczęciem własnej działalności korzystał ze szkoleń. Zatem dane umożliwiały sprawdzenie, jak żywotność przedsiębiorstwa zależy od kapitału ludzkiego właściciela. Tego typu analizy stanowią rzadkość w literaturze, dominuje podejście uzależniające długość życia firmy od czynników tkwiących w niej samej oraz bodźców związanych z sektorem prowadzonej aktywności. Oczywiście jest to wynikiem braku dostępności danych, w których tak szerokiemu wywiadowi byłby poddany założyciel przedsiębiorstwa. Ankieta zawierała również pytania o sposób powstania firmy, jej wielkość (liczba pracowników oraz poziomu inwestycji w momencie startu), źródło finansowania przedsięwzięcia, charakter i obszar prowadzonej działalności. Głównym narzędziem statystycznym użytym w badaniu była analiza dyskryminacji, gdyż starano się stwierdzić jakie cechy najlepiej odróżniają przedsiębiorstwa, które przetrwały analizowany okres od tych, które wyszły z rynku. Wśród firm, które zakończyły działalność dominują małe podmioty, kierowane przez młode kobiety bez wykształcenia wyższego, które nie uzyskały kredytu bankowego na sfinansowanie przedsięwzięcia. Firmy działające w długim horyzoncie czasowym to jednostki powstałe w wyniku przejęcia, kierowane są przez osoby w średnim wieku o wyższym wykształceniu i posiadające doświadczenie wynikające z pracy w branży w przeszłości. Dominują tutaj podmioty, które uzyskały kredyty bankowe finansujące rozpoczęcie działalności.

Niezwykle interesujące badanie determinantów kształtujących aktywność przedsiębiorstw zostało przeprowadzone przez Esteve-Perez i Mañez-Castillejo [35]. Autorki szczególnie podkreślają znaczenie danych w tego typu analizach. Zwracają uwagę, iż wiele badań bazuje na analizie małej liczby kohort przedsiębiorstw, w krótkim horyzoncie czasowym po wejściu na rynek. Odporność uzyskanych wyników w dużej mierze zależy od tego, na ile analizowane kohorty są reprezentatywne oraz właściwości analizowanego okresu czasu (recesja czy ożywienie gospodarcze). Zwracają uwagę, iż moment wejścia na rynek może być ważnym predyktorem tego, jakie wyniki finansowe podmioty będą osiągać i tym samym jak długo będą prosperować na rynku. W swej pracy wykorzystywały próbę składającą się z 2028 firm, zarówno nowo powstałych, jak i będących na rynku od dłuższego czasu, które prowadziły działalność gospodarczą w roku 1990. Wykorzystanie danych zawierających podmioty, które dopiero, co weszły na rynek i te działające na nim przez długi czas, umożliwiło przeprowadzenie wnikliwej analizy wpływu wieku przedsiębiorstwa na prawdopodobieństwo przetrwania. W analizie wykorzystano szeroki wachlarz narzędzi analitycznych. Zastosowano metody nieparametryczne – testy na równość funkcji przetrwania w podgrupach wyodrębnionych za pomocą zmiennych jakościowych, podejście parametryczne oraz semiparametryczny model proporcjonalnego hazardu z efektami losowym w celu kontroli nieobserwowalnej heterogeniczności, będącej efektem braku możliwości monitorowania pewnych charakterystyk na poziomie przedsiębiorstwa (na przykład zmiennych opisujących właściciela – menadżera). Za najważniejszy wynik przeprowadzonego badania można uznać charakter zależności między wiekiem a ryzykiem zakończenia działalności. W pierwszej fazie cyklu życia natężenie wyjścia z rynku rośnie, potem maleje by znów zacząć rosnąć. Ponadto wskazano szereg czynników kształtujących żywotność przedsiębiorstw. Firmy prowadzące działalność badawczo – rozwojową, ponoszące nakłady na reklamę, bardziej wydajne i operujące na rynku międzynarodowym mają mniejsze prawdopodobieństwo wyjścia z rynku.

Strotmann [94] analizował żywotność nowo powstałych firm działających w sektorze przemysłowym w Niemczech w latach 1981 – 1994. Badanie skupiło się na czynnikach tkwiących w samym przedsiębiorstwie, jak i gałęzi gospodarki. Ponadto uwzględniono wpływ poziomu urbanizacji oraz sytuacji makroekonomicznej. W badaniu wykorzystano zarówno parametryczne, jak i semiparametryczne modele czasu trwania. Problem nieobserwowalnej heterogeniczności, który w tym badaniu mógł wystąpić jako efekt nie uwzględniania charakterystyk właściciela – menadżera, rozwiązano przy użyciu modelu z efektami losowymi. Natężenie zakończenia działalności rośnie w pierwszej fazie po wejściu na rynek,

osiąga maksimum po około dwóch latach a następnie monotonicznie maleje. Największe prawdopodobieństwo zakończenia działalności występuje w grupie przedsiębiorstw najmniejszych, działających w sektorze o dużej minimalnej efektywnej skali produkcji, małym tempie wzrostu oraz cechującym się pokaźną liczbą wejść na rynek. W obszarach o dużym poziomie urbanizacji żywotność podmiotów gospodarczych jest mniejsza. Ponadto stwierdzono dodatnią zależność między cyklem koniunkturalnym a prawdopodobieństwem przetrwania. Uzyskane wyniki dla różnych podejść estymacyjnych (semiparametryczny model proporcjonalnego hazardu Coxa, modele parametryczne) okazały się być bardzo zbliżone i odporne na występowanie nieobserwowalnej heterogeniczności.

W Polsce problematyka przetrwania przedsiębiorstw jest dziedziną stosunkowo mało znaną. Dostępne prace empiryczne podejmują tę kwestię w sposób uproszczony, pomijając wiele istotnych i zarazem interesujących zagadnień. W dalszej części tego rozdziału omówione zostaną główne wnioski z najważniejszych, zdaniem autora, badań skupiających się na żywotność podmiotów gospodarczych w Polsce po roku 1989.

Analizy prowadzone pod kierunkiem Jacksona, Klicha i Poznańskiej [51, 52] opierały się na udostępnionej przez GUS bazie danych obejmującej wszystkie firmy działające w gospodarce polskiej i zatrudniające powyżej pięciu pracowników, które podlegały sprawozdawczości GUS. Horyzont badania przypada na lata 1990 – 1997, a same analizy przeprowadzono w podziale na przedsiębiorstwa państwowe, prywatne i zagraniczne – te, w których udział kapitału zagranicznego w ogólnej wartości kapitału zakładowego był większy niż 50%. Charakter zbioru danych umożliwił wyodrębnienie w każdym roku firm nowo powstałych i śledzenie ich zachowania w kolejnych okresach. Analizy statystyczne opierały się w dużej mierze na modelu ewolucyjnym, który nawiązuje do Schumpeterowskiej idei kreatywnej destrukcji. Wyższą stopą przetrwania pierwszego roku po wejściu na rynek we wszystkich kohortach cechują się firmy z kapitałem zagranicznym. Jednak po przekroczeniu drugiego roku różnice w prawdopodobieństwie dalszej kontynuacji działalności pod warunkiem, iż firma utrzymała się do tego momentu przestają być już istotne. Tym samym obecność kapitału zagranicznego ma szczególnie duże znaczenie w pierwszej fazie cyklu życia. Wyższa żywotność przedsiębiorstw z udziałem kapitału zagranicznego w dużej mierze jest konsekwencją tego, iż są to podmioty większe. Autorzy próbując wyjaśnić tę prawidłowość spekulują, iż są to jednostki o wyższych zasobach finansowych oraz bardziej doświadczonej kadrze zarządzającej. Ponadto stwierdzono, iż prawdopodobieństwo przetrwania pierwszego roku dla kolejnych kohort jest coraz wyższe. Jest to konsekwencja poprawy sytuacji ekonomicznej kraju oraz, zdaniem autorów, surowszego procesu selekcji w

momencie wejścia na rynek i poprawie sposobu zarządzania przedsiębiorstwami. W badaniu tym skupiono się przede wszystkim na czynnikach regionalnych, pomijając całkowicie kwestie związane z cechami właściciela czy czynnikami tkwiącymi w samym przedsiębiorstwie. Żywotność przedsiębiorstw uzależniono, między innymi, od gęstość zaludnienia, położenie regionu wzdłuż granicy zachodniej, co miało wyrażać korzyść geograficzną. Ponadto uwzględniono liczbę głównych siedzib oraz liczbę oddziałów banków, oba czynniki w przeliczeniu na jednego mieszkańca. Zmienne te miały mierzyć dostępność do usług bankowych. Również badano wpływ wybranych czynników o charakterze infrastrukturalnym – liczba dróg w przeliczeniu na 1000 km², czy liczba telefonów w przeliczeniu na 100 mieszkańców. W analizie uwzględniono także udziały liczby zatrudnionych w dużych przedsiębiorstwach państwowych w 1990 roku oraz liczby osób zatrudnionych w rolnictwie w ogólnej liczbie ludności czynnej zawodowo. Żywotność i rozwój firm uzależniano także od stopy bezrobocia oraz średniego czasu kształcenia w regionie. Nie stwierdzono istotnych zależności pomiędzy prawdopodobieństwem przetrwania oraz tempem wzrostu firm a czynnikami regionalnymi i poziomem rozwoju infrastruktury, zarówno w grupie przedsiębiorstw krajowych, jak i zagranicznych. Jedynym regionalnym czynnikiem kształtującym w sposób istotny żywotność przedsiębiorstw jest gęstość zaludnienia – wielkość rynku wpływa na wydłużenie okresu prowadzenia działalności. W mniejszym stopniu prawdopodobieństwo kontynuacji produkcji było zależne od liczby aparatów telefonicznych w przeliczeniu na jednego mieszkańca (zależność pozytywna) oraz procentu pracowników zatrudnionych w dużych firmach państwowych (wpływ negatywny). W świetle przeprowadzonego badania, najważniejszym czynnikiem wpływającym na żywotność podmiotów gospodarczych są cechy samych kohort, a nie czynniki zewnętrzne. Ponadto autorzy podkreślili, iż czynniki regionalne w o wiele większym stopniu kształtują stopę zakładania nowych podmiotów gospodarczych, niż ich żywotność czy tempo wzrostu. I tak istotnymi zmiennymi wpływającymi na stopę wejścia na rynek był odsetek osób pracujących w rolnictwie, gęstość zaludnienia, obecność dużych państwowych zakładów czy dostęp do oddziałów banków.

Niewątpliwie wśród zalet powyżej omówionego badania należy wskazać szeroką gamę czynników regionalnych wziętych pod uwagę, stosunkowo długi horyzont badawczy oraz dużą zbiorowość badanych przedsiębiorstw. Jednakże krytycznie należy ocenić nie uwzględnienie branży, w której prowadzona jest działalność oraz całkowite pominięcie czynników tkwiących w samej firmie lub tych związanych z osobą właściciela.

Kolejne badanie podejmujące kwestię żywotności przedsiębiorstw zostało przeprowadzone przez zespół pod kierunkiem Franciszka Bławata [14]. Materiał statystyczny stanowiło 186 małych i średnich przedsiębiorstw, które prowadziły działalność gospodarczą w roku 1992 i były zlokalizowane na terenie ówczesnego województwa gdańskiego. Analizowane firmy działały w następujących branżach: przemyśle spożywczym, drzewnym, włókienniczym oraz odzieżowym. Cel analizy to wskazanie czynników zwiększających prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku w horyzoncie czasowym 1992 – 1996 rok. Wśród charakterystyk kształtujących żywotność przedsiębiorstw rozważano: rodzaj branży, wielkość przedsiębiorstwa, płeć i poziom wykształcenia właściciela, poziom techniczny urządzeń i maszyn oceniony przez przedsiębiorcę, bariery wzrostu, planowaną przez przedsiębiorcę stopę wzrostu firmy oraz liczbę form odbioru produktów. Analiza była przeprowadzana w dwóch etapach. Pierwszy polegał na analizie jednoczynnikowej. Badano wówczas wpływ każdego ze wskazanych charakterystyk osobno na żywotność przedsiębiorstw przy użyciu testu niezależności chi – kwadrat. Druga faza analizy to podejście wieloczynnikowe przy użyciu regresji logitowej. Badano tutaj jednoczesny wpływ wybranych zmiennych na prawdopodobieństwo przetrwania firmy. Analiza jednoczynnikowa wskazała, iż małe firmy działające w branży odzieżowej, koordynowane przez kobiety o podstawowym poziomie wykształcenia, które uznały niewystarczający popyt za barierę wzrostu, były najbardziej zagrożone zaprzestaniem funkcjonowania. Jednak to podejście nie uwzględnia tego, iż wskazane czynniki mogą być ze sobą skorelowane. I tak, firmy zarządzane przez kobiety dominowały w branży odzieżowej. Model logitowy umożliwia poddanie analizie jednoczesnego wpływu wybranych charakterystyk. Autorzy zdecydowali się na rozważanie w drugiej części analizy tylko tych czynników, które miały zdecydowanie najsilniejszy wpływ w podejściu jednoczynnikowym i tym samym uwzględniono tylko rodzaj branży, wielkość przedsiębiorstwa, płeć właściciela oraz dostrzeżone przez przedsiębiorcę bariery wzrostu.

Uzyskane wyniki należy przyjąć z dużą ostrożnością. Po pierwsze, liczba analizowanych przedsiębiorstw była niewielka oraz pominięto bardzo ważny czynnik wpływający na żywotność firmy – jej wiek. Przez to oszacowany wpływ wielkości przedsiębiorstwa został wzmocniony, gdyż obie zmienne są dodatnio skorelowane – starsze podmioty są na ogół również większe oraz mają pozytywny wpływ na żywotność. Ponadto analiza ogranicza się wyłącznie do przedsiębiorstw z branży przemysłowej. Można oczekiwać, iż oddziaływanie wyróżnionych czynników może być odmienne, na przykład,

w sektorze usług. Również pominięto czynniki regionalne, takie jak gęstość zaludnienia, rozwój infrastruktury czy poziom bezrobocia.

Analiza żywotności przedsiębiorstw jest poruszana również w badaniach prowadzonych przez pracowników GUSu. Zespół kierowany przez Izabelę Zagoździńską [103] zajmował się warunkami powstawania oraz perspektywami rozwojowymi mikro przedsiębiorstw powstałych w roku 2002. Rozważano firmy, które podjęły działalność z zakresu przemysłu, budownictwa, handlu, hoteli i restauracji, transportu oraz obsługi nieruchomości i firm. Badano stopę przeżycia do roku 2006 w różnych podziałach zbiorowości wyjściowej. Największą żywotnością odnotowały jednostki w przemyśle, transporcie oraz obsłudze nieruchomości i firm. Natomiast najniższy wskaźnik przeżycia zaobserwowano w obszarze hoteli i restauracji. Ponadto firmy posiadające osobowość prawną oraz zatrudniające pracowników najemnych mają większą szansę na kontynuowanie działalności w długim horyzoncie czasowym. Rozważano również wpływ charakterystyk założyciela firmy. W świetle uzyskanych wyników, najwyższe prawdopodobieństwo przetrwania występuje w grupie przedsiębiorstw zarządzanych przez mężczyzn z wykształceniem wyższym należących do grupy wiekowej 45 – 49. Należy ubolewać, iż autorzy analizy nie uwzględnili żadnych czynników regionalnych oraz stosowali w analizie jako narzędzie badawcze wyłącznie proste zestawienia tabelaryczne.

Śledząc dotychczas przeprowadzone badania żywotności przedsiębiorstw w Polsce, można dojść do wniosku, iż brakuje na tym polu pracy bardziej szerokiej, gdzie uwzględnionoby zarówno czynniki tkwiące w samej firmie, cechy właściciela jak i zmienne mierzone na poziomie regionalnym. Ponadto zastrzeżenia budzą wykorzystywane narzędzia statystyczne, które nie są przystosowane do analizy danych czasu trwania i rzadko wykraczają poza proste zestawienia tabelaryczne. Niniejsza publikacja stanowi ważne uzupełnienie w obu nadmienionych kwestiach.

2.3 Czynniki aktywizujące przeżywalność firmy

Jak pokazują przytoczone badania w poprzednim podrozdziale, teorie przeżywalności firmy zawierają bogatą listę czynników. Można je usystematyzować dokonując podziału na te tkwiące w samym przedsiębiorstwie (wiek, wielkość, strategia działania), otoczeniu (sektor, region, bodźce makroekonomiczne i otoczenie instytucjonalne) oraz charakterystyki właściciela – menadżera. Wielu badaczy skupia się na analizie cech założyciela podmiotu, uważając go za głównego twórcę sukcesu firmy. Psychologowie patrzą na przedsiębiorcę przez pryzmat jego cech takich jak potrzeba samorealizacji, satysfakcja, chęć sprostania

kolejnym wyzwaniom [20]. Z punktu widzenia ekonomistów są oni koordynatorami, jednostkami przyjmującymi na siebie pewne ryzyko lub też innowatorami, którzy wyznaczają nowe trendy [49]. Socjologowie natomiast skupiają swą uwagę na charakterystykach socjo – demograficznych właściciela firmy, które są w stanie zapewnić sukces jego przedsięwzięciu [70]. Jednakże nie należy bezkrytycznie akceptować tezę, iż właściciel jest sercem i mózgiem od którego właściwości zależy praktycznie wszystko. Należy zwrócić uwagę, iż wyniki prac empirycznych mogą być obciążone, gdyż zwykle łatwo obserwowane są tylko takie cechy jak wiek, płeć czy wykształcenie, a brak jest na przykład informacji o historii na rynku pracy (czy pracował już w danej branży, czy zajmował stanowisko kierownicze, czy był już samo zatrudniony). Ponadto różne sfery działalności gospodarczej będą wymagać innych właściwości od właściciela i stąd zapewne wynikają problemy ze stworzeniem „wzorcowego przedsiębiorcy”, którego firma będzie generowała ponadprzeciętne przychody i działała w długim horyzoncie czasowym.

Nowoczesne teorie socjologii organizacji są sceptyczne w patrzaniu na sukces podmiotu wyłącznie przez pryzmat cech właściciela. Jeżeli na organizację popatrzymy jako twór polityczny, to osiągany wynik w dużej mierze zależy od dynamiki zewnętrznych koalicji. Lawrence i Lorsch [61] wskazują poziom technologii oraz warunki zewnętrzne jako podstawowe determinanty sukcesu przedsiębiorstwa. Podejście ekologiczne kładzie również nacisk na czynniki zewnętrzne [20], natomiast teorie oparte na zasobach koncentrują się na zmiennych mierzonych na poziomie przedsiębiorstwa [35]. Zatem socjologia organizacji akcentuje znaczenie strukturalnych charakterystyk podmiotu oraz czynników tkwiących w otoczeniu.

2.3.1 Kapitał ludzki

Koncepcja kapitału ludzkiego jako wyjaśnienie przeżywalności przedsiębiorstw jest szeroko poruszana w literaturze. Analizie poddaje się takie cechy właściciela jak wykształcenie, historia kariery zawodowej, otoczenie rodzinne, wiek i wiele innych. Na wstępie warto prześledzić mechanizm za pomocą którego kapitał ludzki wpływałby pozytywnie na przeżywalność podmiotów. Rentowność nowo powstałego przedsiębiorstwa i jego żywotność są ze sobą bezpośrednio związane. Większy zasób kapitału ludzkiego zwiększa produktywność, co przekłada się na wyższe zyski. Ponadto właściciel jest bardziej efektywny w zarządzaniu podmiotem, nadzorowaniu procesu produkcyjnego, pozyskiwaniu środków pieniężnych od inwestorów oraz rozprowadzaniu dobra finalnego na rynku. Te ostatnie jest szczególnie istotne w sektorze usług, gdzie klienci wybierają firmę często na

podstawie cech właściciela (np. edukacja), gdyż poziom świadczeń nie jest łatwo mierzalny. Ponadto instytucje finansowe podejmują decyzje o udzieleniu kredytu biorąc pod uwagę składniki kapitału ludzkiego. Podsumowując, cechy właściciela są analizowane przez klientów, inwestorów, banki oraz innych uczestników rynku, od których decyzji zależy sukces przedsiębiorstwa.

Można wskazać również inny mechanizm predysponujący właścicieli o wyższym kapitale ludzkim do stworzenia podmiotu działającego skutecznie w długim horyzoncie czasowym. Osoby takie będą cechować się wyższymi zarobkami jako pracownicy najemni. Zatem w momencie podjęcia decyzji o samozatrudnieniu dysponują większym zasobem kapitału, przez co już na starcie uzyskują przewagę. Ponadto mogą trafnie znajdować nisze rynkowe zapewniające wyższe zyski i mieć łatwiejszy dostęp do informacji. Z drugiej strony osoby o gorszych kwalifikacjach często są zmuszone do prowadzenia własnej działalności ze względu na problemy ze znalezieniem pracy. Jeżeli decyzja o samozatrudnieniu jest podjęta na skutek bezrobocia, to takie jednostki mogą nie zadać sobie wystarczającego trudu w celu wyszukania dobrych okazji, odpowiedniego rynku czy przygotowania dokładnego planu działania. Zatem kapitał ludzki będzie działał na zasadzie mechanizmu selekcji. Osoby lepiej wykształcone, posiadające doświadczenie biznesowe są bardziej predysponowane do założenia firmy dobrze prosperującej [20].

W badaniach poruszających kwestię przeżywalności podmiotów gospodarczych przewija się wiele zmiennych mierzących kapitał ludzki. Dominuje poziom wykształcenia oraz doświadczenie zawodowe, wyrażone zwykle za pomocą liczby lat pracy w branży, w której prowadzona jest własna działalność. Ważnym indykatorem jest również to, czy dana osoba była już w przeszłości samozatrudniona. Prowadzenie własnego biznesu można traktować jak proces prób i błędów. W takim razie wiedza nabyta w przeszłości przy kierowaniu firmą będzie procentować przy obecnym przedsięwzięciu. Kolejna ważna kwestia to zarządzanie ludźmi. Jeżeli właściciel podmiotu decyduje się na angaż pracowników, to samozatrudnienie staje się „nową jakością”. Zatem również znaczenie będzie miało doświadczenie zdobyte podczas piastowania stanowiska kierowniczego w przeszłości, nie koniecznie we własnej firmie [20]. W literaturze przedmiotu szeroko analizowanym wątkiem jest również to, czy rodzice prowadzili własną działalność gospodarczą [10, 23]. Dzieci osób samozatrudnionych zwykle mają dostęp do miejsca pracy rodziców już od wczesnego dzieciństwa, przez co nabywają skłonność i umiejętność do prowadzenia własnej jednostki gospodarczej jako efekt zewnętrzny. Mają wzorzec, od którego mogą pobierać wiedzę na temat efektywnego zarządzania firmą.

Wśród pozostałych zmiennych opisujących właściciela i uważanych za czynnik oddziałujący na długość funkcjonowania przedsiębiorstwa jest jego wiek i płeć. Młodszy właściciele będą z większą energią dążyć do wzrostu. Zwykle poświęcają więcej czasu swojej firmie, ale jednocześnie mają mniejsze zdolności kredytowe i doświadczenie w porównaniu ze starszymi [2]. Osoby w średnim wieku cechują się większymi możliwościami do pozyskiwania środków na rozwój z instytucji finansowych, dysponują doświadczeniem, jednakże są mniej skłonne do podejmowania ryzyka, bardziej ostrożne [14, s. 26]. Można zatem spodziewać się, że podmioty kierowane przez osoby młode rozwijają się najszybciej, ale również charakteryzują się największą umieralnością.

Kobiety w momencie podjęcia decyzji o samozatrudnieniu wybierają działalność na mniejszą skalę, przez co jednostka koordynowana przez nie jest mniej konkurencyjna. Ponadto skupiają się na sektorach bardziej ryzykownych i małych rynkach, wybierają działalność usługową, która w większości przypadków wytwarza wyłącznie na potrzeby prywatnej konsumpcji [32]. Na tej podstawie można wnioskować, iż firma, której właścicielem jest kobieta, cechować się będzie krótszą żywotnością w porównaniu z podmiotami koordynowanymi przez mężczyzn. Hipoteza o osiągnięciu gorszych wyników przez firmy koordynowane przez kobiety była badana i potwierdzona przez Rosa, Carter i Hamilton [84] na próbie 600 przedsiębiorstw działających w Wielkiej Brytani. Podmioty zarządzane przez kobiety gorzej wypadały pod względem liczby pracowników, sprzedaży i poziomu kapitału. Ponadto były w mniejszym stopniu nastawione na rozwój i wzrost oraz rzadko koordynowały jednocześnie więcej niż jedną jednostkę na rynku. Jednakże należy podkreślić, iż kobiety prowadzące własną działalność gospodarczą mają odmienne cele i oczekiwania w porównaniu z mężczyznami. Przede wszystkim postrzegają swoją firmę jako jeden z elementów szerszej perspektywy składającej się z sieci relacji pomiędzy rodziną, znajomymi oraz społecznością lokalną. Starają się prowadzić działalność gospodarczą w taki sposób, aby nie pozostawało to w konflikcie z życiem rodzinnym [32].

2.3.2 Czynniki tkwiące w przedsiębiorstwie

Teoretyczny model Jovanovica (rozdział 2.1.1) opisujący dynamikę gospodarki stwarza podstawy do stwierdzenia, że przeżywalność przedsiębiorstw zależy od ich wieku. Według tego modelu heterogeniczne firmy podejmują decyzję o wejściu na rynek nie znając swoich funkcji kosztów (czyli relatywnej efektywności). W trakcie prowadzenia działalności „odkrywają” efektywność swojego przedsiębiorstwa poprzez obserwowanie osiągniętych wyników. Podmioty wchodzące na rynek są mniejsze od tych prowadzących działalność

przez dłuższy czas i tym samym bardziej podatne i bezbronne w stosunku do zmian zachodzących w otoczeniu. Nowe firmy stopniowo poznają swoje możliwości odnośnie prowadzenia działalności. Podmioty, które nie posiadały lub nie nabyły odpowiednich umiejętności stopniowo wychodzą z rynku. Każda nowa jednostka potrzebuje czasu zanim posiada odpowiednią wiedzę, wyrobi pewne przyzwyczajenia w gronie swoich pracowników, wytworzy sieć powiązań z kontrahentami i nabywcami bazującą na zaufaniu. Proces nauki może trwać kilka lat, co pozwala oczekiwać, że wyższe natężenie wychodzenia z rynku będzie obserwowane dla firm najmłodszych. Zatem ryzyko likwidacji powinno maleć wraz z wiekiem.

Jednakże można wskazać i uzasadnić inne typy zależności między wiekiem firmy a ryzykiem zakończenia działalności. Powiązanie to może przyjmować kształt odwróconej litery U. Niewielkie zagrożenie wyjściem z rynku we wczesnej fazie cyklu życia można tłumaczyć posiadaniem pewnej rezerwy kapitału oraz zasobów utworzonej w momencie rozpoczęcia działalności będącej wynikiem, na przykład, zaciągniętej pożyczki bankowej. Ponadto właściciele niechętnie decydują się od razu zamknąć swoją firmę, gdy wystąpią problemy finansowe, ze względu na pragnienie bycia samo – zatrudnionym. Dlatego ryzyko osiąga maksimum w momencie wyczerpania początkowych zasobów zwykle w okolicach pierwszego lub drugiego roku prowadzenia działalności, by następnie zacząć maleć [94].

Dwie pierwsze koncepcje stwierdzają, iż największe prawdopodobieństwo wyjścia z rynku występuje w pierwszej fazie cyklu życia firmy i następnie maleje wraz z wiekiem. Jednakże można spotkać w literaturze przedmiotu argumenty przemawiające za tym, iż po przekroczeniu pewnego wieku ryzyko zaprzestania działalności będzie rosło. Stare podmioty są często mało innowacyjne, nieefektywne i nie są w stanie sprostać konkurencji ze strony młodych przedsiębiorstw oraz trudno jest im dostosować się do zmieniającego się otoczenia [47].

Ważnym faktorem kształtującym żywotność jest rozmiar przedsiębiorstwa. W literaturze dominują dwa odmienne sposoby mierzenia tej cechy. Jest to bieżąca wielkość podmiotu lub ta w momencie wejścia na rynek. Można wskazać argumenty przemawiające za użyciem pierwszego miernika. Zdolność firmy do dostosowywania się do ciągle zmieniającego się otoczenia jest głównym czynnikiem determinującym przeżywalność. Obecna wielkość podmiotu jest więc lepszym predyktorem prawdopodobieństwa przetrwania, gdyż zawiera informację o tym, jak jednostka reaguje na osiągnięte wyniki w kolejnych okresach czasu. Z drugiej strony, wielkość w momencie rozpoczęcia działalności można uznać za pewne oszacowanie własnych możliwości założyciela do prowadzenia biznesu.

Rozpoczęcie działalności od produkcji na niewielką skalę pozwala zminimalizować koszty tak zwanego błędnego wejścia na rynek (ang. entry-mistakes) [94].

Niezależnie jak zdefiniowana jest wielkość firmy (liczba osób zatrudnionych, zasób kapitału czy wielkość obrotów), jest to czynnik silnie zwiększający żywotność przedsiębiorstwa. Duże podmioty mają większą szansę na osiągnięcie produkcji przekraczającej minimalną efektywną skalę charakterystyczną dla sektora, w którym funkcjonują. Ponadto prowadzą one aktywność bardziej zdywersyfikowaną, co zmniejsza szansę bankructwa, gdyż niekorzystne warunki na jednym rynku mogą być kompensowane przez lepsze na innych. W literaturze przedmiotu, zarówno wiek, jak i wielkość przedsiębiorstwa są postrzegane jako miernik różnic w efektywności wynikających z różnego doświadczenia, zdolności kadry zarządzającej, technologii produkcji i organizacji firmy. Również duże firmy mają większe zdolności do pozyskiwania kapitału i lepszą pozycję do wyszukiwania i zatrudniania lepiej wykwalifikowanych pracowników [35]. Lucas [62] wyjaśniał większe ryzyko w grupie małych firm mniejszymi umiejętnościami i talentem do zarządzania ich właścicieli w porównaniu z dużymi podmiotami. Ponadto takie przedsiębiorstwa mają mniejszą szansę na pozyskanie dobrze wyedukowanych menadżerów. Kierownicy o gorszych kwalifikacjach i mniejszym doświadczeniu częściej popełniają błędy polegające na niepoprawnym oszacowaniu możliwości koordynowanej przez nich jednostki. Duże jednostki powinny przetrwać dłużej, gdyż nawet jeśli okażą się mniej efektywne w porównaniu z prognozami dokonanyymi przez kadrę kierowniczą, to mogą zmniejszyć swoją wielkość i skalę prowadzonej działalności zanim zdecydują się na zakończenie działalności. Ponadto podmioty gospodarcze używają różnych technologii w zależności od skali prowadzonych działań. Funkcjonowanie małych firm opiera się na mniej kapitałochłonnych metodach, więc koszty zmienne stanowią tutaj większą proporcję całkowitych kosztów. Jeżeli ceny zaczną spadać, to struktura ponoszonych kosztów będzie powodować, że to one jako pierwsze wyjdą z rynku [59].

Małe firmy cechują się węższym asortymentem wytwarzanych produktów. Łatwiej jest im dostosować się do nisz rynkowych, ale niewielki portfel wytwarzanych dóbr i usług nie pozwala na rozłożenie ryzyka. Duże przedsiębiorstwa osiągają przewagę wynikającą z ekonomii skali nie tylko na dużych rynkach, ale także tych niszowych. Uzyskują to przez decentralizację zarządzania i tworzenie quasi – autonomicznych jednostek [29, s. 225]. Są to kolejne argumenty wskazujące na mniejszą żywotność małych podmiotów gospodarczych.

Odmienne spojrzenie na zależność pomiędzy wielkością podmiotu gospodarczego a jego możliwościami do utrzymania się na rynku prezentuje teoretyczna praca Ghemawat i

Nalebuff [42]. Model opisuje wychodzenie z rynku przedsiębiorstw działających w kurczącym się oligopolistycznym sektorze, przy założeniu nierównego udziału w łącznej produkcji. Głównym przedmiotem analizy jest odpowiedź na pytanie, jaka jest zależność pomiędzy wielkością podmiotów, a kolejnością zaprzestawania działalności gospodarczej. Zasadniczy wynik rozważań to stwierdzenie, iż żywotność przedsiębiorstw jest ujemnie skorelowana z ich wielkością. Zatem mniejsze podmioty gospodarcze są w stanie dłużej uzyskiwać zyski i tym samym przetrwać, niż duzi gracze w gałęzi dotkniętej kryzysem. Jest to wniosek odmienny w stosunku do wcześniej zaprezentowanych podejść teoretycznych do przeżywalności firm w zależności od ich wielkości. Model ten opisuje warunki, przy których większe przedsiębiorstwa będą wychodzić z rynku jako pierwsze, co nie jest zgodne z intuicją i ogólnie przyjętymi charakterystykami żywotności podmiotów gospodarczych. Jednakże zależność ta może zostać odwrócona, o ile mamy do czynienia z gałęzią, w której dużą rolę odgrywa skala produkcji. Wówczas większe przedsiębiorstwa mogą uzyskiwać przewagę konkurencyjną ze względu na niższe koszty jednostkowe i tym samym będą dłużej funkcjonować w kurczącym się sektorze. Tym nie mniej podejście to stwarza pewne podstawy teoretyczne do odmiennego postrzegania zależności pomiędzy wielkością a żywotnością firm. W okresie kryzysu, w sektorach gdzie skala produkcji nie ma, aż takiego wielkiego znaczenia (np. usługi) małe przedsiębiorstwa są bardziej odporne na złą sytuację popytową i mają większą szansę przetrwania tego trudnego okresu.

Kolejnym czynnikiem oddziałującym na ryzyko likwidacji przedsiębiorstwa jest sposób powstania – firmy nowe lub jako część istniejącego już podmiotu. Można bez trudu wskazać różnice w przesłankach skłaniających do podjęcia decyzji o wejściu na rynek dla obu tych sytuacji. Po pierwsze, osoby odpowiadające za podejmowanie decyzji, w tym również na temat rozpoczęcia działalności, mają różne cele i motywacje. Zyskowość przedsięwzięcia ma o wiele większe znaczenie w przypadku firm powstających jako część już działającego podmiotu. Badania empiryczne dowodzą, iż osoby, przy założeniu tych samych zarobków, wolą być samozatrudnione niż pracować jako pracownicy najemni, gdyż daje to im wyższą satysfakcję i użyteczność [12]. W takim razie jednostki podejmując decyzję o rozpoczęciu własnej działalności gospodarczej nie kierują się wyłącznie względami finansowymi, ale biorą również pod uwagę czynniki psychologiczne.

Po drugie, firmy powstałe w wyniku przejścia na samozatrudnienie oraz te założone jako część już istniejącego podmiotu napotykają na odmiennie ograniczenia w prowadzeniu działalności ze względu na skalę produkcji w momencie wejścia na rynek, jak i zachowanie w pierwszej fazie cyklu życia. Nowe firmy czerpią kapitał na starcie z zasobów właściciela,

podczas gdy kolejno zakładane jednostki będące częścią dużego konsorcjum są finansowane z jego zakumulowanych zasobów lub kredytów bankowych. Trudność w pozyskiwaniu kapitału finansującego wejście na rynek dla osób decydujących się na samozatrudnienie może oznaczać prowadzenie produkcji na suboptymalnej skali oraz płaćenie wyższej stopy procentowej przy kredytach z instytucji finansowych ze względu na większe ryzyko. Ponadto firmy już działające mają zwykle lepszą sytuację finansową niż te, które dopiero co weszły na rynek. Dlatego jeśli decydują się na założenie nowej jednostki podległej, to jest ona w stanie przetrwać pierwszy okres życia, nawet jeśli przynosi straty, ze względu na pomoc finansową uzyskiwaną od podmiotu nadrzędnego. Z drugiej strony, przedsiębiorstwa będące na rynku już od jakiegoś czasu mogą być ograniczone przez przepisy prawa pracy i umowy ze związkami zawodowymi. Nowa firma powstała jako część takiego podmiotu w dużej mierze będzie dziedziczyć rozwiązania instytucjonalne. Małe przedsiębiorstwa powstałe jako odrębne podmioty są w mniejszym stopniu ograniczane regulacjami dotyczącymi zatrudnienia niż duże konsorcja. Ponadto w takim otoczeniu pracownicy nie organizują się w związki, co przekłada się na większą elastyczność w stosunku do zmian zachodzących w otoczeniu. Ważna kwestia dotyczy nierównego dostępu do zasobów ludzkich. Nowe podmioty na rynku zwykle nie mają możliwości na zatrudnienie pracowników o wysokich kwalifikacjach, gdyż nie są w stanie zapewnić im wysokich wynagrodzeń [101].

Po trzecie, podmioty te zwykle zajmują odmienne segmenty rynku. Przedsiębiorstwa powstałe jako nowe skupiają się na niszowych rynkach wymagających małej skali produkcji, specjalizacji i elastycznej produkcji, które są postrzegane przez dużych graczy jako zbyt małe i niezyskowe. Takie rynki będą wybierać osoby samozatrudnione ze względu na niemożność konkurowania tam, gdzie wymagana jest duża skala produkcji oraz wysoki poziom inwestycji na badania i rozwój [54].

Analizy empiryczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi na temat wpływu sposobu powstania jednostki na jej żywotność. Badania przeprowadzone przez Dunne, Roberts i Samuelson [31] oraz Nucci [74] wskazują na mniejsze prawdopodobieństwo zakończenia działalności przez podmioty będące częścią dużych organizacji, natomiast przeciwne wyniki uzyskali Audretsch i Mahmood [6].

Ponadto rozważa się, czy przedsiębiorstwo powstało jako nowe, czy w wyniku przejęcia lub odziedziczenia istniejącego już podmiotu. W tym drugim przypadku z narodzinami nowej jednostki gospodarczej mamy do czynienia wyłącznie od strony prawnej. Lepsze rokowania takiego rozpoczęcia działalności można tłumaczyć wykorzystaniem

kanałów dystrybucji i sieci kontrahentów bazującej na zaufaniu oraz doświadczenia tkwiącego w samym podmiocie [10].

W pracach empirycznych poruszających kwestię przeżywalności przedsiębiorstw również zwraca się uwagę na liczbę punktów, w których prowadzona jest działalność w momencie wejścia na rynek. Oczywiście jednostki z kilkoma oddziałami będą dominować w grupie największych przedsiębiorstw. Jednakże nawet gdy kontrolujemy wielkość firmy, to i tak mniejsze ryzyko obserwowane jest w grupie przedsiębiorstw mających większą liczbę zakładów. Zjawisko to tłumaczone jest tym, iż wejście na rynek w postaci kilku punktów prowadzenia działalności sygnalizuje optymistyczne oczekiwania odnośnie przyszłych wyników oraz może oznaczać swobodniejszy dostęp do kapitału i tym samym mniejsze ograniczenia finansowe. Ponadto zakończenie działalności w takim przypadku jest mniej prawdopodobne, gdyż jest równoważne z zamknięciem wszystkich zakładów, które mogą być położone w różnych regionach i tym samym natrafiać na odmienne ograniczenia popytowe i konkurencyjne ze strony pozostałych graczy rynkowych [67].

Ważnym determinantem kształtującym ryzyko likwidacji firmy, szeroko analizowanym w literaturze, jest sektor gospodarki, w którym prowadzona jest działalność. Minimalna efektywna skala produkcji (MES) różni się znacznie pomiędzy poszczególnymi gałęziami. Negatywne efekty związane z niewielkimi rozmiarami produkcji w momencie wejścia na rynek i pierwszych latach działania są tym większe, im większa jest luka pomiędzy wielkością podmiotu a minimalną efektywną skalą. Wielkość tej różnicy determinuje poziom ponoszonych kosztów prowadzonej działalności i tym samym wpływa pozytywnie na prawdopodobieństwo wyjścia z rynku. Przy danej długookresowej funkcji kosztów oraz MES w sektorze, im mniejsza jest skala prowadzonej aktywności, tym mniejsze są osiągnięte zyski. Aby przeciwdziałać tym niekorzystnym warunkom, małe jednostki muszą wzrastać szybko lub są zmuszone do wyjścia z rynku [22]. Minimalna efektywna skala produkcji jest zdecydowanie niższa w sektorze usług w porównaniu z przemysłem. Tym samym, o wiele łatwiej założyć firmę działającą w usługach i ekonomia skali w tym wypadku nie będzie dawała aż takiej przewagi konkurencyjnej dużym podmiotom, jak ma to miejsce w przemyśle. Zatem w tym sektorze wielkość podmiotu powinna mieć mniejsze znaczenie w wyjaśnieniu intensywności prowadzonych działań przez przedsiębiorstwo. Warto wspomnieć, iż te gałęzie gospodarki różnią się również wielkością ponoszonych nakładów w momencie rozpoczęcia działalności – koszty wejścia są zdecydowanie wyższe dla przemysłu. To również jest argument przemawiający za tym, iż ryzyko likwidacji oraz tempo wzrostu będą zachowywać się w odmienny sposób w obu sektorach. Wyniki analiz empirycznych nie są jednak zgodne,

co przede wszystkim tłumaczy się brakiem jednego, uniwersalnego miernika minimalnej efektywnej skali produkcji [94]. Audretsch [5] wskazuje na dodatni kierunek zależności między MES a żywotnością firm, podczas gdy Mahmood [64] oraz Mata i Portugal [67] nie uzyskali istotnej statystycznie zależności.

Kolejnym szeroko analizowanym czynnikiem kształtującym żywotność przedsiębiorstw, jest natężenie prowadzonych działań innowacyjnych. Nowe firmy są często nośnikami innowacji, więc gałęzie charakteryzujące się wysokim poziomem innowacyjności powinny mieć wyższą stopę wejścia. Sektory te cechują się również większą niepewnością prowadzonych działań. Praktycznie każde dobro, które jest dostępne na rynku jest obciążone pewnym ryzykiem. Jednakże będzie ono zdecydowanie większe w przypadku wprowadzania nowego produktu, usługi czy technologii produkcyjnej [101]. Kolejny problem dotyczy charakteru prowadzonych działań marketingowych – kto jest potencjalnym odbiorcą dobra finalnego oraz jaka metoda reklamy będzie najskuteczniejsza? Nawet jeśli działania innowacyjne doprowadzą do wytworzenia nowego produktu, to nie jest to od razu równoważne z możliwością jego sprzedaży na takim poziomie, który zapewni osiągnięcie zysku. Podsumowując, prawdopodobieństwo przetrwania nowego podmiotu w gałęziach wymagających działalności innowacyjnej będzie niższe, jako efekt związany z dużą niepewnością. Takie rezultaty uzyskali właśnie Audretsch i Mahmood [6] oraz Segarra i Callejon [88], natomiast do odmiennych wniosków doszli Boeri i Bellmann [15].

Jeśli firma decyduje się na prowadzenie działalności badawczo – rozwojowej, to ma alternatywę zakupu lub wytwarzania nowych technologii. Pierwszy ze sposobów oznacza uzależnienie się od dostawców i nie przekłada się na wytworzenie unikalnej marki zapewniającej przewagę konkurencyjną. Samodzielne wytwarzanie i wdrażanie innowacji zapewnia uzyskanie specyficznej, wyróżniającej od innych technologii. Dzięki temu możliwe jest produkowanie dóbr, które trudno będzie imitować pozostałym graczom rynkowym i w efekcie zostanie uzyskana przewaga konkurencyjna [4]. Można zatem oczekiwać, iż przedsiębiorstwa samodzielnie wytwarzające nowe technologie będą cechować się większą żywotnością w porównaniu z jednostkami dokonyującymi ich zakupu.

Kolejna ważna kwestia dotycząca działalności badawczo – rozwojowej i jej wpływu na długość prowadzenia działalności gospodarczej, związana jest z tym, iż charakter wiedzy generującej nowe technologie istotnie różni się pomiędzy sektorami. W niektórych dziedzinach wiedza stojąca za kreowaniem procesów innowacyjnych cechuje się rutyną i w związku z tym nowości będą efektywnie wdrażane w dojrzałych organizacjach. W innych sektorach innowacje są wytworem oryginalnego pomysłu powstałego w nowej firmie, która

weszła na rynek, aby realizować tę ideę [5]. Pojawia się naturalne pytanie, z czego wynikają te odmienne warunki technologiczne, które w jednych gałęziach preferują nowe firmy, a w innych duże organizacje działające na rynku od lat? Gort i Klepper [43] twierdzą, iż przewaga konkurencyjna we wdrażaniu nowych technologii pomiędzy nowymi a starymi przedsiębiorstwami zależy od źródła informacji kształtującej aktywność innowacyjną. Jeżeli wiedza opiera się na doświadczeniu nabytym w trakcie prowadzenia aktywności gospodarczej i nie jest w łatwy sposób transferowana, to przedsiębiorstwa działające przez długi czas będą osiągać przewagę nad nowo powstałymi firmami. Z odwrotną sytuacją mamy do czynienia, gdy większe znaczenie będzie miał pionierski, niebanalny pomysł, który ma większą szansę powstać w nowej jednostce niż dojrzałej, zbiurokratyzowanej instytucji. Przeżywalność podmiotów zależy od skuteczności prowadzonych działań innowacyjnych. Reasumując, w kohorcie nowo powstałych przedsiębiorstw wdrażających wysokie technologie, prawdopodobieństwo przetrwania będzie różnić się w istotny sposób pomiędzy sektorami ze względu na charakter informacji motywującej do działalności innowacyjnej.

Wydajność i rentowność prowadzonych działań są postrzegane za ważne bodźce kształtujące żywotność przedsiębiorstw, gdyż można uznać je za dobre przybliżenie efektywności. Zatem zgodnie z przytoczonymi modelami Jovanovica, Ericson i Pakes oraz pracą Melitza [69], natężenie wychodzenia z rynku będzie ujemnie skorelowane z wydajnością firm. Rentowność, oprócz postrzegania jako miary efektywności prowadzonych działań, jest również miarą zajmowanej pozycji na rynku. Uznając go za wskaźnik operatywności przewiduje się jego pozytywny wpływ na prawdopodobieństwo przetrwania. Uzyskiwane przychody można wykorzystywać na inwestycje, prowadzenie działalności badawczo – rozwojowej oraz reklamę, co będzie owocować wytworzeniem unikalnej marki i w efekcie większą żywotnością [35].

Z drugiej strony można również wskazać argumenty przemawiające za tym, iż wyższa rentowność może przekładać się na zmniejszenie prawdopodobieństwa przetrwania. Ponadprzeciętne zyski są zwykle związane z podjęciem większego ryzyka co przekłada się na zwiększenie szansy wyjścia z rynku ze względu na dużą niepewność związaną z charakterem prowadzonych działań. Ponadto firmy generujące duży przychód mogą być narażone na przejęcie ze strony większych uczestników rynku. Badanie przeprowadzone przez Esteve-Perez i Mañez-Castillejo [35] pokazuje, iż największą żywotność charakteryzują się firmy osiągające przeciętną rentowność, natomiast Siegfried i Evans [90] nie uzyskali istotnej statystycznie zależności.

Kolejna kwestia dotyczy rynku na którym działa przedsiębiorstwo – krajowy czy zagraniczny. Repkice i Walsh [83] oraz Walsh i Whelan [102] pokazali dla krajów przechodzących transformację od gospodarki centralnie planowanej do wolnorynkowej (Bułgaria, Węgry, Słowacja i Słowenia), iż firmy dostarczające produkty i usługi na rynek międzynarodowy miały wyższe tempo wzrostu oraz cechowały się większym prawdopodobieństwem przetrwania. Autorzy tłumaczą tę prawidłowość tym, iż podmioty działające na rynku międzynarodowym wytwarzają produkty wyższej jakości przy bardziej konkurencyjnych cenach. Natomiast te funkcjonujące na rynku krajowym i lokalnym mają mniejszą motywację do wprowadzania dóbr wysokiej jakości oraz prowadzenia bardziej efektywnej produkcji. Z drugiej strony, można argumentować szybsze tempo wzrostu podmiotów działających na rynku międzynarodowym tym, że a priori były one już bardziej efektywne, aby móc sprostać silniejszej konkurencji zagranicznej. Stąd obserwowane różnice we wzroście mogą być wynikiem zaprzeszyłych różnic w poziomie innowacyjności, poniesionych nakładach inwestycyjnych, poziomie kwalifikacji siły roboczej lub samego pomysłu na biznes właściciela – menadżera. Konings i Xavier [59], w badaniu przeprowadzonym dla Słowenii, użyli do pomiaru stopnia zorientowania na eksport udziału produkcji sprzedanej za granicą do frakcji, która trafiała na rynek krajowy. Wyniki jakie uzyskali są bardzo ciekawe – wyższe tempo wzrostu osiągają podmioty eksportujące, ale jednocześnie cechują się wyższym ryzykiem upadłości. Firmy słoweńskie działające na rynku międzynarodowym są narażone na silniejszą konkurencję, która powoduje częstsze zakończenie działalności w porównaniu z podmiotami funkcjonującymi tylko na rynku krajowym. Jednakże, te przedsiębiorstwa, które zdołają przetrwać, osiągają ponadprzeciętne tempo wzrostu. Jest to spowodowane najprawdopodobniej tym, iż konkurencja międzynarodowa przyczynia się do wzrostu efektywności prowadzonych działań przez firmę. W modelu zaproponowanym przez Melitza [69] firmy prowadzące działalność eksportową, jako te cechujące się większą wydajnością, osiągają wyższą żywotność w porównaniu z podmiotami dostarczającymi swe produkty na rynek krajowy lub regionalny.

Wpływ udziału kapitału zagranicznego na ryzyko zakończenia działalności nie jest jednoznaczny. Z jednej strony, jego obecność można uznać za miernik nieobserwowalnej jakości podmiotu i tym uzasadnić dodatni wpływ na prawdopodobieństwo przetrwania. Ponadto takie jednostki cechują się większą elastycznością popytu na pracę, gdyż mogą przemieszczać produkcję pomiędzy różnymi lokalizacjami w zależności od sytuacji ekonomicznej w poszczególnych regionach [17]. Jednakże firmy prowadzące działalność za granicą mogą napotykać trudniejsze warunki rozwojowe wynikające z kłopotów z

koordynacją działań poszczególnych jednostek na różnych rynkach i adaptacją do nieznanego otoczenia [35].

2.3.3 Otoczenie regionalne

Czynniki regionalne odgrywają olbrzymią rolę w kształtowaniu tendencji rozwojowych podmiotów gospodarczych. Wyznaczają one niejako ramy, ale też szanse i zagrożenia, w których przychodzi funkcjonować firmom. Małe podmioty nie są w stanie wpływać na te warunki. Traktują je jako dane z góry i muszą się nauczyć prosperować w warunkach, które wyznacza im otoczenie.

Do uwarunkowań regionalnych należy oddziaływanie jednostek samorządu terytorialnego. To od sprawności i efektywności prowadzonych działań przez władze lokalne w dużej mierze zależy kształtowanie atrakcyjności inwestycyjnej danego regionu. Podobny wpływ na działalność sektora MSP mają instytucje otoczenia biznesu, takie jak agencje rozwoju lokalnego i regionalnego, inkubatory przedsiębiorczości, parki i centra technologiczne. Świadczą one określone usługi informacyjne, doradcze, szkoleniowe. Ich głównym zadaniem jest wspieranie młodych, rozpoczynających działalność gospodarczą przedsiębiorstw, poprzez ułatwienie ich zakładania i funkcjonowania. Im wyższy poziom dostępności usług instytucji otoczenia biznesu dla przedsiębiorstw, tym bardziej atrakcyjny staje się dany region. Również istotną cechą w układzie regionalnym jest dostęp do zasobów ludzkich, finansowych, surowców naturalnych oraz zasobów technologii i wiedzy. [91, s. 33 – 34].

Na rozwój przedsiębiorstwa w układzie regionalnym wpływa też potencjał ekonomiczny danego regionu, poziom PKB przypadający na jednego mieszkańca, poziom życia społeczności lokalnej czy struktura dochodowa tej społeczności. Są to czynniki determinujące chłonność regionalnego rynku, tworzące dla małych i średnich przedsiębiorstw albo szanse rozwojowe, albo istotne zagrożenie. Szczególnie ważna jest chłonność dla przedsiębiorstw usługowych, zapewniając im odpowiedni rynek sprzedaży. Ponadto warto wymienić jeszcze takie czynniki jak poziom infrastruktury komunikacyjnej i informacyjnej, oraz walory kulturowe i tradycje gospodarcze danego regionu [91, s. 35].

Trudno jest wskazać dokładny kierunek zależności pomiędzy zmiennymi opisującymi otoczenie a ryzykiem wyjścia z rynku – zwykle wszystko zależy od charakteru prowadzonej działalności. Uprzednio sądzono, że podmioty zlokalizowane w peryferyjnych regionach mają mniejsze szanse na utrzymanie się na rynku i wzrost w porównaniu z przedsiębiorstwami usytuowanymi w obszarach zurbanizowanych. Tłumaczono to zjawisko tym, iż te pierwsze

działały zwykle na terenach o niższym poziomie dochodów i tym samym mniejszym efektywnym popycie. Zatrudniają one co prawda tańszą siłę roboczą, ale również gorzej wykwalifikowaną, mają ograniczony dostęp do pozyskania kapitału zagranicznego i są mniej innowacyjne. Również kadra zarządzająca jest gorzej wykwalifikowana [75]. W obszarach o wysokim poziomie aglomeracji, korzyści wynikające z niewielkich odległości od dostawców, potencjalnych konsumentów oraz podmiotów, z którymi kooperuje firma oraz łatwy dostęp do wysoko wykwalifikowanych pracowników powinny pozytywnie oddziaływać na żywotność firm. Jednakże wysokie koszty pracy, poziom konkurencji i ogólnie wyższe koszty prowadzenia działalności mogą przekładać się na wyższe prawdopodobieństwo bankructwa w obszarach miejskich. Obecnie podkreśla się, że wzrost i żywotność firmy zależy od lokalizacji, ale w kontekście sektora gospodarki. Firmy produkcyjne mogą zdecydować się na peryferyjne usytuowanie, o ile są w stanie zapewnić sobie dostęp do zasobów i wykwalifikowanych pracowników. W przypadku przedsiębiorstw usługowych i handlowych możliwości rozwojowe są bardziej uzależnione od lokalizacji analizowanej z punktu widzenia wielkości rynku i występującego na nim efektywnego popytu [14, s. 28]. Według Strotmann [94] nowe i innowacyjne przedsiębiorstwa zwykle powstają w obszarach zurbanizowanych. Z biegiem czasu korzyści wynikające z położenia w regionie miejskim maleją i firma przenosi swą siedzibę na tereny o mniejszej gęstości zaludnienia. Badania przeprowadzone przez Keeble i Walker [57] wskazują na pozytywny wpływ gęstości zaludnienia na prawdopodobieństwo przetrwania firmy, podczas gdy Audretsch i Vivarelli [7] oraz Gerlach i Wagner [39] nie stwierdzili istotnej zależności.

Kolejnym wymienianym w literaturze czynnikiem kształtującym długość prowadzenia działalności przez firmę jest wielkość rynku, rozumiana jako liczba podmiotów działających w sektorze. W gałęziach o dużej koncentracji po stronie podaży będzie występować agresywna konkurencja wymierzona w podmioty wchodzące na rynek, co będzie przekładać się na ich niewielką żywotność [67].

Wśród uwarunkowań kształtujących przeżywalność przedsiębiorstw wymienia się również stopę wejścia na rynek nowych podmiotów w danej gałęzi. Pojawianie się kolejnych graczy stanowi wyzwanie dla jednostek działających już od dłuższego czasu. W sektorach, gdzie jest duża stopa wejścia, stare przedsiębiorstwa będą prowadzić działania nastawione na eliminację nowo powstałych firm w celu obrony swojej pozycji rynkowej. Ponadto podmioty w pierwszej fazie cyklu życia muszą liczyć się również z zagrożeniem płynącym ze strony dużej liczby przedsiębiorstw, które weszły na rynek po nich. Podsumowując, można przewidywać, iż będziemy tutaj obserwować firmy o stosunkowo krótkiej długości życia,

będącej owocem bardzo silnej konkurencji. Oczywiście rozważanie stopy wejścia jako predykatora przeżywalności przedsiębiorstw nie powinno być brane pod uwagę w oderwaniu od wielkości rynku [67].

2.3.4 Sytuacja makroekonomiczna

Makrootoczenie obejmuje zespół warunków funkcjonowania przedsiębiorstw wynikających z tego, iż działa ono w konkretnym kraju, systemie polityczno – prawnym oraz ekonomicznym. Z punktu widzenia przedsiębiorstwa czynniki te są zjawiskami i trendami, które trzeba znać oraz przewidywać. Wśród najważniejszych uwarunkowań ekonomicznych należy wymienić: wielkość i tempo zmian PKB, wysokość i zmiany stopy procentowej, wahania kursów walut, poziom inflacji, warunki uzyskania pomocy publicznej ze strony państwa, wydajność pracy czy poziom bezrobocia. Ponadto można wydzielić czynniki natury polityczno – prawnej, społeczno – demograficznej, przyrodniczo – technologiczne oraz prawne [91, s. 31].

Stosunkowo niewiele uwagi w pracach empirycznych poświęca się zależności między makroekonomicznymi fluktuacjami a ryzykiem upadłości podmiotów gospodarczych. Jest to dość zadziwiające biorąc pod uwagę, iż przedsiębiorczość i „small business” ostatnimi czasy są szeroko analizowanymi zagadnieniami przez badaczy i decydentów politycznych. Ponadto takie zjawiska w skali mikro jak wejście, rozwój i wyjście z rynku przez podmioty gospodarcze mają wpływ na zagregowaną sytuację makroekonomiczną i społeczną. To oczywiste, iż firmy nie działają w próżni, prowadzą swą aktywność na zasadzie ciągłych interakcji z otoczeniem, które wyznacza zarówno możliwości jak i bariery [16]. Niewielką liczbę prac empirycznych podnoszących kwestię żywotności przedsiębiorstw w zależności od warunków makroekonomicznych można wyjaśnić brakiem dostępu do szczegółowych indywidualnych danych panelowych dla przedsiębiorstw, które pokrywałyby przynajmniej jeden cykl koniunkturalny [101].

Audretsch i Mahmood [6] pokazali, że natężenie wychodzenia z rynku rośnie wraz ze wzrostem stopy bezrobocia – firmy są obarczone wyższym ryzykiem zakończenia działalności w okresie recesji niż ożywienia. Box [16] badał siedem kohort przedsiębiorstw, które działały w różnych momentach XX wieku na terenie Szwecji. Firmy prosperowały w całkiem odmiennych warunkach ekonomicznych, społecznych i politycznych. Otoczenie makroekonomiczne w istotny sposób wpływa na prawdopodobieństwo zakończenia działalności. W okresach ożywienia gospodarczego i kiedy stopa procentowa była na niskim poziomie ryzyko śmierci firmy było mniejsze. Kohorty firm powstałe w czasie kryzysu lub

recesji doświadczają systematycznie mniejszej stopy przeżywalności w porównaniu z jednostkami, które weszły na rynek w okresie ożywienia. Natomiast Boeri i Bellmann [15] uzyskali wyniki wskazujące na brak zależności pomiędzy cyklem koniunkturalnym a natężeniem wychodzenia z rynku przez podmioty gospodarcze.

Literatura pokazuje mnogość czynników postrzeganych jako determinanty wzrostu i przeżywalności przedsiębiorstw. Sugeruje to, iż sukces firmy jest pojęciem złożonym oraz poddawany analizie z różnego punktu widzenia. W praktyce testowanie tak wielu hipotez jest jednak nie możliwe ze względu na brak odpowiednich danych, co jest szeroko podkreślane w pracach podnoszących tę tematykę. Tym bardziej, już na wstępie warto podkreślić, iż w tym opracowaniu przeprowadzono analizę dużej części poruszonych kwestii, dzięki unikalnemu zbiorowi danych indywidualnych na temat mikro przedsiębiorstw, jakie zostały udostępnione przez Główny Urząd Statystyczny na cele badawcze. Dokładnej ich prezentacji oraz hipotez, które poddane będą weryfikacji, jest poświęcony rozdział trzeci.

3. Dane statystyczne i hipotezy badawcze

3.1 Panelowe badanie małych i średnich przedsiębiorstw

W analizie wykorzystano dane panelowe dotyczące nowo powstałych małych przedsiębiorstw w Polsce, które rozpoczęły działalność w latach 2002 – 2006. Zostały one udostępnione na potrzeby badania przez GUS. Celem podjętych badań nowych przedsiębiorstw przez GUS jest obserwacja procesów ich powstawania, a także profilu i skali prowadzonej przez nie działalności oraz możliwości utrzymania się na rynku w pierwszych latach po rejestracji [103].

Badanie składa się na dany pięcioletni cykl i jest powtarzane jesienią każdego roku. W pierwszym roku obserwacją podlegają przedsiębiorstwa zarejestrowane jako nowe w roku poprzednim. Od drugiego do piątego roku analizą objęte są te firmy ze zbiorowości początkowej, które w momencie obserwacji prowadzą działalność gospodarczą. Pierwszy cykl badań objął przedsiębiorstwa powstałe w roku 2002. Po raz pierwszy poddano je analizie we wrześniu 2003. W następnych czterech latach (2004 – 2007), spośród podmiotów zarejestrowanych w 2002 roku, analizowano tylko te jednostki, które w momencie przeprowadzania badania były aktywne. W miejsce jednostek nieaktywnych nie losowano nowych podmiotów, przez co liczebność próby corocznie ulegała zmniejszeniu. W roku 2004 dołączono do analizy grupę przedsiębiorstw, które rozpoczęły działalność w roku 2003. Podobnie czyniono w kolejnych latach, tak więc w roku 2007 obserwowano firmy, które rozpoczęły działalność w latach 2002 – 2006 i dalej pozostawały aktywne [103, s. 14 – 16].

