

ARKADIUSZ ŚWIADEK, MAGDALENA WOJCIECH

ANALIZA SKŁONNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW Z WIODĄCYCH REGIONÓW POLSKI DO INWESTOWANIA W NOWE ŚRODKI TRWAŁE Z WYKORZYSTANIEM MODELU LOGITOWEGO UWZGLĘDNIAJĄCEGO INTERAKCJE ZMIENNYCH JAKOŚCIOWYCH

1. WPROWADZENIE

Transfer technologii jest powszechnie rozumiany jako przekazanie danych, informacji, wzorców, praktyk, procedur niezbędnych do konkurowania i kreowania wartości dodanej organizacji. Głodek i Gołębiowski rozróżniają w warunkach rynkowych transfer technologii pasywny (bierny), w którym przedsiębiorstwo pozyskuje gotową do wykorzystania technologię (środki trwałe) ze źródeł zewnętrznych i nie wspomaga jej implementacji własnymi pracami badawczo-rozwojowymi, oraz aktywny, gdy zakup i zastosowanie nowych technologii są wspomagane własnymi pracami badawczo-rozwojowymi (Głodek, Gołębiowski, 2006, s. 11). Transfer technologii w formie pasywnej jest równoznaczny z wąskim rozumieniem komercjalizacji technologii – nabycie, instalacja i użytkowanie nowego środka trwałego.

Zakup dotychczas niestosowanych maszyn i urządzeń technicznych (nowe środki trwałe) to szybki i prosty, ale jednocześnie pasywny sposób pozyskania technologii, ponieważ jest ona już gotowa do użycia. Ryzyko związane z niepowodzeniem jej wdrożenia jest stosunkowo niewielkie, ponieważ po pierwsze, kupowana maszyna jest już zazwyczaj sprawdzona przez innych użytkowników, a po drugie, kupujący uzyskuje zwykle gwarancję działania maszyny oraz wsparcie w jej wdrażaniu do funkcjonowania.

Aktywność innowacyjna od strony nakładów w przedsiębiorstwie jest określana jako wejście (ang. *input*) do systemu przemysłowego. W jego skład wchodzi: nakłady na działalność badawczo-rozwojową, inwestycje w nowe środki trwałe, w tym budynki, budowle oraz maszyny i urządzenia techniczne czy zakupy nowego oprogramowania komputerowego (GUS, 2013). W gospodarkach wysoko rozwiniętych dominujący udział przypada nakładom B+R. Oznacza to, że przedsiębiorstwa tam zlokalizowane głównie ponoszą na samodzielne opracowywanie nowych technologii, z rzadka wspierając się gotowymi rozwiązaniami technologicznymi opracowywanymi w innych podmiotach w postaci maszyn i urządzeń. Z kolei w krajach rozwijających się głównym mechanizmem pozyskania nowych technologii jest zakup gotowych rozwiązań w postaci inwestycji w maszyny i urządzenia techniczne, opro-

gramowanie komputerowe czy inwestycji w nowe budynki związane z uruchomieniem produkcji wyrobów innowacyjnych.

Celem artykułu jest analiza skłonności przedsiębiorstw z wiodących regionów Polski do ponoszenia wydatków na inwestycje w nowe środki trwałe. Dane pochodzą z autorskich badań prowadzonych systematycznie, w zależności od posiadanych zasobów kadrowych, w formie kwestionariusza ankiety, w analizowanych województwach w latach 2007–12. Miały one na celu ocenę wpływu wybranych czynników na pasywny transfer nowych technologii do przedsiębiorstw przemysłowych zlokalizowanych w Polsce.

Aktywność innowacyjna w krajowym systemie gospodarowania na tym etapie jego rozwoju jest zdeterminowana przede wszystkim implementacją gotowych rozwiązań technologicznych – według GUS przypada na nie 75% łącznych wydatków na działalność innowacyjną (Bank Danych Lokalnych, 2015). Skalę i znaczenie tego zjawiska potwierdzają badania prowadzone w Polsce, według których szanse na wprowadzanie nowych procesów technologicznych na skutek zakupu nowych maszyn i urządzeń w porównaniu do działalności B+R są aż dziesięciokrotnie wyższe, gdy nowych wyrobów o 36,1% (Mińska-Stuzik, 2013, s. 8–10). Oznacza to, że przedsiębiorstwa w Polsce realizują w dalszym ciągu przede wszystkim strategię zależności technologicznej, która jest naturalną i oczekiwaną konsekwencją zacofania naszej gospodarki w tym obszarze. Kolejnym osiągniętym etapem będzie strategia imitacyjna i dalej, zgodnie z koncepcją ewolucyjną, defensywna oraz ofensywna (por. Xiao i inni, 2013, s. 751), z trudnym jednak do oszacowania czasem ich osiągnięcia, ponieważ wydatki na działalność badawczo-rozwojową w Polsce, mimo rosnącego trendu, są znacznie niższe niż w rozwiniętych krajach (por. GUS, 2013, s. 54). Oznacza to tym samym, że luka technologiczna w dalszym ciągu raczej rośnie niż maleje (por. Geronikolaou, Mourmouris, 2015, s. 259). Jednocześnie należy zaznaczyć, że skłonność do ponoszenia nakładów na środki trwałe przez badane przedsiębiorstwa, jest tożsame z deklaracją w trakcie trwania badania ankietowego zakupu co najmniej jednego takiego środka w ostatnich trzech latach, zgodnie z międzynarodową metodologią stosowaną przez wszystkie kraje OECD (OECD, 2005). Niestety słabością takiego rozwiązania jest niemożliwość wykonania obliczeń na danych ciągłych w zakresie wartości ponoszonych nakładów, a jedynie ograniczenie do stwierdzenia („tak” lub „nie”), że takie zdarzenie miało miejsce. Warto odnotować, że szczegółowymi danymi źródłowymi dysponuje Główny Urząd Statystyczny, jednak bez możliwości uzyskania dostępu do danych pierwotnych w celu wykonania obliczeń. Stąd to uproszczone, ale jednocześnie systemowe i oryginalne ujęcie problemu badawczego realizowane bez jakiegokolwiek dofinansowania, mimo wielokrotnych prób jego pozyskania.

Rozpatrywano przedsiębiorstwa z różnych sektorów ze względu na liczbę zatrudnionych osób oraz typ własności. Przyjęto cztery podstawowe klasy wielkości przedsiębiorstw: mikro, małe, średnie i duże. Rozróznięto trzy sektory własności prywatnej: krajową, zagraniczną oraz mieszaną.

Przyjęcie do badania w postaci niometrycznej predyktorów było podyktowane koniecznością wykonania systemowego badania w skali kraju, co było tożsame z potrzebą zebrania znacznej liczby wypełnionych formularzy ankietowych, a zatem maksymalnego uproszczenia pytań w nim zawartych, co rzecz jasna posiada swoje pozytywne, jak i negatywne cechy. W celu określenia siły i kierunku wpływu wyróżnionych predyktorów na skłonność przedsiębiorstw do inwestowania w nowe środki trwałe zbudowano model regresji logistycznej z uwzględnieniem interakcji. Wzięcie pod uwagę faktu, że efekt oddziaływania badanych czynników może być bardziej złożony, wyrażony poprzez ich interakcje, przekłada się w praktyce często na trudności związane z interpretacją wyników estymacji. W związku z powyższym, w artykule szeroko wykorzystano metody graficznej prezentacji uzyskanych wyników oraz zwrócono uwagę na ich interpretację.

1. TEORETYCZNE UZASADNIENIE PRZYJĘTYCH ZMIENNYCH ORAZ CHARAKTERYSTYKA DANYCH ŹRÓDŁOWYCH

W artykule ograniczono się do przedsiębiorstw z najlepiej rozwiniętych (wiodących) regionów administracyjnych (województw) Polski, w których produkcja przemysłowa stanowiła w 2012 roku 71,2% produkcji krajowej (Bank Danych Lokalnych, 2015): WP – wielkopolskiego, DŚ – dolnośląskiego, MP – małopolskiego, MZ – mazowieckiego, PM – pomorskiego, ŚL – śląskiego, jednak przeprowadzonym w latach 2007–2012 badaniem ankietowym objęto wszystkie województwa w Polsce. Wzięło w nim udział 4173 przedsiębiorstw z powyższych województw, z czego do analizy statystycznej zakwalifikowano 3913 podmiotów. Wśród tych przedsiębiorstw przemysłowych 918 było z Wielkopolski, 492 z Dolnego Śląska, 500 z Małopolski, 674 z Mazowsza, 680 z Pomorza i 649 ze Śląska. W badanej grupie 36% stanowiły przedsiębiorstwa mikro, 36,8% firmy małe, 21,4% średnie i 5,8% duże przedsiębiorstwa. Wybór padł na wskazane województwa, ponieważ między nimi a regionami w bardziej rozwiniętych krajach istnieją najmniejsze dysproporcje strukturalne w zakresie stosowanych technologii, choć i tak są one znaczne.

Biorąc pod uwagę tradycyjne determinanty działalności innowacyjnej, nad którymi w literaturze stale trwają dyskusje a poglądy na temat ich roli ewoluują w czasie (Gil, Figueiredo, 2013, s.158; Herrera, Sanchez-Gonzales, 2013, s.152; Audretsch, 1995, s. 130; Drucker, 1992, s. 189), zdecydowano się przyjąć do badania kryterium wielkości i własności przedsiębiorstw.

