

**Jerzy Zemke**

Uniwersytet Gdański  
e-mail: jerzy.zemke@ug.edu.pl

---

## PROGNOZY JAKOŚCIOWYCH UWARUNKOWAŃ DECYZJI GOSPODARCZYCH

---

## FORECASTS OF QUALITATIVE DETERMINANTS OF BUSINESS DECISIONS

---

DOI: 10.15611/ekt.2017.1.04

JEL Classification: C53, C60

**Streszczenie:** Pomiar prywatności, jakości środowiska, poziomu bezpieczeństwa oparty jest najczęściej na przyporządkowaniu tym zmiennym cech jakościowych, takich jak: prywatność pełna bądź niepełna, jakość środowiska wysoka, niska, przeciętna, bezpieczeństwo niskie, wystarczające, perfekcyjne. Sformułowano tezę, iż zmienne przyjmujące wartości niematerialne, jeśli tylko są identyfikowalne, są mierzalne. Celem opracowania jest budowa instrumentów, które umożliwią odwzorowanie zbioru cech jakościowych zmiennych w zbiory liczbowe. W realizacji celu badawczego wykorzystano ideę E. Fermi rozkładu zmiennej jakościowej na pozostające ze sobą w uporządkowanej relacji mierzalne zdarzenia elementarne. Pomierzone zdarzenia odtwarzają przeszłość zmiennych jakościowych. Na ich podstawie budowane są modele tendencji stanowiących podstawę szacowania prognoz.

**Słowa kluczowe:** zmienna jakościowa, dekompozycja Fermi, rozkład zmiennej jakościowej na mierzalne zdarzenia elementarne, prognoza dekompozycji zmiennej jakościowej.

**Summary:** Measurements of privacy, environment quality, security level, are usually based on assigning qualitative attributes to these variables, e.g. absolute or limited privacy, high, low or average quality of environment, low, sufficient or perfect security. purpose of the paper is to design instruments that will enable mapping of a set of qualitative features into sets of numbers. To achieve the research objective, the solution proposed by E. Fermi was used. Referred in the literature of the subject as decomposition, it decomposes a qualitative variable into measurable, elementary events that remain in an orderly relation with each other. Based on the measured events, the past of qualitative variables is reconstructed and models of tendencies are designed as a basis for estimating forecasts.

**Keywords:** qualitative variable, Fermi decomposition, decomposition of a qualitative variable into elementary events, forecast of the qualitative variable decomposition.

*„Kiedy możesz zmierzyć to, o czym mówisz,  
i wyrazić w liczbach, już coś o tym wiesz.”*

Lord Kelvin (1824-1907),  
angielski fizyk i członek Izby Lordów

## 1. Wstęp

Prognozy w procesach zarządzania pełnią istotną funkcję, a mianowicie uwiarygadniają zdefiniowane w planach cele strategii rozwoju przedsiębiorstw, wspomagając procesy weryfikacji sporządzonych studiów możliwości, urzeczywistniając wizję właścicieli. Uwiarygodnienie planowanych celów w połączeniu z weryfikacją możliwości ich wykonania wpisuje się w obszar preparacyjnych funkcji prognoz, przygotowujących działania, które miałyby zidentyfikować czynności wspomagające realizację planowanych celów. Funkcja aktywizująca prognoz pobudza te działania, które mają wspierać procesy realizacji zaplanowanych celów. Jednocześnie powstrzymuje te, które mogą prowadzić do zdarzeń pozostających w sprzeczności z planowanymi celami. Funkcja aktywizująca prognoz pobudza do formułowania prognoz badawczych. Ten rodzaj prognoz cechuje wszechstronne rozpoznanie przyszłości ukazujące prawdopodobne scenariusze prognostyczne. Ważną funkcją procesów planowania, opartych na prognozach badawczych, są prognozy ostrzegawcze, przewidujące niekorzystne scenariusze zdarzeń mogących mieć wpływ na realizację planowanych celów [Secomski 1966]. Ważną cechą prognoz jest ich funkcja informacyjna, a istotną rolą zawartości informacyjnej prognozy jest pobudzanie świadomości przyszłych zmian [Cieślak (red.) 1997, s. 21-23].

Prognoza jest zmienną losową. Jej cechą jest niepewność, powodowana zmianami uwarunkowań prognostycznych. Oznacza to, że postrzeganie prognoz jako opisu przyszłych zdarzeń w horyzoncie prognozy – jako okresu przewidywalnej stabilności – jest błędem. Powodem jest bliżej nieokreślona dynamika zmian uwarunkowań w przyszłości, ale także zwykle nieuwzględnianych uwarunkowań jakościowych.

