

KRZYSZTOF KOMPA

Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

DOROTA WITKOWSKA

Wydział Zarządzania
Uniwersytet Łódzki

Hedoniczny model cen dzieł malarzy polskich

Streszczenie

W okresie rozczarowania klasycznymi instrumentami rynku finansowego rośnie zainteresowanie inwestycjami alternatywnymi, do których należą m.in. inwestycje w dzieła sztuki. Jednakże, aby można było traktować je jako instrumenty inwestycyjne, konieczne jest chociażby przybliżone szacowanie wartości możliwych do zrealizowania stóp zwrotu. Wobec heterogeniczności obiektów występujących na rynku sztuki i braku możliwości obiektywnej ich wyceny (lub tzw. *fair value*) niezbędne jest konstruowanie hedonicznych indeksów cen dzieł sztuki dla określonych rynków i/lub ich segmentów. Cechą charakterystyczną tego typu indyktorów jest tzw. korekta jakościowa, którą wyznacza się na podstawie oszacowań modeli regresji hedonicznej. Modele te uwzględniają determinanty cen dzieł sztuki, wiążą cenę dzieła z subiektywnym znaczeniem, jakie dla inwestora mają cechy tego dzieła. Kluczowe pozostaje pytanie, w jaki sposób modele te powinny się konstruować i weryfikować, aby oceny ich parametrów mogły zostać wykorzystane do budowy indeksów cen analizowanych dzieł sztuki. Celem badania jest analiza wrażliwości hedonicznego indeksu cen dzieł wybranych malarzy polskich na specyfikację modeli regresji. Badania realizowano, wykorzystując dane o pracach wystawionych do sprzedaży na aukcjach w Polsce w latach 2007–2010.

Słowa kluczowe: rynek sztuki, regresja hedoniczna, indeks cen

1. Wstęp

W okresie rozczarowania klasycznymi instrumentami rynku finansowego rośnie zainteresowanie inwestycjami alternatywnymi, do których należą m.in. in-

westycje w dzieła sztuki¹. Jednakże, aby można było traktować je jako instrumenty inwestycyjne, konieczne jest chociażby przybliżone oszacowanie wartości możliwych do zrealizowania stóp zwrotu. Wobec heterogeniczności obiektów występujących na rynku sztuki i braku możliwości obiektywnej ich wyceny (lub tzw. *fair value*) niezbędne jest konstruowanie hedonicznych indeksów cen dzieł sztuki dla określonych rynków i/lub ich segmentów.

Cechą charakterystyczną tego typu indyktorów jest tzw. korekta jakościowa, którą wyznacza się na podstawie oszacowań modeli regresji hedonicznej. Kluczowe jest więc pytanie, w jaki sposób modele te powinny się konstruować i weryfikować, aby oceny ich parametrów mogły zostać wykorzystane do budowy indeksów cen analizowanych dzieł sztuki. W związku z tym celem badania jest analiza wrażliwości hedonicznego indeksu cen dzieł wybranych malarzy polskich na specyfikację modeli regresji. Badania realizowano, wykorzystując dane o pracach wystawionych do sprzedaży na aukcjach w Polsce w latach 2007–2010.

2. Analiza zmian cen na podstawie modeli hedonicznych

Indeksy hedoniczne są szeroko wykorzystywane jako wskaźniki cen na rynkach dóbr heterogenicznych (np. nieruchomości czy dzieł sztuki) lub dóbr o często zmieniających się charakterystykach jakościowych (np. komputery). Dla rynku sztuki stosuje się dwie podstawowe metody wyznaczania zmian cen² – na

¹ Inwestycji w dzieła sztuki dotyczy bogata literatura, por.: R.C. Anderson, *Paintings as an Investment*, „Economic Inquiry” 1974, vol. 12(1), s. 13–26; B.S. Frey, W.W. Pommerehne, *Art Investment: An Empirical Inquiry*, „Southern Economic Journal” 1989, vol. 56(2), s. 396–409; J.E. Pesando, *Art as an Investment: The Market for Modern Prints*, „American Economic Review” 1993, vol. 83, s. 1075–1089; J. Mei, M. Moses, *Art as an Investment and the Underperformance of Masterpieces*, „American Economic Review” 2002, vol. 92(5), s. 1656–1668; A.C. Worthington., H. Higgs, *Art as an Investment: Short and Long-term Comovements in Major Paintings Markets*, „Empirical Economics” 2003, vol. 28, s. 649–668; R.A.J. Campbell, *Art as a Financial Investment*, „The Journal of Alternative Investments” 2008, vol. 10(4), s. 64–81; R. Kraeussl, N. van Elsland, *Constructing the True Art Market Index – A Novel 2-Step Hedonic Approach and its Application to the German Art Market*, CFS Working Paper, Center for Financial Studies Frankfurt University, No. 11, 2008; H. Higgs *Australian Art Market Prices during the Global Financial Crisis and two earlier decades*, „Australian Economic Papers” 2012, vol. 51(4), s. 189–209; B.S. Frey, R. Cueni, *Why invest in art?*, „The Economist’s Voice” 2013, vol. 10(1), s. 1–6.

² V. Ginsburgh, N. Schwed, *Price Trends for Old Masters’ Drawings: 1980–1991*, Brussels 1992, s. 1–17, <http://www.ecares.org/ecare/personal/ginsburgh/papers/077.drawings.pdf>.

podstawie powtórnej sprzedaży (*repeat-sales regression*) i modeli hedonicznych (*hedonic models*).

W Polsce skala transakcji dziełami sztuki jest wciąż niewielka i nie upoważnia do stosowania pierwszej z metod. Dlatego w badaniach wykorzystano klasyczny hedoniczny indeks cen. Zastosowanie funkcji hedonicznych pozwala korygować obserwowane ruchy cen o zachodzące w czasie zmiany w jakości dóbr uwzględnionych we wskaźniku dynamiki cen³.

