

Szacowanie wartości rynkowej piłkarskich kart zawodniczych przy wykorzystaniu modeli ekonometrycznych

Sebastian Majewski*

Streszczenie: Celem artykułu jest zastosowanie modelowania ekonometrycznego do opisanie wartości karty zawodniczej w zależności od charakterystyk jakości gry zawodnika oraz wartości klubu. Realizacja tak postawionego problemu wymaga przeprowadzenia studiów literaturowych i wyszukania proponowanych modeli wyceny, a następnie podania własnej propozycji i oszacowania modeli. W związku z powyższym postawiono hipotezę, że aktywność sportowa zawodnika, w zależności od pozycji, na której występuje na boisku, istotnie statystycznie wpływa na wartość rynkową jego karty zawodniczej. Dodatkowym założeniem, jakie poczyniono w badaniu, jest założenie o konieczności szacowania modeli w grupach uwzględniających funkcje zawodników w grze (napastnicy, pomocnicy, obrońcy i bramkarze).

Do realizacji celu wykorzystano liniowe i linearyzowane modele ekonometryczne oraz przestrzenną bazę danych opisującą wszystkich zawodników reprezentujących wszystkie kluby niemieckie, występujące w Bundeslidze w sezonie 2013/2014.

Wynikiem przeprowadzonych analiz jest wskazanie zmiennych silnie wpływających na wartość rynkową kart zawodniczych (w przenośni zawodników) oraz lepszej postaci analitycznej modelu, z punktu widzenia miar dobroci dopasowania.

Tekst nawiązuje do badań prowadzonych w Europie od 1999 roku i wskazuje nowe możliwości wykorzystania popularnych narzędzi, jakimi są potęgowe modele ekonometryczne. Jest również przyczynkiem do dalszych badań nad poprawianiem własności modeli.

Słowa kluczowe: przemysł piłkarski, wycena kart zawodniczych, modele przestrzenne

Wprowadzenie

Football jest jedną z najpopularniejszych dyscyplin sportowych na całym świecie. W większości krajów Ameryki Łacińskiej, Afryki a nawet Azji piłka nożna jest sportem narodowym. Nikogo więc obecnie nie dziwi, że sumy transferów między klubami czy kontraktów zawodniczych sięgają bardzo wysokich kwot (Frick 2007). Wydatki transferowe poszczególnych klubów w bieżącym sezonie 2013/2014 sięgają już prawie 180 milionów euro (AS Monaco), a wpływy z tego tytułu w niektórych przypadkach przekroczyły 150 milionów euro (Anży Machaczkała). Najbardziej aktywnymi są kluby z lig: angielskiej, włoskiej, francuskiej i hiszpańskiej.

* dr hab. Sebastian Majewski, Katedra Ubezpieczeń i Rynków Kapitałowych, Uniwersytet Szczeciński, ul A. Mickiewicza 64, 71–101 Szczecin, e-mail: Sebastian.Majewski@wneiz.pl.

Taki wzrost przepływów finansowych spowodował wzrost zapotrzebowania na analizy wspierające procesy decyzyjne. Nikle do niedawna zainteresowanie naukowców ekonomią sportu spowodowane było pewnymi obiektywnymi przyczynami. Do najważniejszych w tym przypadku należy zaliczyć: brak informacji o kwotach transferów i kontraktów zawodniczych oraz czynnikach je determinujących czy sztywne regulacje prawne piłkarskiego rynku pracy, które zostały zmienione „prawem Bosmana” w 1995 roku (Mikołajczyk 2011).

Celem artykułu jest zbudowanie modeli ekonometrycznych opisujących wartość karty zawodniczej w zależności od charakterystyk opisujących jakość gry zawodnika oraz wartości klubu. Realizacja tak postawionego problemu będzie wymagać przeprowadzenia studiów literaturowych celem wyszukania proponowanych modeli wyceny, a następnie podanie własnej propozycji i oszacowanie modeli. W związku z powyższym postawiono hipotezę, że aktywność sportowa zawodnika, w zależności od pozycji, na której występuje na boisku, istotnie statystycznie wpływa na jego wartość rynkową (wartość karty zawodniczej). W proponowanym podejściu zakłada się, że nie można konstruować jednego, uniwersalnego modelu ekonometrycznego szacującego wartość rynkową, za to należy budować modele w oparciu o homogeniczne grupy wynikające z zadań pełnionych przez zawodnika w czasie gry. Stąd zaproponowano modele dla czterech grup (napastników, pomocników, obrońców i bramkarzy), a ich weryfikację przeprowadzono w oparciu o dane dotyczące wszystkich zawodników występujących w niemieckiej Bundeslidze w sezonie 2013/2014. Wykorzystano dane udostępnione przez portal transfermarkt.de.