Tabela 3.1. Schemat badania panelowego

	Rok powstania przedsiębiorstwa				
Rok badania	2002	2003	2004	2005	2006
2003	■				
2004	■	■			
2005	■	■	■		
2006	■	■	■	■	
2007	■	■	■	■	■

Źródło: [103, s. 15]

Przedmiotem badania są mikro przedsiębiorstwa, czyli jednostki zatrudniające co najwyżej dziewięciu pracowników. Od roku 2005 dołączono do analizy firmy o liczbie pracujących od 10 do 49 osób. Badania jednostek powstałych w latach 2002 – 2003 (czyli

pierwszy raz obserwowano je odpowiednio w roku 2003 i 2004) obejmowały podmioty prowadzące działalność z zakresu górnictwa (sekcja C), przetwórstwa przemysłowego (sekcja D), wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz, wodę (sekcja E), budownictwa (sekcja F), handlu hurtowego i detalicznego, naprawy pojazdów samochodowych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego (sekcja G), hoteli i restauracji (sekcja H), transportu, gospodarki magazynowej i łączności (sekcja I), obsługi nieruchomości, wynajmu i usług związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej (sekcja K). Zakres podmiotowy następnych badań (czyli jednostek powstałych w kolejnych latach 2004 – 2006) został rozszerzony nie tylko z uwagi na wielkość jednostek, ale również rodzaj podejmowanej działalności i obejmował, oprócz wymienionych powyżej, następujące dziedziny: pośrednictwo finansowe (sekcja J), edukacja (sekcja M), ochrona zdrowia i pomoc społeczna (sekcja N) oraz działalność usługowa, komunalna, społeczna i indywidualna, pozostała (sekcja O). Ze względu na zmianę doboru jednostek do próby, w szczególności chodzi tu o wielkość przedsiębiorstwa, podjęto decyzję o wyróżnieniu dwóch zbiorowości: firmy powstałe w latach 2002 – 2003 oraz 2004 – 2007. W tej pracy zaprezentowano wyniki badań dla pierwszego z wymienionych okresów. Połączenie firm powstałych w latach 2002 – 2003 na przykład z tymi, które rozpoczęły działalność w roku 2004 należy uznać za niewłaściwe ze względu na fakt, iż w próbie nowych przedsiębiorstw (zarejestrowane w 2004) w porównaniu ze „starymi” będą nad reprezentowane średnie firmy zatrudniające powyżej 9 pracowników. Może to zaburzać wyniki estymacji modeli wyjaśniających żywotność przedsiębiorstw, gdyż wiek i wielkość firmy w tego typu analizach są postrzegane jako najważniejsze determinanty. Na potrzeby niniejszej pracy, szczegółowa klasyfikacja prowadzonej działalności zaprezentowana przez GUS, została poddana agregacji: przemysł (sekcje C, D, E), budownictwo (sekcja F) oraz handel i usługi (sekcje G, H, J i K).

Obszerna ankieta skonstruowana przez pracowników GUS zawiera szereg pytań dotyczących między innymi:

- stanu aktywności ekonomicznej jednostki,
- formy prawnej, rodzaju i zasięgu terytorialnego prowadzonej działalności,
- warunkach rozwoju i możliwościach kontynuacji podjętej przez przedsiębiorców działalności, w tym napotykanym przez nich trudnościach (rozważano przeszkody typu popytowego – ograniczające sprzedaż wyrobów i usług, oraz podażowego – ograniczające produkcję).

Ponadto w każdym z pierwszych badań danej populacji zbierano informacje o sposobie powstania przedsiębiorstwa (nowe lub powstałe na bazie jednostki już istniejącej) oraz

wybrane dane charakteryzujące właściciela podmiotu gospodarczego (w przypadku osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółki cywilnej, jawnej lub partnerskiej): płeć, wiek, wykształcenie i charakter poprzedniej pracy.

3.2 Hipotezy badawcze

Hipotezy badawcze weryfikowane w części empirycznej tego opracowania, są wypadkową dwóch sił. Z jednej strony to wnikliwy przegląd literatury, któremu w całości był poświęcony rozdział drugi pracy, a z drugiej to ograniczenia wynikające z konstrukcji ankiety, która posłużyła do zbierania danych na temat żywotności mikro przedsiębiorstw w Polsce. Jednak należy podkreślić, iż autor potraktował bardzo szeroko zagadnienie długości funkcjonowania przedsiębiorstw i większość czynników przewijających się w literaturze została uwzględniona w badaniu empirycznym. W tabeli 3.2 umieszczonej na końcu tego podrozdziału zawarto opis wszystkich zmiennych uwzględnionych w analizie oraz skróconą charakterystykę oczekiwań odnośnie ich wpływu na ryzyko zakończenia działalności. Te kwestie, które nie zostały poruszone ze względu na brak danych, zostaną podkreślone na końcu tego rozdziału.

Główny cel pracy, tak jak to zostało pobieżnie nakreślone we wprowadzeniu, to wskazanie jaki jest charakter zależności między wiekiem przedsiębiorstwa a jego żywotnością w pierwszej fazie cyklu życia. Zgodnie z przytoczonymi modelami teoretycznymi, jest to główny czynnik kształtujący zdolność firmy do utrzymania się na rynku. Wysuwam hipotezę, iż w grupie nowo powstałych mikro przedsiębiorstw charakter zależności pomiędzy ryzykiem zakończenia działalności a ich wiekiem będzie przybierał kształt odwróconej litery U. Małe zagrożenie wyjściem z rynku we wczesnej fazie cyklu życia można argumentować posiadaniem przez właściciela pewnej rezerwy finansowej na wypadek jakby coś poszło nie po jego myśli. Ponadto duże znaczenie może mieć czynnik psychologiczny – chęć bycia samo zatrudnionym pomimo napotykania trudności. Czyli musi upłynąć trochę czasu zanim właściciel firmy pogodzi się z porażką i wyjdzie z rynku. W miarę wyczerpywania się początkowych zasobów, mniej efektywne firmy będą stopniowo zawieszać działalność – ryzyko będzie rosło. Po zaprzestaniu produkcji przez podmioty niewydajne, natężenie likwidacji będzie spadać. Ważną kwestią jest wskazanie, w którym momencie znajduje się maksymalne ryzyko. Można to uznać za koniec okresu naturalnej selekcji jednostek, w którym te mniej efektywne są narażone na silną konkurencję i walkę o klientów. Jest to wskazówka dla stworzenia bardziej racjonalnej polityki wspierania małej przedsiębiorczości, gdyż naświetli kiedy należy prowadzić szczególnie nasilone programy wsparcia. Ponadto

zostanie sprawdzone, czy zależność pomiędzy wiekiem przedsiębiorstwa a jego żywotnością zależy od charakteru prowadzonej działalności – odrębne analizy będą przeprowadzone dla przemysłu, budownictwa oraz handlu i usług. Wyodrębnione sektory różnią się pod względem minimalnej efektywnej skali produkcji czy kosztów wejścia na rynek, dlatego można oczekiwać, iż wpływ wieku firmy na prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku może być różny w tych gałęziach. Przypuszczam, iż ryzyko likwidacji będzie mniej zróżnicowane w przemyśle. Koszty wejścia są tam na wyższym poziomie, przez co efekt „przypadkowego” rozpoczęcia produkcji jest mniej znaczący i tym samym kształt zależności w postaci odwróconej litery U zdecydowanie mniej wyraźny.

Druga ważna kwestia dotyczy oddziaływania wielkości podmiotu gospodarczego na jego zdolność do przetrwania. Biorąc pod uwagę efekty skali produkcji, wyższą efektywność, dywersyfikację prowadzonych działań oraz łatwiejszy dostęp do lepiej wykształconych pracowników, oczekuję, iż większe przedsiębiorstwa będą cechować się wyższym prawdopodobieństwem utrzymania się na rynku. Jako pewne uzupełnienie tej hipotezy, zostanie również sprawdzony efekt oddziaływania tego czynnika na ryzyko zakończenia działalności w rozbiciu na sektory gospodarki. Biorąc pod uwagę, iż minimalna efektywna skala produkcji jest największa w przemyśle, to spodziewam się, iż właśnie w tej działalności oddziaływanie wielkości podmiotu będzie najsilniejsze. W badaniu empirycznym rozmiar firmy został wyrażony jako liczba osób zatrudnionych łącznie z właścicielem przedsiębiorstwa. Pracujący w niepełnym wymiarze godzin lub na podstawie umowy zlecenia otrzymali wagę równą 0,5.

Również w części empirycznej poświęcono dużo uwagi kapitałowi ludzkiemu właściciela przedsiębiorstwa. W rozdziale 2.3.1 szeroko omówiono podstawy teoretyczne do stwierdzenia, iż zasób ten będzie pozytywnie oddziaływał na żywotność firmy, dlatego w tym miejscu pomijam bardziej szczegółowe rozważania. Oczekuję, iż małe podmioty, które są zarządzane przez osoby lepiej wykształcone, będą charakteryzować się mniejszym ryzykiem zakończenia działalności. Ponadto miernikiem jakości kapitału ludzkiego właściciela będzie poprzednio wykonywane zajęcie. Zajmowanie stanowiska kierowniczego w przeszłości pozytywnie oddziałuje na żywotność firmy. Natomiast bycie osobą bezrobotną może powodować, iż pomysł na samozatrudnienie jest konsekwencją trudności w znalezieniu pracy w charakterze pracownika najemnego. Tym samym rozpoczęcie działalności jest mniej przygotowane i przemyślane, a założyciel firmy zwykle dysponuje mniejszymi środkami, co będzie powodować wyższe ryzyko likwidacji w pierwszej fazie cyklu życia. Jeżeli przypuszczenia o oddziaływaniu kapitału ludzkiego właściciela firmy zostaną potwierdzone w

badaniu empirycznym, to będzie to wyraźna wskazówka, jakie osoby samozatrudnione należy subsydiować w momencie rozpoczęcia własnego biznesu. Ponadto istotną rolę w programach pomocy powinny odgrywać szkolenia mające na celu, między innymi, podnoszenie kwalifikacji oraz wskazanie jaki charakter działalności należy wybrać.

Jako hipotezy dodatkowe odnoszące się do osoby właściciela przedsiębiorstwa zostaną przeanalizowane kwestie związane z jego płcią oraz wiekiem. Kobiety i mężczyźni decydujący się na założenie własnej firmy kierują się innymi celami. Dla kobiety własny biznes jest częścią szerszej perspektywy, na którą składa się przede wszystkim rodzina. Wzrost i rozwój firmy nie jest tutaj głównym katalizatorem działań – starają się zarządzać swoim biznesowym przedsięwzięciem w taki sposób, aby nie pozostawało to w konflikcie z życiem rodzinnym. Tym samym oczekuję, iż firmy koordynowane przez mężczyzn będą cechować się większą żywotnością.

Wiek założyciela firmy wyraża dwa bardzo ważne czynniki – poziom doświadczenia oraz nastawienie do ryzyka. Osoby młodsze są skłonne do podjęcia większego ryzyka, mają zwykle mniejsze zdolności finansowe oraz cechują się mniejszym doświadczeniem biznesowym. Tym samym firmy zarządzane przez takich właścicieli powinny cechować się niższym prawdopodobieństwem przetrwania.

Ważną kwestią badawczą jest ocena wpływu warunków regionalnych na żywotność nowo powstałych mikro przedsiębiorstw w Polsce. Zagadnienie to będzie rozważane w kilku aspektach: poziom urbanizacji wyrażający po części chłonność rynku (gęstość zaludnienia), ekonomiczny poziom życia (średni poziom wynagrodzeń, bezrobocie), siła konkurencji (liczba firm prywatnych oraz ogólna liczba przedsiębiorstw w danej branży) oraz bariery wejścia (stopa wejścia nowych podmiotów gospodarczych w danej branży). Wszystkie te zmienne zostały wyrażone na poziomie powiatu i ich wartości były aktualizowane w każdym kolejnym roku badania. Warto nadmienić, iż dla czynników dotyczących sektora, w którym prowadzona jest działalność, wyróżniono sekcje od C do K, zgodnie z definicjami przyjętymi przez GUS (szerzej była mowa o tym w poprzednim podrozdziale).

Wyższy poziom życia, będący niejako oszacowaniem możliwości konsumpcyjnych lokalnej społeczności, powinien zmniejszać ryzyko zakończenia działalności. Tym samym przewiduję, iż wyższe dochody oraz niższa stopa bezrobocia powinny dodatkowo oddziaływać na żywotność przedsiębiorstw. Jednakże w przypadku tej drugiej zmiennej można wskazać również przesłanki dla przeciwnego charakteru zależności. Wysokie bezrobocie w regionie może powodować, iż właściciel nie będzie chciał zaprzestać własnej działalności, gdy ta nie

będzie przynosiła oczekiwanych zysków, z obawy przed trudnością w znalezieniu pracy jako pracownik najemny.

Gęstość zaludnienia wyrażająca chłonność rynku powinna oddziaływać pozytywnie na żywotność nowo powstałych przedsiębiorstw. Z drugiej strony, wyższe zaludnienie występuje w obszarach miejskich, gdzie jest również silniejsza konkurencja, wyższe koszty prowadzenia działalności czy bardziej wymagający klient. Dlatego na danych zagregowanych, bez rozróżniania na charakter prowadzonej działalności, ciężko prognozować na temat wpływu tej zmiennej. Dodatkowym celem badawczym dotyczącym tego czynnika jest sprawdzenie, czy jego wpływ zależy od charakteru prowadzonej działalności. Zgodnie z przytoczoną literaturą, położenie ma szczególnie duże znaczenie w branży usługowej i handlowej – ważny jest łatwy dostęp do rynku zbytu.

Miernikiem nasycenia rynku oraz poziomu konkurencji jest ogólna liczba firm oraz tylko prywatnych działających w danej branży w regionie w przeliczeniu na jednego mieszkańca. Oczekuję, iż obie te zmienne będą zmniejszać żywotność nowo powstałych podmiotów gospodarczych. Choć z drugiej strony duża liczba przedsiębiorstw w powiecie może wyrażać również silniejszy popyt, co oczywiście powinno pozytywnie stymulować zdolność firmy do utrzymania się na rynku. Jednak zdaniem autora, pierwszy efekt jest dużo bardziej istotny. Dodatkowe rozważanie tylko firm prywatnych miało na celu sprawdzenie, która ze zmiennych ma silniejszy wpływ na przedsiębiorczość w regionie. Jej uwzględnienie w analizie ma czysto poznawczy charakter.

Stopę wejścia nowych podmiotów gospodarczych można uznać za oszacowanie barier wejścia, jak i natężenia konkurencji. Duży udział nowo powstałych przedsiębiorstw implikuje, iż bariery wejścia nie są tutaj istotne. Ale z drugiej strony będzie to oznaczać wysoki stopień konkurencji – podmioty już istniejące, chcąc utrzymać swój udział w rynku, będą zwalczać nowe firmy. W zależności od tego, który z efektów jest lepiej mierzony przez ten czynnik, to wpływ na żywotność będzie pozytywny lub negatywny.

Dodatkową kwestią związaną z żywotnością przedsiębiorstw jest rozważenie, czy siedziba firmy znajduje się w powiecie normalnym czy też miejskim. Jak to było podkreślane w rozdziale drugim, wpływ lokalizacji firmy zależy w dużej mierze od specyfiki prowadzonej działalności. Łatwy dostęp do rynków zbytu będzie miał szczególnie duże znaczenie w branży usługowej i handlowej, zdecydowanie mniejszy w przemyśle.

Jako dopełnienie analizy wpływu czynników regionalnych na żywotność nowo powstałych przedsiębiorstw, podstawowy model ekonometryczny zostanie rozszerzony o efekty losowe mierzone na poziomie regionu. Pozwoli to na uszczegółowienie wpływu

lokalizacji firmy na jej żywotność w dwóch aspektach. Po pierwsze, da odpowiedź na pytanie, w których obszarach Polski są bardziej sprzyjające warunki dla prowadzenia własnego biznesu w długim horyzoncie czasowym. Da to możliwość sprawdzenia, czy ściana wschodnia, uważana za tereny zacofane, o niższym poziomie infrastruktury, stwarza gorsze warunki dla funkcjonowania małych podmiotów gospodarczych. Druga kwestia, to porównanie zdolności do utrzymania się na rynku przez przedsiębiorstwa, które mają siedziby w największych miastach z podmiotami działającymi na ich peryferiach. Hipoteza badawcza jest następująca. Firmy zlokalizowane w pobliżu wielkich aglomeracji, będą zyskiwać na łatwym dostępie do dużego rynku zbytu, przy jednocześnie niższych kosztach prowadzenia działalności.

Bardzo istotnym czynnikiem warunkującym żywotność nowo powstałych przedsiębiorstw jest sektor, w którym prowadzona jest działalność. Model Murraya (rozdział 2.1.2) implikuje, że w gałęziach o wyższym koszcie wejścia żywotność firm będzie zdecydowanie większa. Tym samym prawdopodobieństwo wyjścia z rynku dla mikro przedsiębiorstw zajmujących się usługami i handlem powinno być wyższe niż dla firm prowadzących działalność przemysłową. Ponadto jako dodatkowy cel badawczy autor stawia sobie sprawdzenie, czy wpływ wszystkich rozważanych czynników jest podobny w badanych trzech sektorach. Na przykład, biorąc pod uwagę fakt, iż korzyści ze skali produkcji odgrywają mniejszą rolę w usługach i handlu, to w tej branży efekt oddziaływania wielkości przedsiębiorstwa powinien być mniejszy.

Również szerszej analizie poddany będzie wpływ luki pomiędzy wielkością podmiotu a minimalną efektywną skalą produkcji wyrażoną jako średni poziom zatrudnienia w danej branży na poziomie województwa⁶. Przekroczenie minimalnej efektywnej skali produkcji gwarantuje zmniejszenie kosztów jednostkowych i tym samym będzie pozytywnie oddziaływać na długość prowadzenia działalności gospodarczej.

Pozostałe hipotezy mają mniejsze znaczenie ekonomiczne i poniekąd są bardziej oczywiste, dlatego zostają omówione pobieżnie. Firmy powstałe na bazie istniejącej firmy będą miały większe prawdopodobieństwo przetrwania, gdyż mogą czerpać z doświadczenia, bazy klientów i zagregowanego potencjału tkwiącego w podmiocie. Im bardziej skomplikowana forma prawna przedsiębiorstwa, tym większe prawdopodobieństwo przetrwania. Wiąże się to przede wszystkim ze swobodniejszym dostępem do kredytów z instytucji finansowych. Ponadto takie firmy są zwykle większe i dysponują większym

⁶ Nie są dostępne dane na temat poziomu zatrudnienia w sekcjach od C do K dla mniejszych jednostek terytorialnych.

kapitałem. Ponoszenie nakładów inwestycyjnych, jako sygnalizacja dobrej sytuacji finansowej przedsiębiorstwa i planów ekspansyjnych w przyszłości, będzie pozytywnie oddziaływało na długość funkcjonowania. Wpływ obszaru prowadzonej działalności, rynek krajowy czy też międzynarodowy, nie jest jednoznaczny. Z jednej strony, prosperowanie na szerszym rynku, jako gwarant większej liczby potencjalnych klientów, powinien sprzyjać stworzeniu przedsiębiorstwa działającego w długim horyzoncie czasowym. Ma to szczególnie duże znaczenie w gałęziach wysokich technologii, przemyśle i zdecydowanie mniejsze w branży usługowej. Ponadto prowadzenie działalności eksportowej implikuje większą wydajność. Z drugiej strony silna konkurencja, w szczególności ze strony firm rodzimych, gdy działania prowadzone są na rynku międzynarodowym, będzie zmniejszać prawdopodobieństwo przetrwania.

Marginalnie w badaniu empirycznym zostało potraktowane oddziaływanie sytuacji makroekonomicznej na żywotność przedsiębiorstw. Jest to przede wszystkim konsekwencją specyfiki okresu, którego dotyczą analizowane dane. Na lata 2003 – 2007 przypada ożywienie gospodarcze. Odnotowano wówczas dodatnią dynamikę PKB, rokrocznie niższy poziom bezrobocia i stabilizację inflacji na niskim poziomie. Aby móc bardziej szczegółowo prześledzić wpływ cyklu koniunkturalnego na żywotność przedsiębiorstw, należałoby wydłużyć horyzont badania na lata 2008 – 2009. Wówczas doskwierał globalnej gospodarce kryzys finansowy, choć i tak należy podkreślić, iż Polska przechodziła go łagodnie w porównaniu, na przykład, z innymi krajami europejskim. Pewną próbą uchwycenia wpływu cyklu koniunkturalnego jest umieszczenie w modelu ekonometrycznym zmiennej wyrażającej zmianę średniego poziomu wynagrodzeń w powiecie. Im wyższy wzrost poziomu zarobków, tym lepsza sytuacja ekonomiczna w regionie i tym samym wzrost popytu, co powinno przełożyć się na spadek prawdopodobieństwa zakończenia działalności.

Kolejna kwestia, która jest poruszana w badaniach, to czy wejście na rynek odbyło się w momencie ożywienia czy recesji. Firmy rozpoczynające działalność w okresach lepszej koniunktury natrafiają na bardziej sprzyjające warunki popytowe, przez co łatwiej im przetrwać początkowy, najtrudniejszy okres funkcjonowania. Badane firmy rozpoczynały działalność w roku 2002 i 2003. Lepsza sytuacja makroekonomiczna była w roku 2003, więc przypuszczam, iż kohorta nowych podmiotów gospodarczych, która weszła na rynek właśnie w tym momencie natrafiła na korzystniejsze warunki popytowe oraz ogólne stymulujące rozwój i zdolności do utrzymywania się na rynku.

Kończąc część pracy opisującą cele do zrealizowania i hipotezy poddane weryfikacji w badaniu empirycznym, nie sposób pominąć wskazania czynników, których efekt

oddziaływania nie został uwzględniony z powodu braków danych. Po pierwsze autor ubolewa, iż nie można było bardziej wnikliwiej analizie poddać wpływu kapitału ludzkiego. Kwestionariusz nie zawierał pytań, czy właściciel przed założeniem firmy przechodził szkolenia ukierunkowane na prowadzenie własnego biznesu lub ogólnie podnoszące kwalifikacje oraz jak długo pracuje w branży, w której rozpoczął działalność. Ponadto zabrakło informacji o tym, czy ktoś z jego najbliższego otoczenia (rodzina, partner, znajomi) prowadzi obecnie lub w przeszłości własną firmę. W literaturze przedmiotu jest to czynnik postrzegany jako silnie stymulując wzrost i żywotność małych podmiotów gospodarczych. Szczególnie ciekawa wydaje się analiza tego czynnika właśnie w Polsce – kraju postkomunistycznym, gdzie historia małej przedsiębiorczości jest stosunkowo krótka w porównaniu z Europą Zachodnią. Moim zdaniem firmy założone przez osoby, których rodzice są lub byli przedsiębiorcami, uzyskują przewagę polegającą na wyniesieniu z domu rodzinnego pewnych przyzwyczajęń i wzorców, które zapożyczają w zarządzaniu własnym biznesem.

Druga ważna kwestia pominięta w części empirycznej, to prowadzenie działalności innowacyjnej przez mikro przedsiębiorstwa. Niestety nie uwzględniono w kwestionariuszu żadnych pytań dotyczących poziomu wydatków na badania i rozwój oraz tego czy wprowadzane są innowacje. Tym samym nie można prześledzić wpływu natężenia działań innowacyjnych w grupie mikro przedsiębiorstw na ryzyko zakończenia działalności. Kolejne zagadnienie to jakie jest natężenie działań innowacyjnych w sektorze, w którym firma działa. W gałęziach, gdzie innowacyjność ma duże znaczenie, małe przedsiębiorstwa są bardziej narażone na bankructwo w pierwszej fazie cyklu życia. Z drugiej strony, jeśli uda im się utrzymać na rynku, to będą wzrastać szybciej w porównaniu z jednostkami działającymi w branżach o mniejszym natężeniu działań innowacyjnych. Niestety statystyka publiczna nie dostarcza danych o poziomie wydatków na badania i rozwój oraz liczbie wprowadzonych innowacji na poziomie sektora dla poszczególnych jednostek terytorialnych.

Tabela 3.2. Opis zmiennych biorących udział w badaniu empirycznym

Zmienna	Sposób kodowania	Weryfikowana hipoteza
sposób powstania firmy	1 = nowe, 0 = na bazie już istniejącego podmiotu	Podmioty powstałe na bazie istniejącej firmy będą miały większe prawdopodobieństwo przetrwania, gdyż mogą czerpać z doświadczenia, bazy klientów i zagregowanego potencjału tkwiącego w podmiocie.

forma prawna podmiotu	0 = osoba fizyczna prowadząca działalność gospodarczą, 1 = spółka cywilna, 2 = spółka jawna lub partnerska, 3 = spółka akcyjna, z o. o., komandytowa	Im bardziej skomplikowana forma prawna przedsiębiorstwa, tym większe prawdopodobieństwo przetrwania. Wiąże się to przede wszystkim ze swobodniejszym dostępem do kredytów z instytucji finansowych. Ponadto takie firmy są zwykle większe i dysponują większym kapitałem.
nakłady	1 = jeżeli poniesiono nakłady inwestycyjne w danym roku, 0 = w pozostałych przypadkach	Ponoszenie nakładów inwestycyjnych, jako sygnalizacja dobrej sytuacji finansowej przedsiębiorstwa i planów ekspansyjnych w przyszłości, będzie pozytywnie oddziaływało na długość prowadzenia działalności gospodarczej.
obszar prowadzonej działalności	0 = rynek lokalny, 1 = rynek regionalny, 2 = rynek krajowy, 3 = rynek międzynarodowy	Z jednej strony, prosperowanie na szerszym rynku, jako gwarant większej liczby potencjalnych klientów, powinien sprzyjać stworzeniu przedsiębiorstwa działającego w długim horyzoncie czasowym. Ma to szczególnie duże znaczenie w gałęziach wysokich technologii, przemyśle i zdecydowanie mniejsze w branży usługowej. Ponadto silna konkurencja, w szczególności ze strony firm rodzimych, gdy działania prowadzone są na rynku międzynarodowym, będzie zmniejszać prawdopodobieństwo przetrwania.
miejsce siedziby firmy	0 = powiat normalny, 1 = powiat na prawach miejskich, 2 = Łódź, Kraków, Wrocław, Poznań, Gdańsk, Gdynia, Sopot, 3 = Warszawa	Im bardziej zurbanizowany powiat, w którym znajduje się siedziba firmy, tym łatwiejszy dostęp do rynków zbytu. Ma to szczególnie duże znaczenie w branży usługowej i handlowej, o wiele mniejsze w przemyśle. Ponadto silna konkurencja w największych miastach, połączona z dużą liczbą alternatyw i o wiele większym popytem na pracę, może zwiększać prawdopodobieństwo wyjścia z rynku.
rok	0 = jeżeli firma rozpoczęła działalność w roku 2002, 1 = jeżeli firma rozpoczęła działalność w roku 2003	Rok 2003 to początek ożywienia gospodarczego. Podmioty gospodarcze powstałe w momencie lepszej koniunktury gospodarczej będą cechować się większą przeżywalnością.
liczba pracowników	zmienna traktowana jako ciągła, oznacza liczbę zatrudnionych osób (łącznie z właścicielem) w firmie	Im większa liczba pracowników, tym bardziej prawdopodobne, iż przedsiębiorstwo przekroczy minimalną efektywną skalę produkcji i tym samym będzie działać w długim horyzoncie czasowym.
charakter prowadzonej działalności gospodarczej	0 = przemysł, 1 = budownictwo, 2 = handel i usługi	Największą żywotnością powinny cechować się podmioty działające w branży przemysłowej. Rozpoczęcie działalności w tej gałęzi wymaga poniesienia większych nakładów finansowych, przez co same wejście na rynek powinno być lepiej przemyślane i przygotowane przez przedsiębiorcę.
MES	zmienna traktowana jako ciągła, jest to różnica między liczbą pracowników a średnim poziomem zatrudnienia w danej branży w województwie, w którym znajduje się siedziba firmy	Im większa nadwyżka zatrudnienia w danym przedsiębiorstwie ponad przeciętne zatrudnienie, tym większe prawdopodobieństwo przetrwania.

nowe firmy	zmienna traktowana jako ciągła, udział nowych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie firm działających w danym sektorze; zmienna wyrażona na poziomie powiatu	Zmienna ta mierzy efekt dwóch przeciwstawnych sił. Z jednej strony nowe podmioty będą zwiększać nasycenie rynku oraz poziom konkurencji, co może przekładać się na zwiększenie prawdopodobieństwa zakończenia działalności. Z drugiej strony nowe podmioty w branży mogą sygnalizować i być efektem dobrej sytuacji popytowej w regionie.
bezrobocie	zmienna traktowana jako ciągła, stopa bezrobocia wyrażona w procentach na poziomie powiatu	Zmienna ta mierzy efekt dwóch przeciwstawnych sił. Wysoka stopa bezrobocia może oznaczać słabą sytuację finansową potencjalnych konsumentów, co powinno przekładać się na zwiększenie prawdopodobieństwa zakończenia działalności. Z drugiej strony, trudności ze znalezieniem pracy mogą skłaniać właściciela do kontynuowania samozatrudnienia, nawet gdy to przedsięwzięcie nie przynosi oczekiwanych zysków.
gęstość zaludnienia	zmienna traktowana jako ciągła, liczba osób przypadająca na kilometr kwadratowy, zmienna wyrażona na poziomie powiatu	Jest to miara rynku. Im większa gęstość zaludnienia, tym większy rynek i tym samym mniejsze natężenie wymierania. Z drugiej strony, większa gęstość zaludnienia występuje w obszarach miejskich, gdzie jest silniejsza konkurencja i bardziej wymagający klient.
firmy prywatne	zmienna traktowana jako ciągła, liczba firm prywatnych działających w danej branży przypadająca na jednego mieszkańca, regresor wyrażony na poziomie powiatu	Mierzy dwie przeciwstawne siły. Większa liczba firm oznacza silniejszą konkurencję, co powinno przekładać się na mniejszą przeżywalność. Jednocześnie duża liczba prywatnych podmiotów gospodarczych może być wynikiem sprzyjających warunków rozwoju przedsiębiorczości w regionie oraz istnienia korzystnych warunków popytowych.
firmy w danej gałęzi	zmienna traktowana jako ciągła, liczba firm działających w danej branży przypadająca na jednego mieszkańca, regresor wyrażony na poziomie powiatu	Oddziaływanie na przeżywalność podmiotów gospodarczych analogiczne do zmiennej "firmy prywatne".
wynagrodzenia	zmienna traktowana jako ciągła, średni poziom wynagrodzeń, zmienna wyrażona na poziomie powiatu	Im wyższy poziom zarobków, tym lepsza sytuacja ekonomiczna potencjalnych klientów, co powinno przełożyć się na niższe prawdopodobieństwo zakończenia działalności.
zmiana poziomu wynagrodzeń	zmienna traktowana jako ciągła, zmiana średniego poziomu wynagrodzeń w stosunku do roku poprzedniego wyrażona w procentach, zmienna wyrażona na poziomie powiatu	Im wyższy wzrost poziomu zarobków, tym lepsza sytuacja ekonomiczna w regionie i tym samym wzrost popytu, co powinno przełożyć się na spadek prawdopodobieństwa zakończenia działalności. Zmienna ta pełni rolę przybliżenia wpływu cyklu koniunkturalnego na żywotność przedsiębiorstw.
poziom wykształcenia	0 = podstawowe, 1 = średnie, 2 = wyższe	Wyższy poziom wykształcenia implikuje wyższy zasób kapitału ludzkiego, co przekłada się na zwiększenie produktywności, podniesienie efektywności w koordynowaniu firmy i dystrybucji dobra finalnego oraz łatwiejszy dostęp do kredytów z instytucji finansowych. Zatem wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia właściciela, rośnie prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstwa.

poprzednio wykonywana praca	4 = pracownik fizyczny, 3 = bezrobotny, rencista lub emeryt, 2 = student lub uczeń, 1 = kierujący firmą publiczną lub prywatną, 0 = w pozostałych przypadkach	Bycie w przeszłości samo zatrudnionym lub zajmowanie stanowiska kierowniczego będzie procentować przy obecnym przedsięwzięciu – zdobyte doświadczenie powinno zmniejszać prawdopodobieństwo wyjścia z rynku. Osoby o niższych kwalifikacjach mogą być zmuszone do prowadzenia własnej działalności ze względu na problemy ze znalezieniem pracy. Natomiast przedsiębiorcy, którzy dopiero co ukończyli szkołę nie posiadają odpowiedniego doświadczenia. Te grupy osób samozatrudnionych będą mieć mniejsze prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku.
wiek	zmienna traktowana jako ciągła, wiek właściciela firmy wyrażony w latach	Osoby młode nie posiadają doświadczenia oraz mają utrudniony dostęp do kredytów z instytucji finansowych, które umożliwiłyby pełne sfinansowanie przedsięwzięcia. Firmy koordynowane przez nich będą cechować się mniejszą przeżywalnością.
płeć	1 = kobieta, 0 = mężczyzna	Kobiety prowadzą zwykle działalność na mniejszą skalę, aby ta nie pozostawała w konflikcie z życiem rodzinnym, przez co ich firmy są mniej konkurencyjne. Ponadto skupiają się na sektorach bardziej ryzykownych i małych rynkach. Dlatego prawdopodobieństwo zakończenia działalności przez firmę koordynowaną przez kobietę będzie wyższe.

4. Ekonometryczne modele czasu trwania

Modele trwania (ang. duration models) skupiają się na analizie czasu oczekiwania na wystąpienie badanego zjawiska. Takie zdarzenie jest określane zwykle mianem „porażki”, choć może to być, na przykład, zmiana statusu na rynku pracy z bezrobotnego na posiadającego pracę i nie ma to nic wspólnego z negatywnym wydźwiękiem słowa „porażka”. W pracy tej pojęcie to rozumiane jest jako zaprzestanie prowadzenia działalności gospodarczej przez przedsiębiorstwo z powodu likwidacji lub upadłości. Główny cel to zbudowanie modelu ekonometrycznego pozwalającego na uzależnienie czasu oczekiwania na wyjście z rynku od zestawu zmiennych objaśniających. Podstawowy problem, przed którym staje badacz, to określenie rozkładu prawdopodobieństwa najlepiej opisującego specyfikę występowania analizowanego zdarzenia.

Na wstępie rodzi się oczywista pokusa zastosowania do tego typu problemu Klasycznego Modelu Regresji Liniowej i powszechnie stosowanej w tym kontekście procedury estymacyjnej – Metody Najmniejszych Kwadratów (MNK). Jeśli przyjmiemy, że t_i oznacza czas funkcjonowania firmy, to czemu nie powinno się definiować modelu jako:

$$(4.1) \quad t_i = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

lub

$$(4.2) \quad \ln(t_i) = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) ?$$

Problem ze stosowalnością MNK w analizie danych opisujących żywotności przedsiębiorstw jest związany z założeniem o normalności błędu losowego. Wówczas również rozkład czasu oczekiwania na likwidację, pod warunkiem zaobserwowania wektora zmiennych objaśniających X_i , jest gaussowski: $t_i|X_i \sim N(X_i'\beta, \sigma^2)$. A to już niezwykle trudno uzasadnić na gruncie praktycznym – rzeczywiste dane przeczą tej tezie. Pojawiła się więc naturalna potrzeba zastosowania narzędzia statystycznego, które umożliwiłoby analizę specyficznych danych dotyczących czasu oczekiwania na zakończenie działalności. Parametryczne modele trwania można rozumieć jako analogię do klasycznego modelu regresji liniowej, z tym że rozkład normalny zostaje zastąpiony przez inny, bardziej adekwatny do charakteru analizowanego zjawiska.

Osoby zaznajomione ze specyfiką danych występujących w modelowaniu czasu trwania, na pytanie dlaczego nie należy stosować zwykłego modelu liniowego, mogą udzielić odpowiedzi, iż problemem jest ocenzurowanie części obserwacji. Na przykład, możemy nie obserwować rzeczywistego czasu likwidacji dla niektórych przedsiębiorstw, gdyż badanie zakończyło się przed wystąpieniem tej sytuacji. Jednakże należy podkreślić, iż w takim przypadku można zastosować model regresji liniowej ze standardowym założeniem na temat normalności dla danych cenzurowanych (ang. censored – normal regression) [24, s. 2]. Podstawowym problemem związanym ze stosowalnością tego narzędzia dla danych o żywotności podmiotów gospodarczych, jest założenie o normalności czasu oczekiwania na wyjście z rynku. Można co prawda argumentować, iż regresja liniowa jest stosunkowo odporna, gdy zmienna zależna odchyliła się od rozkładu gaussowskiego. Należy jednak podkreślić, iż w tego typu badaniach będziemy mieli do czynienia ze znaczącym odbieganiem. Takie rozkłady są zwykle silnie asymetryczne, często dwu- lub wielomodalne, a model liniowy w swej klasycznej postaci jest już istotnie wrażliwy na tego typu odchylenia.

Warto już na wstępie podkreślić, iż zastosowanie modeli trwania do analizy żywotności przedsiębiorstw jest powszechne w literaturze światowej. W Polsce natomiast, w świetle wiedzy autora, opracowanie to jest unikalne na tym polu. Przyczyną tego stanu rzeczy jest ograniczony dostęp do danych panelowych o sytuacji i perspektywach rozwojowych podmiotów gospodarczych. Pracę tę można uznać za znaczący wkład do literatury podnoszącej kwestię żywotności przedsiębiorstw w Polsce, ze względu na zastosowanie szerokiej gamy narzędzi statystycznych przystosowanych do analizy danych o takiej specyfice.

4.1 Opis rozkładu czasu oczekiwania na likwidację przedsiębiorstwa – funkcja przetrwania, hazardu i skumulowanego hazardu

Niech T oznacza nieujemną zmienną losową opisującą czas oczekiwania na zaprzestanie działalności. Jej dystrybuantę i funkcję gęstości będziemy oznaczać odpowiednio $F(t)$ i $f(t)$. W kontekście modeli czasu trwania stosuje się do opisu rozkładu zmiennej losowej T zwykle inne narzędzia. Pierwsze z nich, warte przeanalizowania, to funkcja przetrwania, którą oznacza się zwykle symbolem $S(t)$. Jest to prawdopodobieństwo, że obserwowana firma będzie prowadzić działalność przynajmniej do momentu t . Innymi słowy jest to prawdopodobieństwo, że nie wystąpi likwidacja podmiotu do chwili t . Zatem funkcja ta jest związana z dystrybuantą następującą zależnością:

$$(4.3) \quad S(t) = 1 - F(t) = P(T > t).$$

Jest ona równa jedności w punkcie $t = 0$ i maleje monotonicznie do 0, gdy t dąży do nieskończoności.

Funkcja hazardu, $h(t)$, to stopa (natężenie) likwidacji przedsiębiorstw w chwili t . Jest to graniczne prawdopodobieństwo zdarzenia, że zaprzestanie działalności wystąpi w pewnym przedziale czasowym, pod warunkiem, iż firma zdołała przetrwać do jego początku, podzielone przez długość interwału:

$$(4.4) \quad h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T > t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t)}{P(T > t)\Delta t} = \\ = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \cdot \frac{1}{S(t)} = \frac{F'(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}.$$

Funkcja ta może przyjmować dowolne nieujemne wartości. Również jej zachowanie jest różnorodne – może rosnać, maleć, pozostawać stała w czasie lub zmieniać wartości w sposób niemonotoniczny. Dla danego rozkładu istnieje wzajemna jednoznaczność pomiędzy funkcją gęstości, przeżycia, hazardu oraz dystrybuantą. Mając jedną z nich, trzy pozostałe są jednoznacznie wyznaczone [55, s. 7].

Funkcję skumulowanego hazardu definiujemy jako:

$$(4.5) \quad H(t) = \int_0^t h(u) du.$$

Jej interpretacja wynika bezpośrednio z powyższego wzoru. Jest to miara całkowitego ryzyka, która została zakumulowana do czasu t . Oznacza ona oczekiwaną liczbę wyjść z rynku w przedziale czasowym $[0, t]$ [24, s. 8]. Jeżeli więc dla danego przedsiębiorstwa funkcja skumulowanego hazardu wynosi 3 dla okresu pierwszych dziesięciu lat działalności, to oczekiwana liczba likwidacji wynosi 3, przy założeniu, że po każdym zaprzestaniu następuje natychmiastowe wznowienie działalności. Przekształcając wzór (4.5) otrzymujemy bardzo przydatną zależność:

$$(4.6) \quad H(t) = \int_0^t \frac{f(u)}{S(u)} du = - \int_0^t \frac{1}{S(u)} \left(\frac{\partial}{\partial u} S(u) \right) du = -\ln(S(t)).$$

Teraz można przedstawić funkcję przetrwania, dystrybuantę oraz gęstość zmiennej losowej T jako funkcje hazardu i skumulowanego hazardu:

$$(4.7) \quad S(t) = \exp(-H(t)), \quad F(t) = 1 - \exp(-H(t)), \quad f(t) = h(t)\exp(-H(t)).$$

4.2 Podstawowe podejścia estymacyjne w modelach trwania

Wyróżnia się trzy podstawowe podejścia do modelowania czasu oczekiwania na wystąpienie zjawiska: nieparametryczne, semiparametryczne oraz parametryczne. Pierwsze z nich bazuje na filozofii „niech przemówią dane”. Nie robi się tutaj żadnych formalnych założeń na temat rozkładu. Efekt zmiennych objaśniających nie jest modelowany

bezpośrednio – nie definiuje się ich sposobu oddziaływania na moment wystąpienia zaprzestania działalności. Metody semiparametryczne bazują na informacji z próby o kolejności pojawiania się likwidacji poszczególnych przedsiębiorstw. Podobnie jak w podejściu nieparametrycznym, nie zakłada się konkretnego rozkładu opisującego długość funkcjonowania firmy. Przedrostek „semi” wziął się stąd, iż parametryzowany jest wpływ zmiennych objaśniających, czyli pozostaje parametryczny komponent w analizie. W medelowaniu parametrycznym wynik jest w dużej mierze determinowany przez założenie na temat rozkładu czasu oczekiwania. Warto już na wstępie podkreślić, iż dobór odpowiedniego rozkładu nie zawsze jest łatwy.

W literaturze statystycznej podejmującej problematykę modeli trwania dominuje obecnie podejście polegające na zastępowaniu formy funkcyjnej $t_i = X_i\beta + \varepsilon_i$, gdzie ε_i jest pewną zmienną losową o rozkładzie adekwatnym do analizowanego problemu, przez $h_i(t) = g(t, X_i'\beta)$. Zgodnie z literaturą przedmiotu, $h_i(t)$ oznacza funkcję hazardu – natężenie wystąpienia likwidacji dla i – tej firmy, natomiast $g(\cdot)$ to pewna nieujemna funkcja. Zabieg ten to wyłącznie zmiana konwencji zapisu i nie wpływa na interpretację uzyskanych wyników, gdyż dla każdego rozkładu prawdopodobieństwa opisanego za pomocą funkcji gęstości hazard jest wyznaczony w sposób jednoznaczny. Przyjęcie konkretnego założenia o rozkładzie błędu w modelach parametrycznych znajduje swe odzwierciedlenie w konkretnej postaci ryzyka zaprzestania działalności.

Rodzi się oczywiste pytanie, dlaczego to podejście jest lepsze? Otóż w analogiczny sposób można prezentować modele semiparametryczne:

$$(4.8) \quad h_i(t) = g(h_0(t), X_i'\beta),$$

gdzie $g(\cdot)$ jest pewną nieujemną funkcją, natomiast $h_0(t)$ oznacza hazard bazowy. Zatem funkcja hazardu i – tego przedsiębiorstwa jest wynikiem działania hazardu bazowego, takiego samego dla wszystkich, który jest modyfikowany przez wektor mierzalnych charakterystyk. Najpopularniejszy sposób parametryzacji to przyjęcie założenia, że

$$(4.9) \quad h_i(t) = h_0(t)\exp(X_i'\beta)$$

i otrzymamy wówczas model proporcjonalnego hazardu. Jest on proporcjonalny w tym sensie, iż ryzyko i – tego podmiotu to wynik multiplikatywnego oddziaływania zmiennych objaśniających na hazard bazowy. Wybór funkcji $\exp(\cdot)$ jest podyktowany przede wszystkim łatwą interpretacją wpływu zmiennych objaśniających na poziom ryzyka (będzie jeszcze o tym mowa w podrozdziale 4.5). Do klasy modeli proporcjonalnego hazardu zalicza się

wszystkie parametryzacje, w których funkcję $exp(\cdot)$ zastąpimy dowolną nieujemnie określoną [58, s. 244].

Każdy model parametryczny może zostać zapisany przy użyciu notacji opierającej się na funkcji hazardu (nie koniecznie proporcjonalnej!). Wiele powszechnie stosowanych modeli parametrycznych, które w naturalny sposób zapisuje się w postaci $ln(t_i) = X_i'\beta + \varepsilon_i$, ma również reprezentację jako $h_0(t)exp(X_i'\beta)$. W takich sytuacjach przyjęło się mówić, iż model jest reprezentowany zarówno w metryce log – czas jak i proporcjonalnego hazardu [24, s. 232 – 233]. Parametryczny model proporcjonalnego hazardu różni się tym od semiparametrycznego, iż dla niego podana jest konkretna postać hazardu bazowego, zgodna z przyjętym założeniem o rozkładzie.

Oszacowania parametrów w modelach parametrycznych są uzyskiwane za pomocą metody największej wiarygodności. Wiarygodność próby, przy założeniu braku cenzurowania obserwacji, ma postać:

$$(4.10) \quad L(\beta|t_1, t_2, \dots, t_n) = f(t_1|\beta, X_1) \cdot f(t_2|\beta, X_2) \cdot \dots \cdot f(t_n|\beta, X_n),$$

gdzie t_i oznacza moment zaprzestania działalności dla i – tej firmy. Funkcję $L(\cdot)$ można rozumieć jako „łączne prawdopodobieństwo” likwidacji pierwszej firmy w chwili t_1 , przy danym wektorze zmiennych objaśniających X_1 , likwidacji drugiej firmy w chwili t_2 , przy danym wektorze zmiennych objaśniających X_2 , itd.. Główna idea leżąca u podstawy metody największej wiarygodności, to taki dobór oszacowań parametrów β , które maksymalizują wiarygodność próby – czyli prawdopodobieństwo zaobserwowania momentów wyjścia z rynku takich jak w próbie przy danym zbiorze zmiennych objaśniających. Wykorzystując zależność pomiędzy funkcją hazardu, gęstością oraz dystrybuantą można zapisać wiarygodność jako:

$$(4.11) \quad L(\beta|t_1, t_2, \dots, t_n) = S(t_1|\beta, X_1) \cdot h(t_1|\beta, X_1) \cdot S(t_2|\beta, X_2) \cdot h(t_2|\beta, X_2) \cdot \dots \cdot S(t_n|\beta, X_n) \cdot h(t_n|\beta, X_n).$$

Wzór ten okaże się niezwykle użyteczny, gdy w następnym podrozdziale będą rozważane możliwe sposoby cenzurowania obserwacji.

W przypadku modeli semiparametrycznych procedura estymacyjna polega na przeprowadzeniu osobnych analiz obliczających prawdopodobieństwo likwidacji przedsiębiorstwa w chwilach, w których zaobserwowano je w badanej próbie. Poniżej zostanie zaprezentowany przykład, który zaczerpnięto z niewielkimi modyfikacjami z [24, s. 21 – 24] i niezwykle klarownie przedstawia ideę tego podejścia. Przyjmijmy następującą postać funkcji hazardu:

$$(4.12) \quad h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i' \beta).$$

Funkcja wiarygodności w modelowaniu semiparametrycznym to:

$$(4.13) \quad L(\beta|dane) = L(analiza\ 1) \cdot L(analiza\ 2) \cdot \dots \cdot L(analiza\ k).$$

Dla wygody i prostoty obliczeń wykorzystany zostanie zbiór danych zamieszczony w tabeli 4.1. Zakładamy, że t oznacza moment likwidacji firmy (liczony w miesiącach od momentu rozpoczęcia działalności), a X to zmienna objaśniająca.

Firma	t	X
1	2	1
2	6	3
3	19	4
4	26	5

Tabela 4.1. Hipotetyczny zbiór danych dla zobrazowania procedury estymacyjnej w podejściu semiparametrycznym
Źródło: Opracowanie własne

Analiza składać się będzie z czterech części – dla każdej chwili, gdy odnotowano zaprzestanie działalności, oddzielnie. Podejście to sprowadza się do wyznaczenia prawdopodobieństwa likwidacji dla firm, dla których je zaobserwowano w próbie. Mamy zatem:

- analiza w momencie $t = 2$: prawdopodobieństwo, że dla pierwszego przedsiębiorstwa wystąpiła upadłość przy założeniu, że w próbie są wszystkie cztery podmioty;
- analiza w momencie $t = 6$: prawdopodobieństwo, że dla drugiego przedsiębiorstwa zaobserwujemy likwidację przy założeniu, że w próbie są druga, trzecia i czwarta firma;
- analiza w momencie $t = 19$: prawdopodobieństwo, że dla trzeciego przedsiębiorstwa miało miejsce zaprzestanie działalności przy założeniu, że w próbie są trzecia i czwarta firma;
- analiza w momencie $t = 26$: prawdopodobieństwo, że dla czwartego przedsiębiorstwa wystąpiła likwidacja przy założeniu, że w próbie jest tylko ta firma.

Funkcja wiarygodności jest budowana na podstawie poniższego wzoru, który wyraża prawdopodobieństwo likwidacji i – tej firmy w chwili t :

$$(4.14) \quad P(T_i = t | obserwujemy\ firmy\ i, i + 1, \dots, n) = \frac{h_i(t)}{h_i(t) + h_{i+1}(t) + \dots + h_n(t)}.$$

Zatem dla analizowanego przykładu otrzymujemy:

$$(4.15) \quad L(\beta|dane) = \frac{h_1(2)}{h_1(2) + h_2(2) + h_3(2) + h_4(2)} \cdot \frac{h_2(6)}{h_2(6) + h_3(6) + h_4(6)} \cdot \frac{h_3(19)}{h_3(19) + h_4(19)} \cdot \frac{h_4(26)}{h_4(26)} = \frac{\exp(\beta)}{\exp(\beta) + \exp(3\beta) + \exp(4\beta) + \exp(5\beta)} \cdot \frac{\exp(3\beta)}{\exp(3\beta) + \exp(4\beta) + \exp(5\beta)} \cdot \frac{\exp(4\beta)}{\exp(4\beta) + \exp(5\beta)}$$

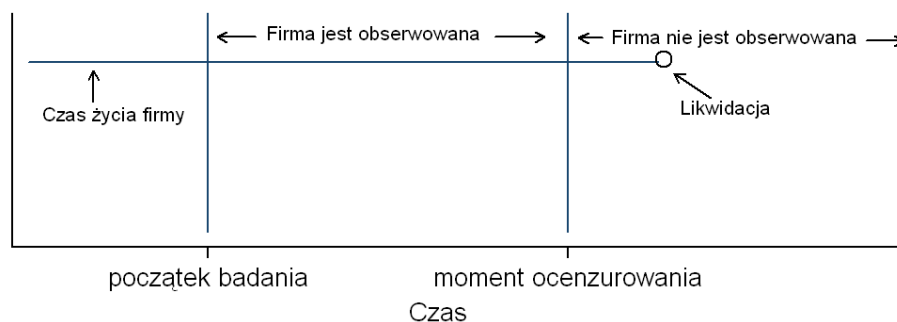
Jako główny wniosek z przeprowadzonych rozważań należy uznać to, iż postać funkcji hazardu bazowego nie ma wpływu na wiarygodność próby i tym samym na

oszacowanie parametru β . Sam model w literaturze statystycznej jest znany pod nazwą semiparametrycznego modelu proporcjonalnego hazardu Coxa i szerzej zostanie omówiony w podrozdziale 4.5.

4.3 Cenzurowanie

W kontekście danych rzeczywistych mamy najczęściej do czynienia z sytuacją, w której nie obserwujemy momentu likwidacji dla części przedsiębiorstw. Pojęcie cenzurowania rozumiane jest jako zdarzenie polegające na tym, iż upadłość zachodzi w momencie, gdy analizowana firma nie jest obserwowana. W opracowaniu tym zakłada się, że zaprzestanie działalności może wystąpić tylko raz (nie dopuszcza się możliwości ponownego wznowienia funkcjonowania) i po likwidacji firma nie jest już poddawana dalszej analizie. Na marginesie warto dodać, iż pojęcie cenzurowania łatwo uogólnia się na potrzeby zjawisk, w których dopuszcza się wielokrotne występowanie zdarzenia.

W praktyce najczęściej występuje cenzurowanie prawostronne. Jest to sytuacja, gdy podmiot jest obserwowany od momentu rozpoczęcia analizy i w pewnym momencie przestaje uczestniczyć w badaniu. Zatem nie będzie znany rzeczywisty moment zaprzestania działalności, tylko wiadomo, że nie nastąpiło to w okresie, w którym firma była poddana analizie. Taka sytuacja może wystąpić w praktyce, gdy a priori zakładana jest długość trwania badania. Na przykład, przedsiębiorstwa są obserwowane przez pięć lat od momentu wejścia na rynek. W wybranym horyzoncie czasowym nie wszystkie podmioty zaniechają działalności. Podobny wynik może być konsekwencją zmiany miejsca zamieszkania właściciela lub odmowy dalszego partycypowania w badaniu. Wówczas również nie zostanie zaobserwowany moment likwidacji firmy. Wiadomo jedynie, iż nie wystąpił on przed momentem ostatniej odpowiedzi na pytania ankietowe. Rysunek 4.1 obrazuje sytuację prawostronnego ocenzurowania.



Rysunek 4.1. Ocenzurowanie prawostronne
Źródło: Opracowanie własne

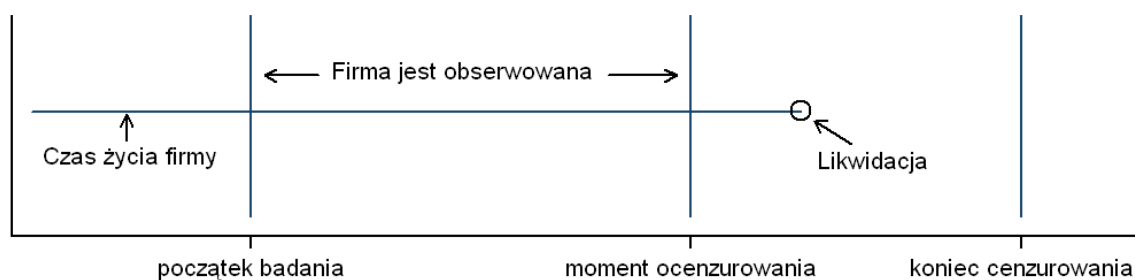
Przy założeniu, że cenzurowanie pojawia się w próbie w sposób całkowicie losowy i nie jest skorelowane z przyczynami likwidacji firmy, to wówczas daje się to bardzo łatwo uwzględnić w funkcji wiarygodności dla modeli parametrycznych i semiparametrycznych. Zaczniemy od tych pierwszych. Łączna funkcja gęstości próby, gdy znamy dla wszystkich przedsiębiorstw chwile, w których nastąpiła likwidacja – t_1, t_2, \dots, t_n , wyraża się wzorem:

$$(4.16) L(\beta|t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n S(t_i|\beta, X_i) \cdot h(t_i|\beta, X_i).$$

Ulega on uproszczeniu, gdy występują firmy ocenzurowane prawostronnie. Dla takich jednostek funkcja gęstości $S(t_i|\beta, X_i) \cdot h(t_i|\beta, X_i)$ zostaje zastąpiona przez funkcję przetrwania $S(t_i|\beta, X_i)$, która wyraża prawdopodobieństwo, iż upadłość nie wystąpiła przed momentem t_i . Dzieje się tak dlatego, iż posiadana przez badacza informacja na temat tych podmiotów to jedynie brak zaprzestania działalności w okresie ich obserwacji [58, s. 75].

W przypadku modeli semiparametrycznych, dla których analiza składa się z odrębnych części dla każdego momentu odnotowania likwidacji firmy, prawostronne cenzurowanie nie komplikuje istotnie zapisu. Przyjmijmy, że i – ta firma jest ocenzurowana w t_i . Wówczas uczestniczy ona we wszystkich analizach dla chwil, które poprzedzają t_i , oraz nie jest już brana pod uwagę, gdy nie jest już obserwowana [24, s. 31].

Dla cenzurowania przedziałowego (rysunek 4.2), wiadomo tylko, iż likwidacja przedsiębiorstwa wystąpiła pomiędzy dwoma punktami czasu, a dokładny moment jej zajścia nie jest znany [58, s. 70 – 72]. Taka sytuacja ma miejsce, gdy firmy są poddawane badaniu w ustalonych okresach czasu, na przykład, raz na kwartał ankietowani są właściciele podmiotu gospodarczego. Wówczas badacz nie będzie posiadał informacji o dokładnym momencie wystąpienia upadłości, tylko znać będzie kwartał, w którym to miało miejsce.



Rysunek 4.2. Ocenzurowanie przedziałowe
Źródło: Opracowanie własne

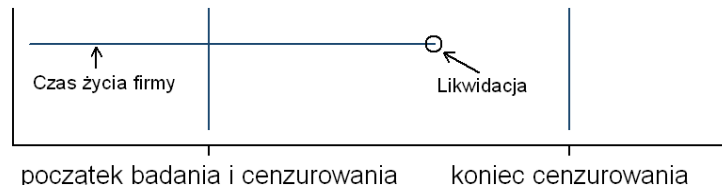
W jaki sposób cenzurowanie przedziałowe jest uwzględniane w funkcji wiarygodności w modelach parametrycznych? Przyjmijmy, że dla i – tej firmy wiadomo, że likwidacja miała miejsce pomiędzy t_{0i} a t_{1i} . Wówczas prawdopodobieństwo zaprzestania działalności w przedziale czasowym (t_{0i}, t_{1i}) można wyrazić jako różnicę funkcji przetrwania:

$$(4.17) P(T_i \in (t_{0i}, t_{1i}) | X_i, \beta) = S(t_{0i} | X_i, \beta) - S(t_{1i} | X_i, \beta) [58, s. 70 – 72].$$

Jest to właśnie wkład i – tej firmy do łącznej funkcji gęstości.

Dla modeli semiparametrycznych sytuacja nieznacznie komplikuje się. Analiza opiera się na kolejności wychodzenia z rynku firm. Cenzurowanie przedziałowe staje się problematyczne, jeśli uniemożliwia jednoznaczne posortowanie podmiotów gospodarczych pod względem ich chwil likwidacji. Załóżmy, że nie znamy dokładnego momentu wyjścia z rynku dla firmy o numerze 1, a wiemy tylko, że miało to miejsce w przedziale (5, 15). Jeśli nie ma w próbie żadnego innego podmiotu, dla którego odnotowano upadłość lub ocenzurowanie w tym przedziale, to nie zaburzy to kolejności sortowania firm według momentów ich wyjścia z rynku. Tym samym nie będzie to miało wpływu na postać funkcji wiarygodności. Jednak jeśli firma o numerze 2 również jest poddana cenzurowaniu przedziałowemu – wiemy tylko, że likwidacja wystąpiła w przedziale (10, 20), to analiza znacznie utrudnia się. Tym razem mamy do czynienia z sytuacją, gdy przedziały w których wystąpiło zaprzestanie funkcjonowania nakładają się na siebie. Tym samym nie wiadomo w jakiej kolejności powinno ustawić się pierwsze i drugie przedsiębiorstwo. Najprostszym sposobem rozwiązania tego problemu jest przyjęcie założenia, że rozkład wystąpień upadłości jest jednostajny na danym przedziale [24, s. 33]. Można teraz rozdzielić badany okres na trzy części: (5, 10) – dla pierwszej firmy likwidacja wystąpiła najpierw, (10, 15) – upadłości zachodzą w tym samym momencie dla pierwszego i drugiego podmiotu (obserwacje związane, ang. *tied*), (15, 20) – ponownie wcześniej obserwujemy upadłość dla pierwszej firmy. Przy założeniu rozkładu jednostajnego i braku zależności, prawdopodobieństwo zaobserwowania obserwacji związanych wynosi $0,25$ ($P(T_1) \in (10,15), P(T_2) \in (10,15)) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = 1/4$). Zatem prawdopodobieństwo, iż najpierw zajdzie likwidacja dla pierwszej firmy to $0,75$. Uzyskane szanse są traktowane jako wagi dla odrębnych analiz zakładających odpowiednio, że upadłości zachodzą w tym samym przedziale oraz najpierw dla pierwszego przedsiębiorstwa.

Lewostronne cenzurowanie (rysunek 4.3) z matematycznego punktu widzenia (zapis funkcji wiarygodności) nie różni się niczym od cenzurowania przedziałowego. Likwidacja wystąpi zanim firma zostanie poddana analizie i tym samym nie jest znany jej rzeczywisty moment zajścia.



Rysunek 4.3. Ocenzurowanie lewostronne

Źródło: Opracowanie własne

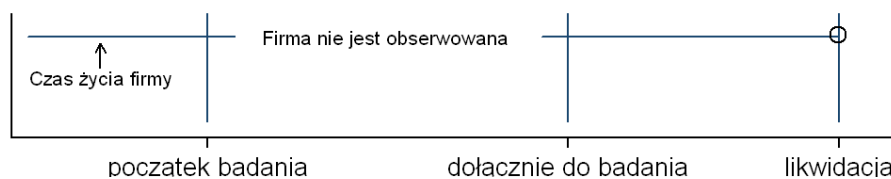
Pozostaje jeszcze przeanalizować sytuację nazywaną powszechnie ucięciem. Występuje ona, gdy firma nie jest obserwowana w pewnym przedziale czasowym, ale wiemy a posteriori, że nie wystąpiła wówczas likwidacja. Problem polega na tym, że gdyby nawet, to i tak nie byłby znany dokładny moment jej zajścia.

Lewostronne ucięcie (rysunek 4.4) polega na tym, iż w pierwszej fazie badania firma nie jest obserwowana. Jest ona poddana analizie tylko wtedy, gdy zdoła przetrwać okres poprzedzający włączenie do analizy. Taka sytuacja ma miejsce, jeśli do badania włączone zostaną podmioty, które są obecne na rynku już od dawna [58, s. 72 – 74].

Pojawia się oczywiste pytanie, czy z punktu widzenia poprawności statystycznej takie przedsiębiorstwa należy uwzględnić w analizie. Okazuje się, że odpowiedź jest twierdzącą, o ile zostanie to zrobione we właściwy sposób. Najpierw przyjrzyjmy się podejściu parametrycznemu. Zakładamy, że dla i – tej firmy moment likwidacji to t_i oraz została ona włączona do analizy w momencie t_{0i} . Wkład tego podmiotu do funkcji wiarygodności musi zostać skorygowany o prawdopodobieństwo nie wystąpienia upadłości przed momentem t_{0i} , czyli o $S(t_{0i}|X_i, \beta)$. Zatem funkcja gęstości T_i pod warunkiem, iż $T_i > t_{0i}$ to:

$$(4.18) \quad L_i(\beta|t_i, X_i) = \frac{S(t_i|X_i, \beta)}{S(t_{0i}|X_i, \beta)} \cdot h(t_i|X_i, \beta) \quad [24, s. 35].$$

W przypadku modeli semiparametrycznych, należy wykluczyć obserwację uciętą z lewej strony ze wszystkich analiz dla momentów likwidacji firm, które miały miejsce w okresie, gdy podmiot nie był poddany jeszcze analizie. Po przekroczeniu t_{0i} , przedsiębiorstwo jest już włączane do wszystkich kolejnych analiz tak, jak to miało miejsce w zapisie funkcji wiarygodności dla próby bez cenzurowania i ucinania. Innymi słowy, firma w przedziale czasowym, w którym nie była obserwowana, jest traktowana w taki sposób, jakby nie była poddana działaniu czynnika ryzyka.