Określenie roli wielkości przedsiębiorstwa jaką odgrywa w kształtowaniu działalności innowacyjnej nie jest w literaturze przedmiotu zjawiskiem nowym, lecz stale aktualnym, na co wskazują ciągle pojawiające się publikacje w tej problematyce (Pérez-Cano, 2013, s. 215–226; Gil, Figueiredo, 2013, s. 129–161; Herrera, Sánchez-González, 2013, s. 137–155). Znaczenie tej determinanty ewoluowało w czasie i zmieniało się dość radykalnie. U podstaw teorii innowacji uznawano, że aktyw-

ność technologiczna pozostaje domeną dużych przedsiębiorstw i jest konsekwencją niedoskonałej konkurencji (szerzej Schumpeter, 1960; Kamien, Schwartz, 1975, s. 1). W latach osiemdziesiątych ubiegłego wieku podejście to zostało jednak dość mocno zmodyfikowane przez Petera Druckera, który dowiódł większej roli sektora MŚP w procesach innowacyjnych, zwracając uwagę na wagę procesu dyfuzji (szerzej Drucker, 1992). Jednocześnie intensywność innowacyjna w sektorze mikro i małych przedsiębiorstw jest rzadko wspierana własną działalnością B+R (w przeciwieństwie do średnich i dużych przedsiębiorstw), a bazuje przede wszystkim na pozyskiwaniu nowych technologii w postaci ucieleśnionej (środki trwałe) ze źródeł zewnętrznych (Pellegrino i inni, 2010, s.18). Dyskusja ta w dalszym ciągu nie jest zakończona, a problem znaczenia wielkości przedsiębiorstw w kontekście rozwoju technologii uznawana jest obecnie za zjawisko o bardziej heterogenicznej i ewolucyjnej naturze, niż sądzono dotychczas. W dalszym ciągu istnieją tezy, że w Polsce poprawa zaawansowania technologicznego powinna być skoncentrowana w podmiotach dużych (Janasz, 2005, s. 140). Jest to koncepcja właściwa dla krajów gospodarczo słabo rozwiniętych, gdzie przedsiębiorczość i innowacyjność nie są właściwie wykształcone i daleko im do zjawiska o powszechnym charakterze.

Określenie wpływu własności przedsiębiorstw na aktywność innowacyjną również nie jest zjawiskiem jednoznacznym i prostym. Przedsiębiorstwa zagraniczne dysponują nietypowymi zasobami w postaci wiedzy, nowych technologii, rozpoznawalnej marki, czy rozbudowanej sieci dystrybucji, do których nie mają dostępu podmioty krajowe (Dunning, 1981, s. 10; Helpman i inni, 2004, s. 302). Do przewag podmiotów zagranicznych zaliczymy również zdolności organizacyjne i w obszarze zarządzania oraz szerokie doświadczenia praktyczne (Bloom, Van Reenen, 2010 s. 211). Co więcej, takie doświadczenia podlegają transferowi między oddziałami zlokalizowanymi w różnych krajach przez sieci wewnętrzne (Gupta, Govindarajan, 2000, s. 492; Williams, Lee, 2009, s. 1383; Zanfei, 2000, s. 515–542). Dzięki takim czynnikom mogą one prowadzić działalność innowacyjną nawet opartą na istniejących technologiach, ale przy niższych kosztach. Podmioty niewchodzące w skład grupy kapitałowej nie mogą korzystać z takich korzyści.

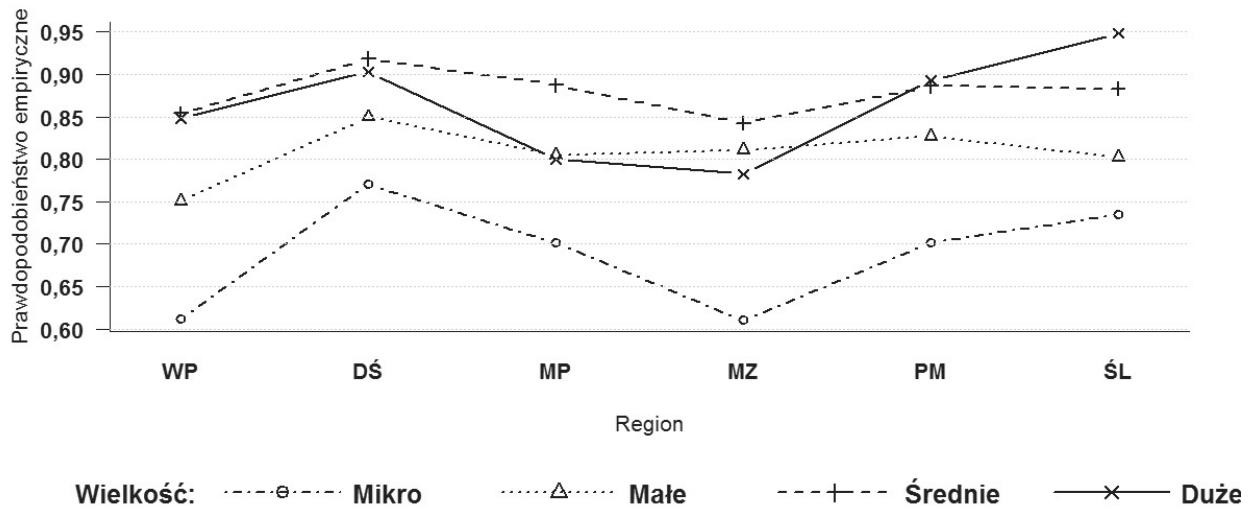
W efekcie przeprowadzonych analiz powinniśmy pozyskać wiedzę czy przedsiębiorstwa zagraniczne działające w Polsce przyjmują strategię konserwatywną, agresywną czy zbalansowaną (por. Williams, Lee, 2009, s.1376) oraz czy, zgodnie z trendami obserwowanymi na świecie, wzrasta ich zaangażowanie w tworzenie, użytkowanie i modyfikację wiedzy (Zanfei, 2000, s. 515)?

Przedsiębiorstwa krajowe również są systematycznie badane, o czym świadczy bogata literatura przedmiotu (De Massis i inni, 2013, s. 10–31; Villalonga, Amit, 2009, s. 3047–3091; De Massis i inni, 2012, s. 9). Czynnikami wyróżniającymi te podmioty są unikalne zasoby w zakresie osobistego zaangażowania, zarządzania, czy posiadanie niepowtarzalnych zasobów wynikających ze specyfiki ich lokalizacji geograficznej, a które łącznie mogą przyczynić się w istotny sposób do tworzenia rozwiązań innowacyjnych (Habbershon, Williams, 1999, s. 165; Sirmon, Hitt,

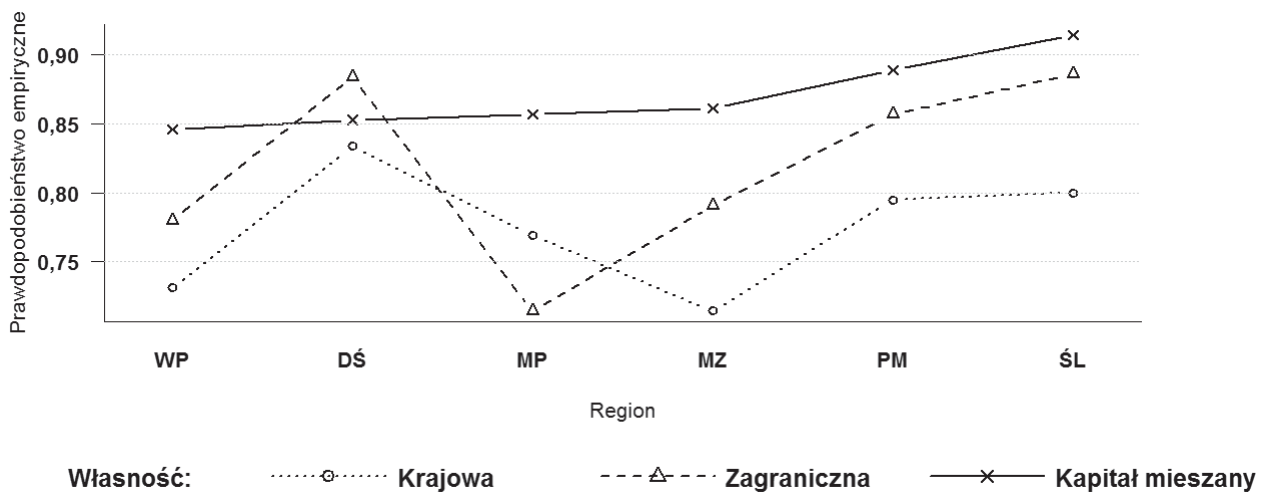
2003, s. 354). Ponadto, krajowe przedsiębiorstwa charakteryzują się specyficznymi strukturami organizacyjnymi, które kreują niepowtarzalne normy zachowań tworząc unikalne przewagi (Gedajlovic, Carney, 2010, s. 903; Jensen, Meckling, 1976, s. 305; Gedajlovic i inni, 2004, s. 906). Podnosi się również fakt, że specyfika kapitału krajowego może decydować o bardziej otwartym postrzeganiu i efektywnym wykorzystywaniu źródeł wiedzy znajdujących się poza przedsiębiorstwem (Sirmon, Hitt, 2003, s. 341). Jednocześnie decyzje dotyczące zaangażowania w procesy innowacyjne w tych przedsiębiorstwach są często efektem obaw o utratę kontroli nad kierunkami rozwoju technologii (Kotlar i inni, 2012, s. 15). Nie należy zapomnieć, że ważną determinantą poziomu zaangażowania przedsiębiorstw krajowych w działalność innowacyjną jest system społeczno-gospodarczy, w którym funkcjonują, jego tradycje, poziom zaufania, dojrzałość rynkowa, czy skłonność podmiotów do podejmowania ryzyka.