Model hedoniczny objaśnia zazwyczaj logarytm ceny i ma postać:

$$\ln P_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ij,t} + \sum_{t=1}^t \beta_t Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie: $\ln P_{i,t}$ – logarytm naturalny ceny i -tego dzieła ($i = 1, 2, \dots, N$) w okresie t , ($t = 1, 2, \dots, \tau$), α_j , β_t – współczynniki regresji, $X_{ij,t}$ – zmienne hedoniczne ($j = 1, 2, \dots, k$), $Z_{i,t}$ – zmienne binarne opisujące okres, w jakim zarejestrowano cenę i -tego dzieła po jego sprzedaży, $\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy modelu.

Model regresji (1) po oszacowaniu MNK pozwala wyznaczyć tzw. hedoniczny współczynnik korygujący (*hedonic quality adjustment*):

$$HQA_t = \exp \left[\sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_j \left(\sum_{i=1}^n \frac{X_{ij,t}}{n} - \sum_{i=1}^m \frac{X_{ij,t-1}}{m} \right) \right], \quad (2)$$

gdzie: $\hat{\alpha}_j$ – oceny MNK współczynników regresji, m , n – liczba dzieł sprzedanych odpowiednio w roku $t-1$ i t .

W dalszej kolejności, uwzględniając cechy jakościowe analizowanych obiektów, wyznacza się hedoniczny indeks cen na podstawie wzoru:

$$HI_t = \frac{\prod_{i=1}^n (P_{i,t})^{1/n}}{\prod_{i=1}^m (P_{i,t-1})^{1/m}}, \quad (3)$$

gdzie: P_{it} , P_{it-1} – ceny obiektów odpowiednio w okresie t i $t-1$, HQA_t – współczynnik korygujący. Licznik relacji (3) można uznać za surowy indeks cen, który wyraża zmianę ceny „przeciętnego” dzieła sztuki.

³ Opis indeksów hedonicznych można m.in. znaleźć w: J.E. Triplett, *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes*, OECD, Paris 2006; M. Widłak, *Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr*, „Wiadomości Statystyczne” 2010, nr 9 (592), s. 1–25.

W przypadku obiektów heterogenicznych istotną rolę odgrywają ich niepowtarzalne atrybuty, których pełen zestaw wraz z pewnymi charakterystykami „zewnątrznymi” kształtują ceny na rynku. Wśród istotnych cech opisujących dzieła sztuki (w większości będących cechami jakościowymi) należy wymienić: autora pracy, sposób (technikę) wykonania, tematykę dzieła, stan zachowania dzieła i jego historię, certyfikat autentyczności itp. Uwzględnienie otoczenia odnosi się do: mody, generującej wzajemne relacje popytu i podaży; wystawcy dzieła, który może być np. gwarantem autentyczności lub zapewnia bezpieczeństwo transakcji czy przechowywania obrazu; wydarzeń wpływających na zwiększenie lub zmniejszenie zainteresowania rynkiem sztuki, np. wzrost zamożności, utrata zaufania do tradycyjnych instrumentów finansowych itp.

Podstawową kwestią w przypadku badania zmian cen na rynku sztuki jest dobór próby, na podstawie której będą wyznaczane indeksy cen. W dotychczasowych analizach dokonywano wyboru dzieł do próby na podstawie różnych kryteriów dotyczących m.in. nośników (np. malarstwo, rzeźba, grafika, fotografia, numizmaty itp.), zasięgu terytorialnego i okresu powstania dzieła lub jego pojawienia się na aukcji. Przykładowo, R.C. Anderson⁴, B.S. Frey i W.W. Pommerehne⁵ analizują malarstwo z różnych okresów, V. Ginsburgh i N. Schwed⁶ – rysunki starych mistrzów, J.E. Pesando⁷ – modern prints i Picasso prints, G. Candela i in.⁸ – malarstwo nowoczesne i współczesne, XIX-wieczne i prace starych mistrzów, będące w obrocie w latach 1991–2001, A.C. Worthington i H. Higgs⁹ – m.in. prace francuskich impresjonistów, obrazy europejskie z XIX w., malarstwo starych mistrzów, a w pracy *A Note on Financial Risk, Return and Asset Pricing in Australian Modern and Contemporary Art*¹⁰ – współczesne malarstwo australijskie, H.M.K. Mok i in.¹¹ – współczesne malarstwo chińskie, a R. Kraussl¹² –

⁴ R.C. Anderson, op.cit.

⁵ B.S. Frey, W.W. Pommerehne, op.cit.

⁶ V. Ginsburgh, N. Schwed, op.cit.

⁷ J.E. Pesando, op.cit.

⁸ G. Candela, P. Figini, A.E. Scorcu, *Price indices for artists – A proposal*, „Journal of Cultural Economics” 2004, vol. 28(4), s. 285–302.

⁹ A.C. Worthington, H. Higgs, *Art as an Investment: Short and Long-term Comovements in Major Paintings Markets*, „Empirical Economics” 2003, vol. 28, s. 649–668.

¹⁰ A.C. Worthington, H. Higgs, *A Note on Financial Risk, Return and Asset Pricing in Australian Modern and Contemporary Art*, „Journal of Cultural Economics” 2006, vol. 30(1), s. 73–84.

¹¹ H.M.K. Mok, V.W.K. Ko, S.S.M. Woo, K.Y.S. Kwok, *Modern Chinese Paintings: An Investment Alternative*, „Southern Economic Journal” 1993, vol. 59(4), s. 808–816.

¹² R. Kraeussl, N. van Elsland, op.cit.

malarstwo niemieckie. Z kolei M. Locatelli-Biey i R. Zanola¹³ badają efektywność inwestycji na rynku rzeźby, a P. Suchodolski¹⁴ opisuje inwestycje w pamiątki po Marilyn Monroe, wspominając m.in. o indeksie autografów, opisującym wzrost cen podpisów aktorki, które wprawdzie trudno nazwać dziełami sztuki, ale – podobnie jak one – mają charakter kolekcjonerski.

