

MICHAŁ GROTOWSKI

## ZASTOSOWANIE MODELU LOGITOWEGO DO WERYFIKACJI SKUTECZNOŚCI ANALIZY FORMACJI CENOWYCH<sup>1</sup>

### 1. WSTĘP

Analiza formacji cenowych jest jedną z najbardziej kontrowersyjnych metod stosowanych przez inwestorów w celu określenia momentu zakupu lub sprzedaży papierów wartościowych. Jej zwolennicy zakładają, że ukształtowanie się określonego kształtu (zwanego formacją cenową lub techniczną) na wykresie notowań instrumentu finansowego, pozwala prognozować zmiany ceny tego waloru. W podręcznikach poświęconych analizie technicznej można znaleźć opis wielu formacji technicznych wraz z wskazówkami dotyczącymi ich identyfikacji oraz interpretacji. Treść tych wskazówek oraz zasadność stosowania analizy formacji budzi jednak wiele wątpliwości.

Zasadność stosowania analizy formacji była kwestionowana na przykład przez zwolenników hipotezy efektywności informacyjnej. Twierdzą oni, że stosowanie analizy formacji nie może przynieść inwestorom zysków, gdyż rynki finansowe są efektywne informacyjnie w stopniu co najmniej słabym, co powoduje, że każda metoda analizy papierów wartościowych, w której badaniu podlegają wyłącznie historyczne notowania papierów wartościowych, jest bezwartościowa<sup>2</sup>. Ten argument jest osłabiany przez publikacje, w których przedstawiane są dowody przeciwko hipotezie efektywności informacyjnej rynków finansowych<sup>3</sup>. Ponadto w publikacjach naukowych pojawiają się sugestie, że metody analizy technicznej, wśród nich analiza formacji, mogą być wartościowe dla inwestorów. Przykładem jest stanowisko S. Neftci, który stwierdził, że narzędzia analizy technicznej mogą dawać lepsze prognozy przyszłych zmian cen papierów wartościowych, od tradycyjnie stosowanych metod ekonometrycznych<sup>4</sup>. Uzasadniając tę tezę Neftci zauważył, że olbrzymia większość metod ekonometrycznych jest oparta na teorii liniowych procesów stochastycznych, podczas gdy fluktuacje kursów instrumen-

---

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków Komitetu Badań Naukowych w latach 2004-2007 jako projekt badawczy pt. „Efektywność informacyjna polskiego rynku kapitałowego i racjonalność ekonomiczna jego uczestników” (nr 1H02C11227). Autor dziękuje Panu Profesorowi dr. hab. Janowi Czekajowi za wiele cennych uwag dotyczących badań, których wyniki przedstawiono w artykule.

<sup>2</sup> Opis aktualnego stanu wiedzy na temat stopnia efektywności informacyjnej rynków finansowych można znaleźć na przykład w pracach [1] i [3]. Opis badań dotyczących polskiego rynku akcji zawiera monografia [4].

<sup>3</sup> Zob. [1].

<sup>4</sup> Zob. [11].

tów finansowych mają charakter raczej nieliniowy<sup>5</sup>. Dlatego prognozowanie przyszłych wartości tych kursów może być skuteczniejsze, gdy wykorzystywane są niektóre metody analizy technicznej – wśród nich analiza formacji.

Krytyka analizy technicznej, a zwłaszcza analizy formacji, dotyczy nie tylko zasadności stosowania tych metod, ale również ich opisu, podawanego przez autorów podręczników analizy technicznej. Jest on ogólnikowy i pełen nieścisłości, co powoduje, że formacje techniczne rozpoznane przez jednego analityka mogą być łatwo zakwestionowane przez innego, lub nawet zinterpretowane w całkowicie inny sposób. Z tego powodu analiza formacji jest uznawana za metodę wymagającą podejmowania subiektywnych decyzji, co zbliża ją raczej do sztuki niż nauki i uniemożliwia naukową weryfikację jej wartości. Pomimo to, analiza formacji jest od pewnego czasu przedmiotem zainteresowania badaczy rynków finansowych, dążących do wyeliminowania pierwiastków subiektywnych z analizy technicznej i zweryfikowania jej wartości jako narzędzia służącego do konstruowania portfeli papierów wartościowych.

Jedne z najbardziej kompleksowych badań dotyczących technicznych systemów transakcyjnych, zostały zapoczątkowane przez pracę autorstwa Brocka, Lakonishooka i LeBarona [2] i były kontynuowane przez Sullivana, Timmermanna i White'a [17]. Brock, Lakonishook i LeBaron przeprowadzili dogłębną weryfikację dwóch technicznych systemów transakcyjnych: systemu opartego na dwóch średnich kroczących i systemu, w którym sygnały są generowane przez przecięcia linii wsparcia i oporu. Ponadto podjęli próbę minimalizacji wpływu, jaki na wyniki testów technicznych metod inwestowania ma fakt wielokrotnego wykorzystywania w badaniach, przez różnych autorów, tego samego zestawu danych – zjawiska określanego jako „nadmierna analiza danych” (ang. *selection bias, data-snooping bias*). Wielokrotne przebadanie tego samego zestawu danych w końcu skutkuje znalezieniem niezwykle skutecznego systemu transakcyjnego. Wyniki tego systemu mogą być jednak przypadkowe z przynajmniej dwóch powodów. Po pierwsze, może to być jedyny system z setek sprawdzonych, który przynosi dobre wyniki lub, po drugie, może on osiągać tak dobre rezultaty tylko w badanym okresie czasu. W celu uniknięcia drugiej z wspomnianych sytuacji Brock, Lakonishook i LeBaron wykorzystali notowania indeksu DJIA z okresu od 1897 do 1986 roku – obejmującego 100 lat i w dużej części niewykorzystywanego we wcześniejszych badaniach. Wyniki uzyskane dla tak długiego okresu pozwoliły autorom stwierdzić, że opinia o nieskuteczności technicznych systemów transakcyjnych nie znajduje potwierdzenia. W przypadku wszystkich wariantów testowanych systemów, zarówno długie, jak i krótkie pozycje przynosiły zyski istotnie wyższe od średnich stóp zwrotu z indeksu Dow Jones. Ponadto okazało się, że dającym największe zyski długim pozycjom towarzyszą okresy najniższej zmienności stóp zwrotu z indeksu DJIA, co nie pozwala wyjaśnić tych zysków stwierdzeniem, iż są one generowane w okresach, gdy ryzyko inwestycyjne jest duże. Ponadto Brock, Lakonishook i LeBaron zrealizowali eksperyment symulacyjny mający na celu ocenę wrażliwości uzyskanych wyników na zmianę badanych danych. W tym celu zastosowali próbkowanie bootstrapowe i wylosowali 2000 teoretycznie możliwych

<sup>5</sup> Czego dowodem jest duża popularność procesów GARCH (nieliniowych procesów stochastycznych), stosowanych do modelowania rynków finansowych.

trajektorii kursu indeksu DJIA, które następnie wykorzystali w testach badanych systemów. Uzyskane wyniki w pełni potwierdziły wcześniejsze wnioski.

W 1999 roku, Sullivan, Timmermann i White opublikowali wyniki badań, które stanowiły rozszerzenie analiz przedstawionych powyżej. Wykorzystali formalny sposób oceny wpływu efektu nadmiernej analizy danych na wyniki uzyskane przez Brocka, Lakonishooka i LeBarona. Ich głównym celem było ustalenie, czy systemy transakcyjne badane przez ich poprzedników nie są jedynymi przynoszącymi zyski spośród tysięcy, które przynoszą straty. Dlatego uwzględnili w badaniach systemy transakcyjne takie jak: regułę filtra, średnie kroczące, przebiccia linii wsparcia i oporu, regułę kanału oraz system oparty na pojedynczej średniej kroczącej wskaźnika OBV. Ponadto, każdy z tych systemów rozpatrywali z wieloma możliwymi wartościami parametrów, co w rezultacie dało prawie osiem tysięcy różnych technicznych metod inwestowania. Ich analiza potwierdziła słuszność wniosków sformułowanych przez Brocka, Lakonishooka i LeBarona. Jednak po uwzględnieniu w badaniach okresu kolejnych dziesięciu lat notowań indeksu Dow Jones, okazało się, że metody testowane przez tych autorów nie były już tak skuteczne. Również analiza tych systemów dla danych z rynku kontraktów terminowych na indeks S&P500 potwierdziła tezę, że systemy skuteczne przed 1986 rokiem, po tej dacie przynoszą znacznie niższe zyski. Zdaniem autorów, możliwym wyjaśnieniem tego zjawiska jest teza o stopniowym zwiększaniu się efektywności informacyjnej rynków finansowych.