O ile siła ciężkości aktywności innowacyjnej w krajach rozwiniętych należy do grupy sektora małych i średnich przedsiębiorstw oraz podmiotów krajowych, o tyle w krajach rozwijających się, ze względu na dystans technologiczny, aktywność owa zależy głównie od dużych i średnich przedsiębiorstw oraz z perspektywy własności: do podmiotów zagranicznych i tych o mieszanej strukturze własności (Świadek, 2014, s. 136; Świadek, 2012, s. 20). Na tej podstawie powstaje pytanie: na jakim etapie rozwoju znajduje się Polska po ponad dwudziestu pięciu latach transformacji systemowej?

Analizując wpływ wskazanych trzech jakościowych predyktorów na badane zjawisko założono, że może między nimi zachodzić interakcja drugiego stopnia. W celu graficznej, nieformalnej oceny tej interakcji wykonano dla każdej kombinacji poziomów par zmiennych, wykresy empirycznych wartości prawdopodobieństwa tego, że przedsiębiorstwo inwestowało w dotychczas niestosowane środki trwałe (rysunki 1–3). Wzajemne położenie linii łamanych, które nie są do siebie równoległe, może wskazywać na to, że wpływ wielkości przedsiębiorstwa na jego inwestycje w nowe środki trwałe jest silnie modyfikowany przez typ własności tego przedsiębiorstwa (rysunek 3). Natomiast interakcje między pozostałymi zmiennymi nie są już tak silne. Najsłabsza wydaje się być interakcja zmiennych zilustrowana na rysunku 1, gdzie z wyjątkiem dużych firm, zależność między wielkością firmy a jej wydatkami związanymi z inwestowaniem w nowe środki trwałe nie przebiega w odmienny sposób, w rozważanych województwach. W tym sektorze mikro przedsiębiorcy zdecydowanie wykazywali najniższą aktywność związaną z omawianymi inwestycjami. Należy jednak zwrócić uwagę, że w każdej z badanych kombinacji wariantów predyktorów (rysunki 1–3), większość badanych firm (powyżej 60%) ponosiła wydatki na inwestycje w dotychczas niestosowane środki trwałe.



Rysunek 1. Wykres prawdopodobieństw empirycznych inwestycji firmy w nowe środki trwałe w zależności od kombinacji wariantów predyktorów: regionu i wielkości przedsiębiorstwa
 Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja `interaction.plot`, pakiet `stats`.



Rysunek 2. Wykres prawdopodobieństw empirycznych inwestycji firmy w nowe środki trwałe w zależności od kombinacji wariantów predyktorów: regionu i typu własności firmy
 Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja `interaction.plot`, pakiet `stats`.



Rysunek 3. Wykres prawdopodobieństw empirycznych inwestycji firmy w nowe środki trwałe w zależności od kombinacji wariantów predyktorów: wielkości i typu własności firmy

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja `interaction.plot`, pakiet `stats`.

2. CHARAKTERYSTYKA MODELU LOGITOWEGO

Analizowana jest skłonność¹ przedsiębiorstwa do inwestowania w dotychczas niestosowane środki trwałe. W związku z tym obserwowana zmienna zero-jedynkowa reprezentuje fakt, czy dane przedsiębiorstwo ponosiło wydatki, czy też nie, na te inwestycje. Formalnie, celem jest modelowanie dychotomicznej zmiennej Y w zależności od zmiennych objaśniających X_1, X_2, \dots, X_k . Relację między zero-jedynkową zmienną Y a zmiennymi objaśniającymi można opisać za pomocą modelu logitowego. Zmienne objaśniające mogą mieć zarówno charakter ilościowy jak i jakościowy a modelowanie logitowe można rozszerzyć do przypadku, gdy zmienna Y jest zmienną wielomianową, czyli może przyjąć jeden z wielu dyskretnych wariantów (zob. np. Gruszczyński, 2012; Gatnar, Walesiak 2011; Greene, 2000). Rozważmy przypadek, w którym zakładamy, że obserwowana zmienna o wartościach zero-jedynkowych $Y_i \in \{0,1\}$ ma rozkład Bernoulliego z prawdopodobieństwem sukcesu $p_i \in (0,1)$ równym:

$$\begin{aligned}
 p_i &= E(Y_i | X_1 = x_{i1}, X_2 = x_{i2}, \dots, X_k = x_{ik}) = P(Y_i = 1 | X_1 = x_{i1}, X_2 = x_{i2}, \dots, X_k = x_{ik}) = \\
 &= F(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}) = \frac{1}{1 + \exp(-(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}))},
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

¹ W modelu logitowym zakłada się, że modeluje się ukrytą, nieobserwowalną zmienną (ang. *latent variable*), która reprezentuje skłonność jednostki obserwacji do przyjmowania stanu $Y = 1$. Relację między tymi zmiennymi (nieobserwowalną, ukrytą i obserwowalną Y) można znaleźć w (zob. np. Gruszczyński, 2012, s. 74–75; Gatnar, Walesiak, 2011, s. 101).

gdzie F jest dystrybuantą rozkładu logistycznego, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ są to nieznanne parametry modelu o wartościach rzeczywistych oraz x_{ij} jest to wartość j -tej zmiennej objaśniającej dla i -tego obiektu ($i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, k$).

Model logistyczny jest szczególnym przypadkiem uogólnionego modelu liniowego, w którym zakłada się, że funkcja wiążąca (ang. *link function*) jest funkcją *logit* zdefiniowaną następująco:

$$\text{logit}(p_i) = F^{-1}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}, \quad \text{logit}(p_i) \in (-\infty, \infty) \quad (2)$$

gdzie F^{-1} jest funkcją odwrotną do dystrybuanty F rozkładu logistycznego.

Powyższy, standardowy model logitowy, w którym efekt oddziaływania zmiennych objaśniających jest addytywny, możemy rozszerzyć uwzględniając interakcje między nimi. Interakcje takie mają miejsce, gdy efekt oddziaływania jednej zmiennej jest modyfikowany wielkością innej zmiennej objaśniającej. Formalnie interakcje między zmiennymi objaśniającymi możemy uwzględnić wprowadzając do modelu (2) iloczyny tych zmiennych.

Użycie logitów dla prawdopodobieństwa sukcesu pozwala interpretować wyniki analizy regresji w terminach szans (ang. *odds*), tzn. stosunku prawdopodobieństwa sukcesu, czyli tego, że wyróżnione zjawisko wystąpi ($Y=1$) do prawdopodobieństwa porażki, czyli że nie zaobserwujemy interesującego nas zdarzenia, przy ustalonych wartościach zmiennych objaśniających. Z równania (2) wynika, że model regresji logistycznej opisuje zależność między logarytmem naturalnym szansy zajścia badanego zjawiska i kombinacją liniową zmiennych objaśniających. Stąd szansa jest definiowana jako następująca funkcja zmiennych objaśniających:

$$\frac{p_i}{1-p_i} = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}) = \exp(\beta_0) \exp(\beta_1 x_{i1}) \dots \exp(\beta_k x_{ik}). \quad (3)$$

W praktyce wygodnie jest też posługiwać się ilorazem szans (ang. *odds ratio*), który to daje możliwość porównania szansy wystąpienia badanego zjawiska Y w dwóch grupach. Dla modelu logitowego bez interakcji, ze stałą, oraz ze zmiennymi objaśniającymi ilościowymi jak i zero-jedynkowymi związanymi z dyskretną zmienną, która może mieć więcej niż dwie kategorie, iloraz szans jest wyrażony przez wielkość e^{β_j} . Interpretacja ilorazu szans jest uzależniona od typu zmiennej objaśniającej. W przypadku, gdy β_j jest parametrem przy zero-jedynkowej zmiennej X_j która to jest związana z poziomami jakościowego predyktora, iloraz szans informuje o tym ile razy zmienia się szansa wystąpienia badanego zjawiska w grupie opisanej przez

wartość „1” zero-jedynkowej zmiennej X_j w porównaniu do grupy referencyjnej tego jakościowego predyktora (*ceteris paribus*)².

Do estymacji parametrów modelu logitowego najczęściej używa się metody największej wiarygodności. Oznaczając przez y_i i -tą realizację obserwowanej zmiennej, funkcję wiarygodności możemy zapisać w postaci: $L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k) = \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i}$. Korzystając z definicji (1) prawdopodobieństwa sukcesu p_i oraz szansy (3) otrzymujemy logarytm naturalny funkcji wiarygodności w modelu logitowym postaci:

$$\ln L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k) = \sum_{i=1}^n y_i (\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}) + \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij})} \right). \quad (4)$$

Metoda największej wiarygodności polega na wyznaczeniu takich wartości nieznanymi parametrów $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ dla których, przy zadanych wartościach obserwowanej zmiennej i zmiennych objaśniających, logarytm funkcji wiarygodności (4) przyjmie wartość maksymalną. W tym celu oblicza się pochodne cząstkowe pierwszego rzędu tej funkcji względem parametrów i przyrównuje je się do zera. W efekcie otrzymujemy układ $k + 1$ nieliniowych równań wiarygodności, którego rozwiązanie wyznacza się przy użyciu procedur iteracyjnych. Należy dodać, że funkcja wiarygodności jest wklęsła, co ułatwia rozwiązywanie problemów optymalizacyjnych (Maddala, 2006, s. 373).