Skonstruowana przez nas próba została wybrana spośród 10 400 obrazów autorstwa 2938 malarzy, które były przedmiotem transakcji¹⁵ na aukcjach dzieł sztuki w Polsce w latach 2007–2010. Łączna wartość zarejestrowanych transakcji wyniosła 160 314 695 PLN. Kryterium wyboru do próby była liczba sprzedanych dzieł pojedynczego artysty (40 i więcej), przy założonej minimalnej średniej cenie pracy powyżej 2400 PLN. W rezultacie powstała baza zawierająca 750 dzieł (7,2% wszystkich prac), które stworzyło 11 polskich malarzy i które zostały sprzedane za 26,76 mln PLN (16,2% całkowitych obrotów).

W badaniach uwzględniono dwie cechy ilościowe, tj. cenę sprzedaży i powierzchnię obrazu (obie jako logarytmy naturalne), oraz kilka cech jakościowych. Zmienna *autor* określa nazwisko twórcy pracy wystawianej na aukcji¹⁶. Wyróżniono 11 twórców (tabela 2), a zmienną odniesienia jest Wyczółkowski. *Wystawca* jest zmienną identyfikującą miejsce transakcji – dom aukcyjny. W modelach wykorzystano 9 wariantów tej charakterystyki, ze zmienną referencyjną: INNI WYSTAWCY, „wzbogacaną” w niektórych modelach o dodatkowe, tj. pominięte w modelu (nieistotne), warianty tej zmiennej. Zmienna *technika* opisuje rodzaj pracy – wyróżniono 9 technik, w tym wariant odniesienia: INNE TECHNIKI. *Rok* jest zmienną zero-jedynkową i przyjmuje wartość jeden dla kolejnych lat, w jakich odbywały się transakcje. Wyróżniono zatem: ROK_2007, ROK_2008, ROK_2009 oraz ROK_2010, ten ostatni wariant stanowi zmienną referencyjną. Trzy kolejne zmienne są dwustanowe: *sygnatura* informuje, że obraz jest podpisany przez autora (wtedy $X_i = 1$); *wartość* – że cena oferowana przez kupujących

¹³ M. Locatelli-Biey, R. Zanola, *The Sculpture Market: An Adjacent Year Regression Index*, „Journal of Cultural Economics” 2002, vol. 26(1), s. 65–78.

¹⁴ P. Suchodolski, *Dla koneserów i do portfela. Monroe*, parkiet.com, 23.09.2013.

¹⁵ Ta baza danych została omówiona przez jej autorkę w pracy: A. Lucińska, *Rozwój artystyczny malarzy a ceny obrazów na polskim rynku sztuki*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 51, *Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia*, red. D. Zarzecki, Szczecin 2012, s. 715–725. Wyniki estymacji modeli zbudowanych dla innych prób wybranych z tej bazy wg różnych kryteriów przedstawiono w pracy: K. Kompa, D. Witkowska, *Indeks rynku sztuki. Badania pilotażowe dla wybranych malarzy polskich*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, nr 3(2), s. 33–50.

¹⁶ W przypadku dzieł sztuki nazwisko autora stanowi podstawowy wyznacznik ceny dzieła.

jest większa od ceny wywoławczej ($X_i = 0$, gdy cena oferowana jest wyższa, $X_i = 1$ w przeciwnym przypadku), a *zgon* – że autor żył w momencie wystawienia obrazu na sprzedaż: $X_i = 0$, a $X_i = 1$ w przeciwnym przypadku (zazwyczaj po śmierci artysty ceny jego prac rosną).

Oprócz wyżej wymienionych zmiennych wprowadzono także dwie dodatkowe, utworzone przez nas, charakteryzujące średnią wartość wystawionych dzieł i okres ich powstania. Zmienna *klasa* odzwierciedla wartość obrazu wystawionego na aukcji. Utworzono cztery klasy cenowe, uwzględniając średnie ceny wyznaczone dla poszczególnych twórców: *KLASA_1* to obrazy najdroższe, w cenie powyżej 73 000 PLN, *KLASA_2* – dzieła w cenie od 16 750 do 73 001 PLN, *KLASA_3* – od 5817 do 16 751 PLN, *KLASA_4* – stanowi wariant odniesienia i zawiera prace wycenione poniżej 5818 PLN. Subiektywnie zdefiniowana zmienna *epoka*, umożliwiająca klasyfikację twórców na podstawie roku ich urodzenia $X_i = 1$, dotyczy autorów urodzonych przed 1900 r.

Wykorzystanie modeli hedonicznych do określania korekty jakościowej indeksu cen wymaga rozstrzygnięcia sposobu doboru modeli. Z dotychczasowych rozważań wynika, że nawet po dokonaniu wyboru próby estymacyjnej konstruktor modelu musi zdecydować o wyborze zmiennych objaśniających, zwłaszcza wtedy, kiedy istnieje znaczna ich różnorodność. Tworzy się wtedy zmienną referencyjną „inne warianty”, która np. dla zmiennej *wystawca* obejmuje 5%, a dla zmiennej *technika* – 2% obiektów przy najbardziej rozbudowanych wersjach tych zmiennych. Pojawia się zatem pytanie, co zrobić w sytuacji, gdy niektóre (lub wszystkie) warianty danej zmiennej są statystycznie nieistotne. Pozostaje zazwyczaj redukcja liczby wariantów i wzbogacanie zmiennej referencyjnej „inne warianty” lub w ostateczności usunięcie całej zmiennej. Należy zauważyć, że lista dostępnych zmiennych jest w zasadzie zamknięta i można jedynie stworzyć sztuczne zmienne, które opisują np. reputację autora lub wystawcy dzieła, i wprowadzić je w miejsce nieistotnych zmiennych binarnych.

3. Porównanie modeli cen oszacowanych dla wybranych prac

Na podstawie próby, zawierającej 750 prac wystawionych na aukcjach w latach 2007–2010, oszacowano modele hedonicznej regresji postaci (1), które różnią się specyfikacją i zawierają od 15 do 36 zmiennych (tabela 1).

