

Materiały i Studia nr 326

Model wczesnego ostrzegania przed bańkami cenowymi na rynku mieszkaniowym

Adam Czerniak, Bartosz Witkowski



Materiały i Studia nr 326

Model wczesnego ostrzegania przed bańkami cenowymi na rynku mieszkaniowym

Adam Czerniak, Bartosz Witkowski

Adam Czerniak – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Gospodarki Światowej
Bartosz Witkowski – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach VI konkursu Narodowego Banku Polskiego na projekty badawcze oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 185 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2016

Spis treści

Wstęp	5
1. Przegląd modeli empirycznych analizujących determinanty baniek cenowych na rynku mieszkaniowym	8
2. Metoda datowania baniek cenowych	17
3. Potencjalne determinanty baniek cenowych uwzględnione w analizie ekonometrycznej	22
4. Opis metody wyznaczania optymalnego zestawu zmiennych do modelu ESW	51
5. Wyniki analizy ekonometrycznej	62
6. Model prognostyczny i jego właściwości	68
Podsumowanie	74
Bibliografia	75
ANEKS 1 – Tablice i wykresy	88
ANEKS 2 – Dodatkowe specyfikacje modelu prognostycznego	114

Streszczenie

Raport przedstawia ekonometryczny model wczesnego ostrzegania (EWS) przed bańkami cenowymi na rynku mieszkaniowym w 18 krajach rozwiniętych OECD. Zmienne objaśniające do tego modelu wybrano przy wykorzystaniu metody uśredniania bayesowskiego (BMA) z obszernego zbioru potencjalnych determinant baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych – ekonomicznych, demograficznych, instytucjonalnych i społeczno-kulturowych. Z otrzymanych statystyk wynika, że skonstruowany w ten sposób model typu EWS wykazuje istotnie lepsze właściwości prognostyczne od modeli stosowanych dotychczas w literaturze. Taki rezultat otrzymaliśmy dzięki uwzględnieniu w modelowaniu ekonometrycznym zmiennych obrazujących uwarunkowania instytucjonalne i społeczno-kulturowe funkcjonowania rynku mieszkaniowego, które były zazwyczaj pomijane w dotychczasowych badaniach.

Słowa kluczowe: *model typu EWS, bańki cenowe, rynek mieszkaniowy, uśrednienie bayesowskie (BMA).*

JEL classification: *C33, E37, R39.*

Wstęp

Celem badania było opracowanie zaawansowanego modelu wczesnego ostrzegania (EWS) przed bańkami cenowymi na rynkach mieszkaniowych w krajach wysoko rozwiniętych, który wykazywałby się lepszymi właściwościami prognostycznymi od modeli do tej pory zaproponowanych w literaturze. Udoskonalanie modeli typu EWS jest kluczowe z punktu widzenia prowadzenia polityki pieniężnej i makroostrożnościowej, gdyż im lepsze są narzędzia do określania stopnia nierównowagi na rynku mieszkaniowym, tym wcześniej można zapobiec narastaniu bańki cenowej. Czas pozyskania informacji o ryzyku powstania bańki cenowej jest kluczowy z dwóch powodów – im wcześniej uda się wykryć bańkę tym łatwiej jest uniknąć jej narastania, ponieważ wraz z wejściem rynku mieszkaniowego w fazę boomu zwykłe narzędzia polityki gospodarczej stają się mniej skuteczne (Nneji et al. 2013) oraz im wcześniej rynek mieszkaniowy zostanie wystudzony, tym mniej kosztowne będą makroekonomiczne skutki spowolnienia w inwestycjach i budownictwie.

Ze względu na liczną literaturę i bardzo różne podejście do zjawiska bańki cenowej (Lind 2009; Czerniak 2014), na wstępie konieczne jest dookreślenie, w ramach którego z nurtów analitycznych mieści się opisywane badanie. Najłatwiej można je dookreślić dokonując analizy definicji bańki cenowej, którą przyjęto za (Czerniak 2014, s. 48):

„Bańka cenowa jest trójfazowym zjawiskiem odzwierciedlającym narastanie nierównowagi na rynku aktywów. W jej trakcie następuje stosunkowo szybki wzrost cen do poziomu, który nie jest możliwy do utrzymania w kolejnych okresach. W pierwszej fazie bańki wzrost cen jest następstwem zmian po stronie czynników o charakterze fundamentalnym. W fazie drugiej wzrost cen jest wynikiem irracjonalnego entuzjazmu podtrzymywanego przez mechanizm pętli zwrotnej¹.

¹ W ramach mechanizmu pętli zwrotnej wzrosty cen utwierdzają uczestników rynku w nadmiernie optymistycznych oczekiwaniach, co do dalszego wzrostu cen, zachęcając nabywców do

W fazie trzeciej, na skutek zmian po stronie czynników o charakterze fundamentalnym ma miejsce relatywnie szybki spadek cen aktywów.”

Wynika z niego, że autorzy odrzucają hipotezę o efektywności rynków finansowych i dopuszczają irracjonalność uczestników rynku mieszkaniowego. Co więcej, autorzy - idąc za argumentacją z pracy Linda (2009) - odrzucają definicję bańki cenowej jako odchylenie ceny rynkowej od poziomu równowagi, wskazując na niemożliwość obiektywnego określenia ceny fundamentalnej i jej determinant. W rezultacie autorom najbliższą jest do czysto statystycznej koncepcji bańki cenowej, jako silnej fluktuacji cen aktywów, która została jednak wzbogacona o elementy z nurtu teoretycznego związane z dookreśleniem mechanizmu powstawania bańki cenowej.

Takie definicyjne dookreślenie mechanizmu powstawania i narastania bańki cenowej na rynku mieszkaniowym otwiera pole do uwzględnienia w analizie tego zjawiska szeregu zmiennych, które do tej pory nie były brane pod uwagę w literaturze. Zgodnie bowiem z przyjętą definicją do powstania bańki cenowej mogą bowiem przyczynić się wszystkie typowe determinanty cen mieszkań, a tych wyróżniono w literaturze już ponad 50². Można je podzielić na cztery grupy według typu zjawiska, które obrazują: uwarunkowania ekonomiczne, procesy demograficzne, otoczenie instytucjonalne oraz cechy społeczno-kulturowe społeczeństw. Najczęściej i najszerzej analizowane są czynniki ujęte w kategoriach uwarunkowania gospodarcze i procesy demograficzne, a najrzadziej determinanty obrazujące otoczenie społeczno-kulturowe rynku mieszkaniowego. Uwzględnienie tych zmiennych przy modelowaniu baniek cenowych powinno skutkować naszym zdaniem istotnie większym zrozumieniem procesu ich powstawania i narastania, a także zwiększyć dopasowania modelu typu EWS do rzeczywistych danych.

zakupu nieruchomości, a sprzedawców do podwyższania marż i tym samym materializują się pod postacią dalszego wzrostu cen lokali mieszkaniowych – przypis autorów badania.

² Porównaj na przykład: (Andrews 2010), (Girouard et al. 2006), (Glaeser et al. 2008), (Bourdieu 2006), (André 2010).

Wychodząc od tych przesłanek sformułowano hipotezę badawczą, że *uwzględnienie szerokiej gamy czynników instytucjonalnych i społeczno-kulturowych w modelowaniu baniek cenowych na rynku mieszkaniowym krajów wysoko rozwiniętych poprawia trafność oceny ryzyka ich występowania w porównaniu do typowych modeli opisywanych w literaturze przedmiotu*. W celu weryfikacji tej hipotezy skonstruowano probitowy model panelowy z efektami losowymi na podstawie danych z 18 krajów wysoko rozwiniętych³, dla którego zmienne wybrano z wykorzystaniem bayesowskiego uśredniania oszacowań z całego zbioru potencjalnych determinant baniek cenowych na rynku mieszkaniowym.

Struktura niniejszego raportu jest następująca: w sekcji pierwszej dokonano przeglądu najważniejszych modeli empirycznych opisanych w literaturze, które analizują determinanty nierównowag na rynku mieszkaniowym; w sekcji drugiej przedstawiono sposób datowania baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych; w sekcji trzeciej omówiono potencjalne determinanty tego zjawiska, które uwzględniono w badaniu; w sekcji czwartej opisano mechanizm doboru zmiennych, które mają istotny statystycznie wpływ na powstawanie baniek cenowych na rynku mieszkaniowym; w sekcji piątej przedstawiono wyniki; w sekcji szóstej z kolei zaproponowano specyfikację pojedynczego równania modelu prognostycznego i omówiono jego skuteczność, porównując go pod względem trafności z modelami dotychczas zaprezentowanymi w literaturze. Raport kończy krótkie podsumowanie otrzymanych wyników i ich znaczenie dla zdolności przewidywania i przeciwdziałania bańkom cenowym na rynku mieszkaniowym. Raport kończą aneksy – Aneks A zawierający tablice i wykresy oraz Aneks B, w którym przedstawiono alternatywne specyfikacje modelu prognostycznego, ich własności i sposób konstrukcji.

³ Australia, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Japonia, Kanada, Niemcy, Norwegia, Nowa Zelandia, Szwajcaria, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy, USA.

1. Przegląd modeli empirycznych analizujących determinanty baniek cenowych na rynku mieszkaniowym

Dotychczasowe badania empiryczne nad determinantami powstawania baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych były prowadzone głównie w ramach jednego z dwóch nurtów metodycznych. Pierwszy z nich, którego początków można dopatrzeć się w pracach Keynesa i Schumpetera, obejmuje analizy o charakterze przede wszystkim jakościowym i opisowym, prowadzone z zastosowaniem badań porównawczych, których wynikiem są opisowo-narracyjne modele powstawania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Do najczęściej wymienianych opracowań w ramach tego nurtu należą prace Kindlebergera (Kindleberger, Aliber 2005), Shillera (np. Shiller 2009 oraz Akerlof, Shiller 2009), Rajana (2010), a także Minsky'ego (1992) i Abolafii (2010b).

Do drugiej grupy należą badania z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych parametrycznych oraz semi- i nieparametrycznych, które jednak koncentrują się przede wszystkim na analizie determinant fundamentalnych cen mieszkań niezależnie od fazy cyklu na rynku nieruchomości. W pracach tych bańki cenowe są traktowane pod względem metodycznym podobnie jak tzw. „reszta Solowa” w egzogenicznych (neoklasycznych) modelach wzrostu gospodarczego. Za pomocą narzędzi ilościowych badana jest wielkość bańki cenowej i okres jej narastania, natomiast analiza przyczyn jej powstania sprowadza się zazwyczaj do stawiania nie weryfikowanych statystycznie tez (Antipa, Lecat 2009; Conefrey, Gerald 2009; Fernández-Kranz, Hon 2006; Shiratsuka 2003; Himmelberg et al. 2005). Do wyjątków można zaliczyć prace uwzględniające tzw. efekt rozgorączkowania (*frenzy effect*), obrazujący mechanizm samoistnego narastania bańki cenowej, w ramach którego przeszłe wzrosty cen napędzają ich wzrost w kolejnych okresach. Od strony czysto technicznej skalę tego efektu szacuje się na podstawie opóźnionej dynamiki cen nieruchomości mieszkaniowych (Muellbauer, Murphy 1997; Davis et al. 2011). Najbardziej pod tym względem zaawansowany model zaproponowali Abraham

i Hendershott (1996). W modelu tym odchylenie rzeczywistej dynamiki cen mieszkań od poziomu równowagi jest objaśniane przez historyczną dynamikę cen oraz różnice pomiędzy rzeczywistym a teoretycznym (wynikającym z modelu uwzględniającego czynniki o charakterze fundamentalnym) poziomem cen nieruchomości mieszkaniowych (zob. tablica 1). Chociaż głównym celem tych badań nie było wyjaśnianie czynników wpływających na narastanie baniek cenowych, to ich wyniki wnoszą istotny wkład do analizy determinant tego procesu. Wynika z nich bowiem, że historyczne wzrosty cen będące efektem oddziaływania wyłącznie czynników o charakterze fundamentalnym mogą – poprzez efekt rozgorączkowania – prowadzić do powstania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym.

Pomimo bardzo dużej liczby prac dotyczących baniek cenowych na rynku mieszkaniowym⁴ istnieją tylko nieliczne badania ilościowe dotyczące przyczyn ich powstawania. Pierwszą pracą, w której podjęto próbę ekonometrycznej analizy determinant baniek cenowych było badanie Case'a i Shillera (1990).⁵ Z przeprowadzonych przez nich analiz ekonometrycznych na danych panelowych obejmujących 4 amerykańskie aglomeracje wynikało, że istotnymi determinantami wysokości zysku nadzwyczajnego na rynku mieszkaniowym w danym okresie były zyski nadzwyczajne z poprzedniego okresu, roczna dynamika zmian populacji w wieku zakładania gospodarstwa domowego (25-34 lata), roczna dynamika realnych dochodów rozporządzalnych *per capita*, a także (ze znakiem ujemnym) indeks relacji cen mieszkań do przeciętnych dochodów w danym mieście. Nieistotne statycznie okazały się natomiast takie czynniki, jak zmiany kosztów budowy domów, względna wysokość czynszu, tempo wzrostu zatrudnienia, stopa podatku dochodowego oraz wysokość podaży nowych mieszkań.

⁴ Wyszukiwarka artykułów naukowych Google Scholar wskazuje na istnienie 13 tys. publikacji, w których występuje termin „housing bubble”.

⁵ Autorzy ci nie posługiwali się jednak terminem „bańka cenowa”, a jedynie terminem „zysk nadzwyczajny (*excess return*) z inwestycji w nieruchomości mieszkaniowe”. Ten termin należy odczytywać w kontekście dominującej w latach 80-tych i 90-tych hipotezy E. Fama'y o efektywności rynków aktywów. Zgodnie z tą hipotezą nie ma możliwości osiągnięcia zysku nadzwyczajnego przez wszystkich inwestorów, za wyjątkiem sytuacji, w której istnieje bańka cenowa.

W kolejnych latach, ze względu na dominację hipotezy o efektywności rynków aktywów, prace nad ilościowym wyznaczaniem determinant baniek cenowych nie były praktycznie w ogóle prowadzone⁶. Dopiero w XXI w., wraz pękaniem baniek cenowych na kolejnych rynkach aktywów, w tym na rynku akcji spółek informatycznych (tzw. *dot-com bubble*) oraz oznakami przegrzania rynków mieszkaniowych w większości krajów wysoko rozwiniętych, zaczęła stopniowo rosnąć liczba publikacji na ten temat (por. tablica 1). Przedmiotem prowadzonych badań były przede wszystkim tzw. modele EWS (*Early Warning System*), mające za zadanie wczesne wykrywanie istnienia baniek cenowych na rynkach aktywów. Modele tego typu można podzielić na trzy kategorie (European Central Bank 2010): strukturalne, sygnalizacyjne oraz probabilistyczne (zwane także modelami EWS z dyskretną zmienną zależną). Najrzadziej spotykane modele strukturalne są oparte na badaniach fundamentalnych determinant cen aktywów. W modelach tych sygnał o istnieniu nierównowagi na rynku jest wysyłany po odchyleniu się rzeczywistej ceny danego składnika aktywów od jego wartości teoretycznej o określoną wartość progową (Chui, Gai 2005).

Bardzo podobne do modeli strukturalnych typu EWS są modele analizujące ceny nieruchomości za pomocą wektorowych modeli autoregresyjnych z korektą błędem (VECM). Ich autorzy (Winer, Fuerst 2014; Arestis, González 2013) szacują długookresowe zależności „fundamentalne” między cenami nieruchomości a szeregiem zmiennych makroekonomicznych (m.in. dochód rozporządzalny, stopy procentowe, liczebność populacji, podaż kredytów, inwestycje w nieruchomości), a następnie szacują krótkookresowe zależności między odchyleniem cen nieruchomości od poziomu wyznaczonego przez model długookresowy, a tymi samymi determinantami. Te ostatnie równania często są traktowane jako modele baniek cenowych na rynku nieruchomości, ale z racji niewielkiej liczby

⁶ Warto przy tym odnotować, że w latach 1978-1999 ukazały się jedynie trzy edycje (1978, 1989 i 1996) książki Kindlebergera *Manias, Panics and Crashes*, czyli tyle samo, ile od początku XXI w. (2000, 2005 i 2011). Ponadto liczba opublikowanych przed 2000 r. artykułów naukowych zawierających termin „housing bubble” wynosi – zgodnie z danymi z wyszukiwarki Google Scholar – 83 (0,6% wszystkich artykułów, w których występuje to wyrażenie).

uwzględnianych w nich zmiennych, których dobór oparty jest na przeglądzie wcześniejszych wyników analiz ekonometrycznych, analizy te nie wnoszą nowych informacji na temat potencjalnych determinant baniek cenowych.

Najprostszym wariantem modeli typu EWS są modele sygnalizacyjne, które opierają się na analizie jednego lub kilku wskaźników, których wahania mogą wskazywać na istnienie bańki cenowej. Opierają się one na identyfikacji tych zmiennych, które są najsilniej skorelowane z występowaniem baniek cenowych na rynkach aktywów, a następnie na wyznaczeniu wartości progowych, po przekroczeniu których dany model EWS wysyła sygnał o istnieniu nierównowagi w gospodarce (Alessi, Detken 2009). Według (Bourassa et al. 2016) najlepiej jako wskaźnik sygnalizacyjny sprawdzają się takie zmienne, jak wskaźniki relacji cen nieruchomości do wysokości czynszu oraz relacji cen nieruchomości do dochodów rozporządzalnych ludności.

Trzecią grupą stanowią modele EWS typu probabilistycznego, w których regresantem jest binarna zmienna przyjmująca wartość 1 w okresach występowania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym, a regresorami – szereg zmiennych obrazujących bieżącą sytuację w otoczeniu danego rynku aktywów. Do tej grupy zaliczają się prace Agnello i Schuknecht (2009), Borgy et al. (2009), Crespo Cuaresma (2010), Bunda i Ca'Zorzi (2010), Gerdesmeier et al. (2011), Dregera i Kholodin (2011) oraz Rousová i van den Noord (2011). Wszystkie te prace wykorzystują dane panelowe dla krajów rozwiniętych. Do oszacowania parametrów wykorzystywano w nich dwie metody ekonometryczne – bayesowskie uśrednianie oszacowań oraz – znacznie częściej – metodę największej wiarygodności w odniesieniu do modeli zarówno z efektami stałymi (FE-CML), jak i losowymi (RE).

Uzyskane w ramach estymacji modeli EWS z dyskretną zmienną zależną na danych panelowych wyniki (zob. tablica 1.) potwierdzają wnioski płynące z wcześniejszych badań Case'a i Shillera oraz Abrahama i Hendershotta. Jako kluczowe czynniki wskazujące na istnienie bańki cenowej na rynku mieszkaniowym wyróżniono w nich historyczne zmiany cen nieruchomości, realną dynamikę dochodów w przeliczeniu

na jednego mieszkańca oraz tempo wzrostu liczby osób w wieku 25-44 lata. Dodatkowo badania z zastosowaniem probabilistycznych modeli EWS wskazują na istotność wpływu zmian w dostępności kredytów hipotecznych (mierzonych wysokością stóp procentowych, tempem wzrostu podaży pieniądza i relacją zadłużenia sektora prywatnego do PKB) na prawdopodobieństwo pojawienia się bańki cenowej na rynku mieszkaniowym. Ponadto otrzymane we wcześniejszych badaniach wyniki potwierdzają, że zmiany na rynku pracy oraz tempo wzrostu podaży nieruchomości nie mają istotnego wpływu na prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym.

Zapotrzebowanie na informacje na temat sytuacji na rynku mieszkaniowym, w tym zwłaszcza występujących na nim nierównowag makroekonomicznych, doprowadziło do tworzenia procedur wykrywania i ostrzegania przed powstawaniem baniek cenowych, w szczególności w ramach banków centralnych i innych instytucji publicznych. W niektórych przypadkach stworzono nawet całe systemy wczesnego ostrzegania, które poza różnymi modelami typu EWS wykorzystują też oceny eksperckie i badania ankietowe oraz proponują najlepsze reakcje po stronie polityki gospodarczej w celu ograniczenia baniek cenowych (Kaklauskas et al. 2015). W bardziej zaawansowanych systemach wykorzystywane są nawet sieci neuronowe do wyznaczania optymalnych algorytmów identyfikacji baniek na podstawie otrzymywanych z modeli, od ekspertów i z realnej gospodarki informacji (Ho et al. 2012).

Podsumowując powyższy przegląd literatury można stwierdzić, że z czterech wyróżnionych we wstępie grup czynników wpływających na ceny mieszkań w dotychczasowych badaniach z wykorzystaniem narzędzi ilościowych przeanalizowano przede wszystkim determinanty o charakterze ekonomicznym. W nielicznych pracach uwzględniono zmienne demograficzne oraz zmienne obrazujące otoczenie instytucjonalne rynku nieruchomości, w tym stopień deregulacji sektora finansowego i obowiązujący w danym kraju system podatkowy. W żadnym z opracowań opartych na zastosowaniu modeli ekonometrycznych do

szacowania ryzyka wystąpienia bańki cenowej nie uwzględniono natomiast czynników o charakterze społeczno-kulturowym. Fakt ich uwzględnienia w niniejszym badaniu, jak pokazano w dalszych sekcjach, prowadzi do znacznej poprawy ogólnej jakości modeli, a w szczególności – ich trafności prognostycznej, co ma niebagatelne znaczenie przy diagnozowaniu wystąpienia bańki cenowej.

Tablica 1. Wyniki najważniejszych badań ekonometrycznych nad determinantami baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych

Autorzy badania i rok publikacji	Zastosowana metoda badawcza	Zakres czasowo-geograficzny analizy	Zmienna objaśniana	Uwzględnione zmienne objaśniające ^a
(Case, Shiller 1990)	Estymacja modelu liniowego na danych panelowych za pomocą GLS	1970Q1-1986Q1 4 miasta USA (Atlanta, Chicago, Dallas, San Francisco)	Zysk nadzwyczajny z inwestycji w nieruchomości mieszkaniowe	Zysk nadzwyczajny z poprzedniego okresu (++) Roczna dynamika liczebności populacji w wieku 25-44 (++) Roczna dynamika realnego dochodu na osobę (+) Relacja cen mieszkań do dochodu w gospodarce (--) Relacja czynszu do ceny Roczna dynamika cen produkcji budowlano-montażowej Roczna dynamika zatrudnienia Krańcowa stopa podatku dochodowego dla typowego nabywcy mieszkania własnościowego Liczba rozpoczętych w ciągu roku budów domów jednorodzinnych w przeliczeniu na osobę
(Abraham, Hendershott 1996) ^d	Wielokrotna estymacja metodą OLS panelowego modelu liniowego	1977-1992 30 aglomeracji miejskich w USA	odchylenie tempa wzrostu rzeczywistej od teoretycznej wartości cen mieszkań	Roczna realna dynamika cen nieruchomości mieszkaniowych w poprzednim roku (++) Odchylenie rzeczywistej od teoretycznej wartości cen mieszkań w poprzednim roku (-)
(Borgy et al. 2009)	Estymacja regresji logistycznej na danych panelowych za pomocą RE	1970Q1-2008Q4 18 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach boomów na rynku mieszkaniowym	Odchylenie dynamiki realnego PKB od długookresowego trendu (++) Realna dynamika wartości udzielonych kredytów (++) Odchylenie dynamiki nakładów brutto na środki trwałe od długookresowego trendu (+) Roczna zmiana salda na rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB (-) Długoterminowe stopy procentowe (-)
			Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach boomów, po których wzrost znacznie spowolnił i 0 w pozostałych okresach boomów	Realne długoterminowe stopy procentowe (++) Realna dynamika wartości udzielonych kredytów (+) Odchylenie realnej dynamiki cen akcji od długookresowego trendu (+) Odchylenie dynamiki nakładów brutto na środki trwałe od długookresowego trendu
(Agnello, Schuknecht 2009)	Estymacja regresji probitowej na danych panelowych za pomocą RE	1980-2007 18 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach boomów na rynku mieszkaniowym	Opóźniona realna dynamika PKB per capita (++) Opóźnione tempo wzrostu nominalnej podaży pieniądza na świecie (++) Opóźnione tempo wzrostu liczby ludności w wieku produkcyjnym (++) Opóźniona realna dynamika należności monetarnych instytucji finans. od sektora prywatnego (+) Opóźnione krótkoterminowe stopy procentowe (--) Istnienie kryzysu bankowego (--) Deregulacja rynku finansowego Opóźnione realne tempo wzrostu cen akcji Opóźnione zmiany w stopie podatku od nieruchomości

Tablica 1. Wyniki najważniejszych badań ekonometrycznych nad determinantami baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych

(Crespo Cuaresma 2010)	Metoda BMA dla regresji logistycznych na danych panelowych	1981-2008 18 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w momencie pęknięcia banki cenowej na rynku mieszkaniowym	Opóźniony realny efektywny kurs walutowy Opóźnione saldo sektora finansów publicznych w relacji do PKB Relacja cen mieszkań do dochodu w gospodarce (++) Dynamika liczby ludności (++) Wysokość długoterminowych nominalnych stóp procentowych (++) Wysokość krótkoterminowych realnych stóp procentowych (++) Realna dynamika PKB (++) Dynamika udzielonych kredytów (++) Saldo na rachunku obrotów bieżących (--) Realny kurs walutowy (--) Udział osób w wielu produkcyjnym w populacji Wysokość inwestycji mieszkaniowych Dynamika produktywności pracy Wysokość krótkoterminowych nominalnych stóp procentowych Dynamika podaży pieniądza M1 Relacja ceny do zysku na rynku akcji Relacja wysokości dywidend do cen akcji Zwrot z inwestycji w akcje ^b
(Bunda, Ca'Zorzi 2010)	Estymacja regresji logistycznej na danych panelowych za pomocą FE-CML	1981-2008 18 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach szczytu cyklu cen na rynku mieszkaniowym	Dynamika cen mieszkań (++) Zmienność realnego efektywnego kursu walutowego (+) Relacja wartości udzielonych kredytów do PKB Saldo na rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB Dynamika realnego PKB
(Gerdesmeier et al. 2011)	Estymacja dynamicznych modeli dyskretnej zmiennej zależnej na danych panelowych za pomocą procedury HAC	1972Q1-2010Q2 17 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach boomów na rynkach aktywów	Odchylenie dynamiki relacji kredytów do PKB od długookresowego trendu (++) Odchylenie dynamiki cen mieszkań od długookresowego trendu (++) Tempo wzrostu cen akcji (++) Udział inwestycji w PKB (+) Różnica pomiędzy długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi (+) Odchylenie dynamiki relacji kredytów do PKB od długookresowego trendu opóźnione o kwartał (--)
(Dreger, Kholodin 2011)	Estymacja modeli dyskretnej zmiennej objaśnianej na danych panelowych	1969Q1-2009Q4 12 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach baniek cenowych na rynku mieszkaniowym	Stawki oprocentowania na rynku międzybankowym Realne stawki oprocentowania na rynku międzybankowym Realny efektywny kurs walutowy Wysokość czynszu Relacja cen mieszkań do dochodu per capita w gospodarce

Tablica 1. Wyniki najważniejszych badań ekonometrycznych nad determinantami baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych

	za pomocą FE-CML			Relacja cen mieszkań do czynszu w gospodarce Relacja udzielonych kredytów do PKB Różnica pomiędzy długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi Podaż pieniądza Dynamika podaży pieniądza Realna dynamika podaży pieniądza Dynamika wartości udzielonych kredytów Realna dynamika wartości udzielonych kredytów Saldo sektora finansów publicznych w relacji do PKB Realna dynamika PKB per capita Stopa opodatkowania nieruchomości^c
(Rousová, van den Noord 2011)	Estymacja regresji probitowej na danych panelowych za pomocą RE	1970Q1-2010Q4 20 krajów OECD	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresie 1-4 kwartałów przed szczytem cyklu cen na rynku mieszkaniowym	Odchylenie cen mieszkań od długookresowego trendu (++) Realna dynamika cen mieszkań (++) Liczba krajów OECD przechodzących zmianę fazy cyklu na rynku mieszkaniowym (++) Inwestycje mieszkaniowe w relacji do PKB (+) Odchylenie stopy bezrobocia od długookresowego trendu Wysokość długookresowych stóp procentowych Zmiana długookresowych stóp procentowych Wysokość krótkoterminowych stóp procentowych Stopa inflacji Indeks cen na rynku akcji Saldo na rachunku obrotów bieżących

^a Plussem oznaczono te zmienne, które na podstawie zastosowanej metody autorzy wyróżnili jako istotnie statystycznie (+ to 5% próg istotności; ++ to 1% próg istotności) sprzyjające narastaniu baniek cenowych na rynku mieszkaniowym; minusem oznaczono te zmienne, które na podstawie zastosowanej metody autorzy wyróżnili jako istotnie statystycznie (- to 5% próg istotności; -- to 1% próg istotności) ograniczające narastania baniek cenowych.

^b Dodatkowo wszystkie powyższe zmienne zostały uwzględnione jako zmienne objaśniające także po przemnożeniu ich wartości przez odchylenie cen mieszkań od długookresowego trendu.

^c Autor nie podaje wyników przeprowadzonej estymacji ani obliczonych wartości statystyk, które wskazywałyby na istotności wpływu poszczególnych zmiennych niezależnych na zmienną objaśnianą.

^d Otrzymane wyniki potwierdzono także w późniejszych pracach (m.in. Čadil, 2009).

Oznaczenia skrótów stosowanych w tablicy: BMA – metoda uśredniania bayesowskiego; FE-CML – warunkowa metoda największej wiarygodności z efektami ustalonymi, zwana też podejściem Chamberlaina lub metodą estymacji modeli dyskretniejszej zmiennej zależnej na danych panelowych z efektami ustalonymi (Gruszczyński 2012); GLS – uogólniona metoda najmniejszych kwadratów (Gruszczyński 2012); HAC – procedura korekty heteroskedastyczności i autokorelacji dla estymacji modeli probitowych zaproponowana m.in. w pracy (Berg, Coke 2004); MIF – monetarne instytucje finansowe; OLS – metoda najmniejszych kwadratów (Gruszczyński 2012); PKB – produkt krajowy brutto; RE – metoda estymacji modeli na danych panelowych z efektami losowymi (Gruszczyński 2012).

Źródło: Opracowanie własne.

2. Metoda datowania baniek cenowych

Literatura dotycząca metod ilościowego wyznaczania okresów występowania baniek cenowych na rynkach aktywów jest bardzo obszerna⁷. W ramach każdego nurtu analizy tego zjawiska rozwinięto bowiem odrębne metody jego identyfikacji, których spektrum sięga od czysto statystycznych analiz szeregów czasowych przez teoretyczną analizę wartości zdyskontowanej aż po ekonometryczne modele nieparametryczne. Z tego też względu, bazując na przyjętej definicji bańki cenowej do wyznaczenia okresów jej występowania w 18 krajach OECD w latach 1970-2014 połączono trzy różne czysto statystyczne metody datowania stosowane w literaturze – odchylenia od trendu, średniej ruchomej dynamiki i szczyt-dno⁸.

- **Metoda odchylenia cen od trendu**

Dla wszystkich 18 badanych krajów obliczono szeregi czasowe realnych wskaźników cen mieszkań (2000=100) oczyszczone z wahań cyklicznych i jednorazowych za pomocą filtru Hodricka-Prescotta o parametrze wygładzającym lambda równym 10⁵. Następnie przygotowano szereg względnego (w procentach) odchylenia rzeczywistych cen mieszkań od wyznaczonego trendu. Na tej podstawie jako okresy narastania baniek cenowych wyznaczono wszystkie te kwartały, w których odchylenie cen rzeczywistych od trendu było większe niż odchylenie standardowe dla całej próby (11,5%) i w których równocześnie miał miejsce wzrost cen w ujęciu rok do roku⁹. Jako okresy narastania baniek cenowych uwzględniono również te kwartały, w których dynamika cen była ujemna lub w których odchylenie cen od trendu było niższe niż odchylenie standardowe, ale w kwartale go poprzedzającym i w kwartale następnym były spełnione oba powyższe warunki. Ponadto nie

⁷ Por.: (European Central Bank 2010), (André 2010), (Himmelberg et al. 2005), (Girouard et al. 2006), (Klyuev 2008), (Dreger, Kholodin 2011), (Case, Shiller 2003), (Lind 2009), (Bourassa et al. 2016).

⁸ Argumentacja na rzecz zastosowania tej metody jest szeroko opisana w pracy Czerniaka (2014).

⁹ Założenie to jest podyktowane koniecznością wyeliminowania tych okresów, w których następował szybki spadek cen, ale w których poziom cen utrzymywał się dalej znacząco powyżej trendu.

uwzględniono tych obserwacji, które powyższa metoda wskazała jako jednokwartalne okresy narastania baniek cenowych. Na koniec odrzucono pierwsze i ostatnie cztery kwartały próby ze względu na możliwe zaburzenia wynikające z właściwości filtru Hodricka-Prescotta przy krańcach przedziału estymacji (Barrell, Sefton 1995).

