

Materiały i Studia nr 331

## **Antycykliczny bufor kapitałowy polskiego sektora bankowego.**

**Propozycja jego optymalnej wielkości i analiza zmian w czasie  
z wykorzystaniem złożonego wskaźnika wczesnego ostrzegania**

**Elżbieta Adamowicz, Michał Bernardelli, Monika Dędys,  
Justyna Łupińska, Konrad Walczyk**



Materiały i Studia nr 331

---

## **Antycykliczny bufor kapitałowy polskiego sektora bankowego.**

**Propozycja jego optymalnej wielkości i analiza zmian w czasie  
z wykorzystaniem złożonego wskaźnika wczesnego ostrzegania**

**Elżbieta Adamowicz, Michał Bernardelli, Monika Dędys,  
Justyna Łupińska, Konrad Walczyk**

Elżbieta Adamowicz – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie  
Michał Bernardelli – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie  
Monika Dędyś – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie  
Justyna Łupińska – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie  
Konrad Walczyk – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

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

Wydął:  
Narodowy Bank Polski  
Departament Edukacji i Wydawnictw  
ul. Świętokrzyska 11/21  
00-919 Warszawa  
[www.nbp.pl](http://www.nbp.pl)

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2018

---

# Spis treści

|                                                             |    |
|-------------------------------------------------------------|----|
| 1. Wprowadzenie                                             | 5  |
| 2. Narzędzia analizy                                        | 10 |
| 3. Procedura badawcza                                       | 15 |
| 3.1. Wybór zmiennych                                        | 15 |
| 3.2. Transformacja danych                                   | 18 |
| 3.3. Sygnatury                                              | 19 |
| 3.4. Sygnatury wzorcowe                                     | 23 |
| 3.5. Próg aktywacji i intensywność zmian odległości         | 28 |
| 3.6. WIRG, próg aktywacji i wielkość bufora antycyklicznego | 29 |
| 4. Ilustracja empiryczna                                    | 30 |
| 4.1. Zmienne makroekonomiczne                               | 30 |
| 4.2. Zmienne kredytowe                                      | 33 |
| 4.3. Zmienne finansowe                                      | 36 |
| 4.4. Zmienne rynku nieruchomości                            | 39 |
| 4.5. Zawiązanie bufora antycyklicznego i jego wielkość      | 41 |
| 4.6. Przydatność zmiennych finansowych we wskaźniku WIRG    | 44 |
| 4.7. Zmienne bankowe                                        | 46 |
| 5. Podsumowanie                                             | 48 |
| Literatura                                                  | 49 |
| Załącznik 1                                                 | 54 |
| Załącznik 2                                                 | 56 |



### Streszczenie

W pracy przedstawiono autorską metodę prognozowania zmian koniunktury i ryzyka wystąpienia kryzysów finansowych. Do budowy wskaźników wczesnego ostrzegania użyto przełącznikowych modeli Markowa oraz ścieżek Viterbiego z zastosowaniem *data mining* w celu wyboru spośród wielu potencjalnych predyktorów zmiennych o najlepszych właściwościach prognostycznych. Opracowaną metodę poddano testowi na próbie 60 zmiennych (30 zmiennych przekształconych w szeregi pierwszych przyrostów i stóp wzrostu) opisujących stan i dynamikę gospodarki, rynków finansowych, działalności bankowej oraz rynku nieruchomości w 8 krajach Europy i USA. Spośród wstępnie wytypowanych zmiennych wybrano te, które najwcześniej sygnalizowały zmiany sytuacji na rynkach finansowych. Na ich podstawie skonstruowano wskaźnik złożony, który z wyprzedzeniem od 5 do 8 kwartałów zapowiadał (faktyczne) zmiany koniunktury. Analiza jego wskazań umożliwia określenie progu aktywacji i wielkości antycyklicznego bufora kapitałowego w celu zapobieżenia kryzysowi finansowemu.

