

Ewa Wasilewska

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Model szybkiego testu płynności finansowej

Wstęp

Funkcjonowanie wszelkich podmiotów gospodarczych, ich przetrwanie i rozwój zależą od wielu czynników, wśród których ważne miejsce zajmuje utrzymanie płynności finansowej. Płynność finansowa, rozumiana jako zdolność do bieżącego wywiązywania się ze swoich zobowiązań, uważana jest za najczulszy barometr sytuacji finansowej przedsiębiorstwa [Dudycz 2007]. Brak środków pieniężnych na bieżące płatności skutkuje wieloma niekorzystnymi konsekwencjami. Przejawiają się one między innymi w zmniejszaniu zaufania dostawców zewnętrznego kapitału, ograniczeniu zakresu kredytów kupieckich dla partnerów handlowych oraz w zmianie postaw dostawców towarów i usług, którzy wymagają płatności gotówkowych. Może to prowadzić do utraty dotychczasowych rynków zbytu, reputacji, a w konsekwencji do spadku rynkowej wartości przedsiębiorstwa. Znaczne zmniejszenie płynności finansowej może spowodować utratę wypłacalności długoterminowej i w konsekwencji być przyczyną bankructwa. Podmioty gospodarcze nie mogą bowiem funkcjonować, nie regulując zobowiązań wobec kontrahentów [Wędzki 2005]. Obok braku płynności, również nadmierna płynność wiąże się z negatywnymi skutkami. Jeżeli płynność finansowa jest zbyt niska, przedsiębiorstwo może stać się niewypłacalne długoterminowo i zbankrutować. Z kolei nadpłynność może ograniczać możliwości rozwojowe przedsiębiorstwa przez zmniejszenie zdolności generowania zysku, który zazwyczaj jest głównym źródłem finansowania rozwoju.

Pierwszym krokiem w ocenie płynności finansowej jest analiza trzech wskaźników płynności, charakteryzujących wielkość i strukturę aktywów obrotowych oraz zobowiązań krótkoterminowych. Obliczony dla danego przedsiębiorstwa wskaźnik porównuje się z danymi okresu poprzedniego, wskaźnikami innych przedsiębiorstw oraz tzw. standardami, przyjmowanymi jako wielkości normatywne. Odstępstwa od zalecanych normatywów interpretuje się jako sytuację niekorzystną dla przedsiębiorstwa. Odchylenia *in minus* traktuje się za świadczące o niebezpieczeństwie utraty płynności, natomiast odchylenia *in plus* mają świadczyć o nadpłynności. Metoda ta, z uwagi na swoją prostotę i małą pracochłonność, jest powszechnie stosowana w praktyce przedsiębiorstw oraz

popularna w literaturze [Dudycz 2007]. Wielkości normatywne wskaźników pozwalają w łatwy sposób przyporządkować dany podmiot do sfery podmiotów wykazujących trudności finansowe, ich brak czy nadpłynność. Stanowią wygodny punkt odniesienia dla inwestora, a także analityka niedysponującego szeroką bazą porównań. Standardy nie są jedyną bazą odniesienia, jednakże gdy wskaźniki przedsiębiorstwa różnią się znacząco od normatywów, jest to pierwszy sygnał, który powinien skłaniać analityka (lub zarząd) do dokładnego zbadania przyczyn takiej sytuacji [Sierpińska, Jachna 2004].