- **Metoda średniej ruchomej dynamiki cen**

W pierwszym kroku tej metody obliczono 12-kwartalne średnie ruchome dynamiki (kwartał do kwartału) realnych cen mieszkań w okresie od II kw. 1973 r. do IV kw. 2014 r. W kroku drugim, posługując się arbitralnie ustaloną na poziomie 1,5%¹⁰ wartością progową, zidentyfikowano jako potencjalne okresy narastania baniek cenowych te okresy, w których średnia ruchoma dynamik była wyższa od zadanej wartości. Następnie odrzucono z wyznaczonego w ten sposób zbioru wszystkie te kwartały, w których roczna dynamika realnych cen mieszkań była mniejsza od lub równa zero. Ponadto, dwa osobne okresy narastania baniek cenowych, odległe od siebie o nie więcej niż 2 kwartały, łączono ze sobą, pod warunkiem, że w każdym z dołączanych kwartałów roczna dynamika cen była dodatnia. Zabiegi te miały na celu uwzględnienie w badaniu także tych okresów, w których tempo narastania bańki cenowej zmniejszyło się jedynie nieznacznie poniżej wartości progowej. Na koniec z tak otrzymanego zbioru okresów narastania baniek cenowych odrzucono wszystkie okresy krótsze niż 1,5 roku. Wyznaczona w ten sposób typowa bańka cenowa trwała 12 kwartałów, a maksymalny 3-letni średni wzrost realnych cen mieszkań w ujęciu kwartał do kwartału w trakcie jej trwania wyniósł 3,2%.

- **Metoda szczyt-dno**

¹⁰ Przyjęcie wartości progowej na poziomie zgodnym z metodą zaproponowaną w badaniach, czyli na poziomie średniej (0,5%) plus 1,3-krotność odchylenia standardowego ($1,3 \cdot 2,7\%$) spowodowałoby odrzucenie 97,7% wszystkich obserwacji dla wszystkich krajów ze względu na niespełnienie kryteriów bańki cenowej. Stąd przyjęto znacznie niższą wartość progową, wyższą od średniej o 1 p.p. Przy wybranym poziomie dla wartości progowej 78,5% wszystkich obserwacji nie spełnia kryteriów bańki cenowej.

Szeregi czasowe cykli na rynku mieszkaniowym wyznaczono w ramach tej metody – zaproponowanej przy Brya i Boschana (1971) do datowania cykli typu boom-bust – jako różnicę pomiędzy logarytmem naturalnym indeksu realnych cen mieszkań, a logarytmem naturalnym trendu uzyskanego w ramach pierwszej metody. W kolejnym kroku tej metody wyznaczono 13-kwartalne lokalne maksima¹¹ i minima otrzymanych szeregów. W kroku czwartym odrzucono wszystkie te maksima (minima), dla których wartość szeregu czasowego cyklicznego składnika zmian cen mieszkań przyjmowała wartości ujemne (dodatnie). W kroku piątym odrzucono wszystkie te cykliczne okresy wzrostu, które były krótsze niż 6 kwartałów, oraz cykliczne okresy spadku krótsze niż 4 kwartały. W kroku szóstym jako szczyt (dno) cyklu wahań cen na rynku mieszkaniowym wyróżniono te lokalne maksima (minima), dla których wartość cyklicznego składnika zmian cen mieszkań była najwyższa w porównaniu z pozostałymi lokalnymi maksimami (minimami) zidentyfikowanymi w przedziale pomiędzy dwoma kolejnymi lokalnymi minimami (maksymami) szeregu czasowego. Na koniec z otrzymanego zbioru kwartałów, w których odnotowano cykliczny wzrost cen mieszkań, jako okresy narastania baniek cenowych wyróżniono te cykle, w trakcie których wzrost cen pomiędzy dnem a szczytem był wyższy lub równy 15%. Wyznaczona tą metodą typowa bańka cenowa trwała 17,5 kwartałów, w trakcie których realny wzrost cen mieszkań wyniósł 44,9%. Po jej pęknięciu typowa faza spadkowa trwała 17 kwartałów, a ceny w jej trakcie obniżyły się o 16,2% w porównaniu ze szczytem bańki.

Jako podstawę do datowania okresów baniek cenowych przyjęto zbiór tych kwartałów, które zostały określone jako bańki przy wykorzystaniu trzeciej metody (Bry-Boschana). Z tego zbioru odrzucono wszystkie te podzbiory następujących po sobie kwartałów, z których przynajmniej jeden nie został wskazany jako okres narastania bańki cenowej w ramach jednej z pozostałych dwóch metod. Z każdego z podzbiorów usunięto jego ostatnie kwartały, kiedy to ceny były niższe od

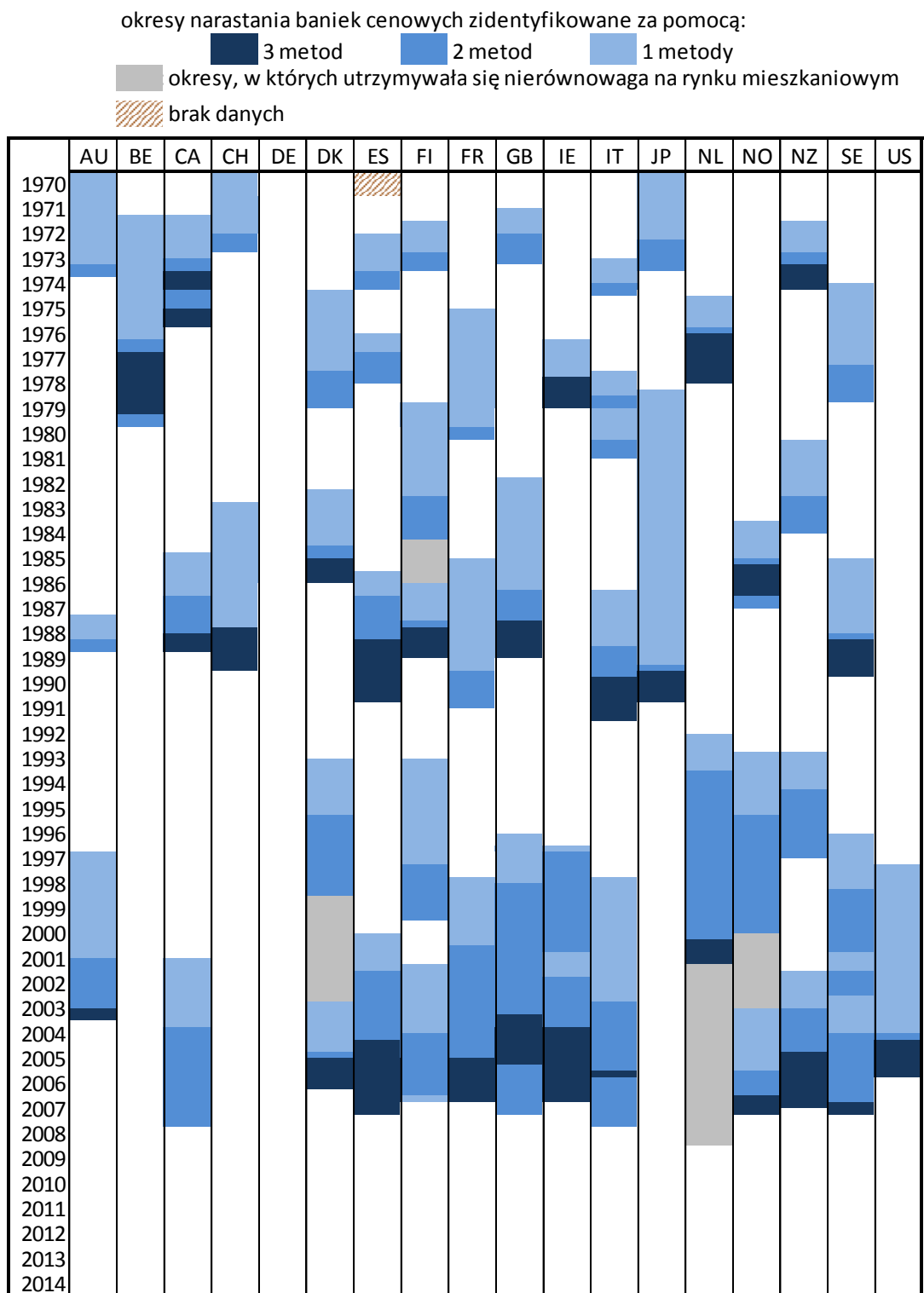
¹¹ 13-kwartalne maksimum oznacza, że w danym kwartale szereg cyklicznego składnika zmian cen na rynku mieszkaniowym przyjął najwyższą wartość w porównaniu do ostatnich 6 i kolejnych 6 kwartałów.

maksymalnej wartości realnego indeksu cen mieszkań w danym podzbiorze. Odrzucono także wszystkie te okresy narastania baniek cenowych, po których w ujęciu realnym ceny nie spadły o przynajmniej 3%¹². Wyznaczone w powyższy sposób okresy narastania baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych 18 krajów OECD przedstawiono na wykresie 1, a także osobno dla każdego z krajów w aneksie na wykresie A.6, gdzie dodatkowo zestawiono je z realnym poziomem cen nieruchomości mieszkaniowych.

Najwięcej baniek cenowych odnotowano w Finlandii (5), a najmniej w Niemczech, gdzie w okresie ostatnich 40 lat takie zjawisko w skali całego kraju w ogóle nie wystąpiło. Typowa bańka w krajach OECD trwała 22 kwartały, a w jej trakcie ceny mieszkań po oczyszczeniu z inflacji wzrosły o ponad 60%, po czym spadły o blisko 20%. Najszybciej bańki cenowe narastały w Irlandii, gdzie przeciętny kwartalny realny wzrost cen mieszkań wynosił aż 3,6%, a najwolniej we Francji (1,0%). W sumie w badanym okresie bańki cenowe występowały przez ponad 1/3 czasu, a w szczytowym momencie ich narastania na przełomie 2003 i 2004 r. występowały aż w 13 z 18 krajów. Najdłużej w stanie nierównowagi znajdował się rynek mieszkaniowy w Finlandii, gdzie ceny nieruchomości mieszkaniowych odbiegały od poziomu równowagi przez 97 kwartałów.

¹² Wyjątkiem od tej reguły są okresy czterech baniek cenowych przedzielone kwartałami, w których bańka cenowa nie narastała, ale rynek mieszkaniowy nie powrócił do stanu równowagi. Do tych okresów zaliczono kwartały rozdzielające dwa podzbiory następujących po okresów narastania baniek cenowych, które w innych badaniach (Girouard et al. 2006; André 2010) zostały wyznaczone jako okres pojedynczej bańki cenowej.

Wykres 1. Bańki cenowe na rynkach mieszkaniowych w 18 krajach OECD



AU-Australia; BE-Belgia; DK-Dania; FI-Finlandia; FR-Francja; ES-Hiszpania; NL-Holandia; IE-Irlandia; JP-Japonia; CA-Kanada
 DE-Niemcy; NO-Norwegia; NZ-Nowa Zelandia; CH-Szwajcaria; SE-Szwecja; US-USA; GB-Wielka Brytania; IT-Włochy

Źródło: Obliczenia własne.

Powyższa metoda wpisuje się w nurt statystycznych, ateoretycznych metod (Borio, Lowe 2002; Detken, Smets 2004; Alessi, Detken 2009; Girouard et al. 2006; Agnello, Schuknecht 2009; André 2010; Crespo Cuaresma 2010; Bordo, Jeanne 2002; IMF 2009; Stążka-Gawrysiak 2011; Fitch Ratings 2009; Gerdesmeier et al. 2009; Dreger, Kholodin 2011; Bordo, Landon-Lane 2013) datowania okresów narastania baniek cenowych na rynkach aktywów. W związku z powyższym niesie ze sobą wszystkie zalety i wady tego podejścia. Niewątpliwą korzyścią jej stosowania jest przejrzystość i prostota kryteriów w porównaniu z najbardziej rozpowszechnioną metodą alternatywną, czyli badania skali odchylenia cen aktywów od poziomu fundamentalnego (Bourassa et al. 2016; Antipa, Lecat 2009; Case, Shiller 1990; Oikarinen 2005; Rae, van den Noord 2006). O ile na gruncie teoretycznym ta druga metoda wydaje się bardziej uzasadniona, o tyle w praktyce wiąże się z wysoką arbitralnością w określaniu nieobserwowalnej fundamentalnej ceny aktywów. Arbitralność ta w swej skrajności prowadzić może nawet do uznania, że takie zjawisko jak bańka cenowa jeszcze nigdy na świecie nie wystąpiło (Garber 1990). Irracjonalny entuzjizm inwestorów, będący immanentnym elementem bańki cenowej, polega bowiem zwykle na ich nadmiernej reakcji na zmiany czynników o charakterze fundamentalnym (European Central Bank 2005; Shiratsuka 2003). Zbyt optymistyczne oczekiwania są później korygowane, co powoduje spadek cen aktywów. W takiej sytuacji zmiany czynników fundamentalnych współwystępują z irracjonalnym entuzjazmem, co może sprawiać wrażenie, że zmiany cen są wyłącznie konsekwencją tych pierwszych. Co więcej, niemożliwe jest wówczas rozróżnienie za pomocą metod ilościowych, w jakim stopniu zmiany cen są skutkiem oddziaływania czynników o charakterze fundamentalnym, a w jakim stopniu efektem nadmiernie optymistycznych oczekiwań. Potwierdzają to badania mające na celu racjonalizację cen aktywów o charakterze baniek cenowych (Garber 1990). Argumentuje się w nich, że inwestorzy w trakcie szybkiego wzrostu cen zachowywali się racjonalnie, ponieważ reagowali na zmiany czynników fundamentalnych. Nie ma jednak możliwości empirycznego sprawdzenia, czy skala reakcji na te zmiany była racjonalna, czy też nie.

Co więcej, to czy zakwalifikujemy jakiś okres jako bańka cenowa zależy bardzo często od tego, który czynnik uznamy za wpływający na cenę fundamentalną, a który uznamy za sprzyjający wystąpieniu nierównowagi, czyli odchyleniu ceny rzeczywistej od poziomu fundamentalnego. Dobrym przykładem tego typu racjonalizacji nadmiernego wzrostu cen nieruchomości jest praca opublikowana w periodyku nowojorskiego oddziału Rezerwy Federalnej przez McCarthy'ego i Peacha (2004), w której za pomocą strukturalnego modelu ekonometrycznego wykazują, że szybki wzrost cen nieruchomości w Stanach na początku XXI w. wynikał wyłącznie z oddziaływania czynników o charakterze fundamentalnym. Podsumowując, występujące w literaturze metody wyznaczenia odchylenia ceny rzeczywistej od ceny fundamentalnej na rynku mieszkaniowym sięgają od prostego ilorazu ceny nieruchomości do ceny najmu (Himmelberg et al. 2005) i różnicy między ceną rzeczywistą a wartością bieżącą sumy przyszłych dochodów (Case, Shiller 1990) aż do rozbudowanych modeli ekonometrycznych z korektą błędem (ECM) opisujących dostosowania cen na rynku mieszkaniowym, w krótkim i długim terminie (Antipa, Lecat 2009). Żadna z nich nie stała się jednak metodą dominującą, a wszystkie mają tę wadę, że wskazują na istnienie bańki stosunkowo późno w cyklu wzrostowym cen mieszkań i sygnalizują istnienie nierównowagi jeszcze przez wiele okresów po rozpoczęciu trendu spadkowego (por. tablica A.13.).

Z powyższych powodów już od połowy pierwszej dekady XXI w. (Meltzer 2005) zaczyna się odchodzić od metod identyfikacji baniek cenowych zgodnie z definicją Stiglitz (1990) w oparciu o szacowanie ceny fundamentalnej na rzecz metod ateoretycznych zgodnych z definicją Linda (2009), na której bazuje stosowana w tej pracy definicja Czerniaka (2014). Tym bardziej, że jak wskazują ostatnie badania (Bourassa et al. 2016) porównujące różne metody identyfikacji baniek cenowych na rynku mieszkaniowym, rozbieżności pomiędzy wynikami poszczególnych statystycznych i ekonometrycznych procedur datowania nie przekraczają 10-15 proc.

Najważniejszą wadą zastosowanego w badaniu podejścia jest natomiast ryzyko określenia jako bańki cenowej tych okresów boomu na rynku mieszkaniowym, w których inwestorzy nie ulegli irracjonalnemu entuzjazmowi. Oznacza to, że istnieje niezerowe prawdopodobieństwo błędnej klasyfikacji tych okresów wzrostu cen, w których nie wystąpiła druga faza bańki cenowej zgodnie z definicją Czerniaka (2014). Wada ta wydaje się jednak wadą drugorzędną, ponieważ dla prowadzenia polityki gospodarczej kluczowe jest ryzyko wystąpienia gwałtownych wahań (boomów) na rynku mieszkaniowym. Przykładowo jeżeli porównamy ze sobą dwa okresy, w których ceny nieruchomości mieszkaniowych podlegały identycznym wahaniom z tą różnicą, że w jednym przypadku wahania były spowodowane irracjonalnym entuzjazmem inwestorów, a w drugim innymi czynnikami, to ryzyko dla stabilności makroekonomicznej całego kraju w obu przypadkach będzie praktycznie identyczne.

Warto przy tym podkreślić, że nawet jeżeli ryzyko nadidentyfikacji baniek cenowych na rynku mieszkaniowym występuje w przypadku stosowanej metody, to w dla badanego panelu 18 krajów OECD prawdopodobnie się ono nie zmaterializowało. Wskazuje na to porównanie zidentyfikowanych przez nas okresów występowania baniek cenowych z tymi zidentyfikowanymi w innych badaniach dotyczących tego zjawiska oraz z alternatywną metodą opartą na analizie czynników fundamentalnych¹³ (por. Tablica A.13.). Wynika z niego, że 39 z 44 okresów narastania baniek cenowych wyznaczonych zgodnie z zastosowaną metodą została również wykryta w innych badaniach nad nierównowagami na rynku mieszkaniowym, a 8 okresów wykrytych w innych badaniach nie zostało wskazanych przez zastosowaną w tej analizie metodę. Większość rozbieżności dotyczy baniek cenowych występujących przed 1990 r., a krajami w przypadku których rozbieżności między poszczególnymi metodami datowania były największe to Nowa Zelandia i Niemcy. Równocześnie, pomiędzy poszczególnymi metodami

¹³ Metoda badająca relację cen mieszkań do wysokości czynszu. Jeżeli relacja ta odchyli się powyżej 20 proc., to wówczas mamy do czynienia z bańką cenową – za Bourassa i in. (2016).

występują istotne różnice, co do długości wyznaczonych baniek cenowych oraz momentu ich rozpoczęcia. W badaniach opartych na połączeniu analizy cen fundamentalnych z odchyleniem cen rzeczywistych od trendu (Dreger, Kholodin 2011) bańki są dużo krótsze i występują zazwyczaj pod koniec okresu wzrostu cen nieruchomości, w badaniach opartych na analizach cyklu (Bordo, Landon-Lane 2013; Agnello, Schuknecht 2009) bańki są zbliżonej długości i występują w podobnych kwartałach, co te zidentyfikowane na potrzeby tego raportu, natomiast w badaniach opartych wyłącznie na analizie odchylenia ceny rzeczywistej od ceny fundamentalnej bańki cenowe są podobnej długości, ale rozpoczynają się dużo później niż w metodach opartych na analizie statystycznej. Przykładowo, zgodnie z metodą relacji ceny do czynszu bańki cenowe narastają nieprzerwanie od połowy pierwszej dekady XXI w. aż do teraz (I poł. 2016 r.) w Australii, Finlandii, Francji, Kanadzie, Norwegii, Nowej Zelandii, Szwecji i Wielkiej Brytanii, co obserwując zachowania cen na rynku mieszkaniowym w tych krajach wydaje się bardzo mało realne. Ta obserwacja stanowi potwierdzenie, że zastosowana w opisywanym badaniu metoda wyznaczania baniek cenowych, mimo swoich mankamentów może być zaliczona do grupy najlepszych stosowanych obecnie w literaturze przedmiotu.

3. Potencjalne determinanty baniek cenowych uwzględnione w analizie ekonometrycznej

Bańki cenowe na rynkach aktywów, w tym w szczególności na rynku mieszkaniowym, nie mają jednej podstawowej przyczyny. Powoduje je zazwyczaj splot powiązanych ze sobą czynników. Shiller porównuje determinanty narastania baniek cenowych do przyczyn powstawania lawin w górach. Jego zdaniem w obu przypadkach najważniejsze są nawarstwiające się przez wiele okresów zmiany, które sprzyjają wystąpieniu danego zjawiska. Trudno jednak wskazać, dlaczego w danym momencie wystąpiła bańka oraz jakie były jej bezpośrednie przyczyny (Shiller 2009, s. 32). Co więcej, można powiedzieć, że przyczyny powstawania baniek pokrywają się z determinantami zmian cen mieszkań.

Używając zaproponowanej przez Shillera paraboli można stwierdzić, że różnica pomiędzy przyczynami typowych zmian cen na rynkach aktywów a czynnikami prowadzącymi do powstania bańki cenowej jest taka, jak pomiędzy zwykłym osunięciem śniegu a osunięciem śniegu powodującym zejście lawiny. Innymi słowy, bańka powstaje wówczas, gdy natężenie wpływu determinant cen mieszkań przekroczy pewną masę krytyczną i uruchomi mechanizm pętli zwrotnej (zob. przypis 1..). Zwrócił na to uwagę K. Nishimura, wiceprezes japońskiego banku centralnego, który stwierdził, że najbardziej niebezpieczne dla stabilności systemu finansowego są te wahania cen nieruchomości, którym towarzyszą zmiany czynników fundamentalnych. Jego zdaniem, *„powinniśmy traktować przemiany demograficzne w populacji jako «żywną glebę» dla niebezpiecznych baniek na rynku nieruchomości”* (Nishimura 2012). Taką „żywną glebą” są również inne rozciągnięte w czasie przemiany występujące w otoczeniu rynku mieszkaniowego – liberalizacja rynków kredytowych, spadek podaży mieszkań socjalnych czy przemiany kulturowe sprzyjające opuszczaniu przez młode pokolenie gospodarstwa domowego rodziców. Inwestorzy często ulegają bowiem złudzeniu, że wskutek tych przemian przejściowo

podwyższona dynamika cen na rynku mieszkaniowym utrzyma się także w długim okresie.

Determinanty baniek cenowych można podzielić na dwie grupy: inicjatory, czyli czynniki wywołujące to zjawisko oraz katalizatory, czyli czynniki sprzyjające jej narastaniu¹⁴. Do grupy **inicjatorów** należą czynniki będące bezpośrednią przyczyną powstawania baniek cenowych. Powodują one relatywnie szybki wzrost cen w jej pierwszej fazie narastania. Do grupy **katalizatorów** baniek cenowych zaliczyć można natomiast wszystkie te czynniki, które wzmacniają mechanizm pętli zwrotnej na rynku aktywów. Innymi słowy, są to te determinanty baniek, które mają największe znaczenie, gdy wzrost popytu w coraz większym stopniu jest wynikiem irracjonalnego entuzjazmu inwestorów.

Od strony czysto technicznej, inicjatorami baniek cenowych mogą być *zmiany* czynników o charakterze fundamentalnym, natomiast katalizatorami mogą być określone *stany*, w jakich znajduje się otoczenie danego rynku aktywów. Ponadto, znaczna część katalizatorów może mieć pośredni wpływ na proces narastania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Mogą one bowiem zwiększać siłę oddziaływania pozostałych determinant – zarówno inicjatorów, jak i katalizatorów – na tempo narastania bańki cenowej. Przykładowo, liberalizacja rynku finansowego zwiększa skalę oddziaływania luźnej polityki monetarnej na podaż taniego pieniądza w gospodarce. To z kolei wpływa na wzrost skłonności do zaciągania kredytów przez inwestorów-spekulantów. Natomiast niska dostępność mieszkań na wynajem może zwiększać wpływ imigracji na popyt na mieszkania własnościowe (Czerniak, Rubaszek 2016).

W kolejnych punktach zostały opisane te czynniki, które uwzględniono w badaniu jako potencjalne determinanty powstawania baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych w krajach wysoko rozwiniętych. Najpierw omówiono te

¹⁴ Bardzo podobny podział proponuje Shiller (2009). Dzieli on determinanty baniek cenowych na czynniki powodujące ich narastanie (*precipitating factors*) oraz mechanizmy wzmacniające bańki cenowe (*amplifying mechanisms*), które potęgują skutki oddziaływania tych pierwszych.

o charakterze ekonomicznym, które były wykorzystywane jako zmienne objaśniane we wcześniejszych badaniach ilościowych z tego zakresu. Następnie streszczono dotychczasowe wyniki badań dotyczące demograficznych, instytucjonalnych i społeczno-kulturowych determinant baniek cenowych. Przy opisie każdej z potencjalnych determinant omówiono także zmienne, które zostały wykorzystane bezpośrednio w analizie ilościowej. Ich pełne zestawienie wraz ze źródłem znajduje się w aneksie (tablica A.1).

3.1. Czynniki ekonomiczne

- **Cykl koniunkturalny w gospodarce**

Najczęściej uwzględnianą w badaniach ilościowych nad bankami cenowymi na rynkach mieszkaniowych grupą zmiennych objaśnianych są czynniki odzwierciedlające bieżącą fazę cyklu koniunkturalnego w danym kraju: tempo wzrostu gospodarczego, dynamika dochodów gospodarstw domowych, zmiany nakładów na inwestycje sektora prywatnego oraz wysokość stopy bezrobocia (zob. tablica 1). Uwzględnienie tych czynników jest zasadne z punktu widzenia teoretycznego, gdyż mają one bezpośredni wpływ na popyt na rynku nieruchomości (Bryx 2007). Spadek stopy bezrobocia i wzrost dochodów gospodarstw domowych zwiększają, *ceteris paribus*, możliwości zaciągania kredytów hipotecznych i tym samym prowadzą do wzrostu finansowej dostępności mieszkań własnościowych. W efekcie przejściowe przyspieszenie tempa wzrostu gospodarczego w ramach cyklu koniunkturalnego może być inicjatorem bańki cenowej na rynku mieszkaniowym.

- **Dostępność kredytów hipotecznych**

W modelach EWS dla baniek cenowych na rynku mieszkaniowym jako potencjalne determinanty uwzględnia się różne miary tempa wzrostu wartości udzielonych kredytów w gospodarce: dynamikę (realną i nominalną) należności monetarnych

instytucji finansowych od sektora prywatnego, tempo wzrostu podaży pieniądza i zmiany relacji zadłużenia do PKB. Ponadto w analizie należy też uwzględnić te zmienne, które mają wpływ na popyt (np. wzrost PKB, wzrost cen nieruchomości) i podaż kredytów (np. regulacje instytucjonalne).

Kluczowym czynnikiem wpływającym na dostępność kredytów hipotecznych, a w konsekwencji także na prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej, jest stopień restrykcyjności polityki pieniężnej. Jak wskazuje Mishkin (2007), prowadzona przez bank centralny polityka może wpływać na ceny mieszkań trzema bezpośrednimi kanałami transmisji: poprzez oddziaływanie na (1) koszt kapitału, (2) oczekiwania dotyczące przyszłych zmian cen nieruchomości oraz (3) podaż mieszkań. Ponadto, zdaniem Mishkina polityka pieniężna może oddziaływać także pośrednio na rynek mieszkaniowy, stymulując tempo wzrostu gospodarczego i tym samym także dynamikę dochodów gospodarstw domowych. Co więcej, zbyt długie utrzymywanie ekspansywnej polityki pieniężnej skutkuje wzrostem skłonności sektora bankowego do udzielania kredytów obarczonych wysokim ryzykiem (Altunbas et al. 2010). W efekcie następuje wzrost liczby udzielonych pożyczek mieszkaniowych osobom o niewystarczającej zdolności kredytowej, co może prowadzić do powstania bańki cenowej (Sowell 2010). Potwierdzają to badania hiszpańskiego rynku mieszkaniowego, z których wynika, że odnotowany w latach 1999-2005 wzrost cen nieruchomości mieszkaniowych w tym kraju „...może zostać w całości wytłumaczony drastycznym obniżeniem realnych stóp procentowych.” (Ayuso et al. 2006, s. 9).

W przedstawionych w podpunkcie 1. modelach typu EWS, stopień ekspansywności polityki monetarnej w poszczególnych krajach był mierzony przede wszystkim przy wykorzystaniu wysokości rynkowych stóp procentowych. Przebadano realne i nominalne poziomy oprocentowania zarówno krótko-, jak i długoterminowych papierów wartościowych, a także kąt nachylenia krzywych rentowności w różnych

gospodarkach¹⁵. Z innych badań wynika jednak, że absolutny poziom stóp procentowych w danym kraju może nie być najlepszą miarą łagodności prowadzonej przez bank centralny polityki pieniężnej (Adalid, Detken 2007). Znacznie ważniejsza z punktu widzenia stabilności rozwoju makroekonomicznego kraju jest relatywna wysokość stóp procentowych, zależna od bieżącego tempa wzrostu gospodarczego i inflacji. W okresach wysokiej dynamiki cen aktywów i powiązanego z tym szybkiego tempa wzrostu gospodarczego, nawet przy względnie niskiej inflacji, polityka pieniężna powinna być zacieśniana, aby nie dopuścić do przegrzania gospodarki (Taylor 2010). Jednym z najpowszechniej stosowanych wyznaczników relatywnej restrykcyjności polityki pieniężnej jest odchylenie stóp procentowych od poziomu wyznaczonego na podstawie tzw. reguły Taylora (Detken, Smets 2004; Ahrend et al. 2008). W swojej najprostszej postaci reguła Taylora zakłada (por. równanie (1)), że stopa procentowa na poziomie równowagi zależy od: • odchylenia inflacji od poziomu inflacji zapewniającej stabilność cen, • odchylenia rzeczywistej dynamiki PKB od potencjalnego tempa wzrostu gospodarczego oraz • wolnej od ryzyka stopy procentowej (Taylor 1993). Ta prosta formuła jest wystarczająca z punktu widzenia celu niniejszej pracy, gdyż nie wymaga przyjmowania dużej liczby założeń co do stanu równowagi w gospodarce, a jednocześnie umożliwia ocenę stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej w poszczególnych krajach OECD w ciągu ponad 30 lat.

$$r_T = \pi + r^* + \lambda_1(\pi - \pi^*) + \lambda_2(y - y^*)/y^* \quad (1)$$

Przy obliczaniu wysokości stopy procentowej zgodnej z regułą Taylora zastosowano w pracy metodę zbliżoną do stosowanej w poprzednich badaniach nad nierównowagami na rynkach aktywów (Ahrend et al. 2008; Adalid, Detken 2007; Detken, Smets 2004). Zgodnie ze wzorem (1), do obliczenia stopy równowagi (r_T)

¹⁵ Różnica w wysokości stóp procentowych dla papierów wartościowych o krótkich i długich terminach zapadalności.

wykorzystano dane dotyczące wysokości inflacji (π) oraz realnego poziomu PKB (y)¹⁶. Ponadto konieczne było przyjęcie założeń co do wysokości stopy procentowej wolnej od ryzyka (r^*), pożądanej stopy inflacji (π^*), poziomu PKB zgodnego z potencjałem gospodarki (y^*) oraz wag dla poszczególnych składowych reguły Taylora (λ_1, λ_2).¹⁷ Stopa inflacji odpowiadająca warunkom równowagi oraz poziom PKB zgodny z potencjałem zostały obliczone na podstawie rekursywnych trendów obu zmiennych zgodnie z metodą zastosowaną w pracy (Adalid, Detken 2007). Polega ona na oczyszczeniu szeregów czasowych inflacji i realnego poziomu PKB z wahań cyklicznych przy zastosowaniu filtra Hodricka-Prescotta¹⁸ dla rozszerzanego co kwartał przedziału czasowego. Zastosowanie tej metody pozwala na przyjęcie ruchomego celu inflacyjnego dla poszczególnych krajów, co jest spójne ze zmianą sposobu prowadzenia polityki pieniężnej oraz przemianami makroekonomicznymi zaobserwowanymi w krajach wysoko rozwiniętych w okresie ostatnich 40 lat. Zasadność tego podejścia potwierdza także wysoka zbieżność pomiędzy celami inflacyjnymi banków centralnych w XXI w. w poszczególnych krajach a obliczonymi dla tego okresu stopami inflacji równowagi.

Wysokość wolnej od ryzyka stopy procentowej dla badanych 18 krajów OECD zdecydowano się przyjąć na stałym poziomie, równym medianie realnej krótkookresowej rynkowej stopy procentowej¹⁹ w całym okresie badania. Za stosowaniem tej metody przemawiają dwa argumenty. Po pierwsze, historyczne szeregi realnych krótkookresowych stóp procentowych dla 18 badanych krajów

¹⁶ Dane te zostały pozyskane z OECD <http://stats.oecd.org/Index.aspx>. Ponadto, podobnie jak w pracy (Ahrend et al. 2008) wykorzystano dane o inflacji bazowej, czyli oczyszczonej z wahań cen towarów o najwyższej zmienności (tj. żywność i nośniki energii).

¹⁷ Wagi te przyjęto standardowo (Detken, Smets 2004) na jednakowym poziomie odpowiednio po 50% (tj. $\lambda_1 = \lambda_2 = 0,5$).

¹⁸ Dla stopy inflacji zastosowano filtr z parametrem lambda równym 3200, a dla realnego poziomu PKB – z parametrem równym 1600.

¹⁹ Dane o krótkookresowych stopach procentowych pochodzą z bazy danych OECD [<http://stats.oecd.org/Index.aspx>] i zostały uzupełnione wstecz o szeregi czasowe z bazy IFS Międzynarodowego Funduszu Walutowego. Są to głównie 3-miesięczne stawki oprocentowania „ask” na rynku międzybankowym (np. 3-miesięczny LIBOR GBP), a w przypadku braku takiego wskaźnika – stopy procentowe do nich najbardziej zbliżone. Urealnienia stóp procentowych dokonano poprzez ich deflację wysokością inflacji bazowej w danym okresie.