1. Zarys metodologiczny wyceny kart zawodniczych

Dynamiczny rozwój rynku transferowego w sezonie 2013/2014 spowodował zaangażowanie ogromnego kapitału. W skali wszystkich lig światowych suma wydatków transferowych na ten sezon przekroczyła 3,69 miliarda euro. Brak limitów w zawieraniu transakcji kartami zawodniczymi skutkuje ponadprzeciętnym wzrostem cen, co według niektórych (Michele Platini – prezydent UEFA) jest działaniem nieracjonalnym. W ostatnim okresie takie działania dotyczą przede wszystkim klubów angielskich i hiszpańskich. Dwa rekordowe transfery dotyczą Realu Madryt i zakupu dwóch zawodników, których kwota odstępnego przekracza 90 milionów euro (Christiano Ronaldo – 94 i Gareth Bale – 91). Dla klubów oznacza to nie tylko nabycie praw do zawodnika, ale również pojawienie się nowego elementu majątku, który należy choćby z punktu widzenia kontroli wewnętrznej szacować. Skutkiem takiego wzrostu znaczenia praw do zawodników stało się poszukiwanie modelu ich wyceny.

W literaturze można odnaleźć następujące modele wyceny:

Model Carmichaela, Forresta, Simmonsa (1999) :

$$F_i = X_i\beta_i + Y_i\gamma_i + Z_i\delta_i + e_i .$$

Model Gerrarda i Dobsona (2000):

$$F_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 Y_i + \alpha_3 B_i + u_i.$$

Model wyceny praw do zawodnika Lucifory, Simmonsa (2003):

$$\ln(F_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 Z_i + e_i$$

Model DCF (przy założeniu, że wartość zawodnika jest funkcją wartości całego zespołu [Trequattrini, Lombardi, Nappo 2012]).

Drzewa trójmianowe i modele wyceny opcji jako narzędzie wyceny zawodników (Turnau, Clark, Viney 2005).

Zestaw zmiennych wykorzystywanych w modelach ekonometrycznych jest następujący:

- F_i – wartość transferu,
- X_i – wektor mierzalnych cech i wskaźnika produktywności piłkarza,
- Y_i – wektor pozostałych cech piłkarza,
- Z_i – wektor reprezentujący cechy klubu kupującego zawodnika,
- B_i – wektor cech klubu kupującego,
- $\ln(F_i)$ – logarytm naturalny dochodów związanych z występami zawodnika,
- X_{1i} – wektor cech stanowiących o doświadczeniu zawodnika,
- X_{2i} – wektor zmiennych związanych z występami zawodnika,
- X_{3i} – wektor cech opisujących reputację zawodnika,
- Z_i – wektor cech opisujących jakość klubu sprzedającego.

Jak można zauważyć, większość modeli ekonometrycznych skupia się na liniowej postaci analitycznej, zupełnie pomijając możliwość występowania regresji nieliniowej między zmiennymi. Proponowany model ekonometryczny opisywać będzie zależność między wartością rynkową karty zawodniczej, a doświadczeniami zawodnika, na które składać się będą:

- liczba występów ligowych (X_1),
- liczba strzelonych bramek (X_2),
- liczba asyst (X_3),
- liczba otrzymanych kartek (w podziale na żółte, czerwone w efekcie dwóch żółtych oraz czerwone) (X_4),
- liczba meczów rozpoczętych w pierwszym składzie (X_5),
- liczba meczów rozegranych po wejściu z ławki rezerwowych (X_6),
- pozycja klubu w lidze (X_7),
- wartość rynkowa klubu (X_8),
- zmienna zerojedynkowa opisująca doświadczenia klubu w rozgrywkach europejskich (X_9).

W odróżnieniu od dotychczasowych modeli zaproponowane podejście uwzględnia możliwość zmiany postaci analitycznej modelu na wykładniczy lub potęgowy w celu zapewnienia lepszego dopasowania modelu do danych rzeczywistych.