Cechą procesów zarządzania jest ich warunkowość wynikająca z konieczności uwzględniania uwarunkowań otoczenia decyzyjnego<sup>1</sup>. W powszechnej ocenie codzienna praktyka gospodarcza dostrzega liczne przypadki zmiennych o cechach jakościowych – niematerialnych, np.: prywatność, jakość środowiska, poziom bezpieczeństwa, stan zdrowia. Zmienne takie bardzo często nie poddają się obserwacji, wobec czego jesteśmy skłonni przyporządkować im cechy jakościowe, takie jak np.: prywatność pełna bądź niepełna, jakość środowiska wysoka, niska, przeciętna,

---

<sup>1</sup> Obszarem uwarunkowań bezpośrednich organizacji są: zasoby, kompetencje, strategie. Mikro-otoczenie – otoczenie konkurencyjne: dostawcy, nabywcy, konkurenci. Makrootoczenie: ekonomiczne, prawne, demograficzne, kulturowe, technologiczne, społeczne, polityczne, środowiskowe [Gołębiowski 2001].

bezpieczeństwo niskie, wystarczające, perfekcyjne, stan zdrowia stabilny, zadowalający. Taki wynik pomiaru ma wymiar subiektywny, co może prowadzić do wieloznaczności – oceny tej samej zmiennej wykazywać będą diametralne różnice, a co więcej, będzie ich nawet tyle, ilu oceniających. Przekonanie o ich niewymierności bywa tak silne, że niepodejmowane są nawet próby obserwacji tych zmiennych.

W powszechnej ocenie zmienne mające wymiar jakościowy są niemierzalne i jest to pogląd w swych skutkach kosztowny. Jego akceptacja powoduje nieuzasadnione koszty przedsiębiorstw, instytucji opieki społecznej i zdrowotnej, ochrony środowiska. Jeżeli ważne decyzje wymagają analizy uwarunkowań przyjmujących wartości jakościowe, a decydent postrzega je jako niemierzalne, to z dużym prawdopodobieństwem można uznać, że nie zostaną podjęte nawet próby ich pomiaru. W takich przypadkach w procedurze monitoringu realizacji podjętych decyzji dociera jedynie informacja o zmiennych mierzalnych i pomimo oddziaływania także zmiennych o wartościach niematerialnych w świadomości decydenta ten zbiór uwarunkowań nie funkcjonuje. Funkcjonowanie w warunkach ograniczonej informacji może być źródłem błędów, skutkiem których następuje stała kumulacja błędów realizowanych procesów decyzyjnych, a ich konsekwencje dotyczą sfery relacji personalnych, finansów, błędnych decyzji związanych z funkcjonowaniem organizacji, niewłaściwej oceny rynku dostawców, popytu na rynku, czego ukoronowaniem mogą być niezrealizowanie cele przyjęte w planach rozwoju organizacji gospodarczej.

Celem pracy jest konstrukcja instrumentów pomiaru uwarunkowań otoczenia decyzyjnego przyjmujących wartości niematerialne. Realizacja zamierzonego celu jest wynikiem powszechnie prezentowanej opinii o braku instrumentów pomiaru zmiennych przyjmujących wartości niematerialne. Takie przekonanie może być wynikiem braku wiedzy o możliwych rozwiązaniach bądź uznania, że instrumenty wykorzystywane przy pomiarach są nieskuteczne.

Pomiar uwarunkowań procesów decyzyjnych z założenia zmniejsza niepewność dotyczącą celów realizowanych procesów. To pomiar istotnych uwarunkowań determinuje wybór scenariuszy decyzyjnych. Jeśli uwarunkowania procesu decyzyjnego są istotne, to są „podatne” na obserwację, a zatem są identyfikowalne, stąd teza badawcza pracy.

*Teza: zmienne jakościowe, jeśli tylko są identyfikowalne, są mierzalne, a przez to możliwa jest ich ekstrapolacja – prognoza.*

Jeśli zatem mamy możliwość obserwacji zdarzeń i jeżeli zdarzenia te mają istotny wpływ na realizację naszych celów, to należy je bezwarunkowo zmierzyć, i to niezależnie od braku pewności co do wiarygodności pomiaru. Pomiar wzbogaca wiedzę o zdarzeniach mających znaczenie dla realizowanych procesów decyzyjnych, bowiem: „gdy nie potrafisz przedstawić tego w liczbach, twoja wiedza jest uboga i niedostateczna” (Lord Kelvin)<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup>Lord Kelvin (1824 – 1907), angielski fizyk i członek Izby Lordów.

Główne powody, które sprawiają, że zmienne jakościowe postrzegane są jako niewymierne – niemierzalne, to: brak identyfikacji zmiennych, błędne rozumienie definicji pomiaru, brak jednoznacznego określenia mierzonej zmiennej oraz błędny wybór metod pomiaru. Codziennność, ale i potrzeby badawcze środowiska naukowego, oczekują opracowań potrafiących odpowiedzieć na pytanie o możliwość pomiaru zmiennych niematerialnych.

Procesy prognozowania poddają weryfikacji wizję realizacji planów łącznie z realiami wyznaczanymi przez uwarunkowania otoczenia, w którym realizowane będą cele zdefiniowane w planie. Wiarygodność szacowanych prognoz z pominięciem dynamicznych zmian uwarunkowań oraz zmian struktury modeli prognostycznych maleje wraz z wydłużaniem okresu prognozowania i pogłębia się pod wpływem zdarzeń ekstremalnych, które występują, ale z prawdopodobieństwem bliskim zeru<sup>3</sup>.