We wnioskowaniu statystycznym dla modelu regresji logistycznej, stosuje się często testy, które bazują na statystyce zwanej odchyleniem modelu (ang. *model deviance*), która w tym modelu jest postaci:

$$D = -2 \ln L(\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_1, \dots, \widehat{\beta}_k),$$

gdzie $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_1, \dots, \widehat{\beta}_k$ są to estymatory największej wiarygodności parametrów $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ modelu logistycznego (2). Z definicji odchylenia wynika, że jest ono zawsze nieujemne (Koronacki, Ćwik, 2008, s. 59). Korzystając z (4) widzimy, że dla ustalonych, zaobserwowanych w próbie wartości zmiennych, odchylenie modelu logistycznego wynosi:

$$D = -2 \sum_{i=1}^n \left[y_i (\widehat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \widehat{\beta}_j x_{ij}) + \ln \left(\frac{1}{1 + \exp(\widehat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \widehat{\beta}_j x_{ij})} \right) \right]. \quad (5)$$

² Interpretacja ilorazu szans dla ilościowej zmiennej objaśniającej w standardowym modelu logitowym jest podana na przykład w książkach (np. Gruszczynski, 2012, s. 85–86; Gatnar, Walesiak, 2011, s. 102; Agresti, 2007, s. 104).

Statystyczną istotność pomiędzy dwoma zagnieżdżonymi modelami można określić na podstawie analizy różnic pomiędzy odchyleniami dla tych modeli. Jako statystyki testowej używa się różnicy odchyłeń dla mniejszego i większego modelu. Zmiany odchyłeń dla dwóch zagnieżdżonych modeli można aproksymować rozkładem chi-kwadrat o stopniach swobody równych różnicy zmiany w liczbie parametrów tych modeli. Pozwala to na ocenę statystycznej istotności spadku odchyłeń spowodowanej wprowadzeniem do modelu logitowego kolejnej zmiennej objaśniającej (zob. np. Koronacki, Ćwik, 2008, s. 60; Agresti, 2007, s. 85–86; Greene, 2000).

W procesie specyfikacji właściwej postaci modelu ekonometrycznego można brać pod uwagę różne aspekty (zob. np. Maddala, 2006, s. 541–557; Piłatowska, 2011). Porównując konkurencyjne modele, których parametry szacuje się metodą największej wiarygodności, szczególnie przydatne są kryteria informacyjne *AIC* (ang. *Akaike Information Criterion*) oraz *SIC* (ang. *Schwarz Information Criterion*), najczęściej cytowane jako *BIC* (ang. *Bayesian Information Criterion*) ze względu na bayesowskie podstawy tej metody (Akaike, 1974; Schwarz, 1978). Dla modelu logistycznego kryteria te mają postać:

$$AIC = D + 2(k + 1) \text{ oraz } BIC = D + (k + 1)\ln(n)$$

gdzie D jest odchyleniem (5) modelu logitowego, $k+1$ jest to liczba parametrów modelu, n jest to liczba obserwacji w próbie. Z definicji tych kryteriów wynika, że z jednej strony biorą one pod uwagę jakość modelu wyrażoną przez jego odchylenia, ale z drugiej strony płaci się „karę” za nadmierny wymiar modelu, czyli włączenie do niego zbyt dużej liczby zmiennych objaśniających. Można zatem powiedzieć, że kryteria *AIC* oraz *BIC* nie wskazują modelu najlepiej opisującego rzeczywistość lecz taki, który dostarcza najwięcej informacji o badanym zjawisku (zob. np. Gatnar, Waleśkiak, 2011, s. 92). Z konkurencyjnych modeli najczęściej wybiera się ten, dla którego wartość wybranego kryterium informacyjnego jest najmniejsza.

3. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Celem badania jest modelowanie skłonności firmy do inwestycji w dotychczas niestosowane środki trwałe, zatem obserwowana zmienna jest zdefiniowana jako:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & i - \text{ta firma inwestuje w nowe środki trwałe,} \\ 0 & \text{zdarzenie przeciwne,} \end{cases}$$

gdzie ($i = 1, 2, \dots, 3913$). W artykule analizowany jest przypadek, w którym wszystkie zmienne objaśniające są jakościowe o więcej niż dwóch kategoriach. Dokładniej wyróżniono następujące predyktory charakteryzujące firmę: jej wielkość (mikro, mała, średnia, duża), region w jakim się znajduje (WP, DŚ, MP, MZ, PM, ŚL) i charakter jej własności (kapitał krajowy, zagraniczny lub kapitał mieszany). Każda z tych

dyskretnych zmiennych została opisana zestawem zmiennych zero-jedynkowych. Zmienne te zostały wprowadzone do modelu w liczbie o jeden mniej w stosunku do liczby kategorii każdej dyskretnej zmiennej³. Jako grupę referencyjną przyjęto małe przedsiębiorstwa o kapitale krajowym z województwa wielkopolskiego. Były to kategorie najbardziej liczne dla każdego predyktora. W związku z tym, czteropozomową zmienną opisującą wielkość firmy wprowadzono do modelu w postaci 3 zmiennych 0–1 (wartość „1” została określona w nawiasie, natomiast „0” reprezentuje pozostałe kategorie danego predyktora): W_1 (mikro), W_2 (średnie), W_3 (duże). Analogicznie zakodowano rozważane województwa: R_1 (dolnośląskie), R_2 (małopolskie), R_3 (mazowieckie), R_4 (pomorskie), R_5 (śląskie) oraz trzypozomową zmienną kapitał firmy zakodowano jako: K_1 (zagraniczny), K_2 (mieszany).

Wybór zmiennych objaśniających do modelu logitowego został przeprowadzony za pomocą metody selekcji krokowej, która to jest połączeniem metody eliminacji i metody dołączania. Stąd zaletą tej metody jest to, że w każdym kroku można odrzucić lub dodać potencjalną zmienną objaśniającą i wybrać optymalny zbiór zmiennych względem wybranej procedury selekcji. W analizowanym przypadku wyjściowy model, oprócz rozważanych efektów addytywnych, takich jak wielkość firmy, region w jakim się znajduje i typ jej własności, zawierał również wszystkie interakcje stopnia drugiego między tymi zmiennymi wprowadzone w postaci iloczynu zmiennych. Jako model o najmniejszej wartości kryterium informacyjnego *AIC*, został wskazany ten, który zawierał wszystkie zmienne objaśniające (efekty główne) oraz interakcje między wielkością i typem własności firmy. Natomiast model wskazany przez kryterium *BIC* zawierał tylko jedną zmienną objaśniającą opisującą wielkość przedsiębiorstwa. Jednak charakteryzował się on większym odchyleniem w porównaniu do modelu uzyskanego przez kryterium *AIC*. Nie jest to zaskoczeniem, gdyż kryterium *BIC* w porównaniu do *AIC* ma tendencje do wskazywania modelu o mniejszym wymiarze. Ze względu na to, że dysponujemy dużą liczbą obserwacji dla większości kombinacji poziomów rozważanych zmiennych, do analizy został wybrany model bardziej złożony, z większą liczbą parametrów ale mniejszym odchyleniem.

Przy przyjętych oznaczeniach wskazany przez kryterium *AIC* model logitowy z interakcją, opisujący prawdopodobieństwo p_i tego, że i -te przedsiębiorstwo będzie inwestować w dotychczas niestosowane środki trwałe, jest opisany równaniem:

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_i) = & \beta_0 + \beta_1 W_{i1} + \beta_2 W_{i2} + \beta_3 W_{i3} + \beta_4 R_{i1} + \beta_5 R_{i2} + \beta_6 R_{i3} + \beta_7 R_{i4} + \beta_8 R_{i5} + \\ & + \beta_9 K_{i1} + \beta_{10} K_{i2} + \beta_{11} W_{i1} K_{i1} + \beta_{12} W_{i2} K_{i1} + \beta_{13} W_{i3} K_{i1} + \beta_{14} W_{i1} K_{i2} + \\ & + \beta_{15} W_{i2} K_{i2} + \beta_{16} W_{i3} K_{i2}. \end{aligned}$$

³ Taki sposób wprowadzania do modelu sztucznych zero-jedynkowych zmiennych niezależnych jest związany z obecnością w modelu wyrazu wolnego. W modelu bez wyrazu wolnego wprowadza się tyle sztucznych zmiennych, ile jest kategorii jakościowej zmiennej niezależnej (zob. np. Gatnar, Walesiak, 2011, s. 14; Maddala, 2006, s. 352).

gdzie $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{16}$ są to nieznanne parametry modelu ($i = 1, 2, \dots, 3913$). Estymatory parametrów tego modelu wyznaczono metodą największej wiarygodności i przedstawiono w tabeli 1. Tablica ta zawiera również ocenę istotności zmiennych zweryfikowaną testem Walda oraz wartości $e^{\hat{\beta}_j}$. Dla przyjętego poziomu istotności 0,05, wyniki w ostatniej kolumnie, dla statystycznie istotnych zmiennych zostały wyróżnione pogrubioną czcionką. Należy zaznaczyć, że w modelach z efektem interakcyjnym sposób wyznaczania i interpretacji ilorazów szans ulega komplikacji. Stąd też interpretacja wielkości $e^{\hat{\beta}_j} (j=1, \dots, 16)$ jest uzależniona od tego, czy parametr β_j w modelu logitowym stoi przy zmiennej nie będącej w interakcji, czy przy zmiennej będącej w interakcji z innymi zmiennymi, czy też przy iloczynie zmiennych objaśniających (zob. np. Jaccard, 2001; Jackowska, 2011).