OECD były stacjonarne²⁰ w okresie ostatnich 40 lat. Po drugie, otrzymane stopy procentowe wolne od ryzyka są zbliżone (+/-1 p.p.) do tych obliczonych na potrzeby modeli ekonometrycznych OECD (Ahrend et al. 2008).

Stopa procentowa zgodna z regułą Taylora:

$$taylor_g = r - r_T \quad (2)$$

posłużyła do wyliczenia luki stopy procentowej, czyli różnicy pomiędzy rzeczywistą krótkookresową stopą procentową (r) a stopą procentową odpowiadającą warunkom równowagi w danej gospodarce. Miara ta odzwierciedla zatem stopień restrykcyjności polityki pieniężnej w danym kraju w zależności od jego bieżącej sytuacji makroekonomicznej.

- **Ceny nieruchomości mieszkaniowych**

Jedną z najczęściej uwzględnianych zmiennych w modelach wczesnego ostrzegania przed bańkami cenowymi na rynku nieruchomości jest realne tempo wzrostu cen mieszkań. Zgodnie z przyjętą definicją bańki, jej immanentną cechą jest stosunkowo szybki wzrost cen, a ponadto historycznie szybki wzrost cen sprzyja nasilaniu efektu pętli zwrotnej i stymuluje wzrost popytu napędzając proces narastania bańki cenowej. W rezultacie również w niniejszym badaniu uwzględniono roczne tempo wzrostu cen nieruchomości opóźnione o jeden kwartał. Dodatkowo, uwzględniono także zmienną obrazującą jaki czas upłynął od ostatniego pęknięcia bańki cenowej. Zgodnie bowiem z koncepcją Akerlofa i Shillera (2009), jednym z kluczowych elementów bańki cenowej jest powszechne przekonanie, że ceny nieruchomości nie mogą spaść. Rozpowszechnienie takiego poglądu jest jednak możliwe tylko w przypadku dostatecznie odległego w czasie silnego spadku cen nieruchomości.

²⁰ Przy poziomie istotności 1% w teście ADF dla Australii, Kanady, Niemiec, Danii, Hiszpanii, Wielkiej Brytanii i Holandii, przy poziomie istotności 2% dla Szwajcarii, Finlandii i Francji, 5% dla Belgii, Irlandii, Norwegii i USA, a 10% dla Włoch, Japonii oraz Nowej Zelandii (od 1977 r.) i Szwecji (od II kw. 1973 r.).

- **Zmiany stopy inflacji**

Czynnikiem natury ekonomicznej, który może powodować nieracjonalne zachowania inwestorów inicjujące narastanie bańki cenowej na rynku mieszkaniowym, są zmiany inflacji. Okresy dezinflacji sprzyjają uleganiu przez podmioty rynkowe iluzji pieniądza, co w konsekwencji może sprzyjać rozpowszechnianiu się tzw. mitu nieruchomości, czyli fałszywego przeświadczenia, że ceny mieszkań będą w ujęciu realnym zawsze rosły (Shiller 2009). W związku z tym w okresach stabilizacji cen w całej gospodarce rośnie ryzyko powstania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym.

Uwzględnienie zmian stopy inflacji w modelu służy także przetestowaniu alternatywnej względem powyższej hipotezy. Zdaniem Calmforsa et al. (2005), przyspieszenie inflacji może zwiększać popyt na mieszkania ze strony inwestorów krótkoterminowych z uwagi na szybki wzrost cen nieruchomości. Zmniejsza to realne koszty obsługi pożyczek hipotecznych i ogranicza relatywne koszty podatkowe w porównaniu do alternatywnych form alokacji kapitału. W konsekwencji, spadek inflacji może, zgodnie z omawianą hipotezą, stanowić czynnik ograniczający możliwość wystąpienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym.

- **Podaż nieruchomości mieszkaniowych**

Pomimo dużego znaczenia strony podażowej w narastaniu baniek cenowych na rynku mieszkaniowym (Glaeser et al. 2008; Garriga 2010), zmienne odzwierciedlające wysokość oferty mieszkań własnościowych są wykorzystywane w ekonometrycznych badaniach ilościowych stosunkowo rzadko. Najpowszechniej wykorzystywanymi zmiennymi są poziom lub tempo wzrostu inwestycji w nieruchomości. Jest to jednak miara niedoskonała, gdyż wykazuje silne procykliczne właściwości, a dodatkowo – poza podażą – obejmuje również popyt na

rynku mieszkaniowym²¹. Przyczyną rzadkiego uwzględniania podaży mieszkań w modelach baniek cenowych jest przede wszystkim niska dostępność spójnych szeregów czasowych obrazujących tę stronę rynku (DiPasquale 1999).

W związku z tym przetestowano szereg zmiennych ekonomicznych, demograficznych i instytucjonalnych, które zgodnie z badaniami teoretycznymi i empirycznymi²² mogą mieć wpływ na dostępność nieruchomości mieszkaniowych. Uwzględniono przy tym:

- elastyczność cenową podaży mieszkań oszacowaną w pracy (Caldera Sánchez, Johansson 2011),
 - gęstość zaludnienia,
 - odsetek ludności mieszkającej w miastach,
 - wskaźnik łatwości zarejestrowania nieruchomości wraz jego składowymi według rankingu „Doing Business 2016” Banku Światowego (World Bank Group 2016),
 - wskaźnik ochrony inwestorów wraz jego składowymi według rankingu „Doing Business 2016” Banku Światowego (World Bank Group 2016).
-
- **Tempo wzrostu kosztów budowy mieszkań**

Ostatnim czynnikiem natury ekonomicznej, który jest uwzględniany w części prac analizujących determinanty cen mieszkań, są koszty pracy, materiałów oraz ziemi w budownictwie mieszkaniowym. Zgodnie z podstawami teorii ekonomii wpływają one bowiem na wielkość podaży mieszkań i tym samym mogą być jedną z potencjalnych determinant baniek cenowych na tym rynku. W większości badań empirycznych nie wykazano jednak istotnej zależności pomiędzy kosztami budowy mieszkań a wielkością ich podaży (DiPasquale 1999). Pomimo zastosowania różnych

²¹ Na przykład wzrost zakupów pustostanów lub dotychczas niezamieszkałych nieruchomości znajduje odzwierciedlenie w wysokości inwestycji mieszkaniowych, ale równocześnie, ze względu na zmianę zapasów, prowadzi także do spadku podaży mieszkań.

²² Por: (DiPasquale 1999).

modeli opisujących rynek mieszkaniowy, a także różnych miar kosztów sektora budowlanego, już od pierwszych badań nad inwestycjami mieszkaniowymi (Poterba 1984; Topel, Rosen 1988; DiPasquale, Wheaton 1994) nie znajdowano istotnych zależności statystycznych pomiędzy zmiennymi kosztów i podaży. Także wyniki badania (Caldera Sánchez, Johansson 2011) pokazują, że dla żadnego z krajów OECD koszty budowy mieszkań nie miały w krótkim okresie istotnego statystycznie wpływu na wysokość inwestycji mieszkaniowych brutto. Również badania empiryczne (Case, Shiller 1990; Klyuev 2008) potwierdzają brak istotnej statystycznie zależności pomiędzy obiema zmiennymi²³.

Uwzględnienie dynamiki kosztów w budownictwie mieszkaniowym w modelach baniek cenowych rodzi także problem natury technicznej. Znaczenie poszczególnych składowych kosztów wznoszenia nieruchomości mieszkaniowych różni się pomiędzy obszarami geograficznymi. Relacja kosztów pracy, ziemi i kapitału jest różna na obszarach wiejskich i w gęsto zaludnionych aglomeracjach. W efekcie nie jest możliwe przyjęcie założenia o stałości wpływu poszczególnych rodzajów kosztów wznoszenia nieruchomości na powstawanie baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych (tzw. założenie o homogeniczności parametrów - (Hsiao 2004)). W związku z powyższym pominięto dynamikę kosztów w budownictwie mieszkaniowym jako potencjalną determinantę baniek cenowych.

²³ Możliwą przyczyną sprzecznych z teorią ekonomii wyników badań empirycznych mogą być wady wykorzystywanych szeregów danych statystycznych. W swoim badaniu nad podażą nowych mieszkań w Nowej Zelandii Grimes i Aitken (2006) wskazują, że do badań empirycznych konieczne jest uwzględnienie cen ziemi wyłącznie o odpowiednich właściwościach (z pozwoleniem na zabudowę i z dostępnością koniecznych mediów) oraz na odpowiednich obszarach. Wymusza to znaczna heterogeniczność gruntów. Z kolei DiPasquale (1999) wskazuje na występowanie istotnych różnic pomiędzy oficjalnie publikowanymi wskaźnikami kosztów w budownictwie mieszkaniowym w USA a mikrodanymi od firm budowlano-montażowych, co jego zdaniem może prowadzić do błędów w wynikach prowadzonych badaniach naukowych.

3.2. Czynniki demograficzne

W modelach rynku mieszkaniowego opartych na teorii rozwoju struktury przestrzennej miast (DiPasquale 1999) wielkość populacji jest najważniejszym czynnikiem determinującym popyt na rynku mieszkaniowym w stanie równowagi. Co więcej, to właśnie zmiany o charakterze demograficznym stanowią jeden z najważniejszych czynników mogących powodować szybki wzrost cen mieszkań na rynkach krajów rozwiniętych (Andrews 2010) i tym samym stanowić jeden z najważniejszych inicjatorów baniek cenowych na rynkach nieruchomości mieszkaniowych (Nishimura 2012).

Nie każdy wzrost liczebności populacji przekłada się jednak w takim samym stopniu na sytuację na rynku mieszkaniowym. Szczególnie silny wpływ na ceny mieszkań mają bowiem dwa typy zmian demograficznych. Po pierwsze, do wzrostu popytu na mieszkania mogą przyczynić się migracje ludności (Coleman, Landon-Lane 2007; Gonzalez, Ortega 2009; Saiz 2006; Garriga 2010). Dotyczy to zarówno napływu migrantów, którzy w sposób bezpośredni zwiększają potrzeby mieszkaniowe ludności w miejscu, do którego imigrują, jak i migracji związanych z rozwojem aglomeracji miejskich. Napływ ludności do miast, gdzie ze względu na czynniki instytucjonalne i demograficzne podaż mieszkań (Glaeser et al. 2008) jest niższa niż na obszarach wiejskich, ma relatywnie silniejszy wpływ na ceny nieruchomości mieszkaniowych. Migracje wewnętrzne ludności mogą zatem stanowić inicjator bańki cenowej nawet wówczas, gdy całkowita liczebność populacji pozostaje stabilna.

Po drugie, stosunkowo silny wpływ na ceny mieszkań mogą wywierać także zmiany liczby osób w wieku zakładania gospodarstwa domowego. W poszczególnych badaniach nad popytem mieszkaniowym przyjmuje się, że do grupy tej należą osoby w wieku 18-35 lat (IMF 2009), 24-44 lata (Girouard et al. 2006), 25-34 lat (Hoeller, Rae 2007) lub 30-39 lat (Girouard et al. 2006). Bardziej szczegółowe badania w tym zakresie zostały przeprowadzone przez Mankiwę i Weilę (1989),

którzy na podstawie mikrodanych ze spisów powszechnych w USA oszacowali teoretyczny popyt na mieszkania w zależności od wieku głowy gospodarstwa domowego. Zgodnie z otrzymanymi wynikami, oszacowany przez Mankiwa i Weila popyt na mieszkania rośnie w bardzo szybkim tempie od 18 do 34 roku życia, a następnie dla kolejnych kohort wiekowych ulega obniżeniu. Tym samym zmiany liczebności osób w wieku zakładania gospodarstwa domowego mają silniejszy wpływ na ceny nieruchomości mieszkaniowych niż zmiany wielkości populacji ogółem. Potwierdzają to liczne badania empiryczne (IMF 2009; Case, Shiller 1990; Girouard et al. 2006; Klyuev 2008; Rae, van den Noord 2006). Przykładowo w przypadku Irlandii wzrost udziału osób w wieku 25-44 lata w populacji o 1 p.p. powoduje w długim okresie zwiększenie cen mieszkań na rynku wtórnym o 3,0% i to nawet w sytuacji braku zmian łącznej liczby ludności (Rae, van den Noord 2006).

Z powyższych względów jako potencjalne determinanty baniek cenowych na rynku mieszkaniowym wzięto pod uwagę:

- tempo wzrostu liczby osób w wieku zakładania gospodarstwa domowego (20-34 lata),
- tempo wzrostu liczby osób zamieszkujących w miastach,
- wysokość rocznej imigracji netto (% populacji) oraz
- tempo przyrostu naturalnego ogółem.

3.3. Czynniki instytucjonalne

Zgodnie z teorią modeli kapitalizmu mieszkaniowego Schwartz-Seabrooke'a (Schwartz, Seabrooke 2009), uwzględnione w modelowaniu ekonometrycznym zmienne, odzwierciedlające otoczenie instytucjonalne rynku nieruchomości, podzielono na dwie podgrupy – (1) obrazujące stopień liberalizacji sektora finansowego oraz (2) wskazujące na stopień utowarowienia mieszkań własnościowych.

- **Stopień liberalizacji rynku finansowego**

Do pomiaru zakresu regulacji sektora finansowego skorzystano z dwóch indeksów reform instytucjonalnych. Pierwszym z nich jest wskaźnik FDI (*Financial Development Index*) przygotowywany przez MFW (Svirydzenka 2016), który obejmuje dane dla lat 1980-2013 z 183 krajów, w tym wszystkich badanych 18 krajów OECD. Uwzględniono w nim dwa wymiary rozwoju rynku finansowego: rozwój instytucji finansowych (FI) i rozwój rynku finansowego (FM). Każdy z tych wymiarów podzielono na trzy podkategorie: głębokość (FID/FMD); dostępność (FIA/FMA); wydajność (FIE/FME). W badaniu posłużono się znormalizowaną wersją indeksu FRI, w ramach której może on przyjmować wartości od 0 do 1. Im wyższa jest wartość tego wskaźnika, tym większy stopień rozwoju sektora finansowego danego kraju w danym wymiarze.

Indeks FDI obejmuje jednak wszystkie zmiany instytucjonalne na rynku finansowym i dlatego może być nie w pełni dostosowany do analizy rynku kredytów hipotecznych. Dlatego drugim indeksem, jaki wykorzystano w badaniu, jest wskaźnik MMI (*Mortgage Market Index*) zaproponowany w pracy (Cardarelli et al. 2009). Indeks ten obrazuje stopień rozwoju rynków kredytów hipotecznych w poszczególnych krajach. Na jego wysokość składają się: (1) przeciętny termin zapadalności nowo udzielonych kredytów hipotecznych, (2) średnia wysokość wskaźnika LTV dla tych kredytów, (3) jakościowa miara możliwości upłynnienia majątku mieszkaniowego oraz (4) wysokość kosztów związanych z refinansowaniem kredytów hipotecznych w danym kraju. Wskaźnik MMI może przyjmować wartości od 0 do 1, przy czym im wyższa jest jego wartość, tym większa dostępność kredytów hipotecznych w danym kraju. Wadą tego wskaźnika jest jego statyczność. Został on bowiem policzony dla wszystkich 18 badanych krajów OECD, ale tylko dla danych z połowy pierwszej dekady XXI w. Nie może on zatem posłużyć do przeprowadzenia międzyokresowej analizy wpływu zmian regulacji rynku kredytowego na powstawanie baniek cenowych.

Dodatkowo jako zmienne kontrolne uwzględniono w badaniu kilka innych miar uregulowania sektora finansowego, w tym: • dostępność instrumentów umożliwiających upłynnienie majątku mieszkaniowego, • przeciętny wskaźnik LTV dla kredytów hipotecznych, • indeks udziału pożyczek o zmiennym oprocentowaniu w łącznej wartości kredytów hipotecznych oraz • przeciętny termin zapadalności udzielanych przez bank pożyczek mieszkaniowych, • wskaźnik restrykcyjność regulacji sektora bankowego (de Serres et al. 2006).

- **Stopień utowarowienia mieszkań własnościowych**

Poszczególne kraje wysoko rozwinięte różnią się między sobą pod względem narzędzi i celów prowadzonej w nich polityki mieszkaniowej. Można je podzielić według stopnia, w jakim wprowadzone instytucje sprzyjają nabieraniu przez nieruchomości mieszkaniowe cech towarów wymiennych, co w literaturze określa się mianem zyskiwania wartości handlowej lub w skrócie utowarowienia (z ang. *commodification*) mieszkań (Schwartz, Seabrooke 2009; Lambkin et al. 2001). Dotyczy to przede wszystkim stosowania w ramach polityki mieszkaniowej takich narzędzi jak: opodatkowanie mieszkań własnościowych i zysków inwestorów-najemców z czynszu, restrykcyjności przepisów dotyczących relacji między wynajmującym i najemcą, a także relacji pomiędzy sprzedającym i kupującym nieruchomości. Ponadto na skalę utowarowienia mieszkań w danym kraju wpływa także dostępność mieszkań socjalnych.

W analizie ekonometrycznej uwzględniono zatem następujące zmienne: odsetek mieszkań własnościowych w całkowitej liczbie użytkowanych nieruchomości, a także wskaźniki restrykcyjności regulacji wysokości czynszu oraz relacji pomiędzy najemcą i wynajmującym zaprezentowane w badaniu (Caldera Sánchez, Andrews 2011). Dodatkowo jako zmienne kontrolne przetestowano również wysokość kosztów transakcyjnych na rynku nieruchomości oraz stopień subsydiowania ze środków publicznych rat kredytów hipotecznych płaconych przez gospodarstwa domowe.

3.4. Czynniki społeczno-kulturowe

Jednym z nowatorskich elementów niniejszego badania jest uwzględnienie w analizie ekonometrycznej licznej grupy wskaźników obrazujących cechy społeczno-kulturowe społeczeństw, które mają wpływ na prawdopodobieństwo wystąpienia baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Dobór tych zmiennych został oparty na wcześniejszym badaniu (Czerniak 2014), w którym wyróżniono sześć wymiarów kultury narodowej, które mogą mieć istotną rolę w katalizowaniu narastania baniek cenowych.

- **Czynniki sprzyjające wzrostowi wartości symbolicznej przypisywanej mieszkaniom własnościowym**

Pierwszą z cech społeczno-kulturowych ważnych przy kształtowaniu popytu na nieruchomości jest wartość symboliczna (Aspers, Beckert 2011) przypisywana lokalom własnościowym, która wpływa na preferencje co do sposobu zaspokojenia potrzeby mieszkaniowej. W części krajów jak Wielka Brytania, Australia, czy Stany Zjednoczone (Kemeny 1981), gdzie mamy do czynienia ze społeczeństwem właścicieli (*ownership society*), ludzie preferują zakup mieszkania własnościowego nawet, gdyby to miało być dla nich niekorzystne finansowo, zmniejszyć ich mobilność i grozić bankructwem. Taka postawa zwiększa wahania popytu na nieruchomości w ramach cyklu koniunkturalnego.

Niestety, nie stworzono do tej pory spójnego wskaźnika mierzącego wartość symboliczną przypisywaną mieszkaniom własnościowym w różnych krajach. Dlatego na potrzeby niniejszej analizy przetestowano szereg zmiennych, które podnoszą wartość symboliczną nieruchomości: wskaźnik indywidualizmu z badania Hofstede (2001), współczynniki Giniego dla dochodów rozporządzalnych osób prywatnych w danym kraju, wskaźnik męskości kultury narodowej z badania Hofstede (2001), wskaźnik znaczenia ciężkiej pracy w życiu, odsetek osób wskazujących „dobre wynagrodzenie” jako ważny aspekt pracy zawodowej oraz

odsetek osób wyznających wartości materialistyczne obliczony na podstawie metody zaproponowanej przez Ingleharta (2008).

- **Model rodziny**

Siła więzi rodzinnych w danej społeczności może być katalizatorem procesu narastania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Słabe więzi rodzinne przyspieszają bowiem proces wchodzenia kolejnego pokolenia na rynek mieszkaniowy i to niezależnie od bieżącej dostępności finansowej mieszkań, tworząc w okresach niskiej dostępności finansowej mieszkań „nawis popytowy”, czyli grupę ludzi, które mają wysoką i niezaspokojoną potrzebę mieszkaniową. W społeczeństwach o jednopokoleniowym modelu rodziny presja, zarówno zewnętrzna (środowisko), jak i wewnętrzna (odczuwane potrzeby), na opuszczenie domu rodziców w momencie zakładania gospodarstwa domowego jest większa w porównaniu do społeczeństw o silniejszych więziach rodzinnych. Inaczej na wzrost cen związany z narastaniem bańki cenowej na rynku mieszkaniowym zareagują młode osoby, które nie odczuwają silnej presji na przeprowadzenie się do pierwszego własnego mieszkania, a inaczej te, które dopiero taki krok uznają za nieodłączny element rozpoczęcia nowej drogi życiowej. Innymi słowy, skala potrzeb mieszkaniowych w społeczeństwach o silnych więziach rodzinnych jest dużo mniejsza od potrzeb mieszkaniowych w społeczeństwach, w których dominują wartości indywidualistyczne. Nie dotyczy to zresztą tylko młodych małżeństw, ale również coraz większej grupy „singli”, zakładających własne gospodarstwa domowe w celu wykazania sobie i swemu otoczeniu swojej niezależności i samodzielności. Takie zachowanie jest bowiem elementem budowania przez te osoby własnej tożsamości, która stanowi odzwierciedlenie wyznawanych przez nie wartości. W rezultacie dominujący w danym społeczeństwie model rodziny może wpływać na elastyczność popytu mieszkaniowego na zmiany dostępności kredytów hipotecznych.

Równocześnie jednak zmiany modelu rodziny mogą być inicjatorami powstawania baniek cenowych. Od połowy XX w. w krajach wysoko rozwiniętych cywilizacji zachodniej miał miejsce stopniowy zanik wartości wspólnotowych, w tym w szczególności powolny rozpad więzi rodzinnych. W efekcie trwałe wspólnoty społeczne były stopniowo wypierane przez luźno powiązane zrzeszenia osób, o wspólnych interesach (Czerniak, 2012). Znalazło to odzwierciedlenie w przemianie modelu rodziny z wielopokoleniowej na nuklearną (Bongaarts 2001). Stopniowo rosła także liczba osób samotnych – rodziców samodzielnie wychowujących dzieci oraz singli, czyli jednoosobowych gospodarstw domowych. Proces ten miał wpływ także na rynek mieszkaniowy. Po pierwsze, rozpad więzi rodzinnych oddziaływał w kierunku wzrostu wartości symbolicznej mieszkań własnościowych. Wraz z zanikiem wartości wspólnotowych, osoby młode coraz silniej odczuwały potrzebę opuszczenia domu rodzinnego i rozpoczęcia budowy własnej tożsamości poprzez posiadanie mieszkania. Taki pogląd nosi w literaturze nazwę „mitu osadzenia” - zgodnie z nim rodzina może być uznana za stabilną i trwałą dopiero wtedy, gdy usatkuje się w posiadanym przez siebie domu, który stanowi dowód zakorzeniania (osadzenia) gospodarstwa domowego (Bourdieu 2006, s. 21). Po drugie, przemiana modelu rodziny prowadziła do spadku liczebności gospodarstw domowych, w tym powstawania coraz większej liczby gospodarstw jednoosobowych. W efekcie, nawet przy niezminionej liczebności populacji, wzrastał popyt na nowe mieszkania.

Taki dwojaki wpływ modelu rodziny na rynek mieszkaniowy oznacza konieczność przetestowania jako potencjalnych determinant baniek cenowych zarówno poziomów poszczególnych zmiennych odzwierciedlających siłę więzi rodzinnych w danym kraju, jak i ich zmian. W związku z tym w modelu ekonometrycznym jako potencjalny inicjatory narastania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym uwzględniono zmiany liczebności gospodarstw domowych. Z kolei jako katalizatory baniek cenowych zostały uwzględnione: średnia liczebność gospodarstwa domowego, stopa rozwodów na 1000 mieszkańców, współczynnik dzietności

w poszczególnych krajach, a także średni odsetka osób dorosłych mieszkających z rodzicami i przeciętny wiek osób mieszkających z rodzicami.

- **Kulturowo uwarunkowany optymizm**

Zwierzęce instynkty, pobudzające inwestorów do podejmowania inwestycji i przedsiębiorców do przedsiębiorczości, przejawiają się pod postacią „spontanicznego optymizmu” (Keynes 1936). Dzieje się tak, ponieważ decyzje inwestycyjne są zatem podejmowane w warunkach niepewności, a kluczową rolę na rynku odgrywają oczekiwania co do przyszłości. Jest to, zdaniem niektórych autorów, podstawowa przyczyna, dla której ceny rynkowe nie odzwierciedlają faktycznej wartości dóbr, co w skrajnych przypadkach może prowadzić do powstawania baniek cenowych (Nishimura 2012; Rona-Tas, Hiss 2011). Optymizm może spowodować – z jednej strony – przeszacowanie własnej przyszłej zdolności kredytowej gospodarstw domowych oraz – z drugiej – przyczynić się do oczekiwania znacznie szybszego, niż wskazywałyby na to czynniki o charakterze fundamentalnym, wzrostu cen mieszkań przez inwestorów.

Chociaż optymizm jest wrodzoną cechą człowieka, występują różnice w jego poziomie pomiędzy poszczególnymi jednostkami, a także pomiędzy grupami społecznymi. Jak wskazują liczne badania (Heine, Lehman 1995; Chang et al. 2001; Rose et al. 2008; Fischer, Chalmers 2008), to, czy jednostki są nastawione bardziej optymistycznie do życia i czy częściej popełniają błąd nierealistycznego optymizmu, zależy między innymi od wartości wyznawanych w ramach grupy, do której przynależą. Wynika z tego, że poziom optymizmu jednostek jest uwarunkowany kulturowo i może się znacząco różnić pomiędzy poszczególnymi społeczeństwami. Jako miarę kulturowo uwarunkowanego optymizmu w poszczególnych krajach uwzględniono miary oparte na surowych skorygowanych o wyprzedzające o cztery kwartały tempo wzrostu PKB wskaźnikach oczekiwanej przyszłej sytuacji finansowej gospodarstw domowych obliczonych na podstawie danych z badań koniunktury poszczególnych krajów (Czerniak 2014). W modelu ekonometrycznym pominięto

natomiast miary optymizmu dyspozycyjnego (Fischer, Chalmers 2008) ze względu na zbyt małą próbę krajów objętych badaniami R-LOT oraz duże rozbieżności pomiędzy wynikami z poszczególnych prac, analizujących poziom kulturowo uwarunkowanego optymizmu w jednym kraju.

- **Orientacja czasowa jako wymiar kultury narodowej**

Wynikająca z kultury narodowej orientacja czasowa podmiotów rynkowych, czyli waga, jaką jednostki przywiązują do wydarzeń, impresji i doświadczeń umieszczonych na poszczególnych odcinkach osi czasu (Kluckhohn, Strodtbeck 1961), może katalizować proces narastania baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych. Osoby o orientacji krótkoterminowej są bowiem bardziej skłonne do oszczędzania (House et al. 2004). Potwierdzają to prace z zakresu socjologii i antropologii ekonomicznej, których autorzy wskazują, że pomiędzy kulturami mogą występować różnice w poziomie subiektywnych stóp dyskontowych, a tym samym także różnice w preferencjach dotyczących konsumpcji i skłonności do zaciągania kredytów mieszkaniowych (Frederick et al. 2002; Gell 1992; Helfrich 1996). Co więcej, osoby o krótkookresowej orientacji czasowej są bardziej skłonne wierzyć w mit nieruchomości. Wynika to z faktu, że osoby, które w analizach heurystycznych są skoncentrowane na tym co tu i teraz, biorą pod uwagę jedynie ostatnie tendencje na rynku mieszkaniowym i w przypadku boomu są one gotowe przyjąć, że wzrost cen utrzyma się także w przyszłości. W rezultacie, są bardziej skłonni do zakupu nieruchomości w celach inwestycyjnych w okresach narastania baniek cenowych, co katalizuje ich wzrost.

Dodatkowo, orientacja czasowa kultury narodowej może mieć także wpływ na ocenę prawdopodobieństwa przypisywanego przez instytucje finansowe do rzadko występujących niekorzystnych splotów wydarzeń. Do zjawisk tych, nazywanych „czarnymi łabędziami” (Taleb 2010), można zaliczyć pęknięcia baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych, które występują w jednym kraju przeciętnie raz na pokolenie (Łaszek et al. 2009). Tak niska częstotliwość tych wydarzeń powoduje, że

przypisywane im prawdopodobieństwo bywa często zaniżane, a zjawisko to nosi nazwę katastrofalnej krótkowzroczności (*disaster myopia*) i może prowadzić do przyjmowania na siebie przez instytucje finansowe nadmiernego ryzyka (Herring, Wachter 2005).

W badaniu ekonometrycznym nad determinantami baniek cenowych na rynku mieszkaniowym uwzględniono dwa wskaźniki obrazujące orientację czasową kultur narodowych. Pierwszy z nich zaczerpnięto z wcześniejszych badań nad kulturami narodowymi, czyli indeks LTO (*Long-Term Orientation*) opracowany przez Hofstede (2001). Drugim wykorzystanym indeksem jest odsetek osób uważających, że oszczędność jest ważną cechą dziecka.

- **Poziom zaufania w społeczeństwie**

Wysokość udzielonego klientowi limitu finansowego wpływa często na jego ocenę własnego przyszłego strumienia dochodów Soman i Cheema (2002). Dotyczy to w szczególności osób o mniejszej znajomości finansów i bez doświadczeń ze spłatą pożyczek. Można przypuszczać, że zjawisko to występuje z większym nasileniem w społeczeństwach o wysokim poziomie zaufania. Poziom zaufania do instytucji finansowych i nadzorujących je organów państwa może bowiem wpływać na to, w jakim stopniu gospodarstwa domowe są skłonne do opierania się na przyznanym im limicie kredytowym w ocenie własnych możliwości finansowych. Jeżeli ich zaufanie do banku czy reprezentującego go agenta byłoby niskie, wówczas prawdopodobnie zmniejszyłaby się również skłonność tego gospodarstwa do zwiększania konsumpcji w związku ze wzrostem przyznanego limitu kredytowego.

Wysoki poziom zaufania do szeroko rozumianych rynków finansowych może wzmacniać również pętlę zwrotną pomiędzy podażą i popytem na kredyty hipoteczne - wzrost podaży kredytów hipotecznych może prowadzić do zwiększenia inwestycji gospodarstw domowych w nieruchomości, co w efekcie przełoży się na wzrost cen mieszkań i utwierdzi zarządzających instytucjami finansowymi w błędnym przekonaniu o niskim ryzyku wystąpienia negatywnego szoku na rynku

nieruchomości. To z kolei stymuluje dalszy wzrost skłonności sektora finansowego do zwiększania dźwigni finansowej, a tym samym także zwiększania ekspozycji na ryzyko kredytowe. Jak twierdzi Swedberg (2010), przywołując wcześniejsze badania Bagehota, narastanie wewnętrznej niestabilności instytucji finansowej jest jednak możliwe tylko w sytuacji, gdy pozostali uczestnicy rynku darzą ją nadmiernym zaufaniem. Sprawia to, że partnerzy ekonomiczni danej instytucji nie zwracają uwagi na spadek jakości jej portfela aktywów. W związku z tym na ostatni kryzys finansowy można spojrzeć jako na problem nadmiernego zaufania w czasie narastania bańki cenowej na rynku mieszkaniowym.

Co więcej, problem związany z nadmiernym zaufaniem w okresach narastania baniek cenowych nie dotyczy wyłącznie ufności pokładanej przez konsumentów w instytucjach finansowych i nadzorze nad rynkiem kapitałowym. Nadmierne zaufanie do innych osób może także sprzyjać rozpowszechnianiu nieprawdziwych lub wyolbrzymionych historii o korzyściach płynących z zakupu mieszkania własnościowego. Tego typu narracja, propagująca „mit nieruchomości”, często motywuje ludzi do nabywania mieszkań w celu poprawy własnego statusu majątkowego i społecznego. Jak pokazują na przykładzie amerykańskiego rynku nieruchomości Akerlof i Schiller (2009), rozprzestrzenianie się tego typu historii stanowiło jeden z katalizatorów narastania baniek cenowych na tym rynku, zarówno na przełomie XX i XXI w., jak i wcześniej - w latach 20-tych ubiegłego stulecia.

Jako mierniki poziomu zaufania zastosowano średnie odpowiedzi ze wszystkich dostępnych paneli badań wartości (WVS i EVS) na następujące pytania: „czy większości ludzi można ufać?” oraz „czy obdarzasz zaufaniem następujące instytucje: korporacje/służbę cywilną?”.

- **Skłonność do unikania niepewności**

W badaniach, w których zastosowano metodę analizy portfelowej, jako główny czynnik o charakterze psychologiczno-społecznym warunkujący decyzje inwestorów

wymienia się awersję do ryzyka (Markowitz 1959). Bardziej szczegółowe badania z zakresu psychologii i socjologii ekonomicznej wskazują jednak, że na preferencje jednostek przy wyborze alternatywnych form alokacji kapitału o różnym poziomie ryzyka składa się wiele różnych czynników. Przede wszystkim, siła awersji jednostek względem ryzyka zależy od ich subiektywnej percepcji ryzyka (*perceived risk*) oraz od skłonności do podejmowania postrzeganego ryzyka (*attitude towards perceived risk*). Percepcja ryzyka wpływa na ocenę poziomu ryzyka, jaki jednostki przypisują poszczególnym opcjom (variantom) decyzyjnym. Natomiast skłonność do podejmowania ryzyka wpływa na to, czy poziom subiektywnie postrzeganego ryzyka związanego z daną opcją traktują jako akceptowalny w relacji do oczekiwanego zysku (Sharma et al. 2009). Z międzynarodowych badań porównawczych (Weber, Hsee 1998) wynika, że pomiędzy kulturami występują różnice w percepcji ryzyka. Nie wykryto natomiast istotnych statystycznie różnic w skłonności do podejmowania postrzeganego ryzyka. Wniosek ten jest spójny z innymi badaniami (Gärling et al. 2009; Wang et al. 2009), które wskazują, że skłonność do podejmowania ryzyka zależy przede wszystkim od czynników genetycznych, płci oraz od wieku, a nie zależy od czynników społeczno-kulturowych.