W 1995 roku Osler i Chang przedstawili wyniki weryfikacji skuteczności formacji głowy i ramion w praktyce inwestycyjnej rynków walutowych [13]. Podstawą ich badań był algorytm identyfikujący tę formację na wykresach kursów instrumentów finansowych – w tym przypadku kursów 6 walut. Wykorzystując go przeprowadzili identyfikację formacji głowy i ramion na wykresach kursów sześciu walut a następnie obliczyli jakie zyski osiągnąłby inwestor wykorzystujący sygnały płynące z tej formacji. W przypadku kursów marki niemieckiej i japońskiego jena, uzyskane zyski okazały się być zarówno statystycznie, jak i ekonomicznie istotne (Po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych i różnic oprocentowania tych walut i dolara amerykańskiego). Osler i Chang postawili hipotezę, iż te zyski są możliwe dzięki pewnym zależnościom pomiędzy kolejnymi zmianami kursów walutowych, które nie są uwzględniane w ich ekonometrycznym modelowaniu. Stosując metodę *bootstrap* pozytywnie zweryfikowali tę tezę.

Kolejne badania dotyczące analizy formacji przedstawili Lo, Mamaysky i Wang [9], posługując się następującą 3-etapową procedurą badawczą: (1) kurs instrumentu finansowego został poddany wygładzeniu za pomocą metody jądrowej estymację funkcji regresji. Według autorów w ten sposób usunięto szum informacyjny (nieistotne zmiany kursu o małej amplitudzie, utrudniające rozpoznanie formacji technicznych) z analizowanego szeregu czasowego, oraz wyeksponowano główne trendy, zgodnie z którymi kurs badanego instrumentu finansowego zmieniał się; (2) 10 wybranych formacji technicznych zdefiniowano w kategoriach układu lokalnych minimów i maksimum wygładzonego szeregu notowań. Celem tego postępowania było umożliwienie zautomatyzowanej identyfikacji danej formacji, co toruje drogę do obiektywizacji decyzji inwestycyjnych podejmowanych na podstawie faktu występowania danej formacji technicznej; (3) zidentyfikowano formacje techniczne na wygładzonych wykresach kursów instrumentów finansowych. Następnie porównano średnie stopy zwrotu z badanych

instrumentów finansowych w okresie następującym po identyfikacji danej formacji technicznej, ze średnimi stopami zwrotu z tych instrumentów w całym analizowanym okresie. Zaobserwowanie istotnych statystycznie różnic pomiędzy tymi dwoma średnimi, wskazuje na przydatność danej formacji analizy technicznej w prognozowaniu przyszłych zmian cen akcji.

Stosując opisaną wyżej procedurę Lo, Mamaysky i Wang zweryfikowali skuteczność dziesięciu popularnych formacji technicznych w prognozowaniu przyszłych trendów cenowych. Ich badania wskazują, że pojawienie się tych formacji na wykresie notowań instrumentu finansowego niesie za sobą istotne informacje, które mogą być wykorzystane przez inwestorów i przynosić im zyski.

W artykule przedstawiono metodę identyfikacji sześciu wybranych formacji technicznych, która w odróżnieniu od tradycyjnych sposobów wyznaczania tych formacji, może być zrealizowana „mechanicznie”, bez dokonywania arbitralnych wyborów. Stosując tę metodę oraz model logitowy autor zweryfikował wartość wybranych formacji jako narzędzia służącego do prognozowania zmian cen wybranych instrumentów finansowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Metoda badawcza zastosowana przez autora jest podobna do opisanej powyżej, autorstwa Lo, Mamaysky’ego i Wang. Jednak autor zastosował całkiem inną metodę wygładzania szeregu czasowego notowań instrumentów finansowych, zmienił definicje weryfikowanych formacji technicznych, uwzględnił w badaniach postulaty analityków technicznych dotyczące konieczności wykorzystania analizy trendu w analizie formacji (element ten został całkowicie pominięty przez Lo, Mamaysky’ego i Wang) i zaproponował zastosowanie modelu logitowego do oceny prawdopodobieństwa z jakim prognozy generowane przez wybrane formacje są spełniane.

## 2. IDENTYFIKACJA WYBRANYCH FORMACJI CENOWYCH

W badaniach uwzględniono sześć następujących popularnych formacji cenowych: formację głowy i ramion, odwróconą formację głowy i ramion, formacje podwójnego szczytu („M”) i dna („W”) oraz formacje potrójnego szczytu i dna<sup>6</sup>. Wyznaczanie momentu ich ukształtowania się przebiegało zgodnie z opisanym poniżej algorytmem.

Niech  $P_1, \dots, P_T$  oznacza szereg czasowy, którego wykres ma być przedmiotem analizy formacji<sup>7</sup>. Szereg ten mogą stanowić ceny zamknięcia wybranego instrumentu finansowego, bądź też linia trendu I-go lub II-go stopnia wyznaczona metodą zaprezentowaną w pracach [?] i [7]. Wykorzystanie cen zamknięcia pozwala poszukiwać formacji cenowych odnoszących się do trendów krótkookresowych, uwzględnienie linii trendu I-go stopnia daje informacje o formacjach dotyczących trendów wtórnych, zaś II-go stopnia – o trendach głównych.

<sup>6</sup> W artykule, ze względu na ograniczenia ilościowe, nie podano opisu tych formacji. Jest on dostępny w każdym podręczniku analizy technicznej, np. w [12], [14], [15] i [16].

<sup>7</sup> Wykres szeregu czasowego notowań instrumentu finansowego  $P_1, \dots, P_T$  jest rozumiany jako wykres powstały poprzez połączenia liniami prostymi punktów o współrzędnych  $(1, P_1), \dots, (T, P_T)$ .

Pierwszym krokiem analizy formacji cenowych jest identyfikacja wszystkich lokalnych ekstremów wykresu badanego szeregu czasowego, czyli wszystkich obserwacji tego szeregu spełniających jeden z dwóch poniższych warunków:

$P_{i-1} < P_i$  i  $P_i > P_{i+1}$ , gdzie  $i \in \{2, \dots, T-1\}$ . Wtedy mówimy, że  $P_i$  jest maksimum lokalnym lub wierzchołkiem wykresu,

$P_{i-1} > P_i$  i  $P_i < P_{i+1}$ , gdzie  $i \in \{2, \dots, T-1\}$ . Wtedy mówimy, że  $P_i$  jest minimum lokalnym lub dolkiem wykresu.

Zakładając, że badany szereg czasowy ma  $N$  lokalnych ekstremów  $P_{t_1}, \dots, P_{t_N}$  (gdzie  $t_1, \dots, t_N \in \{2, \dots, T-1\}$ ,  $N < T-1$  i  $t_1 < \dots < t_N$ ) oznaczmy ich wartości w następujący sposób:  $e_1 := P_{t_1}, \dots, e_N := P_{t_N}$ .

Kolejnym etapem analizy formacji jest sukcesywne badanie sekwencji kilku kolejnych ekstremów (pięciu w przypadku formacji „M” i „W”, sześciu w przypadku pozostałych uwzględnionych w badaniach) i sprawdzanie czy ich układ odpowiada którejś z definicji sześciu wybranych formacji technicznych. W opisywanych badaniach zastosowano następujące definicje:

*Definicja 1. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+5}$  tworzy formację głowy i ramion, jeżeli spełnione są następujące warunki:*

(i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są minimami lokalnymi, a  $e_{k+1}, e_{k+3}$  i  $e_{k+5}$  są maksimami lokalnymi,

(ii)  $e_k < e_{k+2}, e_{k+1} < e_{k+3}, e_{k+4} < e_{k+1}, e_{k+5} < e_{k+3}, e_k < e_{k+4}$ ,

(iii)  $(e_{k+1} - e_{k+2}), (e_{k+5} - e_{k+4}) \in \left[ \frac{(e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+5} - e_{k+4})}{2}, \frac{3((e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+5} - e_{k+4}))}{2} \right]$ ,

(iv)  $(e_{k+3} - e_{k+2}), (e_{k+3} - e_{k+4}) \in \left[ \frac{(e_{k+3} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+4})}{2}, \frac{3((e_{k+3} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+4}))}{2} \right]$ .