Odmienność proponowanego modelowania polega na tym, że odbędzie się ono w czterech jednorodnych grupach:

- napastników,
- pomocników,
- obrońców,
- bramkarzy.

W ten sposób otrzymane zostaną cztery modele opisujące wycenę zawodnika. Takie podejście jest zasadne o tyle, że każda z tych grup pełni inne funkcje na boisku, inaczej zatem oceniana jest przydatność poszczególnych piłkarzy dla klubu, co oczywiście musi w prosty sposób przekładać się na wartość samego zawodnika.

2. Przestrzenne modele wyceny – badanie empiryczne na przykładzie Bundesligi

W artykule zaproponowane modelowanie ekonometryczne oparto na danych z okresu tzw. okna transferowego, czyli czasu, gdy występuje przerwa w rozgrywkach ligowych, spowodowana między innymi warunkami meteorologicznymi. Za próbę będącą podstawą do weryfikacji modelu ekonometrycznego przyjęto zbiorowość zawodników ze wszystkich klubów Bundesligi. Dane zostały uporządkowane w oparciu o stronę internetową transfermarkt.de na dzień 10.01.2014 roku. Zgodnie z podanym wcześniej założeniem modelowania w czterech jednorodnych grupach, podzielono zbiorowość na cztery grupy, które zawierały odpowiednio: 87, 195, 173 i 63 zawodników.

Ze względu na fakt, że zmienne objaśniające mają w większości przypadków charakter zmiennej skokowej i mogą przyjmować wartość „0”, rozpatrzono również modele liniowe i porównano je z potęgowymi przy wykorzystaniu kryteriów: informacyjnego Akaike’a, bayessowskiego Schwartz’a oraz Hannana-Quinna.

W tabeli 1 zawarto oszacowania parametrów i statystyk modeli ekonometrycznych w grupie zawodników występujących w linii ataku, tzw. napastników, według wartości otrzymanych w połowie sezonu 2013/2014.

Na podstawie informacji zwartych w tabeli 1 dokonano wyboru modelu 2, który po transformacji przyjmie postać modelu potęgowego o następującym równaniu:

$$Y_{jk} = 0,978 \cdot X_{2k}^{0,895} \cdot X_{9k}^{1,330} .$$

Tabela 1

Modele ekonometryczne oszacowane w grupie napastników Bundesligi w połowie sezonu 2013/2014

| Model liniowy (1) dla logarytmu zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
|--|--------------|------------------|-----------------------|-----------|
| zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -2,012 | 0,637 | -3,158 | 0,00278 |
| logarytm (X_2) | 0,586 | 0,121 | 4,863 | 0,00001 |
| logarytm (X_8) | 0,596 | 0,149 | 4,004 | 0,00022 |
| Skorygowany R^2 | 0,514326 | | Kryterium AIC | 104,5317 |
| Kryterium BIC | 110,2678 | | Kryterium HQC | 106,7160 |
| Se | 0,668523 | | | |
| Model liniowy (2) dla logarytmu zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
| Zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -0,022 | 0,249 | -0,090 | 0,92958 |
| logarytm (X_2) | 0,895 | 0,169 | 5,286 | 0,00015 |
| logarytm (X_9) | 1,330 | 0,393 | 3,381 | 0,00491 |
| Skorygowany R^2 | 0,811640 | | Kryterium AIC | 24,45466 |
| Kryterium BIC | 26,77243 | | Kryterium HQC | 24,57335 |
| Se | 0,477873 | | | |
| Model liniowy (3) zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
| Zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | 0,703 | 0,594 | 1,185 | 0,23939 |
| X_2 | 1,381 | 0,157 | 8,771 | <0,00001 |
| X_5 | -0,482 | 0,155 | -3,115 | 0,00253 |
| X_9 | 1,898 | 0,510 | 3,724 | 0,00036 |
| Skorygowany R^2 | 0,557489 | | Kryterium AIC | 481,0685 |
| Kryterium BIC | 490,9321 | | Kryterium HQC | 485,0402 |
| Se | 0,557489 | | | |

Źródło: obliczenia własne.