Percepcja ryzyka jest funkcją preferencji czasowych jednostek i tym samym zmienia się wraz z rozkładem w czasie korzyści i kosztów poszczególnych wariantów, jakie decydenci mają do wyboru (Mahajna et al. 2008; van Praag, Booij 2003; Anderhub et al. 2001). Oznacza to, że sposób postrzegania ryzyka zależy od orientacji czasowej kultury narodowej danego społeczeństwa. To, w jaki sposób jednostki postrzegają ryzyko związane z poszczególnymi opcjami, jest zależne także od prawdopodobieństwa popełnienia błędu nierealistycznego optymizmu i nadmiernej pewności (Gärling et al. 2009; Zaleśkiewicz 2001). Optymistycznie nastawione podmioty mają w warunkach niepewności skłonność do zaniżania prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzeń negatywnych oraz niedoszacowywania wariacji zdarzeń losowych, co bezpośrednio przekłada się na postrzegane przez

nich ryzyko związane z podejmowanymi decyzjami. Tym samym, kulturowo uwarunkowany optymizm może być jednym z czynników odpowiadających za występowanie różnic w percepcji ryzyka pomiędzy społeczeństwami. Trzecim czynnikiem kulturowym mogącym mieć wpływ na postrzeganie ryzyka jest siła więzi społecznych – istnienie silnych zależności pomiędzy członkami jednej kultury ogranicza negatywne skutki błędnych decyzji jednostek, ponieważ wspólnota służy jej pomocą w trudnych chwilach w dużo większym stopniu, niż ma to miejsce w społeczeństwach indywidualistycznych. Ta prawidłowość, zwana hipotezą „poduszki” (*cushion hypothesis*), wpływa na zmniejszenie poziomu ryzyka przypisywanego poszczególnym opcjom decyzyjnym przez jednostki ze społeczeństw o silniejszych więziach międzyludzkich (Peterson 2007; Weber, Hsee 1998). Dotyczy to w szczególności decyzji o charakterze finansowym (Hsee, Weber 1999).

Na niechęć do ryzyka jednostek wpływ ma także inny, nie omawiany do tej pory, wymiar kultury narodowej – skłonność do unikania niepewności (*uncertainty avoidance*). Unikanie niepewności to *„stopień zagrożenia odczuwany przez członków danej kultury w obliczu sytuacji nowych, nieznanych lub niepewnych. Uczucie to wyraża się między innymi stresem i potrzebą przewidywalności, która może być zaspokajana przez wszelkiego rodzaju prawa, przepisy i zwyczaje”* (Hofstede, Hofstede 2007, s. 181). Warto przy tym przypomnieć różnicę definicyjną między niepewnością a ryzykiem. Ryzyko odzwierciedla z góry określony rozkład prawdopodobieństw zdarzeń pozytywnych i negatywnych. Poziom ryzyka przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnej jest wprost proporcjonalny do wysokości możliwej straty, prawdopodobieństwa tej straty (lub prawdopodobieństwa nieuzyskania zysku), a także wariancji wyników zdarzenia losowego. Niepewność, zwana też niejasnością, dotyczy – z jednej strony – prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzeń nieznanych czy też nieprzewidywalnych oraz – z drugiej strony – niemożności skwantyfikowania prawdopodobieństwa określonych wyników zdarzenia losowego.

Jednostki, które unikają niepewności, z reguły wykazują również przeciętnie wyższą awersję względem ryzyka przy podejmowaniu decyzji finansowych (Hofstede 2001; House et al. 2004). Może to wynikać bezpośrednio z faktu, że inwestorzy i kredytobiorcy muszą zawsze podejmować decyzje w warunkach niepewności (Rona-Tas, Hiss 2011). Mieszkańcy krajów o niższym poziomie tolerancji dla niepewności inwestują mniej w udziałowe papiery wartościowe, a więcej w metale i kamienie szlachetne (Hofstede, Hofstede 2007), czyli formy alokacji kapitału obciążone – zgodnie z obiegową opinią – mniejszym ryzykiem. Stopień unikania niepewności ma także znaczenie z punktu widzenia analizy decyzji o zaciąganiu kredytów hipotecznych w celu zakupu mieszkania własnościowego. Jeżeli bowiem jednostka unika niepewności, wówczas ma także mniejszą skłonność do zaciągania zobowiązań, których możliwość spłaty jest powiązana z przyszłymi, z natury niepewnymi zdarzeniami losowymi. Przykładem takich zobowiązań są kredyty hipoteczne o długich terminach zapadalności. Ich zaciągnięcie może powodować niepokój o przyszłą kondycję finansową gospodarstwa domowego, a także o ewentualne nieznane skutki niemożności spłacania rat kredytowych. Co więcej, to odczucie niepokoju może się potęgować w wyniku uświadomienia sobie przez kredytobiorcę społecznych kosztów nieuregulowania kredytu hipotecznego, takich jak osłabienie więzi społecznych, a nawet ostracyzm. W przypadku tej formy kredytu koszty te są tym większe, że jego zabezpieczeniem jest często jedyne mieszkanie kredytobiorcy, który w przypadku niewypłacalności będzie musiał je wraz z pozostałymi członkami gospodarstwa domowego opuścić. W związku z tym, osoby unikające niepewności są bardziej skłonne do finansowania swoich zakupów z oszczędności aniżeli z kredytów.

W analizie ilościowej wykorzystano miarę unikania niepewności zastosowano wskaźnik opracowanych przez Hofstede (2001) w ramach badań nad kulturami narodowymi.

Część z opisanych w tej sekcji zmiennych może mieć wyłącznie pośredni wpływ na proces powstawania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Dotyczy to tych

katalizatorów, które wzmacniają wpływ innych czynników na sytuację na rynku mieszkaniowym. Do grupy tej zaliczają się: • regulacje rynku finansowego, które wpływają na mechanizm transmisji zmian w polityce pieniężnej na sytuację na rynku kredytowym, • kulturowo uwarunkowany optymizm, który wpływa na percepcję historycznych zmian cen mieszkań oraz na wrażliwość cenowej elastyczności popytu na kredyt, • orientacja czasowa, która może mieć wpływ na obie powyższe cechy, • dominujący w danej kulturze model rodziny, który może oddziaływać na zależność pomiędzy dostępnością kredytów hipotecznych a cenami mieszkań, • wysoka dostępność mieszkań na wynajem, która niweluje wpływ polityki pieniężnej na ceny nieruchomości, • odsetek osób mieszkających w miastach i wskaźnik elastyczności popytu, które determinują jak silna jest autokorelacja wzrostu cen nieruchomości. Aby w pełni uwzględnić te zależności w modelu ekonometrycznym, przetestowano także zmienne interakcyjne będące iloczynem poszczególnych wskaźników – szczegółowe informacje, które zmienne uwzględniono i w jaki sposób je obliczono, przedstawiono w aneksie.

Na koniec trzeba zaznaczyć, że ze względu na luki w danych część szeregów czasowych została poddana interpolacji (w pojedynczych przypadkach także ekstrapolacji) z wykorzystaniem metody liniowej, jednak odsetek uzupełnianych w ten sposób wartości zmiennych wynosi poniżej 0,5% zbioru danych. Dodatkowo wszystkie zmienne publikowane z częstotliwością roczną lub niższą zostały sprowadzone do częstotliwości kwartalnej przy zastosowaniu nieparametrycznej metody wykorzystującej funkcję sklejaną trzeciego stopnia (*cubic spline*)²⁴.

²⁴ Ekstrapolacji/interpolacji nie przeprowadzano w przypadku, gdy dla danego kraju brakowało wartości znacznej liczby zmiennych w określonym okresie, uznając, że uzupełnianie brakujących danych w takim przypadku poprzez faktycznie powielenie obserwacji już dostępnych w bazie nie dostarcza żadnych informacji umożliwiających lepsze dopasowanie modelu, a jedynie zniekształca rozkłady zmiennych. Dla zachowania prawidłowych własności statystycznych estymatorów wykorzystanych w procedurze bayesowskiego uśredniania oszacowań konieczne jest jednak, by dla każdej wykorzystanej obserwacji (kraj w określonym roku) dostępne były wartości wszystkich zmiennych, a tym samym, by próba wykorzystywana w szacowaniu każdego pojedynczego modelu (por. sekcja 4) była taka sama. Uzupełnienie braków miało więc na celu spełnienie tego postulatu, zaś ostatecznie powstały panel nie ma charakteru w pełni zbilansowanego, choć jest zbilansowania bliski.

4. Opis metody wyznaczania optymalnego zestawu zmiennych do modelu ESW

Celem konstrukcji modelu jest określenie prawdopodobieństwa wystąpienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym. Z tego względu, jako zmienną zależną przyjęto zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w okresie występowania baniek, które zostały zidentyfikowane za pomocą metody opisanej w sekcji drugiej. To, w połączeniu z panelowym charakterem danych, sugeruje wykorzystanie jako narzędzia jednego z modeli regresji logistycznej²⁵ dla danych panelowych, o ogólnej postaci:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{jeśli } y_{it}^* < 0 \\ 1 & \text{jeśli } y_{it}^* \geq 0, \end{cases}$$

gdzie

y_{it} – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 jeśli w kraju i -tym w okresie t wystąpiła bańka cenowa ($i=1,\dots,N, t=1,\dots,T$),

x_{it} – wektor zmiennych objaśniających, obejmujących czynniki mające wpływ na ryzyko wystąpienia bańki cenowej, a także potencjalnie ich opóźnienia i/lub interakcje ($i=1,\dots,N, t=1,\dots,T$),

y_{it}^* – zmienna ukryta (w zapisie „użytecznościowym” mająca charakter czynnika określającego skłonność do wystąpienia bańki cenowej w określonym kraju i okresie),

α_i – efekt indywidualny dla i -tego kraju,

β – wektor parametrów modelu,

ε_{it} – składnik losowy.

Wprowadzenie do modelu efektów indywidualnych wymaga przyjęcia założenia odnośnie ich charakteru. W praktyce stosowane są dwa podejścia, w których efekty

²⁵ W niniejszym artykule używamy określenia „regresja logistyczna” w najbardziej ogólnym sensie, odnosząc się do szacowanych w pracy modeli probitowych (bądź dla danych panelowych z odpowiednimi efektami indywidualnymi, bądź typu *pooled*, w których pominięto efekty indywidualne).

indywidualne traktuje się jako losowe (*random*) lub ustalone (*fixed*). W prowadzonym badaniu wykorzystano podejście z efektami typu *random*, co wynika z kilku jego przewag: (1) możliwości wykorzystania wszystkich dostępnych obserwacji (w przeciwieństwie do ograniczenia próby jedynie do krajów, dla których występowały zmiany wartości zmiennej zależnej, czego wymaga stosowana przy podejściu *fixed* warunkowa metoda największej wiarygodności, a co może skutkować w rozważanym przypadku autoselekcją próby); (2) możliwości wyznaczenia wartości prawdopodobieństw wystąpienia bańki cenowej dla kraju o arbitralnej wartości efektu indywidualnego (w przeciwieństwie do możliwości wyznaczenia jedynie *odds ratio* w modelu z efektami typu *fixed*); (3) możliwości uwzględnienia zmiennych o wartościach stałych w czasie i wykorzystania do identyfikacji parametrów modelu zmienności zarówno wewnątrzgrupowej jak i międzygrupowej. Z drugiej strony, wadą podejścia z efektami losowymi jest konieczność założenia określonego rozkładu efektów indywidualnych oraz niezależności ich rozkładu od wartości zmiennych objaśniających. O ile pierwsze z wymienionych założeń nie jest kłopotliwe i przy dostatecznie dużej próbie nie ma praktycznego znaczenia z punktu widzenia wyników estymacji, o tyle drugie z założeń często przyjmowane jest milcząco, podczas gdy jego niespełnienie stanowi poważne naruszenie założeń przyjmowanych w estymacji MNW i może prowadzić do braku zgodności stosowanego estymatora. Przyczyny takiego stanu rzeczy należy dopatrywać się w praktycznych problemach związanych z weryfikacją tak sformułowanego założenia – w zasadzie nie istnieje odpowiedni test statystyczny, który mógłby w tym miejscu być wykorzystany (zastosowanie testu Hausmana jest przykładowo rozwiązaniem jedynie częściowym i niepewnym, bowiem nie tylko ogranicza dobór metody estymacji, ale także umożliwia jedynie porównanie oszacowań z wynikami uzyskanymi w oparciu o model *fixed*, a więc w oparciu o podpróbę złożoną z jednostek, dla których wariancja zmiennej zależnej w czasie jest niezerowa). Jak jednak zostanie pokazane w dalszej części opracowania, z uwagi na wyniki testu istotności efektów indywidualnych problem

z weryfikacją założenia niezależności rozkładu efektów indywidualnych od wartości zmiennych objaśniających został rozwiązany automatycznie.

Do estymacji modelu (3) przyjęto, że efekty indywidualne oraz składnik losowy mają wzajemnie niezależne rozkłady normalne, co w połączeniu z potraktowaniem efektów indywidualnych jako losowych degeneruje (3) do (panelowego) modelu probitowego z efektami losowymi.

Istotnym problemem jest kwestia dużej liczby rozważanych regresorów, które zostały wymienione w tablicy A.1. Wprawdzie wykorzystana w badaniu próba jest na tyle liczna, że ich jednoczesne uwzględnienie w modelu teoretycznie nie wydaje się być problemem. Jednocześnie jednak, część rozpatrywanych regresorów jest ze sobą silnie powiązana (związkami korelacyjnymi, lub wręcz faktem, iż poszczególne zmienne stanowią składowe wskaźników określonych przez inne zmienne). Ponadto model, w którym uwzględniono by kompletny zbiór rozpatrywanych regresorów byłby nadmiernie sparametryzowany, co zwiększyłoby prawdopodobieństwo jego sztucznie wysokiego dopasowania w wykorzystanej do estymacji próbie. Wreszcie, nie ma pewności co do adekwatności wszystkich rozważanych regresorów, a istotność statystyczna poszczególnych zmiennych w pojedynczej rozpatrywanej specyfikacji nie jest wystarczającą przesłanką do podjęcia decyzji o wykorzystaniu (lub niewykorzystaniu) danego regresora w finalnej specyfikacji modelu typu EWS.

Jako rozwiązanie problemu nadmiernej liczby zmiennych w finalnej specyfikacji proponujemy wykorzystanie bayesowskiego uśredniania oszacowań (BMA). Procedura ta, choć sformułowana już wcześniej, zdobyła szeroką popularność dzięki artykułowi Sala-i-Martina, Doppelhofera i Millera (2004), w którym autorzy wykorzystali jeden z jej wariantów (tzw. BACE, co można podsumować jako zastosowanie uśredniania w odniesieniu do oszacowań uzyskanych przy zastosowaniu MNK). Obecnie stosowana jest obecnie już dość powszechnie w modelowaniu ekonometrycznym, stąd przedstawiamy jedynie jej skrótowy opis, podczas gdy opis pełniejszy można znaleźć w wielu artykułach, jak np. wspomniane

opracowanie Sala-i-Martin et al. (2004). Należy przy tym dodać, że Sala-i-Martin et al. (2004) stosują wariant metody zaadaptowany do modeli szacowanych KMNK (wspomniane wcześniej BACE). Próchniak i Witkowski (2012) wykorzystują i krótko omawiają uśrednianie modeli szacowanych uogólnioną metodą momentów (GMM), zaś Ye et al. (2004) odnoszą się do modeli szacowanych – jak ma to miejsce w niniejszym badaniu – metodą największej wiarygodności. Co więcej, tego typu narzędzie (BACE) było już stosowane do analizy baniek cenowych na rynku mieszkaniowym na przykład w pracy (Crespo Cuaresma 2010).

Rozważmy sytuację, w której zakładamy iż wiemy, że wśród prawdziwych²⁶ determinant pewnego procesu, opisanego zmienną zależną y_{it} , znajdują się z pewnością pewne zmienne tworzące zbiór X_1 oraz pewien podzbiór zmiennych tworzących zbiór X_2 . O ile znane są więc same zbiory X_1 i X_2 , nie wiemy *a priori* które spośród zmiennych ze zbioru X_2 znajdują się w prawdziwej zależności²⁷. Działanie algorytmu uśredniania bayesowskiego można wówczas podsumować w następujących krokach:

1) Szacujemy każdy spośród możliwych do utworzenia przy wskazanych ograniczeniach model (probitowy dla danych panelowych) $M_j, j = 1, \dots, J$, taki, że zmienną zależną jest y_{it} , zaś wśród zmiennych objaśniających są wszystkie zmienne tworzące zbiór X_1 oraz pewien podzbiór zbioru X_2 . Jak łatwo zauważyć, otrzymujemy w ten sposób 2^k modeli, gdzie k jest liczbą elementów zbioru X_2 . Oznacza to liczbę zmiennych w zbiorze X_2 lub liczbę wyróżnionych w nim grup zmiennych. W przypadku wyróżnienia grupy mamy na myśli sytuację, w której każda ze zmiennych w danej grupie określa pewien czynnik wspólnie z pozostałymi zmiennymi tworzącymi grupę (np. zestaw binarnych zmiennych sezonowych) i wszystkie zmienne z danej grupy zawsze występują łącznie. W przypadku dużego k ,

²⁶ W literaturze anglojęzycznej w tym miejscu używa się z reguły przymiotnika „*relevant*”, który według wiedzy autorów nie ma powszechnie przyjętego odpowiednika w języku polskim.

²⁷ Ponownie, w odniesieniu do takich zmiennych ze zbioru X_2 użyto by określenia *relevant*.

takie rozwiązanie może nie być osiągalne w akceptowalnie krótkim czasie, w praktyce wówczas dokonuje się estymacji nie *wszystkich* lecz *dużej liczby* modeli jakie można utworzyć, losowo dobierając zestaw regresorów ze zbioru X_2 do każdego z nich.

2) Dla każdego $M_j, j = 1, \dots, J$ przyjmujemy prawdopodobieństwo *a priori* jego prawidłowości p_j . Wśród wielu możliwych schematów, najbardziej rozpowszechnionym i – jak się wydaje – statystycznie uzasadnionym jest podejście określane mianem *proportional odds*, w którym przyjmuje się, że każda ze zmiennych ze zbioru X_2 ma jednakowe prawdopodobieństwo *a priori* charakteryzowania się faktycznym wpływem na zmienną zależną, a więc każda z nich z jednakowym prawdopodobieństwem znajduje się w prawdziwej, choć nieznanej zależności (wyjątek stanowi sytuacja, w której zmienne podzielone są na grupy wymienione w poprzednim punkcie: wówczas zasadne wydaje się przyporządkowanie jednakowego prawdopodobieństwa adekwatności każdej z wyróżnionych grup zmiennych). Z kolei prawdopodobieństwo dla danego M_j wynika z tego ile zmiennych objaśniających (lub ich wyróżnionych grup) się w nim znajduje, zaś dokładne p_j wyznacza się w oparciu o schemat Bernoulliego. Rzadziej rozpatruje się inne schematy prawdopodobieństwa *a priori*, np. taki, w którym jednakowe prawdopodobieństwo prawidłowości przypisuje się nie poszczególnym potencjalnym zmiennym, a poszczególnym możliwym do utworzenia modelom. W niniejszym badaniu przyjęto stałe prawdopodobieństwa *a priori* adekwatności każdej z wyróżnionych grup zmiennych. Jak łatwo zauważyć, jeśli przyjmiemy, że π_k jest stałym w przekroju przez grupy zmiennych prawdopodobieństwem adekwatności danej grupy, to $\pi_k = \frac{s}{k}$, gdzie s jest liczbą grup, które zdaniem badacza występują w prawdziwej zależności. Ponieważ w praktyce s jest nieznane, często wyznacza się ostateczne wyniki dla różnych wartości $\pi_k \in (0; 1)$, często uśredniając je w przypadku zauważalnych różnic. Łatwo zauważyć dalej, że prawdopodobieństwo *a priori* adekwatności danego $M_j, j = 1, \dots, J$ przyjmuje postać

$$p_j = \left(\frac{s}{k}\right)^{n_j} \left(1 - \frac{s}{k}\right)^{k-n_j} \quad (4)$$

3) Wyznaczamy prawdopodobieństwo *a posteriori* prawidłowości każdego M_j przy danym zbiorze informacji (danych z próby) określone jako $P(M_j|D)$. Opierając się na twierdzeniu Bayesa można zapisać, że

$$P(M_j|D) = \frac{P(D|M_j) \cdot p_j}{\sum_k P(D|M_k) \cdot p_k}, \quad (5)$$

gdzie

$$P(D|M_j) = \int P(D|M_j, \beta_j) f(\beta_j|M_j) d\beta_j. \quad (6)$$

W powyższym β_j jest wektorem parametrów modelu M_j , $f(\beta_j|M_j)$ oznacza funkcję gęstości w rozkładzie β_j w danym M_j , zaś łączne $P(D|M_j)$ należy interpretować jako prawdopodobieństwo realizacji D w rozkładzie brzegowym (względem możliwych β_j) przy założeniu adekwatności danego M_j .

4) Wyznaczenie wartości wyrażenia (6) jest na ogół skomplikowane i wymagałoby symulacyjnego wyznaczania przestrzeni β_j dla każdego z modeli. Neuman (2003) zaproponował zastąpienie β_j przez jego oszacowanie uzyskane metodą największej wiarygodności $\hat{\beta}_j$, a następnie wykorzystanie wyników Kashyapa (1982), co, jak pokazują Ye et al. (2004), pozwala na aproksymację

$$P(M_j|D) = \frac{\exp(-0.5\Delta KIC_j)p_j}{\sum_{l=1}^J \exp(-0.5\Delta KIC_l)p_l}, \quad (7)$$

$$\Delta KIC_j = KIC_j - KIC_{min},$$

gdzie KIC_j oznacza wartość kryterium informacyjnego Kashyapa, zaś ΔKIC_j oznacza różnicę między wartością kryterium dla danego M_j a jego wartością dla tego spośród modeli, gdzie KIC_j jest najmniejsze. Kryterium Kashyapa jest bardziej kłopotliwe obliczeniowo od typowo stosowanych kryteriów informacyjnych, jednakże w małych (skończonych) próbach zarysowuje się jego przewaga nad najczęściej stosowanymi kryteriami informacyjnymi, jak kryterium Schwarza (BIC). Jednocześnie jednak przy dużej liczbie stopni swobody modelu różnica między nimi

zanika (por. Ye et al. (2004)). Niewątpliwie z uwagi na liczną bazę danych (łącznie liczba obserwacji w modelach szacowanych na pełnej próbie wyniosła 2355), mamy do czynienia z taką sytuacją, ostatecznie więc prawdopodobieństwa *a posteriori* prawidłowości modelu M_j wyznaczone są z wykorzystaniem przybliżenia zaproponowanego przez Ye et al. (2004) jako

$$P(M_j|D) = \frac{\exp(-0.5\Delta BIC_j)p_j}{\sum_{l=1}^J \exp(-0.5\Delta BIC_l)p_l'} \quad (8)$$

$$\Delta BIC_j = BIC_j - BIC_{min},$$

gdzie BIC_j oznacza wartość kryterium bayesowskiego Schwarza dla modelu M_j .

5) Korzystając w charakterze wag z wyznaczonych prawdopodobieństw *a posteriori* (8) można wyznaczyć uśrednione bayesowsko oceny parametrów $\hat{\beta}$ na podstawie oszacowań z poszczególnych M_j . Niech $\hat{\beta}_{r,j}$ oznacza ocenę parametru przy r -tej zmiennej objaśniającej w modelu M_j . Wówczas uśrednioną oceną parametru przy tej zmiennej $\hat{\beta}_r$ jest

$$\hat{\beta}_r = \sum_{j \in J} \hat{\beta}_{r,j} P(M_j|D) \quad (9)$$

zaś błąd szacunku można wyznaczyć jako pierwiastek $Var(\hat{\beta}_r)$, gdzie

$$Var(\hat{\beta}_r) = \sum_{j \in J} Var(\hat{\beta}_{r,j})P(M_j|D) + \sum_{j \in J} (\hat{\beta}_{r,j} - \hat{\beta}_r)^2 P(M_j|D), \quad (10)$$

gdzie $Var(\hat{\beta}_{r,j})$ jest wariancją estymatora parametru przy r -tej zmiennej w modelu M_j .

Pierwszym krokiem badania stało się tym samym wyznaczenie uśrednionych bayesowsko ocen parametrów, zgodnie ze wzorem (9). Odnosząc powyższy, ogólny opis do rozważanego przypadku należy podkreślić, że zmienne zostały połączone w grupy w przypadku gdy stanowiły one składowe indeksów bądź określały łącznie jedną kategorię. W rezultacie łącznie wyróżniono ponad 40 grup zmiennych. Tym samym oszacowanie wszystkich możliwych modeli M_j stało się w zasadzie niemożliwe, w szczególności biorąc pod uwagę, że poszczególne specyfikacje

szacowane są z wykorzystaniem metody największej wiarygodności, a stosunkowo skomplikowany algorytm estymacji modeli *random effects probit*, nierzadko wymagający wykonania kilkudziesięciu iteracji, powoduje iż czas konieczny na przeprowadzenie pełnych obliczeń musiałby być liczony co najmniej w miesiącach. Dlatego też wyniki uzyskano w oparciu o ponad 200.000 modeli wybranych losowo, zawierających każdorazowo od kilku do ponad 30 zmiennych. Przy losowaniu eliminowano modele, w których znalazły się jednocześnie zmienne określające tę samą kategorię, ale nie uzupełniające się – w szczególności dotyczy to sytuacji, gdy do jednego modelu został wylosowany jeden z indeksów, a jednocześnie jego składowe. W rezultacie każda ze zmiennych występowała w co najmniej w kilkunastu tysiącach modeli (por. tablica A.3.), co zapewnia odpowiedni poziom reprezentacji każdej ze zmiennych potrzebny do wiarygodnego wskazania „prawdziwych” determinant baniek cenowych.

Czynienie założeń *a priori* odnośnie tego jaki procent spośród potencjalnych regresorów powinien znaleźć się w „prawdziwym” modelu jest dyskusyjne. Dlatego też obliczenia przeprowadzono dla $\pi_k = 0,1, 0,2, \dots, 0,9$, a następnie wyniki z tak otrzymanych dziewięciu zestawów oszacowań ponownie uśredniono, choć należy przy tym dodać, że różnice między uśrednionymi ocenami parametrów otrzymanymi dla różnych wartości π_k nie różniły się znacząco.

Otrzymane w powyższy sposób oszacowania można traktować jako przybliżające w wiarygodny sposób wpływ poszczególnych czynników na zmienną zależną. Równocześnie jednak rozważany model nie ma postaci regresji liniowej tylko modelu probitowego, co powoduje, że interpretacja tak wyznaczonych uśrednionych ocen parametrów może przebiegać dwutorowo. Samo spojrzenie na znak poszczególnych uśrednionych ocen parametrów daje wyobrażenie o tym jakiego kierunku wpływu danego czynnika można oczekiwać. Tym samym możliwe jest przeprowadzenie wnioskowania o charakterze jakościowym. Przeprowadzenie natomiast wnioskowania o charakterze ilościowym wymaga wyznaczenie

krańcowych przyrostów prawdopodobieństwa, które w przypadku modelu probitowego dla danych panelowych dane są wzorem

$$\frac{\partial \hat{P}(y_{it}=1)}{\partial x_{k,it}} = \hat{\beta}_k \varphi(x'_{it} \hat{\beta} + \alpha_i), \quad (11)$$

gdzie

$x_{k,it}$ – zmienna, dla której wyznaczany jest wpływ krańcowej zmiany na prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej,

$\hat{\beta}_k$ – bayesowsko uśredniona ocena parametru przy zmiennej $x_{k,it}$,

$\hat{\beta}$ – wektor bayesowsko uśrednionych ocen parametrów,

$\varphi(\cdot)$ – funkcja gęstości standardowego rozkładu normalnego.

Niewątpliwym problemem jest obecność w wyrażeniu (11) efektów indywidualnych dla i -tego kraju, jednakże u podstaw modelu probitowego dla danych panelowych leży założenie, zgodnie z którym efekty indywidualne mają rozkład normalny z zerową wartością oczekiwaną. Tym samym w przypadku kraju typowego pod względem nieobserwowalnych (lub co najmniej nieujętych w modelu) charakterystyk, przyjmuje się do celów przybliżonej interpretacji iż $\alpha_i = 0$. Naturalnie, wartość krańcowej zmiany prawdopodobieństwa danej wzorem (11) jest inna dla każdego zestawu wartości zmiennych x'_{it} . Aby móc przedstawić interpretację zbiorczą, przedstawiamy wartości krańcowych zmian prawdopodobieństw ze wzoru (11) wyznaczone dla uśrednionych wartości zmiennych w przekroju całej próby.

$$\frac{\partial \overline{\hat{P}(y_{it}=1)}}{\partial x_{k,it}} = \hat{\beta}_k \varphi(\overline{x'_{it}} \hat{\beta}). \quad (12)$$

Naturalnie, nie wszystkie z oszacowanych uśrednionych bayesowsko ocen parametrów w wektorze $\hat{\beta}$ interpretować warto. Jak w każdym modelu regresji, możliwe jest dołączenie do zbioru zmiennych objaśniających niemal dowolnej zmiennej o dodatniej wariancji w zbiorze danych, co nie musi oznaczać, iż zmienna ta faktycznie ma istotny statystycznie wpływ na zmienną zależną. Selekcja zmiennych, przy których jest sens interpretować oceny parametrów, może być

przeprowadzona w oparciu o jeden z dwóch wskaźników: łączne prawdopodobieństwo a posteriori modeli, w których znajduje się rozpatrywana zmienna, lub też jej istotność statystyczną. W niniejszym badaniu opieramy się na istotności statystycznej, stosując przy tym podejście oparte na idei metaanalizy: w każdej z rozpatrywanych specyfikacji, w której wystąpiła dana zmienna $x_{k,it}$ wyznaczona jest wartość p dla testu istotności tej zmiennej w danej specyfikacji. Następnie tak uzyskane wartości p dla każdej ze zmiennych są uśrednione z wykorzystaniem wag, w charakterze których wykorzystuje się prawdopodobieństwa *a posteriori* adekwatności poszczególnych modeli, w których $x_{k,it}$ było uwzględnione. Tym samym, proces wyznaczania uśrednionych statystyk istotności przebiega analogicznie jak w przypadku wyznaczania uśrednionych ocen parametrów, przy czym uśrednieniu podlegają nie poszczególne $\hat{\beta}$, lecz kolejne wartości p . Niech $p(Hn)_j$ oznacza wartość p (empiryczną wartość prawdopodobieństwa) wyznaczoną w oparciu o model M_j jako prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju w teście pewnej hipotezy Hn . Wówczas można zapisać

$$p(Hn) = \sum_{j=1}^J p(Hn)_j \cdot P(M_j|D), \quad (13)$$

gdzie $p(Hn)$ jest wartością p w hipotezie Hn , wyznaczoną poprzez uśrednienie ze wszystkich rozpatrywanych modeli $M_j, j = 1, \dots, J$. Jedną z przyczyn, dla których takie podejście wydaje się być lepsze od wykorzystania sumarycznego prawdopodobieństwa *a posteriori* modeli zawierających $x_{k,it}$ jest zmniejszenie roli rozkładu *a priori*, przyjętego wszak na mocy założenia. Ponadto, wyeliminowany zostaje także problem związany z faktem, że w badaniu nie są rozważane wszystkie możliwe do utworzenia specyfikacje, a jedynie ich duża próba, co powoduje, że nie każda zmienna obecna jest w takiej samej liczbie rozważanych specyfikacji. Wreszcie, w przypadku wyraźnej dominacji jednej ze specyfikacji nad pozostałymi mogłoby doprowadzić do zniekształconego wniosku o braku istotności w sensie statystycznym wszystkich tych zmiennych, które nie zostałyby uwzględnione

w specyfikacji dominującej, tj. specyfikacji o wyrażnie wyższej od innych modeli wartości prawdopodobieństwa *a posteriori*.²⁸

²⁸ Należy zauważyć, że zastosowane w pracy podejście do metaanalizy nie jest jedynym możliwym. W pionierskiej pracy Fisher (1932) sugerował wykorzystanie wartości p z niezależnych testów jako składowej na podstawie której wyznaczano odrębną statystykę testową, wykorzystywaną do przeprowadzenia testu prawdziwości badanej hipotezy zerowej. Z uwagi na asymetryczne traktowanie niskich i wysokich wartości p w teście Fishera, jako alternatywę zaproponowano procedurę transformowanego Z (Stouffer et al., 1949) oraz ważonego Z (Mosteller i Bush, 1954). Whitlock (2005) wskazuje na wyższość procedury ważonego Z nad klasycznym podejściem Fisherowskim, dodatkowo zaś umożliwia w prosty sposób zastosowanie wag dla poszczególnych testów. Dlatego uzyskane w badaniu wyniki zweryfikowano przy zastosowaniu podejścia ważonego Z , stosując prawdopodobieństwa *a posteriori* (6) jako wagi. Nie doprowadziło to do jakościowej zmiany wyników – nieznaczne różnice uzyskanych wartości p w stosunku do uzyskanych przy zastosowaniu wzoru (11) nie wpłynęły na kształt zbioru zmiennych, które można by uznać za istotne statystycznie na poziomie istotności 0,1.