## 2. Przyszłość – opis formalny

„Trudno jest przewidywać, a już przyszłość zwłaszcza” – ta wypowiedź Yogiego Berry’ego, człowieka spoza kręgu nauki, trenera baseballa, oddaje skalę trudności, jakie napotykamy, opisując przyszłość. Nie sposób tego dokonać bez przyjęcia istotnego założenia, opartego na przekonaniu, że przyszłość będzie podobna do przeszłości. Przyszłość miałaby być odwzorowaniem zdarzeń, które wystąpiły w przeszłości. Potwierdza to powszechną interpretację opisu przyszłości, a przekonanie to wspiera teza twierdzenia Tietzego o możliwej ekstrapolacji funkcji ciągłych poza ich dziedzinę [Engelking 1975, s. 97]<sup>4</sup>. Obrazem dziedziny, w której funkcja jest określona, jest przeszłość prognozowanej prawidłowości, a pole ekstrapolacji opisuje przyszłość – obszar określany horyzontem prognozy. Takie rozwiązanie wyraża ryzykowny pogląd, mamy bowiem wiele dowodów na to, że przyszłość wymyka się naszym zdolnościom poznawczym, wynikającym z ograniczeń spowodowanych nakładaniem inherentnych strukturalnych ograniczeń na umiejętność prognozowania<sup>5</sup>. Potwierdzają to wyniki badań Hadamarda, Poincarego, von Hayeka czy Popera, które można określić jako strukturalne ograniczenia umiejętności opisu przyszłości<sup>6</sup>. In-

---

<sup>3</sup> Nassim Nicholas Taleb (2014) określa je mianem „czarnych łabędzi”, a Poincaré (1902) pisze, że zastosowanie funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa w takich przypadkach jest skazane na niepowodzenie.

<sup>4</sup> Twierdzenie Tietzego–Urysohna: każdą funkcję ciągłą o wartościach rzeczywistych (bądź ogólniej – o wartościach w wielowymiarowej przestrzeni euklidesowej), która jest określona na domkniętej podprzestrzeni, można ekstrapolować, określając funkcję ciągłą na całej przestrzeni; jeżeli funkcja ta jest ponadto ograniczona, to można zidentyfikować rozszerzenie ograniczone.

<sup>5</sup> Inherentne strukturalne ograniczenia są zbiorem cech, które są nierozzerwalnie związane z danym pojęciem; coś, co przesądza o jego istocie i naturze, bez tej cechy nie byłoby tym, czym jest.

<sup>6</sup> Jacques S. Hadamard – matematyk francuski, ur. 1865 r. w Wersalu, zm. w 1963 r. w Paryżu, badacz funkcjonalów liniowych ciągłych nad przestrzenią funkcji ciągłych określonych na pewnym zwartym przedziale. Henri Poincaré – matematyk i filozof francuski, prekursor teorii względności, ur.

herentne ograniczenia prognozowania dotyczą błędnego rozpoznania uwarunkowań mających istotny wpływ na prognozowaną rzeczywistość. Pomijając nieobecność niektórych uwarunkowań w opisie przeszłości, zauważamy, że niektóre z nich mają cechy ilościowe – mierzalne, a inne jakościowe. Cechy jakościowe pewnych uwarunkowań mogą być przyczyną ich „nieobecności” w opisie, a jeśli zostały w nim uwzględnione, to możliwe, że nadano im wartości należące do ograniczonego ilościowo zbioru liczbowego, np.:  $[-1,0,1]$  itp., co przekreśla ich wiarygodne znaczenie funkcjonowania w zbiorze założeń prognostycznych.

## 2.1. Diagnozowania przeszłości

Diagnozowanie przeszłości równoznaczne z budową modelu formalnego, opartego na podstawie danych z diagnozowanego okresu, może okazać się niezadowolające. Przyczyną może być brak stabilności kategorii ekonomicznych tworzących strukturę diagnozowanych relacji, ale nie jest to jedyna przyczyna, są inne równie istotne. Tu należy wymienić: błędnie „dobraną” postać analityczną modelu, włączenie do opisu modelu nieistotnych zmiennych, przy jednoczesnym pominięciu istotnych. To pominięcie zmiennych wpływać może z błędów identyfikacji zmiennych modelu, ale może także wynikać z braku rozwiązania problemu funkcjonowania w modelu zmiennych jakościowych. Szczególnie brakuje zdefiniowania takiego odwzorowania, które jakości przyporządkuje ilość, a więc transformacji, która dopełni zbiór istotnych zmiennych dla formalnego opisu przeszłości.

Proces prognozowania wyróżnia dwa etapy: przetworzenie danych o przeszłości prognozowanej relacji i szacowanie prognoz [Czerwiński, Guzik 1980, s. 24; Cieślak (red.) 1997, s. 35]. Definiuje prognozowanie jako wynik diagnozowania przeszłości łącznie z naukowym przewidywaniem przyszłości. Diagnozowanie przeszłości jest tożsame z budową modelu formalnego, natomiast przejście od przetworzonych danych (modelu) do prognozy jest realizowane według reguł prognostycznych: podstawowej, podstawowej z poprawką, największego prawdopodobieństwa oraz reguły minimalnej straty.