JEL: E52, G01

Słowa kluczowe: antycykliczny bufor kapitałowy, cykle finansowe, kryzysy bankowe, kryzysy finansowe, modele Markowa, ścieżki Viterbiego, wskaźniki wczesnego ostrzegania

## 1. Wprowadzenie

Kluczowym czynnikiem potęgującym skalę i tempo rozprzestrzeniania się światowego kryzysu finansowego i gospodarczego 2007+ było nadmierne zadłużenie prywatne, do powstania którego przyczyniła się zbyt swobodna polityka kredytowa banków komercyjnych rozbudzona przez przesadny optymizm w ocenie perspektyw rozwojowych gospodarki. Największy od czasu Wielkiej Depresji kryzys finansowy ujawnił liczne luki w państwowym nadzorze nad instytucjami finansowymi, w tym przede wszystkim brak narzędzi, które zapewniłyby stabilność systemu finansowego poprzez ograniczenie silnych wahań kredytu prywatnego. Na forum międzynarodowym – w grupie G20 i Radzie Stabilności Finansowej (FSB) – rozgorzała dyskusja nad wzmocnieniem ładu regulacyjnego, który przywróciłby stabilność i przewidywalność finansowego otoczenia światowej gospodarki (Hanson *et al.*, 2011). Zaproponowano wprowadzenie nowego rodzaju polityki – makroostrożnościowej (*macroprudential policy*) – realizowanej na szczeblach: ogólnoświatowym, organizacji międzypaństwowych (Unia Europejska/strefa euro) i krajowych jurysdykcji, która umacniałaby zdolność instytucji finansowych, zwłaszcza istotnych systemowo (SIFIs), do regulowania swoich zobowiązań w trudnych czasach i wygładzania akcji kredytowej (mierzonej w odniesieniu do PKB), ograniczając w ten sposób ryzyko wystąpienia kryzysu finansowego. (BCBS, 2010). W grudniu 2010 r. Bazylejski Komitet Nadzoru Bankowego (BCBS) wydał wytyczne (pod nazwą Basel III) co do standardów adekwatności kapitałowej instytucji finansowych, wymieniając tzw. antycykliczny bufor kapitałowy (*countercyclical capital buffer*) jako jedno z głównych narzędzi polityki makroostrożnościowej.

Podstawową rolą antycyklicznego bufora kapitałowego jest zapewnienie synchronizacji zasobów kapitału instytucji finansowych z ogólną kondycją gospodarki, w której działają. Zgodnie z ogólną ideą działania bufora antycyklicznego, w okresie dobrej koniunktury zwiększonemu optymizmowi klientów instytucji finansowych, a co za tym idzie i zwiększonemu popytowi na kredyt, powinien towarzyszyć wymóg akumulacji dodatkowego kapitału. Rosnące koszty wynikające z koniecznością utrzymywania coraz to wyższych rezerw

---

kapitałowych stają się naturalnym stabilizatorem zapobiegającym generowaniu przez instytucje kredytowe nadmiernego kredytu prywatnego, będącego jedną z głównych przyczyn powstawania baniek spekulacyjnych, destabilizujących system finansowy. Dodatkowy kapitał zgromadzony przez instytucje finansowe podczas okresu przyspieszonego wzrostu gospodarczego mógłby zarazem zostać wykorzystany przez nie do niwelowania negatywnych skutków materializacji ryzyka w okresie obniżonej aktywności ekonomicznej, gdy kondycja finansowa (potencjalnych) kredytobiorców ulega zazwyczaj znacznemu pogorszeniu, osłabiając ich zdolność do spłacania zaciągniętych kredytów i skłonność do zaciągania nowych zobowiązań. Działanie antycyklicznego bufora kapitałowego nie tylko zmniejsza cykliczne wahania kredytu prywatnego, wzmacniając stabilność sektora finansowego, ale również – z uwagi na istnienie sprzężeń zwrotnych pomiędzy finansową a realną sferą gospodarki – zapobiega gwałtownym zmianom koniunktury gospodarczej poprzez osłabienie bodźców do nadmiernego zwiększania poziomu inwestycji finansowanych kredytem (spekulacyjnych) w okresie prosperity oraz niedostatecznego finansowania kredytem (względnie bezpiecznych) inwestycji podczas załamania gospodarczego.