5. Wyniki analizy ekonometrycznej

Wyniki oszacowań parametrów modeli i poziom ich istotności statystycznej zostały zamieszczone w tablicy A.2. Ponadto, tablica A.3 zawiera informację o liczbie przypadków, w których poszczególne zmienne objaśniające zostały wprowadzone do szacowanego modelu w wyjściowej procedurze uśredniania bayesowskiego. Jak łatwo zauważyć, w żadnym przypadku liczba ta nie jest niższa niż ok. 14000 powtórzeń, tym samym nie występuje ryzyko wnioskowania na podstawie niewielkiej liczby kilku zaledwie przypadkowo otrzymanych oszacowań. Z drugiej strony, krotności te różnią się w niektórych przypadkach znacząco, co uwypukla przewagę stosowanego w badaniu podejścia opartego na wnioskowaniu w oparciu o uśrednione wartości p z testów statystycznych, nie zaś – prawdopodobieństwa *a posteriori* w odniesieniu do wniosków o „ważności” danego regresora. Wskazane różnice krotności są skutkiem tego, że w przypadku gdy wśród potencjalnych zmiennych objaśniających wprowadzano takie, które stanowiły dla siebie wzajemnie alternatywę (np. wskaźnik agregatowy, a z drugiej strony jego składowe), przy procedurze losowania zmiennych do modelu przyjęto zasadę iż jednakowe powinno być prawdopodobieństwo uwzględnienia w modelu jednej ze zmiennych (lub grup) obrazujących *określony czynnik*. Tym samym więc, w przypadku wylosowania do modelu czynnika, który w zbiorze rozważanych regresorów mógł być reprezentowanych przez jedną z v zmiennych (lub ich grup), każda z nich trafiała do szacowanego modelu średnio w v^{-1} przypadków wylosowania danego czynnika.

Uzyskane wyniki potwierdzają wnioski płynące z dotychczasowych badań nad determinantami baniek cenowych na rynku nieruchomości – istotny wpływ na prawdopodobieństwo wystąpienia tego zjawiska mają: opóźniony wzrost cen nieruchomości mieszkaniowych, odchylenie stóp procentowych od poziomu równowagi (według reguły Taylora), realne tempo wzrostu PKB, wysokość kredytów w relacji do PKB, a także zmienne obrazujące wzrost liczebności populacji

– ogółem, w wieku zakładania gospodarstwa domowego, populacji miejskiej oraz napływ migrantów. Niepokojąca na pierwszy rzut oka jest jednak niezgodność wielu parametrów z teorią i wynikami wcześniejszych badań – ujemny wpływ na ryzyko wystąpienia baniek cenowych ma tempo wzrostu cen nieruchomości, wzrostu populacji i napływu migrantów, a dodatni wpływ na powstawanie baniek cenowych ma za to restrykcyjna polityka pieniężna. Jest to jednak zapewne wyniki nadmiernej parametryzacji modelu i dużej liczby silnie skorelowanych regresów, co powoduje zaburzenia w oszacowaniach parametrów. Taki wniosek potwierdzają również różnice pomiędzy oszacowaniami parametrów uśrednionymi bayesowsko (ważonych wartością BIC danego modelu) a nieważonymi średnimi oszacowań parametrów.

Zaskakujące okazały się także znaki przy parametrach obrazujących sytuację na rynku pieniądza – odchylenie w górę realnych krótkoterminowych stóp procentowych od poziomu zgodnego z regułą Taylora ma dodatni wpływ na powstawanie baniek cenowych, poziom zadłużenia w relacji do PKB ujemny, a zmiany tego poziomu nie mają nawet istotnego wpływu na kształtowanie się nierównowagi na rynku mieszkaniowym. Otrzymane wyniki są jednak spójne z niektórymi badaniami nad mechanizmami transmisji impulsów monetarnych na rynek mieszkaniowy (Iacovello, Minetti 2008; Iacoviello, Pavan 2013; Miles 2014), które wskazują, że wzrost krótkookresowych stóp może sprzyjać narastaniu bańki cenowej w krótkim terminie, a z kolei wysoki poziom zadłużenia hamuje udzielanie nowych kredytów, ograniczając tym samym narastanie bańki cenowej.

Zgodnie z przypuszczeniami, istotnymi determinantami baniek cenowych są zmienne obrazujące instytucjonalne i społeczno-kulturowe otoczenie rynku mieszkaniowego, które nie były dotychczas uwzględniane w literaturze. Wśród zmiennych instytucjonalnych najistotniejszą determinantą okazał się udział mieszkań własnościowych w gospodarce, potwierdzający znaczenie struktury rynku nieruchomości dla prawdopodobieństwa powstawania baniek cenowych, a także wskaźniki determinujące finansową dostępność mieszkań – wskaźnik rozwoju rynku

finansowego (FDI), wraz z większością składowych, średnia zapadalność kredytów hipotecznych, indeks HEW oraz wysokość kosztów transakcyjnych. Dodatkowo znaczenie mają też wskaźniki regulacji wysokości czynszu i instytucje wpływające na elastyczność podaży lokali mieszkaniowych – łatwość rejestrowania nieruchomości, łatwość uzyskiwania pozwoleń na budowę, stopień ochrony inwestorów oraz gęstość zaludnienia.

Również w przypadku zmiennych instytucjonalnych uśrednione bayesowskie oszacowania parametrów nie zawsze są zgodne z teorią. Najpoważniejszą wątpliwość budzi ujemny wpływ wielkości udziału mieszkań własnościowych w rynku na ryzyko powstania baniek cenowych. Taka zależność stoi bowiem w sprzeczności z wynikami innych badań (Czerniak, Rubaszek 2016; Schwartz, Seabrooke 2009), które wskazują, że wysoki udział rynku najmu wpływa stabilizująco na fluktuacje na rynku mieszkaniowym i ogranicza ryzyko wystąpienia nierównowag, takich jak bańki cenowe. Również zmienne obrazujące różnego typu instytucjonalne usztywnienia rynku mieszkaniowego, które zgodnie z teorią i cytowanymi wcześniej badaniami obniżają elastyczność cenową nieruchomości lub zwiększają dostępność finansową mieszkań, sprzyjając tym samym narastaniu baniek cenowych, mają ujemny wpływ na ryzyko wystąpienia tego zjawiska. Do tej grupy zaliczają się: koszty transakcyjne obrotu nieruchomościami, liberalizacja rynku finansowego, zapadalność kredytów hipotecznych, sztywność regulacji wysokości czynszu, czy trudności z dostępem do pozwoleń na budowę. Z kolei jako nieistotne statystycznie okazały się oszacowania dla wskaźników dostępności kredytów hipotecznych, w tym dla średniego LTV na rynku, dla udziału kredytów hipotecznych o zmiennej stopie procentowej oraz dla ulgi podatkowej przyznanej osobom spłacającym tego typu zobowiązania. Może to jednak wynikać z lepszego dopasowania w modelu silnie współliniowych z powyższymi wskaźników syntetycznych, składowych indeksu rozwoju rynku finansowego (FDI), z których większość uzyskała statystycznie istotne oszacowania parametrów.

W ramach grupy zmiennych obrazujących cechy społeczno-kulturowe społeczeństw, analiza ekonometryczna wskazała na aż 10 statystycznie istotnych determinant baniek cenowych, z czego najważniejsza okazała się średnia liczebność gospodarstwa domowego. Poza tym znaczenie ma też stopa rozwodów, wiek osób mieszkających z rodzicami, skala nierówności dochodowych, zaufanie do rządu i korporacji, stopień uznania oszczędności za cnotę obywatelską w społeczeństwie, a także trzy wymiary kultury narodowej według klasyfikacji Hofstede – dystans do władzy, przywiązanie do wartości męskich i stopień indywidualizmu. Na tej podstawie można wnioskować, że kluczową determinantą baniek cenowych jest model rodziny – zarówno siła więzi rodzinnych w danym społeczeństwie może katalizować proces narastania nierównowagi, jak i rozpad rodzin może inicjować powstanie bańki. Poza tym analiza ekonometryczna dostarczyła przesłanek za przyjęciem znaczenia indywidualizmu, orientacji czasowej i zaufania, jako istotnych katalizatorów baniek cenowych. Podobnie jednak jak w przypadku pozostałych grup determinant baniek cenowych, także i w tej grupie wskazany przez uśrednione bayesowsko oszacowania parametrów kierunek wpływu danej zmiennej na zmienną zależną jest często niezgodny z teorią – dodatni wpływ na ryzyko bańki cenowej ma średnia liczebność gospodarstwa domowego, a ujemny wskaźniki indywidualizmu i męskości kultury narodowej Hofstede. Odsetek niezgodnych z teorią oszacowań parametrów jest w wypadku tej grupy mniejszy niż w przypadku pozostałych, co może bezpośrednio wynikać ze znacznie niższej korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi społeczno-kulturowymi.

Kilka z uwzględnionych w badaniu zmiennych społeczno-kulturowych nie zostało jednak zakwalifikowanych do grupy statystycznie istotnych determinant baniek cenowych. Nieistotne okazały się zmienne obrazujące poziom uwarunkowanego kulturowo optymizmu (oczekiwana sytuacja finansowa gospodarstwa domowego), orientacji czasowej społeczeństwa i skłonności do unikania niepewności (odpowiednie indeksy kultury narodowej Hofstede). Poza tym nieistotne okazały się

też wskaźnik diety, średnia stopa oszczędności oraz wskaźnik znaczenia ciężkiej pracy w życiu.

Brak istotności niektórych zmiennych społeczno-kulturowych może wynikać ze słabego i pośredniego wpływu tych czynników na ryzyko powstawania baniek cenowych. Wpływ ten mógłby być wychwycony dopiero przy bardzo długich szeregach czasowych i w modelach z wykorzystaniem licznych zmiennych interakcyjnych. Przypuszczenie to znajduje potwierdzenie w analizie istotności oszacowań parametrów stojących przy zmiennych interakcyjnych. Wskazuje ona bowiem, że orientacja czasowa kultury narodowej ma tylko pośredni wpływ na powstawanie bańki cenowej na rynku mieszkaniowym – zwiększa ona istotność wpływu odchylenia stóp procentowych od reguły Taylora oraz czasu jaki upłynął od pęknięcia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym na prawdopodobieństwo ponownego wystąpienia tego zjawiska. Ponadto wśród zmiennych interakcyjnych istotnymi determinantami zmiennej zależnej okazały się iloczyny odchylenia stóp procentowych od reguły Taylora i większości składowych wskaźnika FDI, średni LTV i średnia zapadalność kredytu hipotecznego (obie zmienne były nieistotne, gdy występowały w modelu poza równaniem interakcyjnym), co obrazuje wysokie znaczenie liberalizacji rynku finansowego na drożność kanału transmisji stóp procentowych na rynek nieruchomości mieszkaniowych. Poza tym wpływ restrykcyjności polityki pieniężnej na prawdopodobieństwo powstawania bańki cenowej zależy także – zgodnie z wynikami oszacowań bayerowskich – od udziału mieszkań własnościowych w rynku i od średniej liczebności gospodarstwa domowego. Z kolei wpływ historycznego wzrostu cen nieruchomości na ryzyko bańki cenowej jest statystycznie istotnie zależny również od udziału mieszkań własnościowych i od odsetka populacji mieszkającej w miastach. Ze względu na nieliniowy charakter zmiennych interakcyjnych nie można dokonać interpretacji ich parametrów na podstawie oszacowań uzyskanych z modelowania bayesowskiego. Taka racjonalna interpretacja jest możliwa dopiero w sytuacji znajomości

oszacowań parametrów dla wszystkich zmiennych wchodzących w skład jednego równania, którego estymacja i wykorzystanie jest przedmiotem kolejnej sekcji.

W przypadku estymacji oszacowań parametrów w oparciu o procedurę uśredniania bayesowskiego może dojść do sytuacji, w której jeden spośród szacowanych modeli M_j wyraźnie dominuje nad pozostałymi, tym samym więc uzyskane oszacowania w najlepszym pojedynczym modelu (o najwyższym prawdopodobieństwie *a posteriori*) niemal w całości determinują oceny parametrów przy zmiennych. Dla uzyskania pełnego obrazu otrzymanych wyników, w tablicach A.7 i A.8 podano oszacowania oraz wartości podstawowych statystyk najlepszego spośród oszacowanych modeli M_j , którego prawdopodobieństwo *a posteriori* wynosiło nieco ponad 0,1. Po wskazanej wartości prawdopodobieństwa łatwo zauważyć, że nie dominuje on nad pozostałymi w sposób wyraźny.

Porównanie pojedynczej specyfikacji zaprezentowanej w tablicy A.7 z oszacowaniami uzyskanymi w oparciu o uśrednianie bayesowskie nie jest możliwe wprost (dla wyników uśrednionych nie dysponujemy wartościami porównywalnej statystyki testowej lub analogicznej miary jakości. Możliwe jest jednak jego porównanie pod względem trafności prognostycznej z omawianymi w dalszej części specyfikacjami (FMA1 omówiona w sekcji 6; oszacowania i statystyki w tablicach A.4-A.5 oraz FMA2-FMA3 przedstawione w aneksie B; oszacowania i statystyki w tablicach B.1-B.4). Można zauważyć, że zaś jego statystyki (w szczególności R-kwadrat McFaddena oraz trafność prognostyczna) ustępują znacząco pozostałym specyfikacjom FMA omawianym w dalszej części pracy. Jest to konsekwencją faktu, iż poszczególne M_j powstawały poprzez wylosowanie zbioru zmiennych objaśniających, zaś w żadnym z nich liczba zmiennych nie zbliżyła się do całej liczebności zbioru zmiennych-kandydatek, zaś najlepsze znalezione modele w istocie zawierają dużą liczbę regresorów. Stąd też M_j dla której uzyskano największe prawdopodobieństwo *a posteriori* nie jest przedmiotem dalszych rozważań.

6. Model prognostyczny i jego właściwości

Liczba zmiennych, które w drodze opisanej dotąd procedury, uznać można za istotne w sensie statystycznym, jest wprawdzie wysoka, wciąż jednak stanowią one niewielką część rozpatrywanego zbioru potencjalnych regresorów. O ile więc omówiona analiza kierunku i siły zależności może być przeprowadzona w oparciu o uśrednione bayesowsko oceny parametrów przy wszystkich statystycznie istotnych zmiennych, o tyle nie wydaje się zasadne, by do celów prognostycznych zaproponować wykorzystanie modelu (3), w którym jako oszacowania β przyjęto by kompletny wektor uśrednionych bayesowsko $\hat{\beta}$, efektem indywidualnym przypisano by arbitralną wartość 0 (równą wartości oczekiwanej w ich rozkładzie), a następnie skalibrowano by wyraz wolny tak, by uzyskać równość uśrednionych w przekroju całej próby $\hat{P}(y_{it} = 1|x_{it}, \hat{\beta}, \alpha = 0)$ z frakcją występujących w próbie baniek cenowych. Taka procedura kalibracji wydawałaby się adekwatna przy założeniu, iż każdy z regresorów ma faktycznie istotny statystycznie wpływ na prawdopodobieństwo bańki cenowej, a kierunek tego wpływu jest zgodny z uzyskanymi oszacowaniami, jednakże z uwagi na przeczącą temu założeniu empirię, do celów prognostycznych zaproponowano wykorzystanie jednego z wariantów procedury FMA (*frequentist model averaging*; por. np. Moral-Benito, 2012). Jako oceny parametrów przyjęto mianowicie ich oceny z jednej struktury M_j (por. Moral-Benito, 2012, wzory 26-28) zaś wyboru którą z nich wykorzystać dokonano kierując się uśrednionymi wartościami p z testów istotności zgodnie ze wzorem (13) niniejszego raportu, potwierdzonymi wspomnianą wcześniej procedurą ważonego Z. Do wykorzystywanego dalej M_j wybrano mianowicie te spośród zmiennych, których istotność (jak we wzorze 11 niniejszego raportu) znalazła potwierdzenie na poziomie istotności 0,1 (lub niższym. Postać wybranego

w ten sposób M_j , określanego dalej mianem modelu FMA1, i wyniki jego estymacji pokazuje tablica A.4.²⁹

Na początku sekcji czwartej wspomniano o wątpliwościach dotyczących zasadności założeń dotyczących rozkładu efektów indywidualnych, a w szczególności niezależności ich rozkładów względem wartości zmiennych objaśniających. Problem ten rozwiązany został automatycznie: test istotności zróżnicowania efektów indywidualnych (czy też precyzyjnie, testy przeciwstawiające hipotezę o ich zerowej wariancji stwierdzeniu, że jest ona dodatnia) jednoznacznie wskazał na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej przy poziomach istotności w zakresie od 0,5 do 0,99 (w różnych modelach). Tym samym nie było statystycznych podstaw do utrzymania efektów indywidualnych w modelach, a specyfikację (3) zastąpiono modelem typu *pooled*, czyli

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{jeśli } y_{it}^* < 0 \\ 1 & \text{jeśli } y_{it}^* \geq 0, \end{cases}$$

w której założenia dotyczące efektów indywidualnych stają się, rzecz jasna, bezprzedmiotowe. W przytaczanej tablicy A.4 zamieszczono tym samym wyniki oszacowań modelu FMA1 według specyfikacji (14). Warto zauważyć, że różnice w oszacowaniach parametrów między modelami według specyfikacji (14) i (3) w żadnym wypadku nie pojawiały się wcześniej niż na czwartym miejscu po przecinku.

²⁹ Jednocześnie należy dodać, że w uzyskanej w ten sposób specyfikacji nie wszystkie zmienne opisane na początku sekcji zachowały swoją istotność statystyczną. Jedną z przyczyn takiego zjawiska jest wiążąca je silna współliniowość, która nie stanowiła problemu przy procedurze uśredniania bayesowskiego, ponieważ celowo do pojedynczych modeli nie wprowadzano zmiennych silnie wzajemnie powiązanych, aby uniknąć zniekształcenia oszacowań parametrów na skutek właśnie współliniowości. Jednakże konstrukcja pojedynczego modelu nie rozwiązuje tego problemu. Dlatego też jakkolwiek do celów prognostycznych wykorzystany został model FMA1, który skonstruowano w zgodzie z ideą podejścia FMA. W Aneksie 2 prezentujemy dodatkowo skonstruowane specyfikacje FMA2 i FMA3, ideę ich utworzenia oraz podstawowe własności. Od strony statystycznej należy jednak stwierdzić, że w nieznacznym stopniu ustępują one specyfikacji FMA1.

Obserwacja wyników podanych w tablicy A.5 oraz na wykresie A.1 pozwala na bardzo wysoką ocenę modelu FMA1 w kontekście jego możliwości prognostycznych. Wskaźniki trafności prognoz (zarówno przy przewidywaniu występowania bańki cenowej, jej braku, jak i łączny odsetek trafnych prognoz) są bardzo wysokie, zaś mierzona przy wykorzystaniu AUC moc dyskryminacyjna sugeruje, że omawiany model jest dobrym narzędziem umożliwiającym przewidywanie występowania baniek cenowych. Należy jednak zauważyć, że wyniki te uzyskano w formie prognoz wewnątrz próbkowych, co w oczywisty sposób upraszcza maksymalizację „jakości wyników” i poddaje w wątpliwość rezultaty, które zostałyby uzyskane poza próbą. Dla uniknięcia wątpliwości, przeprowadzono dodatkową, standardową procedurę weryfikacyjną z wykorzystaniem próby odłożonej. Do tego celu dokonano reestymacji modelu ze zmiennymi ze specyfikacji FMA1 na podstawie danych z lat 1980-2005, zaś prognozy wyznaczono na pozostały okres 2006-2012. Naturalnie estymacja modelu na próbie ograniczonej ma sens w kategoriach jego przydatności do celów prognostycznych i ma za zadanie uniknięcie sytuacji, w której dana specyfikacja oceniana jest nadmiernie optymistycznie przez pryzmat jej dopasowania do próby, na podstawie której była szacowana. Wyniki tej analizy pokazane są w tablicy A.6 oraz na wykresie A.2. Jakkolwiek wartość AUC uległa nieznacznemu obniżeniu, zaś trafność prognoz spadła, ogólny wskaźnik na poziomie ponad 84% nadal wydaje się satysfakcjonujący, stąd w opinii autorów zasadne jest wykorzystanie modelu opartego na pełnej próbie do prognozowania występowania baniek cenowych na przyszłość.

Jedną z kluczowych przyczyn uzyskania wysokiej jakości prognoz jest uwzględnienie w opracowanym modelu typu EWS dla baniek cenowych na rynku mieszkaniowym zmiennych instytucjonalnych i społeczno-kulturowych. Aby uzasadnić głębiej ten wniosek dodatkowo sformułowano benchmarkowy model FMA0. Został on oszacowany wyłącznie z wykorzystaniem istotnych statystycznie determinant baniek cenowych *jedynie* z grupy czynników ekonomicznych i demograficznych (por. Tablice A.9 – A.11, wykres A.4 – A.5). Okazuje się, że model FMA0, który nie

uwzględnia zmiennych instytucjonalnych i społeczno-kulturowych charakteryzuje się znacząco gorszymi statystykami zarówno przy analizie trafności prognozach *ex post*, jak i *ex ante*. Zgodnie z wynikami przedstawionymi w Tablicy A.10. na podstawie modelu FMA0 oszacowanego na pełnej próbie trafnie określono 82,85% wszystkich obserwacji – to o 14,22 p.p. gorszy wynik niż dla modelu FMA1, uwzględniającego wszystkie regresory zidentyfikowane jako istotne determinanty baniek cenowych (ekonomiczne, demograficzne, instytucjonalne i społeczno-kulturowe). Nieco mniejsze różnice występują, jeżeli weźmie się pod uwagę jakość prognoz *ex ante* – trafność modelu FMA0 na próbie 2006-2012 wynosi 76,80% (por. Tablica A.11.) wobec 84,13% w przypadku modelu FMA1. Graficzne porównanie jakości prognostycznych modelu FMA1 z modelem FMA0 pokazuje wykres A.7., na którym przedstawiono implikowane prawdopodobieństwo występowania bańki cenowej na tle faktycznie zidentyfikowanych okresów narastania baniek cenowych³⁰. Nietrudno zauważyć przewagę modeli uwzględniających zmienne instytucjonalne i społeczno-kulturowe nad modelem, w którym zostały one pominięte.

Na koniec warto dodać, że otrzymane wyniki badań jakości prognoz – zarówno *ex ante* jak i *ex post* – na podstawie analizowanego modelu są istotnie lepsze od statystyk uzyskanych dla wszystkich zaprezentowanych do tej pory w literaturze modeli. W porównaniu do opartego na tej samej definicji bańki cenowej modelu Czerniaka (2014) jakość prognoz mierzona statystyką KS³¹ jest w przypadku naszego modelu ponad dwukrotnie lepsza (0,93 wobec 0,45)³². Podobnie statystyki KS dla modeli typu EWS opisanych w sekcji 1., chociaż oparte na różnych innych definicjach baniek cenowych, są także istotnie niższe i kształtują się na poziomie 0,3-0,5. Ponadto na uwagę zasługuje też zestawienie wyników naszego badania z wynikami analizy przeprowadzonej przez Bourassę et al. (2016), w której

³⁰ Dla kompletności, na wykresie tym przedstawiono również wyniki dla omówionego w Aneksie B modelu FMA3.

³¹ Różnica pomiędzy odsetkiem trafnie przewidzianych kwartałów występowania bańki cenowej a odsetkiem błędnie zaprognozowanych okresów występowania baniek cenowych.

³² Trzeba jednak wspomnieć, że model Czerniaka (2014) nie służył celom prognostycznym.

porównywano trafność prognoz na podstawie różnych typów modeli EWS. Żaden z nich nie uzyskał jednak wyniku powyżej 90% – dla prognoz *ex ante* trafność prognoz wynosiła między 66,7% dla modelu regresji wielorakiej a 83,7% dla modelu sygnalizacyjnego z relacją cen nieruchomości do wysokości czynszu, natomiast dla prognoz *ex post* wynosiła między 62,3% dla modelu sygnalizacyjnego z relacją cen czynszu umownego do rzeczywistego a 88,6% dla modelu sygnalizacyjnego z relacją cen nieruchomości do wysokości czynszu. Należy zaznaczyć, że współczynniki trafności prognoz nie są tu do końca wprost porównywalne, co wynika z różnic w sposobie definiowania zmiennej zależnej (a także rozważanej próby krajów i okresu), wciąż jednak wydaje się, że otrzymane wyniki można uznać za wysoce satysfakcjonujące.

Na koniec badania przeprowadzono proste oszacowanie ryzyka wystąpienia baniek cenowych na rynkach mieszkaniowych w 18 krajach OECD, na potrzeby którego wykorzystaliśmy najnowsze dane (za Q3 lub Q4 2015 r.³³) dla wszystkich zmiennych niezależnych w oparciu o model FMA1.

Z przedstawionych w Tablicy A.12. obliczeń wynika, że istnieje istotne ryzyko narastania bańki cenowej w większości krajów (prawdopodobieństwo powyżej 90%). Na razie nie ma natomiast ryzyka bańki cenowej w Stanach, Japonii i, co najciekawsze, w Kanadzie, gdzie tempo wzrostu cen w miastach zaczyna zbliżać się do granicznych wartości dla bańki cenowej (por. sekcja druga raportu). Wyniki te stanowią potwierdzenie obaw części ekonomistów o możliwym narastaniu nierównowag na rynkach mieszkaniowych w krajach wysoko rozwiniętych w związku z przedłużającym się okresem utrzymywania ultra niskich stóp procentowych. Nasza analiza wskazuje zatem, że jeżeli w najbliższych latach nie

³³ Tam gdzie dane te nie były dostępne dokonano prostej ekstrapolacji liniowej na podstawie danych za poprzednie lata.

zostaną podjęte działania ograniczające napływ kapitału na rynek nieruchomości, to istnieje istotne ryzyko powstania bańki cenowej w najbliższych latach³⁴.

Prezentowane w literaturze modele EWS z reguły wykorzystywane są do oceny, czy *bieżąca* dynamika cen nieruchomości może być uznana za powstawanie bańki cenowej. Wydaje się jednak interesującą także próba przewidzenia wystąpienia baniek na okres przyszły, przy czym horyzont prognozy nie może być z pewnością nadmiernie odległy. Aby tę próbę podjąć, dokonano reestymacji modelu ze zmiennymi uwzględnionymi w FMA1, dla wyprzedzającej o od 1 do 4 okresów kwartalnych (co jest, naturalnie, tożsame, z estymacją czterech dodatkowych równań, przy czym w każdym z nich występują te same zmienne objaśniające, opóźnione o, odpowiednio, 1, 2, 3 i 4 kwartały). Wraz ze wzrostem opóźnienia zmiennych niezależnych spadały właściwości prognostyczne modeli, ale istotność oszacowań parametrów zostawała w większości przypadków zbliżona. W takiej sytuacji wyznaczono także prognozy wyprzedzające ryzyka wystąpienia bańki cenowej w poszczególnych kwartałach 2016 r. Otrzymane wyniki wskazują, że wraz ze wzrostem opóźnienia modele stają się mniej wrażliwe na wahania zmiennych objaśniających, co powoduje zmniejszenie skrajnych wyników (0% i 100%) w ramach oszacowań prawdopodobieństw (por. tablica A.12.). W większości wypadków wnioski z oszacowań były spójne z tymi uzyskanymi na podstawie modeli bez opóźnień i nie różniły się od nich jakościowo. Trzeba jednak podkreślić, że takie podejście może być uznane za cel dodatkowy a nie podstawowy, którym w przypadku modeli EWS jest ocena bieżąca sytuacji na rynku.

³⁴ W Wielkiej Brytanii mówi się już nawet o ryzyku pęknięcia bańki cenowej w najbliższych miesiącach (Evans 2016).

Podsumowanie

Skonstruowany model ekonometryczny uwzględniający szereg zmiennych makroekonomicznych, demograficznych, instytucjonalnych i społeczno-kulturowych ma bardzo dobre właściwości prognostyczne, dużo lepsze niż opisywane dotychczas w literaturze modele typu EWS, w tym też modele sygnalizacyjne uznawane dotychczas za najlepsze predyktory nierównowag na rynku mieszkaniowym. Dodatkową przewagą zastosowanego w analizie podejścia, wynikającego z przyjętej definicji bańki cenowej, jest możliwość wczesnego ostrzegania przed ryzykiem powstania nierównowagi, nawet na etapie, kiedy wzrost cen nieruchomości napędzają głównie czynniki o charakterze fundamentalnym. Dzięki temu, stworzony w ramach niniejszego badania model, może pełnić ważną rolę w przeciwdziałaniu powstawania baniek cenowych na rynku mieszkaniowym. Jeżeli bowiem udaje się przewidzieć ryzyko wystąpienia nierównowagi z wysokim prawdopodobieństwem jeszcze zanim inwestorzy zaczną zachowywać się irracjonalnie, to skuteczność narzędzi polityki gospodarczej będzie wyższa, a koszty ewentualnego schładzania rynku mieszkaniowego niższe. Co więcej, podejście oparte na analizie determinant baniek cenowych umożliwia – w przeciwieństwie do sygnalizacyjnych modeli typu EWS – wskazanie, które czynniki generują obecnie największe ryzyko powstania bańki cenowej. W rezultacie polityka gospodarcza może się skupić na przeciwdziałaniu przyczynom narastania nierównowagi na rynku mieszkaniowym zamiast oddziaływać na całość rynku nieruchomości.

Bibliografia

- Abiad A., Detragiache E., Tressel T., (2008), A New Database of Financial Reforms, IMF Working Paper, nr WP/08/266. <http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.cfm?sk=22485.0>.
- Abolafia M. Y., (2010b), The Institutional Embeddedness of Market Failure: Why Speculative Bubbles Still Occur, [w:] Lounsbury M., Hirsch P. M. (red.) *Markets on Trial: The Economics Sociology of the U.S. Financial Crisis. Research in the Sociology of Organizations vol. 30*, Emerald Group Publishing Limited, Bingley, ss. 479-502.
- Abraham J. M., Hendershott P. H., (1996), Bubbles in Metropolitan Housing Markets, *Journal of Housing Research*, tom 7, nr 2, ss. 191-207.
- Adalid R., Detken C., (2007), Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles, *Working Paper Series*, nr 732.
- Agnello L., Schuknecht L., (2009), Booms and busts in housing markets. Determinants and implications, *ECB Working Paper Series*, nr 1071.
- Ahrend R., Cournéde B., Price R., (2008), Monetary policy, market excesses and financial turmoil, *Economics Department Working Paper*, nr 597.
- Akerlof G. A., Shiller R. J., (2009), *Animal Spirits. How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism*, Princeton University Press, Oxford.
- Alessi L., Detken C., (2009), "Real time" early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles. A role for global liquidity, *ECB Working Paper Series*, nr 1039.
- Altunbas Y., Gambacorta L., Marqués-Ibáñez D., (2010), Does Monetary Policy Affect Bank Risk-Taking?, *Working Paper Series*, nr 1166.
- Anderhub V., Güth W., Gneezy U., Sonsino D., (2001), On the Interaction of Risk and Time Preferences: An Experimental Study, *German Economic Review*, tom 2, nr 3, ss. 239-53.

-
- André C., (2010), A Bird's Eye View of OECD Housing Markets, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 746.
- Andrews D., (2010), Real House Prices in OECD Countries, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 831.
- Antipa P., Lecat R., (2009), The "housing bubble" and financial factors: Insights from a structural model of the French and Spanish residential markets, *Document de Travail*, nr 267.
- Arestis P., González A. R., (2013), Modeling the housing market in OECD countries, *Levy Economic Institute working paper*, nr 764.
- Aspers P., Beckert J., (2011), Value in Markets, [w:] Beckert J., Aspers P. (red.) *The Worth of Goods: Valuation and Pricing in the Economy*, Oxford University Press, Oxford, ss. 3-40.
- Ayuso J., Blanco R., Restoy F., (2006), House Prices and Real Interest Rates in Spain, *Documentos Coasionales*, nr 0608.
- Barrell R., Sefton J., (1995), Output Gaps. Some evidence from the UK, France and Germany, *National Institute Economic Review*, tom 151, nr 1, ss. 65-73.
- Berg A., Coke R. N., (2004), Autocorrelation-corrected standard errors in panel probits: An application to currency crisis prediction, *IMF Working Paper*, nr WP/04/39.
- Bernanke B. S., Gertler M., (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *NBER Working Paper Series*, nr 5146.
- Bernanke B. S., Gertler M., Gilchrist S., (1996), The Financial Accelerator and the Flight to Quality, *The Review of Economics and Statistics*, tom 78, nr 1, ss. 1-15.
- Bongaarts J., (2001), Household size and composition in the dveloping world in the 1990s, *Population Studies*, tom 55, nr 3, ss. 263-79.
- Borgy V., Clerc L., Renne J.-P., (2009), Asset-price boom-bust cycles and credit: what is the scope of macroprudential regulation, *Document de Travail*, nr 263.