Reguła podstawowa szacowania prognoz jest rozwiązaniem odwołującym się do tezy twierdzenia Tietzego. Prognoza konstruowana według takiej reguły jest ekstrapolacją funkcji – modelu – poza próbę. Użycie reguły podstawowej jest rezultatem prze-

---

1854 r. niedaleko Nancy, zm. 1912 r. w Paryżu, sformułował tezę o rozpraszaniu prognozy, opartej na interakcji trzech ciał – 1889 r. Friedrich Von Hayek – ekonomista austriacki, ur. 1899 r. w Wiedniu, laureat Nagrody Nobla w 1974 r. „za pionierską pracę w dziedzinie teorii pieniądza i wahań gospodarczych oraz za pogłębioną analizę współzależności zjawisk ekonomicznych, społecznych i instytucjonalnych”. Karl Raimund Popper, filozof, ur. 1902 r. w Austrii, zm. 1994 w Londynie, jego system filozoficzny został przez niego samego nazwany racjonalizmem krytycznym, który uważał za kontynuację filozofii Immanuela Kanta. Sformułował zasadę falsyfikowalności jako kryterium naukowości (popperyzm) oraz koncepcję społeczeństwa otwartego, będącego swoistym rozwinięciem koncepcji demokracji Johna Locke’a i Johna Stuarta Milla.

konania, że model z akceptowalną dokładnością opisał przeszłość relacji lub zbioru relacji (modele wielorównaniowe) i tę własność zachowa w okresie prognozy<sup>7</sup>.

Model jednorównaniowy klasycznej regresji liniowej:

$$Y = X \alpha + \xi, \quad (1)$$

$Y$  – wektor obserwacji zmiennej objaśnianej o wymiarze  $n \times 1$ ,

$X$  – macierz obserwacji zmiennych objaśniających o wymiarze  $n \times (m + 1)$ ,

$\alpha$  – wektor parametrów strukturalnych macierz o wymiarze  $(m + 1) \times 1$ ,

$\xi$  – wektor składników losowych macierz o wymiarze  $n \times 1$ .

Warunkowa wartość oczekiwana zmiennej  $Y$  jest liniową funkcją zmiennych objaśniających  $X$ :

$$E(Y|X) = X \alpha + E(\xi|X) = X \alpha. \quad (2)$$

Otrzymany wynik definiuje prognozę w momencie  $t \in [n, T]$

$$Y_t^{(p)} = E(Y|X), \quad (3)$$

gdzie:  $Y_t^{(p)}$  – prognoza zmiennej  $Y$  w momencie  $t$ ,  $E(Y|X)$  wartość oczekiwana zmiennej  $Y$  w momencie  $t$ .

Prognoza obliczana na podstawie równania (3) jest wynikiem stosowania reguł prognozy podstawowej i oznacza, że w długim horyzoncie prognozy błędy przypadkowe zniósą się, a w rezultacie oszacowana wartość zmiennej  $Y_t^{(p)}$  przyjmie status prognozy trafnej.

Status prognozy trafnej uzupełnia reguła największego prawdopodobieństwa. Metoda jest stosowana w procesie szacowania prognoz, gdy znany jest rozkład gęstości prawdopodobieństwa zmiennej prognozowanej. W takim przypadku prognoza zmiennej  $Y$  jest szacowana na poziomie maksymalnej wartości funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa.

W procesach decyzyjnych wykorzystujących informacje o przyszłych wartościach kategorii ekonomicznych, określających cele realizowanych procesów rozwoju organizacji gospodarczych, istotnym pojęciem jest poziom akceptowalnej straty. Zakładając, że wielkość straty jest funkcją błędu prognozy, należy stwierdzić, że określenie uwarunkowań, przy których funkcja ta przyjmuje wartość minimalną, pozwala oszacować poziom dopuszczalnej straty. Oszacowanie uwarunkowań minimum funkcji błędu prognozy określa kryterium minimalnej straty.

Reguła podstawowa z poprawką jest modyfikacją metody podstawowej stosowaną w przypadku, gdy zaobserwowane odchylenia danych empirycznych od modelu mogą utrzymywać się w przyszłości, wówczas reguła prognozy podstawowej (3) przyjęłaby postać:  $Y_t^{(p)} = E(Y_t) + p$ , gdzie parametr  $p$  jest poprawką prognoz dla  $t > n$  [Czerwiński, Guzik 1980, s. 111].

<sup>7</sup> Reguła podstawowa szacowania prognoz realizowana jest przy założeniach o zmiennych modelu oraz o składniku losowym klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Cieślak (red.) 1997, s. 35].

## 2.2. Zmienne jakościowe

Wszystko można zmierzyć, jeśli tylko mamy świadomość konieczności pomiaru i potrafimy zaobserwować to, co chcemy zmierzyć. Wyzwanie odważne; nawet wówczas, gdy pomiar jest mało wiarygodny, to jest pomiarem. Jeśli poprzez to powiększa zasób wiedzy o czymś, co wydawało się niemierzalne, określane co najwyżej w kategoriach jakości, jest już znacznym osiągnięciem.

Przekonanie o niemożliwości dokonania pomiaru jest w praktyce obezwładniająca do tego stopnia, że niepodjęmowane są nawet próby obserwacji czynników niewymiernych. A powinny, bowiem dla oceny skuteczności czy efektywności decyzji prawnych, administracyjnych czy politycznych konieczne jest dokonanie pomiaru skutków określanych cechami jakościowymi, np.: wpływu zmian dotychczasowej polityki rządu centralnego w obszarze środowiska naturalnego na zdrowie publiczne, szans wygrania rządzącej partii politycznej w nadchodzących wyborach parlamentarnych, jakości obsługi obywateli przez administrację lokalną, jakości pracy sędziów sądowych, wartości informacji itp. Nie budzi sporu konieczność pomiaru skutków decyzji czy ocena szans lub jakości. Miara jest w tym przypadku istotna, jej zawartość informacyjną oddają słowa Lorda Kelvina: „gdy nie potrafisz przedstawić tego w liczbach, twoja wiedza jest uboga i niedostateczna; mogą to być zaczątki wiedzy, ale ty w swoim umyśle prawie nie zrobiłeś postępów na drodze nauki”. Ta ważna wypowiedź uzasadnia konieczność pomiaru. Postrzegamy miarę jako ważny element poznania, a co istotne – redukcji niepewności dotyczącej przyczyn zmian otoczenia decyzyjnego.