*Definicja 2. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+5}$  tworzy odwróconą formację głowy i ramion, jeżeli spełnione są następujące warunki:*

(i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są maksimami lokalnymi, a  $e_{k+1}, e_{k+3}$  i  $e_{k+5}$  są minimami lokalnymi,

(ii)  $e_k > e_{k+2}, e_{k+1} > e_{k+3}, e_{k+4} > e_{k+1}, e_{k+5} > e_{k+3}, e_k > e_{k+4}$ ,

(iii)  $(e_{k+2} - e_{k+1}), (e_{k+4} - e_{k+5}) \in \left[ \frac{(e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+4} - e_{k+5})}{2}, \frac{3((e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+4} - e_{k+5}))}{2} \right]$ ,

(iv)  $(e_{k+2} - e_{k+3}), (e_{k+4} - e_{k+3}) \in \left[ \frac{(e_{k+2} - e_{k+3}) + (e_{k+4} - e_{k+3})}{2}, \frac{3((e_{k+2} - e_{k+3}) + (e_{k+4} - e_{k+3}))}{2} \right]$ .

*Definicja 3. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+4}$  tworzy formację podwójnego szczytu („M”), jeżeli spełnione są następujące warunki:*

- (i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są minimami lokalnymi, a  $e_{k+1}$  i  $e_{k+3}$  są maksimami lokalnymi,  
(ii)  $e_k < e_{k+2}, e_{k+4} < e_{k+2}$ ,

$$(iii) (e_{k+1} - e_{k+2}), (e_{k+3} - e_{k+2}) \in \left[ \frac{9((e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+2}))}{10}, \frac{11((e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+2}))}{10} \right],$$

$$(iv) (e_{k+1} - e_k), (e_{k+3} - e_{k+4}) \in \left[ \frac{((e_{k+1} - e_k) + (e_{k+3} - e_{k+4}))}{2}, \frac{3((e_{k+1} - e_k) + (e_{k+3} - e_{k+4}))}{2} \right].$$

*Definicja 4. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+4}$  tworzy formację podwójnego dna („W”), jeżeli spełnione są następujące warunki:*

- (i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są maksimami lokalnymi, a  $e_{k+1}$  i  $e_{k+3}$  są minimami lokalnymi,  
(ii)  $e_k > e_{k+2}, e_{k+4} > e_{k+2}$ ,

$$(iii) (e_{k+2} - e_{k+1}), (e_{k+2} - e_{k+3}) \in \left[ \frac{9((e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+3}))}{10}, \frac{11((e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+3}))}{10} \right],$$

$$(iv) (e_k - e_{k+1}), (e_{k+4} - e_{k+3}) \in \left[ \frac{((e_k - e_{k+1}) + (e_{k+4} - e_{k+3}))}{2}, \frac{3((e_k - e_{k+1}) + (e_{k+4} - e_{k+3}))}{2} \right].$$

*Definicja 5. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+5}$  tworzy formację potrójnego szczytu, jeżeli spełnione są następujące warunki:*

- (i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są minimami lokalnymi, a  $e_{k+1}, e_{k+3}$  i  $e_{k+5}$  są maksimami lokalnymi,

$$(ii) (e_{k+1} - e_k), (e_{k+1} - e_{k+2}) \in \left[ \frac{4((e_{k+1} - e_k) + (e_{k+1} - e_{k+2}))}{5}, \frac{6((e_{k+1} - e_k) + (e_{k+1} - e_{k+2}))}{5} \right],$$

$$(iii) (e_{k+1} - e_{k+2}), (e_{k+3} - e_{k+2}) \in \left[ \frac{4((e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+2}))}{5}, \frac{6((e_{k+1} - e_{k+2}) + (e_{k+3} - e_{k+2}))}{5} \right],$$

$$(iv) (e_{k+3} - e_{k+4}), (e_{k+5} - e_{k+4}) \in \left[ \frac{4((e_{k+3} - e_{k+4}) + (e_{k+5} - e_{k+4}))}{5}, \frac{6((e_{k+3} - e_{k+4}) + (e_{k+5} - e_{k+4}))}{5} \right].$$

*Definicja 6. Mówimy, że sekwencja ekstremów lokalnych  $e_k, \dots, e_{k+5}$  tworzy formację potrójnego dna, jeżeli spełnione są następujące warunki:*

*(i)  $e_k, e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$  są maksimami lokalnymi, a  $e_{k+1}, e_{k+3}$  i  $e_{k+5}$  są minimami lokalnymi,*

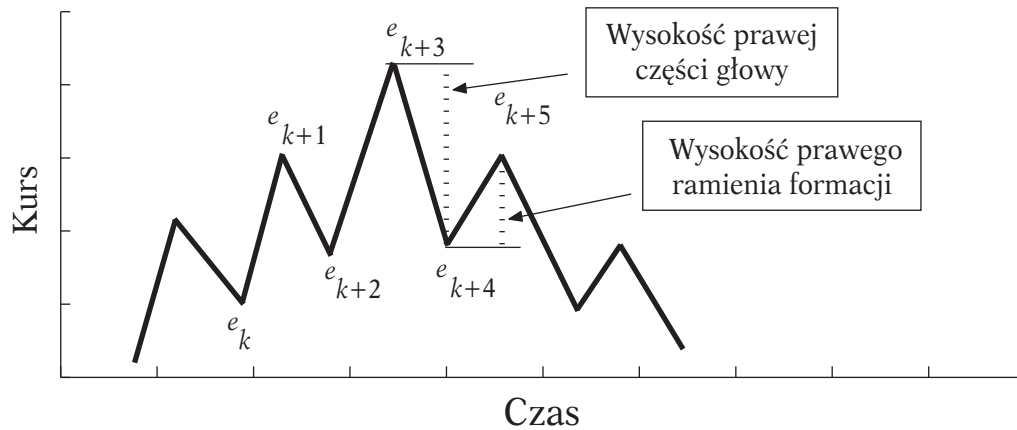
$$(ii) (e_k - e_{k+1}), (e_{k+2} - e_{k+1}) \in \left[ \frac{4((e_k - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+1}))}{5}, \frac{6((e_k - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+1}))}{5} \right],$$

$$(iii) (e_{k+2} - e_{k+1}), (e_{k+2} - e_{k+3}) \in \left[ \frac{4((e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+3}))}{5}, \frac{6((e_{k+2} - e_{k+1}) + (e_{k+2} - e_{k+3}))}{5} \right],$$

$$(iv) (e_{k+4} - e_{k+3}), (e_{k+4} - e_{k+5}) \in \left[ \frac{4((e_{k+4} - e_{k+3}) + (e_{k+4} - e_{k+5}))}{5}, \frac{6((e_{k+4} - e_{k+3}) + (e_{k+4} - e_{k+5}))}{5} \right].$$

Sformułowane powyżej definicje wymagają komentarza. Formacje zostały w nich ujęte w kategoriach porządku sekwencji (ustalonej liczby) kolejnych ekstremów lokalnych wykresu kursu instrumentu finansowego. Poszczególne warunki definicyjne rozważanych formacji mają za zadanie zapewnienie podobieństwa układu tych ekstremów do definicji spotykanych w literaturze, co zostanie zademonstrowane na przykładzie pierwszej definicji, dotyczącej formacji głowy i ramion.

Na rysunku 1 zaprezentowano schematyczny układ ekstremów wykresu kursu instrumentu finansowego, zgodny z definicją nr 1.



Rysunek 1. Formacja głowy i ramion – schemat

Warunki (i) i (ii) określają rodzaj i położenie ekstremów tworzących formację – w przypadku formacji głowy i ramion są to 3 minima i 3 maksima lokalne ułożone



na przemian (warunek (i)), przy czym środkowe maksimum musi być najwyższe, drugie minimum (spośród trzech wchodzących w skład formacji) musi być położone wyżej od pierwszego, a trzecie minimum musi zostać ukształtowane pomiędzy pierwszym minimum i maksimum (warunek (ii)). Taki układ dołków i wierzchołków wykresu jest opisywany w podręcznikach analizy technicznej jako formacja głowy i ramion, przy czym ich autorzy zazwyczaj podają dodatkowe warunki dotyczące kształtu formacji. Zostały one uwzględnione w punktach (iii) i (iv) definicji. Warunek (iii) zapewnia podobną wysokość prawego i lewego ramienia formacji (sposób pomiaru wysokości ramienia wskazano na rysunku 1), przy czym przyjęto, że wysokości ramion nie mogą różnić się od swojej średniej o więcej niż 50%. Natomiast warunek (iv) zapewnia „symetrię” głowy, tak aby wysokość jej prawej i lewej części nie różniły się znacznie (ponownie przyjęto margines 50% odchylenia od średniej).