Tabela 1.

Wyniki estymacji modelu logitowego

Zmienna	Ocena $\hat{\beta}_j$ parametru	Błąd standardowy	Test Walda	P-wartość testu Walda	$e^{\hat{\beta}_j}$
wyraz wolny	1,114	0,096	11,606	< 0,0001	3,045
mikro	-0,642	0,091	-7,057	< 0,0001	0,526
średnie	0,449	0,133	3,388	0,0007	1,567
duże	0,976	0,339	2,876	0,0040	2,653
dolnośląskie	0,694	0,147	4,708	< 0,0001	2,001
małopolskie	0,352	0,134	2,628	0,0086	1,422
mazowieckie	0,072	0,119	0,607	0,5437	1,075
pomorskie	0,402	0,126	3,198	0,0014	1,494
śląskie	0,457	0,129	3,553	0,0004	1,580
kapitał zagraniczny	-0,571	0,317	-1,801	0,0717	0,565
kapitał mieszany	1,069	0,433	2,470	0,0135	2,911
mikro*kapitał zagraniczny	0,519	0,562	0,923	0,3560	1,680
średnie*kapitał zagraniczny	1,487	0,572	2,599	0,0094	4,423
duże*kapitał zagraniczny	-0,169	0,558	-0,302	0,7623	0,845
mikro*kapitał mieszany	-1,348	0,596	-2,262	0,0237	0,260
średnie*kapitał mieszany	-0,535	0,581	-0,921	0,3568	0,586
duże*kapitał mieszany	-1,815	0,706	-2,572	0,0101	0,163

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja glm z pakietu stats.

Zbadana została jakość powyższego modelu logitowego w sensie analizy spadku wartości odchyleń (5) wnoszonej przez dołączanie do modelu kolejnych zmiennych objaśniających (tabela 2). Analiza odchyleń pozwala na ocenę istotności wprowadzo-

nej interakcji i efektów addytywnych w oddziaływaniu na obserwowalną zmienną i jest ona odpowiednikiem analizy wariancji zmiennej objaśnianej w liniowym modelu regresji. Należy zaznaczyć, że wyniki testowania mogą zależeć od kolejności dołączania zmiennych do modelu (testowanie sekwencyjne). Analiza ta pokazuje, że statystycznie istotny (dla $\alpha = 0,05$) spadek odchyłeń w wyjaśnianiu skłonności firmy do inwestycji w nowe środki trwałe, wnosi uwzględnienie w modelu wielkości firmy, regionu i interakcji między wielkością i własnością, przy czym najwyższy spadek odchyłeń wnosi wielkość firmy. Natomiast dołączenie do modelu, w którym już uwzględniono wielkość firmy i region w którym ona się znajduje, zmiennej opisującej typ własności firmy nie powoduje dużego, statystycznie istotnego, spadku odchyłeń w wyjaśnianiu Y . Widoczne jest również to, że dodanie do modelu, w którym uwzględniono już wszystkie efekty addytywne, interakcji między wielkością a własnością firmy jest zasadne, ponieważ zredukowało odchylenie istotnie statystycznie.

Tabela 2.

Podsumowanie wyników analizy odchyłeń dla modeli powstałych przez wprowadzanie kolejnych zmiennych objaśniających

Modele	Odchylenia modelu	Różnica odchyłeń	Df	P-wartość testu dla różnicy odchyłeń
model tylko ze stałą	4146,6			
wielkość	4000,1	146,5	3	< 0,0001
wielkość+region	3966,6	33,5	5	< 0,0001
wielkość+region+własność	3963,2	3,4	2	0,1831
wielkość+region+własność+ +wielkość*własność	3945,2	18,0	6	0,0062

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja anova z pakietu stats.

Ocenę dopasowania modelu do danych wykonano za pomocą testu ilorazu wiarogodności, dla którego wartość statystyki testowej wynosiła $LR = 201,38$ przy 16 stopniach swobody, co dało p -wartość < 0,0001. Wyniki te pozwoliły przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$, na odrzucenie hipotezy zerowej o niezależności skłonności przedsiębiorstw do inwestowania w nowe środki trwałe od ich wielkości, regionu w którym się znajdują, charakteru własności oraz interakcji między pierwszym i trzecim predyktorem. Również test zgodności modelu oparty na statystyce odchyłeń (ang. *residual deviance*) wskazuje na zgodność danych z modelem logitowym wskazanym przez kryterium AIC ($G^2 = 3945,2$; p -wartość = 0,2869).

We wnioskowaniu ograniczymy się do interpretacji ostatniej kolumny tabeli 1 dla statystycznie istotnych zmiennych, przy poziomie istotności 0,05. Charakterystyką przedsiębiorstwa, która nie była w interakcji z pozostałymi predyktorami jest region, w jakim dana firma się znajdowała. Można zauważyć, że z wyjątkiem województwa mazowieckiego, różnice w skłonności do inwestowania firm z pozostałych regionów

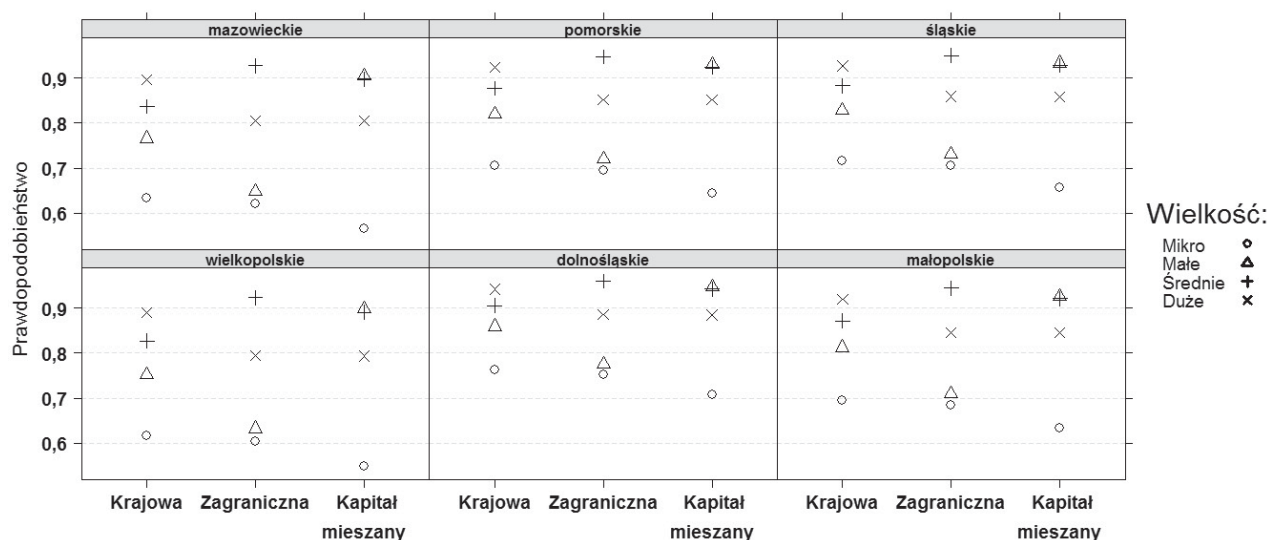
Polski w stosunku do firm z Wielkopolski są statystycznie istotne. Stąd, w pozostałych województwach, szanse na inwestycje w nowe środki trwałe przedsiębiorstw z tego samego sektora (ze względu na wielkość i typ ich własności) były większe niż w województwie wielkopolskim o: 42% w małopolskim, 49% w pomorskim, 58% śląskim oraz dwukrotnie większe w województwie dolnośląskim. Na tej podstawie dostrzegamy, że Wielkopolska reprezentuje raczej tradycyjny sposób gospodarowania w stosunku do pozostałych przyjętych do badania regionów w Polsce. O ile jego aktualna siła ekonomiczna jest duża, to powinna ona obniżyć się w czasie głównie na rzecz województw śląskiego i dolnośląskiego.