Istnieje jednak problem zawarty w pytaniu, czy postulowane w literaturze przedmiotu wzorcowe poziomy wskaźników płynności spełniają swoją rolę? Pytanie to jest zasadne z dwóch powodów. Po pierwsze: normatywy funkcjonują w literaturze od kilkunastu, a nawet kilkudziesięciu lat pod niezmienną postacią. W tym czasie rzeczywistość gospodarcza, a w szczególności sfera rachunkowości uległa zasadniczym zmianom. Powstała sytuacja, w której stare zalecenia stosowane są do wskaźników o konstrukcji znacznie odbiegającej od ich pierwotnej postaci, będącej podstawą do wyznaczania normatywów. Po drugie: funkcjonujące w literaturze normatywy nie uwzględniają specyfiki branżowej i w konsekwencji branżowego zróżnicowania wielu relacji finansowych. A jak wskazują teoria i praktyka, ocena wskaźników płynności finansowej powinna mieć charakter zindywidualizowany, uwzględniający specyfikę prowadzonej działalności, a dokładniej indywidualne uwarunkowania, np. dotyczące struktury zaangażowanego majątku czy też kapitału finansującego prowadzoną działalność [Siemińska 2002]. W sektorze rolnictwa nie podjęto stosownych badań w tym zakresie. Dotyczy to zarówno braku badań z zakresu kształtowania normatywnych wartości wskaźników finansowych, jak i prób weryfikacji na materiale empirycznym ustalonych standardów. Dotychczas przeprowadzane nieliczne badania wykazały, że w przypadku przedsiębiorstw rolniczych płynność kształtuje się na wyższym niż średni poziomie [Franc-Dąbrowska 2008a]. Z tego względu najprawdopodobniej zalecenia literaturowe rolnictwa nie dotyczą. Rolnictwo, ze względu na swoją specyfikę, wymaga odrębnego potraktowania. Fakt ten podkreślają Bieniasz i Gołaś [2008]. Z badań tych autorów wynika, iż sektor rolnictwa ma swoją wyraźną specyfikę kapitałowo-majątkową, co skutkuje wyższymi niż w innych branżach wartościami wskaźników płynności bieżącej i szybkiej.

Cel i metoda badań

Celem badań jest opracowanie modelu szybkiego testu płynności finansowej (wskaźnika szybkiego) dla grupy przedsiębiorstw rolniczych. Próbę badawczą stanowi 270 przedsiębiorstw rolniczych uczestniczących w „Rankingu 300”,

opracowywanym w Instytucie Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej. W skład próby wchodzi przedsiębiorstwa o różnych formach prawnych i organizacyjnych, które dobrowolnie brały udział w badaniu. Okres badań obejmował lata 2006–2007, przy czym zbudowany model dotyczy roku 2007. Opracowany model może stanowić narzędzie symulacji i być pomocny w takim zarządzaniu składnikami aktywów obrotowych i zobowiązań bieżących, aby przy określonym poziomie zmiennych objaśniających uzyskać postulowaną wartość szybkiego wskaźnika płynności.

Analizie poddano szybki wskaźnik płynności finansowej, wyznaczany jako relacja aktywów obrotowych ogółem (bez należności z tytułu dostaw i usług o płatności powyżej roku) pomniejszonych o zapasy i krótkoterminowe rozliczenia międzyokresowe do zobowiązań krótkoterminowych. W literaturze nie ma zgodności odnośnie do normatywnych wartości wskaźników płynności, w szczególności dotyczy to szybkiego wskaźnika płynności. Najczęściej uważa się, że wskaźnik szybki wynoszący około 1,0 jest satysfakcjonujący. Taka wartość wskazuje, iż przedsiębiorstwo może szybko sprostać bieżącym zobowiązaniom [Wędzki 2005]. Według Nowaka [1998], najwłaściwsza jest wartość wskaźnika szybkiego należąca do przedziału 0,7–0,9. Istnieje też pogląd, że wartość tego wskaźnika powinna oscylować wokół 1,8 [Siemińska 2002]. Zdaniem innych autorów, dopiero wskaźnik nie niższy niż 1,0 zapewnia, że firma jest w stanie bieżąco regulować zobowiązania krótkoterminowe [Bednarski 2007].

Obok szybkiego wskaźnika płynności finansowej przedmiot badań stanowią wskaźniki cyklu należności oraz cyklu zobowiązań.

Wskaźnik cyklu należności obliczany jest zgodnie z formułą¹:

$$\frac{\text{przeciętny poziom należności z tytułu dostaw i usług} \times 365}{\text{przychody netto ze sprzedaży}}$$

Wskaźnik cyklu zobowiązań obliczany jest według wzoru:

$$\frac{\text{przeciętny poziom zobowiązań bieżących} \times 365}{\text{przychody netto ze sprzedaży}}$$

¹ W literaturze nie ma zgodności co do obliczania wskaźników cykli. W mianowniku cyklu należności proponuje się uwzględniać przychody ze sprzedaży brutto, a w cyklu zobowiązań – koszty działalności operacyjnej lub łączną wartość towarów i materiałów. Według niektórych autorów, wskaźniki cykli należy liczyć konsekwentnie, czyli zachować tę samą postać mianownika [Siemińska, Jachna 2004].