Rysunek 4.4. Ucięcie lewostronne

Źródło: Opracowanie własne

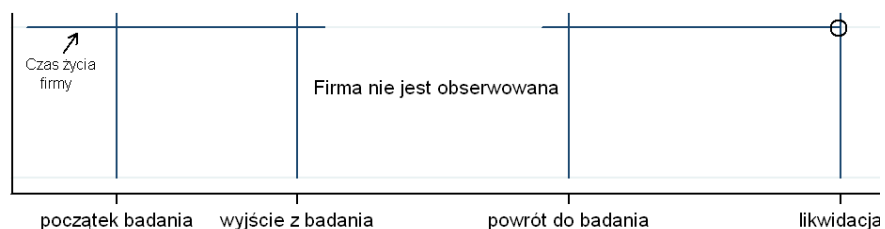
Ucięcie przedziałowe (rysunek 4.5) można rozumieć jako szczególny przypadek ucięcia lewostronnego. Mamy do czynienia z taką sytuacją, jeżeli firma w pewnym momencie przestaje uczestniczyć w badaniu, ale po pewnym czasie wraca. Innymi słowy nie jest ona obserwowana przez pewien czas działania czynnika ryzyka. Od strony statystycznej problem z takim przedsiębiorstwem polega na tym, iż gdyby likwidacja wystąpiła w okresie nie śledzenia co działo się z podmiotem, to badacz nie posiadałby o tym żadnej informacji.

Na potrzeby zapisania wkładu i – tej firmy do funkcji gęstości przyjmijmy następujące oznaczenia. Niech t_{1i} oznacza moment rozpoczęcia cenzurowania, czyli historia obecności przedsiębiorstwa na rynku była w pełni udokumentowana do tej chwili. Natomiast t_{2i} to moment powrotu podmiotu do próby, czyli nie był on badany w okresie (t_{1i}, t_{2i}) . Zakładamy ponadto, że likwidacja wystąpiła w t_{3i} . Przy tych oznaczeniach wkład tej firmy do funkcji wiarygodności to:

$$(4.19) \quad L_i(\beta|t_{3i}, X_i) = S(t_{1i}|X_i, \beta) \frac{S(t_{3i}|X_i, \beta)}{S(t_{2i}|X_i, \beta)} \cdot h(t_{3i}|X_i, \beta) \quad [24, \text{s. } 35].$$

$S(t_{1i}|X_i, \beta)$ oznacza prawdopodobieństwo nie wystąpienia upadłości do chwili t_{1i} . Natomiast $\frac{S(t_{3i}|X_i, \beta)}{S(t_{2i}|X_i, \beta)} \cdot h(t_{3i}|X_i, \beta)$ to warunkowe prawdopodobieństwo likwidacji przedsiębiorstwa w momencie t_{3i} , pod warunkiem, że nie pojawiło się ono do chwili t_{2i} .

W przypadku podejścia semiparametrycznego, ten problem jest rozwiązywany w sposób analogiczny do ucięcia lewostronnego. Zatem firma zostaje pominięta we wszystkich analizach dla przedziału (t_{1i}, t_{2i}) .



Rysunek 4.5. Ucięcie przedziałowe
Źródło: Opracowanie własne

4.4 Podejście nieparametryczne

Modelowanie nieparametryczne opiera się na filozofii pozwalającej „przemówić danym”. Nie robi się tutaj żadnych formalnych założeń na temat postaci funkcji opisujących żywotność przedsiębiorstw (np. funkcji hazardu czy przetrwania). Również efekt oddziaływania zmiennych opisujących firmy na długość prowadzenia przez nie działalności nie jest modelowany bezpośrednio. W tego typu analizach powszechnie stosowane podejście polega na porównaniu funkcji przetrwania, hazardu lub skumulowanego hazardu dla

podmiotów należących do różnych grup wyróżnionych za pomocą poziomów dyskretnych zmiennych objaśniających.

Dystrybuanta empiryczna jest niezwykle użytecznym narzędziem opisującym własności rozkładu, na przykład, takie jak kwantyle czy dyspersja. Ponadto jest szeroko stosowana w modelach czasu trwania do analizy kształtu rozkładu oraz konstrukcji formalnych testów statystycznych sprawdzających dopasowanie danych do analizowanego modelu. W przypadku gdy nie mamy w próbie firm ocenianych, czyli dla wszystkich znamy moment likwidacji, to dystrybuanta empiryczna przyjmuje postać:

$$(4.20) \quad \widehat{F}_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}(x_i \leq t),$$

a oszacowanie funkcji przetrwania to $\widehat{S}_n(t) = 1 - \widehat{F}_n(t)$. Dystrybuanta empiryczna jest zatem funkcją schodkową, która maleje o n^{-1} w momentach, gdy zaobserwowano upadłość i przy założeniu, że w danej chwili wystąpiła ona co najwyżej raz. Jest to nieobciążony estymator dystrybuanty teoretycznej $F(t)$. Ponadto z mocnego prawa wielkich liczb wynika, że

$$(4.21) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P(|\widehat{F}_n(t) - F(t)| \geq \epsilon) = 0,$$

co implikuje również zgodność $\widehat{F}_n(t)$. Oznacza to, że dla każdego $t \in R$, dystrybuanta empiryczna dobrze „odtwarza” nieznaną dystrybuantę F w punkcie t na podstawie pobranej próbki losowej o dużej liczebności. Warto nadmienić, iż dystrybuanta teoretyczna jest precyzyjnie przybliżana nie tylko lokalnie, w każdym punkcie t z osobna, ale także globalnie. Mówi o tym twierdzenie Gliwienki – Cantellego:

$$(4.22) \quad P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_t |\widehat{F}_n(t) - F(t)| = 0\right) = 1 \text{ [38, s. 87 – 88]}.$$

W praktyce jednak bardzo często występuje cenzurowanie prawostronne, co komplikuje analizę i uniemożliwia zastosowanie prostego estymatora funkcji przetrwania opierającego się na omówionej powyżej dystrybuancie empirycznej. W ogólnym przypadku najpopularniejszym narzędziem analitycznym jest niewątpliwie estymator zaproponowany przez Kaplana i Meiera [56]. Załóżmy, że w zbiorze danych odnotowano likwidacje w momentach $t_1 < t_2 < \dots < t_k$, n_i oznacza liczbę firm obserwowanych w chwili t_i (są to podmioty będące pod działaniem czynnika ryzyka lub inaczej, liczba przedsiębiorstw obserwowanych tuż przed wystąpieniem upadłości w momencie t_i). Ponadto d_i to ilość zlikwidowanych firm w chwili t_i , a m_i to liczba podmiotów ocenianych w przedziale $[t_i, t_{i+1})$ w momentach czasu $t_{i1} < t_{i2} < \dots < t_{im_i}$. Prawdopodobieństwo upadłości w t_i wyraża się wzorem

$$(4.23) \quad P(T = t_i) = S(t_i^-) - S(t_i).$$

Wkład firm ocenzurowanych do funkcji wiarygodności (czyli prawdopodobieństwo, że likwidacja nastąpiła po t_{il}) to

$$(4.24) \quad P(T > t_{il}) = 1 - F(t_{il}) = S(t_{il}).$$

Można teraz zapisać funkcję wiarygodności, czyli prawdopodobieństwo zaobserwowania danej próby

$$(4.25) \quad L(S) = \prod_{i=0}^k \left\{ (S(t_i^-) - S(t_i))^{d_i} \prod_{l=1}^{m_i} S(t_{il}) \right\}.$$

Wśród wszystkich funkcji przetrwania S , poszukujemy takiej, która maksymalizuje wiarygodność próby. Rozwiązaniem tego problemu jest funkcja, która po raz pierwszy została zaproponowana przez Kaplana i Meiera:

$$(4.26) \quad \hat{S}(t) = \prod_{i|t_i \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i} \right) \quad [55, \text{s. } 15 - 16].$$

Jest to oszacowanie, które maksymalizuje prawdopodobieństwo wystąpienia zaobserwowanej próbki. Iloczyn jest wyznaczany po wszystkich t , w których wystąpiło przynajmniej jedno zaprzestanie działalności. W związku z tym $\hat{S}(t)$ jest funkcją schodkową o skokach właśnie w tych punktach czasu. Ich wielkość zależy nie tylko od liczby wyjść z rynku, które miały miejsce w t_i , ale również od reguły cenzurowania do momentu t_i .

Pojawia się pytanie, w jaki sposób porządkować kolejność wystąpienia cenzurowania i likwidacji firmy, jeśli ich moment zajścia jest dokładnie ten sam? Innymi słowy, czy podmiot ocenzurowany powinien być zaliczony do grupy jednostek narażonych na działanie czynnika ryzyka? W programie statystycznym Stata11, który posłużył do estymacji modeli trwania, zakłada się, iż wystąpienie zjawiska poprzedza cenzurowanie [24, s. 96]. Zatem firma ocenzurowana zostanie zaliczona do przedsiębiorstw znajdujących się pod wpływem działania czynnika ryzyka. Z merytorycznego punktu widzenia nic nie stoi na przeszkodzie, aby wprowadzić założenie, iż cenzurowanie ma miejsce przed zajściem upadłości. Wówczas wystarczy odjąć małą liczbę od zmiennej mierzącej czas dla tych podmiotów, które są ocenzurowane. Odejmowana wartość powinna być na tyle mała, aby nie zmienić uporządkowania firm pod względem zmiennej oznaczającej czas, żeby nie zaburzyło to wyników przeprowadzonej analizy. W badaniu empirycznym zaprezentowanym w rozdziale 5 czas jest wyrażony w miesiącach. Zatem, żeby wprowadzić odmienne założenie na temat kolejności pojawiania się cenzurowania i wyjścia z rynku wystarczy odjąć, na przykład, liczbę 0,01. Zmiana w zmiennej mierzącej oczekiwanie na wystąpienie likwidacji jest na tyle niewielka, iż nie powinno to oddziaływać na uzyskane wyniki.

Ocenzurowanie z lewej strony nie modyfikuje w znaczący sposób rozumowania przedstawionego powyżej. Załóżmy, że firma została dołączona do próby, gdy badanie trwało

już od pewnego czasu i miało to miejsce w momencie t_1 . Wówczas nie jest ona brana pod uwagę przy obliczaniu liczby przedsiębiorstw będących pod działaniem czynnika ryzyka dla wszystkich zaobserwowanych momentów upadłości, które poprzedzają t_1 . Takie postępowanie ma na celu uwzględnienie faktu, iż podmiot jest w próbie, gdyż nie został zlikwidowany w okresie ucięcia. Sposób postępowania z cenzurowaniem przedziałowym jest analogiczny. Przedsiębiorstwo nie jest zaliczane do grupy jednostek pod działaniem czynnika ryzyka, gdy nie jest obserwowane [24, s. 96 – 99].

Warto jeszcze wspomnieć, iż poważny problem pojawiający się z estymatorem Kaplana – Meiera w kontekście cenzurowania wystąpi, gdy dołączenie lub powrót do próby przedsiębiorstwa nastąpi po zejściu upadłości dla wszystkich pozostałych jednostek. Niech t_{k-1} oznacza moment likwidacji dla ostatniego przedsiębiorstwa znajdującego się na rynku. Ponadto przyjmujemy, że t^* i t_k oznaczają odpowiednio koniec lewostronnego ocenzurowania i moment zakończenia działalności dla firmy, która „powróciła” do próby, gdy wszystkie pozostałe wyszły już z rynku. Przy założeniu, że $t_{k-1} < t^*$ otrzymamy wynik sprzeczny z zdroworozsądkowym podejściem. Otóż estymator Kaplana – Meiera będzie przyjmował wartość równą 0 dla każdego $t > t_{k-1}$, choć w przedziale czasowym (t^*, t_k) będzie jeszcze jeden funkcjonujący podmiot. Wynika to z rekurencyjnego charakteru wzoru $\hat{S}(t_i) = \hat{S}(t_{i-1}) \cdot \frac{n_i - d_i}{n_i}$. Zatem jeśli w pewnym momencie czasu $\hat{S}(t_i)$ przyjmie wartość równą 0, to już pozostanie na tym poziomie, nie ważne ile jeszcze firm zostanie dołączonych do próby po chwili t_i . Wady tej nie ma podejście służące do wyznaczania oszacowania funkcji przetrwania bazujące na estymatorze funkcji skumulowanego hazardu zaproponowanym niezależnie przez Nelsona [72] i Aalena [1].

Zanim przejdę do zaprezentowania wzoru na estymator Nelsona – Aalena, przypomnę definicję funkcji skumulowanego hazardu:

$$(4.27) \quad H(t) = \int_0^t h(u) du,$$

gdzie $h(\cdot)$ to funkcja ryzyka. Estymator Nelsona – Aalena tej funkcji przyjmuje postać:

$$(4.28) \quad \hat{H}(t) = \sum_{j|t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j},$$

gdzie n_j i d_j oznaczają odpowiednio liczbę firm będących pod działaniem czynnika ryzyka oraz liczbę upadłości w chwili t_j . Sumowanie odbywa się po wszystkich zaobserwowanych w próbie momentach, w których przynajmniej jedno przedsiębiorstwo zostało zlikwidowane [100, s. 7 – 11]. Mając wyznaczone to oszacowanie, można zbudować estymator dla funkcji przetrwania wykorzystując zależność $S(t) = \exp(-H(t))$.

Oszacowanie uzyskane za pomocą metody skonstruowanej przez Nelsona i Aalena przyjmuje zawsze nie mniejsze wartości od tej wyznaczonej zgodnie z podejściem Kaplana i Meiera. Uzasadnienie bazuje na nierówności $e^{-x} \geq 1 - x$ oraz definicji obu estymatorów:

$$(4.29) \quad \hat{S}_{KM}(t) = \prod_{i|t_i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right), \quad \hat{S}_{NA}(t) = \prod_{i|t_i \leq t} \exp\left(-\frac{d_i}{n_i}\right).$$

Oba oszacowania zaliczane się do nieparametrycznych estymatorów największej wiarygodności i bazują one na założeniu o losowym cenzurowaniu. Oznacza to, że znajomość momentu ocenzurowania nie wnosi żadnej informacji na temat prawdopodobieństwa przetrwania. Nie będzie to prawdą w analizie, w której, na przykład, właściciele z małymi rokowaniami na prowadzenie działalności w długim horyzoncie czasowym będą częściej odmawiać dalszego uczestnictwa w badaniu. Wówczas oba estymatory będą obciążone [58, s. 99].

Metoda Kaplana – Meiera i Nelsona – Aalena prowadzą do zgodnych estymatorów odpowiednio funkcji przeżycia i skumulowanego hazardu, a ich rozkład graniczny jest gaussowski. Oznacza to, iż w dużej próbie nie ma znaczenia, której techniki użyjemy do estymacji funkcji przetrwania – estymatora Kaplana – Meiera, czy też odpowiednio przekształconego oszacowania funkcji skumulowanego hazardu zaproponowanej przez Nelsona i Aalena [58, s. 102 – 104].

W wielu praktycznych zastosowaniach, to co interesuje badacza to nie funkcja skumulowanego hazardu, lecz jej pierwsza pochodna, czyli funkcja ryzyka $h(t)$. Natychmiast nasuwający się sposób estymacji $h(t)$, który polega na policzeniu pierwszej pochodnej $H(t)$, jest niemożliwy do zastosowania. Bierze się to stąd, iż próbkowe oszacowanie $H(t)$ jest funkcją schodkową, czyli nie jest różniczkowalne. Oczywiście zachowanie się estymatora funkcji skumulowanego hazardu Nelsona – Aalena sugeruje jaka jest zależność ryzyka względem czasu. Jeśli jego kształt jest zbliżony do paraboli, to funkcja hazardu będzie liniowa, natomiast jeśli można go przybliżyć za pomocą linii prostej, to ryzyko będzie mniej więcej na zbliżonym poziomie w kolejnych okresach czasu. W praktyce zamiast odgadywać na podstawie wykresu, jakie jest nachylenie funkcji skumulowanego hazardu, stosuje się podejście polegające na wygładzeniu zaobserwowanych przyrostów w estymatorze skumulowanego hazardu za pomocą odpowiednio dobranego jądra.

Niech $\hat{H}(t)$ oznacza estymator Nelsona – Aalena. Jest to funkcja schodkowa o skokach w punktach, w których miały miejsce likwidacje firm $0 = t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_k$. Niech $\Delta\hat{H}(t_i) = \hat{H}(t_i) - \hat{H}(t_{i-1})$ oznacza wielkość skoku w punkcie t_i . Wygładzony estymator funkcji ryzyka jest średnią ważoną przyrostów funkcji skumulowanego hazardu

$\Delta\hat{H}(t_i)$ dla momentów czasu bliskich t . Po jakich punktach czasu ta średnia jest liczona determinuje parametr b (ang. bandwidth). Upadłości, które wystąpiły w przedziale czasowym $(t - b, t + b)$ są uwzględniane w wyznaczonej średniej, którą traktuje się jako oszacowanie $h(t)$. Wagi kontroluje wybór funkcji jądrowej zdefiniowanej na przedziale $[-1, 1]$, która determinuje ważność punktów odległych od t . Najczęściej stosowane jądra to:

$$(4.30) \quad K_1(x) = 1/2 \quad \text{dla } x \in [-1, 1] \text{ - jądro prostokątne;}$$

$$(4.31) \quad K_2(x) = 3/4(1 - x^2) \quad \text{dla } x \in [-1, 1] \text{ - jądro Epanechnikova;}$$

$$(4.32) \quad K_3(x) = 15/16(1 - x^2)^2 \quad \text{dla } x \in [-1, 1] \text{ - jądro dwuwagowe;}$$

$$(4.33) \quad K_4(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \text{ - jądro Gaussowskie;}$$

$$(4.34) \quad K_5(x) = \begin{cases} \frac{4}{3} - 8x^2 + 8|x|^3 & \text{dla } |x| \leq 1/2 \\ \frac{8(1-|x|)^3}{3} & \text{dla } 1/2 < |x| \leq 1 \end{cases} \text{ - jądro Parzena.}$$

Pierwsze z nich daje równe wagi wszystkim likwidacjom, które pojawiły się w przedziale $(t - b, t + b)$, natomiast pozostałe cztery dają progresywnie wyższe wagi dla momentów bliskich t [79, s. 823].

Oszacowanie funkcji hazardu jest zdefiniowane dla wszystkich $t > 0$. Dla punktów leżących w przedziale $(b, t_k - b)$ estymator przyjmuje postać:

$$(4.35) \quad \hat{h}(t) = b^{-1} \sum_{i=1}^k K\left(\frac{t-t_i}{b}\right) \Delta\hat{H}(t_i).$$

Dla $t < b$ i $t > t_k$ symetryczne jądra wymienione powyżej nie powinny być stosowane, gdyż przed punktem czasu t_1 oraz po przekroczeniu t_k nie obserwujemy żadnych wyjść z rynku. Zatem mamy za mało danych, aby precyzyjnie oszacować ryzyko upadłości. Najprostsze rozwiązanie tego problemu, to estymacja funkcji hazardu tylko na przedziale $(b, t_k - b)$. Alternatywnie, jeśli chcemy mieć również oszacowanie na przedziale $[0, b] \cup [t_k - b, t_k]$, to dla tego interwału należy zastosować niesymetryczne jądra. Na przykład, modyfikacja jądra jednostajnego dla przedziału $[0, b]$ to:

$$(4.36) \quad K_1(x) = \frac{4(1+q^3)}{(1+q)^4} + \frac{6(1-q)}{(1+q)^3} x \quad \text{dla } x \in [-1, q], \quad \text{gdzie } q = \frac{t}{b}.$$

Dla $t \in [t_k - b, t_k]$ przyjmuje się $q = \frac{t_k - t}{b}$, a sam wzór na oszacowanie funkcji hazardu otrzymujemy poprzez zastąpienie we wzorze x przez $-x$. Asymetryczne odpowiedniki dla $K_2(x)$ i $K_3(x)$ można znaleźć między innymi w [58, s. 166 – 168].

Niezwykle użytecznym narzędziem są testy sprawdzające, czy funkcje przetrwania są takie same w grupach wyróżnionych za pomocą poziomów zmiennej dyskretnej. Na przykład, przy ich użyciu możliwe jest sprawdzenie, czy żywotność przedsiębiorstw jest taka sama w

grupach wyróżnionych za pomocą poziomu wykształcenia właściciela. Nie testują one równości dla wybranego punktu, lecz są testami globalnymi w tym sensie, iż porównują funkcje przetrwania pomiędzy grupami. Sposób testowania jest następujący. Dla każdego momentu, w którym wystąpiła likwidacja przedsiębiorstwa, wyznaczana jest oczekiwana (przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej) i zaobserwowana liczba upadłości dla każdej z wyodrębnionych podgrup. Następnie przeprowadza się sumowanie tych porównań po wszystkich momentach w których odnotowano wyjście z rynku. Mnogość tego typu testów w literaturze statystycznej jest konsekwencją przyjęcia różnych wag $W(t_i)$. Jeśli $W(t) = 1$ dla wszystkich t , to otrzymujemy tak zwany test log – rank. Przyjęto tutaj równe wagi dla poszczególnych porównań dla kolejnych momentów, w których miały miejsce zaprzestania działalności. Test ten ma największą moc (jest optymalny), jeśli funkcje hazardu dla poszczególnych grup są proporcjonalne [24, s. 122 – 124].

W teście Wilcozona zakłada się, że $W(t_i) = n_i$. Należy go stosować, jeśli funkcja hazardu dla poszczególnych grup różni się między sobą w inny sposób niż proporcjonalnie oraz sposób cenzurowania jest zbliżony pomiędzy podpróbami. Jako wagi przyjęto liczbę przedsiębiorstw funkcjonujących w danej chwili. Tym samym porównywaniami dokonywane między zaobserwowaną a oczekiwaną liczbą likwidacji dla mniejszych t – czyli gdy jest obserwowanych więcej firm – będą miały większe znaczenie. Jego modyfikacją jest przyjęcie jako wag pierwiastka z liczby przedsiębiorstw – test Tarone – Ware. Tak jak wcześniej, zaleca się go stosować, gdy funkcja hazardu różni się między próbami w sposób inny niż proporcjonalny, a sposób cenzurowania jest dla poszczególnych prób taki sam. Ponownie większe wagi, ale nie aż tak duże jak w teście Wilcozona, są dla wcześniejszych okresów czasu [24, s. 125 – 126].

Kolejna wersja, tym razem odporna na sposób cenzurowania danych, została zaproponowana przez Peto i Peto [76] i Prentice [77]. Jako wag użyto pewnej modyfikacji estymatora Kaplana – Meiera funkcji przetrwania:

$$(4.37) \quad \tilde{S}(t) = \prod_{t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_{i+1}}\right).$$

Test jest odpowiedni, gdy funkcja hazardu różni się między próbami w sposób inny niż proporcjonalnie. Nie jest on też podatny na różnice w sposobie cenzurowania pomiędzy próbami.

Harrington i Fleming [48] zaproponowali bardzo ogólną klasę testów. Niech $\hat{S}(t)$ oznacza estymator Kaplana – Meiera funkcji przetrwania. Wówczas wagi zdefiniowane są w następujący sposób:

$$(4.38) \quad W(t_i) = \left(\hat{S}(t_{i-1})\right)^p \left(1 - \hat{S}(t_{i-1})\right)^q, \quad p, q \geq 0.$$

Dla $p = q = 0$ otrzymamy test log – rank. Założenie, iż $p > q$, prowadzi do większych wag dla wcześniej występujących likwidacji firm, natomiast gdy $p < q$ to występuje sytuacja przeciwna. Poprzez odpowiedni dobór parametrów p i q można otrzymać test, który ma największą moc dla alternatywy, że funkcje ryzyka różnią się między sobą w całkowicie dowolny sposób.

Zastosowanie podejścia nieparametrycznego w części empirycznej będzie miało charakter wprowadzający. Techniki te pozwolą na porównanie funkcji przetrwania dla przedsiębiorstw przynależących do różnych grup wydzielonych na podstawie poziomów zmiennych dyskretnych opisujących podmioty gospodarcze. Analizy te będą miały charakter jednowymiarowy, to znaczy nie będą brały pod uwagę ewentualnie występującej korelacji pomiędzy czynnikami charakteryzującymi firmy. Ponadto zostanie oszacowana funkcja hazardu, co pozwoli odnieść się do głównej hipotezy badawczej odnośnie typu zależności pomiędzy ryzykiem zaprzestania działalności a wiekiem firmy. Umożliwi to udzielenie odpowiedzi na pytanie, czy rzeczywiście zagrożenie likwidacją mikro przedsiębiorstwa jest największe w pierwszej fazie cyklu życia.

4.5 Model proporcjonalnego hazardu Coxa

Jeśli celem badania jest porównanie żywotności firm pomiędzy dwoma lub większą liczbą grup, można zastosować techniki nieparametryczne opisane w poprzednim rozdziale. Jednakże w praktyce, poza przynależnością do wyodrębnionych a priori podpopulacji, warto w analizie uwzględnić szereg innych czynników, często wyrażonych jako zmienne ciągłe, oddziałujących na długość funkcjonowania firmy. Biorąc pod uwagę dodatkowe charakterystyki, porównanie żywotności pomiędzy wskazanymi grupami powinno być w mniejszym stopniu obciążone i cechować się większą efektywnością. Kolejna kwestia, to prognoza rozkładu czasu prowadzenia działalności dla jednostki opisanej przez pewną kombinację czynników. Techniki omówione do tej pory są do tego celu niewystarczające.

W tej części pracy zostanie zaprezentowany model semiparametryczny, który pozwoli rozwiązać wymienione powyżej problemy. Niech $h(t|X)$ oznacza funkcję hazardu dla przedsiębiorstwa opisanego za pomocą wektora X , który zawiera zmienne oddziałujące na moment wystąpienia upadłości. Podstawowy model zaproponowany przez Coxa [26] zakłada

$$(4.39) \quad h(t|X_j) = h_0(t)c(X_j\beta),$$

gdzie $h_0(t)$ jest arbitralnie dobraną funkcją opisującą hazard bazowy, $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ jest wektorem nieznanymi parametrów, a $c(\cdot)$ to pewna nieujemna funkcja. Nie wprowadza się tutaj żadnego założenia na temat rozkładu czasu oczekiwania na likwidację firmy – funkcja hazardu bazowego pozostaje niezdefiniowana. Nazwa semiparametryczny bierze się stąd, iż parametryzowany jest wpływ zmiennych objaśniających na poziom funkcji ryzyka. Najczęściej, ze względu na łatwość interpretacyjną i złożoność obliczeniową, zakłada się, że $c(x) = \exp(x)$. Wówczas funkcja ryzyka przyjmuje następującą postać:

$$(4.40) \quad h(t|x_j) = h_0(t)\exp(x_j\beta),$$

a celem modelowania jest oszacowanie nieznanego wektora parametrów β na podstawie dostępnych danych. Ryzyko upadłości zależy od dwóch czynników: czasu, który oddziałuje poprzez hazard bazowy oraz zmiennych opisujących przedsiębiorstwa.

Model proporcjonalnego hazardu Coxa to najpopularniejsze narzędzie służące do modelowania żywotności podmiotów gospodarczych ze względu na łatwość interpretacyjną, elegancję i złożoność obliczeniową. Kluczowym założeniem jest to, że zmienne objaśniające w sposób multiplikatywny zmieniają hazard bazowy, który pokazuje jak ryzyko zaprzestania działalności ewoluuje w czasie. Zgodnie z definicją funkcji hazardu przyjętą dla tego modelu, jej kształt jest taki sam dla wszystkich firm. Iloraz funkcji hazardu dla j – tego i m – tego przedsiębiorstwa wynosi:

$$(4.41) \quad \frac{h(t|X_j)}{h(t|X_m)} = \frac{h_0(t)\exp(X_j\beta)}{h_0(t)\exp(X_m\beta)} = \exp(\beta(X_j - X_m)).$$

Jest to stała, przy założeniu regresorów niezmiennych w czasie. Stąd bierze się nazwa – model proporcjonalnego hazardu [66, s. 171].

Estymacja parametrów jest możliwa bez zdefiniowania postaci funkcji hazardu bazowego. Jest to wielką zaletą tego narzędzia w porównaniu do podejścia parametrycznego, w szczególności gdy nie mamy żadnych przewidywań na temat zmian ryzyka w czasie. Jeżeli zostanie przyjęta niewłaściwa postać funkcji $h_0(t)$, to prowadzi to do obciążonych oszacowań parametru β . Z drugiej strony, znając postać funkcji hazardu i umieszczając to w analizie poprzez zastosowanie odpowiedniego modelu parametrycznego, uzyskuje się wzrost na efektywności estymatorów w porównaniu z modelem Coxa.

W modelu proporcjonalnego hazardu nie występuje wyraz wolny. Dzieje się tak dlatego, iż stała zostaje nijako włączona do hazardu bazowego – jest ona nieidentyfikowana na podstawie danych. Załóżmy, iż w równaniu umieszczono wyraz wolny:

$$(4.42) \quad h(t|x_j) = h_0(t)\exp(\beta_0 + x_j\beta).$$

Równoważnie można to zapisać jako:

$$(4.43) \quad h(t|x_j) = \{h_0(t)\exp(\beta_0)\}\exp(x_j\beta)$$

i wówczas wyrażenie $h_0(t)\exp(\beta_0)$ traktowane jest jako nowy hazard bazowy. Parametr β_0 nie jest identyfikowalny, gdyż może przyjmować dowolną wartość i nie zmieni to parametrów stojących przy zmiennych objaśniających, a jedynie wywoła zmianę w funkcji hazardu bazowego, która i tak w podejściu semiparametrycznym pozostaje niezdefiniowana [24, s. 131].

Jaką interpretację mają parametry stojące przy regresorach? Dla modelu z p zmiennymi objaśniającymi x_1, x_2, \dots, x_p , funkcja hazardu przyjmuje postać:

$$(4.44) \quad h(t|x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp}) = h_0(t)\exp(\beta_1x_{j1} + \beta_2x_{j2} + \beta_px_{jp}).$$

Jeżeli zmienimy wartość pierwszej zmiennej o jedną jednostkę, a pozostałe pozostawimy bez zmiany, to:

$$(4.45) \quad h(t|x_{j1} + 1, x_{j2}, \dots, x_{jp}) = h_0(t)\exp(\beta_1(x_{j1} + 1) + \beta_2x_{j2} + \beta_px_{jp})$$

i iloraz funkcji hazardu można zapisać jako:

$$(4.46) \quad \frac{h(t|x_{j1}+1, x_{j2}, \dots, x_{jp})}{h(t|x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp})} = \exp(\beta_1).$$

Zatem $\exp(\beta_1) - 1$ interpretowane jest jako stopa zmiany ryzyka wystąpienia upadłości firmy przy wzroście zmiennej x_1 o jednostkę i założeniu, że pozostałe regresory nie zmieniły swojego poziomu [24, s. 131 – 135].

Kolejna kwestia to estymacja wektora nieznanych parametrów β . Procedura szacowania polega na stworzeniu dla każdej chwili, w której zaobserwowano likwidację przedsiębiorstwa, zbioru firm prowadzących działalność i wyznaczeniu warunkowego prawdopodobieństwa upadłości. Same momenty zaprzestania funkcjonowania nie mają znaczenia, liczy się tylko ich kolejność. Estymacja odbywa się w oparciu o procedurę częściowej wiarygodności. Estymatory mają takie same własności asymptotyczne jak te, dla standardowej metody największej wiarygodności. Oszacowanie β ma asymptotyczny rozkład normalny o średniej β i macierzy wariancji – kowariancji równej odwrotności macierzy informacji Fishera. Również statystyka Walda i ilorazu wiarygodności mają taką samą postać i zastosowanie jak w standardowym podejściu [58, s. 253 – 258].

Mając oszacowania parametrów modelu Coxa, można dokonać prognozy czasu oczekiwania na likwidację lub funkcji opisujących żywotność firm, dla z góry zadanej kombinacji wartości zmiennych objaśniających. Dla funkcji skumulowanego hazardu mamy:

$$(4.47) \quad H(t|X_j) = \int_0^t h(u|X_j)du = \int_0^t h_0(u)\exp(X_j\beta)du = \exp(X_j\beta) \int_0^t h_0(u)du = \exp(X_j\beta)H_0(t).$$

$H_0(t)$ oznacza funkcję skumulowanego hazardu bazowego. Jej oszacowanie próbkowe to:

$$(4.48) \quad \hat{H}_0(t) = \sum_{t_i \leq t} \frac{d_i}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j b)},$$

gdzie b to estymator wektora nieznanych parametrów, d_i oznacza liczbę zaistniałych upadłości w t_i , natomiast $R_j(t_i)$ oznacza zbiór wszystkich podmiotów gospodarczych prowadzących działalność w chwili t_i . Wówczas oszacowanie skumulowanego hazardu dla firmy opisanej przez wektor zmiennych objaśniających X_j przyjmuje postać:

$$(4.49) \quad \hat{H}(t|X_j) = \exp(X_j b) \hat{H}_0(t).$$

Jest to funkcja schodkowa, która ma skoki w tych momentach czasu, gdy w próbie wystąpiły zaprzestania działalności. W przypadku braku zmiennych objaśniających redukuje się on do nieparametrycznego estymatora funkcji skumulowanego hazardu zaproponowanego przez Nelsona – Aalena.

Mając oszacowanie $H(t|X_j)$, estymator funkcji przetrwania można zbudować wykorzystując zależność:

$$(4.50) \quad S(t|X_j) = \exp(-H(t|X_j)) = \exp(-\exp(X_j \beta) H_0(t)) = S_0(t)^{\exp(X_j \beta)}.$$

Bazowa funkcja przetrwania jest wyznaczana zgodnie z formułą:

$$(4.51) \quad \hat{S}_0(t) = \exp(-\hat{H}_0(t)).$$

Estymator funkcji hazardu uzyskuje się poprzez wygładzenie za pomocą estymatora jądrowego przyrostów dla funkcji skumulowanego hazardu [58, s. 283 – 286].

Ostatnia ważna kwestia dotycząca modelu Coxa, to omówienie testów diagnostycznych, które sprawdzają założenia leżące u jego podstaw. Pomimo swojej semiparametrycznej natury, nie różni się on od zwykłego modelu regresji liniowej pod względem mnogości podejść do testowania poprawności przyjętej parametryzacji. To samo co rozumiemy pod pojęciem „dobrze wyspecyfikowany model” w kontekście Klasycznego Modelu Regresji Liniowej, ma również zastosowanie i w tym przypadku, a różnice tkwią jedynie w szczegółach.

Pierwsze podejście jest analogiczne do testu RESET stosowanego w zwykłej regresji liniowej. Umożliwia ono sprawdzenie, czy została dobrana w sposób właściwy parametryzacja wpływu $X\beta$ na ryzyko likwidacji firmy. Testy weryfikujące poprawność przyjętej formy funkcyjnej działają zwykle w ten sposób, iż testowana jest łączna istotność zmiennych dołączonych do rozpatrywanej formy modelu. Przy prawdziwości hipotezy zakładającej, że równanie zostało poprawnie zdefiniowane, te dodatkowo uwzględnione

czynniki nie będą wnosić do analizy nic „nowego”, czyli powinny być nieistotne statystycznie.

W diagnostyce modelu Coxa podejście to nazywane jest testem związku (ang. „link test”). Procedura polega na weryfikacji istotności współczynnika stojącego przy kwadracie liniowego predyktora. Kolejne kroki wyglądają następująco. Najpierw estymacji zostaje poddany model proporcjonalnego hazardu. Otrzymujemy oszacowania parametrów stojących przy zmiennych objaśniających – $\hat{\beta}$ i na tej podstawie tworzony jest liniowy predyktor – $X\hat{\beta}$. Następnie estymowany jest model Coxa postaci:

$$(4.52) \quad h(t|X_j) = h_0(t) \exp(\beta_1(X_j\hat{\beta}) + \beta_2(X_j\hat{\beta})^2).$$

Przy założeniu, iż $X\beta$ jest poprawnie zdefiniowane, parametry powinny spełniać warunki $\beta_1 = 1$ oraz $\beta_2 = 0$. Zatem należy przetestować hipotezę zerową $\beta_2 = 0$ i jej przyjęcie jest równoważne ze stwierdzeniem, iż wpływ zmiennych objaśniających został właściwie sparametryzowany. Test ten jest niezwykle skutecznym narzędziem wykrywającym błędną specyfikację w $X\beta$ przy założeniu, że wektor zmiennych objaśniających został dobrany prawidłowo. Innymi słowy, jest on mało skuteczny w detekcji problemu zmiennych pominiętych [24, s. 203 – 204].

Niezwykle popularną i skuteczną metodą weryfikacji założenia o proporcjonalnej funkcji hazardu jest dołączenie do modelu interakcji poszczególnych regresorów ze zmienną oznaczającą czas. Jeżeli główne założenie modelu Coxa o proporcjonalności funkcji hazardu jest spełnione, to wprowadzone interakcje będą nieistotne statystycznie. Sam sposób testowania może być różny. Można, podobnie jak miało to miejsce w przypadku testu typu związku, najpierw wyznaczyć liniowy predyktor $X\hat{\beta}$ na podstawie oszacowań parametrów modelu, a następnie dokonać estymacji:

$$(4.53) \quad h(t|X_j) = h_0(t) \exp(\beta_1(X_j\hat{\beta}) + \beta_2(X_j\hat{\beta})t).$$

Procedura weryfikacji poprawności przyjętej w analizie parametryzacji sprowadza się do testu hipotezy zerowej $\beta_2 = 0$. O wiele bardziej popularne podejście polega na oszacowaniu wyjściowego modelu z dołączoną interakcją pomiędzy pojedynczym regresorem a zmienną oznaczającą czas. Tę wersję testu przeprowadza się osobno dla każdej ze zmiennych objaśniających:

szacowane jest $h(t|x_j) = h_0(t) \exp(x_j\beta_x + \beta_1(x_{1j}t))$ i testowana hipoteza $H_0: \beta_1 = 0$;

szacowane jest $h(t|x_j) = h_0(t) \exp(x_j\beta_x + \beta_2(x_{2j}t))$ i testowana hipoteza $H_0: \beta_2 = 0$;

itd..

Jeżeli wybiera się to drugie podejście, to należy zastosować uodpornienie na problem obciążenia Lovella będący konsekwencją testowania hipotezy łącznej za pomocą testów dla hipotez prostych. Najłatwiejszy sposób to zastosowanie procedury Bonferroniego. Gdy naszym celem jest testowanie na poziomie istotności α i weryfikujemy hipotezę łączną za pomocą k testów dla hipotez prostych, to należy przeprowadzać je na poziomie istotności α/k . Alternatywnie, można za jednym razem rozszerzyć model o interakcje poszczególnych zmiennych objaśniających z czasem i przetestować ich łączną istotność.

Nic nie stoi na przeszkodzie, aby w tych interakcjach, zamiast zmiennej oznaczającej czas, występowała jej dowolna funkcja. Na przykład, w pracach empirycznych badacze często wykorzystują funkcję logarytmiczną. Ponadto można stosować różne parametryzacje dla poszczególnych zmiennych objaśniających. Warto podkreślić, iż sama procedura testowania jest wrażliwa na wybór formy funkcyjnej oraz nie ma reguły wskazującej na najbardziej prawidłowe przekształcenie zmiennej oznaczającej czas. Dlatego też zaleca się, żeby parametryzacja przyjęła postać funkcji schodkowej. Dzięki temu uzyskuje się większą elastyczność – dane same pokazują jaki jest wpływ czasu. Oczywiście pewną nieścisłością jest założenie, iż efekt czasu zmienia się skokowo i jest stały w wyróżnionych przedziałach. Jednakże badacz w tym wypadku nie poszukuje tak naprawdę najlepiej dopasowanego modelu do danych, lecz chce jedynie sprawdzić, czy nie ma przesłanek istnienia lepszej parametryzacji. Ta metoda jest uważana za najbardziej odpowiednią [24, s. 204 – 206].

Innym sposobem weryfikacji kluczowego założenia w modelu Coxa są techniki opierające się na resztach. Ogólnie procedura polega na wyznaczeniu reszt, dopasowaniu do nich wygładzonej funkcji czasu i sprawdzeniu, czy występuje zależność. Niezwykle popularne oraz skuteczne jest podejście zaproponowane przez Grambsch i Therneau [44]. Bazuje ono na sprawdzeniu, czy współczynnik kierunkowy w regresji skalowanych reszt Schoenfelda na odpowiednio dobraną funkcję czasu wynosi zero. W najprostszej postaci, gdy w próbie nie występują obserwacje wiązane (tzn. o identycznym momencie wystąpienia likwidacji), reszty Schoenfelda dla regresora x_k , $k = 1, 2, \dots, p$, oraz j – tej firmy, dla której zaobserwowano upadłość, definiuje się jako:

$$(4.54) \quad r_{kj} = x_{kj} - \frac{\sum_{i \in R_j} x_{ki} \exp(x_i \hat{\beta})}{\sum_{i \in R_j} \exp(x_i \hat{\beta})},$$

gdzie R_j oznacza zbiór wszystkich podmiotów gospodarczych prowadzących działalność w chwili upadku j – tego przedsiębiorstwa. Zatem r_{kj} to różnica pomiędzy zmienną objaśniającą dla firmy zlikwidowanej a średnią ważoną regresorów dla wszystkich jednostek

funkcjonujących na rynku w chwili jej upadłości. Jako wag używa się oszacowań relatywnego hazardu wyznaczonych na podstawie modelu Coxa.

Założmy, iż współczynnik przy k – tym regresorze zmienia się wraz z upływem czasu, co w jawny sposób przeczy założeniu o proporcjonalnej funkcji ryzyka. Przyjmijmy na potrzeby dalszych rozważań, iż parametr β_k jest funkcją czasu i jest zdefiniowany jako:

$$(4.55) \quad \beta_k(t) = \beta_k + qg(t),$$

gdzie q oznacza nieznaną współczynnik, natomiast $g(t)$ to pewna funkcja. Aby spełnione było założenie modelu Coxa musi zachodzić $q = 0$. Grambsch i Therneau [44, s. 516 – 517] podali metodę skalowania reszt Schoenfelda do postaci r_{kj}^* , dla której spełniony jest warunek

$$(4.56) \quad E(r_{kj}^* + \beta_k) = \beta_k(t).$$

W takim razie wykres skalowanych reszt Schoenfelda względem t_j (lub odpowiednio dobranej parametryzacji t_j) może posłużyć do weryfikacji założenia o proporcjonalnym hazardzie. Jeżeli jest ono spełnione, to krzywa ta powinna mieć zerowe nachylenie. Bardziej formalne podejście to przeprowadzenie testu statystycznego w celu weryfikacji hipotezy zerowej $H_0: q = 0$. Sprowadza się to do sprawdzenia, czy współczynnik kierunkowy w regresji r_{kj}^* na t_j lub $g(t_j)$ wynosi zero. Pierwszym krokiem w tej procedurze może być analiza wykresu w celu doboru najlepszej parametryzacji dla czasu.

Sama konstrukcja testu przebiega następująco. Skalowane reszty Schoenfelda r_{kj}^* w momencie zajścia upadłości przedsiębiorstwa definiuje się jako

$$(4.57) \quad r_{kj}^* = \hat{\beta}_k + \Lambda(S\hat{V}^{-1})_{kj},$$

gdzie Λ oznacza łączną liczbę zlikwidowanych firm, S jest macierzą reszt Schoenfelda, a \hat{V} to oszacowanie macierzy wariancji – kowariancji dla $\hat{\beta}$. Przy spełnionym założeniu o proporcjonalnym ryzyku wartość oczekiwana r_{kj}^* to β_k . Zatem na wykresie r_{kj}^* względem czasu nie powinna być zauważalna żadna tendencja. Formalnie jest to weryfikowane dla zadanej parametryzacji $g(t)$ za pomocą statystyki

$$(4.58) \quad \frac{[\sum_{i=1}^N \{\delta_i g(t_i) - \bar{g}(t)\} r_{ki}^*]^2}{\Lambda \hat{V}_{kk} \sum_{i=1}^N \{\delta_i g(t_i) - \bar{g}(t)\}^2},$$

gdzie $\delta_i = 1$, jeśli i – ta firma zaprzestała działalność i $\delta_i = 0$ w przeciwnym razie oraz $\bar{g}(t) = \sum_{i=1}^N \delta_i g(t_i) / \Lambda$. Statystyka testowa, przy prawdziwości hipotezy zerowej, ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody.

Można również zbudować test „globalny” przy pomocy którego weryfikuje się jednocześnie, czy współczynniki wynoszą zero dla wszystkich zmiennych umieszczonych w modelu. W tym wypadku statystyka testowa przyjmuje postać

$$(4.59) \quad [\sum_{i=1}^N \{\delta_i g(t_i) - \bar{g}(t) r_i\}]' \left[\frac{\Delta \bar{V}}{\sum_{i=1}^N \{\delta_i g(t_i) - \bar{g}(t)\}} \right] [\sum_{i=1}^N \{\delta_i g(t_i) - \bar{g}(t) r_i\}],$$

gdzie r_i jest wektorem zawierającym p reszt Schoenfelda (nieskalowanych) dla i – tego przedsiębiorstwa. Przy prawdziwości hipotezy zerowej ma ona asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z p^7 stopniami swobody [100, s. 85 – 86, 130 – 135].

Przedstawiając sposoby testowania założenia o proporcjonalnym ryzyku, nie sposób pominąć metod graficznych. Na pierwszy rzut oka mogą wydawać się one dość naiwne, ale warto podkreślić, iż dają stosunkowo dobre wyniki, są łatwe w interpretacji i przygotowaniu. W pracy ograniczono się wyłącznie do technik odpowiednich dla zmiennych dyskretnych.

Model Coxa postuluje, że $h(t|X) = h_0(t) \exp(X\beta)$. Bezpośrednio z tego mamy $S(t|x) = S_0(t) \exp(X\beta)$, a następnie po przekształceniu otrzymujemy kluczowe równanie:

$$(4.60) \quad -\ln\{-\ln(S(t|X))\} = -\ln\{-\ln(S_0(t))\} - X\beta.$$

Przy prawdziwości założenia na temat proporcjonalnej funkcji hazardu, wykresy $-\ln\{-\ln(S(t|X))\}$ dla różnych poziomów zmiennej dyskretnej względem $\ln(t)$ powinny więc być równoległe. Sama procedura testowania sprowadza się do estymacji modelu Coxa, oszacowania na tej podstawie bazowej funkcji przetrwania, a następnie wyznaczeniu i naniesieniu na wykres dla każdego poziomu zmiennej dyskretnej $-\ln\{-\ln(\hat{S}(t|X))\}$. Na osi X należy odznaczyć logarytm czasu. Jeżeli otrzymane krzywe będą w przybliżeniu równoległe, to analizowana zmienna dyskretna nie jest powodem złamania założenia o proporcjonalnej funkcji hazardu. Alternatywnie, można porównać estymator Kaplana – Meiera dla funkcji przetrwania, przy budowie którego nie użyto założenia o proporcjonalnym hazardzie – powstał on zgodnie z filozofią „niech przemówią dane”, z oszacowaniem utworzonym na podstawie modelu Coxa. Jeżeli obie funkcje na wykresie nie będą od siebie znacznie odbiegać, brak jest przesłanek do stwierdzenia, iż hipoteza o proporcjonalnym ryzyku nie jest spełniona [100, s. 127 – 130].

Model Coxa jest powszechnie stosowany w literaturze światowej w badaniach żywotności przedsiębiorstw. Jego ogromna popularność jest podyktowana łatwą i elegancką interpretacją wyników oraz brakiem konieczności wprowadzania założenia o rozkładzie czasu oczekiwania na zajście likwidacji firmy, co nie rzadko jest niezwykle trudnym zadaniem. Jednakże, w świetle wiedzy autora, praca ta pod względem wykorzystania modelu proporcjonalnego hazardu do analizy żywotności firm jest pionierskim opracowaniem w Polsce. Tym samym poświęcono wiele uwagi na rozważania teoretyczne o tym, jak zbudować

⁷ P oznacza liczbę zmiennych objaśniających w modelu.

model, który będzie spełniał kluczowe założenie o proporcjonalnym hazardzie. Omówione w tym paragrafie testy będą niezwykle użyteczne w rozdziale piątym, w trakcie budowy modelu Coxa dla danych o mikro przedsiębiorstwach dla Polski.

4.6 Model Coxa z efektami losowymi

Rozszerzenie modelu Coxa o efekty losowe polega na dołączeniu w sposób multiplikatywny do funkcji hazardu czynnika, który przyjmuje tą samą wartość dla wyodrębnionych podpopulacji. Dane zorganizowane są w następujący sposób. Zakładamy, że dysponujemy $i = 1, 2, \dots, l$ grupami oraz ich liczebności wynoszą odpowiednio $j = 1, 2, \dots, n_i$. Wówczas funkcja hazardu j – tej firmy przynależącej do i – tej grupy wyraża się wzorem:

$$(4.61) \quad h_{ij}(t) = h_0(t)\alpha_i \exp(X_{ij}\beta),$$

gdzie α_i oznacza czynnik losowy dla i – tej podpopulacji. Zakłada się, iż jest to nieobserwowalny, przyjmujący dodatnie wartości faktor, który jest realizacją zmiennej losowej o średniej równej 1 i wariancji wynoszącej θ . Jeżeli przyjmiemy, że $v_i = \ln(\alpha_i)$ to wzór (4.61) można zapisać jako:

$$(4.62) \quad h_{ij}(t) = h_0(t)\exp(X_{ij}\beta + v_i).$$

Wówczas wielkość v_i można interpretować analogicznie, jak efekty losowe w kontekście modeli liniowych [79, s. 140].

Podejście to umożliwia modelowanie wewnątrzgrupowej korelacji. Czasy funkcjonowania podmiotów gospodarczych na rynku przynależących do tej samej grupy są skorelowane, ponieważ znajdują się pod działaniem takiego samego, nieobserwowalnego bezpośrednio, czynnika losowego. Wielkość korelacji jest mierzona za pomocą parametru θ , który jest estymowany na podstawie danych. Jeżeli $\theta = 0$, to model z efektami losowymi redukuje się do standardowego modelu proporcjonalnego hazardu.

Procedura estymacji składa się z dwóch kroków. Najpierw optymalizacja odbywa się wyłącznie ze względu na θ przy użyciu profilowej funkcji wiarygodności (ang. profile likelihood). Dla ustalonego θ , drugi etap to szacowanie standardowego modelu Coxa ze zmiennymi zero – jedynkowymi wyróżniającymi poszczególne grupy, gdzie funkcja logarytmu wiarygodności jest rozszerzona o składnik zależny od θ :

$$(4.63) \quad \ln L(\theta) = \ln L_{COX}(\beta, v_1, \dots, v_l) + \\ + \sum_{i=1}^l \left(\frac{1}{\theta} (v_i - \exp(v_i)) + \left(\frac{1}{\theta} + D_i \right) \left(1 - \ln \left(\frac{1}{\theta} + D_i \right) \right) - \frac{\ln(\theta)}{\theta} + \ln \Gamma \left(\frac{1}{\theta} + D_i \right) - \ln \Gamma \left(\frac{1}{\theta} \right) \right),$$

gdzie D_i oznacza liczbę zlikwidowanych przedsiębiorstw w i – tej grupie a $\ln L_{COX}(\beta, v_1, \dots, v_l)$ to standardowa częściowa funkcja wiarygodności dla modelu Coxa ze zmiennymi zero – jedynkowymi v_i wyróżniającymi poszczególne grupy. Ostateczne oszacowanie parametru θ uzyskuje się poprzez maksymalizację $\ln L(\theta)$. Mając wyznaczone $\hat{\theta}$, $\hat{\beta}$ oblicza się poprzez maksymalizację funkcji $\ln L(\hat{\theta})$ ze względu na β i v_i . Oszacowanie macierzy wariancji – kowariancji $\hat{\beta}$ polega na wyborze odpowiednich elementów z macierzy wariancji – kowariancji $\gamma = (\hat{\beta}, \hat{v}_1, \dots, \hat{v}_l)$, którą otrzymuje się jako odwrotność macierzy informacji Fishera, czyli $\left[-\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\theta})}{\partial \gamma \partial \gamma}\right]^{-1}$. Taka procedura zapewnia uodpornienie oszacowań błędów standardowych dla $\hat{\beta}$ na występowanie korelacji w czasach oczekiwania na wystąpienie upadłości w obrębie danej grupy przedsiębiorstw [100, s. 251 – 255].

Weryfikacja hipotezy $H_0: \theta = 0$ odbywa się w oparciu o test ilorazu wiarygodności. Statystyka testowa jest wyznaczana jako $-2(\ln L - \ln L(\hat{\theta}))$, gdzie $\ln L$ oznacza logarytm wiarygodności dla modelu Coxa bez efektów losowych, natomiast $\ln L(\hat{\theta})$ to logarytm wiarygodności dla modelu z efektami losowymi wyznaczony dla ostatecznych oszacowań $(\hat{\beta}, \hat{v}_1, \dots, \hat{v}_l)$. Należy wspomnieć, iż w inny sposób niż standardowy, przebiega tutaj procedura testowania, gdyż rozkład efektów losowych, przy prawdziwości hipotezy zerowej redukuje się do rozkładu jednopunktowego. Przyjmuje się, iż statystyka testowa nie ma rozkładu χ^2 o jednym stopniu swobody, lecz jest mieszaniną w stosunku 1:1 rozkładu jednopunktowego z masą prawdopodobieństwa skupioną w zerze oraz rozkładu χ^2 z jednym stopniem swobody. Powszechnie oznacza się ten rozkład symbolem χ_{01}^2 . Zatem p – value jest obliczane jako $P(\chi_{01}^2 > LR) = P(\chi_1^2 > LR)/2$, gdzie LR oznacza statystykę testową wyznaczoną na podstawie próby [78, s. 142 – 143]. Symulacje przeprowadzone przez Gutierrez, Carter i Drukker [46] potwierdzają słuszność takiego podejścia.

W części empirycznej model Coxa z efektami losowymi zostanie użyty do uchwycenia nieobserwowanych czynników kształtujących żywotność firm mierzonych na poziomie regionu. Pozwoli to na utworzenie mapy wyróżniającej obszary w Polsce, które stwarzają najbardziej lub najmniej sprzyjające warunki dla przedsiębiorstw do prowadzenia biznesu w długim horyzoncie czasowym. Opracowanie to jest unikalne pod względem zastosowania tego modelu do badania wpływu czynników regionalnych na długość prowadzenia działalności gospodarczej zarówno w literaturze polskiej, jak i światowej.

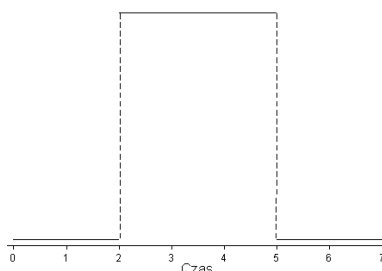
4.7 Modele parametryczne

W poprzednich podrozdziałach przedstawiono nieparametryczne podejście do opisu czasu oczekiwania na wyjście z rynku przez przedsiębiorcę oraz model ekonometryczny, który nie wymagał żadnych założeń na temat rozkładu czasu oczekiwania na zajście upadłości. W tej części zostanie zaprezentowane podejście parametryczne, różniące się od dotychczasowych w sposobie wykorzystania informacji z próby. Jeżeli te modele zapewniają dobre dopasowanie do analizowanego zjawiska, to zaowocuje to bardziej precyzyjnymi oszacowaniami charakterystyk opisujących żywotność firm. Jeśli natomiast jest on dobrany w sposób nieprawidłowy, to może to prowadzić do niezgodnych estymatorów [58, s. 393].

Modele parametryczne, w przeciwieństwie do dwóch alternatywnych podejść, nie skupiają się na porównywaniu przedsiębiorstw w kolejnych momentach czasu, w których zaobserwowano likwidacje w zbiorze danych. Dla firmy funkcjonującej w okresie $(t_{0j}, t_j]$, wyznaczone jest prawdopodobieństwo zajścia upadłości w całym tym przedziale w oparciu o informację o tym podmiocie, czyli wektor zmiennych objaśniających X_j . Na przykład, jeśli założymy iż w chwili t_j mamy do czynienia z ocenzurowaniem, to wkład firmy do funkcji wiarygodności wynosi:

$$(4.64) \quad L_j = S(t_j | t_{0j}, X_j) = \frac{S(t_j | X_j)}{S(t_{0j} | X_j)}.$$

Do czego sprowadza się różnica w wykorzystywaniu informacji ze zbioru danych pomiędzy podejściem parametrycznym, a modelem proporcjonalnego hazardu? Załóżmy, iż jako regresora chcemy użyć zmiennej, która zmienia się w czasie. Przyjmijmy, iż dla pewnej firmy jej zachowanie jest takie jak na rysunku 4.6.



Rysunek 4.6. Zachowanie zmiennej zmieniającej wartości w czasie
Źródło: Opracowanie własne

Czyli w przedziale czasowym $(0, 2)$ i $(5, 7)$ jej wartość jest taka sama, natomiast w okresie $(2, 5)$ jest wyższa. W modelu semiparametrycznym Coxa, jeśli w interwale $(2, 5)$ nie odnotowana została żadna likwidacja, to informacja o zmianie wartości zmiennej objaśniającej nie będzie wykorzystana, gdyż porównania pomiędzy przedsiębiorstwami są dokonywane wyłącznie w momentach wystąpienia w próbie upadłości. Zatem ten sam wynik

uzyskamy, jeśli nie byłoby zmiany poziomu regresora dla tej firmy w przedziale (2,5). W podejściu parametrycznym informacja o zmianie poziomu zmiennej, nawet jeśli w tym okresie nie zaobserwowano żadnej likwidacji, zostanie uwzględniona w procesie estymacji [24, s. 229 – 232].

W literaturze dominują dwie metryki, w których zapisywane są modele parametryczne dla procesów opisujących żywotność. Pierwsza z nich to metryka log – czasowa lub alternatywnie przyspieszenia czasu porażki (ang. accelerated failure time, AFT):

$$(4.65) \ln(t_j) = X_j\beta + \varepsilon_j,$$

gdzie ε_j oznacza zmienną losową o zadanym z góry, pasującym do analizowanego zjawiska rozkładzie. Inne podejście to prezentacja modelu w metryce proporcjonalnego hazardu⁸:

$$(4.66) h(t|X_j) = h_0(t)\exp(X_j\beta),$$

gdzie $h_0(t)$ oznacza funkcję hazardu bazowego, która przyjmuje konkretną postać wynikającą bezpośrednio z przyjętego założenia na temat rozkładu. Modele mogą mieć reprezentację w obu parametryzacjach lub tylko jednej [58, s. 393 – 394]. Najczęściej rozważane rozkłady opisujące żywotność firm to wykładniczy (metryka hazardu i AFT), Weibulla (metryka hazardu i AFT), Gompertza (metryka hazardu) oraz log – normalny, log – logistyczny i gamma (reprezentowane tylko w metryce AFT).

Parametryzacja hazardu jest analogiczna do prezentowanej wcześniej postaci modelu Coxa. Różnica polega na tym, iż estymacja nieznanego wektora parametrów β w podejściu semiparametrycznym odbywała się bez definiowania konkretnej postaci funkcyjnej hazardu bazowego. Wpływ zmiennych objaśniających na ryzyko zaprzestania działalności w metryce hazardu i modelu Coxa jest dokładnie taki sam, zatem również interpretacja oszacowań parametrów nie ulega zmianie. Wyrażenie $\exp(\beta_k)$ pokazuje o ile razy wzroście / spadnie ryzyko przy jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej. Ta bezpośrednia analogia i łatwość porównania uzyskanych wyników jest niewątpliwie największą zaletą tej metryki. Jeżeli nie są one spójne, to jest to wyraźny sygnał, iż rozkład prawdopodobieństwa, który został przyjęty do opisu hazardu bazowego nie jest właściwy. Podejście parametryczne jest skuteczne wtedy, jeśli badacz wie, jak powinna wyglądać funkcja hazardu bazowego oraz chce to wprowadzić do modelu, aby otrzymać efektywne estymatory nieznanych parametrów oraz oszacować $h_0(t)$ przy założonym z góry rozkładzie prawdopodobieństwa i tym samym kształcie.

⁸ Dalej ta metryka będzie nazywana w skrócie metryką hazardu.

Przechodząc do prezentacji metryki AFT, warto rozpocząć od wskazania skąd bierze się jej nazwa. Otóż słowo „przyspieszenie” pojawia się w opisie tej parametryzacji, gdyż zamiast zakładać, iż t_j ma konkretny rozkład, założenie o rozkładzie jest przyjmowane dla

$$(4.67) \quad \tau_j = \exp(-X_j\beta)t_j,$$

gdzie właśnie $\exp(-X_j\beta)$ jest nazywane parametrem przyspieszającym. Jeśli $\exp(-X_j\beta) = 1$, to czas oczekiwania na likwidację upływa w normalnym tempie. Natomiast gdy $\exp(-X_j\beta) > 1$, to dla danej firmy czas biegnie szybciej (jest „przyspieszany”) i upadłość wystąpi wcześniej. Z sytuacją odwrotną mamy do czynienia, jeśli $\exp(-X_j\beta) < 1$. Wówczas czas toczy się wolniej (jest „spowalniany”) i zaprzestanie działalności pojawi się później. Samo przekształcenie modelu do postaci ze wzoru (4.65) jest niezwykle proste:

$$(4.68) \quad \tau_j = \exp(-X_j\beta)t_j \Rightarrow t_j = \exp(X_j\beta)\tau_j \Rightarrow \ln(t_j) = X_j\beta + \ln(\tau_j).$$

Czynnik losowy $\ln(\tau_j)$ ma rozkład zgodny z przyjętym założeniem dla τ_j . Wybrany rozkład prawdopodobieństwa jest również nazwą modelu parametrycznego [24, s. 239 – 241]. Na przykład w modelu log – normalnym τ_j ma właśnie rozkład log – normalny i wówczas $\ln(\tau_j)$ pochodzi z rozkładu Gaussowskiego.

W metryce AFT interpretacja oszacowań parametrów jest inna, gdyż obie parametryzacje kładą nacisk na odmienne charakterystyki żywotności firm. Mając wektor zmiennych objaśniających dla j – tego przedsiębiorstwa $(x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{pj})$, czas oczekiwania na upadłość to:

$$(4.69) \quad t_j = \exp(\beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_p x_{pj})\tau_j.$$

Dla jednostkowej zmiany wartości pierwszej zmiennej mamy

$$(4.70) \quad t_j^* = \exp(\beta_1(x_{1j} + 1) + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_p x_{pj})\tau_j,$$

a iloraz wartości oczekiwanych $E(t_j)$ i $E(t_j^*)$ to $\exp(\beta_1)$. Zatem $\exp(\beta_1)$ pokazuje, o ile razy wzrośnie / spadnie czas oczekiwania na zaprzestanie działalności przy jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej.