Skłonność do inwestowania w nowe środki trwałe przez przedsiębiorstwo jest w największym stopniu determinowana przez wielkość firmy. Jednocześnie jest, to zmienna, która pozostaje w interakcji z typem własności przedsiębiorstwa, co ma swoje odbicie w interpretacji wyników estymacji. Wpływ wielkości firmy na jej innowacyjność zależy od typu jej własności i odwrotnie. Z wyników estymacji parametrów stojących przy zmiennych opisujących wielkość firmy możemy wnioskować, że w ustalonym regionie oraz w grupie firm o kapitale krajowym (grupa referencyjna zmiennej typ firmy) tylko przedsiębiorstwa mikro miały o około 47% mniejsze szanse na inwestycje w nowe środki trwałe w stosunku do małych firm. W pozostałych przypadkach te szanse były wyższe, przy czym firmy średnie w stosunku do małych miały tę szansę o 57% wyższą a duże firmy miały tę szansę 2,65 razy wyższą. Analogicznie, dla ustalonego regionu oraz w grupie małych przedsiębiorstw (przyjęty poziom referencyjny dla wielkości firmy) szansa inwestycji przedsiębiorstw o kapitale mieszanym była prawie trzykrotnie wyższa w stosunku do firm o kapitale krajowym.

Interpretując wyniki z ostatniej kolumny tabeli 1, odnoszące się do iloczynu par jakościowych zmiennych niezależnych w modelu, należy odnieść się do grup referencyjnych obu zmiennych. W tym przypadku, wyniki te odnoszą się do ilorazu ilorazów szans (zob. np. Jaccard, 2001; Jackowska, 2011). Zatem, w układzie regionalnym, iloraz szans inwestycji w nowe środki trwałe dla średnich i małych firm z udziałem kapitału zagranicznego był 4,4 razy większy od ilorazu tych szans ale w grupie przedsiębiorstw o kapitale krajowym. Natomiast dla przedsiębiorstw o kapitale mieszanym w stosunku do grupy firm z udziałem kapitału krajowego szanse na poniesienie inwestycji w nowe środki trwałe przez firmy mikro w stosunku do tych szans w małych firmach były mniejsze o 74%. Kierunek ten nie zmienił się w grupie dużych firm w stosunku do małych, gdzie iloraz tych szans był o 84% mniejszy.

Z tego względu, że w porównaniu do modeli liniowych, interpretacja efektu interakcji zmiennych w modelu logitowym jest o wiele bardziej złożona, zaprezentowano dodatkowo wykresy uwidaczniające wzajemne relacje w rozkładzie prawdopodobieństw. Rysunek 4 przedstawia wartości oszacowanych na podstawie modelu prawdopodobieństw poniesienia przez firmę nakładów inwestycyjnych na nowe środki trwałe w układzie regionalnym, ze względu na rozróżnione sektory przedsiębiorstw. W każdym przypadku to prawdopodobieństwo jest większe od 0,5. Dla ustalonego regionu jest widoczne, że wpływ wielkości firmy na to prawdopodobieństwo jest uwa-

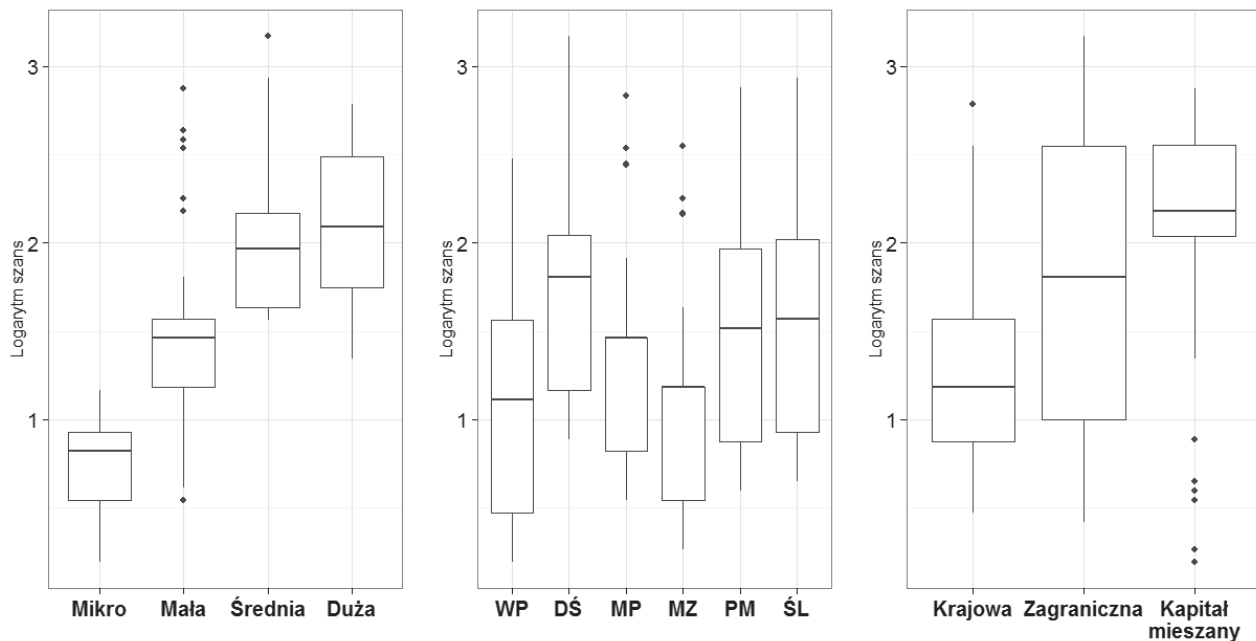
runkowany typem jej własności. Jest to wynikiem tego, że oszacowania prawdopodobieństw zostały wyznaczone na podstawie modelu z interakcjami między wielkością a typem firmy i jest zgodne z rozkładem empirycznym prawdopodobieństw (rysunek 3). W każdym regionie, najniższe szanse na inwestycje w nowe środki trwałe są w grupie mikro przedsiębiorstw i to niezależnie od ich typu własności. W ustalonym regionie prawdopodobieństwo, że firma o kapitale krajowym zainwestuje w nowe środki trwałe jest najwyższe w grupie dużych firm i zbliżone do tego w średnich firmach. W firmach o kapitale zagranicznym różnice między tymi wartościami prawdopodobieństw są większe i na korzyść średnich firm oraz zbliżone i najniższe w grupie mikro i małych przedsiębiorstw. Warto zauważyć, że w firmach o kapitale mieszanym wzmacnia się pozycja małych przedsiębiorców, dla których prawdopodobieństwo poniesienia nakładów inwestycyjnych w nowe środki trwałe było najwyższe i zbliżone do tego dla średnich firm. Zdecydowanie w tej grupie odstawali mikro przedsiębiorcy. Można również zauważyć, że rozkłady tych prawdopodobieństw są porównywalne w województwie mazowieckim i wielkopolskim oraz pomorskim i śląskim.



Rysunek 4. Wykresy prawdopodobieństw oszacowanych na podstawie przyjętego modelu logitowego
 Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja xyplot, pakiet lattice.

Podsumowanie wyników estymacji modelu logitowego zaprezentowano również w postaci wykresów pudełkowych. Wykresy te są przedstawione na rysunku 5 i dają możliwość porównania rozkładu wartości logarytmu szans, wyznaczonych na podstawie przyjętego modelu logitowego, dla poszczególnych kategorii predyktorów. W każdym przypadku logarytm szans jest większy od zera. Potwierdza to, że oszacowane prawdopodobieństwa inwestycji na nabycie nowych środków trwałych dla każdego przypadku są większe od 0,5. Widoczne jest również to, że najsilniejszy wpływ na zróżnicowanie logarytmu szans ma wielkość firmy. W porównaniu do mikro firm, sektor przedsiębiorstw średnich i dużych miał te szanse (wyrażone

w skali logitowej) dużo wyższe. Warto zauważyć, że około 50% małych firm miało porównywalne do dużych przedsiębiorstw szanse na inwestycje w nowe środki trwałe. Z rysunku 4 widzimy, że były to m.in. małe firmy z kapitałem mieszanym. Rozkład logarytmu szans dla województwa pomorskiego i śląskiego jest zbliżony, podobnie jak w regionie mazowieckim i małopolskim, z tym że tutaj te rozkłady są przesunięte względem siebie.



Rysunek 5. Wykresy pudełkowe logarytmu szans dla założonego modelu logitowego w funkcji zmiennych objaśniających: wielkość firmy, region w jakim się znajduje oraz typ jej własności

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R: funkcja bwplot, pakiet lattice.

4. PODSUMOWANIE

W artykule wykorzystano dane pochodzące z badań własnych prowadzonych od dziesięciu lat. W tym czasie przebadano ponad siedem tysięcy przedsiębiorstw przemysłowych we wszystkich województwach w Polsce. Na potrzeby artykułu skupiono się na specyfice regionów wiodących, stąd pierwotną bazę danych podmiotów zawężono, aby ukazać wewnętrzne zróżnicowanie w tej grupie województw bez „oczywistego” wpływu na aktywność innowacyjną pozostałych przypadków, które obniżyłyby wartość poznawczą niniejszej pracy.

Celem badań było wyjaśnienie wpływu zmiennych charakteryzujących przedsiębiorstwo na jego skłonność do zakupów nowych środków trwałych. Jako czynniki mogące wpływać na tę skłonność wskazano wielkość podmiotów, jej własność oraz region w jakim się znajduje, z ograniczeniem do wiodących województw Polski. W artykule pokazano zastosowanie modelu logitowego z interakcją do analizy

zagadnień ekonomicznych w sytuacji często spotykanej w praktyce, gdy wszystkie zmienne objaśniające mają charakter jakościowy o więcej niż dwóch kategoriach. Przedstawiono etapy budowy i oceny takiego modelu.