Metodą badawczą zastosowaną w pracy była analiza regresji, poprzedzona analizą korelacji. Zmienną objaśnianą stanowił szybki wskaźnik płynności, natomiast za zmienną objaśniającą przyjęto różnicę wskaźników cykli należności i zobowiązań. Literatura przedmiotu wskazuje, że wybór ten jest merytorycznie uzasadniony [Kowalczyk 2003, Dudycz 2007]. Przy takim samym poziomie wskaźnika płynności, utrzymywanym na zalecanym teoretycznie poziomie, może wystąpić nadwyżka wpływów nad wydatkami lub deficyt wpływów, w zależności od tego, czy cykl należności jest dłuższy od cyklu zobowiązań, czy też jest odwrotnie. Obliczenia przeprowadzono przy użyciu arkusza kalkulacyjnego EXCEL oraz pakietu statystycznego STATISTICA 9.

Wyniki badań

W pierwszym etapie badań wyznaczono podstawowe statystyki opisowe, pozwalające scharakteryzować rozkłady analizowanych zmiennych w grupie badanych przedsiębiorstw. Ze zbiorowości wyeliminowano 2 przedsiębiorstwa charakteryzujące się zerowym poziomem zobowiązań bieżących. W tabeli 1 przedstawiono obliczone statystyki pozycyjne dla obu zmiennych. Ze względu na bardzo silną asymetrię rozkładu analizowanych zmiennych nie wyznaczano charakterystyk klasycznych. Wskaźnik płynności szybkiej charakteryzuje się znacznym zakresem zmienności (od 0,08 do 70,50). Wysoka wartość górnej granicy zakresu zmienności pozwala twierdzić, że znaczna część przedsiębiorstw rolniczych utrzymuje poziom płynności szybkiej na poziomie dużo wyższym niż normy literaturowe. Mediana utrzymuje się na poziomie zbliżonym do zalecanego i wynosi 1,70. Dla 25% przedsiębiorstw szybki wskaźniki płynności jest niższy od 0,88. Z kolei 25% przedsiębiorstw o najwyższej płynności utrzymuje

Tabela 1

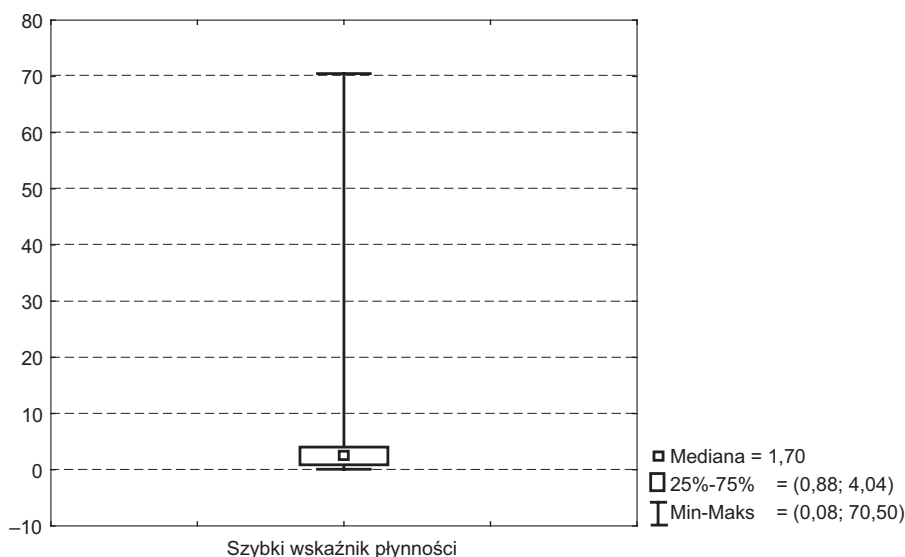
Pozycyjne statystyki opisowe dla szybkiego wskaźnika płynności finansowej oraz różnicy wskaźników cykli należności i zobowiązań

Zmienna	Statystyki pozycyjne					
	minimum	maksimum	mediana	kwartył pierwszy	kwartył trzeci	odchylenie ćwiartkowe
Szybki wskaźnik płynności	0,08	70,50	1,70	0,88	4,04	1,58
Różnica cykli należności i zobowiązań	-233,23	227,99	8,09	-33,90	43,50	38,70

Źródło: Obliczenia własne.

poziom tego wskaźnika powyżej 4,04. Wielkości te świadczą o znacznym zróżnicowaniu płynności szybkiej w badanej grupie przedsiębiorstw. Bardzo dużym zróżnicowaniem charakteryzuje się również różnica wskaźników cykli należności i zobowiązań. Zmienia się ona w zakresie od około -233 dni do około 228 dni, przy czym dla 50% przedsiębiorstw różnica ta przekracza około 8 dni.