W przypadku pozostałych definicji analogiczne warunki można zinterpretować w podobny sposób. Zawsze intencją ich wprowadzenia była chęć jak największego upodobnienia kształtu wynikającego z przyjętej definicji do tych, które można spotkać w podręcznikach analizy technicznej. Problematyczne mogą się wydawać konkretne liczby przyjęte w tych warunkach – dlaczego akurat pięćdziesiąt procent, a nie na przykład czterdzieści? Należy przyznać, że liczby te zostały określone arbitralnie. Jednak trzeba również zauważyć, że obiektywizacja analizy formacji nie jest możliwa bez wprowadzenia tego typu warunków. Konieczność takiego postępowania jest powodowana brakiem precyzji w podstawowych definicjach formacji technicznych. Jej wyeliminowanie może nastąpić tylko poprzez ścisłe określenie wzajemnego położenia ekstremów wykresu tworzących formację. Co najważniejsze, takie postępowanie umożliwi dalszą weryfikację analizy formacji prowadzoną w sposób całkowicie obiektywny i „mechaniczny”. Warto również zauważyć, że formację głowy i ramion określoną tak, jak w definicji 1, można nazwać na przykład „formacja głowy i ramion o parametrach (50%, 50%)”. Wtedy każda zmiana liczb występujących w warunkach (iii) i (iv) będzie powodować, że będziemy mieć do czynienia z formalnie innym typem formacji. Możliwe jest wtedy analizowanie różnych typów formacji głowy i ramion i optymalizacja jej parametrów.

### 3. ANALIZA SYGNAŁÓW TRANSAKCYJNYCH GENEROWANYCH PRZEZ WYBRANE FORMACJE CENOWE

Według zwolenników podejścia technicznego wybrane formacje sygnalizują zmianę aktualnego trendu cenowego. Dodatkowo, w przypadku każdej z nich można wyznaczyć tak zwany „minimalny zasięg wybicia”, to znaczy minimalną wielkość zmiany ceny danego papieru wartościowego, jaka powinna nastąpić po ukształtowaniu się formacji na wykresie jego kursu. Wydaje się, że weryfikując wartość analizy formacji należy przede wszystkim sprawdzić, czy te dwie prognozy wynikające z ich ukształtowania się (zmiana trendu i minimalny zasięg wybicia) są spełniane. W przedstawionych tu badaniach podjęto próbę oceny trafności tych prognoz.

Komentarza wymaga sposób w jaki sprawdzano czy wspomniane prognozy zostały spełnione. W celu weryfikacji prognozy dotyczącej zmiany trendu zastosowano autorską metodę wyznaczania linii trendów cenowych, bazującą na teorii Dowa, czyli podsta-



wowej teorii analizy technicznej wyjaśniającej pojęcie trendu cenowego. Stosując ją okres notowań instrumentu finansowego jest dzielony na podokresy oznaczane jako: (1) okres trendu wzrostowego, jeżeli kolejne minima i maksima lokalne tego wykresu są położone coraz wyżej (to znaczy każde kolejne maksimum jest wyżej od poprzedniego i każde kolejne minimum jest wyżej od poprzedniego minimum lokalnego); (2) jako okres trendu spadkowego, jeżeli kolejne minima i maksima lokalne tego wykresu są położone coraz niżej; (3) jako okres trendu bocznego w pozostałych przypadkach. Punkty wykresu rozgraniczające okresy różnych trendów są wykorzystywane jako punkty węzłowe (ang. *knots*) w estymacji metodą regresji sklepanej (ang. *spline regression*) funkcji regresji (ciągłej; kawałkami liniowej), w której zmienną zależną jest wartość kursu instrumentu finansowego  $P_t$ , a zmienną niezależną czas mierzony numerem obserwacji kursu  $t$ . W ten sposób otrzymywana jest linia trendów I-go stopnia, którą można utożsamiać z linią trendów krótkookresowych. Wykonując jeszcze raz analogiczne obliczenia, ale tym razem z linią trendu I-go stopnia „zastępującą” kurs instrumentu finansowego, można zidentyfikować trendy II-go stopnia (wtórne) i ich linie. Ponowne powtórzenie wspomnianej procedury, tym razem z linią trendu II-go stopnia w charakterze danych wejściowych, umożliwia wyznaczenie trendów III-go stopnia (głównych).

Bardziej szczegółowy opis tej metody wyznaczania trendu można znaleźć w pracy [7]. Jej zastosowanie, w połączeniu z podanymi wcześniej definicjami formacji technicznych pozwalało sprawdzić, czy ukształtowaniu się danej formacji na wykresie towarzyszyła zmiana trendu cenowego. Przykładowo, w przypadku formacji głowy i ramion, formacji „M” oraz formacji potrójnego szczytu sprawdzano, czy przed jej ukształtowaniem się identyfikowany jest okres trendu wzrostowego (warunek konieczny pojawienia się tej formacji), a po – okres trendu spadkowego. W takim przypadku prognoza zmiany trendu cenowego uznawana była za spełnioną. W przypadku trzech pozostałych formacji postępowano analogicznie, z tym że spełnienie prognozy miało miejsce, gdy trend zmieniał się ze spadkowego na wzrostowy.

Oprócz sygnału zmiany trendu rozważane formacje generują również prognozę dotyczącą minimalnego zakresu zmiany kursu, która powinna mieć miejsce po ukształtowaniu się formacji, czyli „minimalnego zakresu wybicia” z formacji. Sposób jego pomiaru jest zależny od typu formacji i jest podawany w podręcznikach analizy technicznej. Przykładowo dla formacji głowy i ramion i odwróconej formacji głowy i ramion minimalny zasięg wybicia jest równy odległości szczytu głowy (ekstremum  $e_{k+3}$ ) od tzw. linii szyi (linii łączącej ekstrema  $e_{k+2}$  i  $e_{k+4}$ ).

W badaniach wykorzystano szeregi czasowe notowań kontynuacyjnych kontraktów *futures* na indeks WIG20, z lat 1999–2005, oraz akcji wybranych spółek, z lat 2000–2005. Spółki wybierano na podstawie kryterium wielkości obrotu ich akcjami na GPW w Warszawie w latach 2000–2005. Wybrano 28 najbardziej płynnych walorów<sup>8</sup>.

W tabeli 1 znajdują się informacje o liczbie zidentyfikowanych formacji poszczególnego rodzaju. Liczby te podano w trzech wariantach, zgodnie z trzema wersjami obliczeń, które zostały przeprowadzone. Elementem różnicującym te obliczenia były „dane wejściowe” (szereg czasowy) służące do rozpoznawania formacji. W pierwszym

<sup>8</sup> Szczegółowy opis danych wykorzystanych w badaniach oraz kryteriów ich selekcji znajduje się w pracy [7].

wariancie wykorzystano kursy walorów uwzględnionych w badaniach otrzymując w ten sposób informacje o formacjach dotyczących trendów krótkookresowych (I-go stopnia). Drugi wariant zaowocował identyfikacją formacji trendów wtórnych (II-go stopnia), a w charakterze „danych wejściowych” wykorzystano w nim linie trendów I-go stopnia. W trzecim wariantcie obliczenia realizowano przy pomocy linii trendu II-go stopnia otrzymując formacje cenowe zapowiadające zmiany trendów głównych (III-go stopnia).

Tabela 1

Ilość formacji zidentyfikowanych dla kursów wybranych akcji (2000-05) i kontraktów *futures* na indeks WIG20 (1999-2005)

Kontrakty <i>futures</i>						
Rozpoznana na...	Formacja					
	głowy i ramion	głowy i ramion odwrócona	potrójnego szczytu	potrójnego dna	„M”	„W”
ceny	12	17	1	3	13	5
trend I-go stopnia	2	4	0	1	0	2
trend II-go stopnia	1	1	0	0	2	0
Akcje						
Rozpoznana na...	Formacja					
	głowy i ramion	głowy i ramion odwrócona	potrójnego szczytu	potrójnego dna	„M”	„W”
ceny	305	297	163	193	277	279
trend I-go stopnia	73	72	0	40	45	42
trend II-go stopnia	0	0	0	0	0	0

Liczby widoczne w tabeli 1 nie powinny zaskakiwać. W miarę zwiększania stopnia trendu identyfikowana jest coraz mniejsza liczba formacji. Dzieje się tak, ponieważ linie trendu wyższego stopnia zawierają mniej ekstremów lokalnych, które są „materiałem konstrukcyjnym” formacji. Natomiast nieco zaskakujący może być fakt, iż dla wszystkich walorów uwzględnionych w badaniach udało się zidentyfikować tylko cztery formacje sygnalizujące zmianę trendu głównego. Niestety, oznacza to brak możliwości wykonania analizy statystycznej sygnałów transakcyjnych generowanych przez te formacje.