W świetle powyższych rozważań, metrykę hazardu można uznać jako analog do parametryzacji stosowanej w modelu Coxa, z tym że tutaj przyjmowane jest konkretne założenie o rozkładzie. Główny nacisk jest kładziony na wskazanie czynników wpływających na funkcję ryzyka. Mniejszą uwagę poświęca się czasowi oczekiwania na likwidację firmy. Odmiennie jest w parametryzacji AFT. Tutaj największe znaczenie ma odpowiedź na pytanie, jaki jest ilościowy wpływ regresorów na oczekiwany czas prowadzenia własnego biznesu.

Wkład pojedynczej obserwacji do funkcji wiarygodności w modelach parametrycznych, niezależnie od przyjętej parametryzacji, jest zapisywana w następujący sposób:

$$(4.71) \quad L_j(\beta, \Theta) = \frac{\{S(t_j|X_j, \Theta)\}^{1-d_j} \{f(t_j|X_j, \Theta)\}^{d_j}}{S(t_{0j}|X_j, \Theta)},$$

gdzie $f(\cdot)$ i $S(\cdot)$ oznaczają odpowiednio funkcję gęstości i przetrwania, których postać jest zgodna z przyjętym założeniem o rozkładzie. β i Θ to wielkości podlegające estymacji, przy czym pierwszy to wektor parametrów stojących przy zmiennych objaśniających, natomiast drugi to wektor parametrów związanych z przyjętym założeniem o rozkładzie. Trójka (t_{0j}, t_j, d_j) oznacza informację z próby dla j – tego podmiotu. Jednostka ta podlegała obserwacji w okresie $(t_{0j}, t_j]$. Jeżeli $d_j = 1$, to w t_j wystąpiła upadłość, dla $d_j = 0$ miało miejsce ocenzurowanie. W zależności od tego, w liczniku wkładu j – tej firmy do funkcji wiarygodności występuje $f(\cdot)$ lub $S(\cdot)$. Jeżeli mamy do czynienia z ocenzurowaniem, to pojawi się $S(\cdot)$ – prawdopodobieństwo funkcjonowania do momentu t_j bez wystąpienia upadłości. W przeciwnym razie mamy $f(\cdot)$, które można rozumieć jako „prawdopodobieństwo” likwidacji w chwili t_j . Niezależnie od tego, czy wystąpiło ocenzurowanie czy też zaprzestanie działalności, w mianowniku zawsze umieszczane jest prawdopodobieństwo przetrwania do chwili t_{0j} . Wzór ten można przekształcić do postaci, która ma bardziej intuicyjną interpretację:

$$(4.72) \quad L_j(\beta, \Theta) = \frac{S(t_j|x_j, \Theta)}{S(t_{0j}|x_j, \Theta)} \{h(t_j|x_j, \Theta)\}^{d_j}.$$

Pierwsza część, $S(t_j|x_j, \Theta)/S(t_{0j}|x_j, \Theta)$, oznacza prawdopodobieństwo nie wystąpienia upadłości do t_j pod warunkiem, że firma funkcjonowała do chwili t_{0j} . Pozostała część przyjmuje wartość 1, jeśli wystąpi na końcu analizowanego okresu ocenzurowanie lub $h(t_j|x_j, \Theta)$, czyli ryzyko w chwili t_j , jeśli przedsiębiorstwo zlikwidowano [24, s. 245 – 246].

Model wykładniczy można niewątpliwie uznać za najprostszy w podejściu parametrycznym i dlatego on zostanie omówiony jako pierwszy. Zakłada się w nim, iż funkcja hazardu bazowego jest stała w czasie:

$$(4.73) \quad h(t|X_j) = h_0(t) \exp(X_j \beta) = \exp(\beta_0) \exp(X_j \beta) = \exp(\beta_0 + X_j \beta).$$

Oznacza to, że ryzyko likwidacji nie zależy od upływu czasu i tym samym czas prowadzenia działalności to proces wykazujący „brak pamięci”. Funkcja skumulowanego hazardu oraz przetrwania przyjmują następującą postać:

$$(4.74) \quad H(t|X_j) = \exp(\beta_0 + X_j \beta)t,$$

$$(4.75) \quad S(t|X_j) = \exp(-\exp(\beta_0 + X_j\beta)t).$$

Na pierwszy rzut oka może wydawać się, iż model ten nadaje się wyłącznie do opisu prostych zjawisk i w praktyce nie znajduje większego zastosowania. Nic bardziej mylnego – odpowiednia modyfikacja tego podejścia może być bardzo przydatna w różnych pracach empirycznych. Model wykładniczy nadaje się do modelowania hazardu zależnego od czasu, o ile wśród zmiennych objaśniających zostanie użyty czas lub jego funkcja:

$$(4.76) \quad h(t|X_j) = \exp(\beta_0)\exp(X_j\beta + \beta_t k(t)) = \underbrace{\exp(\beta_0 + \beta_t k(t))}_{h_0(t)} \exp(X_j\beta),$$

gdzie $k(\cdot)$ to odpowiednio dobrana do analizowanego zjawiska parametryzacja. Zamiast a priori specyfikować $k(\cdot)$, co może być stosunkowo trudne, można pozwolić „przemówić danym” i zdefiniować $k(\cdot)$ jako funkcję schodkową. Może to być niezwykle przydatne jako pierwszy krok w modelowaniu parametrycznym. Oszacowany kształt hazardu bazowego przy pomocy funkcji schodkowej może dać wskazówkę, co do wyboru spośród bardziej zaawansowanych modeli, które zakładają już różne kształty $h_0(t)$ [24, s. 247 – 254].

W modelu Weibulla funkcja hazardu bazowego przyjmuje postać $h_0(t) = pt^{p-1}\exp(\beta_0)$, gdzie p i β_0 to parametry podlegające estymacji odpowiednio związane z kształtem i skalą. Zatem w metryce hazardu model ten można zapisać:

$$(4.77) \quad h(t|X_j) = h_0(t)\exp(X_j\beta) = pt^{p-1}\exp(\beta_0 + X_j\beta),$$

a funkcje skumulowanego hazardu i przetrwania to:

$$(4.78) \quad H(t|X_j) = \exp(\beta_0 + X_j\beta)t^p,$$

$$(4.79) \quad S(t|X_j) = \exp(-\exp(\beta_0 + X_j\beta)t^p).$$

Dla $p = 1$, funkcja hazardu bazowego jest stała i model redukuje się do wykładniczego. Gdy $p < 1$, to ryzyko maleje wraz z upływem czasu, natomiast dla $p > 1$ rośnie [66, s. 268 – 271]. Zatem znajdzie on zastosowanie w tym opracowaniu, o ile proces występowania likwidacji firm cechować się będzie monotoniczną funkcją hazardu. Zarówno model Weibulla, jak i omówiony wcześniej wykładniczy, mają również reprezentację w metryce AFT. Zapis w tej parametryzacji można znaleźć w [24].

Model Gompertza zapisywany jest wyłącznie w metryce hazardu. Bazowa funkcja ryzyka przyjmuje postać $h_0(t) = \exp(\gamma t)\exp(\beta_0)$. Zatem sam model wyraża się wzorem

$$(4.80) \quad h(t|X_j) = h_0(t)\exp(X_j\beta) = \exp(\gamma t)\exp(\beta_0 + X_j\beta).$$

Rozkład Gompertza znajdował w przeszłości zastosowanie w badaniach medycznych lub biologicznych, których celem było modelowanie śmiertelności. Nadaje się on do opisu danych, gdzie ryzyko rośnie lub maleje monotonicznie w miarę upływu czasu. Jeśli parametr

γ jest dodatni, to funkcja hazardu jest rosnąca, natomiast dla wartości ujemnych malejąca. Podobnie jak w modelu Weibulla, gdy $\gamma = 0$ to zagadnienie redukuje się do modelu wykładniczego. Warto podkreślić, iż dla $\gamma < 0$, $S(t|X)$ zbiega do stałej dodatniej przy $t \rightarrow \infty$. Oznacza to, iż prawdopodobieństwo nie wystąpienia likwidacji firmy w nieskończonym horyzoncie czasowym jest większe od 0. Takiego problemu już nie ma dla $\gamma > 0$ i dlatego w niektórych publikacjach rozważana jest tylko ta sytuacja. Funkcja skumulowanego hazardu oraz przetrwania są opisane przy pomocy poniższych wzorów:

$$(4.81) \quad H(t|X_j) = \gamma^{-1}(\exp(\gamma t) - 1)\exp(\beta_0 + X_j\beta),$$

$$(4.82) \quad S(t|X_j) = \exp\{-\gamma^{-1}(\exp(\gamma t) - 1)\exp(\beta_0 + X_j\beta)\} \quad [24, \text{s. } 266 - 269].$$

Pozostały jeszcze do omówienia modele, które wyrażane są wyłącznie za pomocą metryki AFT. Pierwszy z nich to model log – normalny. Zakłada się tutaj, iż:

$$(4.83) \quad \tau_j = \exp(-X_j\beta)t_j, \quad \text{gdzie } \tau_j \sim \text{log - normalny}(\beta_0, \sigma).$$

Dystrybuanta zmiennej losowej τ o rozkładzie log – normalnym wyraża się wzorem $F(\tau) = \Phi\left(\frac{\ln(\tau) - \beta_0}{\sigma}\right)$, gdzie $\Phi(\cdot)$ oznacza dystrybuantę standardowego rozkładu normalnego. Po przekształceniu (4.83) otrzymujemy:

$$(4.84) \quad \ln(t_j) = X_j\beta + \ln(\tau_j) = \beta_0 + X_j\beta + u_j,$$

gdzie u_j ma rozkład Gaussowski o średniej równej zero i odchyleniu standardowym σ . Zatem całe zagadnienie sprowadza się do modelu liniowego z ewentualnym cenzurowaniem obserwacji, gdyż:

$$(4.85) \quad E(\ln(t_j|X_j)) = \beta_0 + X_j\beta.$$

Niewątpliwą zaletą tego podejścia jest to, iż nadaje się ono do modelowania niemonotonicznej funkcji hazardu – najpierw rosnącej, a następnie malejącej [24, s. 269 – 272].

W modelu log – logistycznym przyjmuje się, iż $\tau_j \sim \text{log - logistyczny}(\beta_0, \gamma)$. Rozkład ten jest bardzo zbliżony do log – normalnego. Dla $\gamma < 1$, funkcja hazardu najpierw rośnie, potem maleje, natomiast dla $\gamma \geq 1$ monotonicznie maleje [66, s. 272, 276 – 278]

W ostatnim prezentowanym w tej pracy modelu parametrycznym, zajmującym niezwykle ważną rolę w analizach trwania, zakłada się iż $\tau_j \sim \text{uogólniony gamma}(\beta_0, \gamma, \sigma)$. Dystrybuanta tego rozkładu opisana jest za pomocą wzoru

$$(4.86) \quad F(\tau) = \begin{cases} I(\gamma, u) & \text{dla } \gamma > 0 \\ \Phi(z) & \text{dla } \gamma = 0, \\ 1 - I(\gamma, u) & \text{dla } \gamma < 0 \end{cases}$$

gdzie $z = \text{sign}(\gamma)(\ln(\tau) - \beta_0)/u$, $u = |\gamma|^{-2} \exp(|\gamma|^{-1}z)$, $\Phi(\cdot)$ to dystrybuanta rozkładu normalnego standardowego, natomiast $I(\gamma, u)$ wyrażona jest za pomocą:

$$(4.87) \quad I(\gamma, u) = \frac{1}{\Gamma(|\gamma|^{-2})} \int_0^u e^{-v} v^{|\gamma|^{-2}-1} dv.$$

Wielką zaletą tej parametryzacji polega na tym, iż za jej pomocą można modelować różne kształty funkcji hazardu. Ponadto zawiera ona, jako szczególne przypadki, model Weibulla ($\gamma = 1$), wykładniczy ($\gamma = \sigma = 1$) oraz log – normalny ($\gamma = 0$). Dlatego też model ten jest powszechnie stosowany do wyboru odpowiedniej parametryzacji za pomocą formalnych testów statystycznych [24, s. 276 – 278].

Nasuwa się oczywiste pytanie, który z modeli parametrycznych powinien zostać wybrany? Jeżeli badacz ma pewne przesłanki co do kształtu funkcji hazardu, to powinien wybrać ten, który umożliwi jego wymodelowanie. Z czysto statystycznego punktu widzenia dostępne są dwa podejścia do selekcji. Po pierwsze, w przypadku modeli zagnieżdżonych stosuje się statystykę Walda lub test oparty na ilorazie wiarygodności (są one sobie asymptotycznie równoważne). W ten sposób można, na przykład, dokonać wyboru pomiędzy modelem Weibulla a wykładniczym, czy gamma a Weibulla lub log – normalnym. Jednak, gdy modele nie są zagnieżdżone, to formalnych testów statystycznych nie da się zastosować i można wtedy oprzeć się na kryteriach informacyjnych Akaike (AIC) lub bayesowskim (BIC). Zasada ich stosowania jest niezwykle prosta – model jest tym lepiej dopasowany do danych, im statystyki te przyjmują mniejsze wartości. Ich konstrukcję, która jest praktycznie taka sama, przedstawię przy użyciu kryterium AIC. Wielkość logarytmu wiarygodności (dopasowanie modelu do danych) jest korygowana o liczbę szacowanych parametrów (kara):

$$(4.88) \quad AIC = -2\ln L + 2(k + c),$$

gdzie k i c oznaczają odpowiednio liczbę zmiennych objaśniających oraz parametrów założonego rozkładu prawdopodobieństwa [58, s. 406 – 409].

Wykorzystanie podejścia parametrycznego w części empirycznej pozwoli na sprawdzenie, jak ryzyko zakończenia działalności zmienia się wraz z upływem czasu. Ponadto użycie tej techniki wspólnie z pozostałymi metodami, semiparametryczną i nieparametryczną, ma na celu sprawdzenie odporności uzyskanych wyników pod względem doboru metody estymacyjnej.

5. Empiryczna analiza danych ankietowych o mikro przedsiębiorstwach w Polsce w latach 2002 – 2007

Ta część pracy zawiera opis wyników analizy czasu prowadzenia działalności przez małe podmioty gospodarcze, które powstały na terenie Polski w latach 2002 i 2003. Liczebność próby wynosi 2077 obserwacji. Jako narzędzie badawcze użyto szeroką gamę testów i modeli czasu trwania, które wnikliwie opisano w rozdziale 4. Wielość zastosowanych technik analitycznych ma na celu sprawdzenie, czy uzyskane rezultaty nie są konsekwencją użytej metody statystycznej. Tym samym, oprócz wskazania charakterystyk przedsiębiorstwa oraz otoczenia, w którym prowadzona jest działalność, zwiększających żywotność firmy, również ważnym celem badawczym jest sprawdzenie spójności uzyskanych wyników dla podejścia nieparametrycznego, semiparametrycznego oraz parametrycznego.

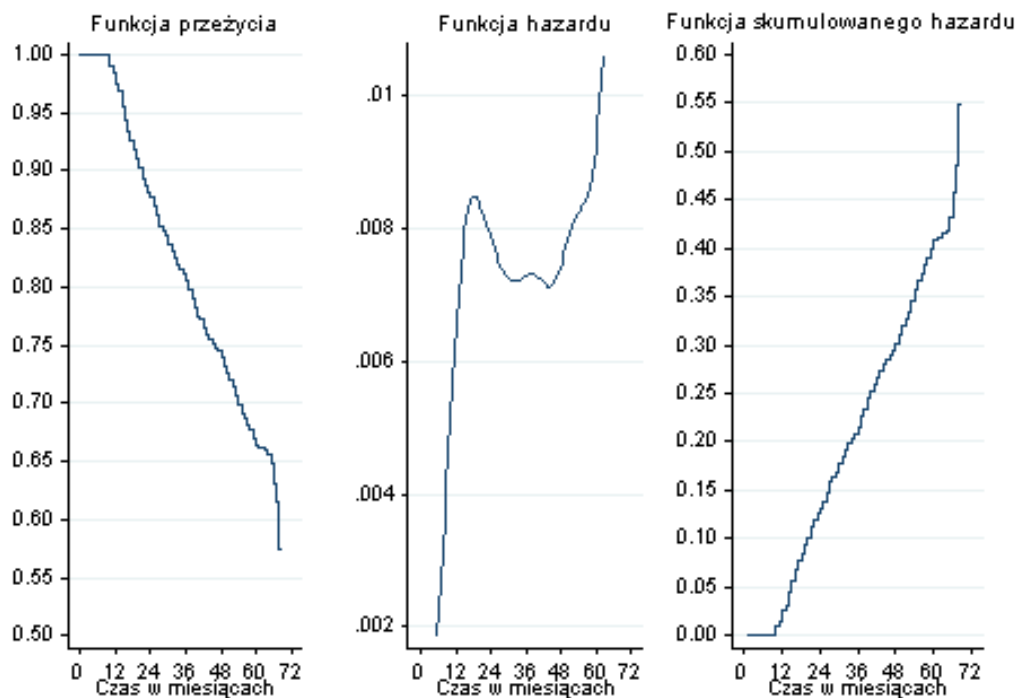
5.1 Analiza nieparametryczna

Analizę rozpoczynam od prezentacji wykresów podstawowych funkcji opisujących przeżywalność nowo powstałych przedsiębiorstw w Polsce (rysunek 5.1) – funkcji przetrwania⁹, hazardu oraz skumulowanego hazardu. Należy nadmienić, iż ich oszacowania są mało precyzyjne w prawym ogonie rozkładu ze względu na stosunkowo niewielką liczbę obserwacji, będącą konsekwencją cenzurowania i upadłości podmiotów gospodarczych we wcześniejszych okresach. Dla ułatwienia interpretacji, w tabeli 5.1 zebrane są wielkości prawdopodobieństwa przetrwania i skumulowanego hazardu dla 12, 24, 36, 48 i 60 miesięcy. Stosunkowo duże jest prawdopodobieństwo przetrwania pierwszego roku działania firmy – 0,97. Następnie maleje ono rokrocznie w tempie około 0,07 by ostatecznie przyjąć wartość 0,66 dla pięciu lat.

Bardzo ciekawą własność wykazuje funkcja hazardu. Najpierw rośnie, by osiągnąć maksimum dla około 18 miesięcy, potem maleje i po przekroczeniu 48 miesięcy ponownie zaczyna rosnać. Jej kształt znajduje potwierdzenie w literaturze teoretycznej. Stosunkowo niskie ryzyko w pierwszej fazie cyklu życia wynika z posiadania kapitału zgromadzonego w

⁹ Jako funkcji wagowej użyto jądra gaussowskiego, natomiast szerokość okna wynosi 5 miesięcy.

momencie wejścia na rynek. W miarę wyczerpywania się jego oraz obserwacji jak radzi sobie firma, następuje korekta własnych oczekiwań. Jeśli były one zbyt optymistyczne w momencie startu, to przedsiębiorca może zdecydować się na wyjście z rynku. Zgodnie z literaturą przedmiotu, maksymalne ryzyko powinno przypadać między pierwszym a drugim rokiem prowadzenia działalności. Zatem wyznaczone lokalne maksimum dla 18 miesięcy w pełni mieści się w tej koncepcji. Zależność pomiędzy wiekiem firmy a funkcją hazardu będzie poddana bardziej wnikliwej analizie w części poświęconej modelowaniu parametrycznemu. Jednak już na wstępie można podkreślić, iż główna hipoteza badawcza mówiąca, że zależność ta przybiera kształt odwróconej litery U, nie została potwierdzona w pełni. Okazuje się, iż po przekroczeniu 48 miesięcy, po okresie względnej stabilizacji, ryzyko likwidacji przedsiębiorstwa zaczyna ponownie rosnąć. Takie zachowanie można wytłumaczyć na gruncie teoretycznym. Dla podmiotów starszych, które są mniej efektywne i innowacyjne w porównaniu z nowymi jednostkami zagrożenie upadłością ponownie zaczyna wzrastać. Jednak może dziwić, że efekt ten pojawia się zaledwie po około 48 miesiącach od momentu wejścia na rynek. Zaobserwowana zależność w dużej mierze jest pochodną małej precyzji estymacyjnej w prawym ogonie rozkładu i musi być interpretowana z dużą ostrożnością.



Rysunek 5.1. Podstawowe funkcje opisujące przeżywalność
Źródło: Obliczenia własne

Oszacowanie funkcji skumulowanego hazardu w danym punkcie czasu pokazuje oczekiwaną liczbę zlikwidowanych firm, gdyby traktować cykl życia firmy jako proces

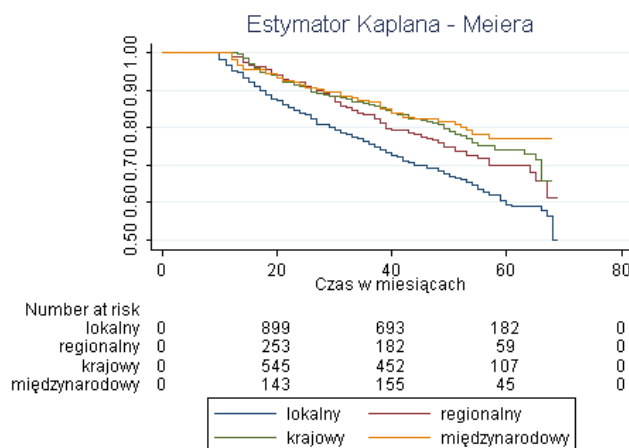
odnawialny, to znaczy po wyjściu z rynku następuje natychmiastowy powrót. Można więc powiedzieć, iż oczekiwana liczba upadłości dla przeciętnego podmiotu gospodarczego wynosi 0,4 w okresie pierwszych pięciu lat działania. Zachowanie tej funkcji pomiędzy 12 a 60 miesiącem jest w przybliżeniu liniowe, co sugeruje, iż ryzyko w tym przedziale jest praktycznie na tym samym poziomie.

Tabela 5.1. Funkcja przetrwania i skumulowanego hazardu

Czas w miesiącach	Funkcja przetrwania	95% przedział ufności	Estymator Nelsona-Aalena Skumulowanego Hazardu	95% przedział ufności
12	0,9738	0,9543 0,9851	0,0264	0,015 0,0466
24	0,8765	0,8548 0,8951	0,1312	0,1103 0,1561
36	0,8048	0,7822 0,8253	0,2162	0,1911 0,2445
48	0,7389	0,7153 0,7608	0,3014	0,2722 0,3337
60	0,6639	0,6369 0,6894	0,4078	0,3703 0,4492

Źródło: Obliczenia własne

Ocena wpływu charakterystyk przedsiębiorstwa na jego żywotność opierać się będzie na estymatorze Kaplana – Meiera dla funkcji przetrwania. Oszacowanie to wyznaczono dla kolejnych poziomów zmiennych dyskretnych. Ponadto użyto formalne testy statystyczne do weryfikacji hipotezy, iż ryzyko zaprzestania działalności jest takie same w poszczególnych grupach. Konstrukcja samego estymatora oraz prezentacja testów statystycznych miała miejsce w podrozdziale 4.4.



Rysunek 5.2. Funkcje przetrwania dla różnych obszarów prowadzenia działalności

Źródło: Obliczenia własne

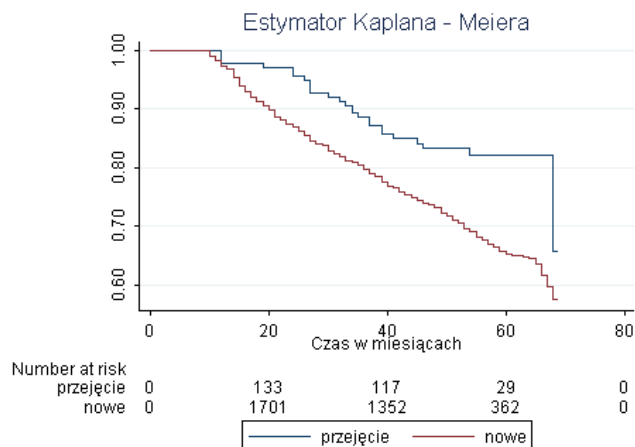
Pierwszy analizowany czynnik to obszar prowadzonej działalności. Zmienna ta przyjmuje 4 poziomy: rynek lokalny, regionalny, krajowy oraz międzynarodowy. Firmy prowadzące działalność na większą skalę (szerszym rynku), powinny być bardziej konkurencyjne i charakteryzować się zwykle większą skalą produkcji. Ponadto dostęp do

większej liczby rynków zbytu, może być traktowany jako próba zabezpieczenia się przed niekorzystnymi warunkami popytowymi na niektórych z nich. Zgodnie z tym, firmy działające na rynku krajowym czy międzynarodowym powinny cechować się wyższą żywotnością. Znajduje to potwierdzenie na rysunku 5.2. Najmniejsze prawdopodobieństwo przetrwania mają przedsiębiorstwa działające na rynku lokalnym. Uzyskane wyniki są istotne statystycznie – dla wszystkich testów p-value jest praktycznie równe 0 (tabela 5.2).

Tabela 5.2. Testowanie równości funkcji hazardu dla różnych zmiennych dyskretnych

	Log-rank	Wilcoxon	Tarone-Ware	Peto	Fleming-Harrington (2 1)	Fleming-Harrington (1 2)
Zasięg prowadzonej działalności gospodarczej	26,25 0,0000	23,14 0,0000	24,67 0,0000	26,37 0,0000	25,18 0,0000	19,67 0,0002
Sposób powstania firmy	8,58 0,0034	6,38 0,0115	7,54 0,006	8,62 0,0033	8,01 0,0046	6,95 0,0084
Charakter prowadzonej działalności	6,98 0,0305	6,45 0,0397	6,77 0,0339	6,16 0,0459	7,86 0,0196	9 0,0111
Miejsce siedziby firmy	14,03 0,0029	13,15 0,0043	13,9 0,0030	14,26 0,0026	13,57 0,0035	10,23 0,0167
Położenie geograficzne (Polska zachodnia, centralna lub wschodnia)	7,1100 0,0285	6,6700 0,0355	6,7800 0,0337	7,7300 0,0209	6,1500 0,0461	3,7100 0,1564
Forma prawna podmiotu	79,77 0,0000	78,46 0,0000	80,75 0,0000	83,02 0,0000	74,54 0,0000	51,75 0,0000
Liczba pracowników	74,78 0,0000	73,09 0,0000	75,77 0,0000	77,61 0,0000	70,3 0,0000	48,68 0,0000
Poniesione nakłady	69,84 0,0000	61,21 0,0000	66,34 0,0000	68,77 0,0000	69,06 0,0000	59,51 0,0000
Rok założenia firmy	3,0500 0,0807	3,0700 0,0800	3,0700 0,0797	3,7600 0,0523	1,7900 0,1804	0,1800 0,6709
Wykształcenie właściciela firmy	43,33 0,0000	38,03 0,0000	41,00 0,0000	40,81 0,0000	44,38 0,0000	44,66 0,0000
Płeć właściciela firmy	14,7 0,0001	12,38 0,0004	13,6 0,0002	14,6 0,0001	14,44 0,0001	12,56 0,0004
Wiek właściciela firmy	4,91 0,1782	4,77 0,1898	4,94 0,1761	4,27 0,2333	5,34 0,1485	6,46 0,0913
Poprzednio wykonywany zawód przez właściciela firmy	21,8 0,0002	18,28 0,0011	19,83 0,0005	21,73 0,0002	21,09 0,0003	18,46 0,001

Źródło: Obliczenia własne



Rysunek 5.3. Funkcje przetrwania dla różnego sposobu rozpoczęcia działalności
Źródło: Obliczenia własne

Przedsiębiorstwa, które powstały na bazie już istniejącego podmiotu gospodarczego powinny odznaczać się większą żywotnością, gdyż mogą czerpać z doświadczenia tkwiącego w jednostce, która wcześniej funkcjonowała. Ponadto, mają już wytworzoną stałą bazę klientów, przez co łatwiej jest im dystrybuować wytwarzane dobra i usługi. Szczególnie ma to duże znaczenie w grupie przedsiębiorstw najmniejszych, które muszą walczyć o wyrobienie w świadomości odbiorców przywiązanie do marki. Wyniki analizy nieparametrycznej potwierdzają słuszność tej tezy. Firmy powstałe jako nowe mają zdecydowanie niższe prawdopodobieństwo kontynuacji działalności w porównaniu z jednostkami założonymi na bazie już istniejącego podmiotu (rysunek 5.3). W każdej chwili w estymowanym horyzoncie czasowym funkcja przetrwania dla nowych przedsiębiorstw leży poniżej tej dla powstałych na bazie już istniejącej firmy. Uzyskany wynik jest istotny statystycznie – wskazują na to wszystkie testy zamieszczone w tabeli 5.2.

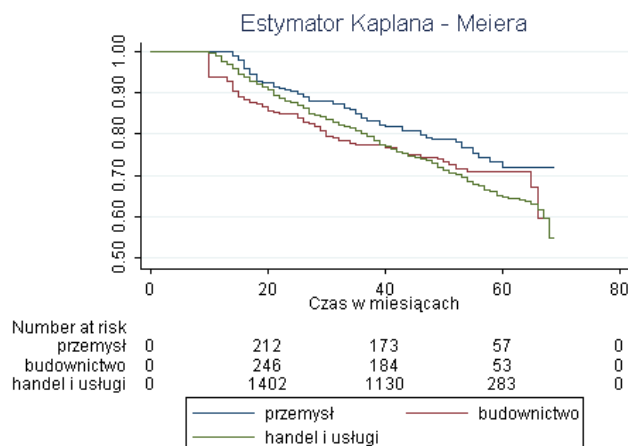
Kolejna kwestia poruszana w literaturze, to wpływ charakteru prowadzonej działalności na żywotność przedsiębiorstw. Dominuje przekonanie, iż im wyższa minimalna efektywna skala produkcji, tym większe prawdopodobieństwo przetrwania. Duże wartości tego wskaźnika dla danego sektora wymuszają, aby podmioty podejmujące taką działalność w momencie wejścia na rynek były większe, przez co ich właściciele musieli zgromadzić większy zasób kapitału na start. Tym samym sama decyzja o rozpoczęciu działalności jest lepiej przemyślana i przygotowana. Z taką sytuacją mamy do czynienia w przemyśle. Zatem w tym sektorze ryzyko zakończenia działalności w pierwszej fazie cyklu życia powinno być zdecydowanie niższe w porównaniu z przedsiębiorstwami działającymi w branży handlowo – usługowej czy budownictwie. W tych sektorach są niższe koszty rozpoczęcia działalności gospodarczej, przez co jest zdecydowanie więcej przypadkowych wejść na rynek, które

bardzo szybko kończą się bankrutem. Przedstawione rozważania znajdują w pełni potwierdzenie w analizie zgromadzonego materiału statystycznego.

Wyróżniono trzy gałęzie gospodarki:

- przemysł (górnictwo i kopalnictwo, przetwórstwo przemysłowe, gospodarowanie odpadami i ściekami, zaopatrzenie w energię elektryczną, gaz i wodę);
- budownictwo;
- handel i usługi (handel hurtowy i detaliczny, naprawy pojazdów samochodowych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego, hotele i restauracje, transport, gospodarka magazynowa i łączność, obsługa nieruchomości, wynajmu i usług związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej).

Funkcja przetrwania dla przedsiębiorstw przemysłowych w całym analizowanym horyzoncie czasowym leży powyżej tej dla budownictwa i branży handlowo – usługowej (rysunek 5.4). Wszystkie użyte testy statystyczne nakazują odrzucić hipotezę zerową zakładającą takie same funkcje ryzyka w wyróżnionych gałęziach gospodarki na poziomie istotności 0,05.



Rysunek 5.4. Funkcje przetrwania ze względu na charakter prowadzonej działalności
Źródło: Obliczenia własne

Wpływ miejsca siedziby firmy na prawdopodobieństwo zakończenia działalności nie jest jednoznaczny. Z jednej strony, położenie w dużej aglomeracji oznacza łatwy dostęp do rynku zbytu, ale z drugiej to silniejsza konkurencja. Ponadto usytuowanie w regionach silnie zurbanizowanych ma przede wszystkim znaczenie w branży usługowej. Zakłady przemysłowe mogą mieć lokalizację peryferyjną, o ile są w stanie zapewnić sobie łatwy dostęp do wykwalifikowanej siły roboczej oraz potrzebnych surowców.

Poziom rozwoju powiatu mierzono za pomocą liczby działających firm prywatnych na osobę w wieku produkcyjnym, liczby dróg ulepszonych w km na km², przeciętnego wynagrodzenia brutto oraz udziału bezrobotnych zarejestrowanych do ludności w wieku

produkcyjnym¹⁰. Utworzono indeks wyrażający poziom rozwoju gospodarczego danego powiatu – pierwsza składowa główna powstała na bazie tych czterech zmiennych¹¹. Wagi dla pierwszych dwóch składowych oraz korelacje pierwszej z nich z wyjściowymi zmiennymi zamieszczono w tabeli 5.3.

Tabela 5.3. Analiza składowych głównych dla zmiennych opisujących poziom rozwoju powiatu

	I składowa	x1	x2	x3	x4
I składowa	1,0000				
x1	0,7317	1,0000			
x2	0,6929	0,3697	1,0000		
x3	0,7202	0,3895	0,2841	1,0000	
x4	-0,6895	-0,2930	-0,3254	-0,3557	1,0000
wagi dla I składowej		0,5162	0,4888	0,5081	-0,4864
wagi dla II składowej		0,3031	0,6634	-0,472	0,4953

x1 - liczba firm prywatnych na osobę w wieku produkcyjnym; x2 - liczba dróg ulepszonych w km na km2; x3 - przeciętne wynagrodzenie brutto; x4 - udział bezrobotnych zarejestrowanych do ludności w wieku produkcyjnym.

Źródło: Obliczenia własne

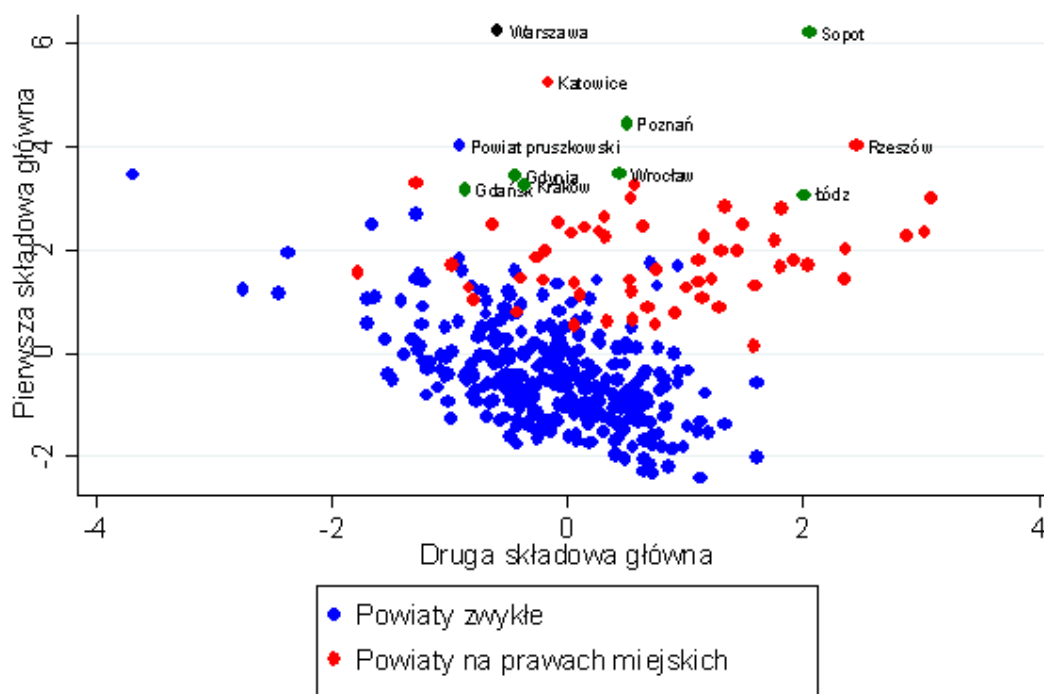
Wagi dla pierwszej składowej głównej, są co do wartości bezwzględnej, na tym samym poziomie, co upoważnia do interpretacji jej jako średniej ważonej z wyjściowych czterech zmiennych. Podobny wniosek można wysnuć na podstawie macierzy korelacji. Współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy pierwszą składową główną a wyjściowymi zmiennymi przyjmuje zbliżone wartości, co do wartości bezwzględnej. Podsumowując, im większa wartość indeksu, tym wyższy poziom rozwoju gospodarczego regionu, rozumiany jako większa liczba przedsiębiorstw prywatnych i dróg ulepszonych, wyższe wynagrodzenia i niższe bezrobocie.

Rysunek 5.5 przedstawia zrzutowane powiaty na płaszczyznę wyznaczoną przez dwie pierwsze składowe główne. Na osi Y została odznaczona pierwsza składowa, czyli im punkt położony wyżej, tym wyższy poziom rozwoju gospodarczego powiatu. Wykres ten można uznać za uzasadnienie rozpatrywania podziału na cztery grupy ze względu na miejsce siedziby firmy: lokalizacja w powiecie normalnym, na prawach miejskich, powiaty miasta Łodzi, Krakowa, Wrocławia, Poznania, Gdańska, Gdyni i Sopotu oraz powiat warszawski.

¹⁰ Do opisu powiatów użyto danych za rok 2004.

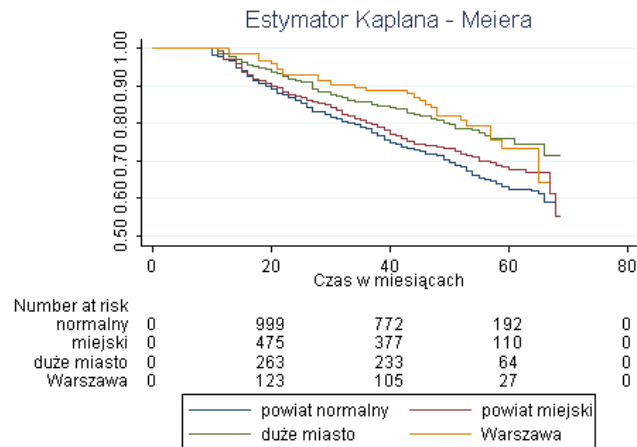
¹¹ Analiza składowych głównych została przeprowadzona na podstawie macierzy korelacji, gdyż wyjściowe zmienne były wyrażone w różnych jednostkach oraz miały różne skale wielkości.

Powiaty na prawach miejskich charakteryzują się średnio wyższym poziomem rozwoju – są położone w górnej części wykresu.



Rysunek 5.5. Powiaty w przestrzeni dwóch pierwszych składowych głównych
Źródło: Obliczenia własne

Najmniej korzystne warunki dla prowadzenia działalności gospodarczej w długim horyzoncie czasowym występują w zwykłych powiatach, najlepsze w dużych miastach i powiecie miasta stołecznego (rysunek 5.6). Tym samym najmniejszym prawdopodobieństwem przetrwania charakteryzują się przedsiębiorstwa z regionów o małym natężeniu procesów urbanizacyjnych. Natomiast największe odnotowano dla największych miast – nie obserwuje się zasadniczej różnicy pomiędzy Warszawą a pozostałymi wyróżnionymi miastami. Zaobserwowana tendencja w schemacie żywotności firm jest istotna statystycznie (tabela 5.2).



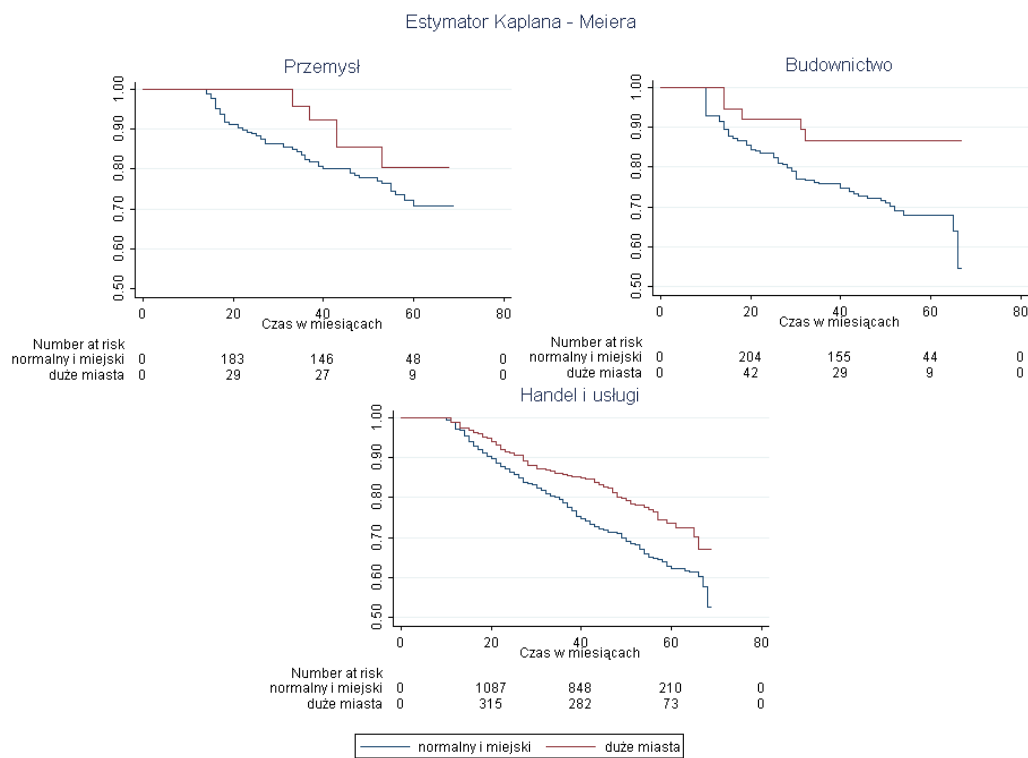
Rysunek 5.6. Funkcje przetrwania dla siedziby firmy w różnych powiatach
Źródło: Obliczenia własne

Znaczenie siedziby firmy może zależeć od charakteru prowadzonej działalności. Szczególnie ważną kwestią dla branży handlowo – usługowej jest oddalenie do rynków zbytu. Zatem przeżywalność przedsiębiorstw w tym sektorze powinna silnie zależeć od lokalizacji w dużych aglomeracjach miejskich. W przypadku jednostek działających w branży przemysłowej położenie zakładu w dużych ośrodkach miejskich ma zdecydowanie mniejsze znaczenie. Na rysunku 5.7 przedstawiono estymatory funkcji przetrwania w zależności od miejsca siedziby firmy, osobno dla trzech wyróżnionych gałęzi gospodarki. Wyniki testów statystycznych, które posłużyły do weryfikacji hipotezy zakładającej takie samo natężenie wychodzenia z rynku w poszczególnych grupach, zamieszczono w tabeli 5.4. Sposób wyrażenia lokalizacji różni się tutaj od tego zaprezentowanego poprzednio. Aby uniknąć niewielkiej liczby obserwacji dla poszczególnych regionów i sektorów dokonano agregacji w jedną grupę powiatów normalnych i miejskich oraz dużych miast i Warszawy. Takie postępowanie można również uzasadnić na podstawie rysunku 5.6, gdzie obecnie połączone poziomy wykazywały zbliżone prawdopodobieństwo przetrwania. Szansa na działanie w długim horyzoncie czasowym jest większa dla podmiotów zlokalizowanych w dużych aglomeracjach. Jednakże w przypadku sektora przemysłowego różnice okazały się nieistotne statystycznie, a dla budownictwa są one istotne, ale zaledwie na poziomie istotności 0,1 (tabela 5.4). W przypadku branży handlowo – usługowej położenie siedziby firmy ma znaczenie największe. Podmioty z tego sektora zlokalizowane w dużych aglomeracjach mają mniejsze prawdopodobieństwo wyjścia z rynku. Wynik ten jest już istotny statystycznie na poziomie istotności 0,01 we wszystkich testach poza Fleminga – Harringtona (1 2), gdzie hipoteza zerowa jest odrzucana dopiero na poziomie istotności 0,05.

Tabela 5.4. Testowanie równości funkcji hazardu dla lokalizacji firmy w zależności od różnych sektorów gospodarki

	Log-rank	Wilcoxon	Tarone-Ware	Peto	Fleming-Harrington (2 1)	Fleming-Harrington (1 2)
Przemysł	0,55	0,43	0,47	0,69	0,23	0,01
	0,4602	0,5116	0,4928	0,4053	0,6340	0,9128
Budownictwo	3,33	2,81	2,98	3,14	3,48	3,76
	0,0682	0,0938	0,0841	0,0765	0,0622	0,0525
Handel i Usługi	11,46	11,41	11,92	11,45	11,63	9,28
	0,0095	0,0097	0,0077	0,0095	0,0088	0,0258

Źródło: Obliczenia własne

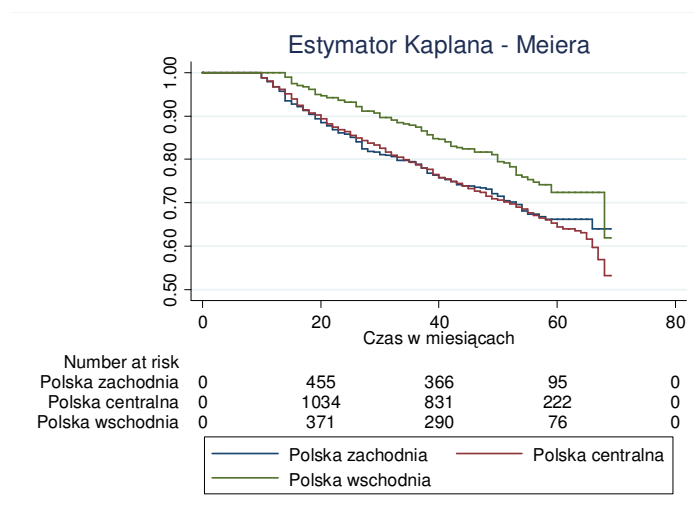


Rysunek 5.7. Funkcje przetrwania dla lokalizacji firmy dla różnych sektorów gospodarki

Źródło: Obliczenia własne

Kolejna kwestia związana z położeniem siedziby firmy dotyczy uzyskania ewentualnej przewagi konkurencyjnej dzięki lokalizacji wzdłuż zachodniej granicy kraju. Wynikałoby to z bliskości bardzo dużego niemieckiego rynku zbytu. Również poddano sprawdzeniu, czy podmioty usytuowane we wschodnich regionach, które są gorzej rozwinięte pod względem gospodarczym, cechują się krótszą żywotnością. W tym celu wyróżniono trzy regiony. Pierwszy obejmujący województwo dolnośląskie, lubuskie, zachodniopomorskie i wielkopolskie nazwano umownie „Polską zachodnią”. W skład Polski wschodniej wchodzi województwo warmińsko – mazurskie, podlaskie, lubelskie i podkarpackie. Reszta kraju

została zaliczona do regionu nazwanego „Polską centralną”. Oszacowania funkcji przetrwania w zależności od położenia geograficznego zamieszczono na rysunku 5.8. Największym prawdopodobieństwem dalszego kontynuowania działalności cechują się podmioty zlokalizowane we wschodniej części kraju. Żywotność firm usytuowanych na zachodzie i w centrum jest na tym samym poziomie. Wszystkie testy statystyczne, za wyjątkiem Fleminga – Harringtona z parametrami (1 2), na poziomie istotności 0,05 nakazują odrzucić hipotezę, iż funkcja hazardu jest taka sama w wyróżnionych regionach.



Rysunek 5.8. Funkcje przetrwania w zależności od położenia geograficznego
Źródło: Obliczenia własne

Uzyskane wyniki nie potwierdzają hipotezy, iż lokalizacja w zachodniej części kraju przekładała się na większe prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku. Otrzymano wręcz odmienny wynik. To firmy usytuowane w województwach wschodnich cechują się większą żywotnością. Jest to w dużej mierze konsekwencją większej konkurencji w zachodniej i centralnej Polsce. Występuje tam o wiele więcej firm w przeliczeniu na osoby w wieku produkcyjnym (tabela 5.5). Ponadto wschodnia część kraju, jako obszar gorzej zurbanizowany i niższym poziomie rozwoju gospodarczego, cechuje się mniejszą liczbą alternatyw. Tym samym osoby, które założyły firmę w tym regionie będą decydowały się na dalszą kontynuację działalności nawet jeśli to przedsięwzięcie nie będzie przynosić oczekiwanych zysków.

Tabela 5.5. Liczba firm z sekcji C – Q w przeliczeniu na 1000 osób w wieku produkcyjnym w roku 2004

województwo	liczba firm w przeliczeniu na 1000 osób w wieku produkcyjnym
podkarpackie	97,54
lubelskie	100,56
warmińsko - mazurskie	106,54
podlaskie	109,86
opolskie	117,76
świętokrzyskie	118,50
kujawsko - pomorskie	127,58
małopolskie	130,06
śląskie	130,09
lubuskie	136,12
łódzkie	137,19
wielkopolskie	139,41
pomorskie	144,96
dolnośląskie	148,52
mazowieckie	166,04
zachodniopomorskie	166,65

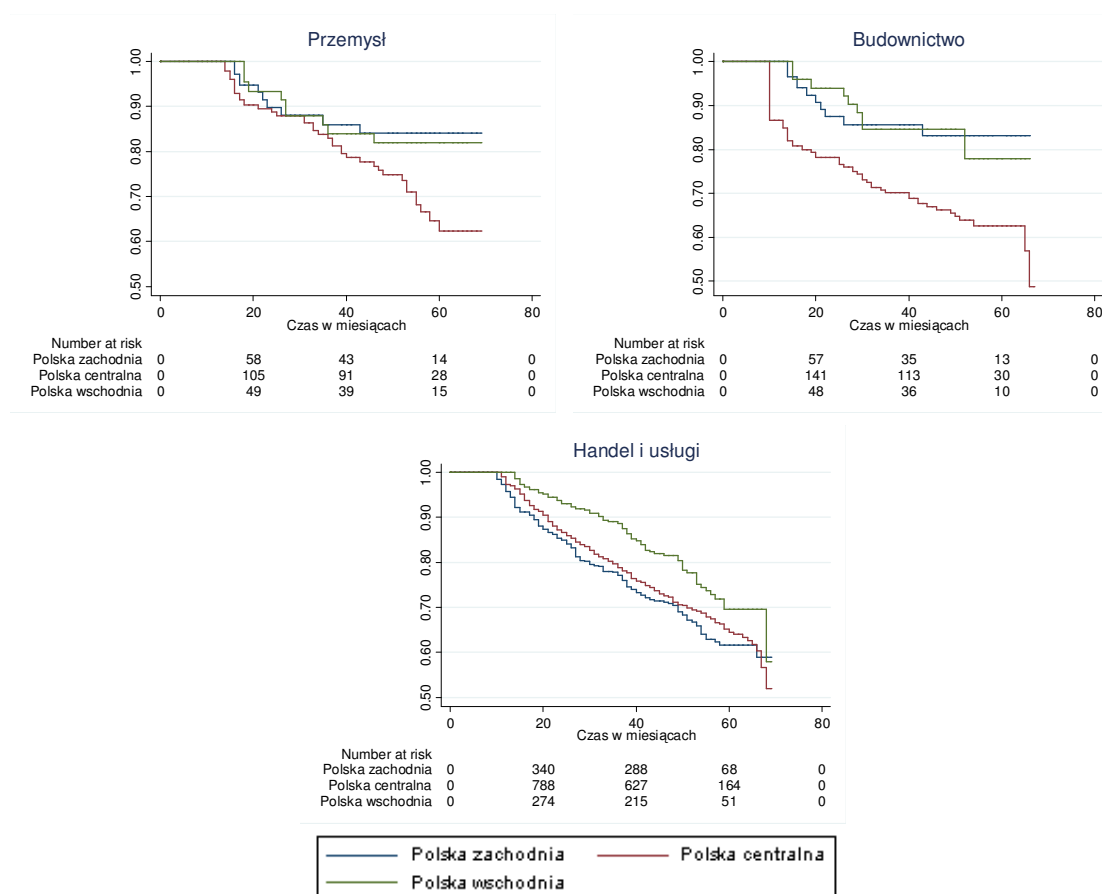
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GUS

Pozostaje jeszcze sprawdzić, czy wpływ położenia geograficznego nie zależy od branży. Autor przypuszcza, iż firmy działające w sektorze handlu i usług, które są zlokalizowane na zachodzie kraju, powinny czerpać korzyści z dodatkowej grupy klientów z zachodniej granicy o wyższym poziomie dochodu. Jednakże oszacowania funkcji przetrwania zamieszczone na rysunku 5.9 oraz wyniki testów statystycznych znajdujące się w tabeli 5.6 wcale nie potwierdzają tej hipotezy. Największa żywotność przedsiębiorstw zajmujących się handlem i usługami występuje u tych zlokalizowanych w województwach wschodnich. Hipotezę o równości funkcji hazardu można odrzucić na poziomie istotności 0,1 we wszystkich testach poza obydwoma wersjami testu Fleminga – Harringtona. Oznacza to, iż korzyść wynikająca z bliskości dużego rynku zbytu jest bilansowana wyższą konkurencją. W pozostałych dwóch sektorach gospodarki nie stwierdzono istotnego statystycznie wpływu położenia geograficznego firmy na prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku. Jedynie w przypadku testu Fleminga – Harringtona dla branży przemysłowej hipoteza zerowa została odrzucona na poziomie istotności 0,05.

Tabela 5.6. Testowanie równości funkcji hazardu dla położenia geograficznego firmy w zależności od różnych sektorów gospodarki

	Log-rank	Wilcoxon	Tarone-Ware	Peto	Fleming-Harrington (2 1)	Fleming-Harrington (1 2)
Przemysł	4.41	1.83	2.90	3.73	6.77	9.95
	0.1104	0.4015	0.2344	0.1552	0.0339	0.0069
Budownictwo	2.27	0.70	1.19	2.07	2.46	3.24
	0.3214	0.7061	0.5507	0.3550	0.2916	0.1984
Handel i Usługi	5.33	6.41	5.97	6.42	3.81	0.70
	0.0696	0.0405	0.0504	0.0403	0.1487	0.7059

Źródło: Obliczenia własne

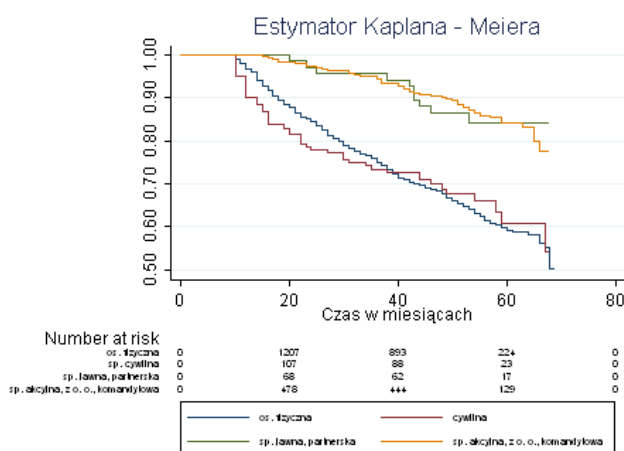


Rysunek 5.9. Funkcje przetrwania w zależności od położenia geograficznego dla różnych sektorów gospodarki

Źródło: Obliczenia własne

W literaturze dominuje przekonanie, iż bardziej złożona forma prawna przedsiębiorstwa będzie predysponowała go do stworzenia jednostki działającej w długim horyzoncie czasowym. Tłumaczy się to przede wszystkim łatwiejszym dostępem do kredytów z instytucji finansowych lub wsparcia biznesu. Ponadto takie firmy są zwykle większe, a to zmniejsza prawdopodobieństwo wyjścia z rynku. Analiza dostępnego materiału

statystycznego wskazuje, iż przedsiębiorców można podzielić na dwie grupy ze względu na wpływ formy prawnej na długość prowadzenia działalności (rysunek 5.10). Pierwszą stanowią osoby fizyczne prowadzące własną działalność i spółki cywilne. Nie jest to zaskoczenie, gdyż obie formy są do siebie bardzo podobne – nie mają osobowości prawnej i cechują się niskimi kosztami związanymi z założeniem firmy. Natomiast do drugiej grupy należą spółki jawne, partnerskie, akcyjne, z ograniczoną odpowiedzialnością oraz komandytowe. Mają one bardziej złożoną osobowość prawną i funkcjonują w oparciu o kodeks spółek handlowych. Różnice pomiędzy tymi dwiema grupami są już znaczne. Testy statystyczne silnie odrzucają hipotezę zerową zakładającą takie same natężenie zakończenia działalności dla przedsiębiorstw o różnych formach prawnych (tabela 5.2).

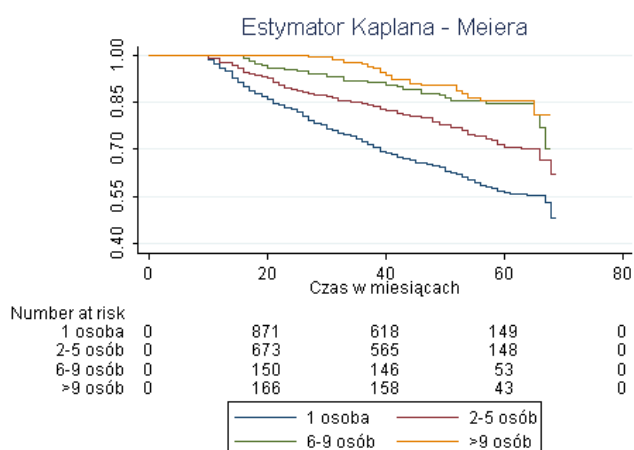


Rys. 5.10 Funkcje przetrwania dla różnych form prawnych przedsiębiorstw
Źródło: Obliczenia własne

Kolejna kwestia dotyczy wpływu na prawdopodobieństwo przetrwania wielkości przedsiębiorstwa, wyrażonego za pomocą liczby pracowników. W podejściu nieparametrycznym posłużono się rozmiarem firmy mierzonym w pierwszym roku od momentu rozpoczęcia działalności. Taka definicja podyktowana jest konstrukcją samego procesu zbierania danych. Otóż firmy, które weszły na rynek w danym roku, pierwszy raz były ankietowane w kolejnym. Tym samym nie jest dostępna informacja na temat wielkości podmiotu w momencie wejścia na rynek. W modelach semiparametrycznych i parametrycznych, które zostaną zaprezentowane w kolejnych podrozdziałach, jako predyktora żywotności zastosowano aktualną wielkość podmiotu, tym samym dopuszczając, aby regresor ten zmieniał swą wartość w czasie. Niezależnie w jaki sposób zostanie wyrażona wielkość przedsiębiorstwa, to jest powszechnie uważana za jeden z najważniejszych czynników determinujących długość pozostawania na rynku przez jednostkę. Zgodnie z

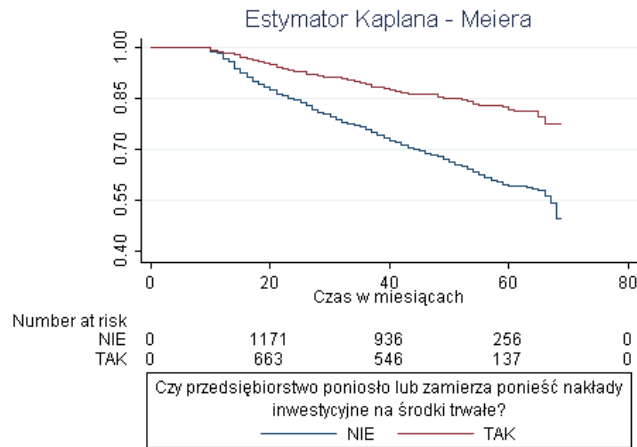
zaprezentowanymi w rozdziale 2.1 modelami teoretycznymi, liczba pracowników wpływa pozytywnie na prawdopodobieństwo przetrwania.

Rozróznilo cztery grupy przedsiębiorstw w zależności od poziomu zatrudnienia. Pierwsza to firmy najmniejsze, w których zatrudniony jest jedynie sam właściciel. Druga zawiera podmioty, gdzie pracuje od dwóch do pięciu osób, natomiast w kolejnej od sześciu do dziewięciu. Największe przedsiębiorstwa to te zatrudniające przynajmniej dziesięć osób. Oszacowania funkcji przetrwania dla wyróżnionych klas zamieszczone na rysunku 5.11 potwierdzają w pełni hipotezę, iż im większa firma, to tym mniejsza szansa na wyjście z rynku. Prawdopodobieństwo przetrwania pierwszych pięciu lat dla podmiotów jednoosobowych wynosi około 0,55, podczas gdy dla największych jest zdecydowanie wyższe i przyjmuje wartość około 0,85. Testy statystyczne bardzo silnie odrzucają hipotezę zerową zakładającą taką samą funkcję hazardu w poszczególnych grupach – we wszystkich przypadkach p – value jest praktycznie równe zero (tabela 5.2).



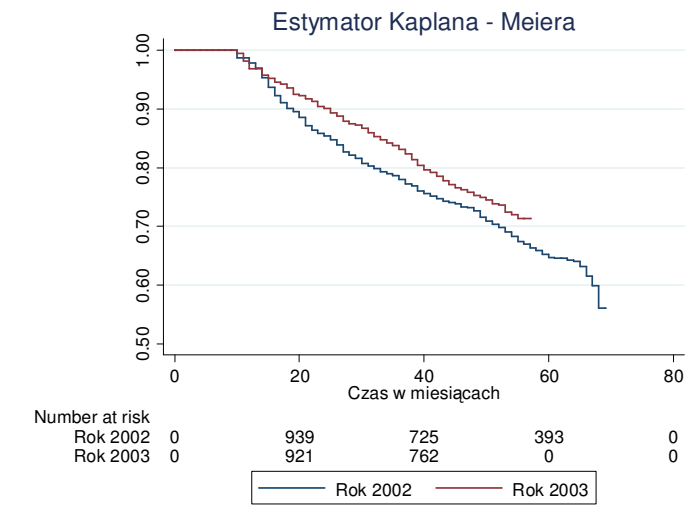
Rysunek 5.11. Funkcje przetrwania w zależności od wielkości przedsiębiorstwa w momencie rozpoczęcia działalności
Źródło: Obliczenia własne

Poziom inwestycji jest uważany za czynnik silnie stymulujący żywotność przedsiębiorstw. Po pierwsze, nakłady inwestycyjne zwiększają potencjał wytwórczy jednostki i wpływają na wzrost konkurencyjności. Małe firmy zwykle finansują działalność inwestycyjną z uzyskanego przychodu w poprzednich okresach. Zatem ponoszenie wydatków na rozwój świadczy o dobrej kondycji finansowej podmiotu i chęci zwiększenia udziału w rynku przez właściciela. W analizowanym zbiorze danych nie ma informacji o wielkości poniesionych nakładów inwestycyjnych, a jedynie o tym, czy w danym roku wystąpiły lub są planowane takie wydatki. Zgromadzony materiał statystyczny w pełni potwierdza tezę, iż inwestowanie zmniejsza prawdopodobieństwo wyjścia z rynku (rysunek 5.12).