Pomimo zastrzeżeń zgłaszanych przez część środowiska naukowego (Repullo & Saurina, 2011), regulacje bazylejskie ukierunkowane na ograniczenie cyklu kredytowego, a wśród nich mechanizm antycyklicznego bufora kapitałowego, zostały wprowadzone do europejskiego prawodawstwa w połowie 2013 r. dyrektywą Parlamentu Europejskiego i Rady Europy nr 2013/36/UE, zwaną potocznie dyrektywą CRD IV (Komisja Europejska, 2010; Narodowy Bank Polski, 2014). Dyrektywa zobowiązuje państwa członkowskie UE do powołania organu nadzoru makroostrożnościowego, odpowiedzialnego za analizę cyklu kredytowego oraz ustalanie nie rzadziej niż raz na kwartał wartości wskaźnika bufora antycyklicznego, której przestrzegać muszą instytucje finansowe objęte nadzorem. Wskaźnik bufora oblicza się jako iloraz kapitału najwyższej jakości (*common equity tier 1*) do wartości aktywów ważonych ryzykiem (*risk weighted assets*). Wartość wskaźnika powinna mieścić się w przedziale 0-2,5%. Nadzorca makroostrożnościowy może ustalić wyższą wartość współczynnika bufora

antycyklicznego, jednak decyzja ta wymaga akceptacji przez Europejską Radę ds. Ryzyka Systemowego (ESRB), tj. organ europejskiego nadzoru makroostrożnościowego. Zawieszona zostaje wówczas zasada wzajemności<sup>1</sup>. Bardziej precyzyjne wytyczne dotyczące bufora antycyklicznego zostały zawarte w dokumentach technicznych BCBS (m.in. *Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer*) oraz zbiorze tzw. standardów technicznych (*Implementing Technical Standards*), opublikowanych przez Europejski Nadzór Bankowy (EBA). Zarówno BCBS jak i EBA wskazują w szczególności na konieczność podejmowania przez organy nadzorcze decyzji o zawiązaniu bufora z wyprzedzeniem co najmniej 12 miesięcy. Obie instytucje międzynarodowej sieci stabilności finansowej wychodzą z przekonania, że roczny okres akumulacji bufora antycyklicznego przez instytucje finansowe powinien zminimalizować skutki ryzyka systemowego, wynikającego z konieczności jednoczesnego uzupełniania przez wiele z nich zasobów kapitałowych. Rozwiązanie to jest z jednej strony swego rodzaju bezpiecznikiem stabilności systemów finansowych objętych regulacjami Basel III/CRD IV, a z drugiej – źródłem znacznej inercji transmisji bodźców, jakie rodzi aktywne stosowanie bufora antycyklicznego. Dostrzegając to zagrożenie, twórcy regulacji dali możliwość skrócenia okresu pomiędzy ogłoszeniem referencyjnego poziomu wskaźnika bufora antycyklicznego a pierwszym okresem jego akumulacji przez instytucje finansowe. Tego rodzaju rozwiązanie może być jednak stosowane tylko w szczególnych okolicznościach. Znacznie mniejszymi restrykcjami obwarowane jest obniżenie wartości wskaźnika bufora antycyklicznego. Wprawdzie podejmując tego rodzaju decyzję, organ nadzorczy musi określić czas, w jakim obniżona wartość będzie obowiązywała, jednak deklaracja ta nie ma charakteru wiążącego.

Polski system finansowy został objęty makronadzorem na mocy ustawy z dnia 5 sierpnia 2015 r. *o nadzorze makroostrożnościowym nad systemem finansowym i zarządzaniu kryzysowym w systemie finansowym* (Dz. U. z 2015 r. poz. 1513).

---

<sup>1</sup> Zgodnie z zasadą wzajemności, instytucje finansowe posiadające w swoich aktywach obce ekspozycje powinny stosować do nich wartość wskaźnika obowiązującego w kraju, w jakim zostały złożone. Jeżeli instytucja finansowa posiada ekspozycje w różnych krajach, to jest obowiązana przestrzegać poziomu bufora, równego średniej z wartości wskaźników ustalonych w tych krajach, ważoną udziałami poszczególnych ekspozycji w aktywach instytucji.

---

Wprowadzając do polskiego ustawodawstwa treść regulacji objętych dyrektywą CRD IV, ustawa ta potwierdziła jednocześnie status wskaźnika bufora antycyklicznego jako podstawowego narzędzia zarządzania stabilnością systemu finansowego. Organem nadzoru makroostrożnościowego został ustanowiony Komitet Stabilności Finansowej (KSF). Podobnie jak odpowiednie organy w innych krajach objętych dyrektywą CRD IV, KSF został obowiązany ustalania raz na kwartał wysokości wskaźnika bufora antycyklicznego (wraz z uzasadnieniem tej decyzji) oraz wskaźników referencyjnych: stosunku wartości udzielonych kredytów do PKB i odchyleniu wartości tego wskaźnika od jego długookresowego trendu. Praktyczne stosowanie bufora antycyklicznego na potrzeby prowadzenia polityki makroostrożnościowej wymaga więc udzielenia odpowiedzi na następujące pytania:

- 1) Czy wskaźniki referencyjne są adekwatnymi miernikami cyklu kredytowego? Jakie wskaźniki mogą ewentualnie dostarczać lepszego obrazu przebiegu cyklu kredytowego?
- 2) W jaki sposób wskaźniki referencyjne i, co za tym idzie, również wskaźnik antycyklicznego bufora kapitałowego powinny uwzględniać zmiany strukturalne, którym podlega sektor finansowy w sytuacji wystąpienia nagłego i drastycznego pogorszenia się kondycji finansowej systemowo istotnych instytucji finansowych?
- 3) Na podstawie jakiego kryterium powinna być podejmowana decyzja o zawiązaniu bufora antycyklicznego?
- 4) W razie podjęcia decyzji o zawiązaniu bufora antycyklicznego jaka powinna być wartość korespondującego wskaźnika, aby jednocześnie zapewnić odpowiedni stopień wygładzania cyklu kredytowego oraz zachować stabilność systemu finansowego?
- 5) Na podstawie jakiego kryterium powinna być podejmowana decyzja o redukcji bufora antycyklicznego?

Konieczne staje się zatem rozpoznanie czynników kształtujących cykliczny charakter buforów kapitałowych instytucji finansowych oraz opracowanie odpowiedniej, tj. uwzględniającej specyfikę danej gospodarki, metody estymacji i prognozowania optymalnej wielkości bufora antycyklicznego. Działania te zostały



podjęte przez banki centralne: Wielkiej Brytanii (Bank of England, 2011), Szwecji (Sveriges Riksbank, 2012) i Szwajcarii (Swiss National Bank, 2014) i stały się bezpośrednią inspiracją do podjęcia podobnej im próby dla Polski. Zaproponowana w niniejszym opracowaniu metoda wykorzystuje pewne elementy koncepcji szacowania odpowiedniego poziomu wskaźnika bufora antycyklicznego, a po części autorskie podejście do wyboru zmiennych (makroekonomicznych i finansowych) i zastosowania struktur analitycznych. Przeprowadzone testy wykazały, że opracowana metoda odpowiednio wcześnie sygnalizuje konieczność zawiązania bufora antycyklicznego oraz umożliwia określenie jego wielkości.

## 2. Narzędzia analizy

Pierwsze prace nad wskaźnikami wczesnego ostrzegania podjęto pod koniec lat dziewięćdziesiątych XX w. Obecnie w literaturze stosuje się najczęściej jedno z dwóch podejść<sup>2</sup>: metody analizy sygnałów (Kaminsky & Reinhart, 1999) lub modele GLM, głównie dwumianowe modele logitowe (Demirgüç-Kunt & Detragiache, 1998; Bańbuła & Pietrzak, 2017), które zdają się charakteryzować lepszymi właściwościami prognostycznymi (Caggiano *et al.*, 2016). Obok modeli dyskretnego wyboru buduje się także wielomianowe modele logitowe, w których trójwartościowa zmienna ukryta odpowiada kolejno okresom: przedkryzysowemu (Bussiere & Fratzscher, 2006), względnie pierwszemu rokowi trwania kryzysu (Caggiano *et al.*, 2016), pokryzysowemu i przejściowemu (*tranquil period*).

Poniekąd poza głównym nurtem badań pozostają przełącznikowe modele Markowa (*Markov switching models*, MSM), częściowo obserwowalne procesy, których nieobserwowalna składowa jest łańcuchem Markowa. Modele MSM mają ugruntowaną pozycję w analizie cykli gospodarczych. Z powodzeniem stosuje się je m.in. do datowania i prognozowania punktów zwrotnych (Chauvet & Hamilton, 2005), badania synchronizacji cykli koniunkturalnych (Krolzig, 1997; Smith & Summers, 2005; Dufrénot & Keddad, 2014; Bernardelli & Dędyś, 2015), czy konstruowania systemów wczesnego ostrzegania (Abberger & Nierhaus, 2010). W badaniach nad cyklami finansowymi modele MSM używane są z rzadka i zazwyczaj do modelowania kryzysów walutowych (Abiad, 2003; Fratzscher, 2003; Knedlik & Scheufele, 2008). Wynika to przypuszczalnie stąd, iż estymacja modeli tej klasy stawia wysokie wymagania w zakresie danych wejściowych. Natura zjawiska, będącego przedmiotem analizy, jest bardzo złożona i wymusza wprowadzenie do modelu dużej liczby zmiennych związanych ze składową obserwowalną oraz odejście od „klasycznej” postaci składowej nieobserwowalnej – jednorodnego, dwustanowego łańcucha Markowa. Co więcej, modelowaniu poddaje się pojedyncze gospodarki, a to rodzi konieczność użycia odpowiednio długich szeregów czasowych. Pojawia się wówczas kłopot z dostępnością danych, dotkliwy zwłaszcza gdy w modelu pragnie się uwzględnić zmienne makroekonomiczne