Natomiast w tabeli 2 zamieszczono informacje dotyczące liczebności formacji, które zostały poprzedzone właściwym trendem i jednocześnie zostały potwierdzone w sposób zgodny z zaleceniami analizy formacji<sup>9</sup>. Tylko te formacje zostały poddane

<sup>9</sup> Na przykład aby układ ekstremów przypominający formację głowy i ramion został uznany za wiarygodny, musi być poprzedzony trendem wzrostowym i potwierdzony przebicciem tzw. „linii szyi”. Dokładny opis zasad potwierdzania wiarygodności formacji cenowych znajduje się w podręcznikach [12], [14], [15] i [16], a także w pracy [7].

dalszej analizie, gdyż tylko one spełniają warunki stawiane im przez analityków technicznych.

Tabela 2

Ilość formacji zidentyfikowanych w trakcie badań, spełniających kryteria „właściwego położenia” i „potwierdzonej wiarygodności”

Formacja					
głowy i ramion	głowy i ramion odwrócona	potrójnego szczytu	potrójnego dna	„M”	„W”
Formacje zidentyfikowane na wykresie cen					
248	238	35	34	122	126
Formacje zidentyfikowane na wykresie trendu I-go stopnia					
61	56	0	5	24	34

Opisując analizę formacji analitycy techniczni dostrzegają możliwość otrzymania sygnałów i prognoz, które nie zostaną później zrealizowane przez odpowiednią zmianę kursów. Przykładem dobrze ilustrującym ich podejście do kwestii trafności sygnałów i prognoz generowanych przez analizę formacji jest poniższy cytat pochodzący od J. Murphy’ego [12, s. 113-114]:

„...Zwróćmy uwagę na nieustanne występowanie tu słów „zazwyczaj” czy „na ogół”. Analiza wszelkich formacji widocznych na wykresach zależy z konieczności od ogólnych tendencji, a nie tylko od ścisłych reguł; wyjątki zawsze się zdarzają. Nawet samo zaszeregowanie formacji do określonych kategorii bywa czasami problematyczne. Trójkąty są zazwyczaj formacjami kontynuacji trendu, ale czasami występują też jako formacje jego odwrócenia... Nawet głowa i ramiona, najbardziej znana z formacji zapowiadających odwrócenie trendu, może czasami występować jako formacja jego konsolidacji...”

Takie stanowisko, pomimo iż wydaje się dobrze przystawać do rzeczywistości rynków finansowych, jest jednak bardzo nieprecyzyjne i utrudnia weryfikację analizy formacji metodami naukowymi. Powodem jest brak precyzji przejawiający się notorycznym wykorzystywaniem przez analityków technicznych określeń takich jak „zazwyczaj”, „na ogół” i „czasami”, w opisach dotyczących trafności sygnałów i prognoz pochodzących z analizy formacji. Zdaniem autora ocena wartości analizy formacji nie jest możliwa bez wyeliminowania tych nieścisłości i zaproponowania alternatywnego sposobu opisu „jakości” sygnałów i prognoz generowanych przez tę metodę analizy technicznej. Naturalnym rozwiązaniem wydaje się zastosowanie języka rachunku prawdopodobieństwa i formułowanie stwierdzeń typu: „formacja X generuje sygnały (prognozy), które zostają wypełnione w  $x_X$  procentach”. Takie podejście zastosowano w badaniach.

Wszystkim formacjom uwzględnionym w badaniach nadano numery – od 1 do  $N^{10}$ . W przypadku każdej z formacji badaniu podlegało prawdopodobieństwo zajścia dwóch typów zdarzeń:

<sup>10</sup> Osobno numerowano formacje zidentyfikowane na wykresach kursów i te wykryte na wykresach linii trendów pierwszego stopnia.

– po ukształtowaniu się formacji  $i$  nastąpiło odwrócenie trendu cenowego, zgodnie z przewidywaniami analityków technicznych, to znaczy po ukształtowaniu się formacji głowy i ramion, formacji „M” oraz formacji potrójnego szczytu widoczny jest trend spadkowy, a po ukształtowaniu się pozostałych – trend wzrostowy (zdarzenie  $R_i$ ),

– po ukształtowaniu się formacji  $i$  miał miejsce ruch cenowy spełniający prognozę dotyczącą minimalnego zasięgu wybicia z formacji (zdarzenie  $P_i$ ).

Następnie wprowadzono dwie zmienne zero-jedynkowe, zdefiniowane następująco:

$$Y^R = \{y_i^R\}_{i=1}^N, \quad y_i^R = \begin{cases} 1, & \text{zaszło zdarzenie } R_i, \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku.} \end{cases} \quad (1)$$

$$Y^P = \{y_i^P\}_{i=1}^N, \quad y_i^P = \begin{cases} 1, & \text{zaszło zdarzenie } P_i, \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku.} \end{cases} \quad (2)$$

Badanie prawdopodobieństwa zdarzeń  $R_i$  i  $P_i$  zostało w ten sposób sprowadzone do analizy sytuacji, w których zmienne  $Y^R$  i  $Y^P$  przyjmują wartości równe jeden. Prawdopodobieństwa te zapisano w następującej postaci:

$$P(Y^R = 1) = \Lambda(\alpha^T X), \quad P(Y^P = 1) = \Lambda(\beta^T X), \quad (3)$$

gdzie  $X$  jest macierzą wybranych zmiennych, które mogą mieć wpływ na prawdopodobieństwa zajścia badanych zdarzeń (zmienne te zostaną omówione poniżej),  $\alpha$  i  $\beta$  są wektorami nieznanymi parametrów, a  $\Lambda$  jest dystrybuantą rozkładu logistycznego zdefiniowaną następująco:

$$\Lambda(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}. \quad (4)$$

Model prawdopodobieństwa opisany powyżej nosi w literaturze ekonometrycznej nazwę modelu logitowego. Istnieje kilka metod estymacji parametrów  $\alpha$  i  $\beta$ , ale najpopularniejszą jest metoda największej wiarygodności. W badaniach wykorzystano właśnie tę metodę<sup>11</sup>. Wymaga ona maksymalizacji funkcji wiarygodności, co z kolei powoduje konieczność rozwiązania układu nieliniowych równań. W tym celu wykorzystywane są metody numeryczne – w badaniach zastosowano wariant Goldfelda-Quandta metody Newtona-Raphsona<sup>12</sup>.

Jako zmienne niezależne powyższego modelu wykorzystano następujące wielkości:  $r^H = \{r_i^H\}_{i=1}^N$ , gdzie  $r_i^H$  oznacza zasięg czasowy formacji  $i$ , to znaczy długość okresu od drugiego do ostatniego ekstremum tworzącego tą formację,

<sup>11</sup> Zastosowanie metody największej wiarygodności jest uzasadnione, gdy badane zdarzenia (lub równoważnie zmienne  $Y^R$  i  $Y^P$ ) są niezależne. W przypadku szeregów czasowych pochodzących z rynków finansowych niezależność poszczególnych obserwacji jest trudna do uzasadnienia. Jednak w przedstawionych tu badaniach analizowano zmiany cen mające miejsce po ukształtowaniu się formacji – a więc mające miejsce w różnych momentach i w okresach różnej długości. Autor ma nadzieję, iż doprowadziło to do „osłabienia” ewentualnych zależności zmiennych  $Y^R$  i  $Y^P$ .

<sup>12</sup> Szczegółowy opis estymacji parametrów modelu logitowego metodą największej wiarygodności znajduje się w [6, rozdział 19] oraz [5, rozdział 2].

$r^V = \{r_i^V\}_{i=1}^N$ , gdzie  $r_i^V$  oznacza relatywny rozmiar pionowy formacji  $i$ , to znaczy procentową wielkość wahań kursu w trakcie kształtowania się formacji,

$l = \{l_i\}_{i=1}^N$ , gdzie  $l_i$  jest równa długości (w dniach) okresu trendu poprzedzającego formację  $i$ . W przypadku formacji identyfikowanych na wykresie kursu zmienna  $l_i$  zawiera informacje dotyczące trendów krótkookresowych, zaś w przypadku formacji poszukiwanych na wykresach linii trendu I-go stopnia, są to informacje o trendach wtórnych,

$d^{bessa} = \{d_i^{bessa}\}_{i=1}^N$  – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość jeden, gdy formacja  $i$  jest jedną z formacji kończących okres trendu spadkowego (odwrócona formacja głowy i ramion, formacja „W” lub formacja potrójnego dna),

$d^{HAS} = \{d_i^{HAS}\}_{i=1}^N$  – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość jeden, gdy formacja  $i$  jest albo formacją głowy i ramion albo jej odwróconą wersją,

$d^{MW} = \{d_i^{MW}\}_{i=1}^N$  – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość jeden, gdy formacja  $i$  jest albo formacją „M” albo formacją „W”.