Rysunek 5.12. Funkcje przetrwania w zależności od tego, czy firma poniosła nakłady inwestycyjne na środki trwałe
Źródło: Obliczenia własne

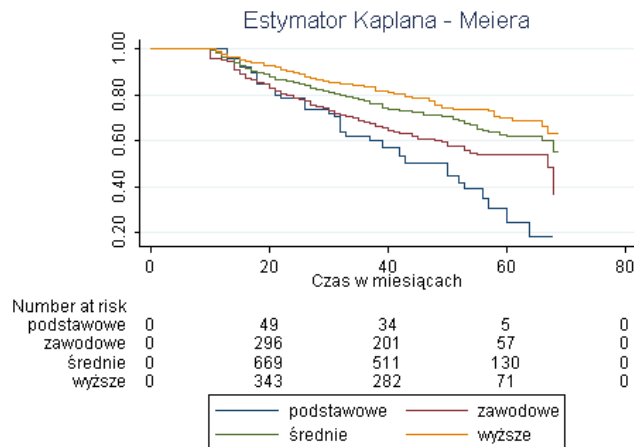
Również poddano analizie wpływ roku, w którym firma rozpoczęła działalność. Sytuacja makroekonomiczna w 2003 roku była lepsza w porównaniu z poprzednim. Można zatem oczekiwać, iż przedsiębiorstwa, które weszły na rynek w tym okresie natrafiły na lepsze warunki popytowe, co powinno się przełożyć na ich rozwój i wyższą żywotność. Oszacowania funkcji przetrwania zamieszczone na rysunku 5.13 są zgodne z tą hipotezą. Firmy powstałe w roku 2003 cechują się wyższym prawdopodobieństwem przetrwania. Warto jednak zaznaczyć, że na podstawie czterech pierwszych testów zamieszczonych w tabeli 5.2 hipotezę o równości funkcji przetrwania można odrzucić dopiero na poziomie istotności 0,1. Dla obu wersji testu Fleminga – Harringtona hipoteza zerowa została przyjęta nawet na tym wysokim poziomie istotności. Tym samym można stwierdzić, iż co prawda są widoczne pewne różnice w żywotności przedsiębiorstw w zależności od momentu wejścia na rynek, to są one stosunkowo nieduże. Większy wpływ mają czynniki tkwiące w samym przedsiębiorstwie czy otoczeniu niż unikalne właściwości kohorty.



Rysunek 5.13. Funkcje przetrwania w zależności od momentu wejścia na rynek
źródło: Obliczenia własne

Przechodzę teraz do omówienia wpływu czynników mierzonych na poziomie właściciela na długość pozostawania na rynku. Na wstępie warto podkreślić, iż jest stosunkowo niewiele prac empirycznych podnoszących tę kwestię ze względu na brak odpowiednich danych. W analizowanej próbie informacja na temat fundatora firmy była dostępna wyłącznie dla osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych lub partnerskich. Ograniczenie się tylko do takich form prawnych przedsiębiorstwa spowodowało znaczne uszczuplenie liczby obserwacji z 2077 do 1557.

Pierwszy poddany analizie czynnik opisujący właściciela firmy, przez wielu uważany za najważniejszy, to wykształcenie. Zmienna ta jest postrzegana jako miernik poziomu kwalifikacji osoby samozatrudnionej. Im wyższe wykształcenie, tym większa szansa, iż koordynowane przedsiębiorstwo będzie działać w długim horyzoncie czasowym. W analizie nieparametrycznej wyróżniono cztery poziomy wykształcenia: podstawowe, zawodowe, średnie oraz wyższe. Wyniki wskazują, iż prawdopodobieństwo przetrwania wzrasta wraz z poziomem tej zmiennej (rysunek 5.14). Prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku przez pierwsze pięć lat dla firm kierowanych przez osoby z wykształceniem podstawowym wynosi zaledwie 0,2, podczas gdy dla tych, gdzie właściciel ukończył studia wyższe jest ponad trzy razy większe. Testy statystyczne wskazują na silny wpływ tego czynnika na żywotność przedsiębiorstw. P – value dla wszystkich testów jest praktycznie równe zero (tabela 5.2).



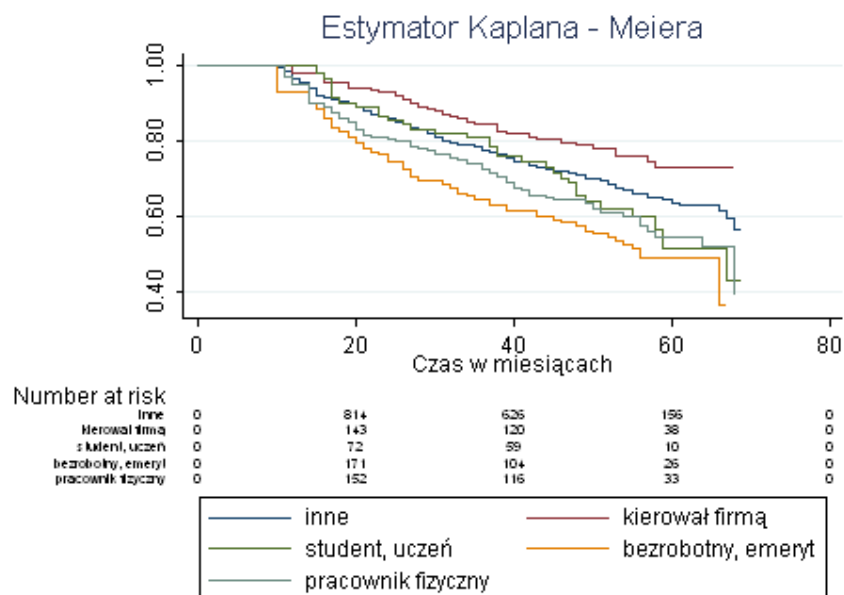
Rysunek 5.14. Funkcje przetrwania w zależności od poziomu wykształcenia właściciela firmy
Źródło: Obliczenia własne

Druga charakterystyka, poza poziomem wykształcenia, która mierzy kwalifikacje właściciela firmy, to poprzednio wykonywany zawód. Prowadzenie własnego biznesu lub zajmowanie stanowiska kierowniczego w przeszłości jest uważane za czynnik wpływający pozytywnie na długość trwania obecnego przedsięwzięcia, gdyż wcześniej zdobyte doświadczenie może zaprocentować teraz. Bezrobocie, jako czynnik stymulujący decyzję o rozpoczęciu własnej działalności, będzie wpływać negatywnie na wyniki uzyskiwane przez firmę. Osoba pozostająca trwale bez pracy może traktować założenie własnej firmy jako ostatnią deskę ratunku. Przez to sam pomysł na biznes może nie być do końca dobrze przemyślany. Ponadto takie jednostki będą miały zwykle mniejsze zasoby finansowe w momencie wejścia na rynek. Na potrzeby weryfikacji postawionych wyżej hipotez została utworzona zmienna dyskretna oznaczająca poprzednio wykonywane zajęcie, która przyjmuje następujące poziomy:

- osoby prowadzące własną firmę lub zajmujące stanowisko kierownicze,
- studenci, uczniowie,
- bezrobotni i emeryci,
- pracownicy fizyczni,
- inne zajęcie.

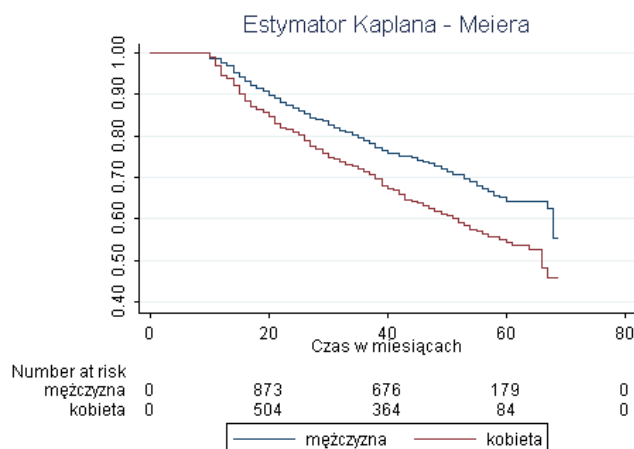
Estymator Kaplana – Meiera dla funkcji przetrwania dla wyróżnionych grup został przedstawiony na rysunku 5.15. Wyniki są w pełni zgodne z postulowanymi тезami. Firmy koordynowane przez osoby, które poprzednio były samozatrudnione lub zajmowały stanowisko kierownicze, mają obecnie największe prawdopodobieństwo dalszego kontynuowania działalności. Najmniejszą szansę na utrzymanie się na rynku obserwuje się u

firm, których właściciele uprzednio byli bezrobotni lub emerytami. Warto nadmienić, iż zaobserwowane różnice są istotne statystycznie.



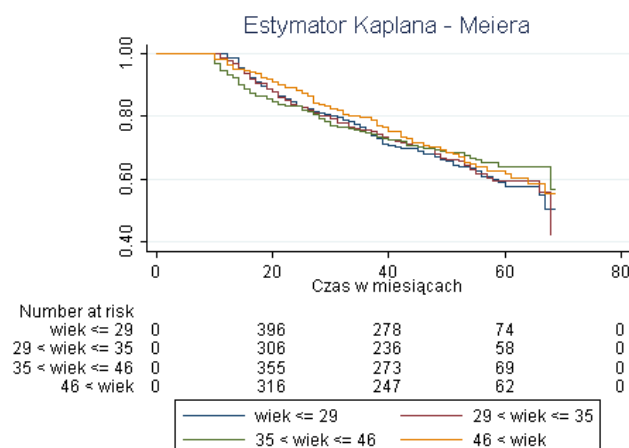
Rysunek 5.15. Funkcje przetrwania w zależności od poprzednio wykonywanego zawodu przez właściciela firmy
Źródło: Obliczenia własne

Kolejną charakterystyką właściciela firmy, która jest uważana za czynnik wpływający na prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku, to płeć. W rozdziale 2.2.1 zostały przedstawione argumenty przemawiające za krótszą żywotnością przedsiębiorstw koordynowanych przez kobiety. Podejście nieparametryczne w pełni potwierdza tę hipotezę. Prawdopodobieństwo przetrwania pierwszych pięciu lat dla podmiotu gospodarczego, którego właścicielem jest mężczyzna wynosi około 0,65, natomiast w przypadku kobiet jest mniejsze i przyjmuje wartość 0,53 (rysunek 5.16). Testy statystyczne odrzucają hipotezę zerową, która zakłada, iż funkcje ryzyka w obu podpróbkach są takie same (tabela 5.2).



Rysunek 5.16. Funkcje przetrwania w zależności od płci właściciela firmy
Źródło: Obliczenia własne

Ze względu na mniejsze doświadczenie, podejmowanie bardziej ryzykownych decyzji oraz utrudniony dostęp do kredytów z instytucji finansowych, firmy zarządzane przez osoby młode uważane są za najbardziej narażone na przedwczesne wyjście z rynku. Na potrzeby analizy nieparametrycznej utworzono dyskretną zmienną opisującą wiek przedsiębiorcy, która przyjęła cztery poziomy. W pierwszej grupie znajdują się osoby najmłodsze – poniżej 30 lat, w drugiej w przedziale wiekowym (29, 35], w trzeciej w przedziale (35, 46] i ostatniej powyżej 46 lat. Estymator Kaplana – Meiera dla funkcji przetrwania jest dla wszystkich czterech wyróżnionych prób na tym samym poziomie (rysunek 5.17), a zaprezentowane testy statystyczne nakazują przyjąć hipotezę zerową, która zakłada równość funkcji hazardu. Zatem analiza nieparametryczna nie potwierdza hipotezy, iż firmy kierowane przez osoby młode mają najmniejsze prawdopodobieństwo przetrwania.



Rysunek 5.17. Funkcje przetrwania w zależności od wieku właściciela firmy
Źródło: Obliczenia własne

Podsumowując główne wyniki uzyskane z analizy nieparametrycznej, należy nadmienić, iż największe prawdopodobieństwo zakończenia działalności występuje w grupie przedsiębiorstw prosperujących na rynku lokalnym, które powstały jako nowe jednostki w regionie o małym natężeniu procesów urbanizacyjnych. Szansę na przedwczesne wyjście z rynku wzmacnia ponadto mało skomplikowana forma prawna (osoby fizyczne prowadzące własną działalność gospodarczą lub spółki cywilne), niewielka liczba pracowników oraz brak wydatków inwestycyjnych. Spośród zmiennych charakteryzujących właściciela, wpływ ma płeć, wykształcenie oraz poprzednio wykonywana praca. Kobiety o niskim poziomie wykształcenia, które poprzednio nie zajmowały stanowiska kierowniczego mają najmniejsze prawdopodobieństwo stworzenia jednostki działającej w długim horyzoncie czasowym. Tym samym hipoteza o pozytywnym oddziaływaniu kapitału ludzkiego fundatora przedsiębiorstwa na żywotność firmy została potwierdzona. Również prawdopodobieństwo przetrwania jest zróżnicowane ze względu na branżę. Zgodnie z teorią i przypuszczeniami autora największą żywotnością charakteryzują się podmioty gospodarcze działające w przemyśle, gdzie są największe koszty wejścia. Rok wejścia na rynek ma mniejsze znaczenie w porównaniu z czynnikami tkwiącymi w samej przedsiębiorstwie. Choć należy podkreślić, iż firmy powstałe w roku 2003, gdy była lepsza sytuacja makroekonomiczna i tym samym wyższy popyt wewnętrzny, cechują się większą żywotnością, ale wynik jest istotny statystycznie dopiero na poziomie 0,1.

Odnosząc się do lokalizacji przedsiębiorstwa, należy podkreślić, iż jej wpływ ma najistotniejsze znaczenie w sektorze usługowym i handlowym. W gałęzi tej największe prawdopodobieństwo przetrwania mają firmy zlokalizowane w powiatach miejskich. Jest to konsekwencją łatwiejszego dostępu do rynku zbytu. Ponadto firmy usytuowane we wschodniej części kraju, gdzie jest mniejsza konkurencja, cechują się wyższą żywotnością. Tym samym hipoteza, iż podmioty gospodarcze zlokalizowane w zachodnich województwach osiągają wyższe prawdopodobieństwo przetrwania, na tym etapie badania nie została potwierdzona. Kwestia wpływu położenia firmy będzie poddana bardziej wnikliwej analizie w rozdziale 5.3.

Zastosowane podejście nieparametryczne pozwala na uchwycenie wpływu pojedynczych zmiennych na ryzyko likwidacji firmy, pomijając ewentualną korelację występującą pomiędzy nimi. Na przykład, osoby fizyczne prowadzące własną działalność gospodarczą lub spółki cywilne tworzą jednostki z reguły o mniejszej liczbie pracowników. Można zatem oczekiwać, iż badając jednocześnie efekt oddziaływania poziomu zatrudnienia oraz formy prawnej na prawdopodobieństwo przetrwania, zaobserwuje się znaczący spadek

istotności tych zmiennych. W kolejnych podrozdziałach zostaną przedstawione wyniki uzyskane poprzez zastosowanie podejścia semiparametrycznego i parametrycznego. Stworzone modele pozwolą przebadać jednoczesne oddziaływanie zmiennych objaśniających na ryzyko zakończenia działalności.

5.2 Badanie żywotności przedsiębiorstw przy użyciu modelu Coxa

W tej części pracy przedmiotem analizy jest jednoczesny wpływ charakterystyk firmy i właściciela oraz zmiennych opisujących otoczenie na długość prowadzenia przez nią działalności. Jako narzędzie analityczne użyto modelu proporcjonalnego hazardu. Opis zmiennych biorących udział w analizie oraz prognozowany na podstawie teorii ekonomii kierunek oddziaływania na żywotność mikro przedsiębiorstw został zamieszczony w tabeli 3.2 w rozdziale trzecim. Wyjaśnienia wymaga sposób zdefiniowania minimalnej efektywnej skali produkcji. Charakterystyka ta zależy od branży i regionu, w którym prowadzona jest działalność. Wyróżniono osiem gałęzi gospodarki: górnictwo, przetwórstwo przemysłowe, zaopatrzenie w energię, gaz i wodę, budownictwo, handel i usługi, turystykę i hotelarstwo, transport i działalność magazynową oraz pozostałą działalność usługową. Jako miernik wielkości przedsiębiorstwa, który zapewnia bycie konkurencyjnym, przyjęto średni poziom zatrudnienia w danej branży na poziomie województwa. Niestety autor nie dotarł do danych dla Polski, które byłyby mierzone na niższym poziomie agregacji niż województwo. Sama zmienna, która została uwzględniona w badaniu to różnica pomiędzy poziomem zatrudnienia w danej firmie a przeciętnym poziomem zatrudnienia w branży na poziomie województwa, gdzie prowadzona jest działalność. Aby móc swobodnie rozpatrywać wszystkie możliwe przekształcenia (np. logarytmiczne) podczas próby poprawy dopasowania modelu do danych, dodano do zmiennej najmniejszą możliwą stałą dodatnią, w taki sposób, żeby przyjmowała wyłącznie wartości większe od zera. Regresor ten powinien mieć dodatni wpływ na żywotność – im większa nadwyżka ponad wielkość przeciętną, tym większa szansa na stworzenie konkurencyjnego przedsiębiorstwa, które pokrywa koszty i generuje zysk.

W tabeli 5.7 znajdują się oszacowania kolejnych wersji modelu proporcjonalnego hazardu. Poziomem bazowym dla zmiennych dyskretnych jest zawsze ten odpowiadający wartości zero, zgodnie z kodowaniem przyjętym w tabeli 3.2. W „modelu 0” szereg zmiennych dyskretnych jest nieistotnych na poziomie istotności 0,05: spółka cywilna, zmienne zero jedynekowe opisujące zakres terytorialny prowadzonej działalności, miejsce siedziby firmy, rok rozpoczęcia działalności oraz sektor gospodarki. Wyniki uzyskane poprzez zastosowanie podejścia nieparametrycznego wskazywały na istnienie powiązania

między ryzykiem zakończenia działalności a zasięgiem prowadzonych działań, miejscem siedziby firmy czy branżą. Brak zależności w modelu semiparametrycznym jest wynikiem korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, a przede wszystkim silnej zależności tych nieistotnych z liczbą pracowników. Innymi słowy, występowanie istotnego wpływu w badaniu nieparametrycznym dla części czynników, gdy każdy z nich był rozważany osobno, jest wynikiem pozornej zależności. Tak naprawdę za istotnością, na przykład, zakresu terytorialnego prowadzonej działalności stoi wielkość podmiotu. Firmy zatrudniające więcej pracowników cechują się większą żywotnością i mają zwykle większy zasięg terytorialny.

Pomimo braku istotności, warto podkreślić jaka jest tendencja w danych. Największą żywotnością charakteryzują się firmy działające na rynku krajowym, w drugiej kolejności te na arenie międzynarodowej. Najwyższe prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku mają firmy zlokalizowane na terenie Warszawy. Co ciekawe, pozostałe powiaty miejskie wypadają pod tym względem gorzej w porównaniu z powiatami normalnymi. Ponadto firmy powstałe w roku 2003 cechują się większą żywotnością niż podmioty, które weszły na rynek rok wcześniej. Największe ryzyko zakończenia działalności jest odnotowane w branży usługowej i handlowej. Omówione wyniki są zgodne z wnioskami wyciągniętymi na podstawie analizy jednowymiarowej, ale tym razem nie są już istotne statystycznie.

Tabela 5.7. Oszacowania modelu proporcjonalnego hazardu Coxa

	model 0	model 1	model 2	model 3	model 4
powstanie	0,48868	0,48153	0,44589	0,43028	0,5313
	0,023	0,025	0,038	0,045	0,013
sp. cywilna	-0,08388				
	0,664				
sp. jawna, partnerska	-0,69129				
	0,044				
sp. akcyjna, z o. o., komandytowa	-0,62333				
	0,000				
nakłady	-0,67068	-0,67634	-0,62666	-0,62287	-0,72444
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
rynek regionalny	0,00443				
	0,974				
rynek krajowy	-0,2033				
	0,071				
rynek międzynarodowy	-0,02793				
	0,890				
powiat na prawach miejskich	0,31429				
	0,210				
duże miasto	0,18175				
	0,583				
Warszawa	-0,19622				

	0,708				
rok = 2003	-0,12106				
	0,231				
liczba pracowników	-0,21036	-0,19311			
	0,096	0,028			
budownictwo	-0,23135				
	0,393				
handel i usługi	0,05533				
	0,811				
wynagrodzenia	0,00027	0,00013			
	0,055	0,329			
zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,038	-0,042	-0,03278	-0,03317	-0,03081
	0,071	0,033	0,092	0,088	0,115
MES	0,1567	0,14022			
	0,212	0,105			
nowe firmy	0,03061	0,02034			
	0,026	0,142			
bezrobocie	0,03094	0,03201			
	0,016	0,010			
gęstość zaludnienia	-0,00026	-0,0001			
	0,184	0,320			
firmy prywatne	1,98823	1,3586			
	0,205	0,375			
firmy w danej gałęzi	-2,76103	-0,96411			
	0,218	0,633			
forma prawna		-0,62674	-0,45207	-0,45447	-0,69996
		0,000	0,002	0,002	0,000
ln(liczba pracowników)			-0,40369	-0,53244	
			0,000	0,000	
(nowe firmy)^3			0,00001	0,00001	0,00001
			0,000	0,000	0,000
(bezrobocie)^(-0,5)			-2,48814	-2,50155	-2,46556
			0,000	0,000	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)			-293,702	-286,186	-290,596
			0,006	0,007	0,005
ln(MES + 7,5)				0,36826	-0,40103
				0,226	0,000
AIC	7169,99	7179,96	7142,19	7142,49	7165,83
BIC	7328,27	7262,54	7195,37	7202,32	7220,89
N	2077	2077	2077	2077	2077

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: Obliczenia własne

Na uwagę zasługują zbliżone wartości oszacowań parametrów dla zmiennych zero – jedynkowych wyróżniających spółki jawne i partnerskie oraz akcyjne, z ograniczoną odpowiedzialnością i komandytowe. Oznacza to, że funkcja hazardu w tych dwóch grupach firm jest na zbliżonym poziomie. Formalnie zostało to przetestowane za pomocą statystyki

Walda. Ponadto dołączono ograniczenia zakładające, iż parametry przy nieistotnych zmiennych dyskretnych wynoszą zero. Weryfikowana hipoteza łączna przyjmuje postać:

$$(5.1) \quad H_0: \begin{cases} \beta_{sp. \text{ jawna, partnerska}} = \beta_{sp. \text{ akcyjna, z o. o., komandytowa}} \\ \beta_{sp. \text{ cywilna}} = 0 \\ \beta_{rynek \text{ regionalny}} = \beta_{rynek \text{ krajowy}} = \beta_{rynek \text{ międzynarodowy}} = 0 \\ \beta_{powiat \text{ na prawach miejskich}} = \beta_{duże \text{ miasto}} = \beta_{Warszawa} = 0 \\ \beta_{rok=2004} = 0 \\ \beta_{budownictwo} = \beta_{handel \text{ i usługi}} = 0 \end{cases} .$$

Pierwsze ograniczenie oznacza, że spółki jawne i partnerskie oraz akcyjne, z ograniczoną odpowiedzialnością i komandytowe cechują się takim samym ryzykiem zakończenia działalności. Drugie zakłada, iż spółki cywilne oraz osoby fizyczne prowadzące własną działalność gospodarczą charakteryzują się takim samym natężeniem wychodzenia z rynku. Kolejne implikuje, że zakres regionalny prowadzonej działalności nie wpływa na prawdopodobieństwo przetrwania, a następane, iż miejsce siedziby firmy jest nieistotne. Przedostatnie zakłada, że moment wejścia na rynek nie ma znaczenia. Ostatnie mówi, iż branża w której prowadzona jest działalność gospodarcza jest nieistotna. Statystyka testowa, przy prawdziwości hipotezy zerowej, ma asymptotyczny rozkład chi – kwadrat o 11 stopniach swobody i jej wartość wynosi 16,45 (p – value = 0,1251). Zatem na poziomie istotności 0,05 brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

„Model 1” powstał z „modelu 0” poprzez wprowadzenie testowanego ograniczenia¹². Dalsza praca nad formą funkcyjną i usuwaniem nieistotnych zmiennych polegała na zastosowaniu podejścia zwanego w literaturze statystycznej wielomianami ułamkowymi (ang. *fractional polynomials*) i zaproponowanego przez Roystona i Altman [86]. Dla zmiennej ciągłej x , która przyjmuje wartości dodatnie, wielomian ułamkowy stopnia m zdefiniowany jest jako:

$$(5.2) \quad FP_m\{x; (p_1, \dots, p_m)\} = \beta_0 + \beta_1 x^{(p_1)} + \beta_2 x^{(p_2)} + \dots + \beta_m x^{(p_m)},$$

gdzie $p_1 \leq p_2 \leq \dots \leq p_m$ oznaczają ułamkowe lub całkowite wykładniki potęg. Zakłada się, iż:

$$(5.3) \quad x^{(p_j)} = \begin{cases} \ln(x) & \text{dla } p_j = 0 \\ x^{p_j} & \text{dla } p_j \neq 0 \end{cases}$$

gdy p_j występuje tylko jeden raz w ciągu p_1, \dots, p_m . Dla powtarzających się wykładników, gdy $p_j = p_{j-1}$, j – ty czynnik $x^{(p_j)}$ w równaniu (5.2) przyjmuje postać $x^{p_j} \ln(x)$. Na

¹² Zmienna *forma prawna* przyjmuje wartość 0 dla spółek cywilnych i osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą, natomiast wartość 1 dla spółek jawnych, partnerskich, akcyjnych, z ograniczoną odpowiedzialnością i komandytowych.

przykład, jeśli rozpatrujemy wielomian ułamkowy stopnia 5 z wykładnikami (-1; 0; 0,5; 0,5; 2), to otrzymujemy:

$$(5.4) \quad FP_5\{x; (-1; 0; 0,5; 0,5; 2)\} = \beta_0 + \beta_1 x^{-1} + \beta_2 \ln(x) + \beta_3 x^{0,5} + \beta_4 x^{0,5} \ln(x) + \beta_5 x^2.$$

Celem procedury jest uzyskanie wielomianu ustalonego stopnia m , który jest najlepiej dopasowany do danych. Wybór opiera się na porównaniu statystyki D (ang. *deviance*) dla różnych modeli. Jest ona zdefiniowana w następujący sposób:

$$(5.5) \quad D = -2\ln L(\hat{\theta}),$$

gdzie $\ln L(\hat{\theta})$ oznacza wartość logarytmu funkcji wiarygodności dla oszacowanego wektora parametrów. Dla ustalonego m , ciąg wykładników p_1, \dots, p_m jest wybierany spośród zbioru $\{-2; -1; -0,5; 0; 0,5; 1; 2; 3; \dots; \max(3, m)\}$ w taki sposób, aby zminimalizować statystykę D. Następnie można testować, czy jej spadek między optymalnym wielomianem stopnia $m - 1$ a najlepszym stopnia m jest istotny. W ogólnym przypadku formalny test statystyczny zbudowany jest w następujący sposób. Zakładamy, iż porównywane są dwa najlepsze wielomiany odpowiednio stopnia k i m , gdzie $k < m$. Oznaczamy statystykę D dla tych modeli odpowiednio D_k i D_m . Wówczas statystyka testowa definiowana jest jako:

$$(5.6) \quad T = D_k - D_m$$

i ma ona asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o $2m - 2k$ stopniach swobody [85, s. 11 – 14]

Dla każdej zmiennej ciągłej umieszczonej w modelu przeprowadzono następującą procedurę. Analiza rozpoczyna się od wielomianu stopnia 2. Jeżeli test statystyczny na poziomie istotności 0,05 wskazywał, iż jest on istotnie lepszy (lub inaczej spadek statystyki D jest istotny) od optymalnego wielomianu stopnia 1, to procedurę przerywano i dla rozpatrywanej zmiennej wybierano parametryzację, na którą wskazywał wielomian stopnia 2. W przeciwnym razie dalszej analizie poddany był optymalny wielomian stopnia 1. Porównywany był on z modelem, w którym dany regresor nie był w ogóle uwzględniony. Jeżeli na poziomie istotności 0,05 spadek statystyki D był istotny, to analizowana zmienna, po uwzględnieniu przekształcenia, na które wskazał wielomian stopnia 1, zostawała umieszczona w modelu. W przeciwnym razie usuwano ją. Wyniki opisanej procedury dla poszczególnych zmiennych ciągłych są umieszczone w aneksie A1. Procedurę wykonywano sekwencyjnie dla kolejnych regresorów ciągłych: liczby pracowników, wynagrodzenia, zmiany poziomu wynagrodzeń, minimalnej efektywnej skali produkcji (MES), liczby nowych firm, poziomu bezrobocia, gęstości zaludnienia, liczby firm prywatnych oraz całkowitej liczby firm. Kilku słów komentarza wymaga sposób postąpienia ze zmianą poziomu wynagrodzeń w powiecie. Co prawda formalny test statystyczny porównujący najlepszy wielomian ułamkowy stopnia 1

z modelem nie zawierającym tej zmiennej wskazał, iż spadek statystyki D był nie istotny (p – value = 0,132), to jednak ostatecznie regresor został uwzględniony w dalszych rozważaniach. W „modelu 2” był on istotny na poziomie istotności 0,1 (p – value = 0,092).

„Model 2” powstał w wyniku przekształcenia zmiennych ciągłych z „modelu 1” zgodnie z opisaną powyżej procedurą. Regresory, dla których nie udało się znaleźć istotnej parametryzacji na poziomie istotności 0,05 zostały usunięte¹³. Są to: MES, liczba firm prywatnych i całkowita liczba firm w danej branży. W „modelu 3” dołączono ponadto zlogarytmowaną zmienną MES. Jednakże jest ona nieistotna i znak oszacowanego parametru nie jest zgodny z teorią ekonomii. Jest to konsekwencja korelacji z logarytmem liczby osób pracujących w przedsiębiorstwie, która wynika bezpośrednio z konstrukcji samego regresora. Gdy usuniemy z modelu logarytm poziomu zatrudnienia, to MES jest już istotny, a oszacowanie parametru ujemne („model 4”). Im większa nadwyżka pracowników powyżej przeciętnego zatrudnienia w branży, tym mniejsze prawdopodobieństwo wyjścia z rynku.

Usuwanie istotnych zmiennych objaśniających nie jest właściwym zabiegiem, ponieważ powoduje to obciążenie oszacowań przy pozostałych regresorach. Ponadto statystyka Akaike i bayesowska wskazują, iż „model 2” jest najlepiej dopasowany do danych, gdyż dla niego są osiągnięte najmniejsze wartości. Zatem ostatecznie przyjmuję tę wersję za ostateczną i ona będzie podlegała opisowi i testowaniu w dalszej części tego podrozdziału. Wszystkie zmienne w tym modelu są istotne na poziomie istotności 0,1.

Wpływ zmiennych objaśniających najłatwiej przeanalizować wyznaczając $\exp(\hat{\beta}_k)$. Wielkość ta wyraża efekt jednostkowej zmiany k – tego regresora na funkcję hazardu. W ten sposób przeprowadzono obliczenia dla zmiennych zero – jedynkowych oraz zmiany poziomu wynagrodzeń. Dla pozostałych, które przed wprowadzeniem do modelu uległy przekształceniu, wpływ był obliczany według zasady:

$$(5.7) \frac{\exp(\hat{\beta}_k f(x_k + \Delta))}{\exp(\hat{\beta}_k f(x_k))},$$

gdzie $f(\cdot)$ to funkcja opisująca parametryzację, natomiast x_k i Δ oznaczają odpowiednio poziom bazowy oraz przyrost analizowanej zmiennej.

W tabeli 5.8 zebrano wyniki dla zmiennych zero – jedynkowych oraz zmiany poziomu wynagrodzeń. Ryzyko dla przedsiębiorstw, które weszły na rynek jako nowe jest 1,56 razy większe w porównaniu z firmami powstałymi na bazie już istniejącego podmiotu. Funkcja hazardu dla jednostek, które poniosły nakłady inwestycyjne, ma o połowę mniejszą wartość w

¹³ Wyjątek stanowi zmiana poziomu wynagrodzeń.

stosunku do przedsiębiorstw, które nie inwestują. Natężenie wychodzenia z rynku spółek jawnych, partnerskich, akcyjnych, z ograniczoną odpowiedzialnością oraz komandytowych stanowi 0,64 tej dla spółek cywilnych i osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą. Po wzroście poziomu wynagrodzeń o jeden punkt procentowy funkcja hazardu stanowi 0,97 tej przed zmianom.

Tabela 5.8. Efekty cząstkowe dla zmiennych zero-jedynkowych oraz zmiany poziomu wynagrodzeń

Zmienna	Efekt cząstkowy - $exp(\beta)$
powstanie	1,5618
nakłady	0,5344
forma prawna	0,6363
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,9677

Źródło: Obliczenia własne

W tabeli 5.9 zawarte są oszacowania wpływu pozostałych zmiennych na funkcję hazardu. Dla każdej z nich podany jest poziom bazowy (x) oraz wielkość przyrostu (Δ). Im większa liczba pracowników, tym mniejsze natężenie wychodzenia z rynku, jednakże kolejne spadki są coraz mniejsze. Wzrost udziału nowych firm w ogólnej liczbie podmiotów gospodarczych działających na terenie powiatu przekłada się na zwiększenie ryzyka. Tym samym, zgodnie z rozważaniami teoretycznymi z rozdziału 2, zmienna ta wyraża w większym stopniu natężenie konkurencji niż barier wejścia. Im większa stopa bezrobocia w powiecie tym większa wartość funkcji hazardu, ale kolejne przyrosty są coraz mniejsze. Gęstość zaludnienia również zwiększa prawdopodobieństwo zakończenie działalności. Warto jednak zaznaczyć, iż ilościowy efekt oddziaływania tej zmiennej dla powiatów o gęstości zaludnienia powyżej 1000 mieszkańców na km² jest zanedbywalnie mały.

Uzyskane wyniki pokazują, iż czynniki regionalne oddziałują na długość pozostawania na rynku przez firmę. Najmniej sprzyjające warunki dla prowadzenia działalności gospodarczej w długim horyzoncie czasowym występują w regionach o dużym poziomie bezrobocia, gdzie dodatkowo obserwujemy ujemne przyrosty wynagrodzeń. Wyniki te upoważniają do stwierdzenia, iż w okresie recesji będzie występowała wyższa stopa umieralności nowo powstałych mikro przedsiębiorstw. Interesujące wyniki uzyskano dla gęstości zaludnienia. Wyższa wartość tej zmiennej oznacza większą liczbę potencjalnych klientów, co powinno przekładać się na spadek prawdopodobieństwa wyjścia z rynku. Z drugiej strony, obszary o małej gęstości zaludnienia, to obszary wiejskie o większym zagrożeniu bezrobociem. Dlatego też przedsiębiorca może nie chcieć zaprzestać działalności, nawet jeśli nie przynosi ona wystarczających profitów, gdyż szansa na znalezienie pracy w regionie jest niewielka. Będzie on liczył na to, że sytuacja finansowa jego firmy poprawi się

w przyszłości. Ponadto obszary bardziej zurbanizowane cechują się silniejszą konkurencją i bardziej wymagającymi klientami. Dają też one większe możliwości znalezienia zatrudnienia jako pracownik najemny. W związku z tym osoba samozatrudniona o wiele wcześniej zdecyduje się na zaprzestanie produkcji, jeśli jej firma nie będzie przynosić pożądanych zysków.

Tabela 5.9. Oszacowania efektów cząstkowych dla zmiennych ciągłych, które uległy przekształceniu przed wprowadzeniem do modelu

liczba pracowników			nowe firmy			Bezrobocie			gęstość zaludnienia		
<i>x</i>	Δ	<i>exp</i> (β)	<i>x</i>	Δ	<i>exp</i> (β)	<i>x</i>	Δ	<i>exp</i> (β)	<i>x</i>	Δ	<i>exp</i> (β)
1	1	0,7559	1	5	1,0014	2	1	1,3811	50	1000	1,1244
2	1	0,8490	4	5	1,0044	4	1	1,1404	250	1000	1,0045
3	1	0,8904	7	5	1,0092	6	1	1,0783	450	1000	1,0013
4	1	0,9138	10	5	1,0158	8	1	1,0516	650	1000	1,0006
5	1	0,9290	13	5	1,0242	10	1	1,0373	850	1000	1,0003
6	1	0,9397	16	5	1,0346	12	1	1,0286	1050	1000	1,0002
7	1	0,9475	19	5	1,0470	14	1	1,0228	1250	1000	1,0001
8	1	0,9536	22	5	1,0613	16	1	1,0187	1450	1000	1,0001
9	1	0,9584	25	5	1,0778	18	1	1,0158	1650	1000	1,0001
10	1	0,9623	28	5	1,0965	20	1	1,0135	1850	1000	1,0000

Źródło: Obliczenia własne

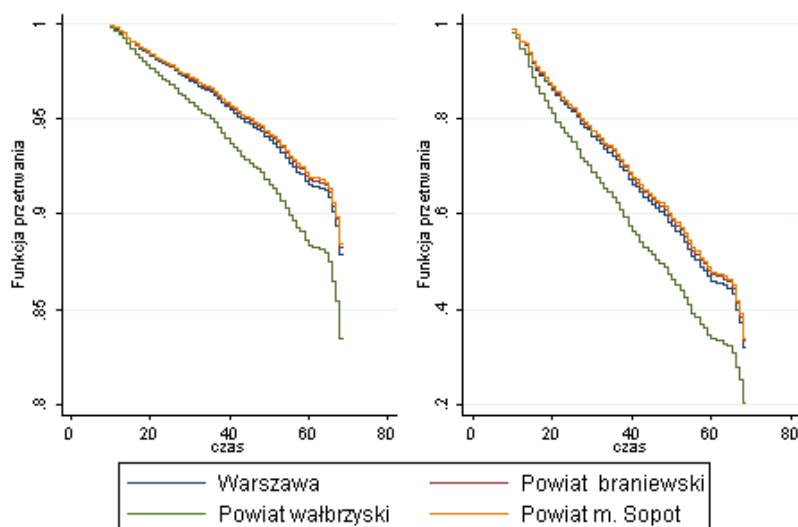
W celu przeanalizowania zróżnicowania regionalnego żywotności przedsiębiorstw, porównano funkcje przetrwania i skumulowanego hazardu wyznaczone na podstawie oszacowań modelu proporcjonalnego hazardu dla firm zajmujących się handlem detalicznym, których siedziby mieszczą się w czterech różnych powiatach: miasta Warszawa, braniewskim, wałbrzyskim oraz miasta Sopot. Wartości zmiennych ciągłych wyrażonych na poziomie powiatu przyjęto dla roku 2004 i są zamieszczone w tabeli 5.10. Oszacowania funkcji przetrwania i skumulowanego hazardu znajdują się odpowiednio na rysunku 5.18 i 5.19. Każdy z nich zawiera dwa wykresy, odpowiadające różnym poziomom zmiennych mierzonych na poziomie przedsiębiorstwa. Dla tych po lewej stronie przyjęto, że firma jest spółką z ograniczoną odpowiedzialnością prowadzącą działalność inwestycyjną, która powstała na bazie już istniejącego podmiotu i zatrudnia pięciu pracowników. Te po prawej odpowiadają spółką cywilnym powstałym jako nowe jednostki, które nie prowadzą działalności inwestycyjnej i jedyną osobą zatrudnioną jest właściciel.

Tabela 5.10. Wartości zmiennych ciągłych mierzonych na poziomie powiatu – dane za rok 2004

	Warszawa	Powiat Braniewski	Powiat Wałbrzyski	Powiat m. Sopot
Bezrobocie	5,8	23,8	17,6	5,9
gęstość zaludnienia	2145,7	22,9	233,11	1511,82
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,61	-0,21	2,8	1,59
nowe firmy	4,71	8,6	6,17	5,95

Źródło: Obliczenia własne

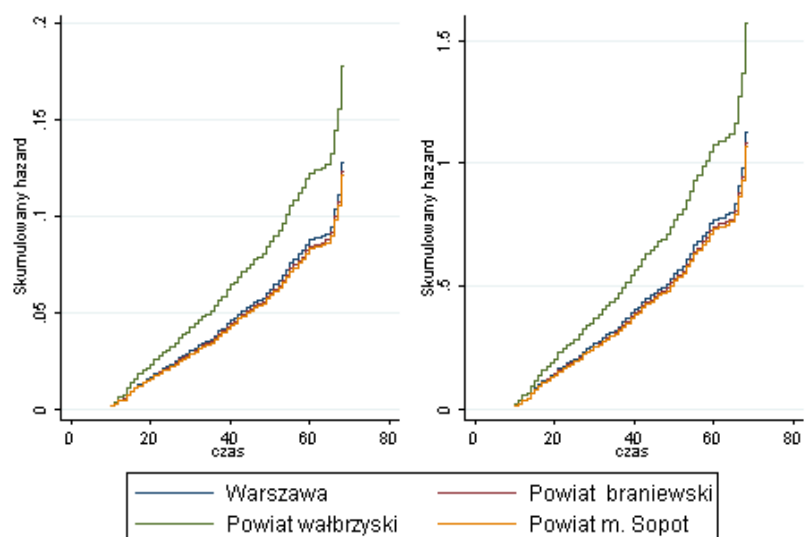
Funkcja przetrwania oszacowana na podstawie modelu Coxa



Rysunek 5.18 Funkcje przetrwania dla firm zajmujących się handlem detalicznym

Źródło: Obliczenia własne

Funkcja skumulowanego hazardu oszacowana na podstawie modelu Coxa



Rysunek 5.19 Funkcje skumulowanego hazardu dla firm zajmujących się handlem detalicznym

Źródło: Obliczenia własne

Interpretację rozpoczynamy od porównania funkcji przetrwania. Najgorzej wypada podmiot, którego siedziba mieści się na terenie powiatu wałbrzyskiego, najlepiej ten działający w powiecie miasta Sopot. Na uwagę zasługuje to, iż firma z powiatu braniewskiego charakteryzuje się nieznacznie mniejszym prawdopodobieństwem zakończenia działalności niż ta z Warszawy czy Sopotu. W jej przypadku negatywne oddziaływanie wysokiego poziomu bezrobocia, ujemnego przyrostu wynagrodzeń i wysokiej stopy wejścia na rynek nowych podmiotów, bilansuje niewielka gęstość zaludnienia. Przeżywalność dla firm działających na terenie Sopotu i Warszawy są na zbliżonym poziomie, co nie może dziwić, gdyż analizowane zmienne przyjmują podobne wartości.

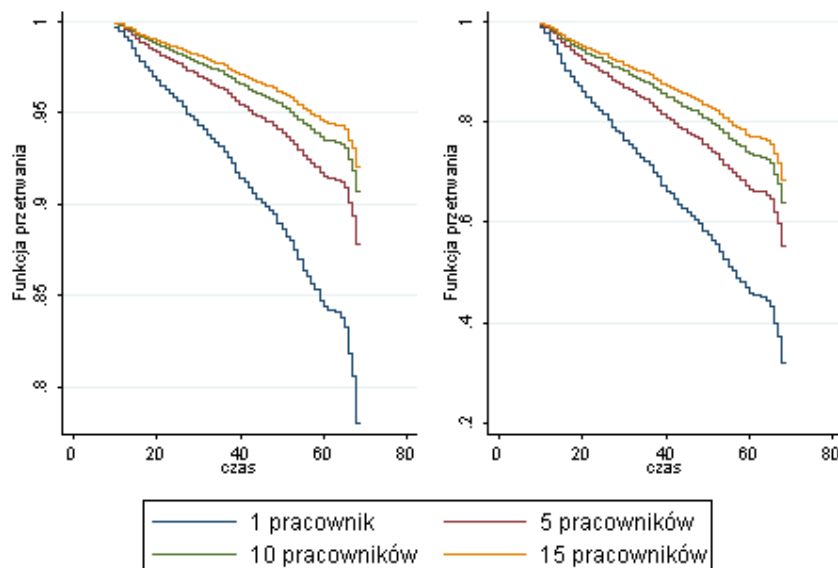
Po zmianie poziomu regresorów wyrażonych na poziomie przedsiębiorstwa, prawdopodobieństwo przetrwania zmalało ponad dwukrotnie. Dowodzi to, iż bardzo duże znaczenie dla analizowanego procesu mają właśnie te charakterystyki. O wiele większe zróżnicowanie prawdopodobieństwa przetrwania obserwujemy pomiędzy obydwoma wykresami niż w ich obrębie, co pokazuje, iż zmienne mierzone na poziomie firmy mają większe znaczenie niż otoczenie regionalne.

Na podstawie lewego wykresu na rysunku 5.19 można stwierdzić, iż oczekiwana liczba wyjść z rynku w okresie pierwszych pięciu lat wynosi około 0,1 przy założeniu, że od razu następowało wznowienie działalności. Po zmianie wartości zmiennych wyrażonych na poziomie firmy na mniej sprzyjające żywotności jednostki, oczekiwana liczba likwidacji zdecydowanie wzrosła. Dla firmy z powiatu braniewskiego przekroczyła nawet wartość 1.

Analogiczne wykresy skonstruowano dla firm z powiatu warszawskiego, które zajmowały się handlem detalicznym. Tym razem modyfikacji poddano wyłącznie zmienne mierzone na poziomie przedsiębiorstwa. Na rysunkach 5.20 i 5.21 znajdują się odpowiednio oszacowania funkcji przetrwania i skumulowanego hazardu. Podobnie jak poprzednio, wykresy po lewej stronie odpowiadają sytuacji, gdy firma jest zarejestrowana jako spółka z ograniczoną odpowiedzialnością, powstała na bazie już istniejącego podmiotu i prowadzi działalność inwestycyjną. Dla tych po prawej przyjęto, iż przedsiębiorstwo jest spółką cywilną powstałą jako nowa jednostka, która nie prowadzi działalności inwestycyjnej. Obserwując funkcje w obrębie wykresu można analizować wpływ zmian poziomu zatrudnienia na żywotność. Natomiast porównanie funkcji odpowiadających tej samej liczbie pracowników na lewym i prawym wykresie pokazuje efekt oddziaływania pozostałych zmiennych. Największe prawdopodobieństwo przetrwania pierwszych 5 lat, wynoszące blisko 0,95, zaobserwowano dla spółki z ograniczoną odpowiedzialnością powstałą na bazie już istniejącego podmiotu, która prowadzi działalność inwestycyjną i zatrudnia 15 pracowników.

Najmniejsze odnotowano dla spółki cywilnej powstałej jako nowa, która nie inwestuje i jedynym jej pracownikiem jest właściciel. Tutaj to prawdopodobieństwo jest ponad dwa razy mniejsze i wynosi około 0,4.

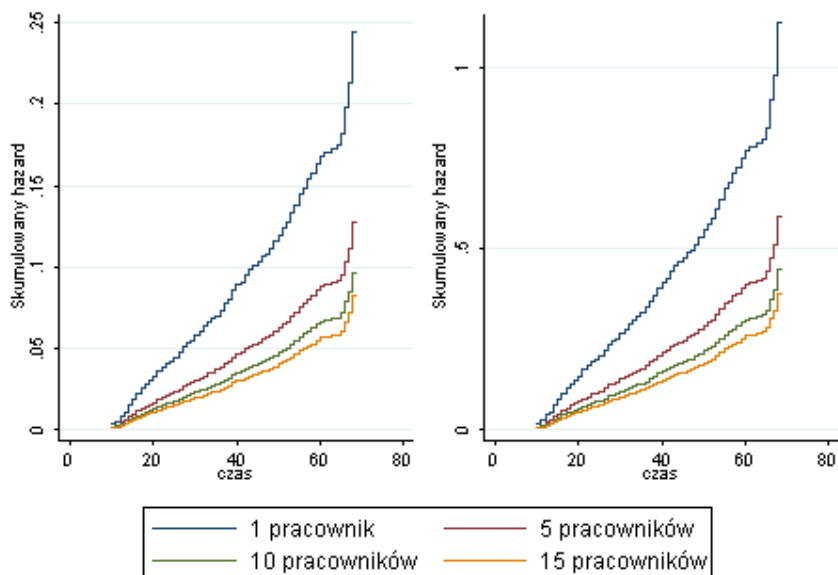
Funkcja przetrwania oszacowana na podstawie modelu Coxa



Rysunek 5.20. Funkcje przetrwania dla firm zajmujących się handlem detalicznym w powiecie Warszawskim

Źródło: Obliczenia własne

Funkcja skumulowanego hazardu oszacowana na podstawie modelu Coxa



Rysunek 5.21. Funkcje skumulowanego hazardu dla firm zajmujących się handlem detalicznym w powiecie Warszawskim

Źródło: Obliczenia własne

Uzyskane wyniki dobitnie pokazuje, iż istnieją pewne właściwości przedsiębiorstwa oraz regionu, gdzie znajduje się siedziba firmy, które w sposób istotny różnicują długość prowadzenia własnego biznesu. Podsumowując, firmy mające siedzibę na terenie bardziej zurbanizowanym, o wysokim poziomie bezrobocia i ujemnej dynamice wzrostu wynagrodzeń, gdzie jest wysoka stopa wejścia na rynek nowych przedsiębiorstw, będą odnotowywać niższe prawdopodobieństwo przetrwania. Ponadto negatywnie na żywotność mikro przedsiębiorstw wpływa mało złożona forma prawna podmiotu, niski poziom zatrudnienia, brak inwestycji i powstanie jako nowy podmiot gospodarczy.

Kolejny etap analizy to sprawdzenie, czy wybrano właściwe parametryzacje dla zmiennych objaśniających oraz czy spełnione jest kluczowe założenie modelu Coxa – proporcjonalność funkcji hazardu. Wyniki testów zamieszczono w tabeli 5.11. Przy pomocy testu związku sprawdzono poprawność przyjętej parametryzacji. W tabeli zawarto wartość statystyki testowej oraz odpowiadające jej p – value. Na każdym rozsądnym poziomie istotności brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej poprawność przyjętej formy funkcyjnej dla wektora zmiennych objaśniających (p – value = 0,715).

Tabela 5.11. Sprawdzenie poprawności funkcyjnej modelu, weryfikacja założenia na temat proporcjonalnego hazardu

Zmienna	liniowa funkcja czasu	funkcja schodkowa
Powstanie	0,02	4,36
forma prawna	12,67	16,19
Nakłady	0,04	1,58
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,254	0,57
ln(liczba pracowników)	1,97	3,74
(nowe firmy) ³	0,88	7,14
(bezrobocie) ^(-0,5)	3,79	4,50
(gęstość zaludnienia) ⁽⁻²⁾	0,15	1,13
wartość krytyczna (procedura Bonferroniego $\alpha = 0,05$)	7,48	12,36
test łączny	15,92	0,044
test związku	0,37	0,715

Źródło: Obliczenia własne

Weryfikacja założenia o proporcjonalnej funkcji hazardu jest zwykle przeprowadzana przy pomocy testowania istotności interakcji zmiennej oznaczającej czas (lub jej funkcji) z poszczególnymi regresorami. Jeżeli jest ono spełnione, to interakcje te powinny być nieistotne. Statystyki testowe dla kolejnych zmiennych objaśniających zawarto w tabeli 5.11 (kolumna z nagłówkiem „liniowa funkcja czasu”). Uwzględniono również wyniki dla testu,

gdy wpływ zmiennej oznaczającej czas został opisany za pomocą funkcji schodkowej – skoki następowały dla 20, 40 i 60 – ego miesiąca (kolumna z nagłówkiem „funkcja schodkowa”). Zastosowano procedurę Bonferronio, aby uodpornić się na problem obciążenia Lovella – w tabeli podano zmodyfikowaną wartość krytyczną. Jediną zmienną dla której odrzucono hipotezę zerową, która zakłada proporcjonalność funkcji hazardu, jest forma prawna. Sugeruje to, iż jej oddziaływanie na ryzyko wyjścia z rynku zależy od czasu. Warto jeszcze nadmienić, iż dla testu łącznego¹⁴ brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,01 (p – value = 0,044).

Tabela 5.12 podsumowuje kolejne etapy poprawy formy funkcyjnej modelu. W świetle przeprowadzonych testów wpływ formy prawnej powinien zależeć od czasu. „Model 1” uwzględnia to poprzez wprowadzenie interakcji pomiędzy tą zmienną a funkcją schodkową dla czasu¹⁵. Oszacowanie parametru dla interakcji dla czasu leżącego w przedziale (15, 30] jest nieistotne. Można to rozumieć w ten sposób, iż oddziaływanie formy prawnej na żywotność podmiotu gospodarczego w pierwszej fazie cyklu życia ma ten sam wpływ, co i w drugiej między 15 a 30 miesiącem. Oszacowania dla dwóch kolejnych przedziałów są już statystycznie istotne i na zbliżonym poziomie. Sugeruje to, iż forma prawna ma inny wpływ na żywotność na początku działalności i po przekroczeniu 2,5 lat obecności na rynku. Formalnie hipotezę tę można zapisać jako ograniczenia na parametry „modelu 1”:

$$(5.8) \quad H_0: \begin{cases} \beta_{forma\ prawna*(15 \leq t < 30)} = 0 \\ \beta_{forma\ prawna*(30 \leq t < 45)} = \beta_{forma\ prawna*(t \geq 45)} \end{cases}$$

P – value dla testu Walda wynosi 0,4826, zatem brak jest podstaw do jej odrzucenia. „Model 2” uwzględnia to ograniczenie. Tym samym zakłada się tu, iż wpływ formy prawnej firmy na funkcję hazardu zmienia się po przekroczeniu 2,5 lat prowadzenia działalności. W pierwszej fazie cyklu życia funkcja hazardu dla spółek akcyjnych, z ograniczoną odpowiedzialnością, jawnych, partnerskich oraz komandytowych stanowi około 0,32 ($\exp(-1,1458336)$) tej dla spółek cywilnych lub osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą. Po przekroczeniu 30 miesięcy obecności na rynku wielkość ta wynosi w przybliżeniu 0,96 ($\exp(1,1017244) \cdot \exp(-1,1458336)$). Oznacza to, że wpływ formy prawnej na żywotność przedsiębiorstw ma wyłącznie znaczenie w pierwszej fazie cyklu życia. Po przekroczeniu 2,5 lat zmienna ta nie różnicuje już długości utrzymywania się na rynku przez przedsiębiorstwa,

¹⁴ Procedura polega na tym, iż testowana jest łączna istotność wszystkich interakcji zmiennych objaśniających z czasem lub jego pewną funkcją.

¹⁵ Przyjęto „skoki” dla 15, 30 i 45 miesiąca prowadzenia działalności.

które zdołały dożyć tego momentu. Formalnie hipotezę tę można zapisać w następujący sposób:

$$(5.9) H_0: \{\beta_{forma\ prawna} + \beta_{forma\ prawna*(t \geq 45)} = 0.$$

Statystyka Walda wynosi 0,07, a odpowiadające jej p – value przyjmuje wartość 0,7938. Zatem na każdym rozsądnym poziomie istotności brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Tabela 5.12. Wpływ formy prawnej przedsiębiorstwa na funkcję hazardu

zmienna	model 1	model 2	model 3
powstanie	0,43755132 0,0415	0,43874994 0,0409	0,43441362 0,0429
nakłady	-0,60750776 0,0000	-0,60829863 0,0000	-0,609452 0,0000
forma prawna	-2,2657415 0,0254	-1,1458336 0,0000	-1,643624 0,0000
forma prawna*(15 <= t < 30)	1,2582247 0,2285		
forma prawna*(30 <= t < 45)	2,2325613 0,0304		
forma prawna*(t >= 45)	2,2064279 0,0338		
forma prawna*(t >= 30)		1,1017244 0,0002	
forma prawna*(t)			0,03340029 0,0004
zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,03096208 0,1125	-0,03109373 0,1109	-0,03100294 0,1116
ln(liczba pracowników)	-0,41994829 0,0000	-0,41987748 0,0000	-0,42035956 0,0000
(nowe firmy)^3	0,00000667 0,0000	0,00000666 0,0000	0,00000661 0,0000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,5431412 0,0000	-2,5414737 0,0000	-2,5625179 0,0000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-298,53019 0,0047	-298,65289 0,0047	-299,98977 0,0046
H0: forma prawna*(15 <= t < 30) = 0		1,46	
forma prawna*(30 <= t < 45) = forma prawna*(t >= 30)		0,4826	
AIC	7130,20	7128,27	7131,20
BIC	7208,81	7190,21	7191,02
N	2077	2077	2077

legenda: oszacowania parametrów / p - value
Źródło: Obliczenia własne

W ostatniej wersji modelu, zamiast interakcji formy prawnej podmiotu gospodarczego ze zmienną zero – jedynkową wskazującą na przekroczenie 30 miesięcy obecności na rynku, wprowadzono funkcję liniową czasu. Co prawda zmienna ta jest istotna, to należy nadmienić, iż nastąpił spadek dopasowania do danych mierzony za pomocą kryteriów informacyjnych. Zarówno AIC i BIC wskazują na model 2, gdyż dla niego przyjmują najniższe wartości. Ponadto przy takiej parametryzacji następuje odwrócenie wpływu formy prawnej na długość prowadzenia działalności po przekroczeniu 50 miesięcy obecności na rynku ($[1,643624/0,03340029] + 1$). Jest to nie zwykle trudno uzasadnić na gruncie teorii ekonomii oraz przeczy hipotezie, która została przyjęta dla „modelu 2” – po przekroczeniu 30 miesięcy obecności na rynku forma prawna przedsiębiorstwa przestaje oddziaływać na ryzyko zakończenia działalności.

Ostatecznie do dalszej analizy zostaje wybrany „model 2”. Oszacowania parametrów są na zbliżonym poziomie do tych uzyskanych dla najlepszej wersji zamieszczonej w tabeli 5.7. Należy jedynie podkreślić spadek istotności dla zmiany poziomu wynagrodzeń. Obecnie regresor ten nie jest już istotny na poziomie istotności 0,1 ($p - value = 0,1109$), jednakże pozostał on w modelu, aby był on w pełni porównywalny z poprzednią swoją wersją.

Dla wybranej regresji powtórnie przeprowadzono test typu związku oraz test łączny – wyniki zebrano w tabeli 5.13. W obu przypadkach brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która zakłada, iż parametryzacje wybrane dla zmiennych objaśniających są właściwe. Na uwagę zasługuje znaczący spadek $p - value$ w porównaniu z poprzednią wersją modelu (tabela 5.11). Potwierdza to, iż słusznie postąpiono uzależniając wpływ formy prawnej od czasu przebywania na rynku.

Tabela 5.13. Wyniki testu typu związku i testu łącznego weryfikującego założenie o proporcjonalnej funkcji ryzyka

	test łączny	test związku
statystyka testowa	3,87	-0,03
p-value	0,920	0,972

Źródło: Obliczenia własne

W tabeli 5.14 zamieszczono wyniki testów opartych na resztach Schoenfelda dla poszczególnych zmiennych objaśniających oraz testu łącznego. Dla hipotez prostych zastosowano poprawkę Bonferroniego. Hipoteza zerowa zakłada, iż spełnione jest założenie na temat proporcjonalnej funkcji hazardu. Analizie poddano dwie wersje modelu. Pierwsza zawiera interakcję pomiędzy formą prawną a zmienną zero – jedynkową przyjmującą wartość 1, gdy obecność na rynku przekroczy 30 miesięcy (model 1). W drugiej ten efekt krzyżowy nie został uwzględniony (model 2). Gdy wpływ formy prawnej na prawdopodobieństwo

przetrwania jest stały w czasie, to na podstawie testu łącznego na poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę, która zakłada proporcjonalną funkcję hazardu ($p - \text{value} = 0,0415$). Analizując wyniki dla poszczególnych regresorów zauważamy, iż tylko dla formy prawnej hipoteza zerowa zostaje odrzucona (statystyka testowa jest równa 9,71, wartość krytyczna wyznaczona na poziomie istotności 0,05 zgodnie z procedurą Bonferroniego wynosi 7,69). Zatem jest to jedyny czynnik, który powoduje, iż założenie o proporcjonalnym ryzyku nie jest spełnione. Wynik ten jest w pełni zgodny z rozważaniami przeprowadzonymi na podstawie obliczeń zamieszczonych w tabeli 5.11. Po tym jak wpływ formy prawnej został uzależniony od czasu, to kluczowe założenie modelu Coxa jest już spełnione, zarówno w świetle wyników testu łącznego jak i dla poszczególnych zmiennych objaśniających.

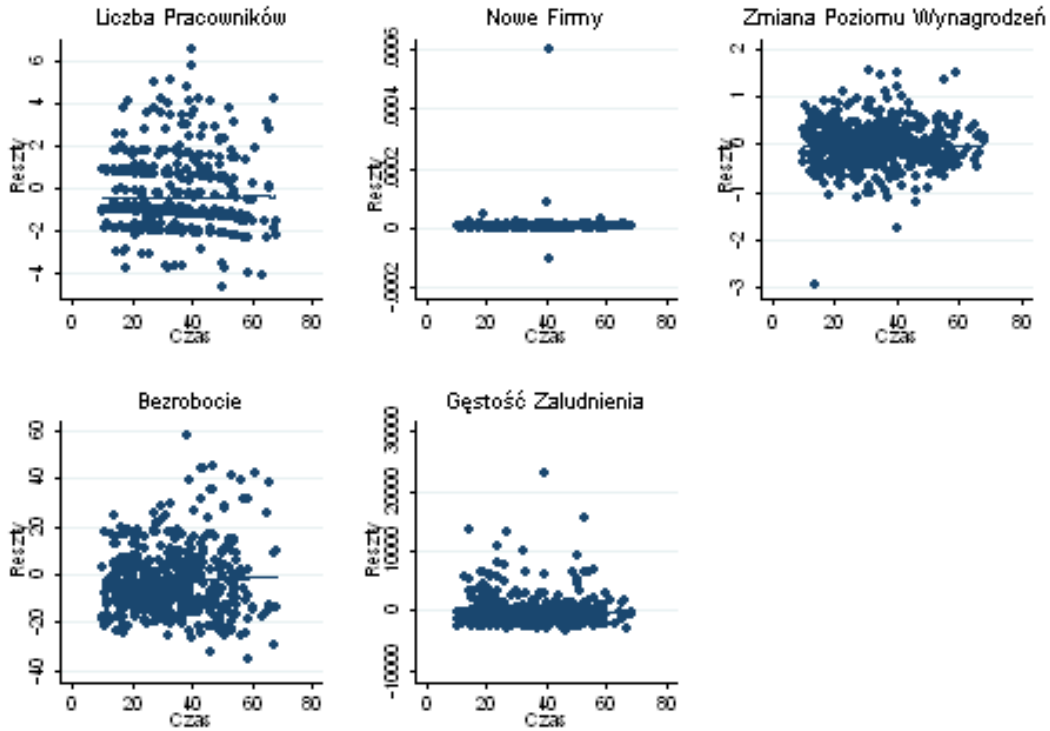
Tabela 5.14. Wyniki testu opartego na resztach Schoenfelda weryfikującego założenie o proporcjonalnej funkcji hazardu

Zmienna	model 1	model 2
powstanie	0,00	0,00
nakłady	0,32	0,31
forma prawna	0,32	9,71
forma prawna*($t \geq 30$)	0,08	
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,01	0,00
$\ln(\text{liczba pracowników})$	0,01	0,01
$(\text{nowe firmy})^3$	0,01	0,00
$(\text{bezrobocie})^{-0,5}$	2,34	2,36
$(\text{gęstość zaludnienia})^{-2}$	0,20	0,21
wartość krytyczna (procedura Bonferroniego $\alpha = 0,05$)		7,69
test łączny	3,17 0,9574	16,06 0,0415

legenda: statystyka testowa / $p - \text{value}$

Źródło: Obliczenia własne

W przypadku zmiennych ciągłych, oprócz formalnego testu, można użyć techniki graficzne opierającej się na resztach Schoenfelda. Jeżeli spełnione jest założenie o proporcjonalnej funkcji ryzyka, to wykres rozproszenia skalowanych reszt Schoenfelda względem długości okresu przebywania na rynku nie powinien wykazywać zależności. Na rysunku 5.22 zamieszczono wykresy dla poszczególnych regresorów ciągłych, wraz z naniesioną linią prostą, która opisuje tendencję w danych. Gdy jej nachylenie jest w przybliżeniu równe zero, to założenie jest spełnione. Wykresy, podobnie jak i formalne testy statystyczne omówione powyżej, nie wskazują, aby występowały jakiegokolwiek problemy.