Tabela 1a. Specyfikacja i mierniki jakości oszacowanych modeli M1–M8

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
const.	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+
rok	•			•				•
wystawca	•(9)	•(9)	•(6)	•(9)	•(6)	•(6)	•(6)	•(9)
autor	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)
sygnatura	•	•	•	•	•	•		•
technika	•(9)	•(9)	•(7)	•(9)	•(5)	•(3)	•(3)	•(9)
wartość	•	•	•	•	•	•		•
klasa	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+	
pow.	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+
zgon	•+	•+	•+		•+	•+	•+	
epoka								•+
R ² adj.	0,934	0,934	0,933	0,934	0,933	0,933	0,933	0,811
F	296	324	374,3	374	402	435	472	102
AIC	483	478	487	486	487	485	484	1269
rho1	0,086	0,086	0,105	0,035	0,104	0,106	0,103	0,033
D-W	1,821	1,821	1,782	1,928	1,785	1,782	1,787	1,931

Komentarz pod tabelą 1c.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1b. Specyfikacja i mierniki jakości oszacowanych modeli M9–M16

	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16
const	•+	•+	•+	•+	•+	•+		•
rok	•	•	•	•	•	•	•	•
wystawca	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)
autor	•(11)				•(11)	•(11)	•(11)	
sygnatura	•	•+	•+	•+	•	•	•	•
technika	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)
wartość		•		•	•		•	
klasa		•+	•+	•+				
pow.	•+	•+	•+	•+				•+
(pow.) ²					•+	•+	•+	
zgon		•+	•+	•+			•+	•+
epoka				•				
R ² adj.	0,812	0,917	0,921	0,921	0,995	0,995	0,995	0,551
F	105	317	336	312	4910	5072	4910	41
AIC	1267	652	613	614	-1493	-1494	-1493	1911
rho1	0,031	0,134	0,148	0,141	0,259	0,260	0,259	0,541
D-W	1,936	1,731	1,703	1,717	1,481	1,478	1,481	0,917

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1c. Specyfikacja i mierniki jakości oszacowanych modeli M17–M25

	M17	M18	M19	M20	M21	M22	M23	M24	M25
const	•+		•+		•+		•+		•+
rok	•	•	•	•	•	•	•	•	•
wystawca	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)			
autor	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)	•(11)			
sygnatura	•	•			•	•	•+	•+	•+
technika	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)	•(9)
wartość	•	•	•	•			•	•	•
klasa	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+	•+
zgon	•	•	•	•	•	•	•	•	•+
R ² adj.	0,820	0,997	0,820	0,997	0,820	0,997	0,455	0,990	0,591
F	99	6363	102	6566	102	6566	41	4924	71
AIC	1270	1330	1268	1329	1268	1329	2063	2092	2046
rho1	0,047	0,039	0,049	0,036	0,046	0,037	0,615	0,622	0,617
D-W	1,903	1,917	1,910	1,923	1,906	1,920	0,769	0,754	0,761

AIC oznacza kryterium informacyjne Akaike (*Akaike Information Criterion*). Symbol „•” oznacza zastosowanie danej zmiennej w modelu. W nawiasach przy zmiennych wielowariantowych podano liczbę wariantów uwzględnioną w modelu; dla zmiennych binarnych i ilościowych symbolem „+” oznaczono zmienne statystycznie istotne o parametrze dodatnim.

Źródło: opracowanie własne.

Analizując własności modeli (tabela 1), należy stwierdzić, że wszystkie dość dobrze opisują zlogarytmowane ceny obrazów, skorygowany współczynnik determinacji – z wyjątkiem najbardziej „ubogich” modeli (M16, M23 i M25) – wynosi bowiem ponad 81%. Również statystyka F, mówiąca o łącznej istotności zmiennych, jest we wszystkich modelach bardzo wysoka, chociaż pojedyncze zmienne (lub ich warianty) mogą być w poszczególnych modelach statystycznie nieistotne.

Zróznicowanie jakości modeli jest najbardziej widoczne w kontekście kryterium informacyjnego Akaike. Dla większości modeli wartości tego kryterium są dodatnie, a w przypadku modeli M16, M23 i M24 – wręcz wyjątkowo wysokie. Jedynie modele M13–M15 charakteryzują się ujemną wartością tej miary i dodatkowo najwyższymi wartościami skorygowanego R², wynoszącymi ponad 99%. W przypadku modeli bez wyrazu wolnego – M15, M18, M20, M22 i M24 – wysokie wartości współczynnika determinacji wynikają z faktu, że dla nich wyznaczany jest tzw. scentrowany R². Można również zauważyć, że wysokie (ponad 91%) wartości współczynnika determinacji dotyczą modeli M1–M7 i M10–M12, w których występuje zmienna *klasa*, lub modeli M13–M15, które

wprawdzie nie zawierają tej zmiennej, ale wielkość obrazu jest w nich opisywana logarytmem kwadratu powierzchni.

Spośród wszystkich zmiennych uwzględnionych w modelach zawsze statystycznie istotne były *klasa* i *powierzchnia*, często *zgon* oraz wybrane warianty zmiennych *wystawca* i *autor*. Z kolei zmienna informująca o relacji między ceną wywoławczą a oferowaną nie była statystycznie istotna w żadnym modelu, podobnie jak dwa z trzech wariantów zmiennej *rok*.