Zmienne  $r^H$ ,  $r^V$  i  $l$  zostały uwzględnione w modelu, gdyż według analityków technicznych rozmiar poziomy i pionowy formacji oraz zasięg trendu poprzedzającego tę formację determinują jej znaczenie. Natomiast zmienne  $d^{bessa}$ ,  $d^{HAS}$  i  $d^{MW}$  zostały dołączone do listy zmiennych niezależnych, w celu wychwycenia różnic pomiędzy poszczególnymi typami formacji, oraz różnic dotyczących formacji kończących hossę i bessę. Wprowadzenie tych zmiennych było konieczne, gdyż parametry modeli były estymowane na podstawie danych dotyczących wszystkich formacji<sup>13</sup>. Rozpatrywanie ich razem dało stosunkowo duże próbki danych, co jest nie bez znaczenia w świetle zastosowanej metody estymacji<sup>14</sup>.

Wyniki estymacji parametrów opisanego modelu, dla danych dotyczących formacji zidentyfikowanych na wykresach kursów, zaprezentowano poniżej w tabelach 3-4, oraz na wykresach 2-3. W pierwszej z wymienionych tabel i na pierwszym z wykresów znajdują się rezultaty obliczeń dotyczące prawdopodobieństwa zmiany trendu krótkookresowego po ukształtowaniu się (na wykresie kursu) formacji. Estymacja parametrów modelu dała pięć wartości statystycznie nieodróżnialnych od zera. Z tego powodu kolejnym etapem badań było przeprowadzenie testów zbędności niektórych zmiennych objaśniających (ang. *redundant (irrelevant) variables*)<sup>15</sup>. W tabeli 3 podano wynik ostatniego z tych testów, które pozwoliły na pozostawienie w modelu tylko tych zmiennych, których parametry różniły się istotnie od zera na poziomie istotności 10%<sup>16</sup>. Tymi zmiennymi były: rozmiar poziomy formacji, oraz dwie zmienne zero-jedynkowe pozwalające na rozróżnienie formacji poszczególnego typu. Okazało się, że rozmiar pionowy formacji i długość trendu ją poprzedzającego nie mają wpływu na prawdopodobieństwo późniejszej zmiany trendu, co w świetle teorii analizy formacji może być zaskakujące. Również ujemna wartość parametru  $\alpha_2$  nie jest całkowicie zgodna

<sup>13</sup> Osobno rozpatrywano formacje zidentyfikowane na wykresach kursów i liniach trendów pierwszego stopnia.

<sup>14</sup> Wiele własności estymatorów uzyskiwanych metodą największej wiarygodności jest osiągana asymptotycznie to znaczy przy nieskończeniu dużej próbie danych – por. [6, s. 126-127]. Z tego powodu estymacja tą metodą powinna być prowadzona z wykorzystaniem jak największej ilości danych.

<sup>15</sup> Opis zastosowanych testów znaleźć można w [5, s. 100-102] i [6, s. 825-826].

<sup>16</sup> W tym przypadku są one istotne na poziomie istotności 5%.

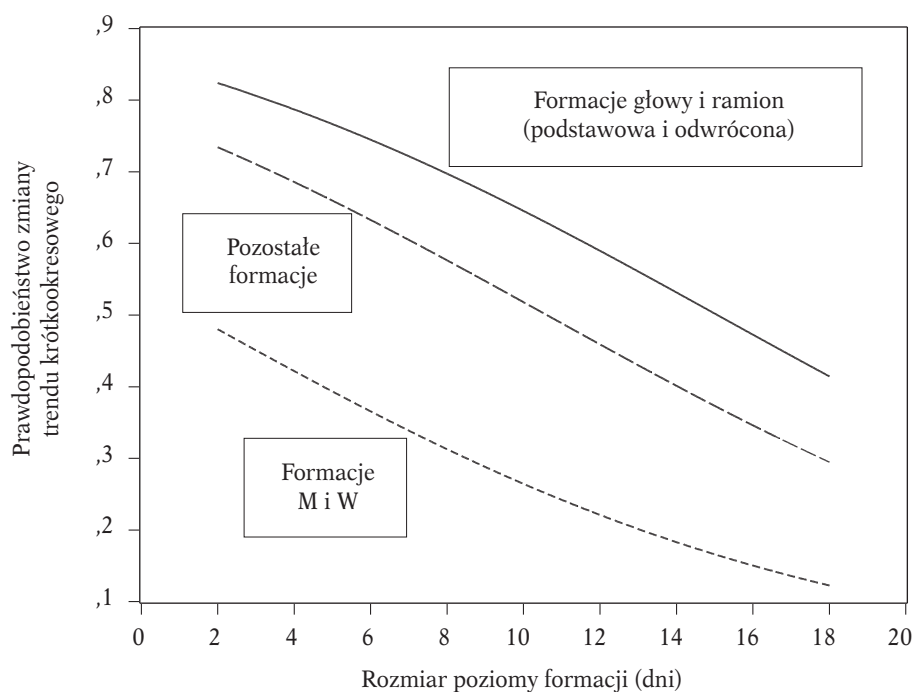
z tą teorią, ponieważ według analityków technicznych im większa jest formacja, tym większą uwagę należy jej poświęcać i tym ważniejsze i bardziej wiarygodne są sygnały generowane przez nią. Tymczasem wyniki badań jednoznacznie wskazują, że dłuższy okres kształtowania się formacji przekłada się na mniejsze prawdopodobieństwo odwrócenia trendu cenowego. Zależność tę, dla trzech badanych typów formacji, zilustrowano na wykresie 2, na którym przedstawiono związek pomiędzy wartością analizowanego prawdopodobieństwa, a poziomym rozmiarem tych formacji<sup>17</sup>. Wykres ten pozwala szybko zidentyfikować najbardziej i najmniej wiarygodne formacje odwrócenia trendu – są nimi, odpowiednio, krótko kształtujące się formacje głowy i ramion i długo tworzące się formacje „M” i „W”.

Tabela 3

Wyniki estymacji modelu prawdopodobieństwa dla formacji zidentyfikowanych na wykresach kursów – prawdopodobieństwo zmian krótkookresowych trendów cenowych

Model: $P(y_i^R = 1) = \Lambda(\alpha_1 + \alpha_2 r_i^H + \alpha_3 r_i^V + \alpha_4 l_i + \alpha_5 d_i^{bessa} + \alpha_6 d_i^{HAS} + \alpha_7 d_i^{MW})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\alpha_1$	1,3110	3,66	0,0002
$\alpha_2$	-0,1206	-3,49	0,0005
$\alpha_3$	2,9995	1,06	0,2896
$\alpha_4$	-0,0142	-1,33	0,1825
$\alpha_5$	0,0010	0,01	0,9946
$\alpha_6$	0,5285	1,98	0,0472
$\alpha_7$	-1,0347	-3,25	0,0012
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_7 = 0$ )			60,76
p-value			0,0000
Test hipotezy: $\alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$			
p-value dla statystyki F (test Walda)			0,4956
p-value dla testu ilorazu wiarygodności			0,4312
Model: $P(y_i^R = 1) = \Lambda(\alpha_1 + \alpha_2 r_i^H + \alpha_6 d_i^{HAS} + \alpha_7 d_i^{MW})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\alpha_1$	1,2526	3,61	0,0003
$\alpha_2$	-0,1180	-3,84	0,0001
$\alpha_6$	0,5266	1,98	0,0480
$\alpha_7$	-1,0952	-3,48	0,0005
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$ )			58,00
p-value			0,0000

<sup>17</sup> Wykresy tego typu noszą w literaturze ekonometrycznej nazwę *probability response curve*. Do sporządzenia tego wykresu wykorzystano wartości rozmiaru poziomego od jego minimum z próby do maksimum.



Rysunek 2. Prawdopodobieństwo zmiany krótkookresowego trendu cenowego po ukształtowaniu się formacji na wykresie kursu.