- Bourassa S. C., Hoesli M., Oikarinen E., (2016), Measuring House Price Bubbles, *Real Estate Economics*, s. in print.
- Bourdieu P., (2006), *The Social Structures of the Economy*, Polity Press, Cambridge.
- Bry G., Boschan C., (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, Columbia University Press, New York.
- Bryx M., (2007), *Rynek nieruchomości - system i funkcjonowanie*, poltext, Warszawa.
- Bunda I., Ca'Zorzi M., (2010), Signals from housing and lending booms, *Emerging Markets Review*, tom 11, nr 1, ss. 1-20.
- Caldera Sánchez A., Andrews D., (2011), To Move or not to Move: What Drives Residential Mobility Rates in the OECD?, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 846.
- Caldera Sánchez A., Johansson Å., (2011), The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries, *OECD Economic Department Working Papers*, nr 837.
- Calmfors L. et al., (2005), House Prices in Europe, [w:] *EEAG Report on the European Economy*, CESifo Group Munich, Munich, ss. 102-12.
- Cardarelli R., Monacelli T., Rebucci A., Sala L., (2009), Housing Finance, Housing Shocks and the Business Cycle: Evidence From OECD Countries, [w:] *Preliminary version*, 2009.
- Case K. E., Quigley J. M., Shiller R. J., (2005), Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus The Housing Market, *Program on Housing and Urban Policy Working Paper Series*, nr W01-004.
- Case K. E., Shiller R. J., (1990), Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market, *NBER Working Paper Series*, nr 3368.
- Case K. E., Shiller R. J., (2003), Is There a Bubble in the Housing Market?, *Brooking Papers on Economic Activity*, tom 2003, nr 2, ss. 299-342.

-
- Catte P., Girouard N., Price R., André C., (2004), Housing Markets, Wealth and the Business Cycle, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 394.
- Chang E. C., Asakawa K., Sanna L. J., (2001), Cultural Variations in Optimistic and Pessimistic Bias: Do Easterners Really Expect the Worst and Westerners Really Expect the Best When Predicting Future Life Events?, *Journal of Personality and Social Psychology*, tom 81, nr 3, ss. 476-91.
- Chui M., Gai P., (2005), *Private Sector Involvement and International Financial Crises: An Analytical Perspective*, Oxford Scholarship Online,
- Coleman A., Landon-Lane J., (2007), Housing Markets and Migration in New Zealand, 1962-2006, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series*, nr DP2007/12.
- Conefrey T., Gerald J. F., (2009), Managing housing bubbles in regional economies under EMU: Ireland and Spain, *ESRI working paper*, nr 315.
- Crespo Cuaresma J. C., (2010), Can Emerging Asset Price Bubbles be Detected?, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 772.
- Czerniak A., (2014), *Wpływ cech społeczno-kulturowych społeczeństw na powstawanie baniek cenowych na rynku mieszkaniowym*, Rozprawa doktorska (PhD dissertation), Warszawa.
- Davey M., (2011), Mortgage equity withdrawal and consumption, *Bank of England Quarterly Bulletin*, ss. 100-03.
- Davis E. P., Fic T., Karim D., (2011), Housing Market Dynamics and Macroprudential Tools, *Economic and Finance Working Paper Series*, nr 11-07.
- de Serres A., Kobayakawa S., Sløk T., Vartia L., (2006), Regulation of financial systems and economic growth in OECD countries: An empirical analysis, *OECD Economic Studies*, tom 2006, nr 2, ss. 77-113.
- Detken C., Smets F., (2004), Asset price booms and monetary policy, *ECB Working Paper Series*, nr 364.

- DiPasquale D., (1999), Why Don't We Know More About Housing Supply?, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, tom 18, nr 1, ss. 9-23.
- DiPasquale D., Wheaton W. C., (1994), Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices, *Journal of Urban Economics*, tom 35, nr 1, ss. 1-27.
- Dreger C., Kholodin K. A., (2011), An early warning system to predict the house price bubbles, *DIW Berlin Discussion Papers*, nr 1142.
- European Central Bank, (2003), *Structural Factors in the EU Housing Markets*, European Central Bank.
- European Central Bank, (2010), Asset Price Bubbles and Monetary Policy Revisited, *Monthly Bulletin*, ss. 71-83.
- Fernández-Kranz D., Hon M. T., (2006), A Cross-Section Analysis of the Income Elasticity of Housing Demand in Spain: Is There a Real Estate Bubble?, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, tom 32, nr 4, ss. 449-70.
- Fischer R., Chalmers A., (2008), Is optimism universal? A meta-analytical investigation of optimism levels across 22 nations, *Personality and Individual Differences*, tom 45, nr 5, ss. 378-82.
- Fisher R. A., (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver and Boid, Edinburgh
- Frederick S., Loewenstein G., O'Donoghue T., (2002), Time Discounting and Time Preference: A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, tom 40, nr 2, ss. 351-401.
- Gärling T., Kirchler E., Lewis A., van Raaij F., (2009), Psychology, Financial Decision Making and Financial Crisis, *Psychological Science in the Public Interest*, tom 10, nr 1, ss. 1-47.
- Garriga C., (2010), The Role of Construction in the Housing Boom and Bust in Spain, *Documento de Trabajo fedea*, nr 2010-09.

-
- Gell A., (1992), *The Anthropology of Time: Cultural Constructions of Temporal Maps and Images*, Berg Publishers, Oxford.
- Gerdesmeier D., Reimers H.-E., Roffia B., (2011), Early Warning Indicators for Asset Price Booms, *Review of Economics & Finance*.
- Girouard N., Kennedy M., Andre C., (2006), Has the Rise in Debt Made Households More Vulnerable?, *OECD Economic Department Working Paper*, nr 535.
- Girouard N., Kennedy M., van den Noord P., André C., (2006), Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 475.
- Glaeser E. L., Gyourko J., (2002), The Impact of zoning on housing affordability, *NBER Working Paper*, nr 8835.
- Glaeser E. L., Gyourko J., Saiz A., (2008), Housing Supply and Housing Bubbles, *Journal of Urban Economics*, tom 64, nr 2, ss. 198-217.
- Gonzalez L., Ortega F., (2009), Immigration and Housing Booms: Evidence from Spain, *IZA Discussion Paper*, nr 4333.
- Gruszczyński M. (red.), (2012), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, wyd. II rozszerzone, Oficyna wydawnicza Wolter Kluwer business, Warszawa.
- Heine S. J., Lehman D. R., (1995), Cultural Variation in Unrealistic Optimism: Does the West Feel More Invulnerable Than the East?, *Journal of Personality and Social Psychology*, tom 68, nr 4, ss. 595-607.
- Helfrich H., (1996), *Time and Mind*, Hogrefe & Huber, Seattle.
- Herring R., Wachter S., (2005), Bubbles in Real Estate Markets, [w:] Hunter W. C., Kaufman G. G., Pomerleano M. (red.) *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary Policy, Regulatory, and International Policies*, The MIT Press, Cambridge, ss. 217-29.

- Himmelberg C., Mayer C., Sinai T., (2005), *Assesing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperceptions*, Staff Report no. 218, New York: Federal Reserve Bank of New York.
- Hoeller P., Rae D., (2007), *Housing Markets and Adjustment in Monetary Union*, *OECD Economic Department Working Papers*, nr 550.
- Hofstede G., (2001), *Culture's Consequences. Second Edition. Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations Across Nations*, Sage Publications, Thousand Oaks.
- Hofstede G., Hofstede G. J., (2007), *Kultury i organizacje. Zaprogramowanie umysłu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- House R. J. et al. (red.), (2004), *Culture, Leadership, and Organizations. The GLOBE Study of 62 Societies*, SAGE Publications, Thousand Oaks.
- Ho Y.-F., Wang H.-L., Liu C.-C., (2012), *System Dynamics and Genetic Artificial Netowrk Models for the Monitoring and Early Warning of Urban Housing Market*, [w:] *Proceedings of the 30th International Conference of the System Dynamics Society*, St. Gallen, Switzerland, 2012.
- Hsee C. K., Weber E. U., (1999), *Cross-National Differences in Risk Preference and Lay Predictions*, *Journal of Behavioral Decision Making*, tom 12, nr 2, ss. 165-79.
- Hsiao C., (2004), *Analysis of Panel Data*, wyd. Second Edition, Cambridge University Press, New York.
- IMF, (2009), *Spain: Selected Issues*, Country Report No. 09/129, Washington: International Monetary Fund.
- Inglehart R., (2008), *Changing Values among Western Publics from 1970 to 2006*, *West European Politics*, tom 31, nr 1-2, ss. 130-46.
- Kaklauskas A. et al., (2015), *Crisis Thermometer for housing market recommendations*, *Land Use Policy*, tom 48, nr , ss. 25-37.

-
- Kashyap R. L., (1982), Optimal choice of AR and MA parts in autoregressive moving average models , *Pattern Analysis and Machine Intelligence, IEEE Transactions on*, tom 2, nr , ss. 99-104.
- Kemeny J., (1981), *The Myth of Homeownership: Private versus public choices in housing tenure*, Routledge & Kegan Paul Ltd., London.
- Keynes J. M., (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London.
- Kindleberger C. P., Aliber R. Z., (2005), *Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises*, wyd. piąte, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken.
- Kluckhohn F. R., Strodtbeck F. L., (1961), *Variations in value orientations*, Row, Peterson, Evanston.
- Klyuev V., (2008), What Goes Up Must Come Down? House Price Dynamics in the United States, *IMF Working Paper*, nr WP/08/187.
- Lambkin M., Foxall G., van Raaij F., Benoit H. (red.), (2001), *Zachowanie konsumenta. Koncepcje i badania europejskie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Lind H., (2009), Price bubbles in housing markets, *International Journal of Housing Markets and Analysis*, tom 2, nr 1, ss. 78-90.
- Ludwig A., Sløk T., (2004), The relationship between stock prices, house prices and consumption in OECD countries, *Mannheim Research Institute Discussion Paper Series*, nr 44-2004.
- Łaszek J., Augustyniak H., Widłak M., (2009), Euro a ryzyko bąbli na rynku nieruchomości mieszkaniowych, *Materiały i Studia NBP*, nr Zeszyt nr 238.
- Mahajna A., Benzion U., Bogaire R., Shavit T., (2008), Subjective discount rates among Israeli Arabs and Israeli Jews, *The Journal of Socio-Economics*, tom 37, nr 6, ss. 2513-22.

- Mankiw N. G., Weil D. N., (1989), The Baby Boom, The Baby Bust, and The Housing Market, *Regional Science and Urban Economics*, nr 19, ss. 235-58.
- Markowitz H. M., (1959), *Portfolio Selection*, Wiley, New York.
- Meen G., (2001), Empirical Findings from National Housing Models, *Modelling Spatial Housing Markets. Advances in Urban and Regional Economics*, tom 2, nr , ss. 125-58.
- Minsky H. P., (1992), The Financial Instability Hypothesis, *The Jerome Levy Economics Institute of Bard College Working Paper Series*, nr 74.
- Mishkin F. S., (2007), Housing and the Monetary Transmission Mechanism, *NBER Working Paper*, nr 13518.
- Moral-Benito E., (2012), Model Averaging in Economics: An Overview, *Banco de Espana, Working Paper*, <http://www.moralbenito.com/papers/maecon.pdf>
- Mosteller F., Bush R.R., (1954), *Selected quantitative techniques*, w: *Handbook of Social Psychology*, Vol. 1 (red. G.Lindzey), Addison-Wesley, Cambridge, Mass, ss. 289–334.
- Muellbauer J., Murphy A., (1997), Booms and Busts in the UK Housing Market, *The Economic Journal*, tom 107, nr 445, ss. 1701-27.
- Neuman S. P., (2003), *Maximum likelihood Bayesian averaging of alternative conceptual-mathematical models*, stochastic environmental research and risk assessment 17(5), ss. 291-305.
- Nishimura K., (2012), How to detect and respond to property bubbles: Challenges for policy-makers, [w:] *Remarks at the Reserve Bank of Australia-BIS Research Conference "Property Markets and Financial Stability"*, Sydney, 21 sierpień 2012, Bank of Japan.
- Nneji O., Brooks C., Ward C., (2013), House Price Dynamics and Their Reaction to Macroeconomic Changes, *Economic Modelling*, tom 32, nr 2, ss. 172-78.
- Peterson R. L., (2007), *Inside the Investor's Brain: The Power of Mind Over Money*, John Wiley & Sons, Hoboken.

-
- Poterba J. M., (1984), Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach, *The Quarterly Journal of Economics*, tom 99, nr 4, ss. 729-52.
- Próchniak M., Witkowski B., (2012), Real Economic Convergence and the Impact of Monetary Policy on Economic Growth of the EU Countries: The Analysis of Time Stability and the Identification of Major Turning Points Based on the Bayesian Methods, *National Bank of Poland working paper*, nr 137.
- Puri M., Robinson D., (2005), Optimism and Economic Choice, *NBER Working Paper Series*, nr 11361.
- Rae D., van den Noord P., (2006), Ireland's Housing Boom. What has driven it and have prices overshot?, *OECD Economic Department Working Papers*, nr 492.
- Rajan R. G., (2010), *Fault Lines. How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press, Princeton.
- Rona-Tas A., Hiss S., (2011), Forecasting as Valuation: The Role of Ratings and Predictions in the Subprime Mortgage Crisis in the United States, [w:] Beckert J., Aspers P. (red.) *The Worth of Goods: Valuation and Pricing in the Economy*, Oxford University Press, Oxford, ss. 223-46.
- Rose J. P., Endo Y., Windschitl P. D., Suls J., (2008), Cultural Differences in Unrealistic Optimism and Pessimism: The Role of Egocentrism and Direct Versus Indirect Comparison Measures, *Personality and Social Psychology Bulletin*, tom 34, nr 9, ss. 1236-48.
- Rousová L., van den Noord P., (2011), Predicting Peaks and Troughs in Real House Prices, *OECD Economics Department Working Papers*, nr 882.
- Saiz A., (2006), Immigration and Housing Rents in American Cities, *IZA Discussion Paper Series*, nr 2189.
- Sá F., Wieladek T., (2010), Monetary policy, capital inflows and the housing boom, *Working Paper*.

- Schwartz M. H., Seabrooke L., (2009), *The Politics of Housing Booms and Busts*, Palgrave Macmillan, Basingstoke.
- Sharma D., Alford B. L., Bhuian S. N., Pelton L. E., (2009), A higher-order model of risk propensity, *Journal of Business Research*, tom 62, nr 7, ss. 741-44.
- Shiller R. J., (2009), *Irrational Exuberance*, wyd. Second Edition, Broadway Books, New York.
- Shiratsuka S., (2003), The asset price bubble in Japan in the 1980s: lessons for financial and macroeconomic stability, *BIS Papers*, nr 21, ss. 42-62.
- Soman D., Cheema A., (2002), The Effect of Credit on Spending Decisions: The Role of the Credit Limit and Credibility, *Marketing Science*, tom 21, nr 1, ss. 32-53.
- Sowell T., (2010), *The Housing Boom and Bust*, wyd. Revised Edition, Basic Books, New York.
- Stouffer S.A., Suchman E.A., DeVinney L.C., Star, S.A., Williams R.M. Jr., (1949), *The American Soldier*, Vol. 1: Adjustment during Army Life. *Princeton University Press*, Princeton
- Svirydzenka K., (2016), Introducing a New Broad-based Index of Financial Development, *IMF Working Paper*, nr 16/5.
- Swedberg R., (2010), The Structure of Confidence and the Collapse of Lehman Brothers, [w:] Lounsbury M., Hirsch P. M. (red.) *Markets on Trial: The Economics Sociology of the U.S. Financial Crisis. Research in the Sociology of Organizations vol. 30*, Emerald Group Publishing Limited, Bingley, ss. 69-112.
- Sykes M. L., Schnusenberg O., (2011), Predicting Herding Behavior Using Hofstede's Cultural Dimensions, *Journal of Business and Economics*, tom 2, nr 2, ss. 436-46.
- Taleb N. N., (2010), *The Black Swan: The Impact of the Highly Improbable*, wyd. Second edition, Random House Trade Paperbacks, New York.

-
- Taylor J. B., (1993), Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, tom 39, nr 1, ss. 195-214.
- Taylor J. B., (2010), *Zrozumieć kryzys finansowy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Topel R., Rosen S., (1988), Housing Investment in the United States, *Journal of Political Economy*, tom 96, nr 4, ss. 718-40.
- van den Berg J., Candelon B., Urbain J.-P., (2008), A cautious note on the use of panel models to predict financial crises, *Economics Letters*, tom 101, nr 1, ss. 80-83.
- van Praag B. M.S., Booij A. S., (2003), Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach, *CESifo Working Paper*, nr 923.
- Wang X. T., Kruger D. J., Wilke A., (2009), Life history variables and risk-taking propensity, *Evolution and Human Behavior*, tom 30, nr 2, ss. 77-84.
- Weber E. U., Hsee C., (1998), Cross-cultural Differences in Risk Perception, but Corss-cultural Similarities in Attitudes Towards Perceived Risk, *Managment Science*, tom 44, nr 9, ss. 1205-17.
- Whitlock M., (2005), Combining probability from independent tests: the weighted Z-method is superior to Fisher's approach, *Journal of Evolutionary Biology*, vol. 18, issue 5, ss. 1368-1373
- Winer D., Fuerst F., (2014), Bubble trouble: An analysis of house prices dynamics in Israel, *Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2507307>*, 8 October.
- World Bank Group, (2016), *Doing Business 2016. Measuring Regulatory Quality and Efficiency. Comparing Business Regulation for Domestic Firms in 189 Economies*, Washington: The World Bank.
- Ye M., Neuman S. P., Meyer P. D., (2004), Maximum likelihood Bayesian averaging of spatial variability models in unsaturated fractured tuff, *Water Resources Research*, tom 40, nr 5, ss. 1-17.

Zaleśkiewicz T., (2001), Beyond Risk Seeking and Risk Aversion: Personality and the Dual Nature of Economic Risk Taking, *European Journal of Personality*, ss. 105-22.

Zaleśkiewicz T., (2011), *Psychologia Ekonomiczna*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

ANEKS 1 – Tablice i wykresy

Tablica A.1. Zmienne wykorzystane w badaniu

Nazwa zmiennej	opis	jednostka	Źródło danych
Zmienna zależna			
hpb	Okres wystąpienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym	zmienna binarna	obliczenia własne
Inicjatory			
pop_pcy	tempo przyrostu populacji	% r/r	OECD
pop_2034_pcy	tempo przyrostu populacji w wieku 20-34	% r/r	OECD
pop_mi_stock_pcy	tempo przyrostu liczby migrantów	% r/r	WDI
pop_urb_pcy	tempo przyrostu populacji miejskiej	% r/r	OECD/WDI
pop_mi_s	napływ migrantów w relacji do populacji	%	OECD/WDI
hh_pcy	tempo przyrostu liczby gospodarstw domowych	% r/r	różne
bfperiod	czas od ostatniego pęknięcia bańki cenowej	kwartały	obliczenia własne
hp_r_pcy	realne tempo wzrostu cen mieszkań	% r/r	OECD
cpi_mavd	zmiana średniej 5-letniej stopy inflacji	p.p.	obliczenia własne/OECD
gdp_r_pcy	realne tempo wzrostu PKB	% r/r	OECD
taylor_g	odchylenie krótkoterminowej stopy procentowej od stopy procentowej zgodnej z regułą Taylora	p.p.	obliczenia własne
output_gap	luka popytowa	p.p.	OECD
interest_st	3-miesięczna stopa procentowa na rynku międzybankowym	%	OECD
credit_gdp_d	roczna zmiana relacji kredytów do PKB	p.p.	GFFD
Katalizatory - zmienne w czasie			
ooh	odsetek nieruchomości mieszkaniowych użytkowanych przez właściciela	%	różne
pop_2034_s	udział populacji w wieku 20-34	%	OECD
pop_urb_s	udział populacji miejskiej	%	OECD/WDI
pop_mi_stock_s	udział migrantów w całości populacji	%	WDI
div_rate	stopa rozwodów	pkt.	różne
fd	financial development index (FDI)	pkt.	IMF
fi	FDI: financial institutions	pkt.	IMF
fia	FDI: financial institutions - access	pkt.	IMF
fid	FDI: financial institutions - depth	pkt.	IMF
fie	FDI: financial institutions - efficiency	pkt.	IMF
fm	FDI: financial markets	pkt.	IMF
fma	FDI: financial markets - access	pkt.	IMF
fmd	FDI: financial markets - depth	pkt.	IMF

Nazwa zmiennej	opis	jednostka	Źródło danych
fme	FDI: financial markets - efficiency	pkt.	IMF
fertility	współczynnik dzietności	pkt.	różne
gini	współczynnik giniego	pkt.	WIID
hh_size	średnia liczba osób w gospodarstwie domowym	szt.	różne
credit_gdp	relacja kredytów do PKB	%	GFFD
leverage	relacja kredytów do depozytów bankowych	%	GFFD/Bank Anglii
Katalizatory - stałe w czasie			
familiy_import	odsetek respondentów deklarujących, że rodzina jest bardzo ważna	%	WVS/EVS99
family_livin_age	przeciętny wiek osób mieszkających z rodzicami	lata	WVS/EVS-różne lata
family_livin_s	odsetek respondentów mieszkający z rodzicami	%	WVS/EVS-różne lata
bank_reg_serres	restrykcyjność regulacji sektora bankowego	pkt.	de Serres et al. 2006
IDV	wskaźnik kultury narodowej: indywidualizm	pkt.	Hofstede 2001
LTO	wskaźnik kultury narodowej: orientacja długoterminowa	pkt.	Hofstede 2001
MSC	wskaźnik kultury narodowej: wartości męskie	pkt.	Hofstede 2001
PDI	wskaźnik kultury narodowej: delegowanie obowiązków	pkt.	Hofstede 2001
UAI	wskaźnik kultury narodowej: unikanie niepewności	pkt.	Hofstede 2001
aps_avg	stopa oszczędności (średnia 1970-2009)	% PKB	WDI
constr_perm_cost	Doing Business 2016 (DB): Dealing with Construction Permits - Cost	% dochodu per capita	World Bank
constr_perm_days	DB: Dealing with Construction Permits - Time (days)	dni	World Bank
constr_perm_proc	DB: Dealing with Construction Permits - Procedures (number)	szt.	World Bank
constr_perm_rank	DB: Dealing with Construction Permits - Rank		World Bank
credit_gdp_2004	Wartość udzielonych kredytów hipotecznych (2004)	% PKB	różne
enf_contr_cost	DB: Enforcing Contracts - Cost	% of claim	World Bank
enf_contr_days	DB: Enforcing Contracts - Time	dni	World Bank
enf_contr_proc	DB: Enforcing Contracts - Procedures	szt.	World Bank
enf_contr_rank	DB: Enforcing Contracts - Rank		World Bank
fse_adj_const	oczekiwana sytuacja finansowa gospodarstwa domowego z badania	pkt.	obliczenia własne

Nazwa zmiennej	opis	jednostka	Źródło danych
	koniunktury (skorygowane; średnia)		
fse_const	oczekiwana sytuacja finansowa g.d. (średnia)	pkt.	Eurostat, krajowe urzędy statystyczne
hardwork	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem: Hard work brings success	%	EVS1990/WVS1994-1999
hew_i	Home Equity Withdrawal index	pkt.	Cardarelli et al 2009
thrift_c	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że dzieci należy uczyć oszczędności	%	WVS/EVS-różne lata
trans_costs	Koszty transakcyjne zakupu mieszkania	% wartości	OECD
trust_civserv	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że można zaufać: pracownikom służby cywilnej	%	WVS/EVS
trust_corpo	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że można zaufać: korporacjom	%	WVS/EVS
trust_gov	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że można zaufać: rządowi	%	WVS/EVS
trust_parliament	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że można zaufać: parlamentowi	%	WVS/EVS
trust_people	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że można zaufać: innym ludziom	%	WVS/EVS
vrn_s_i	odsetek kredytów o zmiennej stopi procentowej	%	EMF/różne
tax_subs	Ulgi podatkowe z tytułu rat kredytu hipotecznego (2009)	pp	OECD
property_rights	Wskaźnik ochrony praw własności	pkt.	
prot_inv_disc	DB: Protecting Investors - Extent of disclosure index (0-10)	pkt.	World Bank
prot_inv_liab	DB: Protecting Investors - Extent of director liability index (0-10)	pkt.	World Bank
prot_inv_rank	DB: Protecting Investors - Rank		World Bank
prot_inv_str	DB: Protecting Investors - Strength of investor protection index (0-10)	pkt.	World Bank
prot_inv_suits	DB: Protecting Investors - Ease of shareholder suits index (0-10)	pkt.	World Bank
reg_prop_cost	DB: Registering Property - Cost	% of property value	World Bank
reg_prop_days	DB: Registering Property - Time	dni	World Bank
reg_prop_proc	DB: Registering Property - Procedures	szt.	World Bank
reg_prop_rank	DB: Registering Property - Rank		World Bank
reg_rent	Restrykcyjność regulacji dot. wysokości	pkt.	OECD

Nazwa zmiennej	opis	jednostka	Źródło danych
	czynszu		
reg_tenure	Restrykcyjność regulacji dot. relacji między najemcą i wynajmującym	pkt.	OECD
supply_elast	Szacowana cenowa elastyczność podaży		Caldera Sánchez, Johansson 2011
pop_dens	Gęstość zaludnienia (2000)	szt./km2	WDI
inf_vol	Wskaźnik zmienność inflacji		Cardarelli et al 2009
inglehart_m	Indeks materializmu Ingleharta (średnia 1999-2007)	pkt.	WVS/EVS
job_import	Odsetek osób zgadzających się z twierdzeniem, że praca jest ważna w życiu (średnia z dostępnych wyników)	%	WVS/EVS
ltv_avg	Średnia wskaźnik LTV	%	OECD/EMF/Schwartz, Seabrooke/różne
market_financing_i	Wskaźnik znaczenia finansowania rynkowego	pkt.	Cardarelli et al 2009
mmi	Money Market Index	pkt.	Cardarelli et al 2009
mort_term	Średni termin zapadalności kredytów hipotecznych	lata	Cardarelli et al 2009
Zmienne interakcyjne			
tg_ooh	= taylor_g*ooh		
tg_hh	= taylor_g*hh_size		
tg_fd	= taylor_g*fd		
tg_fi	= taylor_g*fi		
tg_fm	= taylor_g*fm		
tg_fia	= taylor_g*fia		
tg_fid	= taylor_g*fid		
tg_fie	= taylor_g*fie		
tg_fma	= taylor_g*fma		
tg_fmd	= taylor_g*fmd		
tg_fme	= taylor_g*fme		
tg_hardwork	= taylor_g*hardwork		
tg_thrift	= taylor_g*thrift_c		
tg_vrm	= taylor_g*vrms_i		
tg_hew	= taylor_g*hew_i		
tg_ltv	= taylor_g*ltv_avg		
tg_mmi	= taylor_g*mmi		
tg_mt	= taylor_g*mort_term		
hp_ooh	= hp_r_pcy*ooh		
hp_urb	= hp_r_pcy*pop_urb_s		
hp_idv	= hp_r_pcy*IDV		
hp_fse	= hp_r_pcy*fse_const		
hp_cfse	= hp_r_pcy*fse_adj_const		
hp_trust	= hp_r_pcy*trust_people		

Nazwa zmiennej	opis	jednostka	Źródło danych
hp_rr	= $hp_r_pcy * reg_rent$		
hp_rt	= $hp_r_pcy * reg_tenure$		
hp_supply	= $hp_r_pcy * supply_elast$		
bfperiod_lto	= $bfperiod * (100 - LTO)$		

Źródło: opracowanie własne

Tablica A.2. Wyniki uśredniania bayesowskiego dla modelu probitowego z efektami losowymi (3)

zmienna	oszacowanie	błąd standardowy	średnie p-value z testu t	uśrednione krańcowe przyrosty prawdopodobieństwa
l_hp_r_pcy	-0,088518251	0,02108221	0,0000	-0,032840271
l_credit_gdp_d	-0,00102446	0,006780345	0,8570	-0,000380075
taylor_g	0,167565026	0,179394252	0,0472	0,062166625
interest_st	0,019172902	0,022737386	0,3992	0,007113147
bfperiod	-0,070131944	0,013549147	0,0180	-0,026018951
div_rate	1,180943423	0,327820642	0,0399	0,43813001
fertility	0,741250426	0,529915545	0,2538	0,275003908
gdp_r_pcy	0,152526236	0,034543461	0,0000	0,056587234
cpi_mavd	-1,005834586	0,442546679	0,0636	-0,373164631
hh_size	2,15067225	0,374369777	0,0000	0,797899405
gini	34,36127557	5,108954536	0,0008	12,74803324
ooh	-0,184820475	0,01436837	0,0000	-0,068568396
leverage	0,002242004	0,001824209	0,2259	0,000831784
fd	-2,702423202	0,513100485	0,0000	-1,002599008
fi	-2,251327117	0,886756115	0,0134	-0,835242361
fm	1,540915026	0,648588273	0,0190	0,571679474
fma	3,444722626	0,703546253	0,0000	1,277992094
fmd	-1,423843384	0,656663663	0,0302	-0,528245895
fme	0,45042836	0,592191074	0,4470	0,167108922
fia	-4,320262326	0,668564743	0,0000	-1,602817323
fid	-0,473193798	0,995191654	0,6347	-0,175554899
fie	2,899707079	1,251337171	0,0208	1,075791326
credit_gdp	-0,013488566	0,002922237	0,0005	-0,005004258
PDI	0,284622914	0,058484103	0,0170	0,105595101
UAI	0,003327562	0,049571956	0,9478	0,001234526
IDV	-0,179961832	0,044116006	0,0250	-0,06676584
MSC	-0,035793273	0,014303161	0,0158	-0,013279304
LTO	0,204916454	0,129833973	0,1760	0,076024004
reg_rent	-3,71441714	0,803926276	0,0025	-1,378048759
reg_tenure	0,148636406	0,456025494	0,7261	0,055144107
family_livin_s	-14,30216387	16,84881783	0,3856	-5,306102794
family_livin_age	1,462794701	0,229473841	0,0056	0,542696834
family_import	14,04073535	21,30199581	0,4656	5,209112815
fse_adj_const	0,465685904	0,95317781	0,6382	0,17276947
fse_const	-0,187180427	0,219487745	0,1318	-0,069443938
inglehart_m	-31,6709546	9,768495931	0,0623	-11,74992416
trust_people	16,87205569	8,13369894	0,2219	6,259532661

zmienna	oszacowanie	błąd standardowy	średnie p-value z testu t	uśrednione krańcowe przyrosty prawdopodobieństwa
trust_parliament	-7,828675005	10,7872911	0,3396	-2,904438427
trust_gov	25,23654366	8,357401106	0,0267	9,362757696
trust_civserv	-20,29183197	17,14878252	0,2641	-7,528269661
trust_corpo	39,6253056	9,754384359	0,0192	14,70098838
hardwork	2,810881986	1,514023417	0,0812	1,042837217
property_rights	-0,201247205	0,156116886	0,2108	-0,074662713
thrift_c	-32,47132874	11,71778933	0,0056	-12,04686296
aps_avg	0,576818923	0,488072263	0,2375	0,21399982
credit_gdp_2004	-0,075868727	0,071297265	0,2222	-0,028147298
pop_dens	-0,030124115	0,010479259	0,0069	-0,011176047
supply_elast	-2,507562955	3,42467067	0,4610	-0,930305856
constr_perm_rank	0,086979782	0,014172437	0,0000	0,032269499
constr_perm_proc	-0,268296599	0,392439147	0,4999	-0,099538038
constr_perm_days	0,035851563	0,022704274	0,1418	0,01330093
constr_perm_cost	0,046465423	0,041077167	0,2844	0,017238672
reg_prop_rank	-0,033568699	0,01630857	0,0391	-0,012453987
reg_prop_proc	0,695866918	1,060020573	0,5273	0,258166626
reg_prop_days	-0,217071412	0,090850681	0,0625	-0,080533494
reg_prop_cost	0,275589455	0,471571409	0,5592	0,102243688
prot_inv_rank	-0,098055112	0,013865404	0,0183	-0,036378447
prot_inv_disc	-2,11010776	15,37607341	0,7537	-0,782849979
prot_inv_liab	-4,781494353	15,35286554	0,7791	-1,773934405
prot_inv_suits	-5,383764373	15,65931606	0,7341	-1,997376582
prot_inv_str	12,04037152	46,3764729	0,7716	4,466977835
enf_contr_rank	0,072666507	0,050134683	0,1484	0,026959274
enf_contr_days	-0,004963217	0,004875959	0,2740	-0,001841354
enf_contr_cost	0,518747071	0,105215565	0,0054	0,192455163
enf_contr_proc	0,363130675	0,185647042	0,1080	0,134721481
mort_term	-0,915434115	0,176680651	0,0000	-0,339626057
ltv_avg	-0,180471963	0,157910369	0,2560	-0,066955098
hew_i	9,763447444	3,789232122	0,0100	3,622239002
market_financing_i	-7,272927496	5,273500231	0,1679	-2,698256101
inf_vol	1,861594187	1,272783902	0,1436	0,690651443
vrn_s_i	1,337631749	0,54908263	0,0514	0,496261379
mmi	13,97982306	3,632819653	0,2816	5,186514355
bank_reg_serres	0,066652044	2,916249302	0,9801	0,024727908
trans_costs	-0,265305595	0,078286296	0,0007	-0,098428376
tax_subs	-3,907460001	2,9435948	0,1967	-1,44966766
pop_pcy	-1,209133552	0,256483808	0,0377	-0,448588548
pop_2034_pcy	-0,423981253	0,058081718	0,0000	-0,157297045

zmienna	oszacowanie	błąd standardowy	średnie p-value z testu t	uśrednione krańcowe przyrosty prawdopodobieństwa
pop_2034_s	0,100514076	0,056775724	0,1028	0,037290722
pop_mi_s	-2,036147886	0,301712318	0,0001	-0,755410866
pop_urb_s	-0,268389924	0,046162364	0,0000	-0,099572662
pop_mi_stock_s	-0,07172959	0,059573426	0,4372	-0,026611678
pop_mi_stock_pcy	0,008365236	0,038556224	0,8204	0,003103502
pop_urb_pcy	1,028517869	0,104295827	0,0000	0,381580129
hh_pcy	0,003085912	0,124867982	0,5463	0,001144873
tg_ooh	-0,003732114	0,001464995	0,0234	-0,001384614
tg_hh	0,684539417	0,247703074	0,0057	0,253964124
tg_fd	0,079340713	0,115777781	0,4655	0,029435405
tg_fi	0,531194541	0,226584135	0,0189	0,197073175
tg_fm	-0,654253364	0,200211406	0,0012	-0,242727998
tg_fia	0,016883627	0,134988679	0,9010	0,006263826
tg_fid	-0,454294016	0,136012667	0,0011	-0,16854308
tg_fie	0,425289585	0,117829834	0,0005	0,157782436
tg_fma	-0,741251985	0,151181686	0,0000	-0,275004487
tg_fmd	1,060339265	0,229806115	0,0000	0,393385867
tg_fme	-0,368651963	0,180599617	0,0413	-0,136769878
tg_hardwork	-0,129727915	0,03206298	0,0723	-0,048129056
tg_thrift	0,038274896	0,240289016	0,8646	0,014199986
tg_vrm	-0,021007733	0,020835477	0,0702	-0,007793869
tg_hew	0,111698157	0,072465789	0,1232	0,041440016
tg_ltv	0,006502631	0,001608664	0,0001	0,002412476
tg_mmi	-0,023318752	0,098286231	0,8137	-0,008651257
tg_mt	-0,020727899	0,004974618	0,0000	-0,00769005
hp_ooh	0,004778085	0,000408423	0,0005	0,00177267
hp_urb	0,003564192	0,000494862	0,0044	0,001322315
hp_idv	0,002992062	0,000595662	0,1887	0,001110055
hp_fse	-0,000832771	0,001649403	0,4526	-0,000308958
hp_cfse	0,002316724	0,019387537	0,9188	0,000859505
hp_trust	0,035431052	0,098024223	0,7239	0,01314492
hp_rr	0,016294134	0,013514933	0,2528	0,006045124
hp_rt	0,003461932	0,010426774	0,7352	0,001284377
hp_supply	0,049434476	0,038082126	0,1961	0,018340191
bfperiod_lto	0,002975343	0,000224962	0,0000	0,001103852

Źródło: obliczenia własne, N=2355, Oszacowania podano w postaci uśrednionych wartości ze wzoru (7) dla $\pi_k=0,1, \dots, 0,9$; błędy standardowe podano wg wzoru (8), średnie wartości p z testu t -Studenta za wzoru (11), zaś uśrednione krańcowe przyrosty prawdopodobieństwa wg wzoru (10), stosując analogiczne uśrednienie dla różnych wartości $\pi_k=0,1, \dots, 0,9$.