Tabela 2a. Oceny parametrów strukturalnych oszacowanych modeli hedonicznych

Zmienne	$\hat{\alpha}_i$	M1	$\hat{\alpha}_i$	M3	$\hat{\alpha}_i$	M4	$\hat{\alpha}_i$	M10	
const	5,680	***	5,773	***	5,826	***	6,363	***	
<i>rok</i>	ROK_2007	0,008			-0,002		-0,034		
	ROK_2008	0,023			0,008		-0,003		
	ROK_2009	0,037			0,009		0,019		
<i>wystawca</i>	AGRA-ART	-0,160	**	-0,089	**	-0,167	**	-0,168	**
	DESA	-0,115				-0,128		-0,111	
	DESA UNICUM	-0,121				-0,129		-0,115	
	OKNA SZTUKI	-0,280	***	-0,219	**	-0,258	**	-0,327	***
	OSTOYA	-0,190	**	-0,127	**	-0,202	**	-0,251	***
	POLSWISS ART	0,046				0,041		-0,013	
	REMPEX	-0,225	***	-0,155	***	-0,232	***	-0,234	***
	RYNEK SZTUKI	-0,273	***	-0,191	***	-0,275	***	-0,292	***
<i>autor</i>	KOSSAK_J	-0,537	***	-0,501	***	-0,535	***		
	KOSSAK_W	-0,331	***	-0,311	***	-0,325	***		
	CHMIELIŃSKI	-0,434	***	-0,396	***	-0,433	***		
	DWURNIK	-0,917	***	-0,837	***	-0,917	***		
	ERB	-0,355	***	-0,335	***	-0,350	***		
	HOFMAN	-0,350	***	-0,320	***	-0,350	***		
	MALCZEWSKI	0,151	**	0,163	**	0,149	**		
	NIKIFOR	-0,473	***	-0,468	***	-0,470	***		
	NOWOSIELSKI	-0,138	**	-0,085		-0,141	**		
DOMINIK	-0,710	***	-0,655	***	-0,712	***			
<i>sygnatura</i>	0,064		0,065		0,065		0,147	***	

Zmienne		$\hat{\alpha}_i$	M1	$\hat{\alpha}_i$	M3	$\hat{\alpha}_i$	M4	$\hat{\alpha}_i$	M10
<i>technika</i>	AKWARELA	0,257	***	0,159	**	0,171	*	0,044	
	AKRYL	0,280	**	0,178	*	0,284	**	0,009	
	GWASZ	0,236	**	0,150		0,201	*	0,065	
	OLEJ	0,345	***	0,230	***	0,351	***	0,096	
	OWEWEK	0,041				0,052		0,146	
	PASTEL	0,236	**	0,147		0,242	**	0,197	
	TEMPERA	0,401	***			0,409	***	0,299	**
TUSZ	-0,152		-0,244	*	-0,141		0,024		
<i>wartość</i>		-0,040		-0,034		-0,039		-0,036	
<i>klasa</i>	KLASA_1	2,921	***	2,945	***	2,925	***	3,703	***
	KLASA_2	1,578	***	1,591	***	1,581	***	1,990	***
	KLASA_3	0,850	***	0,848	***	0,850	***	1,072	***
<i>powierzchnia</i>		0,233	***	0,226	***	0,231	***	0,134	***
<i>zgon</i>		0,127	**	0,136	**			0,191	***

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 zamieszczono oceny estymatorów parametrów wybranych modeli, na podstawie których wyznaczono indeksy hedoniczne. Puste pola w kolumnie $\hat{\alpha}_i$ oznaczają brak danej zmiennej w modelu. Gwiazdki oznaczają istotność zmiennej na poziomie $\alpha = 0,01^{***}$, $\alpha = 0,05^{**}$ i $\alpha = 0,1^*$. Podejmując się interpretacji uzyskanych ocen estymatorów parametrów, na podstawie modelu M1, będącego najbogatszą wersją modelu, stwierdzamy, że AGRA-ART, OKNA SZTUKI, OSTOYA, REMPEX i RYNEK SZTUKI uzyskiwały niższe ceny ze sprzedaży obrazów niż nieuwzględnione w modelu domy aukcyjne. Spośród obrazów 11 malarzy jedynie obrazy Malczewskiego uzyskały wyższą cenę niż prace Wyczółkowskiego. Obrazy akrylowe, akwarele, gwasze, olejne, pastele i malowane temperą miały wyższe ceny niż te przygotowane za pomocą technik nieuwzględnionych w modelu. Zgon malarza wpływa dodatnio na cenę dzieła, podobnie jak powierzchnia obrazu.

Tabela 2b. Oceny parametrów strukturalnych oszacowanych modeli hedonicznych

Zmienne		$\hat{\alpha}_i$	M8	$\hat{\alpha}_i$	M9	$\hat{\alpha}_i$	M13	$\hat{\alpha}_i$	M15
const		2,788	***	2,793	***	5,041	***		
<i>rok</i>	ROK_2007	0,093		0,097		0,007		0,007	
	ROK_2008	0,076	**	0,077	**	0,001		0,001	
	ROK_2009	0,015		0,015		0,002		0,002	

Zmienne		$\hat{\alpha}_i$	M8	$\hat{\alpha}_i$	M9	$\hat{\alpha}_i$	M13	$\hat{\alpha}_i$	M15
wystawca	AGRA-ART	0,295	**	0,299	**	0,083	**	0,083	**
	DESA	0,199		0,201		0,084		0,084	
	DESA UNICUM	0,408	***	0,403	***	0,055	***	0,055	***
	OKNA SZTUKI	0,480	***	0,482	***	0,070	**	0,070	**
	OSTOYA	0,100		0,103		0,064	***	0,064	***
	POLSWISS ART	0,805	***	0,797	***	0,072	***	0,072	***
	REMPEX	0,090		0,081		0,061	***	0,061	***
	RYNEK SZTUKI	0,017		0,008		0,050	**	0,050	**
autor	KOSSAK_J	-1,591	***	-1,590	***	-0,057	***	-0,057	***
	KOSSAK_W	-0,877	***	-0,878	***	-0,032		-0,032	
	CHMIELIŃSKI	-1,227	***	-1,227	***	-0,060	***	-0,060	***
	DWURNIK	-2,282	***	-2,281	***	-0,141	***	-0,141	***
	ERB	-1,091	***	-1,086	***	-0,042	**	-0,042	**
	HOFMAN	-1,088	***	-1,086	***	-0,048	**	-0,048	**
	MALCZEWSKI	0,312	***	0,313	***	-0,101	***	-0,101	***
	NIKIFOR	-1,333	***	-1,332	***	-0,256	***	-0,256	***
	NOWOSIELSKI	-0,119		-0,119		-0,047	***	-0,047	***
	DOMINIK	-1,905	***	-1,905	***	-0,059	***	-0,059	***
sygnatura	-0,044		-0,046		-0,004		-0,004		
technika	AKWARELA	0,197		0,199		-0,016		-0,016	
	AKRYL	0,698	***	0,700	***	0,045		0,045	
	GWASZ	0,285		0,292		-0,004		-0,004	
	OLEJ	0,886	***	0,887	***	0,056	**	0,056	**
	OLWEK	-0,246		-0,245		-0,070	**	-0,070	**
	PASTEL	0,450	**	0,453	**	0,034		0,034	
	TEMPERA	0,635	***	0,638	***	0,030		0,030	
	TUSZ	-0,598	**	-0,599	**	-0,017		-0,017	
powierzchnia	0,565	***	0,564	***					
powierzchnia ²					0,048	***	0,048	***	
wartość	-0,027				-0,007		-0,007		
zgon							5,041	***	
epoka	0,977	***							