Dla tak wyspecyfikowanego modelu skorygowany współczynnik determinacji wynosi ponad 81%, co dla modeli przestrzennych jest wynikiem bardzo dobrym. Statystyczna istotność parametrów strukturalnych modelu (poza stałą modelu) umożliwia następujące interpretacje ekonomiczne: Każda strzelona przez napastnika bramka w oficjalnych rozgrywkach (w tym wypadku wzrost o 1%) powoduje wzrost wartości jego karty zawodniczej o 0,895% przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*. Podobnie w przypadku doświadczenia zespołu w rozgrywkach Ligi Mistrzów i Ligi Europejskiej, pojawianie się tego doświadczenia, szczególnie w meczach najbardziej prestiżowych, powoduje wzrost wartości karty zawodniczej o 1,33% *ceteris paribus*.

Kolejne oszacowania dotyczyły danych w grupie zawodników występujących w pomocy, czyli odpowiadających za założenia taktyczne w zespole. Szacunki dotyczące modelowania ekonometrycznego zawarte zostały w tabeli 2.

Tabela 2

Modele ekonometryczne oszacowane w grupie pomocników Bundesligi w połowie sezonu 2013/2014

| Model liniowy (4) dla logarytmu zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
|--|--------------|------------------|-----------------------|-----------|
| zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -3,334 | 0,532 | -6,265 | <0,00001 |
| logarytm (X_2) | 0,220 | 0,129 | 1,708 | 0,09293 |
| logarytm (X_3) | 0,333 | 0,147 | 2,271 | 0,02685 |
| logarytm (X_8) | 0,977 | 0,117 | 8,377 | <0,00001 |
| Skorygowany R^2 | 0,623588 | | Kryterium AIC | 132,9970 |
| Kryterium BIC | 141,5056 | | Kryterium HQC | 136,3377 |
| Se | 0,685537 | | | |
| Model liniowy (5) dla zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
| Zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -3,800 | 0,739 | -5,141 | <0,00001 |
| X_1 | 0,247 | 0,081 | 3,063 | 0,00252 |
| X_2 | 0,563 | 0,257 | 2,188 | 0,02994 |
| X_3 | 0,746 | 0,285 | 2,615 | 0,00964 |
| X_4 | 2,981 | 1,398 | 2,132 | 0,03433 |
| X_6 | -0,352 | 0,141 | -2,500 | 0,01328 |
| X_8 | 0,051 | 0,003 | 15,394 | <0,00001 |
| Skorygowany R^2 | 0,667726 | | Kryterium AIC | 1177,490 |
| Kryterium BIC | 1200,401 | | Kryterium HQC | 1186,766 |
| Se | 4,867824 | | | |

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie informacji zawartych w tabeli 2 należałoby dokonać wyboru modelu 5, który przyjmie postać o następującym równaniu:

$$Y_{jk} = -3,8 + 0,247 \cdot X_{1k} + 0,563 \cdot X_{2k} + 0,746 \cdot X_{3k} + 2,981 \cdot X_{4k} - 0,352 \cdot X_{6k} + 0,051 \cdot X_{8k}$$

Jak można zauważyć, wybór modelu 5 nie jest jednoznaczny (różnica w wartości współczynników determinacji jest rzędu 5 p.p.). Wydaje się zatem, że w równym stopniu można wykorzystywać również model potęgowy (4), który z kolei będzie mieć postać:

$$Y_{jk} = 0,036 \cdot X_{2k}^{0,220} \cdot X_{3k}^{0,333} \cdot X_{8k}^{0,977}$$

Decydująca zatem może być interpretacja otrzymanych parametrów strukturalnych rozpatrywanych modeli i sprawdzenie ich koincydencji wartości z rzeczywistością. W ten

sposób otrzymuje się interpretację jednej zmiennej, której znaczenie zdaje się różnić z logiką. I tak dla zmiennej X_{4k} oszacowany parametr można zinterpretować jako wzrost liczby otrzymanych czerwonych kartek w następstwie nieprzepisowej gry w meczu o 1%, co skutkuje wzrostem wartości karty zawodniczej o 2,981 mln euro. Takie sformułowanie zaburza proces logicznego pojmowania gry fair, co dyskwalifikuje model z punktu widzenia jego wartości poznawczej modelu. Wobec powyższego należy przyjąć model potęgowy parametrów, którego interpretacje są następujące:

- jeżeli liczba strzelonych bramek przez zawodnika wzrośnie o 1%, należy się spodziewać wzrostu wartości jego karty zawodniczej o 22% *ceteris paribus*,
- jeżeli liczba asyst wzrośnie o 1%, należy się spodziewać wzrostu wartości jego karty zawodniczej o 33,3% *ceteris paribus*,
- jeżeli wartość rynkowa klubu piłkarskiego wzrośnie o 1%, należy się spodziewać wzrostu wartości karty zawodniczej zawodnika, występującego w linii pomocy o 97,7% przy założeniu, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie.