W tabeli 4 i na wykresie 3 zamieszczono wyniki analogicznych badań, dotyczących prawdopodobieństwa spełnienia prognozy minimalnego zasięgu wybicia z formacji<sup>18</sup>. Są one podobne do omówionych powyżej. Jedyną poważniejszą różnicą jest fakt, iż lista zmiennych objaśniających w istotny sposób analizowane prawdopodobieństwo, poszerzyła się o rozmiar pionowy formacji. Jednak również i w tym przypadku znak oszacowanych parametrów jest niezgodny z postulatami analityków technicznych. Okazuje się, że formacje bardziej rozciągnięte w czasie i obejmujące większe zakresy wahań kursów, są mniej wiarygodne, gdyż w ich przypadku prawdopodobieństwo spełnienia prognozy jest najmniejsze. Warto również zauważyć, że tym razem formacja głowy i ramion okazuje się relatywnie najmniej wiarygodna. Można więc wnioskować, że po ukształtowaniu się na wykresie kursu tej formacji następuje odwrócenie trendu krótkookresowego, ale trwa ono zbyt krótko i minimalny zasięg wybicia z formacji często nie jest osiągnięty.

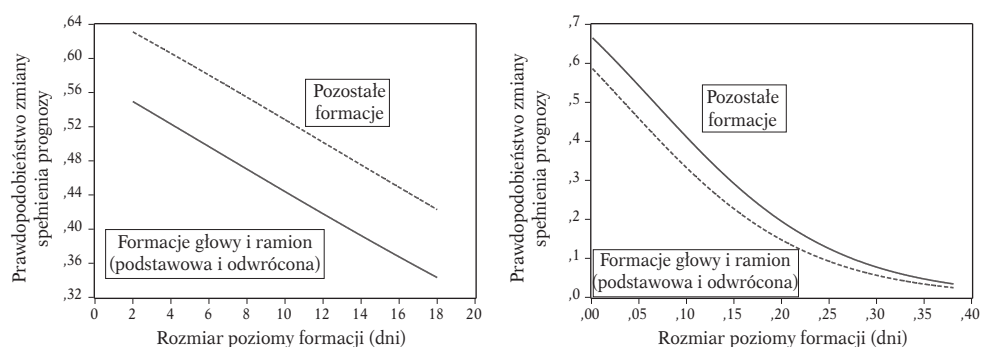
<sup>18</sup> Pierwszy z wykresów tworzących rysunek 3 powstał przy ustaleniu wartości rozmiaru pionowego formacji na poziomie średniej z całej próby. Na drugim wykresie w analogiczny sposób ustalono wartość rozmiaru poziomego, zaś rozmiar pionowy zmienia się od minimum z próby do maksimum.



Tabela 4

Wyniki estymacji modelu prawdopodobieństwa dla formacji zidentyfikowanych na wykresach kursów  
– prawdopodobieństwo spełnienia prognozy wynikającej z formacji

Model: $P(y_i^P = 1) = \Lambda(\beta_1 + \beta_2 r_i^H + \beta_3 r_i^V + \beta_4 l_i + \beta_5 d_i^{bessa} + \beta_6 d_i^{HAS} + \beta_7 d_i^{MW})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\beta_1$	0,7760	2,21	0,0271
$\beta_2$	-0,0380	-1,13	0,2572
$\beta_3$	-10,2574	-3,29	0,0010
$\beta_4$	-0,0074	-0,70	0,4838
$\beta_5$	0,1312	0,90	0,3697
$\beta_6$	-0,1817	-0,69	0,4874
$\beta_7$	0,2777	0,88	0,3803
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_7 = 0$ )			52,73
p-value			0,0000
Test hipotezy: $\beta_4 = \beta_5 = \beta_7 = 0$			
p-value dla statystyki F (test Walda)			0,6820
p-value dla testu ilorazu wiarygodności			0,5910
Model: $P(y_i^P = 1) = \Lambda(\beta_1 + \beta_2 r_i^H + \beta_3 r_i^V + \beta_6 d_i^{HAS})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\beta_1$	1,0362	6,20	0,0000
$\beta_2$	-0,0529	-1,77	0,0766
$\beta_3$	-10,5740	-3,40	0,0007
$\beta_6$	-0,3380	-1,91	0,0558
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_6 = 0$ )			50,82
p-value			0,0000



Rysunek 3. Prawdopodobieństwo spełnienia prognozy po ukształtowaniu się formacji na wykresie kursu.

W tabelach 5-6 i na rysunku 4 zamieszczono wyniki obliczeń dotyczących formacji zidentyfikowanych na wykresach trendów I-go stopnia. W ich przypadku, spośród trzech czynników, które według analityków technicznych wpływają na wiarygodność formacji, tylko jeden w istotny sposób objaśnia prawdopodobieństwo zmiany trendu wtórnego i spełnienia prognozy zasięgu wybicia z formacji. Tym czynnikiem jest długość okresu kształtowania się wtórnego trendu cenowego poprzedzającego formację. Warto jednak zauważyć, że również w tym przypadku, wartość oszacowania parametru dla tego czynnika jest ujemna, co znowu jest sprzeczne z postulatami analityków technicznych. Ponadto wyniki otrzymane dla formacji głowy i ramion identyfikowanych na wykresach linii trendów są bardzo podobne do analizowanych powyżej. Na podstawie wykresu 4 można stwierdzić, że formacjom tym relatywnie najczęściej towarzyszy zmiana trendu cenowego i jednocześnie stosunkowo rzadko dochodzi do spełnienia prognozy minimalnego zasięgu wybicia.

Tabela 5

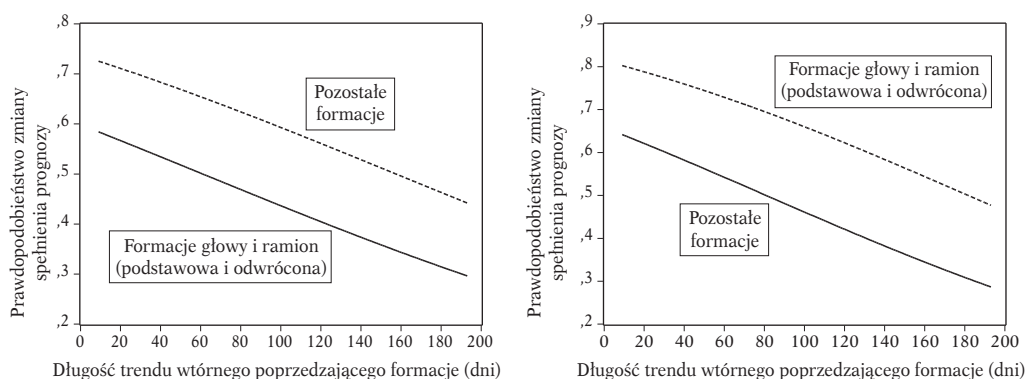
Wyniki estymacji modelu prawdopodobieństwa dla formacji zidentyfikowanych na wykresach trendów I-go stopnia – prawdopodobieństwo zmian wtórnych trendów cenowych

Model: $P(y_i^R = 1) = \Lambda(\alpha_1 + \alpha_2 r_i^H + \alpha_3 r_i^V + \alpha_4 l_i + \alpha_5 d_i^{bessa} + \alpha_6 d_i^{HAS})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\alpha_1$	0,7059	1,67	0,0944
$\alpha_2$	-0,0216	-1,47	0,1419
$\alpha_3$	4,1437	1,44	0,1504
$\alpha_4$	-0,0077	-1,72	0,0864
$\alpha_5$	-0,0486	-0,14	0,8876
$\alpha_6$	1,0350	2,22	0,0266
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_7 = 0$ )			10,97
p-value			0,0520
Test hipotezy: $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_5 = 0$			
p-value dla statystyki F (test Walda)			0,4645
p-value dla testu ilorazu wiarygodności			0,3491
Model: $P(y_i^R = 1) = \Lambda(\alpha_1 + \alpha_4 l_i + \alpha_6 d_i^{HAS})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\alpha_1$	0,6566	1,99	0,0469
$\alpha_4$	-0,0081	-1,96	0,0497
$\alpha_6$	0,8183	2,33	0,0198
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \alpha_4 = \alpha_6 = 0$ )			7,68
p-value			0,0215

Tabela 6

Wyniki estymacji modelu prawdopodobieństwa dla formacji zidentyfikowanych na wykresach trendów 1-go stopnia – prawdopodobieństwo spełnienia prognozy wynikającej z formacji

Model: $P(y_i^p = 1) = \Lambda(\beta_1 + \beta_2 r_i^H + \beta_3 r_i^Y + \beta_4 l_i + \beta_5 d_i^{bessa} + \beta_6 d_i^{HAS})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\beta_1$	0,8619	2,09	0,0367
$\beta_2$	0,0031	0,22	0,8245
$\beta_3$	-1,0031	-0,44	0,6606
$\beta_4$	-0,0074	-1,71	0,0882
$\beta_5$	0,4046	1,24	0,2154
$\beta_6$	-0,5789	-1,31	0,1890
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_7 = 0$ )			9,65
p-value			0,0859
Test hipotezy: $\beta_2 = \beta_3 = \beta_5 = 0$			
p-value dla statystyki F (test Walda)			0,6143
p-value dla testu ilorazu wiarygodności			0,5773
Model: $P(y_i^p = 1) = \Lambda(\beta_1 + \beta_4 l_i + \beta_6 d_i^{HAS})$			
Parametr	Oszacowanie	t-statystyka	p-value
$\beta_1$	1,0299	3,00	0,0027
$\beta_4$	-0,0065	-1,62	0,1049
$\beta_6$	-0,6308	-1,84	0,0657
Iloraz wiarygodności ( $H_0 : \alpha_1 = \alpha_4 = \alpha_6 = 0$ )			7,67
p-value			0,0216



Rysunek 4. Prawdopodobieństwo zmiany wtórnego trendu cenowego i prawdopodobieństwo spehnienia prognozy po ukształtowaniu się formacji na wykresie trendu I-go stopnia.