Tablica A.3. Liczba modeli (3) w których wystąpiły poszczególne regresory, na podstawie których wyznaczono oszacowania podane w tablicy A.2

zmienna	liczebność	zmienna	liczebność	zmienna	liczebność
l_hp_r_pcy	219628	trust_gov	44172	pop_2034_pcy	14615
l_credit_gdp_d	219628	trust_civserv	44087	pop_2034_s	14804
taylor_g	22110	trust_corpo	43988	pop_mi_s	14691
interest_st	22046	hardwork	44037	pop_urs	21979
bfperiod	43994	property_rights	44291	pop_mi_stock_s	14833
div_rate	44220	thrift_c	44123	pop_mi_stock_pcy	14819
fertility	44407	aps_avg	44520	pop_urpcy	22070
gdp_r_pcy	219628	credit_gdp_2004	14864	hh_pcy	44352
cpi_mavd	219628	pop_dens	43998	tg_ooh	44492
hh_size	44104	supply_elast	44049	tg_hh	44104
gini	44139	constr_perm_rank	22104	tg_fd	21817
ooh	44492	constr_perm_proc	21924	tg_fi	21787
leverage	14896	constr_perm_days	21924	tg_fm	21787
fd	21817	constr_perm_cost	21924	tg_fia	21764
fi	21787	reg_prop_rank	22050	tg_fid	21764
fm	21787	reg_prop_proc	22002	tg_fie	21764
fma	21764	reg_prop_days	22002	tg_fma	21764
fmd	21764	reg_prop_cost	22002	tg_fmd	21764
fme	21764	prot_inv_rank	21983	tg_fme	21764
fia	21764	prot_inv_disc	21903	tg_hardwork	44037
fid	21764	prot_inv_liab	21903	tg_thrift	44123
fie	21764	prot_inv_suits	21903	tg_vrm	44517
credit_gdp	14948	prot_inv_str	21903	tg_hew	21709
PDI	44091	enf_contr_rank	22248	tg_ltv	44085
UAI	44395	enf_contr_days	21892	tg_mmi	21745
IDV	44124	enf_contr_cost	21892	tg_mt	21709
MSC	44143	enf_contr_proc	21892	hp_ooh	44492
LTO	44209	mort_term	21709	hp_urb	21979
reg_rent	44236	ltv_avg	44085	hp_idv	44124
reg_tenure	44129	hew_i	21709	hp_fse	22049
family_livin_s	22262	market_financing_i	21709	hp_cfse	22358
family_livin_age	44061	inf_vol	21709	hp_trust	44311
family_import	22304	vrms_i	44517	hp_rr	44236
fse_adj_const	22358	mmi	21745	hp_rt	44129
fse_const	22049	bank_reg_serres	21817	hp_supply	44049
inglehart_m	44253	trans_costs	44460	bfperiod_lto	43994
trust_people	44311	tax_subs	44235		
trust_parliament	44250	pop_pcy	14853		

Źródło: obliczenia własne.

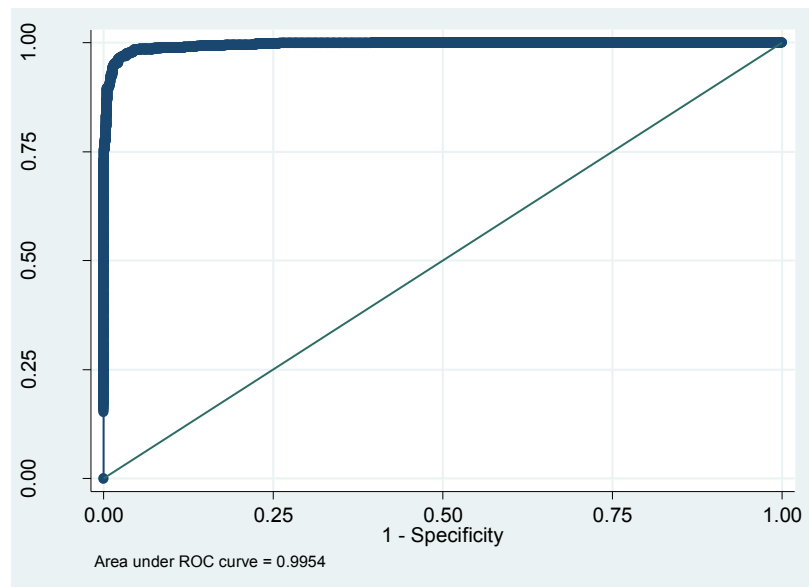
Tablica A.4. Wyniki estymacji modelu FMA1 na pełnej próbie 1980-2012

zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	z	P>z
l_hp_r_pcy	-0,0969655	0,029916	-3,24	0,001
taylor_g	-1,281821	0,682526	-1,88	0,060
bfperiod	-0,0454282	0,028615	-1,59	0,112
div_rate	2,235782	0,450992	4,96	0,000
gdp_r_pcy	0,1066779	0,044049	2,42	0,015
cpi_mavd	-0,765306	0,693277	-1,10	0,270
hh_size	-4,588911	1,324249	-3,47	0,001
gini	39,10983	7,540809	5,19	0,000
ooh	-0,5293012	0,057864	-9,15	0,000
fma	6,189647	0,977176	6,33	0,000
fmd	0,9941544	0,686968	1,45	0,148
fia	-5,071358	0,908089	-5,58	0,000
fie	3,566221	1,691415	2,11	0,035
credit_gdp	-0,0174242	0,004436	-3,93	0,000
PDI	0,3360409	0,05596	6,01	0,000
IDV	-0,601663	0,091979	-6,54	0,000
MSC	-0,5940146	0,06058	-9,81	0,000
reg_rent	-4,577489	1,065248	-4,30	0,000
family_livin_age	0,6696012	0,107852	6,21	0,000
trust_gov	-63,96777	7,076873	-9,04	0,000
trust_corpo	81,20185	15,94807	5,09	0,000
thrift_c	-107,0674	9,961152	-10,75	0,000
pop_dens	0,1680566	0,017014	9,88	0,000
constr_perm_rank	-0,6100549	0,062463	-9,77	0,000
reg_prop_rank	-0,6289153	0,064271	-9,79	0,000
prot_inv_rank	-0,2570024	0,028043	-9,16	0,000
enf_contr_cost	1,522373	0,138169	11,02	0,000
mort_term	-2,481289	0,255356	-9,72	0,000
hew_i	-11,07422	1,705804	-6,49	0,000
trans_costs	5,757035	0,614095	9,37	0,000
pop_pcy	1,87198	0,55575	3,37	0,001
pop_2034_pcy	-0,4681284	0,101565	-4,61	0,000
pop_mi_s	-3,875004	0,650767	-5,95	0,000
pop_urb_s	-0,6026485	0,077899	-7,74	0,000
pop_urb_pcy	0,6967562	0,21427	3,25	0,001
tg_ooh	-0,0038388	0,004945	-0,78	0,438
tg_hh	-0,629984	1,168459	-0,54	0,590
tg_fi	0,6439944	0,531986	1,21	0,226
tg_fm	5,289225	6,948919	0,76	0,447
tg_fid	-0,9701926	0,418187	-2,32	0,020
tg_fie	0,214691	0,437748	0,49	0,624
tg_fma	-1,983639	2,341881	-0,85	0,397
tg_fmd	-1,447649	2,657253	-0,54	0,586
tg_fme	-2,214847	2,204376	-1,00	0,315
tg_ltv	0,0365696	0,007753	4,72	0,000
tg_mt	-0,0260098	0,008139	-3,20	0,001
hp_ooh	0,0044533	0,001583	2,81	0,005
hp_urb	0,0009926	0,001291	0,77	0,442

bfperiod_lto	0,0041732	0,000538	7,75	0,000
_cons	162,6478	17,09079	9,52	0,000

Źródło: obliczenia własne, N=2355, Mc Fadden $R^2=0,8721$.

Wykres A.1. ROC i AUC dla modelu FMA1 na pełnej próbie 1980-2012



Źródło: obliczenia własne

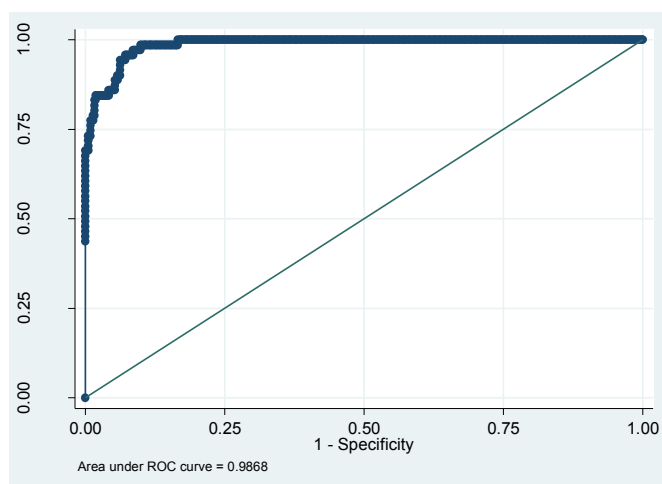
Tablica A.5. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA1 oszacowanego na pełnej próbie.

Classified	D	~D	Total
+	803	31	834
-	38	1483	1521
Total	841	1514	2355

Sensitivity	Pr(+ D)	95.48%
Specificity	Pr(~D)	97.95%
Positive predictive value	Pr(D +)	96.28%
Negative predictive value	Pr(~D -)	97.50%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	2.05%
False - rate for true D	Pr(- D)	4.52%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	3.72%
False - rate for classified -	Pr(D -)	2.50%
Correctly classified		97.07%

Źródło: obliczenia własne

Wykres A.2. ROC i AUC dla modelu FMA1 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.



Źródło: obliczenia własne

Tablica A.6. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA1 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.

Classified	D	~D	Total
+	71	80	151
-	0	353	353
Total	71	433	504

Sensitivity	Pr(+ D)	100.00%
Specificity	Pr(~D)	81.52%
Positive predictive value	Pr(D +)	47.02%
Negative predictive value	Pr(~D -)	100.00%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	18.48%
False - rate for true D	Pr(- D)	0.00%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	52.98%
False - rate for classified -	Pr(D -)	0.00%
Correctly classified		84.13%

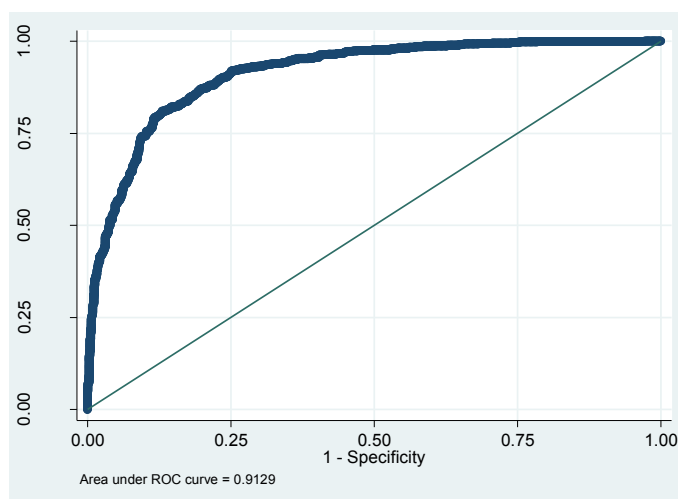
Źródło: obliczenia własne

Tablica A.7. Wyniki estymacji modelu z najwyższą wiarygodnością oszacowanego na pełnej próbie.

zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	z	P>z
l_hp_r_pcy	,0004484	,0121347	0,04	0,971
l_credit_gdp_d	,0037891	,0043137	0,88	0,380
bfperiod	,00732	,0043764	1,67	0,094
gdp_r_pcy	,0505816	,0184587	2,74	0,006
cpi_mavd	-1,620153	,2470238	-6,56	0,000
hh_size	,7343241	,1711559	4,29	0,000
ooh	-,0066405	,0038648	-1,72	0,086
MSC	-,0114838	,0019153	-6,00	0,000
supply_elast	,0111797	,0829454	0,13	0,893
trans_costs	-,0304261	,0111805	-2,72	0,007
pop_2034_s	-,0844837	,0221905	-3,81	0,000
pop_urb_pcy	,1641442	,0557353	2,95	0,003
tg_ooh	-,0023869	,0007295	-3,27	0,001
tg_hh	,4807202	,1305763	3,68	0,000
hp_ooh	,0029049	,0002263	12,84	0,000
bfperiod_lto	-,0000119	,0000624	-0,19	0,849
_cons	-,5289837	,4397364	-1,20	0,229

Źródło: Opracowanie własne; N=2355, Mc Fadden $R^2 = 0,4384$.

Wykres A.3. ROC i AUC dla modelu z najwyższą wiarygodnością oszacowanego na pełnej próbie.



Źródło: obliczenia własne

Tablica A.8. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu z najwyższą wiarygodnością oszacowanego na pełnej próbie.

Classified	D	~D	Total
+	615	139	754
-	226	1375	1601
Total	841	15	2355

Sensitivity	Pr(+ D)	73.13%
Specificity	Pr(~D)	90.82%
Positive predictive value	Pr(D +)	43.79%
Negative predictive value	Pr(~D -)	98.86%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	19.86%
False - rate for true D	Pr(- D)	5.63%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	56.21%
False - rate for classified -	Pr(D -)	1.14%
Correctly classified	84.50%	

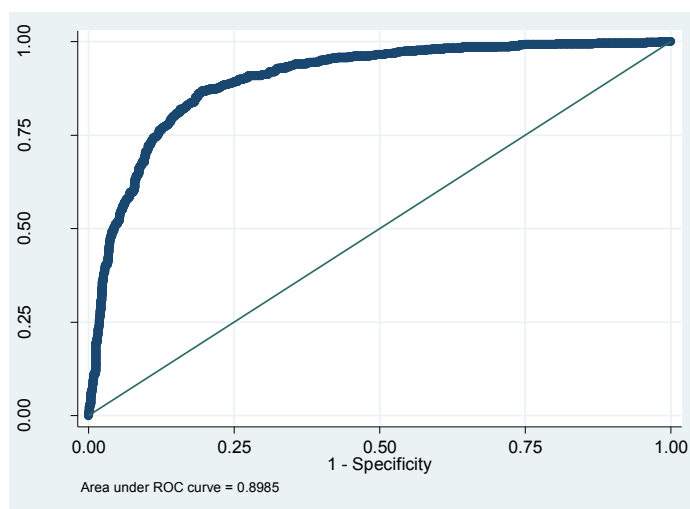
Źródło: obliczenia własne

Tablica A.9. Wyniki estymacji modelu FMA0 na pełnej próbie 1980-2012.

zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	z	P>z
credit_gdp	-0,0003466	0,000862	-0,4	0,688
gdp_r_pcy	0,0917381	0,016922	5,42	0
l_hp_r_pcy	0,1418271	0,006533	21,71	0
pop_2034_pcy	-0,1396144	0,028843	-4,84	0
pop_dens	-0,0015915	0,000276	-5,78	0
pop_mi_s	0,3495164	0,139212	2,51	0,012
pop_pcy	-0,572215	0,133963	-4,27	0
pop_urb_pcy	0,306993	0,073072	4,2	0
pop_urb_s	-0,0177689	0,004101	-4,33	0
taylor_g	-0,0064668	0,013198	-0,49	0,624
cpi_mavd	-1,369374	0,225979	-6,06	0
_cons	0,4562992	0,33753	1,35	0,176

Źródło: Opracowanie własne; N=2355, Mc Fadden $R^2 = 0,3654$.

Wykres A.4. ROC i AUC dla modelu FMA0 oszacowanego na pełnej próbie 1980-2012.



Źródło: obliczenia własne

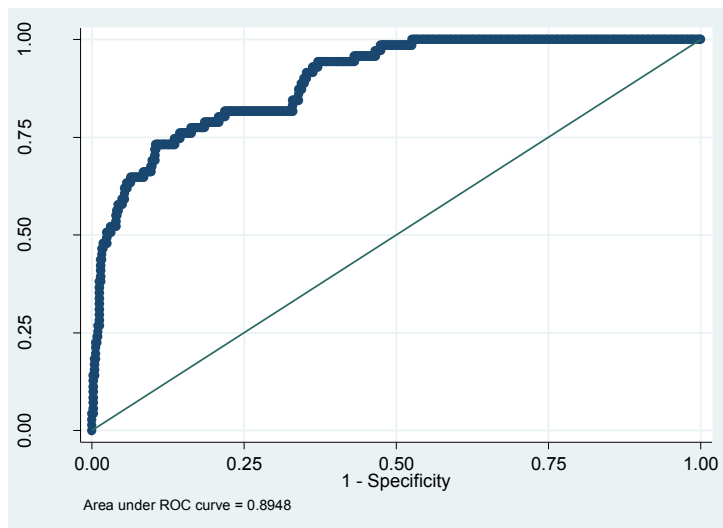
Tablica A.10. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA0 na pełnej próbie.

Classified	D	~D	Total
+	583	146	729
-	258	1368	1626
Total	841	1514	2355

Sensitivity	Pr(+ D)	69.32%
Specificity	Pr(~D)	90.36%
Positive predictive value	Pr(D +)	79.97%
Negative predictive value	Pr(~D -)	84.13%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	9.64%
False - rate for true D	Pr(- D)	30.68%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	20.03%
False - rate for classified -	Pr(D -)	15.87%
Correctly classified	82.85%	

Źródło: obliczenia własne

Wykres A.5. ROC i AUC dla modelu FMA0 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.



Źródło: obliczenia własne

Tablica A.11. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA0 na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.

Classified	D	~D	Total
+	58	116	174
-	13	369	382
Total	71	485	556

Sensitivity	Pr(+ D)	81.69%
Specificity	Pr(- ~D)	76.08%
Positive predictive value	Pr(D +)	33.33%
Negative predictive value	Pr(~D -)	96.60%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	23.92%
False - rate for true D	Pr(- D)	18.31%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	66.67%
False - rate for classified -	Pr(D -)	3.40%
Correctly classified	76.80%	

Źródło: obliczenia własne

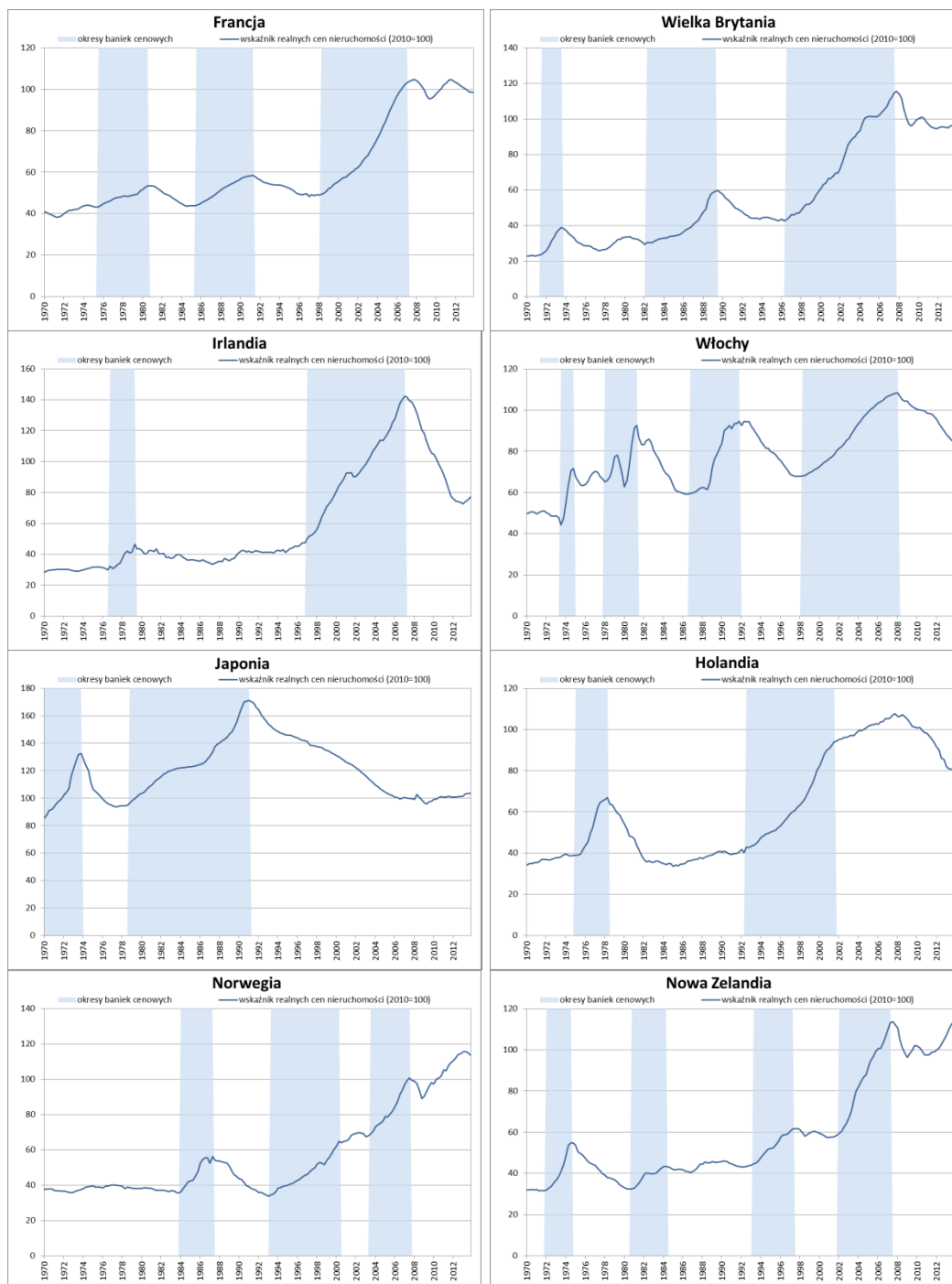
Tablica A.12. Prognozy prawdopodobieństwa wystąpienia bańki cenowej na podstawie modelu FMA1 z wykorzystaniem ostatnich danych dla zmiennych niezależnych.

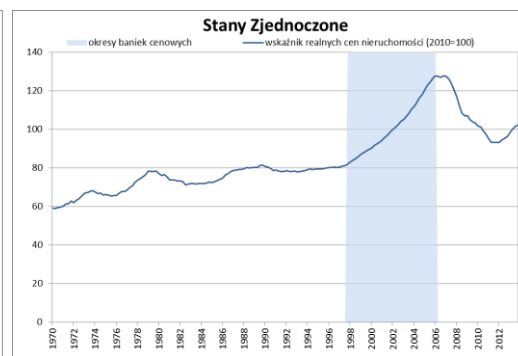
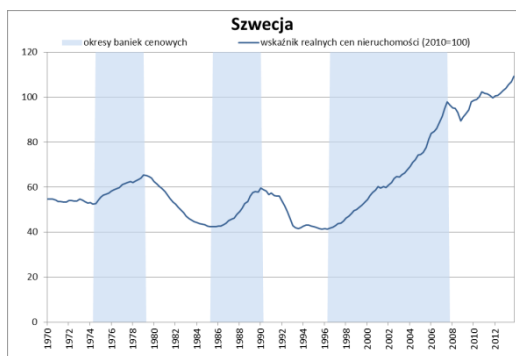
opóźnienie regresorów	Wlk.														Nowa			
	Australia	Belgia	Kanada	Szwajcaria	Niemcy	Dania	Hiszpania	Finlandia	Francia	Brytania	Irlandia	Włochy	Japonia	Holandia	Norwegia	Zelandia	Szwecja	USA
0	1,000	1,000	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,000
1	0,000	0,994	0,000	0,048	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	0,930	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,999	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,913	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,996	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,000	0,491	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,946	1,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Źródło: Opracowanie własne. W kolejnych wierszach podano wyznaczone z modeli prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej. Modele z opóźnieniem „0” zawierają wyznaczone prawdopodobieństwa na okres z którego pochodzą wartości zmiennych objaśniających, tj. Q3 i Q4 2015, natomiast w wierszach z opóźnieniem 1-4 podano prognozy dla modeli, w których wprowadzono zmienne objaśniające opóźnione o 1-4 okresy.

Wykres A.6. Realne ceny nieruchomości na tle okresów występowania baniek cenowych.

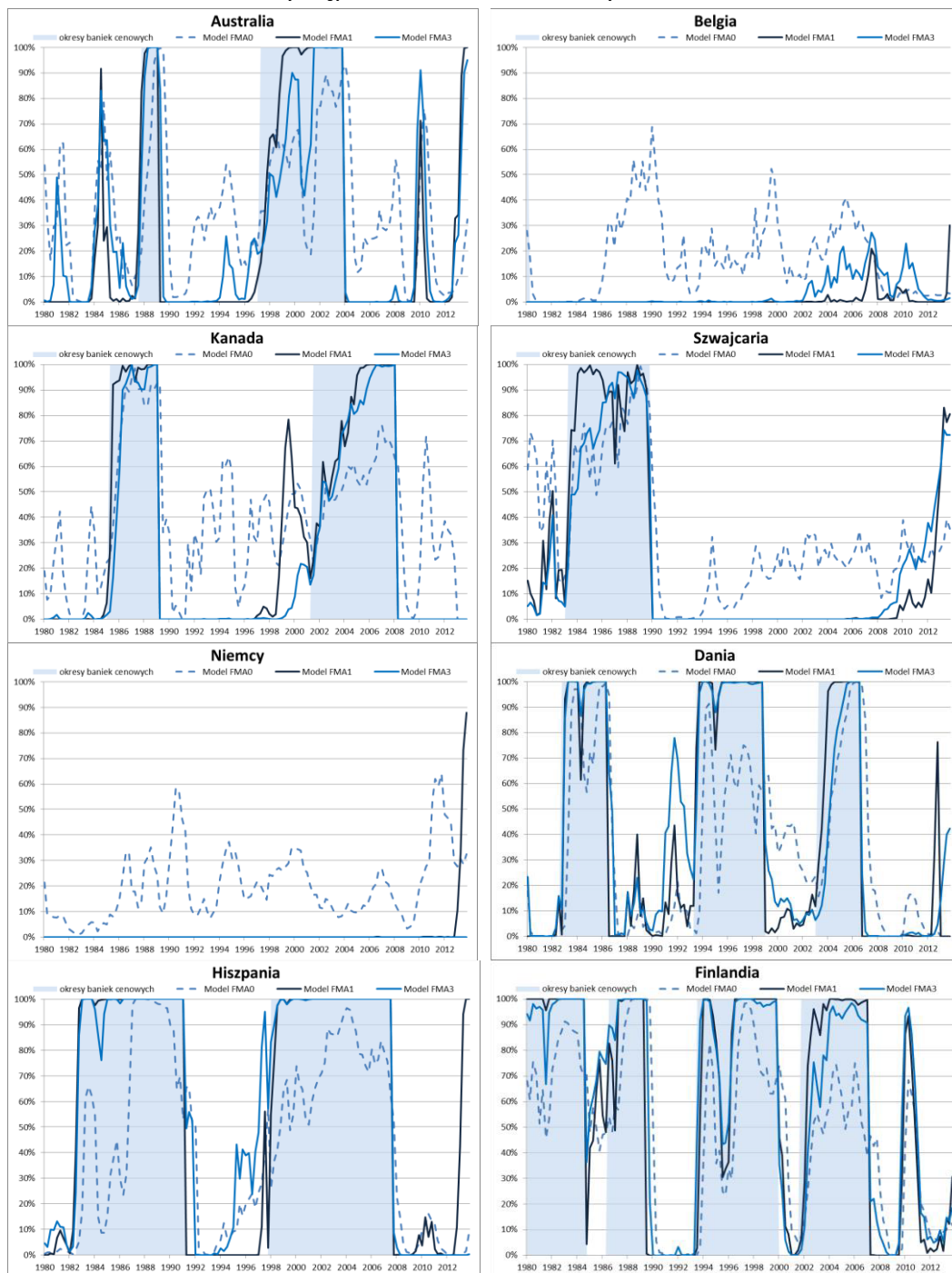


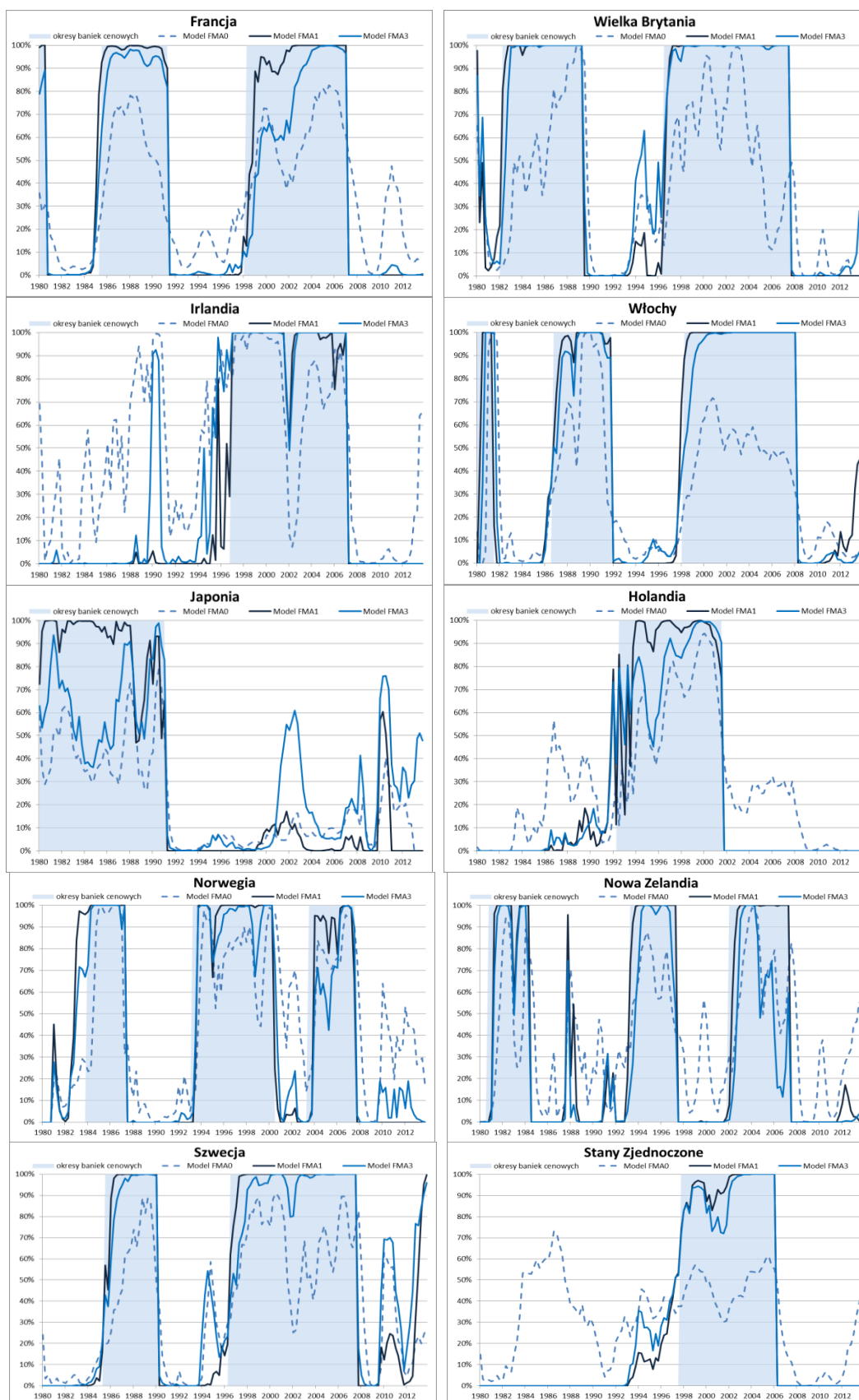




Źródło: Opracowanie własne.