W celu wykrycia ewentualnych interakcji między parami zmiennych objaśniających zostały wstępnie wykonane wykresy prawdopodobieństw empirycznych. Następnie zbudowano kilka modeli logitowych o różnym stopniu złożoności. Omówiony został model z interakcjami między wielkością i typem własności firmy, który to został wskazany przez kryterium informacyjne *AIC*. Zaprezentowano testy sekwencyjne dla analizy odchyłań dające m.in. możliwość oceny statystycznej istotności dołączonej do modelu interakcji. Przyjęcie do analizy takiego złożonego modelu pozwoliło na uzyskanie dodatkowych informacji dotyczących inwestycji różnych sektorów przedsiębiorstw (ze względu na wielkość i typ własności) w nowe środki trwałe.

W pracy zwrócono szczególną uwagę na interpretację wyników estymacji modelu z interakcjami między jakościowymi zmiennymi objaśniającymi. Złożoność tego przypadku wynika nie tylko z faktu, że mamy tutaj model z interakcjami, ale że są to interakcje między zmiennymi jakościowymi o więcej niż dwóch kategoriach, co może powodować pewne trudności. Parametry takiego modelu nie mają intuicyjnie oczywistej interpretacji. Z tego też względu zostały dodatkowo zaprezentowane różne metody graficzne umożliwiające, w rozważanych sektorach przedsiębiorstw, szybkie porównania rozkładu prawdopodobieństw poniesienia przez te firmy nakładów inwestycyjnych na nowe środki trwałe.

Jako zmienne referencyjne zostały przyjęte sektor małych przedsiębiorstw, podmioty krajowe i województwo wielkopolskie. Biorąc pod uwagę uzyskane wyniki z przeprowadzonych badań wydaje się, że trafnie i kierunkowo opisały one zróżnicowanie w zakresie biernego transferu technologii w analizowanych wiodących regionach w Polsce. Po pierwsze, dostrzegamy, że mikroprzedsiębiorstwa są istotnie rzadziej skłonne do realizacji procesów innowacyjnych, niż podmioty małe. Z kolei średnie i duże przedsiębiorstwa cechują się wyższymi prawdopodobieństwami w zakresie inwestycji w nowoczesne środki trwałe, co nie potwierdza tezy sformułowanej dla włoskiej gospodarki przez Pellegriniego (2010, s. 18), według którego to podmioty małe powinny być częściej skłonne do inwestowania w takie środki. Wyjątkiem są małe przedsiębiorstwa o mieszanej strukturze własności, co może świadczyć o występowaniu pierwszych symptomów ewolucyjnej zmiany systemowej, która ma miejsce w badanych województwach. Nie zmienia to faktu, iż obserwowane dominujące tendencje utwierdzają nas w przekonaniu o występowaniu luki technologicznej w stosunku do regionów w państwach wyżej rozwiniętych mimo, że te badane należą do polskiej czołówki gospodarczej. Zaobserwowane dywergencje nie dość, że wskazują na dystans strukturalny i technologiczny, to pokazują ewolucję polskich województw i ich aktualną słabą pozycję w układzie międzynarodowym. Ma to naturalne konsekwencje dla skuteczności realizowanej w Polsce polityki innowacyjnej, preferującej sektor małych i średnich przedsiębiorstw, tak jak ma to miejsce w najbardziej rozwiniętych państwach UE, gdy tymczasem w naszym kraju nacisk

ten powinien być skoncentrowany na średnich i dużych podmiotach. Wówczas środki kierowane do gospodarki za pomocą poszczególnych instrumentów polityki trafią do zainteresowanych, a ich wydatkowanie będzie bardziej skuteczne. Jest to zbieżne z wynikami badań uzyskanymi dla krajowego systemu przemysłowego (Świadek, 2014, s. 136).

W przypadku przedsiębiorstw małych, średnich i dużych obserwujemy, że częściej skłonne do inwestycji w nowe środki trwałe są przedsiębiorstwa z mieszaną strukturą własności, czyli częściowym udziałem kapitału zagranicznego. Zachowanie małych podmiotów zagranicznych nie jest istotnie inne od firm krajowych (brak istotności parametru). Osiągnięte wyniki są zgodne z tendencjami dostrzeganymi w krajowych województwach. Polega to na słabnącej roli w zakresie postępu technologicznego przedsiębiorstw zagranicznych i przesuwaniem się siły wpływu w kierunku podmiotów z mieszaną strukturą własności przy niskiej skłonności do aktywności innowacyjnej jednostek krajowych (Świadek, 2012; Świadek, Szopik-Depczyńska, 2014). W województwach wiodących trend ten jest szczególnie widoczny, gdy w regionach peryferyjnych dominujące znaczenie w dalszym ciągu przypisuje się podmiotom zagranicznym. Nie udało się tym samym wprost potwierdzić na poziomie systemowym w polskich okolicznościach tezy, że przedsiębiorstwa zagraniczne są częściej zainteresowane użytkowaniem i rozwijaniem nowych technologii jak ma to miejsce w bardziej rozwiniętych krajach (Zanfei, 2000, s. 515), bowiem ich zaangażowanie w omawiane procesy słabnie. Jednocześnie konfrontując otrzymane wyniki z wysokim ich zainteresowaniem działalnością badawczo-rozwojową (Świadek, 2012), podmioty takie nie realizują agresywnej strategii w obszarze pasywnego transferu technologii, a raczej zmierzają one do typu zbalansowanego (Williams, Lee, 2009, s.1376). To kolejny dowód na to, że uwarunkowania gospodarcze Polski skłaniają do przyjmowania innych trajektorii od tych obserwowanych w najwyżej rozwiniętych krajach, gdy realizowana jest działalność innowacyjna. Owa odmienność powinna być w dalszym ciągu badana, ponieważ wskazuje na wiele niedostosowań krajowej gospodarki do warunków panujących w innych państwach, na dystans technologiczny jaki nas dzieli i imperatyw stosowania odmiennych instrumentów optymalizujących efekty realizowanej w Polsce polityki innowacyjnej.

Po trzecie, zróżnicowanie międzyregionalne w zakresie działalności innowacyjnej widoczne jest nawet w przypadku województw wiodących w Polsce. Wielkopolska, jako region referencyjny, okazała się najslabszym ogniwem w inwestowaniu w nowe środki trwałe w Polsce. Mimo, iż posiada znaczący absolutny potencjał gospodarczy, to pozostałe województwa rozwijają się bardziej dynamicznie. Każdy z rozpatrywanych przypadków, poza Mazowszem, okazał się istotny ze statystycznego punktu widzenia. Oznacza to, że większe szanse na rozwój biernej technologii posiadają Dolny Śląsk, Śląsk, Małopolska i Pomorze. Bez odpowiednich działań na poziomie regionalnym Wielkopolska będzie tracić dystans do pozostałych wiodących województw w Polsce.

Przyjęte do badania zmienne niezależne w satysfakcjonującym stopniu opisują zaangażowanie przedsiębiorstw w zakup innowacyjnych środków trwałych w regio-

nach wiodących w naszym kraju. Zarówno wielkość przedsiębiorstw, ich własność, jak i lokalizacja są czynnikami istotnie determinującymi szanse na zmiany technologiczne. Istnieje zatem potrzeba uwzględnienia tych zmiennych w programowaniu polityki innowacyjnej w kraju.

Jednocześnie obserwujemy silne międzyregionalne zróżnicowanie w obszarze prawdopodobieństwa zakupu nowych środków trwałych, co wskazuje na odmienne trajektorie rozwoju polskich województw, ograniczając analizy nawet jedynie do tych najwyższej rozwiniętych. A zatem transfer biernych technologii w regionach wiodących w Polsce skłania raczej do traktowania ich jako tych, które posiadają własne i niepowtarzalne trajektorie rozwojowe w obszarze innowacji, niż jednolitych i przyjmujących ten sam kierunek województw. Oznacza to, że polityka innowacyjna w kraju powinna być zróżnicowana na poziomie regionalnym i w dalszym ciągu decentralizowana (Świadek, 2007).

Zastosowane w pracy modelowanie logitowe pozwoliło ocenić i wskazać kierunki implementacji biernego postępu technologicznego w wiodących województwach w Polsce. Wskazało na ich wewnętrzne zróżnicowanie i istotną funkcję przyjętych do badania determinant. Niestety w dalszym ciągu, mimo dwudziestu pięciu lat transformacji gospodarczej, pozostajemy w rozwoju na etapie określanym jako zależność technologiczna, z bardzo słabymi perspektywami zmiany tej sytuacji (strategia imitacyjna) w najbliższej przyszłości (por. Xiao i inni, 2013, s. 751).

Arkadiusz Świadek, Magdalena Wojciech – Uniwersytet Zielonogórski

LITERATURA

- Agresti A., (2007), *An Introduction to Categorical Data Analysis*, Second Edition, Wiley, Hoboken.
- Akaike H., (1974), A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716–723.
- Audretsch D., (1995), *Innovation and Industry Evolution*, MIT Press, Cambridge MA.
- Bloom N., Van Reenen J., (2010), Why Do Management Practices Differ Across Firms and Countries? *Journal of Economic Perspectives*, 24, 203–224.
- De Massis A., Frattini F., Lichtenthaler U., (2013), Research on Technological Innovation in Family Firms: Present Debates and Future Directions, *Family Business Review*, 26 (1), 10–31.
- De Massis A., Sharma P. A., Chua J. H., Chrisman J. J., (2012), *Family Business Studies: An Annotated Bibliography*, Edward Elgar, MA: Northampton.
- Drucker P., (1992), *Innowacja i przedsiębiorczość. Praktyka i zasady*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Dunning J., (1981), *International Production and the Multinational Enterprise*, Allen and Unwin, London.
- Gatnar E., Walesiak M. (red.), (2011), *Analiza danych jakościowych i symbolicznych z wykorzystaniem programu R*, C. H. Beck, Warszawa.
- Gedajlovic E., Lubatkin M. H., Schulze W. S., (2004), Crossing the Threshold from Founder Management to Professional Management. A Governance Perspective, *Journal of Management Studies*, 41, 899–912.