Przedstawiony wykres ramka-wąsy (rys. 1) prezentuje rozkład szybkiego wskaźnika płynności finansowej w zbiorowości 268 przedsiębiorstw. Znamienna jest bardzo silna prawostronna asymetria rozkładu (bardzo długi prawy wąs). Wartości kwartyli wskazują na prawostronną asymetrię rozkładu również dla 50% środkowych przedsiębiorstw (pozytywny współczynnik asymetrii jest równy 0,48). Obserwuje się znaczne zróżnicowanie wartości analizowanej zmiennej, przy jednoczesnym stosunkowo niewielkim rozstępie międzykwartylowym. Przy takim typie rozkładu zasadne jest ograniczenie próby badawczej do obserwacji typowych. Za obserwacje typowe uznaje się takie, które różnią się od wartości mediany co najwyżej o odchylenie ćwiartkowe. Odchylenie ćwiartkowe jest połową rozstępu międzykwartylowego i w grupie badanych przedsiębiorstw, dla szybkiego wskaźnika płynności wynosi ono 1,58. Tak więc przedsiębiorstwa których wskaźnik płynności zmienia się w zakresie od 0,12 do 3,28 zostały uznane za typowe z punktu widzenia kształtowania się szybkiego wskaźnika płynności. Bezpośrednią analizę ograniczono do przedsiębiorstw typowych (186 przedsiębiorstw). Koncepcja ograniczenia próby badawczej do przedsiębiorstw



Rysunek 1

Wykres ramka-wąsy dla szybkiego wskaźnika płynności

typowych znajduje potwierdzenie w badaniach Franc-Dąbrowskiej [2008a], z których jednoznacznie wynika, iż część przedsiębiorstw rolniczych utrzymuje poziom wskaźników płynności na nieuzasadnionym, wysokim poziomie. Po zawężeniu próby do przedsiębiorstw typowych, określonych według poziomu szybkiego wskaźnika płynności, rozkład cechuje się mniejszą asymetrią oraz mniejszym rozrzutem. Rozkład ten przedstawiono na rysunku 2. Odpowiedni rozkład różnicy cykli należności i zobowiązań obrazuje rysunek 3.

W celu wstępnej oceny współzależności szybkiego wskaźnika płynności i różnicy cykli należności i zobowiązań sporządzono wykres rozrzutu punktów empirycznych szybkiego wskaźnika płynności względem różnicy cykli należności i zobowiązań (rys. 4). Rozrzut punktów może sugerować istnienie liniowego związku między analizowanymi zmiennymi. Wyznaczony współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla badanej grupy przedsiębiorstw wynosi 0,586, co wskazuje na dość silną współzależność liniową między szybkim wskaźnikiem płynności a różnicą cykli należności i zobowiązań w próbie badawczej. W przypadku prób o liczności powyżej 120 w celu sprawdzenia istotności tego współczynnika należy zastosować test Z , w którym statystyka testowa, przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej o braku współzależności między badanymi zmiennymi, ma rozkład normalny standaryzowany. Postać statystyki Z jest następująca:

$$Z = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n}}}$$

Wartość statystyki testowej jest równa 9,872, co oznacza, iż nawet przy bardzo niskim poziomie istotności testu korelację można uznać za statystycznie istotną dla przedsiębiorstw typowych.