Przeświadczenie, że nie można dokonać pomiaru czynników niematerialnych, powoduje zaniechanie ważnych strategicznie projektów na rzecz projektów błahych tylko dlatego, że w tym drugim przypadku zarządzający projektem potrafili dokonać pomiaru i uwarunkowań decyzji i skutków ich podjęcia. W tę problematykę wpisuje się także prognozowanie. Umiejętność ukazania w horyzoncie prognozy skutków jest istotnym krokiem w kierunku poznania.

## 2.3. Pomiar zmiennych jakościowych

Na co może wpłynąć pomiar, czy w procesie decyzyjnym informacja o mierze jest istotna? Czy miara stanowi istotny element korekty procesu decyzyjnego? Jeśli odpowiedzi na obydwa pytania są twierdzące, to oznacza, że mierzona informacja ma istotną wartość dla realizowanego procesu decyzyjnego i bezwarunkowo należy dokonać jej pomiaru nawet, gdy nie dysponujemy skutecznym instrumentarium pomiarowym. Znany i skuteczny pionierski pomiar uzyskany w wyniku rozkładu informacji na składowe i przybliżony pomiar składowych jest dziełem Enrico Fermiego. Metoda ta znana jest pod nazwą dekompozycji Fermiego<sup>8</sup>. Idea Fermiego estymacji

<sup>8</sup> Oryginalna przybliżona metoda pomiaru łączy się z włoskim fizykiem Enrico Fermiego. Fermi w grupie fizyków 16 lipca 1945 r. uczestniczył w teście broni masowego rażenia – bomby atomowej.

zmiennych jakościowych, co do których nie mamy pojęcia, jaka jest ich rzeczywista wartość, sugeruje rozwiązanie tego problemu przez rozkład zmiennych na mierzalne składowe, a następnie pomiar łączny składowych.

**Definicja.** *Dekompozycja Fermiego jest rozkładem wartości niematerialnej  $X$  na skończony zbiór mierzalny zdarzeń elementarnych  $x_i$ ;  $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ . Rozkład porządkuje relacja  $R$  określona w zbiorze  $X$  tak, że:*

$$\forall_{i \neq j \in \{1, 2, \dots, n\}}, x_i, x_j \in X; x_i R x_j \Leftrightarrow m(x_i) < m(x_j), \quad (3)$$

gdzie:  $\forall_{i \in \{1, 2, \dots, n\}}$   $m(x_i)$  – miara zdarzenia  $x_i$ ,  $<$  – relacja poprzedzania.

Wynik dekompozycji porządkuje ciąg miar zdarzeń elementarnych  $\{m(x_i)\}$ , o istotnej właściwości, mianowicie miara  $n$ -tego zdarzenia jest miarą zmiennej  $X$ .

### 3. Prognoza zmiennych jakościowych

Model jednorównaniowy klasycznej regresji liniowej jest relacją:

$$Y = X\alpha + \xi, \quad (4)$$

prognoza zmiennej  $Y$  w momencie  $t \in [n, T]$  jest równa  $Y_t^{(p)} = E(Y|X)$ , gdzie:

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix} \Leftrightarrow X = (X_1 \quad X_2 \quad \dots \quad X_k),$$

gdzie:  $E(Y|X) = X\alpha + E(\xi|X) = X\alpha$ .

Oznaczmy podzbiór zmiennych jakościowych  $X^{(nw)}$  zbioru zmiennych objaśniających  $X$  modelu (4), gdzie  $X^{(nw)} \subset X$ . Zmiennym jakościowym  $X_i^{(nw)}$  metodą dekompozycji Fermiego przyporządkowano wartości liczbowe  $X_i^{(nw)} = \{x_i^{(nw)}\}$  przyjmujące wartości w okresie należącym do przedziału  $[1, n]$ . W rezultacie wszystkie elementy macierzy zmiennych  $X$  modelu (4) zostają określone ilościowo:

---

Jako jedyny z całego zespołu nie przygotował instrumentu do pomiaru siły wybuchu, a jedynym jego „instrumentem pomiaru” była porwana w strzępy karta papieru, które wypuścił z dłoni, pozwalając, by niósł je podmuch wybuchu. Dokonał pomiaru najdalszej odległości, do której dotarły strzępy papieru, uznając, że odpowiadają maksymalnej sile wybuchu. Fermi uznał, że wybuch testowy miał siłę 10 kiloton. Pomiar pozostałych członków zespołu dokonane prymitywnymi przyrządami oscylowały w granicach 2-5 kiloton. Uwarunkowania pierwszego wybuchu atomowego po analizie pozwoliły oszacować siłę wybuchu na poziomie 18,6 kilotony.