#### 4. PODSUMOWANIE

Podsumowując wyniki badań należy stwierdzić, że czynniki, które według analityków technicznych determinują wiarygodność formacji technicznych, albo nie wpływają w istotny sposób na prawdopodobieństwa odwrócenia trendu i wypełnienia prognozy wybicia z formacji, albo efekt ich oddziaływania jest przeciwny do postulowanego w podręcznikach analizy technicznej. Wydaje się więc, że analiza formacji w postaci rekomendowanej przez zwolenników analizy technicznej ma małą wartość prognostyczną. Warto zwrócić uwagę, że w przypadku analizowanych danych niezastosowanie się do rekomendacji analityków technicznych (to znaczy poszukiwanie formacji, które według zaleceń analizy technicznej cechują się małą wiarygodnością) skutkowałoby identyfikacją formacji, w przypadku których prawdopodobieństwo odwrócenia trendu i spehnienia prognozy minimalnego zasięgu wybicia jest stosunkowo duże. Jednak tezę tę mogą potwierdzić tylko badania zrealizowane z wykorzystaniem innych danych, np. pochodzących z rynku walutowego – autor ma zamiar przeprowadzić je w najbliższym czasie.

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

#### LITERATURA

- [1] Barberis N., Thaler R., [2003], *A survey of behavioral finance*, w *Handbook of the Economics of Finance*, praca zbiorowa pod redakcją G. Constantinides, M. Harrisa i R. Stulza.
- [2] Brock W., Lakonishok J., LeBaron B., [1992], *Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns*, „The Journal of Finance”, s. 1731-1764.
- [3] Cochrane J., [2001], *Asset Pricing*, Princeton NJ, Princeton University Press.
- [4] Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., [2001], *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- [5] Gourieroux Ch., [2000], *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge, Cambridge University Press.

- [6] Greene W., [2000], *Econometric Analysis*, Upper Sadle River, Prentice Hall International Inc.
- [7] Grotowski M., [2006], *Weryfikacja wybranych metod analizy technicznej*, niepublikowana rozprawa doktorska, Kraków.
- [8] Györfi L., Kohler M., Krzyżak A., Walk H., [2002], *A Distribution – Free Theory of Nonparametric Regression*, Nowy Jork, Springer – Verlag Inc.
- [9] Lo A., Mamaysky H., Wang J., [2000], *Foundations of Technical Analysis: Computational Algorithms, Statistical Inference and Empirical Implementation*, „The Journal of Finance”, s. 1705-1765.
- [10] Malkiel B., [2003], *Błądząc po Wall Street. Dlaczego nie można wygrać z rynkiem*, Warszawa, WIG-PRESS.
- [11] Neftci S., [1991], *Naive trading rules in financial markets and Wiener-Kolmogorov prediction theory: A study of Technical Analysis*, „Journal of Business”, s. 549-571.
- [12] Murphy J.J., [1999], *Analiza techniczna rynków finansowych*, Warszawa, WIG-PRESS.
- [13] Osler C., Chang K., [1995], *Head and Shoulders: Not Just a Flaky Pattern*, Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, nr 4.
- [14] Plummer T., [1995], *Psychologia rynków finansowych. U źródeł analizy technicznej*, Warszawa, WIG-PRESS.
- [15] Pring M., [1998], *Podstawy analizy technicznej*, Warszawa, WIG-PRESS.
- [16] Schwager J.D., [2002], *Analiza techniczna rynków terminowych*, Warszawa, WIG-PRESS.
- [17] Sullivan R., Timmermann A., White H., [1999], *Data-Snooping, Technical Trading Rule Performance, and the Bootstrap*, „The Journal of Finance”, s. 1647-1691.

Praca wpłynęła do redakcji w kwietniu 2008 r.

#### ZASTOSOWANIE MODELU LOGITOWEGO DO WERYFIKACJI SKUTECZNOŚCI ANALIZY FORMACJI CENOWYCH

##### Streszczenie

Tematem artykułu jest weryfikacja skuteczności analizy formacji cenowych – metody stosowanej przez zwolenników analizy technicznej w celu prognozowania zmian kursów papierów wartościowych. W artykule przedstawiono algorytm pozwalający w mechaniczny i obiektywny sposób identyfikować 6 wybranych formacji cenowych, które sygnalizują zmianę trendu cenowego. Stosując ten algorytm oraz model logitowy zweryfikowano wartość sygnałów transakcyjnych otrzymywanych w momencie ukształtowania się formacji. Zwrócono szczególną uwagę na jakość prognoz zmiany trendu cenowego oraz minimalnego ruchu kursu wynikających z pojawienia się formacji. Jakość tą oceniano przez pryzmat prawdopodobieństwa, z jakim dana prognoza jest spełniana.

Otrzymane rezultaty skłaniają do sformułowania tezy, iż analiza formacji realizowana zgodnie z zasadami opisanymi w podręcznikach analizy technicznej, nie dostarcza wartościowych sygnałów transakcyjnych, ponieważ prawdopodobieństwo spełnienia prognozy wynikającej z ukształtowania się formacji technicznej jest niskie. Ponadto okazuje się, że czynniki, które według analityków technicznych powinny zwiększać wiarygodność formacji, a więc i prognoz z niej płynących, albo ją zmniejszają, albo nie mają na nią istotnego wpływu.

Jedynie wyniki badań dotyczących wiarygodności formacji głowy i ramion (w wersji podstawowej i odwróconej) pozwalają wyciągnąć wnioski inne od przedstawionych powyżej. W przypadku tych formacji prognoza zmiany trendu cenowego wydaje się być wartościowa, ale przewidywany zakres zmian kursów po zmianie trendu jest przeszacowany.

**Słowa kluczowe:** analiza techniczna, analiza formacji cenowych, trendy cenowe, słaba efektywność, model logitowy.

## A LOGIT ANALYSIS OF EFFICACY OF CHARTING PATTERNS

## Summary

This paper presents the results of investigation of efficacy of charting patterns, which are used by chartists to forecast changes of securities' prices. Fully objective method of identification of 6 chosen patterns is described. It is similar to the approach of Lo, Mamaysky and Wang (2000) but includes some enhancements: (1) the method of stock prices noise elimination is not statistical but instead is build upon the tenets of Dow Theory which forms the basis of trend analysis in charting, (2) it includes the stage of pre-pattern trend direction check, and (3) it allows one to analyze trends formed during periods of different length.

This method combined with logit model is used to verify the quality of transaction signals which arise when patterns occur. The emphasis was put on two issues: (1) the quality of the forecast of trend change, which is generated by the occurrence of each of analyzed patterns, (2) the quality of the forecast of price change following the occurrence of the pattern. The results provide some evidence that charting patterns generate poor transaction signals. Moreover the factors which according to chartists should increase the quality of forecasts associated with patterns, do not affect it or even decrease it. For example the analysis shows that the bigger the pattern is, and the longer the period of its formation is the less probable is fulfillment of the forecast associated with the occurrence of this pattern. This finding is clearly inconsistent with the content of books and papers about charting.

The only exception are results concerning the efficacy of head-and-shoulders patterns. In case of these patterns it turned out that the forecast of trend reversal which is generated by their occurrence, is worth attention. Unfortunately the forecasted strength of price trend following the occurrence of these patterns tends to be overestimated which lessens the significance of good trend reversal forecast.

**Key words:** charting, charting patterns, weak efficiency, price trends, logit analysis.