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2c. Oceny parametrów strukturalnych oszacowanych modeli hedonicznych

Zmienne	$\hat{\alpha}_i$	M17	$\hat{\alpha}_i$	M18	$\hat{\alpha}_i$	M23	$\hat{\alpha}_i$	M24
const	2,778	***			2,754	***		
rok	ROK_2007	0,097		0,093		0,095		0,127
	ROK_2008	0,152	**	0,161	**	0,378	***	0,411
	ROK_2009	0,041		0,079		0,179	*	0,238
wystawca	AGRA-ART	0,286	**	0,296	**			
	DESA	0,190		0,257	*			
	DESA UNICUM	0,400	***	0,407	***			
	OKNA SZTUKI	0,471	***	0,513	***			
	OSTOYA	0,096		0,159				
	POLSWISS ART	0,801	***	0,799	***			
	REMPEX	0,081		0,131				
	RYNEK SZTUKI	0,005		0,039				
autor	KOSSAK_J	-1,602	***	-1,432	***			
	KOSSAK_W	-0,890	***	-0,703	***			
	CHMIELIŃSKI	-1,230	***	-1,024	***			
	DWURNIK	-2,285	***	-2,178	***			
	ERB	-1,088	***	-0,811	***			
	HOFMAN	-1,094	***	-0,855	***			
	MALCZEWSKI	0,307	***	0,529	***			
	NIKIFOR	-1,320	***	-0,862	***			
	NOWOSIELSKI	-0,110		0,081				
	DOMINIK	-1,912	***	-1,862	***			
sygnatura	-0,041		0,077		0,403	***	0,393	***
technika	AKWARELA	0,177		0,529	***	-0,402		0,222
	AKRYL	0,686	***	0,877	***	-0,426		-0,122
	GWASZ	0,271		0,625	***	-0,297		0,374
	OLEJ	0,873	***	1,029	***	0,289		0,668
	OWIEK	-0,280		0,194		-0,224		0,463
	PASTEL	0,430	**	0,721	***	0,924	***	1,280
	TEMPERA	0,615	***	0,972	***	0,262		0,825
	TUSZ	-0,613	**	-0,293		-0,314		0,167
powierzchnia	0,564	***	0,746	***	0,512	***	0,700	***
wartość	-0,029		-0,045		0,022		0,011	
zgon	0,061		0,070		-0,057		-0,056	

Źródło: opracowanie własne.

4. Zmiany cen malarstwa wyznaczone z indeksów hedonicznych

Na podstawie ocen estymatorów parametrów modeli hedonicznych (tabela 2) obliczono dla każdego okresu korekty hedoniczne (2) oraz indeksy cen (3) dla prac uwzględnionych w badaniach. W tabeli 3 zestawiono procentowe zmiany cen dzieł sztuki wyznaczone na podstawie indeksów łańcuchowych (3), indeksów jednopodstawowych obliczonych dla roku bazowego 2007 oraz średnioroczne zmiany cen obliczone jako średnia geometryczna indeksów hedonicznych. Wyznaczono również surowy indeks cen (*naive index*), będący licznikiem relacji (3), który jest traktowany jako *benchmark* dla indeksów hedonicznych.

Tabela 2d. Oceny parametrów strukturalnych oszacowanych modeli hedonicznych

Zmienne		$\hat{\alpha}_i$	M19	$\hat{\alpha}_i$	M20	$\hat{\alpha}_i$	M21	$\hat{\alpha}_i$	M22
const		2,755	***			2,784	***		
rok	ROK_2007	0,097		0,094		0,101		0,099	
	ROK_2008	0,153	**	0,160	**	0,155	**	0,164	**
	ROK_2009	0,043		0,077		0,044		0,084	
wystawca	AGRA-ART	0,269	**	0,328	***	0,291	**	0,303	**
	DESA	0,176		0,287	**	0,193		0,261	*
	DESA UNICUM	0,384	***	0,440	***	0,394	***	0,398	***
	OKNA SZTUKI	0,457	***	0,540	***	0,474	***	0,518	***
	OSTOYA	0,081		0,189		0,099		0,165	
	POLSWISS ART	0,785	***	0,831	***	0,792	***	0,785	***
	REMPEX	0,067		0,160		0,072		0,117	
	RYNEK SZTUKI	-0,010		0,067		-0,005		0,024	
autor	KOSSAK_J	-1,603	***	-1,427	***	-1,601	***	-1,430	***
	KOSSAK_W	-0,890	***	-0,700	***	-0,891	***	-0,704	***
	CHMIELIŃSKI	-1,230	***	-1,020	***	-1,229	***	-1,022	***
	DWURNIK	-2,282	***	-2,182	***	-2,284	***	-2,175	***
	ERB	-1,089	***	-0,804	***	-1,084	***	-0,803	***
	HOFMAN	-1,095	***	-0,849	***	-1,092	***	-0,851	***
	MALCZEWSKI	0,308	***	0,530	***	0,308	***	0,531	***
	NIKIFOR	-1,286	***	-0,922	***	-1,320	***	-0,860	***
	NOWOSIELSKI	-0,102		0,069		-0,110		0,082	
	DOMINIK	-1,911	***	-1,864	***	-1,912	***	-1,861	***
sygnatura						-0,043		0,074	