$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1l}^{(mw)} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2l}^{(mw)} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nl}^{(mw)} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix} \Leftrightarrow X = (X_1 \ X_2 \ \dots \ X_l^{(mw)} \ \dots \ X_k).$$

Przy określonych założeniach oszacowane zostaną wartości zmiennych  $\{X_1, X_2, \dots, X_l^{(mw)}, \dots, X_k\}$  modelu (4), definiujące elementy macierzy wartości zmiennych objaśniających w przedziale prognozy  $[n + 1, T]$ :

$$X^{(p)} = \begin{pmatrix} x_{n+11}^{(p)} & x_{n+12}^{(p)} & \dots & x_{n+1l}^{p(mw)} & \dots & x_{n+1k}^p \\ x_{n+21}^{(p)} & x_{n+22}^{(p)} & \dots & x_{n+2l}^{p(mw)} & \dots & x_{n+2k}^{(p)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{T1}^{(p)} & x_{T2}^{(p)} & \dots & x_{Tl}^{p(mw)} & \dots & x_{Tk}^{(p)} \end{pmatrix},$$

w rezultacie możliwe jest oszacowanie prognoz zmiennej  $Y$  w przedziale  $[n + 1, T]$   $Y_t^{(p)} = E\left(Y \mid X^{(p)}\right)$ .

**Przykład.** Pośrednik planuje otwarcie salonu aut używanych w miejscowości S. Jakie szanse na rynku w S miałyby pośrednik, jeśli oczekuje minimalnego poziomu prowizji z pośrednictwa ze sprzedaży w kwocie 280 000,00 zł rocznie. Analizy rynku samochodów używanych w okresie [2001–2014] w miejscowości S dokonano na podstawie danych tab. 1.

**Tabela 1.** Pomiar elementów dekompozycji

Lp.	Rok	Liczba rejestr. aut $x_0$	Liczba sprzedanych aut używanych $x_1$	Przychód $x_2$	Przychód minus koszt pracy $x_3$	Dochód łączny $x_4$	Dochód salonu sprzedaży $x_5$
1	2	3	4	5	6	7	8
1	2001	2005	1474	8 401 800,00	4 032 864,00	1 290 516,48	645 258,24
2	2002	2069	1521	8 669 700,00	4 161 456,00	1 331 665,92	665 832,96
3	2003	2056	1511	8 612 700,00	4 134 096,00	1 322 910,72	661 455,36
4	2004	2084	1532	8 732 400,00	4 191 552,00	1 341 296,64	670 648,32
5	2005	2052	1508	8 595 600,00	4 125 888,00	1 320 284,16	660 142,08
6	2006	2065	1518	8 652 600,00	4 153 248,00	1 329 039,36	664 519,68
7	2007	1800	1323	7 541 100,00	3 619 728,00	1 158 312,96	579 156,48
8	2008	2053	1509	8 601 300,00	4 128 624,00	1 321 159,68	660 579,84
9	2009	1996	1467	8 361 900,00	4 013 712,00	1 284 387,84	642 193,92
10	2010	2011	1478	8 424 600,00	4 043 808,00	1 294 018,56	647 009,28

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5	6	7	8
11	2011	1963	1443	8 225 100,00	3 948 048,00	1 263 375,36	631 687,68
12	2012	2024	1488	8 481 600,00	4 071 168,00	1 302 773,76	651 386,88
13	2013	2016	1482	8 447 400,00	4 054 752,00	1 297 520,64	648 760,32
14	2014	2014	1480	8 436 000,00	4 049 280,00	1 295 769,60	647 884,80

\* Dochody w latach 2001-2014 uwzględniają dwa salony sprzedaży.

Źródło: dane wydziału komunikacji urzędu miasta S.

A. Dane początkowe – liczba zarejestrowanych aut w latach 2001-2014

B. Założenia dekompozycji:

1. W miejscowości S zarejestrowane pośrednictwo sprzedaży aut prowadzi 2 salony.

2. Liczba aut sprzedanych w 2014 r. w miejscowości S – 1480 pojazdów.

3. Sprzedane auta używane stanowią 73,5% zarejestrowanych aut w S.

4. Średni dochód z pośrednictwa w sprzedaży to 5700,00 zł.

5. Przeciętny dochód roczny 2 salonów sprzedaży – 8 436 000,00 zł.

6. Koszty pracy stanowią 48% uzyskanego przychodu; pomniejszają uzyskany przychód do 4 049 280,00 zł.

7. Kwota netto – 1 295 765,60 zł.

8. Średni roczny dochód salonu sprzedaży – 647 884,80 zł.

Zmienną  $D_t = m(x_5)$  (dochód roczny salonu sprzedaży) rozłożono na ciąg zdarzeń elementarnych  $\{x_0, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5\}$ . Na podstawie założeń dekompozycji sformułowanych w punktach 1-8 oszacowano miary  $\forall_{i \in \{1,2,3,4,5\}} m(x_i)$ , a po uwzględnieniu relacji porządku miar zdarzeń rozkładu zmiennej  $D_t$  otrzymano zbiór  $m(x_0) < m(x_1) < m(x_2) < m(x_3) < m(x_4) < m(x_5)$ . Założeniem wyjściowym jest liczba zarejestrowanych aut  $m(x_0)$  w latach 2001-2014, natomiast wynik końcowy szacowano, przyjmując proporcjonalną strukturę podziału dochodu  $m(x_5)$  pomiędzy dwa funkcjonujące salony sprzedaży<sup>9</sup>.