W tabeli 3 przedstawiono informacje dotyczące oszacowanych modeli ekonometrycznych dla zawodników reprezentujących grupę obrońców, czyli zawodników odpowiedzialnych za grę defensywną zespołu. Można się spodziewać, że zmienne, które będą najważniejsze, będą spełniały to kryterium.

Tabela 3

Modele ekonometryczne oszacowane w grupie obrońców Bundesligi w połowie sezonu 2013/2014

| Model liniowy (6) dla logarytmu zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
|--|--------------|------------------|-----------------------|-----------|
| zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -4,140 | 0,448 | -9,248 | <0,00001 |
| logarytm (X_1) | 0,676 | 0,077 | 8,801 | <0,00001 |
| logarytm (X_8) | 0,784 | 0,093 | 8,441 | <0,00001 |
| Skorygowany R^2 | 0,514629 | | Kryterium AIC | 332,8934 |
| Kryterium BIC | 341,7396 | | Kryterium HQC | 336,4882 |
| Se | 0,779588 | | | |
| Model liniowy (7) dla zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
| Zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -1,870 | 0,531 | -3,5246 | 0,00055 |
| X_1 | 0,218 | 0,045 | 4,7999 | <0,00001 |
| X_4 | 4,175 | 1,402 | 2,9783 | 0,00333 |
| X_8 | 0,029 | 0,003 | 11,1784 | <0,00001 |
| Skorygowany R^2 | 0,493574 | | Kryterium AIC | 937,2172 |
| Kryterium BIC | 949,8304 | | Kryterium HQC | 942,3343 |
| Se | 3,590734 | | | |

Źródło: obliczenia własne.

Dzięki uzyskanym oszacowaniom ustalono, że lepszym modelem w tym przypadku był model potęgowy, w którym zmiennymi objaśniającymi były: doświadczenie zawodnika oraz wartość rynkowa klubu, w którym występuje. I tak przyjęty model ma postać:

$$Y_{jk} = 0,016 \cdot X_{1k}^{0,676} \cdot X_{8k}^{0,784}$$

Dzięki uzyskaniu istotnych statystycznie parametrów strukturalnych modelu można dokonać interpretacji uzyskanych wyników, które dowodzą, że wzrost doświadczenia zawodnika mierzony ilością występów w meczach oficjalnych o 1% powoduje, że wartość rynkowa tego zawodnika wzrasta o 0,676% przy założeniu, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie. Podobnie w przypadku wartości rynkowej całego klubu, jej wzrost o 1% powoduje wzrost wartości karty zawodniczej zawodnika w nim występującego w linii obrony o 0,784% *ceteris paribus*.

Ostatnią analizowaną grupą zawodników byli bramkarze. Wyniki oszacowań modeli ekonometrycznych w tej grupie przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4

Modele ekonometryczne oszacowane w grupie bramkarzy Bundesligi w połowie sezonu 2013/2014

| Model liniowy (8) dla logarytmu zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
|--|--------------|------------------|-----------------------|-----------|
| zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -5,656 | 0,910 | -6,216 | <0,00001 |
| logarytm (X_1) | 1,175 | 0,168 | 6,972 | <0,00001 |
| logarytm (X_8) | 0,859 | 0,207 | 4,149 | 0,00032 |
| Skorygowany R^2 | 0,738365 | | Kryterium AIC | 70,40948 |
| Kryterium BIC | 74,51137 | | Kryterium HQC | 71,69414 |
| Se | 0,775823 | | | |
| Model liniowy (9) dla zmiennej „wartość rynkowa karty zawodniczej” | | | | |
| Zmienna | współczynnik | błąd standardowy | statystyka t-studenta | wartość p |
| Stała | -1,575 | 0,619 | -2,544 | 0,01354 |
| X_1 | 0,433 | 0,060 | 7,272 | <0,00001 |
| X_8 | 0,015 | 0,004 | 4,046 | 0,00015 |
| Skorygowany R^2 | 0,532813 | | Kryterium AIC | 323,8265 |
| Kryterium BIC | 330,2559 | | Kryterium HQC | 326,3552 |
| Se | 3,089129 | | | |

Źródło: obliczenia własne.