Zmienne		$\hat{\alpha}_i$	M19	$\hat{\alpha}_i$	M20	$\hat{\alpha}_i$	M21	$\hat{\alpha}_i$	M22
technika	AKWARELA	0,174		0,539	***	0,179		0,534	***
	AKRYL	0,680	***	0,892	***	0,688	***	0,881	***
	GWASZ	0,269		0,636	***	0,279		0,638	***
	OLEJ	0,871	***	1,035	***	0,875	***	1,031	***
	OWEWEK	-0,285		0,212		-0,279		0,197	
	PASTEL	0,428	**	0,729	***	0,432	**	0,726	***
	TEMPERA	0,605	***	0,998	***	0,618	***	0,978	***
	TUSZ	-0,616	**	-0,283		-0,613	**	-0,292	
powierzchnia		0,564	***	0,749	***	0,562	***	0,745	***
wartość		-0,030		-0,043					
zgon		0,061		0,069		0,0600		0,0687	

Źródło: opracowanie własne.

Porównanie indeksów hedonicznych z indeksem surowym (*IS*) wskazuje na istotny wpływ korekty (2) na zmiany cen na rynku sztuki. Implikacje korekty są szczególnie widoczne w przypadku średniorocznego tempa zmian i indeksów jednopodstawowych – obserwujemy przeciwstawne tendencje zmian cen generowanych z modeli M1, M3, M4, M10 i M13¹⁷ względem notowań indeksu surowego i indeksów wykorzystujących pozostałe modele. Wszystkie indeksy hedoniczne, dające ujemne średnioroczne tempo wzrostu, zostały oszacowane dla modeli, w których nie występowała zmienna *klasa*. Podkreślamy fakt, że w modelu M13 zmienna ta również nie występuje, a średnia geometryczna wskazuje na wzrost dodatni, co jest skutkiem wprowadzenia w miejsce powierzchni jej kwadratu. Modele M13 i M15 różnią się między sobą nieznacznie (w M15 nie ma wyrazu wolnego, ale jest zmienna *zgon*) i charakterystyki oraz oceny estymatorów parametrów obu modeli są identyczne (tabela 1b) – zmienna *zgon* w M15 ma identyczny współczynnik regresji co wyraz wolny w M13, jednak ten ostatni nie bierze udziału w wyznaczeniu korekty *HQA*. Występowanie wyrazu wolnego (lub jego brak) w modelu hedonicznym (1) implikuje różnice w wartościach indeksów dla par modeli: M17 i M18, M19 i M20, M21 i M22 oraz M23 i M24.

Modele M2 i M3 różnią się jedynie liczbą wykorzystanych wariantów zmiennych *wystawca* i *technika* – w modelu M3 usunięto te warianty, które były statystycznie nieistotne dla modeli M1 i M2, to zaś wpłynęło na zmianę indeksów

¹⁷ Podobne wskazania dały również inne modele wykorzystane do budowy indeksów hedonicznych, np. te oznaczone jako M2 i M11 – K. Kompa, D. Witkowska, op.cit.

cen. Z kolei w modelu M4 usunięto – w stosunku do M1 – zmienną *zgon* i ten zabieg nie spowodował istotnych zmian w indeksie cen.

Tabela 3. Zmiany procentowe cen z wyznaczonych indeksów hedonicznych

Indeks	Rok	M1	M3	M4	M8	M9	M10	M13	M15	IS
Łańcuchowy	2008	1,82	2,51	1,71	5,99	5,82	2,58	35,86	13,03	49,84
	2009	0,21	0,18	1,25	-10,25	-10,19	3,87	-6,56	-27,94	-38,37
	2010	-1,73	-0,33	-2,73	-4,25	-4,51	-2,10	-16,55	3,89	-5,59
O stałej podst.	2009	2,04	2,69	2,99	-4,88	-4,96	6,55	26,95	-18,55	-7,65
	2010	0,27	2,35	0,18	-8,92	-9,25	4,31	5,94	-15,38	-12,82
Średnie tempo		0,09	0,78	0,06	-3,07	-3,18	1,42	1,94	-5,41	-4,47
Indeks	rok	M17	M18	M22	M23	M24	M25	M19	M21	
Łańcuchowy	2008	5,56	6,77	5,62	6,66	5,38	6,50	32,91	33,14	
	2009	-10,06	-7,34	-9,99	-7,44	-10,00	-7,22	-18,42	-16,32	
	2010	-4,13	-2,90	-4,25	-2,64	-4,41	-3,34	-16,29	-15,17	
O stałej podst.	2009	-5,07	-1,07	-4,93	-1,28	-5,15	-1,20	8,42	11,42	
	2010	-8,99	-3,94	-8,97	-3,89	-9,34	-4,50	-9,24	-5,49	
Średnie tempo		-3,09	-1,33	-3,08	-1,31	-3,21	-1,52	-3,18	-1,86	

Źródło: opracowanie własne.

5. Podsumowanie

Jak wykazano, specyfikacja modelu hedonicznego ma istotny wpływ na wartość indeksów cen. Stwierdzono, że tradycyjne metody wyboru modelu nie do końca sprawdzają się w przypadku modeli zawierających znaczną liczbę zmiennych jakościowych. Jakość modeli oceniano na podstawie: (1) stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych, (2) kryterium informacyjnego Akaike (AIC), (3) statystyki F mówiącej o łącznej istotności zmiennych i (4) braku autokorelacji składnika losowego. Wartości statystyki F pozwoliły stwierdzić, że wszystkie modele zostały poprawnie wyspecyfikowane.