Wykres A.7. Oszacowane na podstawie pełnej próby implikowane prawdopodobieństwa wystąpienia baniek cenowych według modeli FMA0, FMA1 i FMA3 na tle okresów występowania baniek cenowych.





Źródło: Opracowanie własne.

Tablica A.13. Zidentyfikowane okresy występowania baniek cenowy – zestawienie wyników badań.

	Okres narastania banki cenowej	Wzrost cen w okresie banki (%)	Długość trwania (kwartały)	Spadek cen po pęknięciu banki** (%)	Długość trwania fazy spadkowej** (kwartały)	Metoda ilorazu ceny do czynszu (%)	Badanie Agnello i Schuknecht (2009)	Badanie Dreger i Kholodin (2011)	Badanie Bordo i Landon-Lane (2013)
Australia	1970Q1 - 1974Q1	36,3	16	-16,5	19	Nie	b.d.	b.d.	Nie
	1987Q3 - 1989Q1	36,0	6	-8,1	32	Nie	Nie	Tak (1988Q1- 1989Q2)	Nie
	1997Q1 - 2003Q4	82,5	27	-2,2	9	Tak (2002Q3- ???)	Tak (1998-2004)	Tak (2002Q3- 2004Q1)	Nie
	1971Q3 - 1980Q1	61,4	34	-38,2	21	Nie	b.d.	b.d.	Tak (1971-1979)
Belgia						Tylko (2005Q1- ???)			
Dania	1974Q3 - 1979Q2	24,2	19	-34,6	13	Nie	b.d.	b.d.	Nie
	1982Q3 - 1986Q2	58,4	15	-34,0	28	Nie	Tak (1983-1986)	b.d.	Tak (1982-1986)
	1993Q2 - 1998Q4	58,1	22	n/d	n/d	Nie	Tak (1994-2001)	b.d.	Nie
	2003Q1 - 2006Q3	57,1	13	-27,5	23	Tak (2005Q1- 2011Q2)	Nie	b.d.	Tak (2003-2007)
Finlandia	1971Q4 - 1973Q4	20,6	8	-29,7	21	Nie	b.d.	b.d.	Tak (1971-1974)
	1979Q1 - 1984Q3	36,4	22	n/d	n/d	Nie	b.d.	b.d.	Nie
	1986Q2 - 1989Q2	65,9	12	-47,3	16	Tak (1998Q3- 1999Q4)	Tak (1987-1989)	b.d.	Tak (1986-1989)
	1993Q2 - 1999Q4	43,3	26	-6,2	7	Nie	Tak (1995-1999)	b.d.	Nie
Francja	2001Q3 - 2007Q1	38,0	22	-7,4	8	Tak (2003Q4- ???)	Tak (2002-???)	b.d.	Nie
	1975Q2 - 1980Q3	39,5	37	-18,2	19	Nie	b.d.	Tak (1979Q4- 1980Q4)	Tak (1971-1980)
	1985Q2 - 1991Q2	33,6	24	-17,3	27	Nie	Nie	Nie	Tak (1985-1991)
	1998Q1 - 2007Q1	111,0	36	-7,5	10	Tak (2004Q4- ???)	Tak (1998-2006)	Tak (2002Q4- 2006Q2)	Nie

Hiszpania	1972Q2 - 1974Q3	30,9	9	10,4	7	Nie	b.d.	Tak (1973Q1-1974Q2)	Nie
	1976Q2 - 1978Q2	27,7	8	-35,1	17	Nie	b.d.	Tak (1976Q3-1978Q2)	Nie
	1986Q1 - 1991Q1	132,1	20	-17,1	27	Tak (1990Q1-1992Q2)	Tak (1986-1991)	Tak (1986Q2-1991Q2)	Nie
	2000Q3 - 2007Q3	109,3	28	-42,5	23	Tak (2002Q4-2012Q4)	Tak (1999-2006)	Tak (2003Q1-2007Q1)	Nie
Holandia	1974Q4 - 1978Q2	72,4	14	-49,9	27	Tak (1977Q1-1979Q2)	b.d.	Tak (??-1978Q2)	Tak (1976-1979)
	1992Q2 - 2001Q3	133,3	27	n/d	n/d	Tak (2000Q2-2012Q2)	Tak (1996-2001)	Nie	Nie
Irlandia	1976Q3 - 1979Q2	55,2	11	-27,8	32	Nie	Nie	b.d.	Tak (1976-1979)
	1996Q4 - 2007Q1	201,3	41	-49,0	24	Tak (1999Q1-2011Q1)	Tak (1996-2000)	b.d.	Tak (1996-2007)
Japonia	1970Q1 - 1974Q1	54,9	15	-29,3	19	Tak (1973Q4-1974Q3)	b.d.	b.d.	Nie
	1978Q3 - 1991Q1	81,2	51	-41,2	60	Tak (1988Q1-1994Q1)	Tak (1986-1991)	Tak (1986Q2-1990Q3)	Tak (1986-1991)
Kanada	1971Q3 - 1976Q1	39,4	18	-20,9	36	Nie	b.d.	Tak (1972Q3-1974Q3)	Nie
	1985Q1 - 1989Q1	62,3	16	-15,8	49	Nie	Tak (1986-1989)	Tak (1986Q1-1989Q4)	Tak (1984-1989)
	2001Q2 - 2008Q1	64,0	27	-5,9	5	Tak (2005Q1-???)	Tak (2001-???)	Tak (2006Q1-2007Q1)	Nie
						Tak (2002Q4-2012Q4)		Także: 1980Q2-1981Q2	
Niemcy	brak					1974Q1-1974Q4 oraz 1978Q3-1983Q3)	brak	1992Q4-1994Q3	brak
Norwegia	1983Q4 - 1987Q2	58,1	14	-40,0	23	Nie	Nie	b.d.	Tak (1983-1986)
	1993Q1 - 2000Q2	91,7	29	n/d	n/d	Nie	Tak (1994-2001)	b.d.	Nie
	2003Q2 - 2007Q3	48,1	17	-11,5	5	Tak (2005Q4-???)	Nie	b.d.	Nie
Nowa Zelandia	1971Q1 - 1974Q3	74,3	14	-41,0	24	Nie	b.d.	b.d.	Tak (1971-1974)
	1980Q3 - 1984Q2	34,0	15	-6,9	10	Nie	Nie	b.d.	Nie

	1993Q1 - 1997Q2	39,8	17	-6,8	18	Nie	Nie	b.d.	Nie
	2001Q4 - 2007Q2	94,0	22	-14,9	18	Tak (2003Q4-???)	Tak (2002-???)	b.d.	Nie
Szwajcaria	???? - 1973Q1	>34,9	>12	-20,9	36	Tak (1973Q1-1974Q1)	Nie	Tak (???-1973Q2)	Tak (1971-1973)
	1983Q1 - 1989Q4	47,7	27	-38,2	41	Tak (1987Q2-1991Q3)	Tak (1983-1989)	Tak (1987Q1-1989Q3)	Tak (1983-1989)
Szwecja	1974Q2 - 1979Q1	24,6	19	-35,0	25	Tak (???-1981Q1)	b.d.	b.d.	Tak (1974-1979)
	1985Q2 - 1990Q1	40,5	19	-30,7	25	Nie	Tak (1986-1990)	Nie	Tak (1985-1990)
	1996Q2 - 2007Q3	136,0	45	-8,5	5	Tak (2007Q1-???)	Tak (1997-???)	Tak (2005Q3-2007Q2)	Nie
								Także: 1993Q4-1994Q2	
USA	1997Q3 - 2006Q1	56,9	34	-27,0	21	Tak (2005Q1-2007Q3)	Tak (1998-2005)	Tak (2001Q2-2006Q1)	Tak (1997-2006)
								Także: 1977Q1-1978Q4	Także: 1976-1979 i 1984-1989
Wielka Brytania	1971Q2 - 1973Q3	70,6	11	-33,2	16	Nie	b.d.	Tak (1971Q4-1973Q3)	Tak (1971-1973)
	1982Q1 - 1989Q2	102,4	92	-28,4	28	Nie	Tak (1983-1989)	Tak (1985Q4-1989Q1)	Tak (1985-1989)
	1996Q2 - 2007Q3	169,5	45	-17,6	22	Tak (2002Q3-???)	Tak (1997-2004)	Tak (2002Q2-2007Q2)	Nie
									Także: 1977-1980
Włochy	1973Q3 - 1974Q4	61,6	5	-11,3	8	Nie	b.d.	b.d.	Nie
	1978Q1 - 1981Q2	45,1	21	-36,1	21	Tak (1980Q4-1983Q1)	b.d.	Tak (???-1981Q4)	Tak (1980-1981)
	1986Q3 - 1991Q4	59,8	21	-28,3	25	Tak (1990Q2-1993Q2)	Tak (1987-1992)	Tak (1988Q3-1992Q1)	Tak (1988-1992)
	1998Q1 - 2008Q1	59,5	40	>-24,9	>11	Tak (2005Q4-2009Q1)	Tak (1999-???)	Nie	Nie
	MEDIANA	58,1	21	-27,3	21				

Źródło: Opracowanie własne.

ANEKS 2 – Dodatkowe specyfikacje modelu prognostycznego

Jak wspomniano w rozdziale 5, w specyfikacji FMA1, otrzymanej poprzez eliminację zmiennych w oparciu o algorytm FMA i wykorzystywanej do celów prognostycznych, nie wszystkie zmienne spośród wyselekcjonowanych ze wstępnego zbioru zachowały swoją istotność statystyczną, w przeważającym stopniu z uwagi na łączącą je współliniowość, a w konsekwencji – brak odporności na zmianę specyfikacji modelu (w rozumieniu usunięcia części regresorów). Dlatego też jako uzupełnienie w niniejszym aneksie omówiono dwie dodatkowe specyfikacje, FMA2 i FMA3, stanowiące potencjalną alternatywę dla modelu FMA1. Do ich utworzenia wykorzystano następujące podejście.

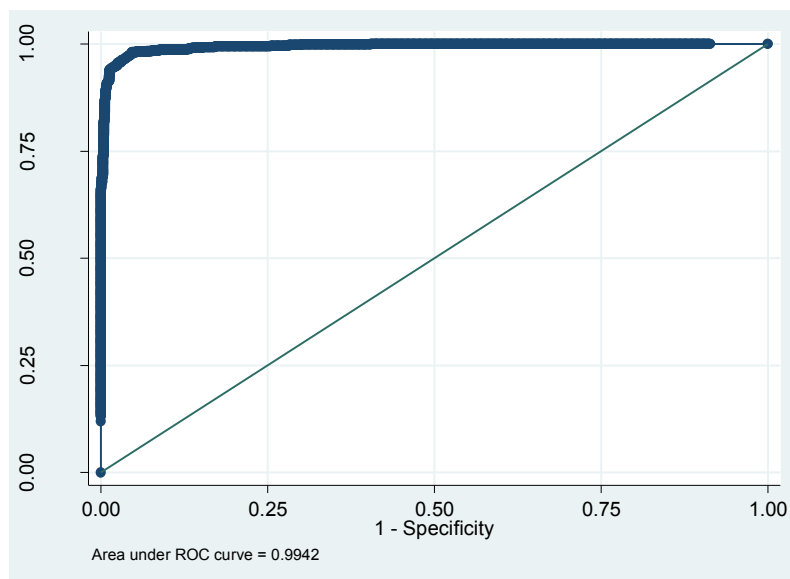
W pierwszym kroku wyeliminowano ze specyfikacji FMA1 stopniowo wszystkie zmienne, których istotność nie została potwierdzona na poziomie istotności 0,1 z wykorzystaniem regresji krokowej. W ten sposób utworzona została specyfikacja FMA2, której wyniki estymacji podano w tablicy B.1. Ponadto, wykres B.1. pokazuje krzywą ROC, zaś tablica B.2. – podstawowe statystyki jakości prognoz wewnątrzpróbkowych z modelu FMA2 opartego na pełnej próbie. Należy dodać, że w tym przypadku, analogicznie jak w modelu FMA1, test wskazał na brak istotnego zróżnicowania efektów indywidualnych, w konsekwencji zastosowano specyfikację (14).

Tablica B.1. Wyniki estymacji modelu FMA2 na pełnej próbie 1980-2012

zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Z	P>z
tg_mt	-0,0257445	0,0057139	-4,51	0,000
thrift_c	-57,04924	5,233067	-10,90	0,000
pop_2034_pcy	-0,4901025	0,0850557	-5,76	0,000
bfperiod_lto	0,0029545	0,0002096	14,09	0,000
enf_contr_cost	3,434097	0,2596745	13,22	0,000
pop_dens	0,1327622	0,0129975	10,21	0,000
IDV	-0,425019	0,0517323	-8,22	0,000
PDI	0,8531414	0,0672136	12,69	0,000
reg_prop_rank	-0,4757796	0,0455452	-10,45	0,000
hh_size	-1,614333	0,974373	-1,66	0,098
Gini	30,81672	5,355925	5,75	0,000
MSC	-1,459589	0,1076523	-13,56	0,000
reg_rent	-30,06465	2,342663	-12,83	0,000
prot_inv_rank	-0,0968631	0,0139367	-6,95	0,000
family_livin_age	0,2268082	0,0754543	3,01	0,003
hew_i	-27,00509	2,29039	-11,79	0,000
pop_urb_pcy	0,9654511	0,1740662	5,55	0,000
constr_perm_rank	-0,3842141	0,0387717	-9,91	0,000
l_hp_r_pcy	-0,1064439	0,0263697	-4,04	0,000
Fma	4,69751	0,787632	5,96	0,000
Ooh	-0,4998115	0,0446123	-11,20	0,000
trans_costs	2,584159	0,3264572	7,92	0,000
trust_corpo	205,8569	18,79975	10,95	0,000
cpi_mavd	-1,753346	0,6132946	-2,86	0,004
pop_urb_s	-0,5368161	0,0641342	-8,37	0,000
pop_mi_s	-3,788251	0,546545	-6,93	0,000
Fie	-0,2597426	1,322778	-0,20	0,844
gdp_r_pcy	0,1359665	0,0404811	3,36	0,001
pop_pcy	1,785715	0,4151659	4,30	0,000
div_rate	1,628349	0,3849294	4,23	0,000
credit_gdp	-0,0160584	0,0039141	-4,10	0,000
hp_ooh	0,0058997	0,000559	10,55	0,000
tg_ltv	0,0285879	0,0043451	6,58	0,000
taylor_g	-1,274246	0,2651237	-4,81	0,000
Fmd	0,2455074	0,5744636	0,43	0,669
tg_fme	-0,2924782	0,107055	-2,73	0,006
_cons	37,73597	6,899168	5,47	0,000

Źródło: Opracowanie własne; N=2355, Mc Fadden $R^2=0,8540$.

Wykres B.1. ROC i AUC dla modelu FMA2 na pełnej próbie 1980-2012



Źródło: obliczenia własne

Tablica B.2. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA2 oszacowanego na pełnej próbie.

Classified	D	~D	Total
+	799	35	834
-	42	1479	1521
Total	841	1514	2355

Sensitivity	Pr(+ D)	95.01%
Specificity	Pr(~D)	97.69%
Positive predictive value	Pr(D +)	95.80%
Negative predictive value	Pr(~D -)	97.24%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	2.31%
False - rate for true D	Pr(- D)	4.99%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	4.20%
False - rate for classified -	Pr(D -)	2.76%
Correctly classified	96.73%	

Źródło: obliczenia własne

W oczywisty sposób w specyfikacji tej występują jedynie zmienne istotne w sensie statystycznym na założonym poziomie istotności 0,1. Wśród zmiennych usuniętych ze specyfikacji FMA1 znajdują się z oczywistych względów głównie zmienne interakcyjne, które utraciły swoją istotność w momencie uwzględnienia ich w jednym modelu wraz ze zmiennymi, na podstawie których zostały obliczone. Poza tym ze specyfikacji modelu usunięta została też średnia zapadalność kredytów hipotecznych, wskaźnik zaufania do państwa oraz jedna składowa indeksu FDI.

Należy zwrócić uwagę, że całość procesu do tego kroku (zarówno przy tworzeniu podstawowej specyfikacji FMA1, jak i omawianej tu FMA2) miała charakter wyłącznie ateoretyczny, tym samym oszacowania parametrów przy części zmiennych w specyfikacji FMA2 (jak też podstawowej FMA1) są dyskusyjne z punktu widzenia ekonomii i wynikają jedynie z matematycznego dopasowania modelu. Największe wątpliwości w tym względzie budzi ujemny znak przy opóźnionej dynamice cen nieruchomości mieszkaniowych, gdyż jest on niezgodny z wynikami wszystkich dotychczasowych badań. Taki znak może być jednak wynikiem wysokiej współliniowości między cenami mieszkań a tempem wzrostu gospodarczego ze względu na istnienie efektu majątkowego (Case et al. 2005; Ludwig, Sløk 2004) i tzw. akceleratora finansowego (Bernanke, Gertler 1995; Bernanke et al. 1996). Ze względu na współliniowość z modelu trzeba było także usunąć część zmiennych obrazujących wzrost populacji, niektóre składowe wskaźnika FDI oraz niektóre wskaźniki rankingu Doing Business. Warto przy tym zaznaczyć, że w modelu FMA2 więcej zmiennych ma zgodny z teorią znak oszacowanego parametru w porównaniu do oszacowań uzyskanych na podstawie uśredniania bayesowskiego, w tym zwłaszcza odchylenie stopy procentowej od reguły Taylora i średnia liczebność gospodarstwa domowego.

Zmienne, co do których można mieć największe wątpliwości odnośnie do ich wywnioskowanego ze specyfikacji FMA2 wpływu na prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej usunięto ze specyfikacji FMA2 (wraz z nimi także pojedyncze zmienne, w stosunku do których uległy zmianie wnioski odnośnie

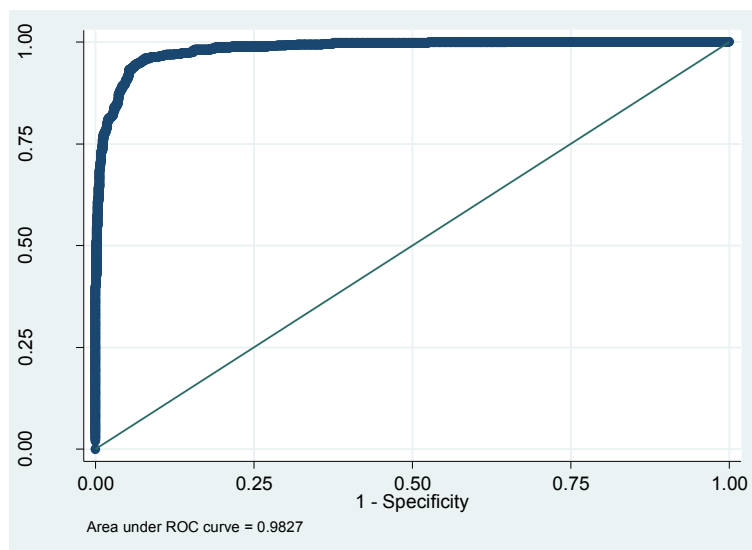
istotności statystycznej na skutek zmiany specyfikacji), tworząc tym samym specyfikację FMA3, której wyniki oszacowania podano w tablicy B.3, jednocześnie na wykresie B.2. prezentując krzywą ROC, zaś w tablicy B.4. podając podstawowe wskaźniki trafności prognoz wewnątrzpróbkowych dla modelu opartego na pełnej próbie.

Tablica B.3. Wyniki estymacji modelu FMA3 na pełnej próbie 1980-2012

zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	z	P>z
tg_mt	-0,0229037	0,004489	-5,10	0,000
thrift_c	-8,777796	1,450786	-6,05	0,000
bfperiod_lto	0,0012239	0,000076	16,11	0,000
enf_contr_cost	0,9641116	0,06495	14,84	0,000
PDI	0,181737	0,017719	10,26	0,000
Gini	29,86375	3,387361	8,82	0,000
MSC	-0,4263822	0,025781	-16,54	0,000
reg_rent	-6,226238	0,43802	-14,21	0,000
prot_inv_rank	0,0277363	0,003662	7,57	0,000
family_livin_age	0,4862009	0,040817	11,91	0,000
hew_i	-4,805465	0,463594	-10,37	0,000
pop_urb_pcy	0,8459744	0,1088	7,78	0,000
constr_perm_rank	-0,0176784	0,003264	-5,42	0,000
trans_costs	-0,4581182	0,064017	-7,16	0,000
trust_corpo	10,97242	2,366265	4,64	0,000
cpi_mavd	-1,84706	0,405303	-4,56	0,000
pop_urb_s	-0,0306362	0,015524	-1,97	0,048
Fie	-1,558817	0,738931	-2,11	0,035
gdp_r_pcy	0,087404	0,028531	3,06	0,002
div_rate	0,5429258	0,143136	3,79	0,000
credit_gdp	-0,0096423	0,002765	-3,49	0,000
hp_ooh	0,003535	0,00021	16,83	0,000
tg_ltv	0,0225404	0,003076	7,33	0,000
taylor_g	-1,008853	0,184114	-5,48	0,000
Fmd	-1,401955	0,296985	-4,72	0,000
tg_fme	-0,1695502	0,077339	-2,19	0,028
_cons	-17,48622	2,046977	-8,54	0,000

Źródło: Opracowanie własne; N=2355, Mc Fadden $R^2=0,7480$.

Wykres B.2. ROC i AUC dla modelu FMA3 na pełnej próbie 1980-2012



Źródło: obliczenia własne

Tablica B.4. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA3 oszacowanego na pełnej próbie.

Classified	D	~D	Total
+	760	72	832
-	81	1442	1523
Total	841	1514	2355

Sensitivity	Pr(+ D)	90.37%
Specificity	Pr(-~D)	95.24%
Positive predictive value	Pr(D +)	91.35%
Negative predictive value	Pr(~D -)	94.68%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	4.76%
False - rate for true D	Pr(- D)	9.63%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	8.65%
False - rate for classified -	Pr(D -)	5.32%
Correctly classified	93.50%	

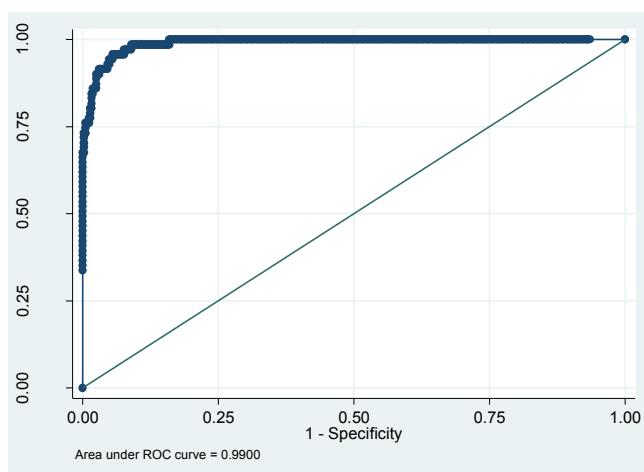
Źródło: obliczenia własne

Kluczową zmienną, która została usunięta z modelu ze względu na utratę istotności po odfiltrowaniu zmiennych o niezgodnym z teorią znaku oszacowanego

parametru, była średnia liczebność gospodarstwa domowego – w modelu pozostały jednak inne miary więzi rodzinnych, czyli stopa rozwodów i średni wiek osób mieszkających z rodzicami.

Wyniki estymacji modeli FMA2 oraz FMA3 należy uznać za satysfakcjonujące. W nieznacznym stopniu ustępują one pod względem mocy dyskryminacyjnej i jakości prognoz silniej sparametryzowanemu modelowi FMA1, opisanemu w rozdziale 6 i stanowiącemu podstawowe narzędzie progностyczne wykorzystane w niniejszym raporcie. Wydaje się więc, że to model FMA1 powinien być potraktowany jako lepsze od strony statystycznej narzędzie wyznaczania prognoz. Analogicznie jak w przypadku modelu FMA1 zasadne wydaje się jednak wsparcie analizy trafności prognoz wynikami dla modelu oszacowanego na próbie ograniczonej. Tablice B.5 – B.6 zawierają statystyki trafności prognoz, zaś wykresy B.3 – B.4 pokazują krzywą ROC (oraz podają AUC) dla, odpowiednio, specyfikacji FMA2 i FMA3 oszacowanych na danych z lat 1980-2005 i wykorzystanych do prognozowania na okres 2006-2012.

Wykres B.3. ROC i AUC dla modelu FMA2 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.



Źródło: obliczenia własne

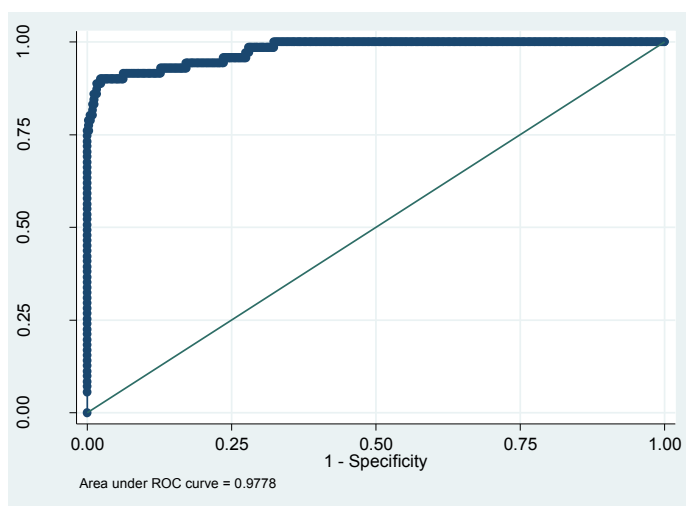
Tablica B.5. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA2 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.

Classified	D	~D	Total
+	71	72	143
-	0	361	361
Total	71	433	504

Sensitivity	Pr(+ D)	100.00%
Specificity	Pr(-~D)	83.37%
Positive predictive value	Pr(D +)	49.65%
Negative predictive value	Pr(~D -)	100.00%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	16.63%
False - rate for true D	Pr(- D)	0.00%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	50.35%
False - rate for classified -	Pr(D -)	0.00%
Correctly classified		85.71%

Źródło: obliczenia własne

Wykres B.4. ROC i AUC dla modelu FMA3 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.



Źródło: obliczenia własne

Tablica B.6. Tablica trafności i statystyki trafności prognozy dla modelu FMA3 oszacowanego na podpróbie z lat 1980-2005 w prognozowaniu na okres 2006-2012.

Classified	D	~D	Total
+	67	86	153
-	4	347	351
Total	71	433	504

Sensitivity	Pr(+ D)	94.37%
Specificity	Pr(-~D)	80.14%
Positive predictive value	Pr(D +)	43.79%
Negative predictive value	Pr(~D -)	98.86%
False + rate for true ~D	Pr(+~D)	19.86%
False - rate for true D	Pr(- D)	5.63%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	56.21%
False - rate for classified -	Pr(D -)	1.14%
Correctly classified	82.14%	

Źródło: obliczenia własne

Również w omawianym przypadku modele oszacowane na próbach ograniczonych dostarczają wyników bezdyskusyjnie satysfakcjonujących: bardzo wysokie są zarówno wartości wskaźników AUC, jak i trafność prognoz wyznaczonych dla próby odłożonej, przy czym prognozy punktowe wyznaczono przy założeniu, że prognozowano bankę cenową wówczas, gdy jej prawdopodobieństwo przekraczało 0,5. Zarysowuje się wprawdzie pewna przewaga specyfikacji FMA1 nad FMA2 i FMA3, jednak jest ona na tyle niewielka, że preferując jako ostateczne narzędzie omówioną w rozdziale 6 specyfikację FMA1, jednocześnie w tablicy B.7 przytaczamy oszacowania prawdopodobieństw wyznaczone na podstawie ostatniej spośród specyfikacji, FMA3. Decyzja ta podyktowana jest faktem, że specyfikacja FMA3 – jako jedyna z omawianych w badaniu – powstała jako efekt procedur nie tylko statystycznych, ale także, w ostatecznej fazie, eliminacji zmiennych, co do których można było mieć wątpliwości natury ekonomicznej w zakresie

sugerowanego przez model wpływu czynników na ryzyko powstania bańki cenowej. Wydaje się zatem, że model ten może być interesującym narzędziem komplementarnym względem specyfikacji FMA1. Wyznaczone z jego pomocą prognozy w ujęciu analogicznym jak w tabelicy A.12 (także z zastosowaniem przesunięcia zmiennych objaśniających w czasie – por. rozdział 6) zaprezentowano w tabelicy B. 7.

Tablica B.7. Prognozy prawdopodobieństwa wystąpienia bańki cenowej na podstawie modeli FMA3 z wykorzystaniem ostatnich danych dla zmiennych niezależnych.

opóźnienie regresorów	Wlk.														Nowa			
	Australia	Belgia	Kanada	Szwajcaria	Niemcy	Dania	Hiszpania	Finlandia	Francja	Brytania	Irlandia	Włochy	Japonia	Holandia	Norwegia	Zelandia	Szwecja	USA
0	0,102	0,687	0,000	0,001	0,000	0,002	0,519	1,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,022	1,000	0,898	0,060
1	0,430	0,528	0,000	0,016	0,000	0,021	0,551	0,998	0,000	1,000	0,009	0,000	0,000	0,002	0,086	0,973	0,915	0,134
2	0,422	0,505	0,000	0,027	0,000	0,020	0,462	0,993	0,001	1,000	0,014	0,001	0,000	0,008	0,108	0,916	0,872	0,107
3	0,361	0,487	0,000	0,032	0,000	0,014	0,391	0,985	0,004	1,000	0,017	0,002	0,000	0,013	0,113	0,856	0,805	0,082
4	0,391	0,476	0,000	0,041	0,000	0,016	0,413	0,978	0,006	1,000	0,019	0,003	0,001	0,019	0,145	0,834	0,834	0,085

Źródło: Opracowanie własne. W kolejnych wierszach podano wyznaczone z modeli prawdopodobieństwo wystąpienia bańki cenowej. Modele z opóźnieniem „0” zawierają wyznaczone prawdopodobieństwa na okres z którego pochodzą wartości zmiennych objaśniających, tj. Q3 i Q4 2015, natomiast w wierszach z opóźnieniem 1-4 podano prognozy dla modeli, w których wprowadzono zmienne objaśniające opóźnione o 1-4 okresy.

Z przedstawionych w Tablicy B.7. obliczeń wynika, że istnieje istotne ryzyko narastania bańki cenowej w Finlandii, Wielkiej Brytanii, Nowej Zelandii i Szwecji (prawdopodobieństwo uzyskane z modelu FMA3 wynosiło 90% lub więcej). Możliwe, że narastają też bańki cenowe na rynku mieszkaniowym w Belgii i Hiszpanii (prawdopodobieństwo powyżej 50%). Na razie nie ma natomiast ryzyka bańki cenowej w Stanach, Japonii, Australii, Danii, Francji, Szwajcarii, Irlandii, Holandii i, co najciekawsze, w Kanadzie i Niemczech, gdzie tempo wzrostu cen w miastach zaczyna zbliżać się do granicznych wartości dla bańki cenowej (por. sekcja druga raportu). Na tym tle zaskakujące jest zestawienie wyników prognostycznych z modelu FMA3 i FMA1 (tablica A.12). Okazuje się bowiem, że dla kilku krajów występują diametralne różnice w oszacowanych prawdopodobieństwach istnienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym. W przypadku Niemiec, Szwajcarii, Danii, Francji, Irlandii, Włoch i Holandii prawdopodobieństwo to wynosi niemal 0% w przypadku modelu FMA3 i 100% w przypadku modelu FMA1. Taka rozbieżność jest jednak wynikiem nadmiernej parametryzacji obu modeli, która powoduje, że nawet niewielkie wahania zmiennych niezależnych (lub ich dodanie lub odjęcie ze specyfikacji modelu) powodują duże skoki w szacowanym prawdopodobieństwie bańki cenowej. Wbrew pozorom taka właściwość uzyskanych modeli jest jednak zgodna z funkcją modeli EWS. Ich zdaniem nie jest bowiem stworzenie adekwatnego obrazu rzeczywistości, czy jej interpretacji, a jedynie wczesne i trafne sygnalizowanie ryzyka wystąpienia bańki cenowej na rynku mieszkaniowym. Z takiego punktu widzenia przeskok implikowanego prawdopodobieństwa bańki cenowej z 0% na 100% w ciągu zaledwie kilku kwartałów mówi wyłącznie tyle, że pojawiło się ryzyko wystąpienia bańki cenowej i – jeżeli nie zostaną podjęte adekwatne działania po stronie polityki gospodarczej, a warunki pozostaną dalej sprzyjające narastaniu nierównowagi na rynku mieszkaniowym – to zjawisko takie wystąpi.

www.nbp.pl