Na podstawie danych z tab. 1 oszacowano trend zmian dochodu  $D_t$  salonu sprzedaży w latach 2001-2014 (łączny dochód roczny podzielono pomiędzy właścicieli dwóch salonów sprzedaży według reguły dochód łączny/2):

$$D_t = 657.688,70 - 1.248,82t + e_t \quad (5)$$

(1.544,19) (1.761,89)

Na podstawie relacji (5) oszacowano prognozę przeciętnego dochodu w latach 2016, 2017:  $D_{2016} = 422 972,33$  zł,  $D_{2017} = 421 942,87$  zł. Oszacowane prognozy

<sup>9</sup> Analiza wyceny rynku wymaga uwzględnienia przyjęcia założenia o dotychczasowej stabilności struktury sprzedaży aut używanych. To przekonanie może podważyć sygnały z rynku o rosnącej dynamice sprzedaży aut za pośrednictwem Internetu.

uwzględniają dochód właścicieli trzech salonów sprzedaży; mają wartość informacyjną, kierowaną do potencjalnego właściciela kolejnego trzeciego salonu sprzedaży.

Jaka jest rzeczywista wartość prognoz? Ograniczenie funkcji prognozy jedynie do wartości informacyjnej jest niewystarczające, szczególnie gdy decyzje oparte na prognozach wymagają uruchomienia nakładów finansowych. Decydent oczekuje oceny dokładności prognoz oraz oszacowania ich trafności. Obydwa pojęcia są pokłosiem niepewności sądu co do oszacowanych prognoz, a miarą niepewności sądu jest błąd prognozy, który jest różnicą pomiędzy wartością zmiennej prognozowanej i jej oszacowaną prognozą. Tak definiowany błąd prognozy jest jednym z możliwych błędów prognozy [Guzik 1993, s. 246].

Świadomość rozproszenia możliwych prognoz w relacji do realizacji zmiennej prognozowanej sugeruje pomiar rozproszenia przy użyciu wariancji. Wartość wariancji jest błędem *ex ante* prognozy. Dla 95-procentowego przedziału ufności i wartości statystyki *t* o parametrach rozkładu [11; 0,025] jest równa 2,201, zatem wariancja przyjmie wartość 26 836,36, co oznacza, że możliwe prognozy dochodu należą do przedziału [362,87; 481,00 tys. zł]<sup>10</sup>. Błąd prognozy *ex ante* jest miarą dokładności prognozy. Inwestor, przyjmując założenie o odchyleniu wielkości dochodu od oczekiwanego o  $\pm 10\%$ , które jest dla niego akceptowalne, podejmuje ryzyko, bowiem przedział spodziewanego dochodu w 2016 roku wykazuje niekorzystną różnicę, mianowicie minimalna prognoza przychodu w 2016 roku kształtuje się na poziomie 379,75 tys. zł.

Trafność oszacowanych prognoz zmierzono średnim absolutnym błędem procentowym, MAPE = 1,916 %. Przy założeniu akceptacji błędu MAPE na poziomie 5% należy uznać oszacowane prognozy za wiarygodne<sup>11</sup>.

W procedurze rozwiązania problemu analityk zrealizował wszystkie elementy składowe umożliwiające szacowanie skali dochodu:

1. Miał świadomość konieczności pomiaru dochodu na rynku sprzedaży używanych aut.

2. Był przekonany, że prognoza dochodu na interesującym go rynku jest warunkiem podjęcia decyzji otwarcia salonu sprzedaży.

3. Zdefiniował mierzalną dekompozycję zdarzeń elementarnych identyfikującą miarę dochodu salonu sprzedaży używanych aut.

Prognozy dochodu oszacowano przy wykorzystaniu funkcji trendu zmian dochodu łącznego w latach 2001-2014 funkcjonujących w miejscowości S dwóch salonów sprzedaży. Pytanie, czy rynek S jest gotów na przyjęcie trzeciego salonu sprzedaży, pozostaje jednak bez odpowiedzi. Nie zostało bowiem przeprowadzone badanie określające poziom prognozy wejścia na rynek w miejscowości S. Prognozy na lata 2016-2017 są wynikiem proporcjonalnego podzielenia przewidywanego zysku

<sup>10</sup> Przedział prognozy [prog. – wariancja prog. *ex ante*\**t*; prog. + wariancja prog. *ex ante*\**t*].

<sup>11</sup> Do oszacowania parametrów funkcji trendu oraz błędów prognoz użyto pakietu GRET, Załącznik 1.

netto w horyzoncie prognozy dla rynku w S. Ryzyko otwarcia trzeciego salonu jest prawdopodobnie wysokie. Oszacowane prognozy dochodu są punktem wyjścia do dalszych pogłębionych badań rynku. Niemniej wynik badania wpisuje się w motto niniejszego opracowania – to coś, o czym myśli inwestor, wyraził liczbowo, a zatem „już coś o tym wie”.

Inwestor przyjął założenie proporcjonalnego udziału w rynku, co jest dużym uproszczeniem i może być nierealne w realizacji. Jego zamiar „wejścia” na rynek i podjęcia konkurencji z podmiotami już funkcjonującymi na rynku powinna poprzedzić analiza ryzyka takiej decyzji. Do jej przeprowadzenia można użyć metody Monte Carlo, która w swej istocie zakłada wygenerowanie scenariuszy skutków decyzji, by następnie, przyjmując akceptowalny poziom okresu zwrotu nakładów, oszacować ryzyko osiągnięcia takiego okresu zwrotu.