Wyjątkowo złe własności w kontekście pozostałych trzech kryteriów mają modele M16, M23–M25, które charakteryzują się niskim R^2 (wyjątkiem jest M24 bez wyrazu wolnego), bardzo wysokimi wartościami kryterium informacyjnego i autokorelacją składnika losowego. Z kolei modele M13–M15 charakteryzowały się ujemnymi wartościami kryterium Akaike (AIC) i wysokimi wartościami

współczynnika determinacji. Natomiast w modelach M4, M9, M17–M22 nie stwierdzono występowania autokorelacji składnika losowego, ale stopień objaśnienia wszystkich modeli – z wyjątkiem M4 – był niższy.

Kierując się własnościami modeli, należałoby się spodziewać, że te o określonych własnościach i zbliżonej specyfikacji pozwolą wyznaczyć indeksy hedoniczne wskazujące podobne tendencje cenowe. Jednakże tak się nie stało. Modele M17–M22 wygenerowały dość podobne wyniki, tj. średnioroczne spadki cen na poziomie 3%, jeśli modele są z wyrazem wolnym, i na poziomie 1,3–1,5%, jeśli nie mają wyrazu wolnego. Kierunek zmian cen pokrywa się z wyznaczonym dla indeksu surowego, chociaż spadki cen są mniejsze. Natomiast model M4 – bez autokorelacji, ze znacznie niższym poziomem kryterium informacyjnego i z wysokim $R^2 = 0,934$ – pokazuje zgoła odmienną tendencję cenową na rynku sztuki. Inna para modeli, M13 i M15, które wydawały się najlepsze w kontekście kryterium (1) i (2), generuje zupełnie odmienne wyniki – indeks hedoniczny wyznaczony dla M13 wskazuje na średnioroczny wzrost cen malarstwa, a M15 na średnioroczny spadek, i to (jako jedyny) poniżej poziomu wskazywanego przez indeks surowy.

Bibliografia

1. Anderson R.C., *Paintings as an Investment*, „Economic Inquiry” 1974, vol. 12(1), s. 13–26.
2. Campbell R.A.J., *Art as a Financial Investment*, „The Journal of Alternative Investments” 2008, vol. 10(4), s. 64–81.
3. Candela G., Figini P., Scorcu A.E., *Price indices for artists – A proposal*, „Journal of Cultural Economics” 2004, vol. 28(4), s. 285–302.
4. Frey B.S., Pommerehne W.W., *Art Investment: An Empirical Inquiry*, „Southern Economic Journal” 1989, vol. 56(2), s. 396–409.
5. Frey B.S., Cueni R., *Why invest in art?*, „The Economist’s Voice” 2013, vol. 10(1), s. 1–6.
6. Ginsburgh V., Schwed N., *Price Trends for Old Masters’ Drawings: 1980–1991*, Brussels 1992, s. 1–17, <http://www.ecares.org/ecare/personal/ginsburgh/papers/077.drawings.pdf>.
7. Higgs H., *Australian Art Market Prices during the Global Financial Crisis and two earlier decades*, „Australian Economic Papers” 2012, vol. 51(4), s. 189–209.
8. Kompa K., Witkowska D., *Indeks rynku sztuki. Badania pilotażowe dla wybranych malarzy polskich*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, nr 3(2), s. 33–50.

9. Kraeussl R., van Elsland N., *Constructing the True Art Market Index – A Novel 2-Step Hedonic Approach and its Application to the German Art Market*, CFS Working Paper, Center for Financial Studies Frankfurt University, no. 11, 2008.
10. Kraeussl R., Wiehenkamp Ch., *A call on Art investments*, „Review of Derivatives Research” 2012, vol. 15(1), s. 1–23.
11. Locatelli-Biey M., Zanola R., *The Sculpture Market: An Adjacent Year Regression Index*, „Journal of Cultural Economics” 2002, vol. 26(1), s. 65–78.
12. Lucińska A., *Rozwój artystyczny malarzy a ceny obrazów na polskim rynku sztuki*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 51, *Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia*, red. D. Zarzecki, Szczecin 2012, s. 715–725.
13. Mei J., Moses M., *Art as an Investment and the Underperformance of Masterpieces*, „American Economic Review” 2002, vol. 92(5), s. 1656–1668.
14. Mok H.M.K., Ko V.W.K., Woo S.S.M., Kwok K.Y.S., *Modern Chinese Paintings: An Investment Alternative*, „Southern Economic Journal” 1993, vol. 59(4), s. 808–816.
15. Pesando J.E., *Art as an Investment: The Market for Modern Prints*, „American Economic Review” 1993, vol. 83, s. 1075–1089.
16. Suchodolski P., *Dla koneserów i do portfela. Monroe*, parkiet.com, 23.09.2013.
17. Triplett J.E., *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes*, OECD, Paris 2006.
18. Widłak M., *Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr*, „Wiadomości Statystyczne” 2010, nr 9 (592), s. 1–25.
19. Worthington A.C., Higgs H., *A Note on Financial Risk, Return and Asset Pricing in Australian Modern and Contemporary Art*, „Journal of Cultural Economics” 2006, vol. 30(1), s. 73–84.
20. Worthington A.C., Higgs H., *Art as an Investment: Short and Long-term Co-movements in Major Paintings Markets*, „Empirical Economics” 2003, vol. 28, s. 649–668.

* * *

Hedonic model of the Polish paintings prices

Summary

Art market has been developing in Poland and it seems to be necessary to evaluate changes of prices at the art market. In the paper we present hedonic regressions describing prices of paintings produced by 11 Polish artists whose artworks were traded the most often in years 2007–2010. Models are estimated, employing data concerning 750 objects sold on auctions that held in Poland. These models are needed to evaluate hedonic price indexes. The aim of the research is to find out if the model specification

influences the hedonic index. The results of our investigation show that the regression specification and the model properties essentially affect value of price indexes.

Keywords: art market, hedonic regression, price index

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w tworzeniu pracy wyniósł:
Krzysztof Kompa – 50%, Dorota Witkowska – 50%.