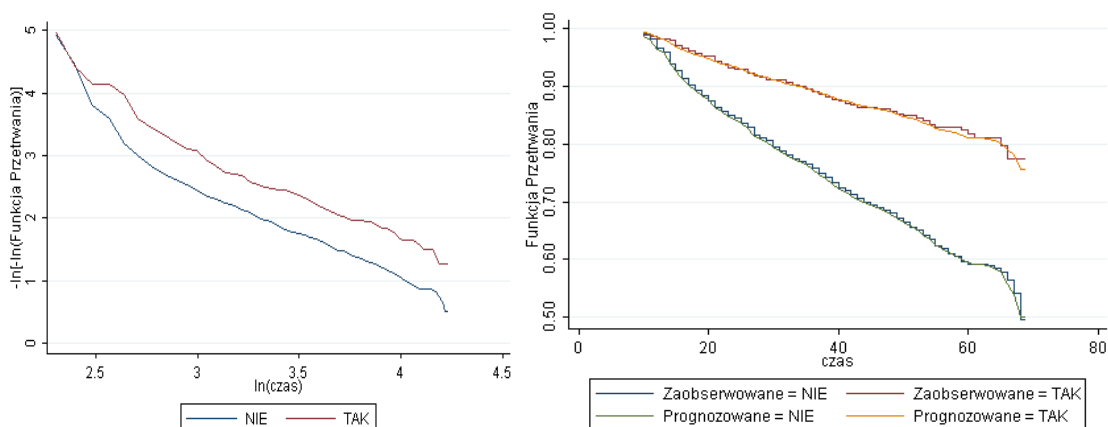
Rysunek 5.22. Wykres skalowanych reszt Schoenfelda względem czasu
Źródło: Obliczenia własne

Jako ciekawostkę uzupełniającą weryfikację założenia o proporcjonalnym hazardzie użyto procedur graficznych dla zmiennych dyskretnych. Analiza dotyczy tylko regresora mówiącego, czy poniesiono nakłady inwestycyjne oraz sposobu powstania podmiotu gospodarczego – odpowiednio rysunki 5.23 i 5.24. Weryfikacji nie przeprowadzono dla formy prawnej, gdyż wpływ tego czynnika zależy już od czasu. W lewej części znajduje się wykres $-\ln\{-\ln(\hat{S}(t|x))\}$ ¹⁶ dla różnych poziomów badanej zmiennej dyskretnej względem logarytmu czasu. Jeżeli hipoteza o proporcjonalnym natężeniu pojawiania się upadłości firm jest spełniona, to funkcje odpowiadające kolejnym poziomom zmiennej dyskretnej będą w przybliżeniu równoległe. W prawej części umieszczono wykres porównujący funkcję przetrwania uzyskaną przy użyciu estymatora Kaplana – Meiera z tą wyznaczoną za pomocą modelu Coxa¹⁷. Gdy kluczowe założenie jest prawdziwe, to oba oszacowania dla poszczególnych poziomów zmiennej dyskretnej powinny być zbliżone do siebie. Te dwie proste techniki graficzne sugerują, iż dla obu zmiennych dyskretnych założenie o proporcjonalnej funkcji hazardu jest spełnione.

¹⁶ $\hat{S}(t|x)$ oznacza oszacowanie funkcji przetrwania uzyskane na podstawie modelu Coxa.

¹⁷ „Zaobserwowane” oznacza estymator Kaplana – Meiera, natomiast „prognozowane” odnosi się do oszacowania uzyskane na podstawie modelu Coxa.

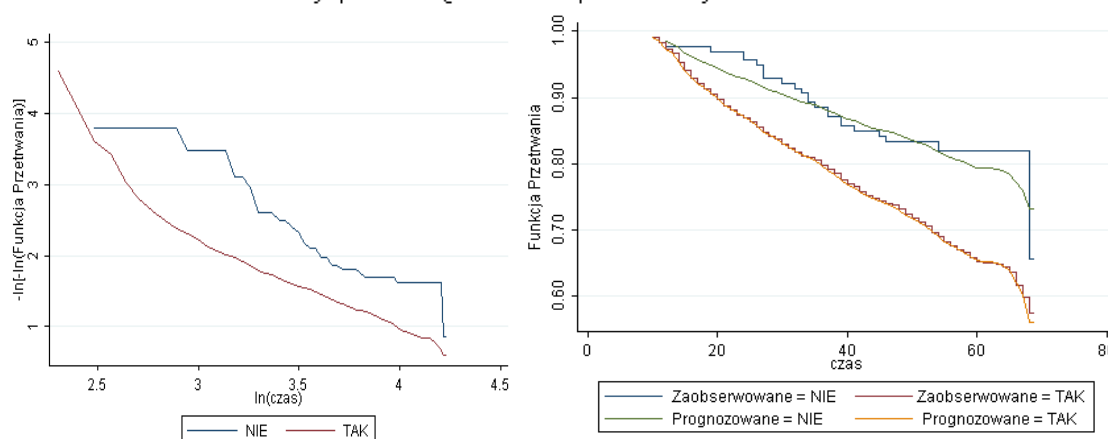
Czy przedsiębiorstwo prowadzi działalność inwestycyjną?



Rysunek 5.23. Techniki graficzne sprawdzające założenie o proporcjonalnej funkcji hazardu dla zmiennej mówiącej, czy prowadzona jest działalność inwestycyjna

Źródło: Obliczenia własne

Czy przedsiębiorstwo powstało jako nowe?



Rysunek 5.24. Techniki graficzne sprawdzające założenie o proporcjonalnej funkcji hazardu dla zmiennej mówiącej, czy przedsiębiorstwo powstało jako nowe

Źródło: Obliczenia własne

Kolejna część badania, to dołączenie dostępnej informacji o właścicielu przedsiębiorstwa: poziom wykształcenia, płeć, wiek oraz poprzednio wykonywane zajęcie. Sposób kodowania zmiennych oraz skrócony opis postulowanych hipotez zamieszczono w tabeli 3.2 w rozdziale 3. Warto podkreślić i przypomnieć, iż w ankiecie zbierano dane na temat założyciela firmy tylko w przypadku osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich. Zatem ta część badania ogranicza się wyłącznie do podmiotów o takiej formie prawnej. Tym samym liczba obserwacji redukuje się z 2077 do 1557. Proces pracy nad ostateczną postacią modelu podsumowano w tabeli 5.15.

Zmienne dyskretne opisujące właściciela firmy zostały rozkodowane na zero – jedynkowe i jako poziom bazowy przyjęto wartość 0. W pierwszej wersji („model 0”) umieszczono także wszystkie zmienne mierzone na poziomie przedsiębiorstwa, które rozważano w analizie na całej dostępnej próbie i przyjęto te same poziomy referencyjne. Pewnego komentarza wymaga jedynie forma prawna firmy. Przyjmuje ona mniej poziomów niż poprzednio, gdyż teraz w próbie nie zostały uwzględnione spółki komandytowe, z ograniczoną odpowiedzialnością oraz akcyjne. Parametryzacja dla zmiennych ciągłych jest taka sama, jak w modelu szacowanym na całej próbie. Nie podjęto wysiłku dla poszukiwania przy użyciu wielomianów ułamkowych przekształceń zapewniających lepsze dopasowanie do danych. Nie zrobiono tego głównie z dwóch powodów. Po pierwsze, ta część pracy skupia się przede wszystkim na ocenie wpływu charakterystyk osoby zarządzającej firmą, a wcześniej dobrane parametryzacje pozostały w dalszym ciągu istotne, jedynie poza zmianą poziomu wynagrodzeń. Po drugie, jak to się okaże w dalszej części, model uwzględniający te przekształcenia dla zmiennych ciągłych przejdzie wszystkie testy diagnostyczne.

Tabela. 5.15. Oszacowania modelu proporcjonalnego hazardu Coxa z uwzględnieniem informacji na temat właściciela firmy

zmienna	model 0	model 1	model 2
powstanie	0,37714		
	0,098		
sp. cywilna	0,34099		
	0,102		
sp. jawna, partnerska	-0,28401		
	0,453		
rynek regionalny	0,04273		
	0,777		
rynek krajowy	-0,20559		
	0,108		
rynek międzynarodowy	0,11308		
	0,669		
powiat na prawach miejskich	0,1121		
	0,385		
duże miasto	0,21017		
	0,282		
Warszawa	0,07178		
	0,802		
budownictwo	0,11939		
	0,599		
handel i usługi	0,22517		
	0,189		
nakłady	-0,60999	-0,64349	-0,64125
	0,000	0,000	0,000

zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,02326 0,275		
ln(liczba pracowników)	-0,47602 0,000	-0,47194 0,000	-0,46943 0,000
(nowe firmy)^3	0,00001 0,000	0,00001 0,000	0,00001 0,000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,66694 0,001	-2,69656 0,000	-2,65314 0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-241,904 0,044	-318,908 0,005	-315,475 0,006
średnie	-0,63939 0,001		
wyższe	-0,89581 0,000		
pleć	0,38808 0,000	0,39056 0,000	0,39564 0,000
wiek	-0,00879 0,049	-0,01342 0,001	
kierownik	-0,05505 0,778		
student, uczeń	0,39016 0,057		
bezrobotny, emeryt, rencista	0,24274 0,085		
pracownik fizyczny	0,11692 0,450		
średnie lub wyższe		-0,78079 0,000	-0,7319 0,000
wiek^(-2)			348,11 0,000
AIC	5880,98	5928,53	5924,48
BIC	6044,77	5980,98	5976,93
N	1557	1557	1557

Legenda: oszacowania parametrów / p – value
Źródło: Obliczenia własne

W pierwszej wersji modelu szereg zmiennych jest nieistotnych na poziomie istotności 0,05: sposób powstania firmy, forma prawna, obszar prowadzonej działalności gospodarczej, miejsce siedziby firmy, gałąź gospodarki w której prowadzona jest działalność, zmiana poziomu wynagrodzeń oraz poprzednio wykonywane zajęcie. Ponadto oszacowania parametrów dla średniego i wyższego wykształcenia są na zbliżonym poziomie. Spostrzeżenia te można zebrać w jedną hipotezę łączną:

$$(5.10) \quad H_0: \left\{ \begin{array}{l} \beta_{\text{powstanie}} = 0 \\ \beta_{\text{sp.cywilna}} = \beta_{\text{sp. jawna, partnerska}} = 0 \\ \beta_{\text{rynek regionalny}} = \beta_{\text{rynek krajowy}} = \beta_{\text{rynek międzynarodowy}} = 0 \\ \beta_{\text{powiat na prawach miejskich}} = \beta_{\text{duże miasto}} = \beta_{\text{Warszawa}} = 0 \\ \beta_{\text{budownictwo}} = \beta_{\text{handel i usługi}} = 0 \\ \beta_{\text{zmiana poziomu wynagrodzeń}} = 0 \\ \beta_{\text{kierownik}} = \beta_{\text{student, uczeń}} = \beta_{\text{bezrobotny, emeryt, rencista}} = \\ \beta_{\text{pracownik fizyczny}} = 0 \\ \beta_{\text{średnie}} = \beta_{\text{wyższe}} \end{array} \right. .$$

Jej weryfikację przeprowadzono przy użyciu testu Walda. Wartość statystyki testowej wynosi 18,32, a p – value jest równe 0,15. Tym samym na poziomie istotności 0,05 brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Ograniczenie to uwzględniono w „modelu 1”. Teraz już wszystkie regresory są istotne na poziomie istotności 0,05. Ostatni etap pracy nad formą funkcyjną, to próba znalezienia, przy użyciu wielomianów ułamkowych, lepszej parametryzacji dla zmiennej oznaczającej wiek właściciela firmy – podsumowanie znajduje się w tabeli A1 w aneksie A1. W „modelu 2” uwzględniono optymalne przekształcenie dla tej zmiennej. Ta wersja zostanie poddana dalszej analizie oraz interpretacji.

Warto może jeszcze na chwilę zatrzymać się przy modelu, w którym uwzględniono poprzednio wykonywaną pracę przez osobę zarządzającą firmą („model 0”). Co prawda żaden z poziomów tej zmiennej nie jest istotny, to zauważalna jest pewna tendencja. Regresor ten został w taki sposób zakodowany, aby wyróżniać osoby, które powinny mieć zdecydowanie największe (te, które poprzednio kierowały firmą) lub najmniejsze (studenci lub uczniowie, bezrobotni, emeryci lub renciści oraz pracownicy fizyczni) prawdopodobieństwo zakończenia własnej działalności gospodarczej. Poziom referencyjni stanowią wszyscy ci, którzy nie zostali zaklasyfikowani do żadnej z wymienionych grup. Oszacowanie parametru dla poziomu wyróżniającego przedsiębiorców, którzy w poprzedniej pracy zajmowali stanowisko kierownicze jest ujemne. Oznacza to, iż ryzyko jest dla nich mniejsze niż dla poziomu bazowego. Estymatory dla pozostałych poziomów są dodatnie – czyli funkcja hazardu jest większa niż dla grupy referencyjnej. Dla poziomu oznaczającego studentów i uczniów oraz bezrobotnych, emerytów i rencistów oszacowania parametrów są istotne na poziomie 0,1.

Należy jeszcze podkreślić, iż oszacowanie parametru dla wykształcenia wyższego jest mniejsze niż dla średniego. Zatem osoby z wyższym wykształceniem mają mniejsze prawdopodobieństwo zakończenia działalności niż przedsiębiorcy o średnim poziomie wykształcenia. Jednakże zaobserwowana różnica nie jest istotna statystycznie i dlatego dokonano agregacji obu tych poziomów w jeden.

W tabeli 5.16 wyznaczono efekt jednostkowej zmiany zmiennych zero – jedynkowych na funkcję hazardu. Ponoszenie nakładów na działalność inwestycyjną ma praktycznie taki sam wpływ na funkcję ryzyka, jak miało to miejsce w przypadku modelu oszacowanego na podstawie całej dostępnej próbki. Natężenie wychodzenia z rynku wśród firm inwestujących jest o połowę niższe. Dla przedsiębiorstw, których właścicielem jest osoba z wyższym lub średnim poziomem wykształceniem, funkcja hazardu stanowi 0,48 tej dla firm zarządzanych przez osobę o wykształceniu podstawowym. Ponadto płeć założyciela przedsiębiorstwa silnie oddziałuje na jego żywotność. Natężenie wychodzenia z rynku przez samozatrudnione kobiety jest o 50% wyższe w porównaniu z mężczyznami.

Tabela 5.16. Oszacowania $exp(\hat{\beta}_k)$ dla zmiennych zero – jedynkowych

Zmienna	efekt cząstkowy - $exp(\beta)$
Nakłady	0,5266
średnie lub wyższe	0,4810
Płeć	1,4853

Źródło: Obliczenia własne

W tabeli 5.17 zawarto oszacowania wpływu zmiennych traktowanych jako ciągle na funkcję hazardu. Dla każdego regresora podano poziom bazowy (x) oraz wielkość przyrostu (Δ). Wpływ liczby pracowników, udziału nowych firm w ogólnej liczbie podmiotów gospodarczych, bezrobocia oraz gęstości zaludnienia jest praktycznie na tym samym poziomie, co w przypadku modelu oszacowanego na całej dostępnej próbie. Wraz ze wzrostem wieku właściciela firmy ryzyko likwidacji przedsiębiorstwa jest coraz niższe. Zmiany wieku mają przede wszystkim znaczenie u najmłodszych przedsiębiorców. I tak, ryzyko dla podmiotu zarządzanego przez osobę w wieku 21 lat stanowi 0,92 tej dla jednostki kierowanej przez dwudziestolatka. Natomiast stosunek funkcji hazardu osoby samozatrudnionej w wieku 49 lat do 48 lat wynosi 0,99.

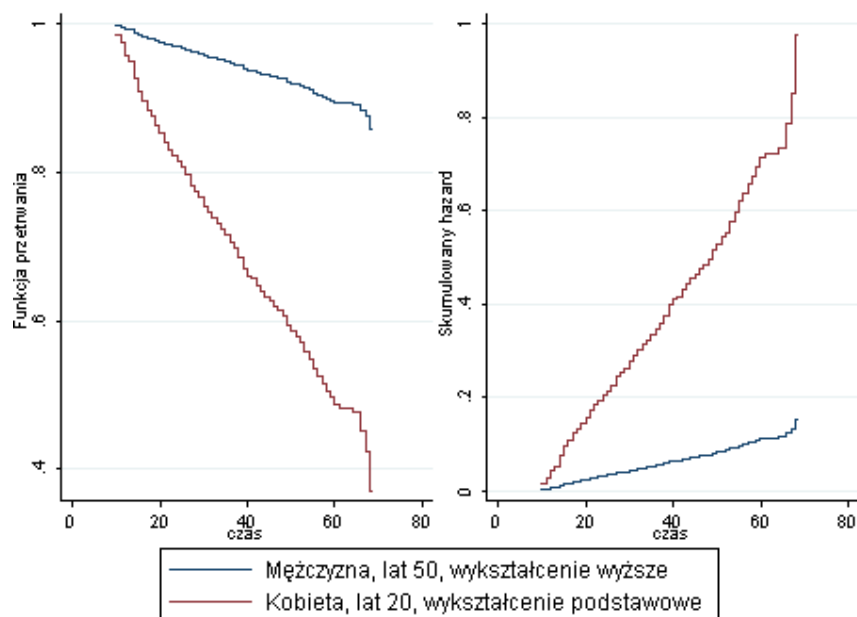
Podsumowując efekt oddziaływania zmiennych opisujących właściciela firmy można stwierdzić, iż największe prawdopodobieństwo wyjścia z rynku jest odnotowywane wśród firm, które zostały założone przez młode kobiety o wykształceniu podstawowym. Wynik ten w pełni potwierdzają oraz dodatkowo uwydatniają wykresy funkcji przetrwania i skumulowanego hazardu wyznaczone dla dwóch hipotetycznych podmiotów gospodarczych (rysunek 5.25). Założono, iż porównywane firmy zajmują się handlem detalicznym i ich siedziba zlokalizowana jest na terenie Warszawy. Przyjęto poziom zmiennych ciągłych mierzonych na poziomie powiatu taki jak w tabeli 5.10. Prawdopodobieństwo przetrwania pierwszych pięciu lat dla przedsiębiorstwa koordynowanego przez mężczyznę z wykształceniem wyższym w wieku 50 lat wynosi około 0,9. Ta sama wielkość dla firmy,

gdzie właścicielem jest dwudziestoletnia kobieta o wykształceniu podstawowym nie przekracza 0,5.

Tabela 5.17. Oszacowanie wpływu zmiennych ciągłych na funkcje hazardu

liczba pracowników			nowe firmy			bezrobocie			gęstość zaludnienia			wiek		
x	Δ	$exp(\beta)$	x	Δ	$exp(\beta)$	X	Δ	$exp(\beta)$	X	Δ	$exp(\beta)$	x	Δ	$exp(\beta)$
1	1	0,7559	1	5	1,0014	2	1	1,4109	50	1000	1,1342	20	1	0,9223
2	1	0,8490	4	5	1,0044	4	1	1,1503	250	1000	1,0049	24	1	0,9537
3	1	0,8904	7	5	1,0092	6	1	1,0837	450	1000	1,0014	28	1	0,9704
4	1	0,9139	10	5	1,0159	8	1	1,0551	650	1000	1,0006	32	1	0,9799
5	1	0,9290	13	5	1,0244	10	1	1,0398	850	1000	1,0003	36	1	0,9858
6	1	0,9397	16	5	1,0349	12	1	1,0305	1050	1000	1,0002	40	1	0,9896
7	1	0,9475	19	5	1,0473	14	1	1,0243	1250	1000	1,0001	44	1	0,9921
8	1	0,9536	22	5	1,0618	16	1	1,0200	1450	1000	1,0001	48	1	0,9939
9	1	0,9584	25	5	1,0784	18	1	1,0168	1650	1000	1,0001	52	1	0,9952
10	1	0,9623	28	5	1,0972	20	1	1,0144	1850	1000	1,0001	56	1	0,9961

Źródło: Obliczenia własne



Rysunek 5.25. Funkcje przetrwania i skumulowanego hazardu dla firm zajmujących się handlem detalicznym w powiecie Warszawskim

Źródło: Obliczenia własne

Kolejny etap to sprawdzenie, czy zbudowany model spełnia założenie o proporcjonalnym natężeniu pojawiania się porażek. Do tego celu użyto dokładnie tych samych narzędzi, co w przypadku modelu oszacowanego na całej dostępnej próbie. W tabeli 5.18 zebrano wyniki dla testu związku oraz testu sprawdzającego istotność interakcji zmiennej oznaczającej czas z poszczególnymi regresorami. Test związku sugeruje, iż dobrano

we właściwy sposób parametryzacji dla zmiennych objaśniających (p – value = 0,737). Zarówno test łączny, jak i testy dla poszczególnych zmiennych, wskazują, iż brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która zakłada proporcjonalną funkcję hazardu. Zatem kluczowe założenie w semiparametrycznym modelu Coxa jest spełnione i ta jego wersja nie będzie już podlegać dalszym modyfikacją.

Tabela 5.18. Sprawdzenie poprawności funkcyjnej modelu, weryfikacja założenia o proporcjonalnym hazardzie

Zmienna	liniowa funkcja czasu	funkcja schodkowa
nakłady	1,12	2,21
ln(liczba pracowników)	0,13	0,89
(nowe firmy) ³	0,27	6,67
(bezrobocie) ^(-0,5)	3,06	3,41
(gęstość zaludnienia) ⁽⁻²⁾	0,00	0,46
średnie i wyższe	3,17	3,53
pleć	0,20	0,80
wiek ⁽⁻²⁾	0,04	1,15
wartość krytyczna (procedura Bonferroniego $\alpha = 0,05$)	7,48	12,36
test łączny	8,87	0,354
test związku	-0,34	0,737

legenda: statystyka testowa / p – value

Źródło: Obliczenia własne

Alternatywny sposób sprawdzenia tego samego założenia opiera się na resztach Schoenfelda (tabela 5.19). Podobnie jak wcześniej, weryfikacja hipotez prostych odbyła się w oparciu o procedurę Bonferroniego. Wyniki są zgodne z tymi uzyskanymi powyżej. Zarówno w teście łącznym, jak i hipotezach dla poszczególnych zmiennych objaśniających, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która zakłada proporcjonalność hazardu. Jako pewne uzupełnienie diagnostyki, w aneksie A2 zamieszczono graficzne narzędzia do sprawdzenia prawdziwości tezy o proporcjonalnej funkcji hazardu. Uzyskane wyniki są w pełni zgodne z wnioskami dla formalnych testów statystycznych.

Tabela 5.19. Wyniki testu opartego na resztach Schoenfelda weryfikującego założenie na temat proporcjonalnego natężenia wymierania

Zmienna	statystyka testowa
Nakłady	0,90
ln(liczba pracowników)	0,00
(nowe firmy) ³	0,00
(bezrobocie) ^(-0,5)	4,36
(gęstość zaludnienia) ⁽⁻²⁾	0,41
Płeć	3,81
średnie i wyższe	0,31
wiek ⁽⁻²⁾	0,32
wartość krytyczna (procedura Bonferroniego $\alpha = 0,05$)	7,48
test łączny	9,04
	0,3392

legenda: statystyka testowa / p – value

Źródło: Obliczenia własne

Kończąc rozważania w tej części pracy, warto podkreślić główne wnioski i odnieść je do wysuniętych hipotez w rozdziale 3.2. Po pierwsze, żywotność mikro przedsiębiorstw w Polsce zależy od obiektywnych czynników tkwiących w samej firmie, jak i regionie, w którym jest zlokalizowana oraz od kapitału ludzkiego właściciela oraz jego płci i wieku. Bardzo ważnym czynnikiem zwiększającym prawdopodobieństwo przetrwania jest rozmiar firmy. Większe przedsiębiorstwa czerpią korzyści ze skali produkcji, są efektywniejsze i mogą pozwolić sobie na zatrudnienie lepiej wykwalifikowanych pracowników. Jednostki powstałe na bazie już istniejącego podmiotu korzystają z jego potencjału i doświadczenia, co przekłada się na ich wyższą żywotność. Firmy o bardziej skomplikowanej formie prawnej charakteryzują się mniejszym ryzykiem wyjścia z rynku. Jednak należy podkreślić, iż ta przewaga jest widoczna jedynie w pierwszej fazie funkcjonowania i po przekroczeniu 30 miesięcy obecności na rynku przestaje odgrywać rolę. Ponadto ponoszenie nakładów inwestycyjnych zmniejsza prawdopodobieństwo zakończenia działalności. Takie czynniki jak zasięg prowadzonej działalności – lokalny, regionalny, krajowy czy międzynarodowy, lokalizacja w powiatach miejskich lub normalnych oraz branża, nie różnicują w sposób istotny statystycznie żywotności mikro przedsiębiorstw. Warto tylko podkreślić, iż zmienne te były istotne w analizie jednowymiarowej przy użyciu podejścia nieparametrycznego. Rozmiar luki pomiędzy wielkością podmiotu a minimalną efektywną skalą produkcji zmniejsza ryzyko wyjścia z rynku. Pokazuje to dobitnie, iż korzyści ze skali produkcji są ważnym determinanem analizowanego zjawiska.

Spośród czynników regionalnych, istotny wpływ na żywotność mikro przedsiębiorstw ma bezrobocie. Im większy poziom tej zmiennej, tym funkcja ryzyka przyjmuje wyższe wartości. Tym samym faktor ten mierzy pogarszające się warunki popytowe wynikające z rosnącej liczby osób nie mogących znaleźć pracy. Ponadto duży udział nowych podmiotów w ogólnej liczbie przedsiębiorstw, który wyraża natężenie konkurencji, zmniejsza prawdopodobieństwo przetrwania. Podwyższone ryzyko wyjścia z rynku obserwowane jest w obszarach o większej gęstości zaludnienia. Wynika z tego, że wyższa konkurencja oraz koszty prowadzenia biznesu przewyższają korzyści wynikające z łatwiejszego dostępu do dużej liczby potencjalnych klientów.

Wpływ czynników makroekonomiczny, ze względu na charakter danych i interwał czasowy, potraktowano pobieżnie. Moment wejścia na rynek, rok 2002 lub 2003, w modelu Coxa jest nieistotny statystycznie. Należy jednak pokreślić, iż funkcja hazardu dla przedsiębiorstw, które rozpoczęły działalność w roku 2003, gdy obserwowano lepsze wskaźniki makroekonomiczne, przyjmuje niższą wartość w porównaniu z firmami z kohorty o rok młodszej. Dodatnia zmiana poziomu wynagrodzeń w regionie, jako symptom poprawy warunków popytowych oraz ogólnej sytuacji makroekonomicznej, przekłada się na niższe ryzyko zakończenia funkcjonowania w grupie mikro przedsiębiorstw.

5.3 Model proporcjonalnego hazardu z efektami losowymi

Czynniki regionalne niewątpliwie odgrywają dużą rolę w kształtowaniu rozwoju przedsiębiorstwa oraz zachowań jego właściciela. W poprzednim podrozdziale, budując model proporcjonalnego hazardu Coxa, uwzględniono szereg zmiennych opisujących poziom rozwoju regionu, warunki na rynku pracy, sytuację dochodową mieszkańców czy poziom urbanizacji. Jednakże istnieją również inne czynniki, które nie są w łatwy sposób mierzalne i obserwowalne, a również oddziałują na osiągnięte przez podmioty gospodarcze wyniki finansowe i tym samym kształtują ich żywotność. Może to być poziom wykorzystania środków z Unii Europejskiej, nastawienie władz lokalnych na wspieranie małych firm w regionie, oddziaływanie instytucji otoczenia biznesu wspomagających prowadzenie działalności gospodarczej, czy skłonność i umiejętność mieszkańców do prowadzenia własnej firmy. Ponadto długość funkcjonowania będzie zależeć od poziomu infrastruktury i zamożności ludności, czy też natężenia konkurencji. To samo otoczenie lokalne, w którym przychodzi firmom funkcjonować, sprawia, iż można oczekiwać występowania korelacji pomiędzy ich czasami przebywania na rynku. Aby uwzględnić to w badaniu, model Coxa zostanie rozszerzony o efekty losowe, które mierzą bezpośrednio nieobserwowalne czynniki

wpływające na funkcję hazardu na poziomie regionu. Umożliwi to stworzenie hierarchii obszarów w Polsce pod względem zapewnienia najbardziej sprzyjających warunków na stworzenie przedsiębiorstwa działającego w długim horyzoncie czasowym.

W tabeli 5.20 zamieszczono oszacowania modeli z efektami losowymi, mierzonymi odpowiednio na poziomie powiatu, podregionu¹⁸ oraz województwa, dla całej analizowanej próbki przedsiębiorstw. Dla porównania, w pierwszej kolumnie zawarto wyniki dla standardowego modelu Coxa. W modelach z efektami losowymi parametr θ mierzy poziom wariacji czynników nieobserwowalnych. Przyjęcie hipotezy $H_0: \theta = 0$ oznacza brak efektów losowych i redukcję do tradycyjnego modelu proporcjonalnego hazardu. Natomiast jej odrzucenie implikuje istnienie pewnych bezpośrednio nieobserwowalnych czynników regionalnych, które wpływają na żywotność przedsiębiorstw, powodując jej korelację na poziomie wyróżnionych jednostek terytorialnych. Na poziomie istotności 0,05 hipoteza zerowa została odrzucona, dla analiz na poziomie powiatu oraz podregionu. P – value w tym samym teście, gdy dopuszczono występowanie korelacji pomiędzy długością prowadzenia działalności gospodarczej w obrębie województwa, przewyższa nieznacznie założony poziom istotności (p – value = 0,0520). Może to świadczyć o tym, iż w tym wypadku przyjęto zbyt duży poziom agregacji. To znaczy, mniejsze jednostki terytorialne, takie jak powiaty czy podregiony cechują się w większym stopniu pewnymi stałymi czynnikami lokalnymi, które kształtują natężenie zakończenia działalności. Warto w tym miejscu zwrócić uwagę na to, iż p – value dla testu weryfikującego hipotezę $H_0: \theta = 0$ dla podregionu jest zdecydowanie mniejsze niż dla powiatu. Wynik ten można zinterpretować w następujący sposób. Otoczenie regionalne kształtujące żywotność firm wykracza poza granice powiatu. Inne wytłumaczenie tej sytuacji opiera się wyłącznie na względach estymacyjnych. Wyróżniono zbyt dużą liczbę regionów w przypadku podziału na powiaty w stosunku do liczby analizowanych przedsiębiorstw, przez co oszacowania uzyskane dla najmniejszego podziału administracyjnego są mało precyzyjne. Warto podkreślić, iż w niektórych powiatach nie obserwowano żadnych firm lub ich liczba była niewielka.

¹⁸ Podział na podregiony dokonano zgodnie z metodologią stosowaną przez Główny Urząd Statystyczny, który wyróżnia 66 jednostek terytorialnych.

Tabela 5.20. Model proporcjonalnego hazardu z efektami losowymi

zmienne	Cox	powiat	podregion	województwo
	0,4387499	0,4517095	0,4906856	0,452434
powstanie	0,2145695	0,2166406	0,216546	0,2152372
	0,0409	0,0371	0,0235	0,0356
	-1,1458336	-1,162575	-1,1581669	-1,1453158
forma prawna	0,2586272	0,2595005	0,2593064	0,2588179
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	1,1017244	1,0900124	1,101674	1,0965725
forma prawna*(t >= 30)	0,2940466	0,2943346	0,2943	0,2941353
	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
	-0,6082986	-0,6134928	-0,6058368	-0,6081773
nakłady	0,1177464	0,118486	0,1183646	0,1178151
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	-0,0310937	-0,0313414	-0,0310552	-0,0344636
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,019503	0,019852	0,019446	0,019413
	0,1109	0,1144	0,1103	0,0758
	-0,4198775	-0,4223246	-0,4205503	-0,4229429
ln(liczba pracowników)	0,0704171	0,0708383	0,07090922	0,070664
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	0,0000067	0,0000066	0,0000066	0,0000066
(nowe firmy)^3	0,0000013	0,0000014	0,0000014	0,0000013
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	-2,5414737	-2,591588	-2,5135768	-2,3455365
(bezrobocie)^(-0,5)	0,6125519	0,721769	0,754076	0,6400634
	0,0000	0,0003	0,0009	0,0002
	-298,65289	-290,86422	-259,47943	-258,80949
(gęstość zaludnienia)^(-2)	105,63524	111,04211	113,21689	107,95697
	0,0047	0,0088	0,0219	0,0165
theta		0,1079141	0,1020167	0,0216291
błąd standardowy		0,06434	0,0444955	0,0192226
Statystyka testowa dla hipotezy H0: theta = 0		4,228369	11,381147	2,6432949
p – value		0,0199	0,0004	0,0520
N	2077	2077	2077	2077

legenda: b / błąd standardowy / p - value

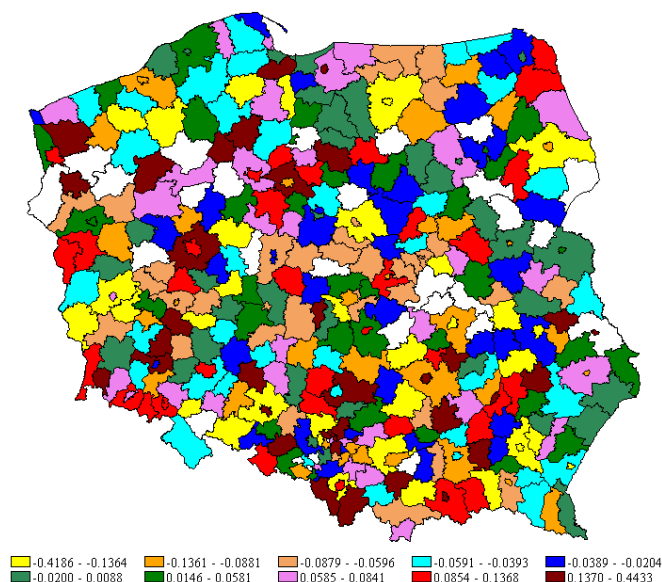
Źródło: Obliczenia własne

Oszacowania parametrów oraz błędów standardowych w modelach z efektami losowymi, które są warunkowane na występowanie w obrębie regionów korelacji pomiędzy „czasami życia” przedsiębiorstw, są na tym samym poziomie, co w modelu tradycyjnym. Rozszerzenie standardowego podejścia pozwala oszacować wielkość nieobserwowalnych czynników regionalnych – v_i . Dzięki temu będzie można wskazać obszary, które są najbardziej sprzyjające dla stworzenia przedsiębiorstwa działającego w długim horyzoncie

czasowym. Wyniki dla poszczególnych powiatów, regionów oraz województw przedstawiono na rysunkach 5.26, 5.27 oraz 5.28. Ponadto oszacowania efektów losowych mierzonych na poziomie podregionu są zestawione w tabeli 5.21.

Pewnych wyjaśnień wymaga rysunek przedstawiający efekty losowe na poziomie powiatów. Otóż dla takiego podziału administracyjnego nie dla wszystkich regionów zanotowano wystąpienia przedsiębiorstw w badanej próbie. Taki powiat jest zaznaczony kolorem białym. Na wykres 5.27 naniesiono numerację dla poszczególnych podregionów, która odpowiada identyfikatorom znajdującym się w tabeli 5.18 (kolumna „id podregion”).

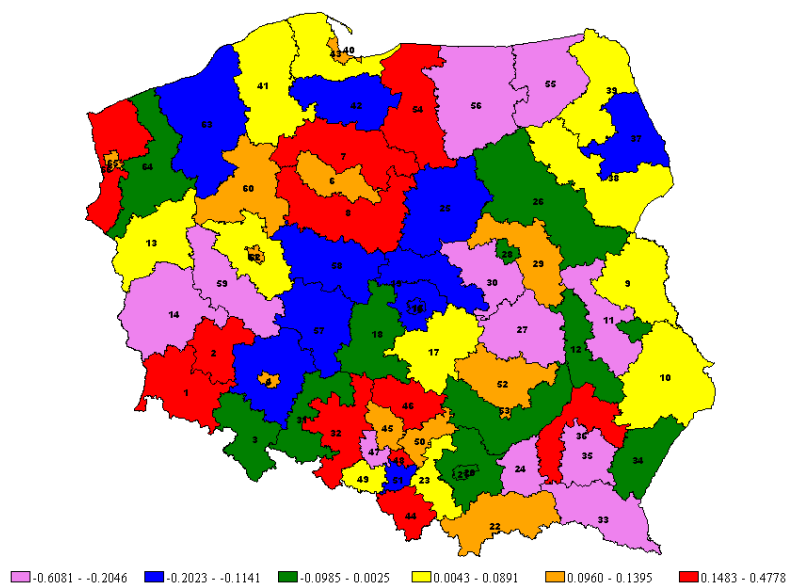
Efekty losowe w powiatach



Rysunek 5.26 Efekty losowe na poziomie powiatów

Źródło: Opracowanie własne

Efekty losowe w podregionach



Rysunek 5.27. Efekty losowe na poziomie podregionów
Źródło: Opracowanie własne



Rysunek 5.28. Efekty losowe na poziomie województw
Źródło: Opracowanie własne

Województwa wschodnie to obszar gorzej zurbanizowany, o niższym poziomie dochodu oraz rozwoju infrastruktury. Można byłoby to uznać za przesłanki wskazujące na to, iż w tym regionie żywotność przedsiębiorstw powinna być mniejsza. Jednakże oszacowania efektów losowych, w szczególności na poziomie podregionów i województw nie potwierdzają tego. Co więcej skłaniają raczej do przyjęcia przeciwnej tezy. Trzy województwa, dla których oszacowania efektów losowych są najmniejsze to podkarpackie, mazowieckie oraz warmińsko – mazurskie. O ile wystąpienie tutaj mazowieckiego, jako województwa stołecznego, nie powinno dziwić, to dwa pozostałe regiony mogą być pewnym zaskoczeniem. Największe natężenie zakończenia działalności odnotowano w województwie śląskim, dolnośląskim oraz kujawsko – pomorskim. Ogólnie Polska zachodnia, południowa i północna wypada pod tym względem gorzej w porównaniu z województwami centralnymi i wschodnimi. Ponadto na uwagę zasługuje ciekawa prawidłowość widoczna na rysunku przedstawiającym efekty losowe na poziomie podregionów. Otóż sytuacja w miastach jest taka sama lub gorsza niż na otaczających je obszarach. W Trójmieście, Poznaniu, Wrocławiu czy Warszawie natężenie wychodzenia z rynku jest większe w porównaniu z ościennymi regionami (tabela 5.21). Wynik ten w połączeniu z dłuższym okresem prowadzenia działalności we wschodniej części kraju, sugeruje, iż żywotność przedsiębiorstw jest determinowana dostępnością alternatyw. Mniej zurbanizowane tereny, cechujące się

mniejszym poziomem rozwoju gospodarczego będą skłaniać osoby samozatrudnione do pozostawania na rynku dłużej, nawet jeśli firma nie przynosi pożądanych zysków, gdyż może być tutaj trudniej znaleźć zajęcie jako pracownik najemny. Ponadto niższe koszty prowadzenia działalności (np. czynsze, płace) oraz mniejsza konkurencja będą wpływać pozytywnie na żywotność firm.

Tabela 5.21. Efekty losowe na poziomie podregionu

województwo	id podregion	podregion	efekty losowe
Dolnośląskie	4	wrocławski	-0,1141
	3	wałbrzyski	-0,0111
	5	m. Wrocław	0,1019
	1	jeleniogórski	0,2308
	2	legnicko-głogowski	0,3405
Kujawsko-Pomorskie	6	bydgosko-toruński	0,1245
	8	włocławski	0,1727
	7	grudziądzki	0,4778
Lubelskie	11	lubelski	-0,333
	12	puławski	-0,005
	9	białski	0,0043
	10	chełmsko-zamojski	0,0735
Lubuskie	14	zielonogórski	-0,3449
	13	gorzowski	0,0891
Łódzkie	19	skierniewicki	-0,1827
	15	łódzki	-0,1239
	16	m. Łódź	-0,1156
	18	sieradzki	-0,0228
	17	piotrkowski	0,0425
Małopolskie	24	tarnowski	-0,2046
	21	m. Kraków	-0,0985
	20	krakowski	0,0025
	23	oświęcimski	0,0312
	22	nowosądecki	0,1395
Mazowieckie	30	warszawski zachodni	-0,2837
	27	radomski	-0,2207
	25	ciechanowsko-płocki	-0,2023
	28	m. Warszawa	-0,0613
	26	ostrołęcko-siedlecki	-0,0477
	29	warszawski wschodni	0,096
Opolskie	31	nyski	-0,0775
	32	opolski	0,3202
Podkarpackie	35	rzeszowski	-0,6081
	33	krośnieński	-0,433
	34	przemyski	-0,0567

	36	tarnobrzeski	0,3967
Podlaskie	37	białostocki	-0,1972
	39	suwalski	0,0654
	38	łomżyński	0,0686
	42	starogardzki	-0,1146
Pomorskie	40	gdański	0,0281
	41	słupski	0,0435
	43	trójmiejski	0,097
	47	gliwicki	-0,2357
Śląskie	51	tyski	-0,1879
	49	rybnicki	0,0206
	45	bytomski	0,1333
	50	sosnowiecki	0,1348
	46	częstochoowski	0,1483
	48	katowicki	0,189
	44	bielski	0,2068
Świętokrzyskie	53	sandomiersko-jędrzejowski	-0,0896
	52	kielecki	0,1084
Warmińsko-Mazurskie	56	olsztyński	-0,548
	55	ełcki	-0,2645
	54	elbląski	0,2175
Wielkopolskie	59	leszczyński	-0,3246
	58	koniński	-0,1967
	57	kaliski	-0,1745
	61	poznański	0,0706
	62	m. Poznań	0,1066
	60	pilski	0,1112
Zachodniopomorskie	63	koszaliński	-0,1663
	64	stargardzki	-0,0226
	65	m. Szczecin	0,1242
	66	szczeciński	0,1652

Źródło: obliczenia własne, GUS

W celu weryfikacji hipotezy, iż poziom rozwoju społeczno – gospodarczego negatywnie wpływa na długość prowadzenia działalności gospodarczej, wyznaczono współczynnik korelacji Spearmana¹⁹ pomiędzy efektami losowymi a wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi (tabela 5.22). Do oceny rozwoju i poziomu życia w regionie użyto następujących charakterystyk: PKB w przeliczeniu na jednego mieszkańca, średni poziom wynagrodzeń, bezrobocie, ilość dróg ulepszonych w kilometrach na 1 km² oraz gęstość zaludnienia. Ponadto utworzono pierwszą składową główną na bazie pięciu wymienionych powyżej wielkości. Jest to „indeks poziomu rozwoju” zdefiniowany jako średnia ważona ze

¹⁹ Wybrano miarę nieparametryczną, gdyż rozkłady analizowanych zmiennych odbiegały od normalnego, a to jest warunkiem stosowalności standardowej korelacji Perasona.

standaryzowanych wyjściowych zmiennych, która ma możliwie największą wariancję. Im wyższa wartość tego wskaźnika, tym obszar cechuje się lepszym otoczeniem makroekonomicznym, poziomem infrastruktury oraz wyższą gęstością zaludnienia. W tabeli 5.22, oprócz korelacji Spearmana, podano p – value dla testu weryfikującego jej istotność. Dla zmiennych wyrażonych na poziomie powiatu korelacje są praktycznie równe zero²⁰, co można wytłumaczyć na dwa sposoby. Po pierwsze, powiat może być za małym poziomem agregacji danych – czynniki determinujące żywotność podmiotów gospodarczych wykraczają poza jego granice. Po drugie, wynik ten może być konsekwencją niewielkiej liczby przedsiębiorstw przypadających na tę jednostkę podziału terytorialnego, przez co oszacowania efektów losowych są mało precyzyjne. Co prawda korelacje dla podregionu i województwa są również nieistotne statystycznie na poziomie 0,05, to jednak jest zauważalna pewna tendencja. Im wyższe PKB na jednego mieszkańca, poziom wynagrodzeń, liczba kilometrów dróg ulepszonych w przeliczeniu na 1 km² oraz gęstość zaludnienia, to wyższy poziom efektów losowych i tym samym wartość funkcji hazardu. Jedynie bezrobocie nie wpasowuje się w tą prawidłowość – korelacje są bardzo bliskie zeru i odpowiadają im bardzo wysokie wartości p – value. Można więc ostatecznie stwierdzić, iż im wyższy poziom rozwoju regionu oraz lepsza sytuacja ekonomiczna ludności, tym większe prawdopodobieństwo wyjścia z rynku dla nowo powstałych mikro przedsiębiorstw. Za pewne potwierdzenie tego zjawiska można uznać dodatnie współczynniki korelacji pomiędzy pierwszą składową główną a efektami losowymi. Również ich istotność mierzona za pomocą p – value rośnie wraz ze zwiększeniem poziomu agregacji danych.

Jako przyczynę braku zależności pomiędzy efektami losowymi a zmiennymi wyrażającymi poziom życia i rozwoju gospodarczego należy wskazać umieszczenie w modelu gęstości zaludnienia oraz bezrobocia. Czynniki te wyrażają różnice w poziomie rozwoju na różnych terenach i bezpośrednio oddziałują na żywotność podmiotów gospodarczych. Są one silnie związane z pozostałymi zmiennymi mierzącymi poziom rozwoju i przez to rozważane korelacje są nieistotne statystycznie. Ostatecznie można stwierdzić, iż małe podmioty gospodarcze będą cechować się większym natężeniem wymierania w obszarach bardziej zurbanizowanych i o wyższym poziomie dochodu. Jest to konsekwencja dostępności większej liczby alternatyw, wyższych kosztów prowadzenia firmy oraz wyższego poziomu konkurencji.

²⁰ Dane odnośnie PKB na tym poziomie agregacji były niedostępne.

Tabela 5.22. Korelacje Spearmana pomiędzy efektami losowymi a zmiennymi opisującymi rozwój społeczno – gospodarczy regionu

	PKB	wynagrodzenia bezrobocie	drogi ulepszone	gęstość zaludnienia	pierwsza składowa główna	
Powiat		-0,0048	0,0101	0,0443	-0,0163	0,0274
		0,9284	0,85	0,4071	0,7609	0,6089
Region	0,1094	0,1376	-0,0566	0,0108	0,1242	0,0887
	0,3817	0,2705	0,6517	0,9315	0,3205	0,4788
Województwo	0,2	0,3265	-0,0324	0,4559	0,2853	0,2765
	0,4577	0,2172	0,9053	0,0759	0,2841	0,2999

Legenda: Współczynnik korelacji Spearmana / p – value
Źródło: obliczenia własne

Stosując tę samą filozofię co wcześniej, ograniczono próbkę do firm, dla których dostępna jest informacja na temat właściciela. Czyli dalszej analizie poddane są osoby fizyczne prowadzące własną działalność gospodarczą, spółki cywilne, jawne oraz partnerskie. Wyniki estymacji modeli z efektami losowymi oraz dla porównania oszacowania standardowego modelu Coxa zamieszczono w tabeli 5.23.

Tabela 5.23. Model proporcjonalnego hazardu z efektami losowymi – estymacja na próbce składającej się z osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich

zmienna	Cox	podregion	Województwo
	-0,641254	-0,6384449	-0,6422954
nakłady	0,13148	0,1323626	0,1316211
	0,0000	0,0000	0,0000
ln(liczba pracowników)	-0,469433	-0,455273	-0,4675208
	0,0839232	0,0847687	0,0842102
	0,0000	0,0000	0,0000
(nowe firmy)^3	0,0000066	0,0000066	0,0000066
	0,0000014	0,0000015	0,0000014
	0,0000	0,0000	0,0000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,6531425	-2,5799193	-2,5146536
	0,6724936	0,8046278	0,6951137
	0,0001	0,0013	0,0003
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-315,47463	-269,22933	-278,7286
	114,85101	122,51721	117,33884
	0,006	0,028	0,0175
średnie lub wyższe	-0,731896	-0,787204	-0,748932
	0,1842321	0,1889841	0,1845135
	0,0001	0,0000	0,0000
pleć	0,3956393	0,4012744	0,3908351
	0,096351	0,0976718	0,096711
	0,0000	0,0000	0,0001
wiek^(-2)	348,10952	356,12583	350,94683

	88,838993	90,131011	89,13701
	0,0001	0,0001	0,0001
theta		0,1095447	0,0230175
błąd standardowy		0,0493475	0,0212654
statystyka testowa dla hipotezy H0: theta = 0		10,110475	2,3791312
p – value		0,0007	0,0615
N	1557	1557	1557
legenda: oszacowania parametrów / błąd standardowy / p – value			
<i>Źródło: obliczenia własne</i>			

Oszacowanie modelu z efektami losowymi na poziomie powiatu nie zostały uwzględnione, gdyż przy takim poziomie agregacji danych, liczebności podmiotów gospodarczych na wyróżnionych terenach były niewielkie. Spowodowało to problemy ze zbieżnością algorytmu w procesie estymacji. Tak jak miało to miejsce w analizie całej dostępnej próby, hipotezę o braku korelacji pomiędzy czasami przebywania na rynku dla przedsiębiorstw działających w obrębie tego samego podregionu odrzucono na poziomie istotności 0,05. Dla województw zależność ta nie jest już istotna statystycznie – p – value nieznacznie przewyższyło przyjęty poziom istotności. Oszacowania parametrów oraz błędów standardowych w modelach z efektami losowymi, które są warunkowane na występowanie w obrębie regionów korelacji pomiędzy „czasami życia” przedsiębiorstw, są na tym samym poziomie, co w modelu tradycyjnym.

Wyniki uzyskane w tej części pracy są spójne z tymi otrzymanymi dla całej dostępnej próbki. Bardziej wnikliwa analiza regionalna żywotności firm działających jako osoby fizyczne, spółki cywilne, jawne lub partnerskie zostaje pominięta, gdyż prowadziła do analogicznych wniosków co dla sytuacji, gdy nie nałożono żadnych restrykcji na formę prawną podmiotu.

Podsumowując efekt oddziaływania położenia geograficznego na żywotność mikro przedsiębiorstw, należy podkreślić, iż firmy zlokalizowane wzdłuż zachodniej granicy nie uzyskują przewagi na łatwym dostępie do rynku niemieckiego. Wręcz przeciwnie, to firmy mające siedzibę we wschodnich województwach cechują się mniejszym prawdopodobieństwem zakończenia działalności. Głównym czynnikiem kształtującym żywotność przedsiębiorstw w rozbiciu terytorialnym jest poziom konkurencji, który we wschodniej części kraju jest zdecydowanie mniejszy. Większym prawdopodobieństwem przetrwania cechują się firmy zlokalizowane w obszarach gorzej zurbanizowanych. Niższe koszty prowadzenia działalności, nie tak silna konkurencja jak w miastach oraz wyższy poziom bezrobocia, który będzie odwlekał decyzję o zaprzestaniu produkcji nawet jeśli firma

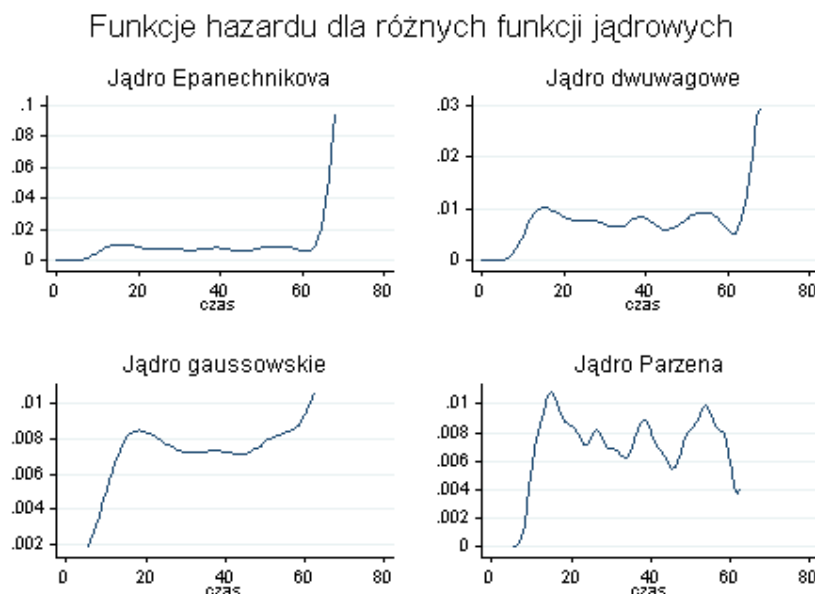
nie przynosi oczekiwanych przychodów, wpływa pozytywnie na żywotność przedsiębiorstwa. Interesujące wyniki uzyskano dla terenów ościennych w stosunku do dużych miast takich jak Warszawa, Poznań czy Trójmiasto. Otóż firmy zlokalizowane w okolicy tych regionów zyskują na bliskości dużego rynku zbytu przy mniejszym poziomie kosztów prowadzenia biznesu.

5.4 Badanie żywotności przedsiębiorstw przy użyciu modeli parametrycznych

Podejście nieparametryczne oraz semiparametryczne nie wymagały żadnych formalnych założeń na temat rozkładu czasu oczekiwania na wystąpienie badanego zjawiska. W tej części pracy wykorzystano modele parametryczne, które bazują na trochę innej filozofii czerpania informacji z próbki statystycznej. A priori zakłada się konkretną postać funkcyjną hazardu bazowego, zgodną z przyjętym rozkładem prawdopodobieństwa. Jeżeli założenie to jest trafne, oszacowania parametrów oraz charakterystyk opisujących żywotność obiektów są bardziej precyzyjne. Natomiast gdy dokona się złego wyboru, to konsekwencje będą poważne – brak zgodności estymatorów. Dlatego na wstępie warto wyrobić sobie pewne przypuszczenia odnośnie kształtu funkcji hazardu, gdyż ułatwi to wybór odpowiedniego rozkładu prawdopodobieństwa dla modelu parametrycznego. Do tego celu posłuży nieparametryczne podejście. Na rysunku 5.29 zaprezentowano wyniki dla wybranych funkcji jądrowych. Za każdym razem szerokość okna zdefiniowano na 5 miesięcy. W przypadku jądra Epanechnikova i dwuwagowego zastosowano modyfikację w celu radzenia sobie z problemem obciążenia wyników dla pierwszego i ostatniego okna danych. Zabieg ten sprowadza się do zastosowania niesymetrycznych wag dla skrajnych przedziałów. W przypadku jądra gaussowskiego i Parzena nie jest dostępna taka modyfikacja, a rozwiązanie problemu polega po prostu na nie szacowaniu funkcji ryzyka dla pierwszego i ostatniego okna danych. Niezależnie od wyboru wag, ryzyko rośnie w ciągu pierwszych 20 miesięcy, następnie nieznacznie spada i przez kolejne 40 jest praktycznie na tym samym poziomie. Po przekroczeniu pięciu lat prowadzenia działalności ponownie zaczyna rosnąć. Jednak należy pamiętać, iż oszacowania w prawym ogonie rozkładu są bardzo mało wiarygodne ze względu na cenzurowanie obserwacji.

Należy podkreślić, iż nawet dla takiej samej szerokości okna uzyskano różne oszacowania funkcji ryzyka poprzez zastosowanie innych funkcji wagowych. Dla danej szerokości okna różne jądra cechują się odmienną wrażliwością w identyfikowaniu lokalnych ekstremów. Najmniej ustabilizowane zachowanie jest obserwowane, gdy zastosowano wagi Parzena. Zdecydowanie bardziej wygładzony estymator hazardu otrzymano dla jądra

gaussowskiej. Jądro Epanechnikowa i dwuwagowe prowadzą do wyników trudno interpretowalnych ze względu na silny wzrost funkcji ryzyka w prawym ogonie rozkładu.



Rysunek 5.29. Funkcja hazardu dla wybranych funkcji jądrowych
Źródło: Opracowanie własne

Do zaobserwowanego kształtu hazardu ciężko dobrać konkretny rozkład prawdopodobieństwa. W takim wypadku można oprzeć się na modelu wykładniczym, gdzie wśród zmiennych objaśniających uwzględnia się pewną funkcję czasu. Aby z góry nie narzucać konkretnej postaci hazardu bazowego i dać niejako przemówić danym, zastosowano funkcję schodkową. Wyniki estymacji dla całej analizowanej próbki zamieszczono w tabeli 5.24. W pierwszej kolumnie znajdują się dla porównania oszacowania dla modelu Coxa. Druga zawiera wyniki dla standardowego modelu wykładniczego, w którym nie umieszczono funkcji schodkowej dla czasu i tym samym przyjęto, iż ryzyko likwidacji firmy jest stałe. Dwie ostatnie kolumny to oszacowania dla modelu wykładniczego, gdzie uwzględniono schodkowe funkcje czasu, co umożliwi zmiany hazardu bazowego. Aby zapewnić sobie równą liczbę obserwacji dla poszczególnych przedziałów, granice zostały zdefiniowane jako decyle („model 2”) oraz kwintyle („model 3”) zmiennej oznaczającej czas. W obu modelach przyjęto za poziom bazowy najniższą grupę kwantylową. Zmienna tt_i wyróżnia i – tą grupę decylową, natomiast t_i i – tą grupę kwintylową. Oszacowania parametrów dla modeli zawierających funkcje schodkowe nieznacznie tylko odbiegają od regresji Coxa. Gdy założono stałą w czasie funkcję hazardu, to różnice są już większe. Świadczy to o złym doborze parametryzacji dla natężenia wychodzenia z rynku.

Tabela 5.24. Wyniki estymacji modelu wykładniczego w metryce hazardu

Zmienna	Cox	model 1	model 2	model 3
	0,439	0,427	0,426	0,425
powstanie	0,041	0,047	0,047	0,048
	-1,146	-1,181	-1,149	-1,145
forma prawna	0,000	0,000	0,000	0,000
	1,102	1,131	1,094	1,083
forma prawna*(t >= 30)	0,000	0,000	0,000	0,000
	-0,608	-0,625	-0,617	-0,617
nakłady	0,000	0,000	0,000	0,000
	-0,031	-0,015	-0,031	-0,031
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,111	0,361	0,108	0,107
	-0,420	-0,405	-0,417	-0,414
ln(liczba pracowników)	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,000007	0,000006	0,000006	0,000006
(nowe firmy)^3	0,000	0,000	0,000	0,000
	-2,541	-2,270	-2,521	-2,502
(bezrobocie)^(-0,5)	0,000	0,000	0,000	0,000
	-298,653	-286,143	-300,647	-304,299
(gęstość zaludnienia)^(-2)	0,005	0,006	0,004	0,004
			-0,174	
tt_2			0,366	
			-0,204	
tt_3			0,276	
			-0,008	
tt_4			0,969	
			-0,299	
tt_5			0,142	
			-0,389	
tt_6			0,070	
			0,074	
tt_7			0,702	
			-0,202	
tt_8			0,359	
			-0,047	
tt_9			0,834	
			0,324	
tt_10			0,132	
				-0,032
t_2				0,813
				0,255
t_3				0,092
				0,046
t_4				0,764
				0,239
t_5				0,160

stała		-3,815 0,000	-3,593 0,000	-3,686 0,000
H0: tt_2 = ... = tt_10 = 0			17,89 0,037	
H0: tt_2 = ... = tt_9 = 0			9,22 0,325	
H0: t_2 = ... = t_5 = 0				9,82 0,044
H0: t_2 = ... = t_4 = 0				4,77 0,189
AIC	7128,27	2304,68	2304,92	2302,55
BIC	7210,14	2395,65	2477,75	2429,89
N	2077	2077	2077	2077

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: obliczenia własne

Wybór pomiędzy modelami parametrycznymi może odbyć się w oparciu o analizę wielkości kryteriów informacyjnych. W przypadku modelu Coxa uzyskano całkiem inny rząd wielkości, gdyż należy on do innej klasy modeli, które są szacowane za pomocą maksymalizacji częściowej funkcji wiarygodności, a nie jak ma to miejsce w standardowym podejściu parametrycznym, przy użyciu zwykłej metody największej wiarygodności. Kryterium AIC wskazuje na parametryzację z wykorzystaniem funkcji schodkowej w podziale na pięć przedziałów. Co prawda kryterium BIC przyjmuje najmniejszą wartość dla zwykłego modelu wykładniczego, to jednak należy pamiętać, iż jest ono obciążone w stronę wybierania modeli o jak najmniejszej liczbie szacowanych parametrów.