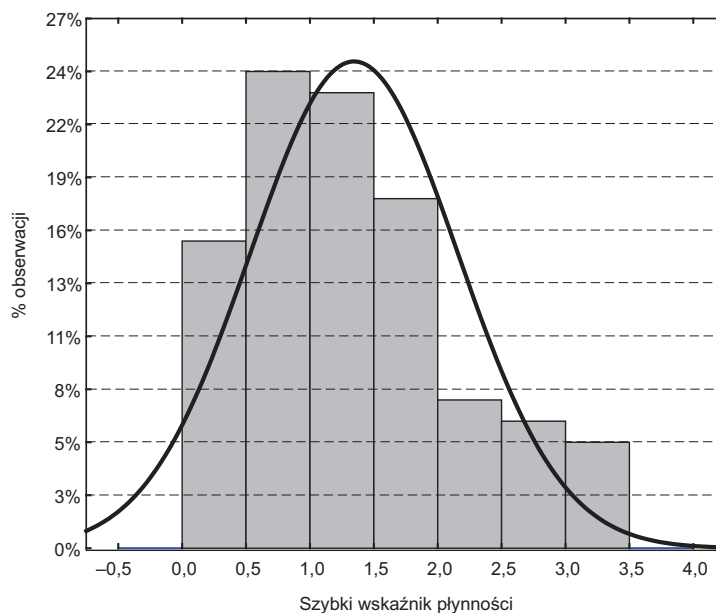
W celu sprawdzenia, czy współczynnik korelacji przyjmuje w populacji zakładaną wartość większą od zera (ρ_0), stosuje się test, w którym sprawdzianem jest statystyka o granicznym rozkładzie normalnym standaryzowanym:

$$Z = \left(1,1513 \log \frac{1+r}{1-r} - 1,1513 \log \frac{1+\rho_0}{1-\rho_0} - \frac{\rho_0}{2(n-1)} \right) \sqrt{n-3}$$

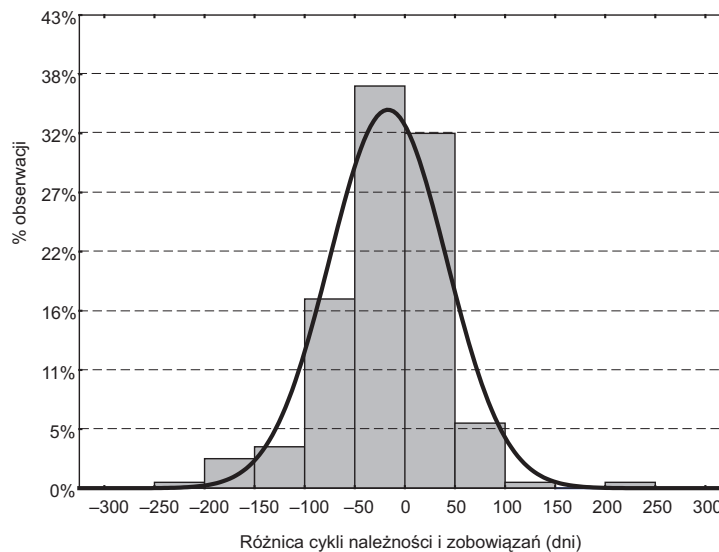
Poddano weryfikacji następujący zestaw hipotez:

$$H_0 : \rho = 0,65$$

$$H_0 : \rho \neq 0,65$$



Rysunek 2
Rozkład wartości szybkiego wskaźnika płynności dla przedsiębiorstw typowych



Rysunek 3
Rozkład różnicy cykli należności i zobowiązań

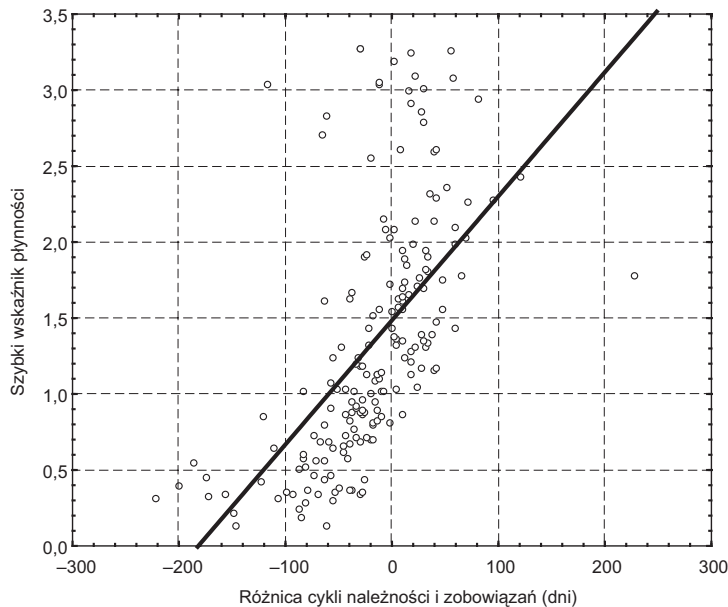
**Rysunek 4**

Diagram korelacyjny dla szybkiego wskaźnika płynności względem różnicy cykli należności i zobowiązań

Wartość empiryczna statystyki równa jest $-1,420$, a odpowiadająca jej wartość prawdopodobieństwa testowego p wynosi $0,078$. Z uwagi na to, że wartość p mniejsza jest od przyjętego poziomu istotności $0,05$, wnioskuje się, iż w populacji przedsiębiorstw typowych między badanymi zmiennymi istnieje dodatnia korelacja o znacznej sile.