Okazało się, że również w przypadku bramkarzy lepsze oszacowania uzyskuje się wykorzystując model potęgowy (blisko 74% dopasowanie względem 53%). Jednakże w obu tych przypadkach wskazywane są te same zmienne objaśniające jako najlepsze dla szaco-

wania hipotetycznej wartości rynkowej zawodnika. Otrzymany model potęgowy ma następującą postać analityczną:

$$Y_{jk} = 0,003 \cdot X_{1k}^{1,175} \cdot X_{8k}^{0,859}.$$

Otrzymane wyniki świadczą o tym, że:

- wzrost doświadczenia zawodnika, mierzony liczbą występów na boisku w oficjalnych meczach o 1%, skutkuje wzrostem wartości karty zawodniczej o 1,175% *ceteris paribus*,
- wzrost wartości klubu, w którym występuje zawodnik o 1%, skutkuje wzrostem wartości karty zawodniczej o 0,859% przy założeniu, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie.

Oszacowane modele ekonometryczne świadczą, że można wyspecyfikować zmienne, które w sposób znaczący wpływają na kształtowanie się wartości karty zawodniczej, która jest składnikiem majątku przedsiębiorstwa, jakim jest klub piłkarski. Dzięki przeprowadzonym estymacjom można dokonać weryfikacji teoretycznych modeli, mających służyć szacowaniu wartości „zawodnika”. Wartością dodaną przeprowadzonego badania na przykładzie zawodników występujących w Bundeslidze w sezonie 2013/2014 jest wskazanie na konieczność szacowania modeli w homogenicznych podgrupach, wówczas bowiem otrzymana się spójny model o wysokim stopniu dopasowania do danych rzeczywistych.

Dla porównania, gdyby oszacować całościowy model ekonometryczny, bez uwzględnienia homogenicznych grup zawodników, wówczas miałby on następującą postać:

$$Y_{jk} = 0,036 \cdot X_{2k}^{0,253} \cdot X_{3k}^{0,272} \cdot X_{2k}^{0,977}.$$

Dla tak oszacowanego modelu skorygowany współczynnik determinacji wyniósł 0,64, odchylenie resztowe 0,61, a wszystkie parametry strukturalne były statystycznie istotne. Należałoby się w tym miejscu zastanowić, na czym polega w takim razie przewaga modeli szacowanych w grupach zawodników, ustalonych według zadań pełnionych w grze, nad modelem traktującym wszystkich zawodników jednakowo. W zasadzie tylko jeden model (dla zawodników występujących w linii obrony) posiadał wyraźnie gorsze parametry od modelu całościowego, jeden model posiadał zbliżone parametry (dla pomocników), a dwa modele odnotowały wyraźnie lepsze oszacowania. Modele szacowane w grupach wyróżniały się cechami indywidualnymi: zmiennymi lub charakterystycznymi ocenami parametrów. Można je ująć następująco:

- w grupie napastników ważną zmienną była liczba strzelonych bramek, a zmienną charakterystyczną – doświadczenie w klubowych rozgrywkach europejskich;
- w grupie pomocników, oprócz liczby strzelonych bramek, pojawiły się asysty (zmieniana objaśniana była bardziej wrażliwa na zmiany wartości tej zmiennej), a także pojawiła się wartość klubu, który reprezentuje zawodnik;

- w grupie obrońców i bramkarzy za zmienne istotne statystycznie uznano doświadczenie w grze i wartość klubu.

Zestawiając te informacje z modelem całościowym, można wywnioskować, że stosowanie takiego podejścia marginalizuje specyfikę poszczególnych grup. Ewidentnym przykładem braku logiki modelu całościowego wydaje się być fakt stosowania do wyceny karty zawodniczej bramkarza takich zmiennych, jak liczba strzelonych bramek czy asyst. Oczywiście takie sytuacje mogą mieć miejsce na boisku, ale są to raczej zdarzenia incydentalne, nie wynikające bezpośrednio z funkcji pełnionych przez zawodnika na boisku. Zatem wydaje się być uzasadnione przyjęcie propozycji szacowania indywidualnych modeli w zaproponowanych grupach.