---

<sup>2</sup> Obszerny przegląd literatury przedmiotu oferują Detken *et al.* (2014) i Kauko (2014).

rejestrowane nie częściej niż co kwartał. Nie oznacza to jednak, że możliwości wykorzystania modeli MSM w analizie i prognozowaniu kryzysów bankowych nie istnieją (zob. np. Ho, 2004; Jutasompakorn *et al.*, 2014). Niewątpliwą zaletą modeli MSM jest brak konieczności użycia zmiennej egzogenicznej datującej punkty zwrotne badanych cykli. Wadą natomiast są zbyt liczne fałszywe sygnały o nadchodzącym kryzysie, co jest prawdopodobnie wynikiem zbyt schematycznego podejścia do oceny reżimów (stanów ukrytego łańcucha Markowa).

Przełącznikowe modele Markowa posłużą w niniejszej pracy do ekstrakcji sygnałów. W ogólnym ujęciu składowa obserwowalna może być jedno- lub wielowymiarowym procesem o złożonej strukturze (wartość procesu w chwili  $t$  może zależeć od przeszłych wartości procesu, bądź – poprzez zmienne w czasie parametry – od realizacji składowej nieobserwowalnej: Hamilton, 1994; Filardo, 1994; Krolzig, 1997). Składowa nieobserwowalna może być zarówno jednorodnym jak i niejednorodnym łańcuchem Markowa (w tym przypadku prawdopodobieństwa przejścia są na ogół funkcjami zmiennych egzogenicznych).

W pracy zastosowano najbardziej elementarny model, a mianowicie rozważany jest częściowo obserwowalny proces  $\{(X_t, Y_t)\}_{t=1}^{\infty}$ , spełniający następujące warunki:

- 1) składowa nieobserwowalna  $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$  jest jednorodnym łańcuchem Markowa ze skończoną przestrzenią stanów  $S_X$ ;
- 2)  $Y_t = \mu(X_t) + \sigma(X_t)\varepsilon_t$ , gdzie  $\varepsilon_t \sim iid N(0,1)$ , zaś  $\mu, \sigma: S_X \rightarrow \mathbb{R}$  są ustalonymi funkcjami.

Rozpatrywany jest zatem przypadek, w którym zmienna  $Y_t$  ma przy warunku  $X_t = i$  rozkład normalny z wartością oczekiwaną  $\mu(i)$  i odchyleniem standardowym  $\sigma(i)$ . Modele tego typu pojawiły się w literaturze (pod nazwą ukrytych modeli Markowa, *hidden Markov models*) w latach sześćdziesiątych ubiegłego stulecia, a więc na długo przed pierwszymi pracami Hamiltona (Cappé *et al.*, 2005). W zastosowaniach modeli MSM do analizy i datowań cyklu gospodarczego stany łańcucha Markowa  $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ , zwanego dalej ukrytym łańcuchem Markowa, utożsamiane są zazwyczaj z fazami cyklu. Najczęściej zatem w modelach występują dwa stany ukryte, odpowiadające fazom: wzrostowej i spadkowej (Chauvet