- Geronikolaou I. G., Mourmouris I., (2015), On the Effect of Technological Gap on International Patenting: A Multi-Criteria Approach, *British Journal of Economics, Management & Trade*, 6 (4), 256–261.
- Gil P. M., Figueiredo F., (2013), Firm Size Distribution under Horizontal and Vertical Innovation, *Journal of Evolutionary Economics*, 23, 129–161.
- Głodek P., Gołębiowski M., (2006), *Transfer technologii w małych i średnich przedsiębiorstwach*, Vademecum Innowacyjnego Przedsiębiorcy, Warszawa.
- Greene W. H., (2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall Inc., Upper Saddle River, New Jersey.
- Gruszczyński M. (red.), (2012), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Wydanie II rozszerzone. Wolters Kluwer, Warszawa.
- Gupta A. K., Govindarajan V., (2000), Knowledge Flows Within Multinational Corporations, *Strategic Management Journal*, 21, 473–496.
- GUS, (2013), *Nauka i technika w 2012 r.*, Warszawa.
- GUS, (2015), Bank Danych Lokalnych, www.stat.gov.pl.
- Habbershon T. G., Williams M., (1999), A Resource-Based Framework for Assessing the Strategic Advantages of Family Firms, *Family Business Review*, 9, 157–170.
- Helpman E., Melitz M. J., Yeaple S. R., (2004), Export Versus FDI with Heterogeneous Firms, *American Economic Review*, 94, 300–316.
- Herrera L., Sánchez-González G., (2013), Firm Size and Innovation Policy, *International Small Business Journal*, 31 (2), 137–155.
- Jaccard J., (2001), *Interaction Effects in Logistic Regression*, Sage University Paper, No. 135, New York.
- Jackowska B., (2011), Efekty interakcji między zmiennymi objaśniającymi w modelu logitowym w analizie zróżnicowania ryzyka zgonu, *Przegląd Statystyczny*, 58 (1–2), 24–41.
- Janasz W., (2005), *Zmiany aktywności innowacyjnej Polski w okresie transformacji*, w: Janasz W., (red.), *Innowacje w działalności przedsiębiorstw w integracji z Unią Europejską*, Wyd. Difin, Warszawa
- Jensen M. C., Meckling W. H., (1976), Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Kamien M. I., Schwartz N. L., (1975), Market Structure and Innovation: A Survey, *Journal of Economic Literature*, 13 (1), 1–37.
- Koronacki J., Ćwik J., (2008), *Statystyczne systemy uczące się*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
- Kotlar J., De Massis A., Frattini F., Bianchi M., Fang H., (2012), *Technology Acquisition in Family-Controlled Firms: A Longitudinal Analysis of Spanish Manufacturing Firms*. Paper presented at the 19th International Product Development Management Conference, Manchester, England.
- Maddala G. S., (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- OECD (2005), *Podręcznik Oslo. Zasady gromadzenia i interpretacji danych dotyczących innowacji*. Wydanie trzecie. Paryż.
- Mińska-Struzik E., (2013), *Znaczenie eksportu w działalności innowacyjnej polskich przedsiębiorstw wysokiej techniki*, IX Kongres Ekonomistów Polskich pt. Ekonomia dla przyszłości. Odkrywać naturę i przyczyny zjawisk gospodarczych, Warszawa 28–29 listopad.
- Pérez-Cano C., (2013), Firm Size and Appropriability of the Results of Innovation, *Journal of Engineering and Technology Management*, 30 (3), 209–226.
- Pellegrino G., Piva M., Vivarelli M., (2010), *Young Firms and Innovation: a Microeconomic Analysis*, Serie Rossa: Economia – Quaderno No. 68, Università Cattolica Del Sacro Cuore, Piacenza.
- Piłatowska M., (2011), Porównanie kryteriów informacyjnych i predykcyjnych w wyborze modelu, *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, 4 (8), 499–512.
- R Core Team, (2014). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Schumpeter J., (1960), *Teoria rozwoju gospodarczego*, PWN, Warszawa.
- Schwarz G., (1978), Estimating the Dimension of a Model, *The Annals of Statistics*, 6, 461–464.

- Sirmon D. G., Hitt M. A., (2003), Managing Resources: Linking Unique Resources, Management, and Wealth Creation in Family Firms, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 27, 339–358.
- Świadek A. (2007), *Regionalne uwarunkowania kształtowania innowacyjności w przemyśle polskim. Studium badawcze*. Wyd. Nauk. US, Szczecin.
- Świadek A., (2012), Wielkość przedsiębiorstw i ich struktura własności a rozwój innowacyjności w regionalnych systemach przemysłowych, *Studia Regionalne i Lokalne*, 1, 5–23.
- Świadek A., (2014), Wpływ wielkości przedsiębiorstw na innowacyjność systemu przemysłowego w Polsce, *Gospodarka Narodowa*, 269 (1), 121–139.
- Świadek A., Szopik-Depczyńska K., (2014), Ewolucja aktywności innowacyjnej z perspektywy wielkości i własności przedsiębiorstw, *Ekonomia XXI wieku. Economics of the 21st Century*, 2, 56–70.
- Villalonga B., Amit R., (2009), How are US Family Firms Controlled? *Review of Financial Studies*, 22, 3047–3091.
- Williams C., Lee S. H., (2009), Resource Allocations, Knowledge Network Characteristics and Entrepreneurial Orientation of Multinational Corporations, *Research Policy*, 38, 1376–1387.
- Winkelmann R., Boes S., (2006), *Analysis of Microdata*. Springer, Berlin, Heidelberg, New York.
- Xiao Y., Tylecote A., Liu J., (2013), Why not Greater Catch-up by Chinese Firms? The Impact of IPR, Corporate Governance and Technology Intensity on Late-comer Strategies, *Research Policy*, 42, 749–764.
- Zanfei A., (2000), Transnational Firms and the Changing Organisation of Innovative Activities, *Cambridge Journal of Economics*, 24, 515–542.

ANALIZA SKŁONNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW Z WIODĄCYCH REGIONÓW POLSKI
DO INWESTOWANIA W NOWE ŚRODKI TRWAŁE Z WYKORZYSTANIEM MODELU
LOGITOWEGO UWZGLĘDNIAJĄCEGO INTERAKCJE ZMIENNYCH JAKOŚCIOWYCH

Streszczenie

W krajach rozwijających się głównym mechanizmem pozyskania nowych technologii jest zakup gotowych rozwiązań w postaci inwestycji w maszyny i urządzenia techniczne, oprogramowanie komputerowe czy inwestycji w nowe budynki związane z uruchomieniem produkcji wyrobów innowacyjnych. Jest to pasywny transfer technologii, w którym przedsiębiorstwo pozyskuje technologię ze źródeł zewnętrznych i nie prowadzi własnych prac badawczo-rozwojowych. Zaprezentowany w artykule model regresji logistycznej pozwolił ocenić skłonność różnych sektorów przedsiębiorstw do zakupu innowacyjnych środków trwałych. Uwzględnienie w modelowaniu efektu interakcji wielkości przedsiębiorstwa i typu jego własności pozwoliło wskazać kierunki implementacji biernego postępu technologicznego w wiodących województwach w Polsce. Z tego względu, że parametry modelu logitowego z interakcjami nie mają intuicyjnie oczywistej interpretacji, zwrócono w pracy szczególną uwagę na merytoryczne wnioski z prezentowanych analiz.

Słowa kluczowe: innowacja, model logitowy, kryteria informacyjne *AIC* i *BIC*, modele zagnieżdżone, interakcja zmiennych jakościowych

ANALYSIS OF TENDENCIES OF COMPANIES FROM THE LEADING REGIONS OF POLAND
TO INVEST IN NEW FIXED ASSETS USING THE LOGIT MODEL TAKING INTO ACCOUNT
THE INTERACTIONS OF CATEGORICAL VARIABLES

A b s t r a c t

In developing countries, the main mechanism for acquisition of new technologies, is the purchase of ready-made solutions in the form of investments in machines and technical devices, computer software or investment in new buildings connected with the initiation of the production of innovation products. This is a passive transfer of technologies, in which the company acquires the technology from external sources and does not lead own research and developmental works. The model of logistic regression presented in the article allowed the assessment of the tendency of the sectors of companies for the purchase of innovation fixed assets. Taking into account in the modelling the effect of interaction of the company's size and the type of its property allowed to indicate the directions of implementation of the passive technological progress in the leading provinces in Poland. For the reason that the parameters of the logit model with interactions do not intuitively have the clear interpretation, the paper pays particular attention to the substantive conclusions from the presented analyses.

Keywords: innovation, logit model, *AIC* and *BIC* information criteria, nested models, interactions of quality variables