Standardowy model wykładniczy jest zagnieżdżony w tych uwzględniających funkcje schodkowe dla czasu. Dzięki temu można łatwo sprawdzić za pomocą statystyki Walda, czy te dwie ostatnie estymacje redukują się do modelu o stałej w czasie funkcji hazardu. Na poziomie istotności 0,05 hipotezy:

$$(5.11) \quad H_0: \beta_{tt_2} = \dots = \beta_{tt_{10}} = 0 \text{ oraz } H_0: \beta_{t_2} = \dots = \beta_{t_5} = 0$$

zostają odrzucone – p-value wynoszą odpowiednio 0,037 i 0,044. Jest to równoważne ze stwierdzeniem, iż ryzyko zmienia się w czasie. Jednak obserwując oszacowania parametrów dla poszczególnych przedziałów kwantylowych widać, iż tylko te dla ostatniego zdecydowanie odbiegają od pozostałych, sugerując duży wzrost hazardu w tym okresie. To skłania do sprawdzenia, czy przypadkiem nie jest tak, że odrzucenie tych hipotez jest wynikiem gwałtownego wzrostu funkcji ryzyka w prawym ogonie rozkładu. W tym celu poddano weryfikacji:

$$(5.12) \quad H_0: \beta_{tt_2} = \dots = \beta_{tt_9} = 0 \text{ i } H_0: \beta_{t_2} = \beta_{t_3} = \beta_{t_4} = 0.$$

P – value w teście Walda wynosi odpowiednio 0,325 oraz 0,189. Oznacza to, iż funkcja hazardu odpowiednio dla pierwszych dziewięciu przedziałów decylowych oraz czterech przedziałów kwintylowych jest na tym samym poziomie. Istotny wzrost funkcji ryzyka obserwujemy dopiero w prawym ogonie rozkładu. Przechodząc do estymacji pozostałych modeli parametrycznych i mając za wskazówkę dotychczasowe rezultaty, można oczekiwać, iż najlepsze wyniki da parametryzacja dopuszczająca monotonicznie rosnącą funkcję hazardu. Umożliwi ona uchwycenie wzrostu poziomu natężenia pojawiania się porażek w pierwszej fazie cyklu życia oraz prawym ogonie rozkładu.

Modele Weibulla i Gomperta dopuszczają monotoniczną funkcję hazardu. W tabeli 5.25 zamieszczono oszacowania parametrów stojących przy zmiennych objaśniających oraz tych związanych z kształtem funkcji ryzyka – odpowiednio $\ln(p)$ i γ dla rozkładu Weibulla i Gomperta. Hipotezy $H_0: \ln(p) = 0$ oraz $H_0: \gamma = 0$, które oznaczają redukcję do regresji wykładniczej, zostają odrzucone (p – value wynosi odpowiednio 0,005 i 0,002). Oba parametry kształtu są dodatnie, co implikuje, iż hazard jest rosnący. Jest to w pełni zgodne z oszacowaniami uzyskanymi dla modelu wykładniczego rozszerzonego o funkcję schodkową dla czasu. Oba modele przedstawiono w metryce hazardu, przez co są w pełni porównywalne z modelem Coxa oraz regresjami wykładniczymi. Oddziaływanie zmiennych objaśniających na natężenie wychodzenia z rynku jest spójne z poprzednio uzyskanymi wynikami. Oszacowania parametrów są na zbliżonym poziomie i wszystkie, poza zmianą poziomu wynagrodzeń w powiecie, istotne statystycznie. Statystyka AIC wskazuje na model Gomperta, natomiast BIC przyjmuje w dalszym ciągu najniższą wartość dla zwykłej regresji wykładniczej. Warto nadmienić, iż oba kryteria informacyjne dla modelu Weibulla i Gomperta przyjmują niższe wartości niż dla regresji wykładniczej z dołączoną funkcją schodkową. Tym samym lepsze dopasowanie uzyskane w modelu wykładniczym poprzez umożliwienie „przemówienia danym” okazało się zbyt małe w porównaniu z kosztem estymacji dodatkowych parametrów. Podsumowując dotychczas przeprowadzone etapy modelowania parametrycznego, należy podkreślić, iż w pierwszej fazie cyklu życia małych przedsiębiorstw w Polsce natężenie wychodzenia z rynku jest rosnącą funkcją czasu.

Tabela 5.25. Oszacowania dla modelu Weibulla i Gompertza w metryce hazardu

Zmienna	Weibull	Gompertz
	0,427	0,426
powstanie	0,047	0,047
	-1,090	-1,067
forma prawna	0,000	0,000
	0,980	0,947
forma prawna*(t >= 30)	0,001	0,001
	-0,614	-0,612
nakłady	0,000	0,000
	-0,038	-0,046
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,043	0,018
	-0,417	-0,421
ln(liczba pracowników)	0,000	0,000
	0,000006	0,000006
(nowe firmy)^3	0,000	0,000
	-2,489	-2,584
(bezrobocie)^(-0,5)	0,000	0,000
	-305,120	-311,740
(gęstość zaludnienia)^(-2)	0,004	0,003
	-5,049	-4,051
Stała	0,000	0,000
	0,281	
ln(p)	0,005	
		0,014
gamma		0,002
AIC	2300,4	2297,47
BIC	2400,46	2397,53
N	2077	2077

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: obliczenia własne

Pozostaje jeszcze omówić oszacowania dla modelu log – normalnego, log – logistycznego oraz gamma. Wszystkie one są zapisywane wyłącznie w metryce AFT, gdzie kładzie się nacisk na wyjaśnienie wpływu zmiennych objaśniających na oczekiwany czas likwidacji podmiotu, a nie natężenia wychodzenia z rynku, jak ma to miejsce w metryce hazardu. Interpretacja parametrów jest właśnie zgodna z tą filozofią. Rozkład log – normalny umożliwia profilować niemonotoniczną funkcję hazardu, która najpierw rośnie a następnie maleje. W modelu log – logistycznym, w zależności od wielkości parametru kształtu, funkcja hazardu najpierw rośnie, potem maleje ($\gamma < 1$) lub monotonicznie maleje ($\gamma \geq 1$). Rozkład uogólniony gamma umożliwia modelowanie niemonotonicznej funkcji hazardu. Są w nim zagnieżdżone rozkłady Weibulla ($\gamma = 1$), wykładniczy ($\gamma = \sigma = 1$) oraz log – normalny ($\gamma = 0$). Dzięki temu za pomocą formalnego testu statystycznego można wskazać rozkład

prawdopodobieństwa, który najlepiej oddaje naturę wychodzenia z rynku małych przedsiębiorstw w pierwszej fazie ich cyklu życia.

Wyniki estymacji dla trzech różnych założeń na temat rozkładu zamieszczono w tabeli 5.26. Najpierw będą poddane interpretacji oszacowania parametrów, a wyciągnięte wnioski zostaną porównane z wynikami uzyskanymi dla modelu Coxa oraz regresjami parametrycznymi zapisanymi w metryce hazardu. Kolejny krok to testowanie hipotez wprowadzających ograniczenia na parametry rozkładu uogólnionego gamma. Umożliwi to sprawdzenie, czy model najbardziej ogólny redukuje się do zagnieżdżonych w nim prostszych wersji.

Tabela 5.26. Oszacowania dla modelu log – normalnego, log – logistycznego i gamma w metryce AFT

Zmienna	log - normalny	log - logistyczny	gamma
powstanie	-0,336	-0,319	-0,377
	0,026	0,040	0,028
forma prawna	0,618	0,709	0,816
	0,000	0,000	0,002
forma prawna*(t >= 30)	-0,495	-0,606	-0,717
	0,008	0,004	0,014
nakłady	0,432	0,446	0,496
	0,000	0,000	0,000
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,03	0,031	0,032
	0,031	0,023	0,014
ln(liczba pracowników)	0,291	0,3	0,31
	0,000	0,000	0,000
(nowe firmy)^3	-2,29E-05	-1,83E-05	-4,55E-06
	0,062	0,202	0,004
(bezrobocie)^(-0,5)	1,887	1,901	1,818
	0,000	0,000	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	211,45	224,75	211,037
	0,005	0,005	0,008
stała	3,649	3,579	3,881
	0,000	0,000	0,000
ln(sigma)	0,026		-0,267
	0,722		0,227
ln(gamma)		-0,489	
		0,000	
gamma			1,004
			0,072
AIC	2304,20	2306,64	2302,58
BIC	2404,26	2406,70	2385,17
N	2077	2077	2077

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: obliczenia własne

Prawie wszystkie zmienne są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05. Wyjątek stanowi jedynie indeks nowych firm w regionie, który jest nieistotny w przypadku modelu log – normalnego oraz log – logistycznego. Oszacowania parametrów dla poszczególnych zmiennych objaśniających dla różnych parametryzacji mają ten sam znak oraz są na zbliżonym poziomie. Tym samym uprawnione jest stwierdzenie, iż wpływ regresorów na długość prowadzenia działalności gospodarczej nie zależy od przyjętego rozkładu prawdopodobieństwa.

Tabela 5.27. Efekty cząstkowe dla zero – jedynkowych oraz ciągłych regresorów. Wyniki testu weryfikującego hipotezę $H_0: \beta_{forma\ prawna} + \beta_{forma\ prawna*(t \geq 45)} = 0$.

Zmienna	log – normalny	log – logistyczny	gamma
powstanie	0,71	0,73	0,69
forma prawna*(t < 30)	1,86	2,03	2,26
forma prawna*(t >= 30)	1,13	1,11	1,10
nakłady	1,54	1,56	1,64
zmiana poziomu wynagrodzeń	1,03	1,03	1,03
$H_0: \beta_{forma\ prawna} + \beta_{forma\ prawna*(t \geq 30)} = 0$	0,92	0,70	0,58
(statystyka testowa / p – value)	0,337	0,403	0,446

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: obliczenia własne

W metryce AFT wielkość $\exp(\beta)$ pokazuje o ile razy wzrośnie / spadnie czas oczekiwania na wystąpienie badanego zjawiska przy jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej. W tabeli 5.27 znajdują się oszacowania $\exp(\beta)$ dla zero – jedynkowych oraz ciągłych regresorów, które nie podlegały przekształceniu przed uwzględnieniem w modelu. Efekty cząstkowe dla poszczególnych rozkładów prawdopodobieństwa różnią się między sobą nieznacznie. Długość okresu prowadzenia działalności gospodarczej przez przedsiębiorstwa, które weszły na rynek jako nowe stanowi 0,7 tej wielkości dla firm powstałych na bazie już istniejącego podmiotu. W ciągu pierwszych 30 miesięcy od rozpoczęcia działania, stosunek czasu prowadzenia biznesu przez spółki jawne, partnerskie, akcyjne, z o. o. oraz komandytowe do spółek cywilnych i osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą wynosi w przybliżeniu 2. Po przekroczeniu 30 miesięcy wielkość ta ulega znacznemu zmniejszeniu do poziomu 1,1. Tym samym efekt oddziaływania złożoności prawnej przedsiębiorstwa przestaje mieć znaczenie. Formalne wyniki testu weryfikującego hipotezę, iż zmienna ta nie odgrywa roli w późniejszym okresie cyklu życia firmy, dla rozważanych modeli parametrycznych, znajduje się w dolnej części tabeli 5.24. Za każdym razem brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Czas obecności na rynku przez przedsiębiorstwa, które prowadzą działalność inwestycyjną w porównaniu z jednostkami, które nie inwestują jest przeszło 1,5 razy większa. W wyniku wzrostu o 1 punkt

procentowy poziomu wynagrodzeń w powiecie, gdzie znajduje się siedziba firmy, wydłużeniu o 3% wyjściowej wielkości ulega długość prowadzenia działalności gospodarczej.

Tabela 5.28. Efekty cząstkowe dla pozostałych zmiennych objaśniających

zmienna	poziom bazowy	Przyrost	log – normalny	log – logistyczny	gamma
liczba pracowników	1	1	1,223	1,231	1,240
	2	1	1,125	1,129	1,134
	3	1	1,087	1,090	1,093
	4	1	1,067	1,069	1,072
	5	1	1,054	1,056	1,058
	6	1	1,046	1,047	1,049
	7	1	1,040	1,041	1,042
	8	1	1,035	1,036	1,037
	9	1	1,031	1,032	1,033
	10	1	1,028	1,029	1,030
nowe firmy	1	1	0,995	0,996	0,999
	4	1	0,985	0,988	0,997
	7	1	0,969	0,975	0,994
	10	1	0,947	0,957	0,989
	13	1	0,920	0,936	0,984
	16	1	0,888	0,910	0,977
	19	1	0,853	0,880	0,969
	22	1	0,813	0,848	0,960
	25	1	0,771	0,812	0,950
28	1	0,726	0,774	0,938	
bezrobocie	2	1	0,783	0,781	0,790
	4	1	0,905	0,905	0,908
	6	1	0,944	0,944	0,946
	8	1	0,963	0,962	0,964
	10	1	0,973	0,972	0,974
	12	1	0,979	0,979	0,979
	14	1	0,983	0,983	0,984
	16	1	0,986	0,986	0,987
	18	1	0,988	0,988	0,989
20	1	0,990	0,990	0,990	
gęstość zaludnienia	50	1000	0,919	0,914	0,919
	250	1000	0,997	0,997	0,997
	450	1000	0,999	0,999	0,999
	650	1000	1,000	1,000	1,000
	850	1000	1,000	1,000	1,000
	1050	1000	1,000	1,000	1,000
	1250	1000	1,000	1,000	1,000
	1450	1000	1,000	1,000	1,000
	1650	1000	1,000	1,000	1,000
1850	1000	1,000	1,000	1,000	

legenda: oszacowania parametrów / p – value

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 5.28 zawarte są oszacowania wpływu pozostałych zmiennych na długość utrzymywania się na rynku. Dla każdej z nich podany jest poziom bazowy oraz wielkość przyrostu. Wraz ze wzrostem liczby pracowników wydłuża się okres prowadzenia działalności gospodarczej przez przedsiębiorstwo. Jednakże kolejne przyrosty są coraz mniejsze. Zwiększenie udziału nowych firm w ogólnej liczbie podmiotów gospodarczych działających na terenie powiatu przekłada się na skrócenie czasu pozostawania na rynku. Efekt oddziaływania tej zmiennej wzmacnia się, gdyż umieszczona w modelu parametryzacja jest funkcją wypukłą. Im większa stopa bezrobocia w powiecie, tym krótszy okres prowadzenia działalności przez przedsiębiorstwo. Gęstość zaludnienia zwiększa prawdopodobieństwo wyjścia z rynku, ale efekt oddziaływania tej zmiennej jest zanedbywalnie mały, w szczególności po przekroczeniu poziomu 250 osób na km².

Oszacowania wpływu zmiennych objaśniających w modelach zapisanych w metryce AFT są w pełni zgodne z wynikami uzyskanymi dla standardowego modelu Coxa oraz regresji parametrycznych zapisanych w metryce hazardu. Zatem różne założenia na temat rozkładu czasu prowadzenia działalności gospodarczej przez małe firmy nie mają większego wpływu na ilościowy efekt oddziaływania regresorów.

Pozostaje jeszcze przetestowanie hipotez odnośnie parametrów rozkładu uogólnionego gamma. Umożliwi to sprawdzenie, czy model najbardziej ogólny redukuje się do zagnieżdżonych w nim prostszych wersji (tabela 5.29).

Tabela 5.29. Testowanie hipotez zagnieżdżonych za pomocą statystyki Walda

	H0: gamma = 0	H0: gamma = 1	H0: gamma = sigma = 1
statystyka testowa	3,23	0,00006	6,80
p – value	0,072	0,994	0,033

Zródło: obliczenia własne

Hipoteza $H_0: \gamma = 0$, która implikuje uproszczenie do modelu log – normalnego zostaje przyjęta na poziomie istotności 0,05. Trzeba jednak nadmienić, iż p – value jest na granicy istotności i wynosi 0,072. Rozkład log – normalny charakteryzuje się niemonotoniczną funkcją hazardu – najpierw rośnie, potem maleje. Kształt ten nie jest do końca zgodny z nieparametrycznymi oszacowaniami hazardu uzyskanymi dla różnych jąder (rys. 5.30), bowiem nie uwzględnia ponownego wzrostu po przekroczeniu 4 – 5 lat prowadzenia działalności. Z tego powodu wybór regresji log – normalnej można uznać za stosunkowo mało wiarygodny i adekwatny dla modelowanego zjawiska. Ponadto kryteria informacyjne dla tej parametryzacji są wyższe niż dla modelu gamma.

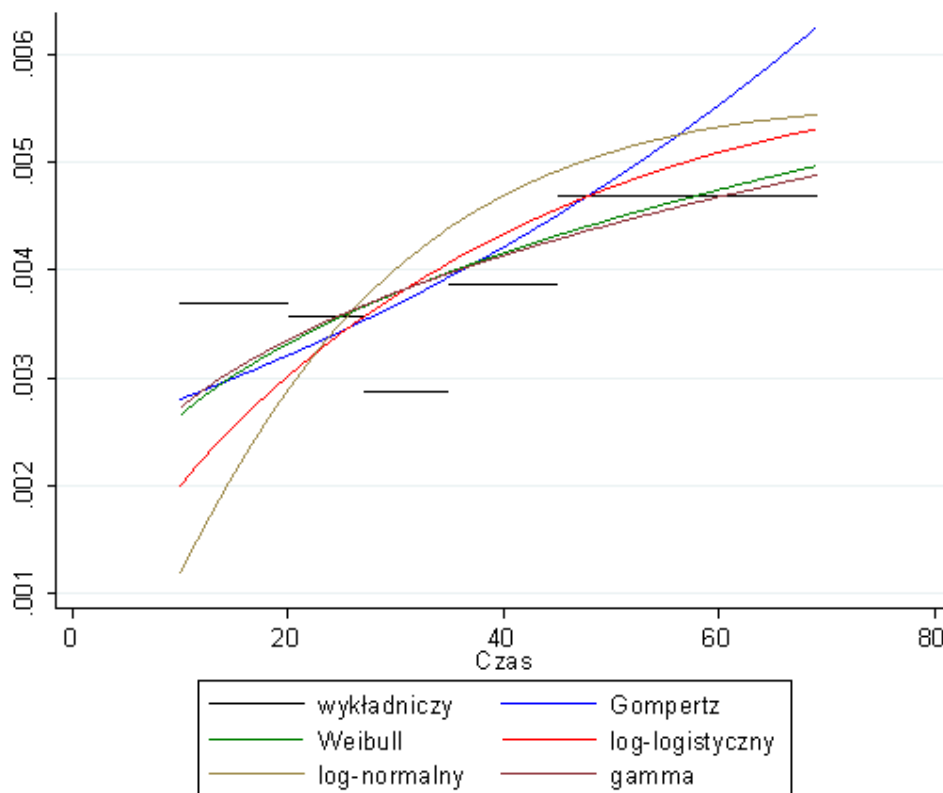
Hipoteza $H_0: \gamma = 1$, która oznacza redukcję do modelu Weibulla, zostaje przyjęta na dowolnym poziomie istotności, gdyż p – value jest praktycznie równe 1. Założenia o takiej właśnie parametryzacji oznacza monotonicznie rosnącą funkcję hazardu, która umożliwia uchwycenie wzrostu w pierwszej i ostatniej fazie analizowanego okresu pierwszych pięciu lat prowadzenia działalności gospodarczej.

Ostatnia weryfikowana hipoteza $H_0: \gamma = \sigma = 1$ jest odrzucona na poziomie istotności 0,05 i tym samym model ogólny nie może zostać uproszczony do zwykłej regresji wykładniczej, gdzie ryzyko pozostaje stałe w czasie. Podsumowując, wyniki formalnych testów oraz kryterium informacyjne AIC wskazują na rozkład Weibulla lub Gompertza. Kryterium BIC sugeruje wybór model gamma.

Różne wersje modelu parametrycznego prowadzą w rzeczywistości do bardzo zbliżonych funkcji hazardu. Ostatecznym dowodem na to jest rysunek 5.30, gdzie przedstawiono oszacowania ryzyka dla wszystkich rozpatrywanych rozkładów prawdopodobieństwa. Przyjęto następujące założenia na temat przedsiębiorstwa: spółka cywilna prowadząca działalność handlową, która powstała jako nowy podmiot gospodarczy oraz w całym okresie obecności na rynku ponosi nakłady inwestycyjne i zatrudnia pięciu pracowników. Otoczenie makroekonomiczne zdefiniowano jako te, które występowało na terenie Warszawy w 2004 roku. Czyli poziom bezrobocia wynosi 5,8%, gęstość zaludnienia jest na poziomie 2145,7 osób na km², zmiana poziomu wynagrodzeń przyjmuje wartość 0,61 a udział nowych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie firm działających w danym sektorze jest równy 4,71%. Założono, iż zmienne te pozostały stałe w badanym horyzoncie czasowym.

Model wykładniczy rozszerzono o funkcję schodkową dla czasu – rozważono pięć przedziałów wewnątrz których hazard pozostawał na tym samym poziomie. Wszystkie modele, poza wykładniczym, charakteryzują się monotonicznie rosnącą funkcją ryzyka. Jest to w pełni zgodne z estymacją nieparametryczną, w której przede wszystkim zwracał uwagę silny wzrost natężenia wychodzenia z rynku w pierwszej fazie cyklu życia oraz po przekroczeniu 4 lat. Ponadto model wykładniczy z dołączoną funkcją schodkową wskazuje na spadek hazardu w środkowej części analizowanego przedziału czasowego, ale warto podkreślić, iż jest on nieistotny. Formalny test statystyczny (tabela 5.24) nakazał bowiem przyjąć hipotezę zerową, która zakładała, że funkcja hazardu bazowego jest stała w pierwszych 4 grupach kwintylowych. Warto jeszcze podkreślić bardzo duże podobieństwo dla funkcji hazardu dla modelu Weibulla i gamma – oba wykresy praktycznie się na siebie

nakładają. Model Weibulla jest zagnieżdżony w modelu gamma i formalny test statystyczny nakazał wybrać ten pierwszy (tabela 5.29 – druga z weryfikowanych hipotez).



Rysunek 5.30. Funkcja hazardu dla różnych rozkładów prawdopodobieństwa
Źródło: Opracowanie własne

Odnosząc się do hipotezy badawczej o charakterze zależności pomiędzy wiekiem przedsiębiorstwa a natężeniem wychodzenia z rynku należy podkreślić dwa aspekty. Po pierwsze, podejście nieparametryczne wyraźnie wskazuje na występowanie lokalnego maksimum dla funkcji hazardu około 20 miesiąca funkcjonowania. Regresja wykładnicza z dołączoną funkcją schodkową dla czasu poświadcza tą tendencję. Wyniki te można traktować jako potwierdzenie hipotezy o zależności w kształcie odwróconej litery U. Oznacza to, iż samo wejścia na rynek nie jest problemem. Wyzwanie stanowi przetrwanie pierwszych dwóch lat. W okresie tym stopniowo wyczerpują się zasoby zgromadzone w momencie rozpoczęcia działalności i firmy mniej efektywne wychodzą z rynku. Potem następuje stabilizacja funkcji hazardu, a po przekroczeniu 40 miesięcy pojawia się ponowny wzrost. Jest on w dużym stopniu konsekwencją charakteru danych – duża liczba ocen z prawym ogonem rozkładu. Jednak należy podkreślić, iż wynik ten wskazuje również na to, że cykl życia małych firm w Polsce jest stosunkowo krótki, a wiek podmiotu nie jest źródłem aż takiej dużej przewagi konkurencyjnej.

Druga kwestia związana jest z pozostałymi modelami parametrycznymi. Ograniczenia wynikające z przyjętego założenia o rozkładzie, nie pozwalają uchwycić lokalnego maksimum około 20 miesiąca. Wszystkie oszacowania funkcji hazardu są monotonicznie rosnące. Tym samym podkreślają one wzrost w pierwszej i ostatniej fazie analizowanego horyzontu czasowego.

Ostatecznie, biorąc pod uwagę spójność wyników uzyskanych na podstawie modelu wykładniczego oraz podejścia nieparametrycznego, ograniczenia wynikające z charakteru danych oraz kształtu hazardu bazowego dla pozostałych modeli parametrycznych, należy podkreślić występowanie silnego wzrostu natężenia wychodzenia z rynku w pierwszej fazie cyklu życia. Tym samym bariery wejścia są o wiele mniej problematyczne niż czynniki hamujące rozwój i powodujące przedwczesne zakończenie działalności. Dodatkowa kwestia dotycząca charakteru zależności pomiędzy wiekiem a ryzykiem likwidacji w zależności od branży, będzie rozważona w następnym rozdziale.

Modele parametryczne dla sytuacji, gdy wśród zmiennych objaśniających znalazła się informacja na temat fundatora firmy: poziom wykształcenia, płeć oraz wiek zamieszczono w aneksie A3. Dołączenie tych zmiennych wymagało ograniczenia próby wyłącznie do osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich – tylko wtedy w procesie zbierania danych wywiadowi był poddany właściciel. Podobnie jak ma to miejsce dla analizy całego dostępnego materiału statystycznego, również i teraz wyniki dla modeli parametrycznych są bardzo zbliżone do standardowego modelu Coxa. Rozkład Gompertza o rosnącej funkcji hazardu najlepiej opisuje żywotność małych przedsiębiorstw w ciągu pierwszych pięciu lat funkcjonowania.

5.5 Odporność uzyskanych wyników – odrębne estymacje dla przedsiębiorstw zajmujących się budownictwem, przemysłem oraz handlem i usługami

Przedsiębiorstwa funkcjonujące w różnych sektorach różnią się pod względem wielkości, kosztów wejścia na rynek, minimalnej efektywnej skali produkcji czy sposobu dystrybucji wytwarzanych produktów. Specyfika prowadzonych działań może powodować, iż różne charakterystyki firmy w odmienny sposób będą oddziaływać na natężenie wychodzenia z rynku. Tym samym rodzi się potrzeba sprawdzenia spójności uzyskanych wyników dla całej dostępnej próbki, gdy nie dokonywano podziału ze względu na branżę, z oszacowaniami dla poszczególnych sektorów. Gałęzie gospodarki zostały sklasyfikowane w następujący sposób:

- przemysł (górnictwo, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrzenie w energię elektryczną, gaz, wodę);

- budownictwo;
- handel i usługi (handel hurtowy i detaliczny, naprawy pojazdów samochodowych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego, hotele i restauracje, transport, gospodarka magazynowa i łączność, obsługa nieruchomości, wynajmu i usług związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej).

Nie rozważano niższego poziomu agregacji, gdyż wówczas liczebności przedsiębiorstw w poszczególnych grupach byłyby bardzo małe i tym samym precyzja uzyskanych wyników niewielka.

Tabela 5.30. Estymacja modelu Coxa osobno dla trzech sektorów gospodarki

Zmienna	cała próba	przemysł	budownictwo	handel i usługi
powstanie	0,439	0,670	1,061	0,334
	0,041	0,265	0,297	0,158
forma prawna	-1,146	-0,495	-1,726	-1,172
	0,000	0,444	0,024	0,000
forma prawna*(t >= 30)	1,102	0,495	2,055	1,092
	0,000	0,522	0,018	0,002
nakłady	-0,608	-1,141	-0,577	-0,533
	0,000	0,005	0,119	0,000
zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,031	0,128	-0,069	-0,045
	0,111	0,053	0,267	0,035
ln(liczba pracowników)	-0,420	-0,507	-0,142	-0,460
	0,000	0,017	0,435	0,000
(nowe firmy)^3	0,000007	0,000017	0,000059	0,000006
	0,000	0,085	0,271	0,000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,541	-5,209	-1,124	-2,508
	0,000	0,023	0,612	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-298,653	-394,393	-321,921	-278,561
	0,005	0,142	0,360	0,024
(statystyka testowa / p – value)	0,07	0,00	0,39	0,17
	0,794	1,000	0,534	0,676
N	2077	235	274	1568

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Wyniki estymacji modelu Coxa zawarto w tabeli 5.30. Oszacowania dla poszczególnych gałęzi są spójne i zgodne z tymi uzyskanymi dla estymacji dla całej dostępnej próbki. Oceny parametrów dla kolejnych zmiennych objaśniających mają te same znaki dla wszystkich regresji. Wyjątek stanowi jedynie zmiana poziomu wynagrodzeń – oszacowanie parametru przy tej zmiennej dla firm prowadzących działalność przemysłową jest dodatnie, podczas gdy w pozostałych przypadkach ujemne. Co prawda obserwujemy spójność w zakresie wpływu regresorów, to jednak dla regresji szacowanych dla poszczególnych gałęzi

gospodarki wiele czynników jest nieistotnych statystycznie. W szczególności dotyczy to przemysłu i budownictwa, gdzie liczebności próbek są zdecydowanie mniejsze w porównaniu z usługami i handlem. Można zatem stwierdzić, iż brak statystycznej istotności w dużej mierze powodowane jest niewielką liczbą analizowanych przedsiębiorstw. Same zaś oszacowania parametrów pokazują pewną tendencję, która jest taka sama niezależnie od rodzaju działalności gospodarczej.

We wszystkich sektorach, firmy, które weszły na rynek jako nowe odnotowują wyższe wartości funkcji hazardu w porównaniu z jednostkami powstałymi na bazie już istniejącego podmiotu. Jednakże wskazana zależność jest nieistotna statystycznie i dopiero dla modelu oszacowanego na całej próbie ta sytuacja ulega zmianie. W ciągu pierwszych 30 miesięcy prowadzenia działalności gospodarczej bardziej złożona forma prawna (spółki jawne, partnerskie, akcyjne z ograniczoną odpowiedzialnością i komandytowe) zmniejsza prawdopodobieństwo wyjścia z rynku. W przypadku branży przemysłowej zależność ta nie jest istotna statystycznie, co może dziwić, gdyż wydawałoby się, iż właśnie tutaj bardziej zaawansowana osobowość prawna będzie tworzyć lepsze warunki rozwojowe poprzez łatwiejszy dostęp do kredytów czy dotacji. Najsilniejszy wpływ ilościowy tej zmiennej zaobserwowano dla budownictwa. Po przekroczeniu 30 miesięcy obecności na rynku, czynnik ten przestaje odgrywać rolę niezależnie od branży gospodarki. Świadczą o tym wyniki testów hipotezy $H_0: \beta_{forma\ prawna} + \beta_{forma\ prawna*(t \geq 30)} = 0$. Działalność inwestycyjna wydłuża okres obecności na rynku. W przypadku podmiotów zajmujących się budownictwem zależność ta jest nieistotna statystycznie na poziomie istotności 0,05. Najsilniejszy efekt ilościowy odnotowano w branży przemysłowej. Przedsiębiorstwa decydujące się na ten typ działalności, aby móc skutecznie walczyć z konkurencją i rozwijać się, muszą stale ponosić nakłady inwestycyjne. To gwarantuje przetrwanie w długim horyzoncie czasowym.

Wpływ zmiennej oznaczającej zmianę poziomu wynagrodzeń nie jest jednoznaczny. Dla podmiotów podejmujących działalność handlową i usługową wzrost płac w regionie, będący niejako wskaźnikiem świadczącym o poprawie koniunktury, lepszych warunkach materialnych i większym optymizmie potencjalnych klientów, przekłada się w sposób istotny statystycznie na zwiększenie ich żywotności. Ten sam efekt, ale tym razem nieistotny statystycznie, obserwujemy dla budownictwa. Natomiast w przypadku przedsiębiorstw działających w branży przemysłowej oszacowanie parametru jest dodatnie i istotne na poziomie 0,1. Wynik ten można tłumaczyć charakterem działań mieszczących się w przyjętej definicji przemysłu. Jest to górnictwo, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz oraz wodę, czyli dziedziny, w których

prosperowanie w niewielkim stopniu zależy od decyzji podejmowanych przez pojedynczych konsumentów. Większe znaczenie może mieć tutaj sytuacja finansowa innych podmiotów gospodarczych, które w dużej mierze są głównymi odbiorcami wytwarzanych produktów czy świadczonych usług. Ponadto zasięg przestrzenny dystrybucji produkowanych dóbr wychodzi poza granice powiatu, w którym mieści się siedziba firmy. Tym samym zmiana poziomu dochodów w powiecie nie może być dobrym przybliżeniem skłonności klientów do dokonywania zakupów dóbr wytwarzanych przez nie. Małe firmy zajmujące się budownictwem, handlem oraz usługami, zaspokajają przede wszystkim potrzeby lokalnej społeczności i dlatego wzrost zarobków mieszkańców powiatu zwiększa prawdopodobieństwo ich przetrwania.

O wiele bardziej klarowny i łatwy do przewidzenia jest efekt oddziaływania kolejnej zmiennej – liczby pracowników. Niezależnie od rodzaju prowadzonej działalności, zwiększenie rozmiarów firmy powoduje spadek ryzyka likwidacji podmiotu. W przypadku przedsiębiorstw zajmujących się budownictwem wpływ jest jednak nieistotny statystycznie. Najsilniejszy ilościowy efekt odnotowano w branży przemysłowej. Tym samym wielkość firmy ma w tym sektorze największe znaczenie. Nowe podmioty gospodarcze muszą szybko wzrastać, aby móc czerpać korzyści ze skali produkcji i tym samym utrzymać się na rynku w długim horyzoncie czasowym. Wynik ten w pełni potwierdza hipotezę autora wysuniętą w rozdziale 3.2, iż liczba osób zatrudnionych będzie miała największe znaczenie w przemyśle.

Wzrost udziału nowych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie firm działających w danym sektorze na terenie powiatu, ma ten sam efekt we wszystkich rozpatrywanych sektorach gospodarki – powoduje wzrost funkcji hazardu. Jednakże wpływ ten jest nieistotny dla budownictwa, natomiast w branży przemysłowej jest istotny dopiero na poziomie 0,1. Największe znaczenie zmienna ta ma wśród firm zajmujących się handlem i usługami. Tym samym uprawnione jest stwierdzenie, iż właśnie w tej dziedzinie największe oddziaływanie na wynik uzyskiwany przez przedsiębiorstwa ma konkurencja ze strony nowych podmiotów gospodarczych.

Wyższy poziom bezrobocia w regionie, świadczący o złej ogólnej sytuacji makroekonomicznej oraz niekorzystnych warunkach materialnych dla części mieszkańców powiatu, przekłada się, niezależnie od branży, na zwiększenie prawdopodobieństwa zakończenia działalności. Dla firm zajmujących się budownictwem efekt ten jest nieistotny statystycznie. Najsilniejszy wpływ ilościowy odnotowano w branży przemysłowej

Wzrost gęstości zaludnienia, oznaczający z jednej strony większą liczbę potencjalnych nabywców, a z drugiej również silniejszą konkurencję i wyższe wymagania klientów odnośnie dostarczanych dóbr i usług, co w szczególności ma miejsce w miastach, prowadzi do wyższego ryzyka wyjścia z rynku. Efekt ten jest jednak istotny statystycznie jedynie dla handlu i usług. Tym samym można powiedzieć, iż o wiele większe nasilenie konkurencji, wyższe potrzeby konsumpcyjne klientów oraz koszty prowadzenia biznesu na terenach bardziej zurbanizowanych w większym stopniu rzutują na prawdopodobieństwo przetrwania przedsiębiorstwa zajmującego się handlem bądź usługami niż budownictwem czy też prowadzącą działalność przemysłową.

Dla uzupełnienia powyższych rozważań, w tabeli 5.31 zawarto oszacowania modelu Coxa osobno dla poszczególnych branż, gdy wśród zmiennych objaśniających uwzględniono informację na temat właściciela firmy. Zabieg ten spowodował jeszcze większą redukcję próbki dla rozpatrywanych gałęzi, przez co jeszcze trudniej było uzyskać wyniki istotne statystycznie. Przyjęto tę samą formę funkcyjną oraz zmienne objaśniające jak podczas analizy całej dostępnej próbki w rozdziale 5.2. Charakter oddziaływania na żywotność przedsiębiorstw zmiennych, które były uwzględnione w modelach szacowanych na wszystkich dostępnych obserwacjach, nie będzie poddany głębszej analizie. Powodem tego jest fakt, iż oszacowania parametrów nie uległy wielkim zmianom i wpływ ilościowy na funkcję hazardu pozostał na tym samym poziomie.

Wykształcenie średnie lub wyższe właściciela firmy wydłuża okres obecności przedsiębiorstwa na rynku, niezależnie od charakteru prowadzonej działalności. W przypadku branży przemysłowej regresor ten jest istotny dopiero na poziomie 0,1. Najsilniejszy efekt ilościowy zmienna ta ma dla podmiotów zajmujących się budownictwem.

Jeżeli fundatorem przedsiębiorstwa jest kobieta, to funkcja hazardu przyjmuje wyższe wartości w porównaniu z firmami koordynowanymi przez mężczyzn. Dla budownictwa zmienna ta nie jest istotna statystycznie. Najsilniejszy efekt ilościowy obserwujemy dla branży przemysłowej. Tym samym można stwierdzić, iż szczególnie źle na tle firm, gdzie właścicielem jest mężczyzna, wypadają jednostki zarządzane przez kobiety właśnie w tej gałęzi gospodarki.

Znaczenie wieku właściciela przedsiębiorstwa ma podobny wpływ we wszystkich wyróżnionych sektorach. Im starsza osoba zarządzająca firmą, tym mniejsze natężenie wychodzenia z rynku. Regresor ten jest istotny statystycznie dla handlu i usług oraz budownictwa, gdzie jego ilościowy wpływ na długość prowadzenia działalności jest najsilniejszy.

Tabela 5.31. Estymacja modelu Coxa osobno dla trzech sektorów gospodarki po uwzględnieniu informacji na temat właściciela firm

zmienna	cała próba	przemysł	Budownictwo	handel i usługi
nakłady	-0,641	-1,455	-0,791	-0,544
	0,000	0,005	0,098	0,000
ln(liczba pracowników)	-0,469	-0,402	-0,061	-0,525
	0,000	0,127	0,792	0,000
(nowe firmy)^3	0,000007	0,000026	0,000077	0,000006
	0,000	0,010	0,177	0,000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,653	-4,467	-1,809	-2,605
	0,000	0,093	0,472	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-315,475	-172,893	-269,236	-328,65
	0,006	0,498	0,480	0,016
średnie lub wyższe	-0,732	-1,001	-1,264	-0,593
	0,000	0,086	0,010	0,006
Płeć	0,396	0,742	0,603	0,312
	0,000	0,019	0,124	0,004
wiek^(-2)	348,11	461,374	640,86	294,188
	0,000	0,114	0,040	0,003
N	1557	164	186	1207

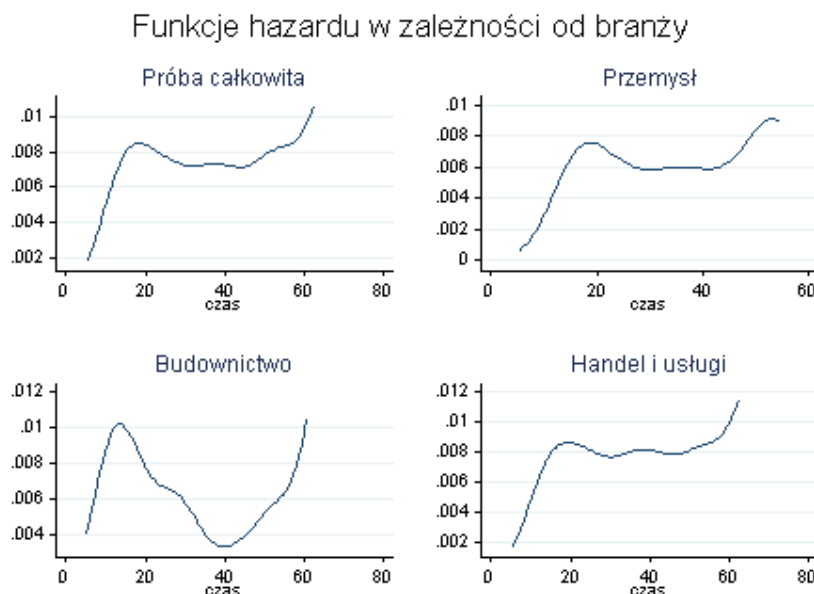
Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Ostatnia kwestia dotyczy charakteru zależności pomiędzy natężeniem wychodzenia z rynku a wiekiem przedsiębiorstwa w zależności od sektora gospodarki. Proces postępowania jest dokładnie taki sam jak w przypadku analizy na podstawie całej dostępnej próbki, bez rozróżniania branży. Pierwszy etap, mający charakter wprowadzający i dający możliwość przemówienia danym, bez zakładania sztywnych ograniczeń o typie rozkładu, to podejście nieparametryczne. Na rysunku 5.31 przedstawiono oszacowania funkcji hazardu w zależności od gałęzi gospodarki. Dla porównania umieszczono również wynik dla całej analizowanej próbki. Za każdym razem zastosowano jądro gaussowskie, a okno danych ustalono na poziomie 5 miesięcy.

Pierwsza ważna konkluzja dotyczy dużego podobieństwa kształtu ryzyka pomiędzy różnymi sektorami. Lokalne maksimum dla przemysłu oraz handlu i usług występuje około 20 miesiąca obecności na rynku. Dla przedsiębiorstw z branży budowlanej pojawia się ono wcześniej – około 15 miesiąca funkcjonowania. W przypadku tego sektora najbardziej zaznaczony jest kształt odwróconej litery U w pierwszej fazie cyklu życia. Dla dwóch pozostałych branż spadek wartości funkcji ryzyka jest o wiele mniejszy i na uwagę zasługuje stabilizacja na tym samym poziomie do około 50 miesiąca. Dla wszystkich trzech prób

obserwujemy wzrost natężenia wychodzenia z rynku po przekroczeniu, w zależności od branży, 40 – 50 miesięcy funkcjonowania.



Rysunek 5.31. Funkcje hazardu przy zastosowaniu jądra gaussowskiego w zależności od branży
Źródło: Opracowanie własne

Zgodnie z hipotezami z rozdziału 3.2 oczekiwano, iż wpływ wieku na żywotność przedsiębiorstw będzie zależał od branży. Jednak podejście nieparametryczne sugeruje duże podobieństwo pomiędzy sektorami, w szczególności dotyczy to przemysłu oraz handlu i usług. Przypuszczenie, iż zróżnicowanie ryzyka wyjścia z rynku będzie miało najmniejszą dyspersję w czasie w przemyśle, jako efekt wyższych kosztów wejścia, które eliminuje mniej przemyślane i przygotowane rozpoczęcie funkcjonowania, nie zostało potwierdzone.

Biorąc pod uwagę kształt funkcji hazardu zaobserwowany w podejściu nieparametrycznym, do którego trudno dopasować konkretny rozkład prawdopodobieństwa, ponownie zastosowano technikę umożliwiającą „przemówienie danym”. Wykorzystano model wykładniczy z dołączoną funkcją schodkową – wyróżniono pięć przedziałów zgodnie z kwintalami zmiennej oznaczającej czas (zmienna t_i wyróżnia i – tą grupę kwintalową). Dla porównania podano również oszacowania zwykłego modelu Coxa. Wyniki dla poszczególnych sektorów zamieszczono w tabeli 5.32.

Tabela 5.32. Estymacja modelu wykładniczego z dołączoną funkcją schodkową osobno dla trzech sektorów gospodarki

Zmienna	przemysł		budownictwo		handel i usługi	
	Cox	Wykładniczy	Cox	wykładniczy	Cox	wykładniczy
powstanie	0,670	0,654	1,061	1,128	0,334	0,316
	0,265	0,277	0,297	0,267	0,158	0,181
forma prawna	-0,495	-0,541	-1,726	-1,634	-1,172	-1,175
	0,444	0,399	0,024	0,032	0,000	0,000
forma prawna*(t >= 30)	0,495	0,634	2,055	1,843	1,092	1,073
	0,522	0,406	0,018	0,028	0,002	0,002
nakłady	-1,141	-1,138	-0,577	-0,577	-0,533	-0,544
	0,005	0,005	0,119	0,116	0,000	0,000
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,128	0,123	-0,069	-0,066	-0,045	-0,045
	0,053	0,058	0,267	0,285	0,035	0,032
ln(liczba pracowników)	-0,507	-0,524	-0,142	-0,134	-0,460	-0,453
	0,017	0,014	0,435	0,459	0,000	0,000
(nowe firmy)^3	0,00002	0,00002	0,00006	0,00006	0,00001	0,00001
	0,085	0,083	0,271	0,252	0,000	0,000
(bezrobocie)^(-0,5)	-5,209	-5,097	-1,124	-0,821	-2,508	-2,461
	0,023	0,025	0,612	0,710	0,000	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-394,393	393,292	-321,921	-325,980	-278,561	-281,244
	0,142	0,130	0,360	0,351	0,024	0,023
t_2		-0,171		-0,613		0,070
		0,690		0,144		0,653
t_3		-0,836		-0,476		-0,163
		0,099		0,264		0,344
t_4		-0,689		-1,386		0,275
		0,167		0,018		0,105
t_5		-0,350		-0,527		0,391
		0,491		0,329		0,043
Stała		-3,084		-4,804		-3,630
		0,001		0,000		0,000
H0: t_2 = ... = t_5 = 0		3,79		6,53		10,90
		0,435		0,163		0,028
AIC	521,56	257,76	514,64	286,50	5435,69	1782,76
BIC	584,29	355,35	578,28	385,49	5514,96	1906,05
N	235		274		1568	

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Wpływ zmiennych objaśniających w modelu wykładniczym dla wyróżnionych branż jest bardzo podobny. Wyjątek stanowi jedynie zmiana poziomu wynagrodzeń, gdzie oszacowanie parametru jest dodatnie w przemyśle, natomiast dla budownictwa oraz handlu i usług przyjmuje wartość ujemną. Ponadto oszacowania te są spójne z podejściem semiparametrycznym. Szersza interpretacja wpływu zmiennych objaśniających na poziom

ryzyka w modelu wykładniczym zostaje pominięta ze względu na bardzo duże podobieństwo z modelem Coxa. W tym miejscu jedynie głębszej analizie będzie poddana zależność pomiędzy wiekiem firmy a natężeniem wychodzenia z rynku.

Estymatory parametrów przy zmiennych zero – jedynkowych wyróżniających kolejne przedziały kwintalowe są zgodne z kształtem oszacowań funkcji hazardu uzyskanym poprzez zastosowanie podejścia nieparametrycznego. Obserwujemy zatem podwyższone ryzyko wyjścia z rynku w pierwszej fazie funkcjonowania, następnie spadek, który jest zdecydowanie najsilniejszy w branży budowlanej, a potem ponowny wzrost. Hipotezę o równości parametrów dla zmiennych zero – jedynkowych i tym samym redukcję do modelu wykładniczego, przyjęto w sektorze przemysłowym i budownictwie. Została ona jedynie odrzucona w branży handlowej i usługowej.

W tabelach 5.33 – 5.35 umieszczono oszacowania modeli parametrycznych odpowiednio dla sektora przemysłowego, budownictwa, handlu i usług. Nie uwzględniono modelu gamma, gdyż w procesie estymacji wystąpiły problemy ze zbieżnością algorytmu. Cała interpretacja skupia się wyłącznie na parametrach kształtu funkcji hazardu. Pominięto całkowicie omówienie wpływu zmiennych objaśniających, gdyż jest on zgodny z wynikami uzyskanymi poprzez zastosowanie standardowego modelu Coxa.

W przypadku branży przemysłowej oraz budownictwa dla wszystkich rozważanych modeli brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która zakłada, iż parametry kształtu są równe zero. Zatem regresje te redukują się do zwykłego modelu wykładniczego i tym samym oznacza to, iż ryzyko zakończenia działalności pozostaje stałe w czasie. Dla usług i handlu jedynie model log – normalny redukuje się do modelu o stałej w czasie funkcji hazardu. Dla modelu Weibulla i Gomperta otrzymano rosnące ryzyko, natomiast dla regresji log – logistycznej najpierw rosnące a później malejące. Kryteria informacyjne przyjmują najmniejsze wartości dla modelu Gomperta i wskazują tym samym, iż ten model jest najlepiej dopasowany do danych.

Tabela 5.33. Estymacja modeli parametrycznych dla branży przemysłowej

Zmienna	Weibull	Gompertz	log - normalny	log - logistyczny
powstanie	0,679	0,681	-0,731	-1,063
	0,259	0,257	0,235	0,198
forma prawna	-0,438	-0,434	0,029	0,249
	0,494	0,499	0,952	0,693
forma prawna*(t >= 30)	0,395	0,384	0,019	-0,42
	0,597	0,607	0,975	0,632
nakłady	-1,146	-1,145	0,995	1,216
	0,005	0,005	0,036	0,036
zmiana poziomu wynagrodzeń	0,111	0,11	-0,102	-0,137
	0,081	0,090	0,266	0,223
ln(liczba pracowników)	-0,496	-0,495	0,417	0,588
	0,018	0,019	0,095	0,090
(nowe firmy)^3	1,00002	1,00002	0,0004	0,0011
	0,117	0,119	0,220	0,196
(bezrobocie)^(-0,5)	-5,096	-5,091	5,114	6,678
	0,025	0,026	0,079	0,065
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-378,349	-376,443	420,733	537,034
	0,149	0,153	0,183	0,158
stała	-2,848	-3,342	3,249	2,992
	0,146	0,001	0,001	0,009
ln(p)	-0,149			
	0,751			
gamma		-0,004		
		0,774		
ln_sigma			0,207	
			0,473	
ln(gamma)				-0,194
				0,524
AIC	255,65	255,69	255,79	253,06
BIC	307,97	308,00	308,11	305,37
N			235	

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Tabela 5.34. Estymacja modeli parametrycznych dla budownictwa

zmienna	Weibull	Gompertz	log - normalny	log - logistyczny
powstanie	1,125	1,122	-1,412	-1,544
	0,269	0,270	0,280	0,318
forma prawna	-1,580	-1,562	1,845	2,125
	0,039	0,041	0,156	0,168
forma prawna*(t >= 30)	1,704	1,621	-2,052	-2,367
	0,039	0,050	0,223	0,223
nakłady	-0,600	-0,613	0,784	0,867
	0,102	0,094	0,227	0,220
zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,075	-0,087	0,135	0,140
	0,216	0,152	0,201	0,210
ln(liczba pracowników)	-0,145	-0,143	0,272	0,268
	0,429	0,435	0,357	0,401
(nowe firmy)^3	1,00006	1,00006	-0,00009	-0,00009
	0,231	0,275	0,493	0,437
(bezrobocie)^(-0,5)	-0,709	-0,791	1,783	1,473
	0,743	0,717	0,590	0,666
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-356,144	-378,404	577,051	573,980
	0,308	0,281	0,344	0,356
stała	-3,397	-4,983	4,666	4,808
	0,124	0,000	0,003	0,006
ln(p)	-0,532			
	0,440			
gamma		-0,008		
		0,608		
ln_sigma			0,583	
			0,171	
ln(gamma)				0,159
				0,735
AIC	286,87	287,61	286,03	286,55
BIC	340,28	341,02	339,44	339,96
N			274	

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Tabela 5.35. Estymacja modeli parametrycznych dla branży usługowej i handlowej

zmienna	Weibull	Gompertz	log - normalny log	- logistyczny
powstanie	0,317	0,319	-0,229	-0,210
	0,179	0,177	0,138	0,178
forma prawna	-1,123	-1,103	0,585	0,661
	0,000	0,000	0,000	0,001
forma prawna*(t >= 30)	0,982	0,956	-0,453	-0,547
	0,004	0,005	0,021	0,013
nakłady	-0,535	-0,533	0,351	0,349
	0,000	0,000	0,000	0,000
zmiana poziomu wynagrodzeń	-0,053	-0,060	0,036	0,037
	0,011	0,005	0,012	0,007
ln(liczba pracowników)	-0,459	-0,463	0,293	0,300
	0,000	0,000	0,000	0,000
(nowe firmy)^3	1,00001	1,00001	-0,000024	-0,000005
	0,000	0,000	0,235	0,648
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,474	-2,579	1,673	1,694
	0,000	0,000	0,001	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	282,575	-287,974	174,736	179,996
	0,022	0,020	0,025	0,030
stała	-5,455	-4,011	3,582	3,504
	0,000	0,000	0,000	0,000
ln(p)	0,384			
	0,000			
gamma		0,018		
		0,000		
ln_sigma			-0,051	
			0,503	
ln(gamma)				-0,582
				0,000
AIC	1777,66	1775,13	1783,42	1785,64
BIC	1850,18	1847,66	1855,95	1858,16
N			1568	

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Podsumowując tę część pracy, należy podkreślić, iż wyniki dla poszczególnych sektorów gospodarki są spójne i zgodne z wnioskami wysuniętymi podczas analiz przeprowadzanych na całej dostępnej próbie. Tym samym można stwierdzić, iż niezależnie od charakteru prowadzonej działalności, istnieją pewne mierzalne i obserwowalne cechy przedsiębiorstwa oraz otoczenia, w którym przyszło mu funkcjonować, wpływające na jego sukces oraz żywotność. Dużo miejsca poświęcono charakterowi zależności między wiekiem firmy a ryzykiem zakończenia działalności. Podejście nieparametryczne sugerowało występowanie w pierwszej fazie cyklu życia zależności pomiędzy długością przebywania na

rynku a funkcją hazardu w kształcie odwróconej litery U oraz ponowny wzrost ryzyka po przekroczeniu 40 – 50 miesięcy. Zachowanie funkcji hazardu dla przemysłu oraz handlu i usług było bardzo podobne. Model wykładniczy z dołączoną funkcją schodkową dla czasu również wskazywał na istnienie lokalnego maksimum funkcji ryzyka w pierwszej fazie cyklu życia oraz ponowny wzrost natężenie wychodzenia z rynku w późniejszym okresie. Wyniki te potwierdzają istnienie poważnych barier hamujących rozwój mikro przedsiębiorstw zaraz po wejściu na rynek. Samo rozpoczęcie działalności nie jest problemem. Wyzwanie stanowi przetrwanie okresu pierwszych dwóch lat, gdy stopniowo wyczerpuje się zgromadzony kapitał i potencjał w momencie wejścia na rynek, a wciąż nie została wytworzona wystarczająca sieć odbiorców wytwarzanych dóbr i usług. Ponowny wzrost ryzyka po przekroczeniu 40 miesięcy, w dużej mierze będący konsekwencją cenzurowania w prawym ogonie rozkładu, sugeruje, że cykl życia mikro przedsiębiorstw w Polsce jest krótki, a sam wiek firmy wyznaczający poziom doświadczenia nie jest źródłem przewagi konkurencyjnej. Wiek przedsiębiorstwa ma największe znaczenie w sektorze handlowym i usługowym. W przypadku pozostałych dwóch sektorów gospodarki, wszystkie modele parametryczne redukują się do regresji wykładniczej, która zakłada stałe w czasie ryzyko zakończenia działalności.

Wnioski końcowe

Mikro przedsiębiorstwa to bardzo szerokie i złożone pojęcie. Mieszczą się w nim firmy o różnej formie prawnej, wielkości i udziale w rynku. Analizy tej grupy przedsiębiorstw również są różnorodne i w ostatnim dwudziestolecu stały się niezwykle popularne, także w Polsce. Jednakże próby pomiaru znaczenia, trendów rozwojowych tego sektora nie są ani łatwe, ani nie prowadzą do prostych, dających się uogólnić wniosków. Czynniki komplikującymi analizy i ich porównywalność pomiędzy różnymi krajami, czy też okresami czasu, są przede wszystkim różnorodne definicje klas wielkości firm, ograniczony dostęp i jakość danych statystycznych. Biorąc pod uwagę wielkość próbki, szeroki zakres informacji dostępnych w zbiorze danych oraz przynależność badanych przedsiębiorstw do trzech głównych sektorów: przemysłowego, budowlanego oraz handlu i usług, można uznać to badanie za unikalne. Umożliwiło to zbudowanie modelu ekonometrycznego, którego głównym zadaniem było wskazanie najistotniejszych cech tkwiących w firmie oraz otoczeniu, w którym przyszło jej funkcjonować, oddziaływujących na jej żywotność.

Niniejsza rozprawa stanowi istotny wkład w stan wiedzy o demografii biznesu. Jest to dyscyplina stosunkowo młoda i w niewielkim stopniu zgłębiona, której metodologia jest dopiero tworzona. Tym samym bardzo ważna kwestia to definicja podstawowych pojęć: założenie nowego przedsiębiorstwa oraz jego likwidacja. Terminy te nie są jednoznaczne i w wielu pracach badawczych są różnie rozumiane i interpretowane. W tym opracowaniu autor jako wejście na rynek rozumie założenie firmy od podstaw lub stworzenie podmiotu gospodarczego na bazie już istniejącej jednostki. Natomiast pod terminem zaprzestania działalności kryje się likwidacja bądź upadłość. Tym samym wyjście z rynku jest zjawiskiem negatywnym, przede wszystkim będącym wynikiem niepowodzenia finansowego.

Opracowanie to jest unikatowym badaniem podejmującym kwestię żywotności mikro przedsiębiorstw przynajmniej w kilku aspektach. Po pierwsze, w badaniu wzięły udział firmy reprezentujące wszystkie gałęzie gospodarki, co umożliwiło sprawdzenie, czy istnieją obiektywne uwarunkowania kształtujące zdolność podmiotów gospodarczych do przetrwania. Po drugie, analizie poddano najmniejsze firmy, w obrębie których procesy zakładania i likwidacji zachodzą najbardziej burzliwie. Ponadto rozważano zarówno czynniki tkwiące w

samym przedsiębiorstwie, jak również w jego otoczeniu. Także nie pominięto wpływu sytuacji makroekonomicznej. Wykorzystane w pracy modele statystyczne idealnie nadają się do analizy danych dotyczących czasu trwania i tym samym dobór narzędzia do badania empirycznego nie może budzić żadnych zastrzeżeń. Wielość zastosowanych technik estymacyjnych i spójność uzyskanych wyników potwierdzają wiarygodność wyciągniętych wniosków. Szczególnie warto podkreślić zastosowanie modelu Coxa z efektami losowymi, do kontroli wpływu nieobserwowalnych czynników regionalnych. W świetle wiedzy autora, jest to pionierskie podejście do badania żywotności podmiotów gospodarczych nie tylko w literaturze polskiej, ale również światowej.

Za główny wynik pracy, związany bezpośrednio z demografią przedsiębiorczości, należy uznać powszechność zjawiska założenia własnej firmy, a z drugiej strony wysokie ryzyko zaprzestania działalności w pierwszej fazie cyklu życia, gdy następuje stopniowe wyczerpywanie się zasobów zgromadzonych w chwili rozpoczęcia funkcjonowania. Tym samym bariery wejścia mają o wiele mniejsze znaczenie niż te hamujące rozwój i zwiększanie udziału w rynku. Zaraz po rozpoczęciu działalności ryzyko likwidacji rośnie i przyjmuje lokalne maksimum dla około 20 miesięcy funkcjonowania. Następnie maleje i zaczyna ponownie rosnać po przekroczeniu 40 – 50 miesięcy. Stosunkowo niewielkie ryzyko upadłości w pierwszej fazie cyklu życia wynika przede wszystkim z zapasu kapitału zgromadzonego w momencie rozpoczęcia funkcjonowania. W miarę ubywania zasobów oraz obserwacji wyników osiągniętych przez firmę, jeśli właściciel uzna je za niewystarczające, to zdecyduje się na likwidację biznesu. Ponowny wzrost natężenia wychodzenia z rynku w późniejszym okresie dowodzi, iż małe podmioty gospodarcze cechują się krótkim okresem funkcjonowania. Podkreślenia wymaga również fakt, iż charakter zależności pomiędzy wiekiem firmy a ryzykiem likwidacji jest zbliżony pomiędzy rozważanymi trzema gałęziami gospodarki. Szczególnie dotyczy to handlu i usług oraz przemysłu. O tyle jest to wynik zaskakujący, iż biorąc pod uwagę koszty wejścia czy minimalną efektywną skalę produkcji, rozpoczęcie działalności w przemyśle można byłoby uznać za mniej przypadkowe i lepiej przemyślane oraz przygotowane, przez co przedwczesna likwidacja powinna być tutaj mało prawdopodobna i tym samym zależność w kształcie odwróconej litery U pomiędzy ryzykiem upadłości a wiekiem mniej wyraźna. Tym samym można powiedzieć, iż różnice w żywotności mikro przedsiębiorstw pomiędzy różnymi sektorami gospodarki są niewielkie.

Czynnikiem oddziaływującym w największym stopniu na długość prowadzenia działalności jest wielkość podmiotu gospodarczego. Większe przedsiębiorstwa uzyskują korzyści ze skali produkcji, są efektywniejsze, prowadzą bardziej zdywersyfikowaną

działalność i mają łatwiejszy dostęp do lepiej wykwalifikowanych pracowników i tym samym będą w mniejszym stopniu zagrożone ryzykiem likwidacji. Wysłunięte przypuszczenia znalazły pełne potwierdzenie w badaniu empirycznym. Wielkość firmy, rozumianą jako liczba zatrudnionych osób, należy uznać za najważniejszy czynnik wpływający na jej żywotność. Znaczenie tej charakterystyki, zgodnie z przypuszczeniami autora, zależało od sektora gospodarki i było największe w przemyśle. W sektorze tym nowe podmioty gospodarcze muszą szybko wzrastać, aby móc czerpać korzyści ze skali produkcji i tym samym funkcjonować w długim horyzoncie czasowym.

Ważnym determinantem kształtującym wyniki uzyskiwane przez przedsiębiorstwo jest poziom kapitału ludzkiego właściciela. W pracy czynnik ten wyrażono za pomocą wykształcenia oraz poprzednio wykonywanego zawodu. Wyższe wykształcenie oraz piastowanie w przeszłości stanowiska kierowniczego przekładają się pozytywnie na efektywność prowadzonych działań i tym samym zwiększają żywotność podmiotu gospodarczego. Założenie własnej firmy jako lekarstwo na bezrobocie może nie rozwiązywać problemu. Osoba, która przez dłuższy czas nie mogła znaleźć zatrudnienia jako pracownik najemny, może uznać samozatrudnienie za ostatnią deskę ratunku. Ponadto zwykle ma gorsze przygotowanie do prowadzenia własnego biznesu i mniejszy zasób kapitału w momencie wejścia na rynek. Uzyskane wyniki dobitnie pokazują, iż jakość kapitału ludzkiego ma ogromne znaczenie. Podejście nieparametryczne, gdy wpływ każdej zmiennej na ryzyko likwidacji był analizowany odrębnie, dowiodło, iż wyższy poziom wykształcenia oraz zajmowanie stanowiska kierowniczego w przeszłości zmniejsza poważnie ryzyko likwidacji. Prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku przez pierwszych pięć lat dla przedsiębiorstwa zarządzanego przez właściciela o wykształceniu podstawowym wynosi zaledwie 0,2. Ta sama charakterystyka dla firm założonych przez osobę o wykształceniu wyższym jest ponad trzykrotnie większa. Zdobyte doświadczenie i wyrobione nawyki podczas zarządzania firmą w poprzednio wykonywanej pracy przekładają się na sukces obecnego przedsięwzięcia. Prawdopodobieństwo przetrwania pierwszych pięciu lat od momentu wejścia na rynek w tej grupie przedsiębiorców wynosi około 0,8 i jest blisko dwukrotnie większe w porównaniu z osobami, które uprzednio były bezrobotne lub pobierały emeryturę. Dla modeli semiparametrycznych i parametrycznych opisana tendencja pozostaje w dalszym ciągu prawdziwa, choć jej siła uległa zmniejszeniu. Wpływ zmiennej wyrażającej poprzednio wykonywany zawód nie był istotny statystycznie, ale wzorzec oddziaływania utrzymał się – najmniejsze ryzyko likwidacji wystąpiło dla przedsiębiorstw, które były koordynowane przez osoby mające doświadczenie w zarządzaniu firmą. Ponadto wpływ wykształcenia wyższego i

średniego nie różnił się w sposób istotny statystycznie. Zatem efekt oddziaływania kapitału ludzkiego uległ zmniejszeniu, gdy kontrolowano poziom pozostałych charakterystyk przedsiębiorstwa oraz cechy otoczenia. Głównie było to spowodowane uwzględnieniem wielkości firmy wyrażonej jako poziom zatrudnienia. Można zatem powiedzieć, iż kapitał ludzki właściciela oddziałuje również na ryzyko upadłości podmiotu gospodarczego w sposób pośredni. Osoby lepiej wykształcone oraz posiadające doświadczenie w koordynowaniu firmy, decydują się na prowadzenie własnego biznesu na większą skalę, są nastawione na rozwój i tym samym zmniejszają ryzyko upadłości. Należy jeszcze podkreślić, iż poziom wpływu wykształcenia założyciela firmy jest zbliżony pomiędzy rozważanymi sektorami gospodarki, choć trzeba dodać, iż najmniejszą siłę oddziaływania odnotowano w budownictwie. Tym samym, w świetle uzyskanych wyników, wpływ kapitału ludzkiego osoby zarządzającej jest równie ważny w usługach oraz handlu, jak i przemyśle.