& Hamilton, 2005). Nieliczne są prace, w których w celu wyodrębnienia szczególnych okresów wprowadzono trzeci stan (Boldin, 1996; Artis *et al.*, 1998; Çakmaklı *et al.*, 2013) lub trzeci i czwarty (Phillips, 1991). Podobnie w pracach poświęconych modelowaniu cykli finansowych – na ogół przestrzeń stanów  $S_X$  jest dwuelementowa, choć zdarzają się i liczniejsze. W niniejszym opracowaniu zrezygnowano z ostrego, zero-jedynkowego sposobu dekompozycji szeregu czasowego na dwa typy okresów odpowiadających wyższej ( $\mu_1$ ) i niższej wartości oczekiwanej zmiennej ( $\mu_0$ ). Wprowadzony został stan, który można pojmować jako okres przejściowy między dobrą a złą koniunkturą, czy też korzystnym a niekorzystnym klimatem, bądź stan, w którym nie zaznacza się dostatecznie wyraźnie tendencja zmiany, przestój. Oznaczając go przez „ $\frac{1}{2}$ ”, nakłada się warunek, by  $\mu_0 < \mu_{\frac{1}{2}} < \mu_1$ . Ponadto, mając na uwadze interpretację stanów, przyjmuje się, że  $p(0, 1) = p(1, 0) = 0$ .

Problem wyodrębnienia faz cyklu na podstawie modeli MSM sprowadza się do wyznaczenia oceny stanu ukrytego łańcucha Markowa w chwili  $t$ , gdzie  $t \leq T$ , na podstawie znajomości realizacji składowej obserwowalnej do chwili  $T$  lub  $t$ . Na ogół stany ukrytego łańcucha Markowa estymuje się (Hamilton, 1994) za pomocą prawdopodobieństw wygładzonych

$$w_t(i) = P(X_t = i | Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_T = y_T)$$

lub filtrowanych

$$f_t(i) = P(X_t = i | Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_t = y_t).$$

Te ostatnie wykorzystuje się przede wszystkim do wyznaczania punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego w czasie rzeczywistym. Na podstawie oceny prawdopodobieństw wygładzonych lub filtrowanych, stosując różne procedury, wyznacza się ocenę stanu ukrytego łańcucha Markowa w chwili  $t$  (Chauvet & Hamilton, 2005; Harding & Pagan, 2003). W przypadku dwustanowej przestrzeni  $S_X$  przyjmuje się, że w chwili  $t$  łańcuch Markowa był w stanie  $i$ , jeśli dla ustalonego  $\alpha \in (0, 1)$  spełniona jest nierówność  $w_t(i) > \alpha$  (względnie  $f_t(i) > \alpha$ ). W pozostałych przypadkach za ocenę ukrytego stanu w chwili  $t$  przyjąć można

$\arg \max_i w_t(i)$ , względnie  $\arg \max_i f_t(i)$ .

W pracach poświęconych analizie cyklu finansowego lub datowaniu kryzysów bankowych i walutowych stosuje się prawdopodobieństwa  $w_t(i)$  lub  $f_t(i)$ . Takie podejście daje swobodę w doborze punktu odcięcia  $\alpha$  oraz możliwość oceny i porównania prognostycznych właściwości modeli na podstawie klasycznych mierników takich np. jak ROC, AUROC czy QPS (Candelon *et al.*, 2012). W przypadku ukrytego łańcucha Markowa z liczniejszą przestrzenią stanów ten sposób oceniania realizacji ukrytego łańcucha Markowa może jednak okazać się nieefektywny. Proponujemy w zamian odmienną metodę oceny stanów ukrytego łańcucha Markowa, polegającą na poszukiwaniu najbardziej prawdopodobnej ścieżki przebytej przez ukryty łańcuch Markowa w całym okresie analizy. Formalnie rzecz ujmując, wyznaczyć należy ciąg stanów  $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_T^*)$  taki, że

$$P(X_1 = x_1^*, X_2 = x_2^*, \dots, X_T = x_T^* | Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_T = y_T) = \\ \max\{P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_T = x_T | Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_T = y_T): \\ (x_1, x_2, \dots, x_T) \in S_X^T\}.$$

Ciąg  $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_T^*)$  nazywamy ścieżką Viterbiego. Podejście takie (analiza ścieżek Viterbiego) w literaturze ekonomicznej jest niemal nieobecne<sup>3</sup>. Zaletą zastosowania ścieżek Viterbiego jest prosta i jednoznaczna interpretacja wyników, co ma ogromne znaczenie w przypadku modeli z wieloma stanami ukrytymi. Można powiedzieć, że znajdując ścieżkę Viterbiego, stosujemy „globalne dekodowanie” realizacji ukrytego łańcucha Markowa w przeciwieństwie do „lokalnego dekodowania” z użyciem prawdopodobieństw wygładzonych i filtrowanych.