#### 4. Zakończenie

Jeżeli decyzje są podejmowane i realizowane w otoczeniu wykazującym dużą zmienność uwarunkowań (w przypadku niepowodzenia łączący się to z istotnymi konsekwencjami), to pomiar wszystkich uwarunkowań, tych ilościowych i jakościowych, redukuje niepewność, ale głównym jej źródłem są uwarunkowania jakościowe. W uzupełnieniu badania o pomiar zmiennych jakościowych jest miejsce na odpowiedź na pytanie o wartość dokonanego pomiaru. Proces pomiaru zmiennych jakościowych, które w procesach decyzyjnych nie są nośnikami istotnej zawartości informacyjnej dla realizowanych celów, jest zbędny, jest kosztem nieuzasadnionym przeprowadzenia pomiaru. Źródłem wątpliwości jest świadomość szacowania prognoz opartych na nieistotnych uwarunkowaniach procesów decyzyjnych. Nie należy zajmować się pomiarem, jeśli jego wynik nie jest nośnikiem istotnej informacji, postrzeganej z punktu widzenia realizowanych celów.

Pomiar zmiennych jakościowych wspiera procesy decyzyjne. Chcemy poprzez pomiar poznać wartość liczbową zmiennych jakościowych, koszt pozyskania oraz ryzyko wykorzystania pozyskanych informacji ilościowych o zmiennych jakościowych. Dopiero dopełnienie tych trzech warunków powinno otworzyć ostatni etap procesu – szacowanie prognoz.

W pracy skoncentrowano się na prezentacji metodologii pomiaru uwarunkowań jakościowych oraz szacowaniu prognoz tego rodzaju uwarunkowań. Uzupełnienie badania o metodologię pomiaru wartości, kosztu i ryzyka konstrukcji pomiaru wartości niematerialnych wykracza poza zakres opracowania, nie wynika ze sformułowanego celu. Autor tej wypowiedzi ma świadomość, że zaciągnął dług wobec czytelnika i zapowiedziane jako konieczne uzupełnienie: pomiar wartości informacji, koszt informacji oraz ryzyko wykorzystania informacji, zostaną niebawem zaprezentowane w kolejnych publikacjach.

**Załącznik 1.**Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2001-2013 ( $N = 13$ )Zmienna zależna ( $Y$ ): Dochody

Zmienna	Współczynnik strukturalny	Błąd standardowy	Statystyka $t$ -Studenta	Wartość $p$
Stała	659 165,54	13 984,6	47,14	4,80e-014 <sup>888</sup>
Czas	-1544,19	1761,89	-0,8764	0,3995
Śr. arytm. zm. zal.	648 356,20	Odch. stand. zm. zależnej	23.538,48	
Suma kwad. reszt	6,21e <sup>+09</sup>	Błąd stand. reszt	23.769,23	
Wsp. R <sup>2</sup>	0,0652	Skoryg. R <sup>2</sup>	-0.0197	
F(1,11)	0,7681	Wartość p dla testu $F$	0,3995	
Log wiarygodn.	-148,3503	Kryt. Akaike'a	300,7005	
Kryt. Bayes. Sch	301,8304	Kryt. Hannana-Quinna	300,4683	
Autokorel. reszt	-0,2794	Stat. Durbina-Watsona	2,5107	

Dla 95-procentowego przedziału ufności,  $t(11, 0,025) = 2,201$ Dochody prognoza błąd *ex ante* 95-procentowy przedział ufności

2001 645.258,24 657.621,35 26.836,348 [598.554,95; 716.687,76]

Miary dokładności prognoz *ex post*

Średni błąd predykcji ME = -12.363

Błąd średniokwadratowy MSE = 1,5285e + 008

Pierwiastek błędu średnio kwadr. RMSE = 12,363

Średni błąd absolutny MAE = 12,363

Średni błąd procentowy MPE = -1,916

Średni absolutny błąd procentowy MAPE = 1,916

Współczynnik Theila (w procentach) I = 0

## Literatura

- Cieślak M. (red.), 1997, *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Czerwiński Z., Guzik B., 1980, *Prognozowanie ekonometryczne. Podstawy i metody*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Engelking R., 1975, *Topologia ogólna. Biblioteka Matematyczna. Tom 47*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Gołębiowski T., 2001, *Zarządzanie strategiczne. Planowanie i Kontrola*, Difin, Warszawa.
- Guzik B., 1993, *Segmentowe modele ekonometryczne*, Akademia Ekonomiczna, Poznań.
- Hubbard W.D., 2011, *Pomiar uniwersalny. Odkrywanie w biznesie wartości niematerialnych*, MT Biznes Sp. z o.o., Warszawa.
- Secomski K., 1966, *Podstawy planowania perspektywicznego*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Taleb Nassim N., 2014, *Czarny łabędź. O skutkach nieprzewidywalnych zdarzeń*, Kurhaus Publishing, Warszawa.
- Zemke J., 2015, *Wiarygodność prognoz, o alternatywnych instrumentach konstrukcji prognoz*, *Econometrics*, 4(50) 2015, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.