Kolejne dwie charakterystyki właściciela, które poddano wnikliwej analizie w niniejszej pracy, to płeć i wiek. Pierwsza z nich kształtuje przede wszystkim skalę działań biznesowych. Kobiety prowadzą zwykle własny biznes na mniejszą skalę, wybierają działalność mającą charakter usługowy, gdzie natężenie procesu zakładania i upadłości przedsiębiorstw przebiega o wiele bardziej dynamicznie. Natomiast wiek mierzy stosunek do ryzyka oraz poziom doświadczenia. Osoby młode są w największym stopniu nastawione na szybki wzrost i rozwój koordynowanych przez nich przedsiębiorstw, mają mniejszą awersję do ryzyka i jednocześnie mniejsze doświadczenie biznesowe. Owocuje to, z jednej strony, szybkim wzrostem tych firm, które zdołały przetrwać pierwszy, najtrudniejszy okres obecności na rynku, a z drugiej strony przekłada się na wyższe prawdopodobieństwo likwidacji. Powyższe rozważania teoretyczne znalazły w pełni odbicie w uzyskanych wynikach. Ryzyko upadłości firmy koordynowanej przez kobietę jest blisko o 50% wyższe w porównaniu z przedsiębiorstwem zarządzanym przez mężczyznę. Rezultat ten pozostał w mocy, gdy oddziaływanie płci właściciela na żywotność podmiotu gospodarczego rozważano osobno dla poszczególnych gałęzi gospodarki. Warto jeszcze dodać, iż najsilniejszy ilościowy efekt tej zmiennej zaobserwowano w branży przemysłowej – ryzyko likwidacji firmy koordynowanej przez kobietę jest ponad dwukrotnie większe niż dla podmiotu zarządzanego przez mężczyznę. Podejście semiparametryczne i parametryczne dobitnie pokazują, iż wraz ze wzrostem wieku założyciela firmy rośnie prawdopodobieństwo utrzymania się na rynku. Należy podkreślić, iż wpływ tej zmiennej maleje wraz ze wzrostem jej poziomu. Tym samym można powiedzieć, iż grupę podwyższonego ryzyka upadłości stanowią firmy zarządzane przez osoby stawiające pierwsze kroki w karierze zawodowej.

W pracy poddano wnikliwej analizie oddziaływanie szerokiej gamy czynników regionalnych na żywotność mikro przedsiębiorstw. Rozważano poziom urbanizacji wyrażony za pomocą gęstości zaludnienia, ekonomiczne warunki życia (poziom wynagrodzeń, bezrobocie), siłę konkurencji (liczbę podmiotów gospodarczych w danej branży w przeliczeniu na jednego mieszkańca) oraz bariery wejścia (udział liczby nowo powstałych przedsiębiorstw w ogólnej liczbie firm). Istotny statystycznie wpływ uzyskano dla udziału nowych podmiotów gospodarczych, bezrobocia i gęstości zaludnienia. Wpływ tych zmiennych można streścić w następujący sposób. Wyższa stopa wejścia nowych podmiotów w powiecie przekłada się na zwiększenie ryzyka likwidacji przedsiębiorstw już istniejących. Wynik ten należy uznać za dowód na to, iż zmienna ta w większym stopniu wyraża natężenie konkurencji niż bariery wejścia. Wyższe bezrobocie, jako wyraz gorszej sytuacji ekonomicznej w regionie, prowadzi do zwiększenia prawdopodobieństwa upadłości firmy. Podwyższone ryzyko likwidacji występuje w obszarach o większej gęstości zaludnienia. Tym samym silniejsza konkurencja, wyższe oczekiwania klientów oraz koszty prowadzenia własnego biznesu przewyższają korzyści wynikające z łatwiejszego dostępu do rynków zbytu. Należy jeszcze nadmienić, iż charakter oddziaływania zmiennych regionalnych nie uległ zmianie, gdy analizy były przeprowadzane dla poszczególnych sektorów osobno.

Wpływ uwarunkowań regionalnych na żywotność przedsiębiorstw został poddany głębszej analizie poprzez rozszerzenie standardowego modelu proporcjonalnego hazardu o efekty losowe. Umożliwiło to utworzenie szczegółowej mapy, która porządkowała powiaty, podregiony oraz województwa pod względem bezpośrednio nieobserwowanych czynników wpływających na żywotność podmiotów gospodarczych. Główne wyniki można streścić w następujący sposób. Po pierwsze, przypuszczenia autora, iż biedniejsza ściana wschodnia, gdzie jest gorzej rozwinięta infrastruktura, stwarza mniej korzystne otoczenie do prowadzenia biznesu w długim horyzoncie czasowym nie zostały potwierdzone. Co więcej otrzymano wyniki zgoła przeciwne. Hipoteza o ewentualnej przewadze konkurencyjnej wynikającej z położenia wzdłuż zachodniej granicy i tym samym czerpaniu korzyści z łatwego dostępu do dużego rynku niemieckiego nie znalazła potwierdzenia w badaniu empirycznym. Oznacza to, iż ważnym czynnikiem hamującym żywotność przedsiębiorstw jest natężenie konkurencji rozumiane jako liczba podmiotów gospodarczych przypadająca na jednego mieszkańca. W województwach wschodnich wskaźnik ten jest zdecydowanie najniższy. Pozostałe uwarunkowania tworzące bardziej sprzyjające otoczenie do funkcjonowania firm w dłuższym horyzoncie czasowym, to niższe koszty prowadzenia biznesu (np. płace, czynsze) oraz dostępność alternatyw. Osoby samozatrudnione, w obszarach o niższym poziomie rozwoju i

wyższym bezrobociu, mogą zdecydować się na dalszą działalność swojej firmy, nawet jeśli ta nie przynosi oczekiwanych przychodów finansowych, z obawy przed trudnościami w znalezieniu zatrudnienia jako pracownik najemny. Drugi ważny wynik związany jest z niższą żywotnością przedsiębiorstw zlokalizowanych w największych aglomeracjach – Trójmiasto, Poznań, Wrocław czy Warszawa, w porównaniu do terenów ościennych. Firmy położone na przedmieściach wielkich miast czerpią z łatwego dostępu do dużego rynku zbytu, przy jednocześnie niższych kosztach prowadzenia działalności.

Ważnym czynnikiem kształtującym możliwości przedsiębiorstwa do utrzymania się na rynku jest charakter branży, w której funkcjonuje. Przede wszystkim jest to pochodną kosztów wejścia, które można rozumieć jako pierwszy etap selekcji. W przemyśle, gdzie są one zdecydowanie największe, jest o wiele mniej nieprzygotowanych i źle przemyślanych wejść w porównaniu z sektorem usługowym i handlowym. Wynik ten został potwierdzony, ale jedynie na poziomie analizy nieparametrycznej, gdzie wpływ poszczególnych czynników na żywotność podmiotów gospodarczych był rozważany osobno, z pominięciem ewentualnej korelacji z pozostałymi zmiennymi. Utrata istotności tej zmiennej w modelu ekonometrycznym jest przede wszystkim konsekwencją silnej zależności z wielkością firmy wyrażoną przez poziom zatrudnienia.

Jako dodatkowy cel badawczy potraktowano sprawdzenie, czy wpływ analizowanych czynników na długość prowadzenia własnego biznesu zależy od sektora gospodarki. Należy podkreślić, iż uzyskano wyniki spójne pomiędzy trzema gałęziami. Choć w przypadku budownictwa i przemysłu, ze względu na niewielkie liczebności próby, dla niektórych zmiennych oszacowania nie były istotne statystycznie. Tym nie mniej ogólna tendencja oddziaływania czynników pozostała zgodna z wynikami uzyskanymi dla estymacji dla całej dostępnej próby, bez rozróżniania na gałęzie. Oznacza to, iż istnieją pewne obiektywne charakterystyki mikro przedsiębiorstw, jak i regionu, w którym funkcjonują, wpływające na ich żywotność, nie zależnie od charakteru prowadzonych przez nie działań.

Pozostałe czynniki wyrażone na poziomie przedsiębiorstwa, które w sposób istotny oddziaływały na jego żywotność, to prowadzenie działalności inwestycyjnej, sposób powstania – jako nowe lub na bazie już istniejącego podmiotu oraz forma prawna. Warto podkreślić, iż wpływ formy prawnej miał jedynie znaczenie w pierwszej fazie cyklu życia. Po przekroczeniu pierwszych dwóch lat obecności na rynku ryzyko likwidacji przedsiębiorstwa nie zależało już od tego czynnika.

W pracy tej rozważano również wpływ sytuacji makroekonomicznej na żywotność przedsiębiorstw. Jednak należy podkreślić, iż zagadnienie to zostało potraktowane dość

pobieżnie, przede wszystkim ze względu na charakter danych. A mianowicie, analizie poddane były dwie kohorty przedsiębiorstw, które weszły na rynek w roku 2002 i 2003, gdy warunki makroekonomiczne były na zbliżonym poziomie. Tym samym niemożliwym było wnikliwe sprawdzenie, jak sytuacja makroekonomiczna w momencie rozpoczęcia działalności oddziałuje na wyniki uzyskiwane przez firmy. Aby móc poddać analizie ten efekt, należałoby dysponować większą liczbą kohort przedsiębiorstw, które wchodziły na rynek w różnych momentach cyklu koniunkturalnego. Ponadto firmy były badane w horyzoncie czasowym na który przypadało ożywienie gospodarcze. Tym samym niemożliwa stała się weryfikacja, jak mikro przedsiębiorstwa dają sobie radę z różnymi fazami cyklu koniunkturalnego. Jako pewne przybliżenie oddziaływania sytuacji makroekonomicznej na żywotność mikro przedsiębiorstw można potraktować umieszczenie w modelu zmiennej oznaczającej zmianę średniego poziomu wynagrodzeń wyrażoną na poziomie powiatu. Wzrost wynagrodzeń w regionie, jako symptom poprawy warunków popytowych oraz zwiastun ogólnie lepszej sytuacji makroekonomicznej, zmniejsza prawdopodobieństwo likwidacji firmy. Ponadto funkcja ryzyka dla przedsiębiorstw, które rozpoczęły działalność w momencie, gdy była korzystniejsza sytuacja makroekonomiczna, czyli w roku 2003, przyjmuje niższe wartości w porównaniu z firmami, które weszły na rynek rok wcześniej. Wyniki te dowodzą, iż rola otoczenia makroekonomicznego jest istotna w kwestii żywotności podmiotów gospodarczych. Można oczekiwać, iż w okresie ożywienia gospodarczego przedsiębiorstwa są w mniejszym stopniu narażone na wyjście z rynku. Także moment rozpoczęcia działalności ma znaczenie. Wejście na rynek w momencie korzystniejszych warunków popytowych będzie pozytywnie oddziaływało na żywotność przedsiębiorstw. Należy jednak podkreślić, iż aby móc bardziej szczegółowo prześledzić efekt cyklu koniunkturalnego na dynamikę procesów demograficznych w grupie najmniejszych podmiotów gospodarczych, należałoby wydłużyć horyzont badania na lata 2008 – 2009, gdy gospodarce światowej doskwierał kryzys finansowy.

Niniejsza praca daje wskazówki w jaki sposób należy pobudzać aktywność gospodarczą, jakich przedsiębiorców należy wspierać. Przeprowadzone badanie empiryczne wyraźnie podkreśla rolę kapitału ludzkiego właściciela. Przedsiębiorcy lepiej wykształceni, posiadający doświadczenie biznesowe trafniej wybierają specyfikę działalności dla swojej firmy i mają większą szansę na stworzenie firmy działającej w długim horyzoncie czasowym. Tym samym decydenci polityczni powinni promować powstawanie lokalnych centrów wspierania przedsiębiorczości, które pełniłyby funkcję ośrodków szkoleniowo – doradczych. Ich rola sprowadzałaby się do przeprowadzania szkoleń podnoszących kwalifikacje samych

przedsiębiorców, jak i pracowników zatrudnionych przez nich. Doradztwo powinno odgrywać już wielką rolę w samym procesie powstawania firmy i miałyby dotyczyć pomocy w wyborze działalności, wskazówek o możliwościach pozyskania pomocy finansowej, jak również szkoleń podnoszących kwalifikacje. Tego typu działania powinny być skierowane w szczególności do osób młodych, które nie posiadają jeszcze wystarczającego doświadczenia, gorzej wykształconych oraz bezrobotnych. Samo założenie firmy przez osobę, która przez długi okres nie mogła znaleźć zatrudnienia jako pracownik najemny nie jest rozwiązaniem problemu bezrobocia. Ważnym jest, aby ta firma rozwijała się i działała w długim horyzoncie czasowym. Tylko wówczas aktywizacja osób poprzez skłanianie ich do rozpoczęcia własnego biznesu będzie przeciwdziałało trwałemu bezrobociu.

Prawdziwe wyzwanie dla przedsiębiorcy stanowi przetrwanie pierwszego, najtrudniejszego okresu działalności, gdy trzeba intensywnie walczyć o pozyskanie klientów, a jednocześnie stopniowo wyczerpują się zasoby finansowe zgromadzone w momencie wejścia na rynek. Ponadto gwarantem przetrwania jest ponoszenie nakładów inwestycyjnych i wzrost, rozumiany tutaj jako zwiększenie liczby pracowników. Tym samym programy pomocowe powinny mieć największe natężenie w pierwszej fazie własnej działalności, gdy firma nie ma jeszcze wytworzonej stałej bazy klientów. Ich charakter może przybierać różnorakie formy, ale powinien przede wszystkim stymulować wzrost, aby firma mogła uzyskać korzyści ze skali produkcji. Ważną rolę w tej kwestii odgrywać będą kredyty, fundusze pożyczkowe, jak również kursy, szkolenia i doradztwo w kwestii pozyskiwania funduszy na rozwój z środków unijnych.

Również ważna kwestia dotyczy czynników regionalnych. Po pierwsze, należy podkreślić znaczenie konkurencji i nasycenia rynku. Przeprowadzone badanie wskazuje, iż w obszarach bardziej zurbanizowanych, gdzie jest większa stopa wejścia nowych podmiotów, żywotność przedsiębiorstw jest niższa. Tym samym w regionach tych próby aktywizacji osób trwale zagrożonych bezrobociem lub młodych, stawiających pierwsze kroki w karierze zawodowej, poprzez zakładanie własnego biznesu, muszą być przeprowadzane z dużą rozważą. Trzeba wspierać takich potencjalnych przedsiębiorców w kwestii wyboru typu samej działalności oraz poszukiwaniu nisz rynkowych, gdzie natężenie konkurencji jest stosunkowo nieduże a popyt wystarczająco silny.

Należy podkreślić, iż celem autora nie było stworzenie szczegółowej listy wskazówek dla przedstawicieli władz lokalnych oraz centralnych, jak stymulować rozwój przedsiębiorczości w regionie. Do tego typu zadań o wiele lepiej nadają się bezpośrednie wywiady z przedsiębiorcami, którzy mogliby wskazać, jakie czynniki są w ich mniemaniu

największymi ograniczeniami rozwoju firmy. Ponadto należałoby również wziąć pod uwagę skuteczność oraz koszty prowadzenia takich działań. Praca ta wskazuje jedynie charakterystyki firmy, które powinny być stymulowane, aby zapewnić jej działanie w długim horyzoncie czasowym.

ANEKS A1 Zastosowanie wielomianów ułamkowych do wyboru najlepszej parametryzacji dla zmiennych ciągłych w modelu proporcjonalnego hazardu

W tabeli A1 zawarto wyniki analizy wielomianów ułamkowych dla ciągłych zmiennych, których umieszczenie w modelu rozważano. Dla każdej z nich procedurę przeprowadzono w ten sam sposób. W dwóch pierwszych wierszach tabeli A1 porównywane są najlepsze wielomiany stopnia 1 i 2. Raportowana jest wartość statystyki D, jej różnica pomiędzy obydwojema modelami, p – value dla testu sprawdzającego, czy spadek statystyki D jest istotny oraz wykładniki wielomianów. Dwa kolejne wiersze to porównanie modelu zawierającego optymalny wielomian stopnia 1 z modelem, w którym badana zmienna nie została umieszczona. Procedurę przeprowadzano sekwencyjnie dla kolejnych zmiennych zgodnie z chronologią z tabeli A1. Jeśli dla danego regresora procedura wskazała na istotną parametryzację, to zostawała ona uwzględniona w modelu. Ostatnia zmienna to wiek właściciela firmy i była ona rozważana dla okrojonej próby, dla której dysponowano charakterystykami fundatora przedsiębiorstwa.

Dla wszystkich rozpatrywanych regresorów, wielomiany stopnia 2 nie różniły się w sposób istotny statystycznie od wielomianu stopnia 1. W przypadku poziomu wynagrodzeń, minimalnej efektywnej skali produkcji, liczby firm prywatnych i ogólnej liczby firm przypadających na jednego mieszkańca wielomiany stopnia 1 nie różniły się istotnie statystycznie od modelu niezawierającego tych zmiennych i dlatego czynniki te nie uwzględniono w dalszej analizie. Wyjątek zrobiono dla zmiany poziomu wynagrodzeń. Mimo, że podejście to nie doprowadziło do przekształcenia, które byłoby istotne statystycznie, to zmienna ta nie została wykluczona. Dla pozostałych czynników parametryzację, na którą wskazało omówione podejście, uwzględniono w modelu.

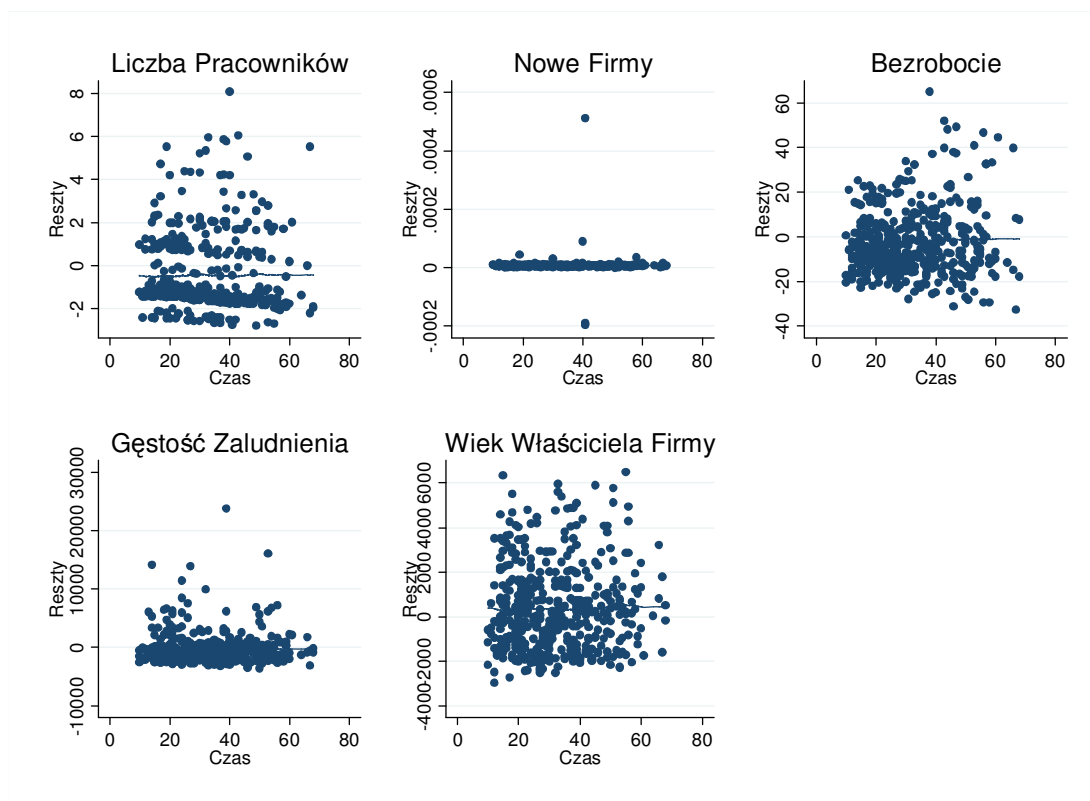
Tabela A1. Wybór najlepszej parametryzacji dla zmiennych ciągłych przy użyciu wielomianów ułamkowych

Zmienna	model	statystyka D	przyrost D	p-value	Wykładnik
Liczba pracowników	m = 1	7143,151	4,633	0,099	0
	m = 2	7138,517	--	--	0,5 2
	model "zerowy"	7161,761	18,61	0,000	
	m = 1	7143,151	--	--	0
Poziom wynagrodzeń	m = 1	7142,264	1,858	0,395	3
	m = 2	7140,406	--	--	3 3
	model "zerowy"	7143,867	1,603	0,449	
	m = 1	7142,264	--	--	3
Zmiana poziomu wynagrodzeń	m = 1	7143,867	3,475	0,176	1
	m = 2	7140,392	--	--	-2 -0,5
	model "zerowy"	7147,91	4,043	0,132	
	m = 1	7143,867	--	--	1
Minimalna efektywna skala produkcji	m = 1	7141,999	1,538	0,464	0
	m = 2	7140,461	--	--	0,5 3
	model "zerowy"	7143,936	1,937	0,380	
	m = 1	7141,999	--	--	0
Udział nowych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie firm	m = 1	7137,18	5,475	0,065	3
	m = 2	7131,705	--	--	-2 3
	model "zerowy"	7146,266	9,087	0,011	
	m = 1	7137,18	--	--	3
Bezrobocie	m = 1	7138,535	2,14	0,343	-0,5
	m = 2	7136,395	--	--	1 2
	model "zerowy"	7149,801	11,266	0,004	
	m = 1	7138,535	--	--	-0,5
Gęstość zaludnienia	m = 1	7125,063	2,993	0,224	-2
	m = 2	7122,069	--	--	-1 2
	model "zerowy"	7132,25	7,187	0,027	
	m = 1	7125,063	--	--	-2
Liczba firmy prywatnych przypadająca na jednego mieszkańca	m = 1	7124,969	0,061	0,970	2
	m = 2	7124,907	--	--	3 3
	model "zerowy"	7126,112	1,143	0,565	
	m = 1	7124,969	--	--	2
Liczba firmy przypadająca na jednego mieszkańca	m = 1	7124,048	0,827	0,661	-0,5
	m = 2	7123,221	--	--	-1 -1
	model "zerowy"	7126,19	2,142	0,343	
	m = 1	7124,048	--	--	-0,5
Wiek	m = 1	5908,477	0,730	0,694	-2
	m = 2	5907,747	--	--	-2 -2
	model "zerowy"	5923,131	14,654	0,001	
	m = 1	5908,477	--	--	-2

Źródło: obliczenia własne

ANEKS A2 Graficzne narzędzia weryfikujące założenie o proporcjonalnym natężeniu pojawiania się porażek w modelu Coxa, gdzie wśród regresorów umieszczono zmienne opisujące właściciela firmy.

Na rysunku A1 zamieszczono wykresy skalowanych reszt Schoenfelda dla poszczególnych zmiennych ciągłych względem czasu. Wskazują one na brak zależności między resztami a zmienną oznaczającą czas, co uznaje się za potwierdzenie założenia o proporcjonalnej funkcji hazardu.



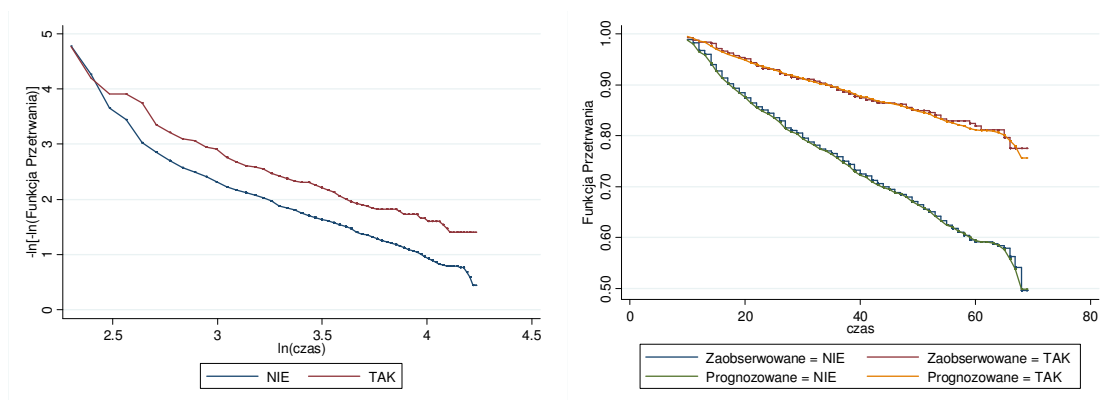
Rysunek A1. Wykres skalowanych reszt Schoenfelda względem czasu

Źródło: Obliczenia własne

Kolejna grupa procedur to techniki graficzne dla zmiennych dyskretnych. Odpowiednio rysunki A2 – A4 odpowiadają regresorowi wskazującemu, czy podmiot prowadzi działalność inwestycyjną, wykształceniu oraz płci właściciela firmy. Konstrukcja i interpretacja ich jest dokładnie taka sama, jak miało to miejsce w przypadku modelu estymowanego na całej dostępnej próbie. Oszacowania zamieszczone na lewym wykresie dla poszczególnych poziomów zmiennej dyskretnej powinny być w przybliżeniu równoległe. Na prawym dokonano porównania estymatora funkcji przetrwania Kaplana – Meiera, który nie bazuje na założeniu o proporcjonalnej funkcji hazardu i powstaje zgodnie z filozofią „niech przemówią dane”, z oszacowaniem uzyskanym na podstawie modelu Coxa. Gdy spełnione

jest założenie o proporcjonalnej funkcji ryzyka, to oba oszacowania dla tego samego poziomu zmiennej dyskretnej powinny być zbliżone do siebie. Analizując poniższe wykresy można dojść do wniosku, iż jedynie poziom wykształcenia budzi pewne zastrzeżenia. Jednakże warto podkreślić, że na ten wynik mają wpływ mało precyzyjne oszacowania dla właścicieli z podstawowym poziomem wykształcenia. Jest to konsekwencją małej liczebności osób w tej grupie – zaledwie 76.

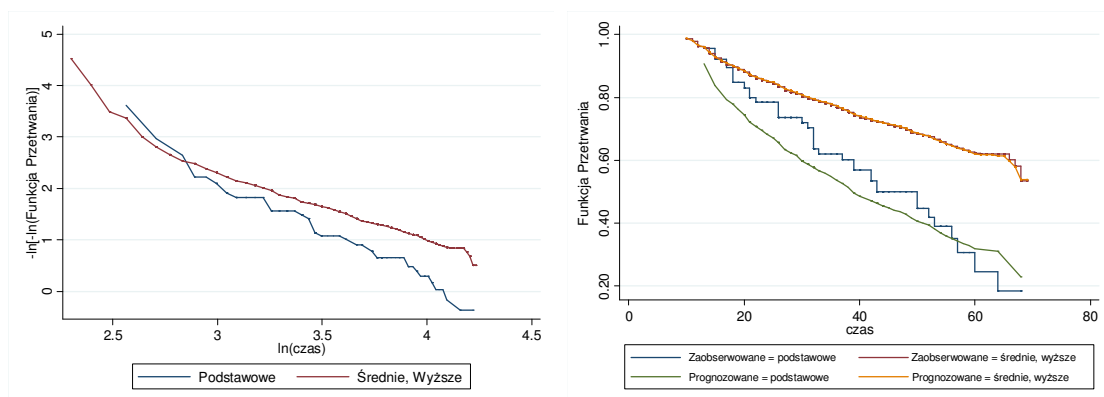
Czy przedsiębiorstwo prowadzi działalność inwestycyjną?



Rysunek A2. Techniki graficzne sprawdzające założenie na temat proporcjonalnej funkcji hazardu dla zmiennej mówiącej, czy prowadzona jest działalność inwestycyjna

Źródło: Obliczenia własne

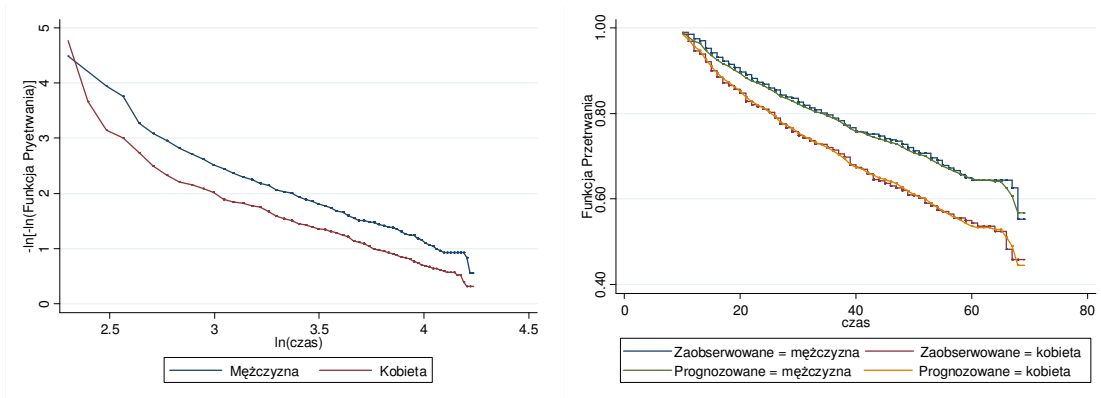
Poziom wykształcenia właściciela firmy



Rysunek A3. Techniki graficzne sprawdzające założenie na temat proporcjonalnej funkcji hazardu dla poziomu wykształcenia właściciela firmy

Źródło: Obliczenia własne

Płeć właściciela firmy



Rysunek A4. Techniki graficzne sprawdzające założenie na temat proporcjonalnej funkcji hazardu dla płci właściciela firmy

Źródło: Obliczenia własne

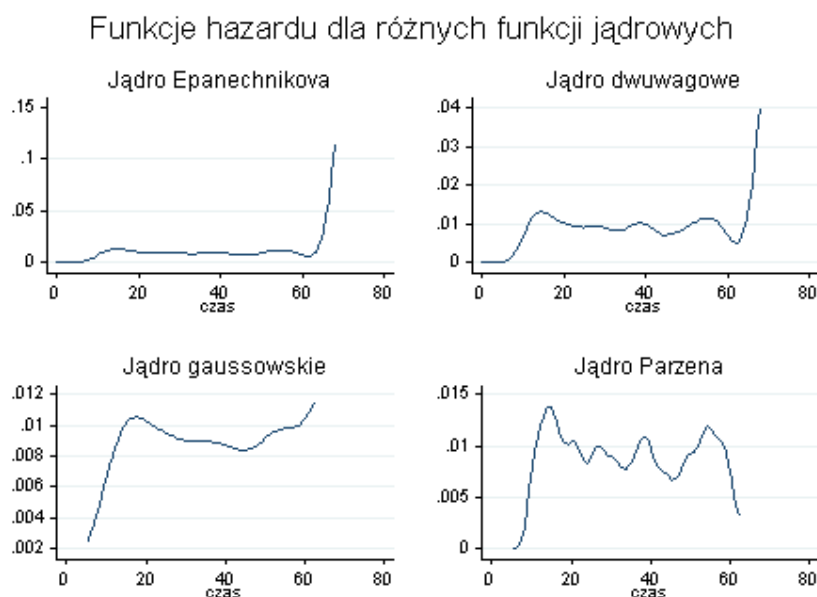
ANEKS A3 Modele parametryczne dla przedsiębiorstw mających osobowość prawną osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich

W tej części pracy modelowaniu parametrycznemu zostaną poddane osoby fizyczne prowadzące działalność gospodarczą, spółki cywilne, jawne oraz partnerskie. Taka redukcja próbki ma na celu dołączenie do analizy informacji na temat właściciela firmy, która jest dostępna tylko dla tej grupy przedsiębiorstw.

W celu wyrobienia sobie poglądu na temat zachowania się funkcji hazardu rozważania rozpoczynają się od podejścia nieparametrycznego. Na rysunku A5 zamieszczono oszacowania funkcji ryzyka dla różnych funkcji jądrowych. Podobnie jak w przypadku całej analizowanej próbki, okno danych zdefiniowano na poziomie 5 miesięcy i użyto dokładnie tych samych funkcji wagowych. Jądro Epanechnikowa oraz dwuwagowe wskazują na rosnące natężenie wychodzenia z rynku do 15 miesiąca prowadzenia działalności, następnie niewielki spadek i stabilizację na zbliżonym poziomie pomiędzy 20 a 60 miesiącem. Po przekroczeniu 60 miesięcy obserwujemy ponowny wzrost funkcji hazardu. Trzeba przypomnieć, iż dla obu tych jąder zastosowano modyfikację w celu radzenia sobie z problemem obciążenia wyników dla pierwszego i ostatniego okna danych, które jest powodowane niewielką liczbą zaobserwowanych wystąpień zjawiska. Dla jądra gaussowskiego oraz Parzena zabieg ten polega na nie estymowaniu funkcji hazardu dla tych dwóch skrajnych przedziałów. Te dwie funkcje wagowe prowadzą do natężenia wychodzenia z rynku, które rośnie pomiędzy 5 a 15 miesiącem obecności na rynku. Po krótkim spadku, następuje stabilizacja do około 50 miesiąca. Jądro gaussowskie generuje hazard bardziej wygładzony, dla jądra Parzena obserwujemy zachowanie mniej ustabilizowane. Po przekroczeniu 50 miesięcy ma miejsce ponowny wzrost funkcji hazardu w przypadku pierwszej wagi, natomiast dla drugiej, po krótkim wzroście, odnotowujemy ponowny spadek.

Wszystkie cztery rozważane nieparametryczne estymatory funkcji hazardu mają pewne cechy wspólne. Po pierwsze, występuje wzrost w pierwszej fazie cyklu życia i jest przyjmowane lokalne maksimum pomiędzy 15 a 20 miesiącem prowadzenia działalności. Następnie mamy do czynienia z lekkim spadkiem i stabilizacją do około 50 – 60 miesiąca. Po przekroczeniu tego momentu, dla trzech funkcji, poza jądrem Parzena, występuje ponowny wzrost hazardu. Zachowanie się ryzyka dla osób fizycznych prowadzących własną działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich jest praktycznie takie same jak dla całej analizowanej próbki (rysunek 5.29). Można zatem oczekiwać, iż model parametryczny, który okazał się najwłaściwszy, gdy analizie poddano wszystkie

przedsiębiorstwa, również teraz okaże się być najlepiej dopasowany do danych. Będzie to więc najprawdopodobniej model Weibulla lub Gompertza, które umożliwiają modelować monotonicznie rosnącą funkcję hazardu.



Rysunek A5. Oszacowania funkcji hazardu dla różnych funkcji jądrowych
Źródło: Obliczenia własne

W tabeli A2 znajdują się oszacowania modelu wykładniczego (druga kolumna) oraz jego rozszerzenia, gdzie wśród regresorów umieszczono schodkowe funkcje czasu. Dla zachowania pełnej porównywalności z estymacjami przeprowadzonymi na całym dostępnym materiale statystycznym, funkcje te zdefiniowano na podstawie przedziałów wyznaczonych przez decyle (trzecia kolumna) i kwintyle (czwarta kolumna) zmiennej oznaczającej długość prowadzenia działalności gospodarczej. Dla obu tych modeli przyjęto za poziom bazowy najniższą grupę kwantylową. Zmienna tt_i wyróżnia i – tą grupę decylową, natomiast t_i i – tą grupę kwintylową. W pierwszej kolumnie, dla porównania, zamieszczono wyniki estymacji semiparametrycznego modelu Coxa. Ponadto przyjęto taką samą parametryzację zmiennych objaśniających w regresjach parametrycznych jak w modelu proporcjonalnego hazardu.

Tabela A2. Wyniki estymacji modelu wykładniczego w metryce hazardu dla osób prowadzących własną działalność gospodarczą, spółek cywilnych i partnerskich

zmienna	cox	model 1	model 2	model 3
nakłady	-0,641	-0,658	-0,652	-0,651
	0,000	0,000	0,000	0,000
ln(liczba pracowników)	-0,469	-0,457	-0,465	-0,463
	0,000	0,000	0,000	0,000
(nowe firmy)^3	0,000007	0,000005	0,000006	0,000005
	0,000	0,000	0,000	0,000
(bezrobocie)^(-0,5)	-2,653	-2,326	-2,620	-2,627
	0,000	0,000	0,000	0,000
(gęstość zaludnienia)^(-2)	-315,475	-299,731	-314,300	-320,883
	0,006	0,008	0,006	0,005
średnie lub wyższe	-0,732	-0,748	-0,745	-0,748
	0,000	0,000	0,000	0,000
pleć	0,396	0,397	0,397	0,399
	0,000	0,000	0,000	0,000
wiek^(-2)	348,110	349,909	348,903	349,582
	0,000	0,000	0,000	0,000
tt_2			-0,200	
			0,320	
tt_3			-0,244	
			0,212	
tt_4			-0,080	
			0,699	
tt_5			-0,292	
			0,162	
tt_6			-0,333	
			0,128	
tt_7			0,063	
			0,746	
tt_8			-0,344	
			0,131	
tt_9			-0,148	
			0,504	
tt_10			0,187	
			0,365	
t_2				-0,075
				0,602
t_3				-0,212
				0,166
t_4				-0,003
				0,982
t_5				0,131
				0,403
stała		-3,201	-2,968	-3,062

		0,000	0,000	0,000
H0: $tt_2 = \dots = tt_{10} = 0$			12,55	
			0,184	
H0: $t_2 = \dots = t_5 = 0$				4,79
				0,310
AIC	5924,48	1891,45	1897,12	1894,60
BIC	5994,56	1970,29	2054,81	2008,48
N	1557	1557	1557	1557

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Pierwszy krok to odpowiedź na pytanie, który z modeli parametrycznych jest najlepiej dopasowany do danych. Oba kryteria informacyjne sugerują wybór zwykłego modelu wykładniczego i tym samym przyjęcia, iż funkcja hazardu bazowego pozostaje na tym samym poziomie w okresie pierwszych pięciu lat prowadzenia działalności gospodarczej. Co prawda oszacowania parametrów przy zmiennych zero – jedynkowych pokazują tendencję zgodną z nieparametrycznymi estymatorami funkcji hazardu – wzrost w pierwszym i ostatnim analizowanym przedziale, jednak są to wahnięcia nieistotne statystycznie. Ponadto test Walda weryfikujący łączną istotność tych zmiennych binarnych pokazuje, iż brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co jest równoważne z redukcją do regresji wykładniczej. Analiza formalnych testów statystycznych oraz kryteriów informacyjnych w procesie modelowania na całej dostępnej próbie przedsiębiorstw sugerowała, iż najlepiej dopasowany do danych jest model wykładniczy z dołączoną funkcją schodkową, gdzie rozważano pięć przedziałów. Jednak trzeba w tym miejscu przypomnieć, iż wybór ten był przede wszystkim powodowany możliwością uchwycenia silnego wzrostu funkcji hazardu dla ostatniego piątego przedziału czasowego. Test Walda sugerował, iż funkcja schodkowa dla pozostałych czterech interwałów była na tym samym poziomie. Dla próbki okrojonej do osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych oraz partnerskich ten wzrost natężenia wychodzenia z rynku dla ostatniego przedziału czasowego okazał się nieistotny statystycznie. Wybór wersji modelu parametrycznego nie ma większego wpływu na oszacowania parametrów, które przyjmują te same rzędy wielkości i pokrywają się z estymatorami uzyskanymi w modelu Coxa. Zatem także dla pomniejszonej próbki analizowanych podmiotów gospodarczych, wyniki uzyskane za pomocą podejścia semiparametrycznego są w pełni zgodne z regresją wykładniczą oraz z jej rozszerzeniami dopuszczającymi zmieniającą się w czasie funkcje hazardu.

Estymacje dla pozostałych modeli parametrycznych są zamieszczone w tabeli A3. Model Weibulla i Gompertza przedstawiono w metryce hazardu i tym samym oszacowania

parametrów są w pełni porównywalne z modelem Coxa, zwykłą regresją wykładniczą i jej rozszerzeniem o funkcje schodkowe. Rząd wielkości estymatorów parametrów nie uległ zmianie – oba modele prowadzą do tych samych wniosków, co wcześniej dokładnie omówiony model proporcjonalnego hazardu. Dlatego też wnikliwa interpretacja ilościowego wpływu zmiennych objaśniających na natężenie wychodzenia z rynku zostaje pominięta. Estymatory parametrów związanych z kształtem funkcji hazardu bazowego, $\ln(p)$ i γ , są dodatnie, co implikuje monotonicznie rosnące ryzyko. Oszacowanie dla modelu Weibulla jest jednak nieistotne statystycznie na poziomie 0,05 (p – value jest równe 0,0518), co implikuje uproszczenie do zwykłej regresji wykładniczej, gdzie funkcja hazardu pozostaje stała w czasie. Parametr kształtu dla rozkładu Gompertza jest już istotny. Oba kryteria informacyjne przyjmują mniejszą wartość dla modelu Gompertza i tym samym sugerują, że to on jest lepiej dopasowany do analizowanych danych niż model Weibulla. Porównanie tych statystyk dla modelu Gompertza ze zwykłą regresją wykładniczą nie daje już tak jednoznacznej odpowiedzi. Statystyka AIC wskazuje na pierwszy, natomiast kryterium Schwartz, mające tendencję do wyboru modeli z mniejszą liczbą szacowanych parametrów, na drugi. Podsumowując dotychczasowe rozważania oparte o podejście parametryczne na temat zachowania hazardu można stwierdzić, iż najbardziej wiarygodna wydaje się funkcja monotonicznie rosnąca. Jest to w pełni zgodne z uprzednio analizowanymi nieparametrycznymi oszacowaniami natężenia wychodzenia z rynku.

Estymacje dla pozostałych trzech modeli: log – normalnego, log – logistycznego oraz gamma, odpowiadają metryce AFT i tym samym pokazują wpływ zmiennych objaśniających na oczekiwaną długość prowadzenia działalności gospodarczej. Wpływ regresorów na prawdopodobieństwo zakończenia działalności w metryce hazardu będzie dokładnie taki sam jak w parametryzacji AFT, o ile oszacowania parametrów będą miały przeciwne znaki. Dla wszystkich zmiennych objaśniających mamy właśnie do czynienia z taką sytuacją.

Tabela A3. Wyniki estymacji modeli parametrycznych dla osób prowadzących własną działalność gospodarczą, spółek cywilnych, jawnych i partnerskich. Model Weibulla i Gompertza są prezentowane w metryce hazardu, log – normalny, log – logistyczny i gamma w metryce AFT.

zmienna	Weibull	Gompertz	log-normalny	log-logistyczny	gamma
nakłady	-0,648 0,000	-0,646 0,000	0,534 0,000	0,535 0,000	0,556 0,000
ln(liczba pracowników)	-0,469 0,000	-0,472 0,000	0,375 0,000	0,377 0,000	0,394 0,000
(nowe firmy) ³	0,000005 0,000	0,000005 0,000	-0,000028 0,0652	-0,000025 0,2733	-0,000005 0,0058
(bezrobocie) ^(-0,5)	-2,714 0,000	-2,813 0,000	2,361 0,000	2,387 0,000	2,348 0,000
(gęstość zaludnienia) ⁽⁻²⁾	-327,553 0,004	-333,795 0,004	252,553 0,004	270,885 0,004	285,227 0,002
średnie lub wyższe	-0,749 0,000	-0,749 0,000	0,706 0,002	0,645 0,002	0,631 0,001
płeć	0,402 0,000	0,403 0,000	-0,358 0,000	-0,349 0,000	-0,348 0,000
wiek ⁽⁻²⁾	355,379 0,000	355,738 0,000	-293,675 0,001	-302,38 0,000	-306,702 0,000
stała	-3,953 0,000	-3,291 0,000	2,949 0,000	2,965 0,000	3,238 0,000
ln(p)	0,188 0,052				
gamma		0,008 0,040			0,929 0,041
ln_sigma			0,084 0,257		-0,140 0,397
ln(gamma)				-0,427 0,000	
AIC	1890,25	1889,27	1895,17	1897,24	1892,29
BIC	1977,86	1976,88	1982,77	1984,84	1964,41
N	1557	1557	1557	1557	1557

Legenda: oszacowania parametrów / p - value

Źródło: obliczenia własne

Kończąc rozważania na temat modeli parametrycznych oszacowanych na okrojonej próbkę, pozostało już tylko omówić wyniki testowania hipotez odnośnie parametrów rozkładu uogólnionego gamma. Umożliwi to sprawdzenie, czy model najbardziej ogólny redukuje się do zagnieżdżonych w nim prostszych wersji: modelu log – normalnego (hipoteza $H_0: \gamma = 0$), Weibulla (hipoteza $H_0: \gamma = 1$) oraz wykładniczego ($H_0: \gamma = \sigma = 1$). Wyniki testu Walda dla tych hipotez zawiera tabela A4.

Tabela A4. Testowanie hipotez zagnieżdżonych za pomocą statystyki Walda
H0: gamma = 0 H0: gamma = 1 H0: gamma = sigma = 1

	H0: gamma = 0	H0: gamma = 1	H0: gamma = sigma = 1
statystyka testowa	4,20	0,02	2,63
p - value	0,041	0,8766	0,269

Źródło: obliczenia własne

Pierwsza z weryfikowanych hipotez, która implikuje redukcję do modelu log – normalnego zostaje odrzucona na poziomie istotności 0,05. W przypadku dwóch kolejnych brak już jest podstaw do ich odrzucenia. Tym samym model gamma redukuje się zarówno do modelu Weibulla, jak i jeszcze prostszego wykładniczego.

Biorąc pod uwagę wyniki formalnych testów oraz wartości kryteriów informacyjnych, najbardziej dopasowany do analizowanych danych wydaje się model Gompertza. Co prawda kryterium informacyjne BIC wskazuje na model wykładniczy, to jednak test statystyczny odrzuca hipotezę zerową implikującą redukcję tego modelu do regresji wykładniczej.

Bibliografia

- [1] **Aalen O.**, *Nonparametric inference for a family of counting processes*, *Annals of Statistics* 6: 701 – 726, 1978.
- [2] **Abdesselam R., Bonnet J., Le Pape N.**, *An explanation of the life span of new French firms*, *Small Business Economics* 23: 237 – 254, 2004.
- [3] **Adamik A. (red.)**, *Kształtowanie konkurencyjności i przewagi konkurencyjnej małych i średnich przedsiębiorstw*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa, 2011.
- [4] **Almus M., Nerlinger E. A.**, *Growth of new technology-based firms: which factors matter?*, *Small Business Economics* 13: 141 – 154, 1999.
- [5] **Audretsch D. B.**, *Innovation, growth and survival*, *International Journal of Industrial Organization* 13: 441 – 457, 1995.
- [6] **Audretsch D. B., Mahmood T.**, *New firms survival: new results using a hazard function*, *The Review of Economics and Statistics* 77: 97 – 103, 1995.
- [7] **Audretsch D., Vivarelli M. V.**, *New firm formation in Italy: a first report*, *Economics Letters* 48: 77 – 81, 1995.
- [8] **Audretsch D. B., Houweling P., Thurik A. R.**, *New-firm survival: industry versus firm effects*, Tinbergen Institute Discussion Papers 97-063/3, 1997.
- [9] **Bates T.**, *Entrepreneur human capital inputs and small business longevity*, *Review of Economics and Statistics* 72: 551 – 559, 1990.
- [10] **Bates T.**, *Self-employment trends among Mexican Americans*, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau, Working Paper No. 90 – 9, 1990.
- [11] **Birch D.**, *The Job Generation Process*, Cambridge, 1979.
- [12] **Blanchflower D. G., Oswald A. J.**, *Entrepreneurship, Happiness and Supernormal Returns: Evidence from Britain and the US*, NBER Working Paper No. 4228, 1992.
- [13] **Blossfeld H. S., Golsch K., Rohwer G.**, *Event history analysis with Stata*, Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey, 2007.
- [14] **Bławat F (red.)**, *Przetrawanie i rozwój małych i średnich przedsiębiorstw*, Scientific Publishing Group, Gdańsk, 2004.
- [15] **Boeri T., Bellmann L.**, *Post-entry behavior and cycle: evidence from Germany*, *International Journal of Industrial Organization* 13: 483 – 500, 1995.
- [16] **Box M.**, *The death of firms: exploring the effects of environment and birth cohort on firm survival in Sweden*, *Small Business Economics* 31: 379 – 393, 2008.

- [17] **Braconier H., Ekholm K.**, *Swedish multinational and competition from high and low wage locations*, *Review of International Economics* 8: 448 – 461, 2000.
- [18] **Bradburd R., Caves R. E.**, *A closer look at the effect of market growth on industries*, *The Review of Economics and Statistics*, 46: 635 – 645, 1982.
- [19] **Breslow E.**, *Covariance analysis of censored survival data*, *Biometrics* 30: 89 – 99, 1974.
- [20] **Brüderl J., Preisendörfer P., Ziegler R.**, *Survival chances of newly founded business organizations*, *American Sociological Review* 57: 227 – 242, 1992.
- [21] *Business Demography in Europe, Results for 10 Member States and Norway*. EC, Luxemburg, 2003.
- [22] **Caves R. E., Khalilzadeh-Shirazi J., Porter E.**, *Scale economics in statistical analyses of market power*, *The Review of Economics and Statistics*, 57: 133-140, 1975.
- [23] **Carroll G. R., Mosakowski E.**, *The career dynamics of self-employed*, *Administrative Science Quarterly* 32: 570 – 589, 1987.
- [24] **Cleves M., Gould W., Gutierrez R., Marchenko Y.**, *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, A Stata Press Publication, 2010.
- [25] **Coase R.**, *The economic nature of the firm*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986.
- [26] **Cox D.**, *Regression Models and Life Tables*, *Journal of the Royal Statistical Society* 34: 187 – 220, 1972.
- [27] **Cox D., Snell E.**, *A general definition of residuals (with discussion)*, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 30: 248 – 275, 1968.
- [28] **Cressy R.**, *Why do most firms die young?*, *Small Business Economics* 26: 103 – 116, 2006.
- [29] **Dominiak P.**, *Sektor MSP we współczesnej gospodarce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, 2005.
- [30] **Dunne P., Hughes A.**, *Age, size, growth and survival: UK companies in the 1980s*, *The Journal of Industrial Economics* 42: 115 – 140, 1994.
- [31] **Dunne T., Roberts M. J., Samuelson L.**, *Patterns of firm entry and exit in U. S. manufacturing industries*, *Rand Journal of economics* 19: 495 – 515, 1988.
- [32] **Du Rietz A., Henrekson M.**, *Testing the female underperformance hypothesis*, *Small Business Economics* 14: 1 – 10, 2000.
- [33] **Efron B.**, *The efficiency of Cox's likelihood function for censored data*, *Journal of the American Statistical Association* 72: 557 – 565, 1977.

- [34] **Ericson R., Pakes A.**, *Markov perfect industry dynamics: a framework for empirical work*, Review of Economic Studies 62: 53 – 82, 1995.
- [35] **Esteve-Perez S., Mañez-Castillejo J. A.**, *The resource-based theory of the firm and firm survival*, Small Business Economics 30: 231 – 249, 2006.
- [36] **Evans D. S., Leighton L. S.**, *Small business formation by unemployed and employed workers*, Small Business Economics 2: 319 – 330, 1990.
- [37] **Frank M.**, *An intertemporal model of industrial exit*, Quarterly Journal of Economics 103: 333 – 344, 1988.
- [38] **Gajek L., Kałuszka M.**, *Wnioskowanie statystyczne, Modele i Metody*, Wydawnictwo Naukowo - Techniczne, 2000.
- [39] **Gerlach K., Wagner J.**, *Regional differences in small firm entry in manufacturing industries: Lower – Saxony, 1979 – 1991*, Entrepreneurship & Regional Development 6: 63 – 80, 1994.
- [40] **Geroski P. A.**, *What do we know about entry?*, International Journal of Industrial Organization 13: 421 – 440, 1995.
- [41] **Ghemawat P., Nalebuff B.**, *Exit*, The RAND Journal of Economics 16: 184 – 194, 1985.
- [42] **Ghemawat P., Nalebuff B.**, *The Devolution of Declining Industries*, Quarterly Journal of Economics 105: 168 – 186, 1990.
- [43] **Gort M., Klepper S.**, *Time paths in the diffusion of product innovations*, The Economics Journal 92: 630 – 653, 1982.
- [44] **Grambsch P., Therneau T.**, *Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals*, Biometrika 81, 515 – 526, 1994.
- [45] **Gutierrez R. G.**, *Parametric frailty and shared frailty survival models*, Stata Journal 2: 22 – 44, 2002.
- [46] **Gutierrez R. G., Carter S. L., Drukker D. M.**, *On boundary – value likelihood ratio tests*, Stata Technical Bulletin 60: 15 – 18, 2001.
- [47] **Hannan M.**, *Rethinking age dependence in organizational mortality: logical formalizations*, American Journal of Socjology 104: 126 – 164, 1998.
- [48] **Harrington P., Fleming T.**, *A class of rank test procedures for censored survival data*, Biometrika 69: 553 – 566, 1982.
- [49] **Hébert R. F., Link A. N.**, *In search of the meaning of entrepreneurship*, Small Business Economics 1: 39 – 49, 1989.

- [50] **Homer D., Lemeshow S., May S.**, *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*, New York, Wiley, 2008.
- [51] **Jackson J. E., Klich J., Poznańska K.**, *Firm creation and economic transitions*, *Journal of Business Venturing* 14: 427 – 450, 1999.
- [52] **Jackson J. E., Klich J., Poznańska K.**, *Nowe przedsiębiorstwa w transformacji gospodarki polskiej*, *Gospodarka Narodowa* 5/6: , 2000
- [53] **Jovanovic B.**, *Selection and the evolution of industry*, *Econometrica* 50: 649 – 670, 1982.
- [54] **Julien P. A.**, *Small businesses as a research subject: some reflections on knowledge of small businesses and its effects on economic theory*, *Small Business Economics* 5: 157 – 166, 1993.
- [55] **Kalbfleisch J. D., Prentice R. L.**, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley, 2002.
- [56] **Kaplan L., Meier P.**, *Nonparametric estimation from incomplete observations*, *Journal of the American Statistical Association* 53: 457 – 481, 1958.
- [57] **Keeble D., Walker S.**, *New firms, small firms and dead firms: spatial patterns and determinants in the United Kingdom*, *Regional Studies*, 28: 411 – 427, 1994.
- [58] **Klein J. P., Moeschberger M. L.**, *Survival Analysis, Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer, New York, 2003.
- [59] **Konings J., Xavier A.**, *Firm growth and survival in a transition country: micro evidence from Slovenia*, <http://www.econ.kuleuven.ac.be/licos/DP/LicosDP114.pdf>, 2002.
- [60] **Lachniewicz S., Matejun M. (red.)**, *Zarządzanie rozwojem małych i średnich przedsiębiorstw*, Wolters Kluwer Polska Sp. z o. o., Warszawa, 2011.
- [61] **Lawrence P., Lorsch J.**, *Organization and Environment*, Cambridge: Harvard University Press, 1967.
- [62] **Lucas R. E.**, *On the size distribution of business firms*, *The Bell Journal of Economics* 9: 508 – 523, 1978.
- [63] **Łuczka Teresa (red.)**, *Małe i średnie przedsiębiorstwa. Szkice o współczesnej przedsiębiorczości*, Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, Poznań, 2007.
- [64] **Mahmood T.**, *Does the hazard rate of new plants vary between low- and high-tech industries*, *Small Business Economics* 4: 201 – 209, 1992.
- [65] **Mansfield E.**, *Entry, Gibrat's Law, innovation, and the growth of firms*, *American Economics Review*, 52: 1023 – 1051, 1962.

- [66] **Marubini E., Valsecchi M. G.**, *Analysing Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*, Wiley, Chichester, 2005.
- [67] **Mata J., Portugal P.**, *Life duration of new firms*, Journal of Industrial Economics 42: 227 – 246, 1994.
- [68] **Matejun M. (red.)**, *Wspomaganie i finansowanie rozwoju małych i średnich przedsiębiorstw*, Difin, Warszawa, 2011.
- [69] **Melitz J. P.**, *The impact of trade in intra-industry reallocations and aggregate industry productivity*, Econometrica 71: 1695 – 1725, 2003.
- [70] **Min P. G.**, *From white-collar occupations to small business: Korean immigrants' occupational adjustment*, Sociological Quarterly 25: 333 – 352, 1984.
- [71] **Murray Z. F.**, *An intertemporal model of industrial exit*, The Quarterly Journal of Economics 103: 333 – 344, 1988.
- [72] **Nelson W.**, *Theory and applications of hazard plotting for censored failure data*, Technometrics 14: 945 – 965, 1972.
- [73] **Noga A.**, *Teorie przedsiębiorstw*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, 2009.
- [74] **Nucci A. R.**, *The demography of business closings*, Small Business Economics 12: 25 – 39, 1999.
- [75] **O'Farrell P., Hitchins D.**, *Alternative theories of small-firm growth: a critical review*, Environment and Planning 20: 1365 – 1383, 1988.
- [76] **Peto R., Peto J.**, *Asymptotically efficient rank invariant test procedures*, Journal of the Royal Statistical Society 135: 185 – 206, 1972.
- [77] **Prentice L.**, *Linear rank tests with right-censored data*, Biometrika 65: 167 – 179, 1978.
- [78] *Survival analysis and epidemiological tables, release 11*, A Stata Press Publication, College Station, Texas, 2007.
- [79] *Stata base reference manual, release 11*, A Stata Press Publication, College Station, Texas, 2009.
- [80] *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2005 – 2006*, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa, 2007.
- [81] *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2007 – 2008*, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa, 2009.
- [82] *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2008 – 2009*, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa, 2010.

- [83] **Repkice A., Walsh P.**, *European trade and foreign direct investment U-shaping industrial output in Central and Eastern Europe: theory and evidence*, *Journal of Comparative Economics* 27: 730 – 752, 1999.
- [84] **Rosa P., Carter S., Hamilton D.**, *Gender as a determinant of small business performance: insights from a British study*, *Small Business Economics* 8: 463 – 478, 1996.
- [85] **Royston P., Altman D. G.**, *Using fractional polynomials to model curved regression relationships*, *Stata Technical Bulletin* 21: 11 – 23, 1994.
- [86] **Royston P., Altman D. G.**, *Regression using fractional polynomials of continuous covariates: Parsimonious parametric modeling (with discussion)*, *Applied Statistics* 43: 429 – 467, 1994.
- [87] **Schumpeter J.**, *Teoria rozwoju gospodarczego*, PWN, Warszawa, 1960.
- [88] **Segarra A., Callejón M.**, *New firms' survival and market turbulence: new evidence from Spain*, *Review of Industrial Organization* 20: 1 – 14, 2002.
- [89] **Schary M. A.**, *The probability of exit*, *RAND Journal of Economics* 22: 339 – 353, 1991.
- [90] **Siegfried J. J., Evans L. B.**, *Empirical studies of entry and exit: a survey of the evidence*, *Review of Industrial Organization* 9: 121 – 155, 1994.
- [91] **Skowronek – Mielczarek A.**, *Regionalne uwarunkowania rozwoju małych i średnich przedsiębiorstw*, [w:] Matejun M. (red.), *Wspomaganie i finansowanie rozwoju małych i średnich przedsiębiorstw*, Difin, Warszawa, 2011.
- [92] **Skowronek – Mielczarek A., Leszczyński Z. (red.)**, *Analiza działalności i rozwoju przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa, 2008.
- [93] **Storey D. J.**, *The birth of new firms—Does unemployment matter? A review of the evidence*, *Small Business Economics* 3: 167 – 178, 1991.
- [94] **Strotmann H.**, *Entrepreneurial survival*, *Small Business Economics* 28: 87-104, 2007.
- [95] **Strużycki M. (red.)**, *Małe i średnie przedsiębiorstwa w świetle Strategii Lizbońskiej*, Oficyna wydawnicza SGH, Warszawa, 2008.
- [96] **Strużycki M. (red.)**, *Małe i średnie przedsiębiorstwa w gospodarce regionu*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, 2008.
- [97] **Szymański D.**, *Wzrost małych przedsiębiorstw w Polsce a ich wielkość – empiryczna weryfikacja prawa Gibrata*, *Zeszyty Naukowe Uczelni Warszawskiej im. Marii Skłodowskiej – Curie* 30: 9 – 83, 2010.

- [98] **Szymański D.**, *Analiza przeżywalności małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce przy użyciu semiparametrycznego modelu proporcjonalnego hazardu*, [w:] Lachniewicz S., Matejun M. (red.), *Zarządzanie rozwojem małych i średnich przedsiębiorstw*, Wolters Kluwer Polska Sp. z o. o., Warszawa, 2011.
- [99] **Tarone E., Ware J.**, *On distribution-free tests for equality of survival distributions*, *Biometrika* 64: 156 – 160, 1977.
- [100] **Therneau T. M., Grambsch P. M.**, *Modelling Survival Data: Extending the Cox Model*, Springer, New York, 2000.
- [101] **Tveteras R., Eide G. E.**, *Survival of new plants in different industry environments in Norwegian manufacturing: a semi-proportional Cox model approach*, *Small Business Economics* 14: 65 – 82, 2000.
- [102] **Walsh P., Whelan C.**, *Firm performance and the political economy of corporate governance: survey evidence from Bulgaria, Hungary, Slovakia and Slovenia*, *Economic Systems* 25: 85 – 112, 2001.
- [103] **Zagoździńska I. (red.)**, *Warunki powstawania i działania oraz perspektywy rozwojowe polskich przedsiębiorstw powstałych w latach 2002 – 2006*, Główny Urząd Statystyczny – Departament Przedsiębiorstw i Cen, Warszawa, 2008.
- [104] **Zakrzewska – Bielawska A. (red.)**, *Wyzwania rozwojowe małych i średnich przedsiębiorstw*, Difin, Warszawa, 2011.