Dla uzyskanej celowej próby przedsiębiorstw oszacowano model regresji prostej klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Podstawowe za-

Tabela 2

Wyniki estymacji modelu szybkiego wskaźnika płynności finansowej

Parametr modelu	Wartość estymatora	Błąd standardowy estymatora	Statystyka testowa	Prawdopodobieństwo testowe p
Model szacowany KMNK				
Wyraz wolny	1,4848	0,0504	29,435	0,000
Współczynnik regresji	0,0082	0,0008	9,819	0,000
Model szacowany MNW				
Wyraz wolny	1,4848	0,0502	875,811	0,000
Współczynnik regresji	0,0082	0,0008	97,460	0,000

Źródło: Obliczenia własne.

łożenia tej metody zostały spełnione. Zmienna objaśniająca nie jest skorelowana ze składnikiem losowym, wartość oczekiwana składnika losowego wynosi zero, a jego wariancja jest stała. Założenia te warunkują korzystne własności estymatorów parametrów strukturalnych modelu. Niespełnione jest natomiast założenie dodatkowe o normalności składnika losowego. Z tego względu oszacowano uogólniony model liniowy metodą największej wiarygodności (MNV). Jako funkcję wiążącą przyjęto funkcję identycznościową. W ten sposób uzyskano model liniowy będący szczególnym przypadkiem modelu uogólnionego. Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 2. Model wyznaczony metodą największej wiarygodności przyjmuje postać analogiczną do modelu wyznaczonego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów:

$$\hat{Y} = 1,4848 + 0,0082 \cdot X$$

gdzie: \hat{Y} oznacza przewidywaną wartość szybkiego wskaźnika płynności, natomiast X – różnicę cykli należności i zobowiązań (w dniach).

Oszacowany model został pozytywnie zweryfikowany pod względem merytorycznym. Analiza literatury przedmiotu pozwala twierdzić, iż wydłużający się okres regulacji należności skutkuje wzrostem poziomu wskaźnika płynności szybkiej [Franc-Dąbrowska 2008b]. W celu przeprowadzenia weryfikacji statystycznej zbadano istotność estymowanych parametrów. Oba parametry są wysoce istotne. W przypadku zastosowania klasycznej metody najmniejszych kwadratów do sprawdzenia istotności parametrów strukturalnych modelu służy test *t*-Studenta. Związany z nią poziom prawdopodobieństwa testowego jest znacząco mniejszy od 0,05 (zakładanego poziomu istotności) zarówno w przypadku wyrazu wolnego, jak i współczynnika regresji. Oznacza to, że hipotezy zerowe, orzekające, że parametry te równe są zeru, należy odrzucić. Analogiczny rezultat testowania uzyskujemy w przypadku zastosowania metody największej wiarygodności. W tym przypadku w celu sprawdzenia istotności parametrów stosowana jest statystyka Walda. Również w przypadku tej statystyki krytyczny poziom istotności (wartość *p*) jest znacząco mniejszy od 0,05. Oznacza to, iż hipotezy alternatywne, orzekające, że szacowane parametry są istotnie różne od zera, można uznać za słuszne. W przypadku, gdy wskaźnik cyklu należności równy jest wskaźnikowi cyklu zobowiązań, przewidywany poziom szybkiego wskaźnika płynności wynosi $1,4848 \pm 0,0504$. Jeśli cykl należności jest dłuższy od cyklu zobowiązań to, przewidywany poziom wskaźnika płynności powinien wzrastać, natomiast gdy cykl należności jest krótszy niż cykl zobowiązań – spadać. Przy tym zmiana poziomu wskaźnika płynności wynosi średnio $0,0082 \pm 0,0008$ przy zmianie różnicy w długości cykli o 1 dzień.