Uwagi końcowe

Zaprezentowane podejście zastosowania modelu potęgowego do szacowania wartości rynkowej karty zawodniczej przypomina nieco to zaproponowane przez Luciforę i Simmonsa (Lucifora, Simmons 2003) w kontekście stosowania modelu nieliniowego. Oba podejścia różni natomiast moment możliwości oszacowania wartości rynkowej – w zaprezentowanym można ją szacować w dowolnym momencie, natomiast w przypadku modelu wykładniczego – tylko w momencie pojawienia się propozycji transakcji kupna/sprzedaży lub spekulacji o kierunkach transferu.

Przeprowadzona analiza pozwoliła wyspecyfikować najbardziej istotne zmienne objaśniające dla rynku niemieckiego. Dzięki obserwacjom i szacunkom dokonany w jednorodnych grupach zawodników, z punktu widzenia funkcji pełnionych w trakcie gry, można dostrzec zmienne uniwersalne oraz charakterystyczne dla badanych grup. W wyniku przeprowadzenia porównania modelu całościowego z modelami indywidualnymi można wnioskować, że podejście indywidualne umożliwia obserwowanie specyfiki grup.

Wyniki badań potwierdziły możliwości wykorzystania nieliniowych modeli ekonometrycznych do szacowania wartości kart zawodniczych i są przyczynkiem do prowadzenia badań na innych rynkach w celu potwierdzenia podobieństw (ligi: angielska, włoska, francuska, hiszpańska) lub w celu wskazania innych zmiennych, mogących w sposób znaczący wpływać na szacunki (ligi: rosyjska, polska, rumuńska, bułgarska).

Literatura

- Carmichael F., Forrest D., Simmons R. (1999), *The Labor Market in Association Football: Who Gets Transferred and For How Much?*, „Bulletin of Economic Research”, no. 51.
- Frick B. (2007), *The Football Players' Labor Market: Empirical Evidence from the Major European Leagues*, „Scottish Journal of Political Economy”, vol. 54, no. 3.
- Gerrard B., Dobson S. (2000), *The determination of transfer fees in English nonleague football*, „Applied Economics”, vol. 32, no. 9.
- Kesenne S. (2007), *The Peculiar International Economics of Professional Football in Europe*, „Scottish Journal of Political Economy”, vol. 54, no. 3.

- Lucifora C, Simmons R. (2003), *Superstar Effects in Sport. Evidence From Italian Soccer*, „Journal of Sports Economics”, vol. 4, no. 1.
- Mikołajczyk A. (2011), *Rynek transferowy w piłce nożnej. Doświadczenia europejskie*, Studia Gdańskie. Wizje i rzeczywistość, t. VIII.
- Trequatrin R., Lombardi R., Nappo F. (2012), *The evaluation of the economic value of longlasting professional football player performance rights*, WSEAS Transactions on Business and Economics, issue 4, vol. 9.
- Turnau R., Clark E., Viney H. (2005), *An Option Pricing Framework for Valuation of Football Players*, „Review of Financial Economics” no. 14.

ESTIMATION OF MARKET VALUE OF FOOTBALL PLAYERS PERFORMANCE RIGHTS USING ECONOMETRIC MODELS

Abstract: The purpose of this article is to apply econometric modeling to describe football player performance right, depending on the characteristics of the quality of the football player and market value of the club. The implementation of such a problem requires: a study of literature for proposed valuation models and then presenting author's proposals and estimating models. Accordingly, it was hypothesized that a player's function on the field during a game significantly affects its market value of players performance rights. Another assumption that has been made in the research is the assumption about the necessity of estimating models in homogenous groups taking into account the features of the players in the game (forwards, midfielders, defenders and goalkeepers).

To achieve the goal, linear and linearized econometric models were used, and spatial database describing all the players representing all German clubs, occurring in the Bundesliga season 2013/2014.

The result of the analyzes is identifying variables, which have strongly influence on the market value of the football player performance rights (footballers) and better analytical function of the model in terms of goodness of fit.

The text refers to studies conducted in Europe since 1999 and indicates new possibilities for the use of common tools – spatial econometric models. It is also a contribution to further research on the models' properties.

Keywords: football industry, football player performance rights valuation, spatial models

Cytowanie

- Majewski S. (2014), *Szacowanie wartości rynkowej piłkarskich kart zawodniczych przy wykorzystaniu modeli ekonometrycznych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 803, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 66, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 663–673; www.wneiz.pl/frfu.