W celu sprawdzenia, czy model regresji liniowej jest modelem poprawnie opisującym badaną zależność poziomu wskaźnika szybkiej płynności finansowej od różnicy cykli należności i zobowiązań, przeprowadzono test liczby serii. Test serii pozwala ocenić, czy reszty oszacowanego modelu mają charakter losowy. Jeśli model liniowy dobrze opisuje badaną zależność, to zaobserwowana w próbie liczba serii reszt dodatnich (n_1) oraz ujemnych (n_2) nie powinna być mniejsza od krytycznej liczby serii k_1 oraz nie powinna być większa od krytycznej liczby serii k_2 . Jeśli zatem wyznaczona liczba serii (S) jest liczbą z przedziału $[k_1, k_2]$, to nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy o liniowości regresji. Możemy więc twierdzić, że model został dobrany poprawnie. W przypadkach, gdy liczba serii reszt dodatnich lub ujemnych przekracza 20, do oceny losowości ciągu reszt wykorzystywana jest statystyka:

$$Z = \frac{S - E(S)}{\sigma_s},$$

gdzie wartość oczekiwana liczby serii wynosi:

$$E(S) = \frac{2n_1n_2}{n_1 + n_2} + 1,$$

natomiast odchylenie standardowe:

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}}.$$

Statystyka Z ma asymptotyczny rozkład normalny standaryzowany, przy czym stosuje się dwustronny obszar krytyczny. Testowane hipotezy mają postać:

$H_0 : E(Y | X = x) = \alpha x + \beta$, co oznacza, że regresja badanych zmiennych jest liniowa,

$H_1 : E(Y | X = x) \neq \alpha x + \beta$, orzekająca, że regresja badanych zmiennych nie jest liniowa.

Przeprowadzając test liczby serii dla oszacowanego modelu uzyskano empiryczną wartość statystyki testowej U równą 2,59. Przy przyjęciu 5% poziomu istotności testu wartość krytyczna testu wynosi 1,96. Oznacza to, że spełniona jest relacja:

$P(|U| \geq 1,96) \leq 0,05$, świadcząca, że hipotezę zerową można uznać za słuszną. Tak więc można twierdzić, iż model liniowy jest modelem poprawnie opisującym badaną zależność.

W celu oceny dobroci dopasowania wyznaczono współczynnik determinacji R^2 . Wartość tego współczynnika wynosi 0,344. Oznacza to, że 34,4% zmienności szybkiego wskaźnika płynności jest wyjaśniana przez zmienność zmiennej objaśnianej. Stosunkowo niski poziom współczynnika determinacji może wynikać z faktu istnienia obserwacji odstających. Identyfikacja tych obserwacji może zostać dokonana przy wykorzystaniu odległości Cooka. Miara ta wskazuje na różnicę między wartością estymatora współczynników w równaniu regresji, gdy wszystkie obserwacje uwzględnione są w analizie, a wartością tego estymatora obliczoną przy wyłączeniu danej obserwacji. Odległość Cooka jest miarą wpływu i -tej obserwacji na ocenę współczynników w równaniu regresji. Obserwację uznaje się za odstającą, gdy wyznaczona dla niej odległość Cooka jest rzędu różnego od pozostałych, gdyż z dużym prawdopodobieństwem dana obserwacja ma istotnie duży wpływ na obciążenie estymatorów współczynników równania regresji. Na podstawie odległości Cooka zidentyfikowano dwie obserwacje odstające. Po ich usunięciu z próby badawczej współczynnik determinacji wzrósł do poziomu 0,407.

Wyznaczony model może służyć do symulacji kształtowania się wzorcowego poziomu szybkiego poziomu płynności finansowej w zależności od relacji, jaka zachodzi między wskaźnikiem cyklu należności a wskaźnikiem cyklu zobowiązań. W przypadku, gdy długość cyklu należności jest równa długości cyklu zobowiązań, przewidywana wzorcowa wartość szybkiego wskaźnika płynności powinna wynosić około 1,48. Gdy cykl należności jest dłuższy od cyklu zobowiązań o 10 dni, wzorcowa wartość szybkiego wskaźnika płynności wzrasta do poziomu 1,57, natomiast gdy cykl zobowiązań jest dłuższy od cyklu należności o 10 dni – spada do 1,40. Należy zauważyć, że dla 50% środkowych przedsiębiorstw z punktu widzenia kształtowania się różnicy cykli wzorcowy poziom wskaźnika zmienia się w zakresie od 1,21 do 1,84, tak więc obszar zmienności normatywu jest stosunkowo duży.

W znacznym stopniu na poziom wskaźników płynności finansowej, a w efekcie na ich poziom wzorcowy, może wpływać kredyt handlowy. Jako atrakcyjna i szybka do uzyskania forma finansowania działalności jest on powszechnie i chętnie stosowany przez przedsiębiorstwa, w przeciwieństwie do innych form kredytowania, wymagających przeprowadzania skomplikowanych procedur. Kredyt handlowy pozwala utrzymać płynność finansową przedsiębiorstwom dysponującym niewielkim zasobem środków płynnych, w szczególności przedsiębiorstwom małym i średnim. Odroczenie płatności z tytułu kredytu handlowego może sięgać nawet kilkudziesięciu dni. Oznacza to, iż zmiana wzorcowego poziomu szybkiego wskaźnika płynności może być znaczna. Wnioskując na podstawie oszacowanego modelu, 60 dni różnicy między cyklami należności i zobowiązań powoduje zmianę wzorcowego poziomu tego wskaźnika aż o $\pm 0,49$

Podsumowanie

W opracowaniu przedstawiono koncepcję modelu szybkiego wskaźnika płynności finansowej. Wielkości normatywne wskaźników płynności finansowej, w tym wskaźnika szybkiego, stosowane powszechnie w praktyce oraz obecne w literaturze przedmiotu, nie uwzględniają specyfiki rolnictwa, a także aktualnej rzeczywistości gospodarczej. W pierwszym etapie obliczeń określono korelację między wartością tego wskaźnika a różnicą wskaźników cykli należności i zobowiązań. Z przeprowadzonych badań wynika, że między wartością szybkiego wskaźnika płynności a różnicą cykli należności i zobowiązań występuje dodatnia korelacja, którą można uznać za silną. Oznacza to, iż poziom szybkiego wskaźnika płynności finansowej jest w dużym stopniu zdeterminowany przez politykę zarządzania należnościami i zobowiązaniami. Normatywny poziom tego wskaźnika nie może być ustalany w oderwaniu od tej polityki. Na podstawie oszacowanego modelu można twierdzić, iż zmiana różnicy wskaźników cykli o 1 dzień powoduje zmianę wzorcowego poziomu szybkiego wskaźnika płynności o 0,0082.

Literatura

- BEDNARSKI L., 2007: *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- BIENIASZ A., GOŁAŚ A., 2008: Zróżnicowanie i determinanty płynności finansowej w rolnictwie w świetle wybranych relacji majątkowo-kapitałowych i analizy regresji. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 1.
- BORKOWSKI B., DUDEK H., SZCZESNY W., 2004: *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Naukowe PWN. Warszawa.
- DUDYCZ T., 2007: Weryfikacja normatywnych wielkości wskaźników płynności. [w:] *Rynek kapitałowy, skuteczne inwestowanie*, część 1. Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.
- FRANC-DĄBROWSKA J., 2008a: Jak kształtowano płynność szybką i natychmiastową w przedsiębiorstwach rolniczych. *Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 64, Warszawa.
- FRANC-DĄBROWSKA J., 2008a: Ocena płynności finansowej przedsiębiorstw rolniczych. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 1.
- KOWALCZYK J., 2003: Zintegrowany pomiar płynności i rentowności. *Wiedza i Praktyka, Doradca Dyrektora Finansowego*, nr 17.
- NOWAK M., 1998: *Praktyczna ocena kondycji finansowej przedsiębiorstwa. Metody i ograniczenia*. FRR w Polsce, Warszawa.
- SIEMIŃSKA E., 2002: *Metody pomiaru i oceny kondycji finansowej przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo Dom Organizatora, Toruń.
- SIERPIŃSKA M., JACHNA T., 2004: *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- STANISZ A., 2007: *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*. Tom 2. *Modele liniowe i nieliniowe*. Wydawnictwo StatSoft, Kraków.
- WĘDZKI D., 2005: *Analiza wskaźnikowa sprawozdania finansowego*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków.

Quick financial liquidity test model

Abstract

The elaboration presents conception of quick financial liquidity test model. The results of a research bring forward to a conclusion that between level of a quick liquidity ratio and difference of receivables and liabilities cycle ratio appeared in a positive correlation, which could be ascertained as a quite strong relation. The research reflects that the level of quick financial liquidity ratio greatly depends on receivables and liabilities management policy. The estimated model was a base for a statement that changes in difference between turnover cycle ratios – for instance one day, caused a 0,0082 change in level of a quick liquidity ratio pattern.