W niniejszej pracy parametry modelu zostały oszacowane metodą największej wiarygodności, a do wyznaczenia wartości estymatorów został zastosowany iteracyjny algorytm Bauma-Welcha (Cappé *et al.*, 2005). Wyniki działania tego deterministycznego algorytmu zależą od przyjętych początkowych wartości prawdopodobieństw i mogą być dalekie od optymalnych. W związku z tym w celu zwiększenia szans znalezienia faktycznego (pod względem numerycznym)

<sup>3</sup> Przykład zastosowania ścieżek Viterbiego znajdziemy u Bernardelliego i Dędys (2014).

---

rozwiązania wartości losowane są wielokrotnie z rozkładu jednostajnego na przedziale  $\langle 0; 1 \rangle$ . Spośród wytypowanych modeli wybiera się najlepszy wg następujących kryteriów:

- a) kryterium informacyjnego Akaikiego (AIC),
- b) bayesowskie kryterium informacyjnego (BIC),
- c) wartości logarytmu funkcji wiarygodności,
- d) częstości uzyskiwania danego rozwiązania w algorytmie Bauma-Welcha (z dokładnością do jednego miejsca po przecinku).

Poza metodyką modeli MSM do opracowania wskaźnika wczesnego ostrzegania zastosowano coraz śmielej wkraczające na grunt ekonomii (zob. np. Cecchetti *et al.*, 2009, Joy *et al.*, 2015; Dabrawski *et al.*, 2016) metody analizy dużych zbiorów informacyjnych: „przeczesywania” danych (*data mining*) oraz rozpoznawania wzorców (*pattern recognition*). Analizie poddaliśmy bowiem bardzo wiele szeregów czasowych. Z każdego zostały wyodrębnione sygnały o zmianach pewnych charakterystyk szeregu (ścieżki Viterbiego), mogące świadczyć o zmianie sytuacji gospodarczej, a w szczególności o nadchodzącym kryzysie. Sygnały te połączono w jeden, spójny obraz sytuacji gospodarczej w okresie przedkryzysowym, nazwany sygnaturą, a następnie opracowano wzorzec kryzysu (sygnaturę wzorcową). Posiłkując się narzędziami taksonometrii, zaproponowano miarę podobieństwa między bieżącą sytuacją (sygnaturą) a wzorcem okresu przedkryzysowego (sygnaturą wzorcową). Wartości tej miary – wskaźnika wczesnego ostrzegania – mogą stanowić podstawę podjęcia decyzji o zawiązaniu bufora antycyklicznego. Zastosowana procedura badawcza została szczegółowo przedstawiona i omówiona w kolejnym rozdziale.



### 3. Procedura badawcza

Idea proponowanej metody polega na stworzeniu wzorca sytuacji przedkryzysowej i porównaniu z nim obserwowanego stanu gospodarki. Konstrukcja „wzorca kryzysu” wymaga dokonania selekcji, transformacji i agregacji zmiennych. Dalsze postępowanie sprowadza się do zbadania podobieństwa do wzorca, a następnie określenia progu aktywacji bufora antycyklicznego.

W celu przedstawienia działania proponowanej metody badawczej<sup>4</sup> analizie zostaną poddane największe gospodarki UE (Francji, Niemiec i Wielkiej Brytanii), najsilniej doświadczone przez światowy kryzys finansowy i gospodarczy 2007+ (Grecji i Hiszpanii), potransformacyjne gospodarki rozszerzonej UE (Czech, Polski i Węgier) oraz największą – w okresie, za który zgromadzono dane – gospodarkę świata (USA). Wszystkie je łączy fakt, iż w mniejszym bądź większym stopniu zostały dotknięte przez kryzys 2007+. Grupę tę uznano za wystarczającą dla opracowania wzorca sytuacji przedkryzysowej i kryzysowej.

#### 3.1. Wybór zmiennych

Zgodnie z sugestiami Detkena *et al.* (2014), wzięto pod uwagę następujące grupy zmiennych o kwartalnej częstotliwości obserwacji (w nawiasach symbole i źródła danych):

##### 1. Zmienne makroekonomiczne

- nominalny PKB (NGDP, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- realny PKB (RGDP, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- zharmonizowany wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- zharmonizowana stopa bezrobocia (UR, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- nominalny M3 (NM3, MFW: <http://data.imf.org/regular.aspx?key=60998116>),
- przeciętny, realny, efektywny kurs walutowy, deflowany CPI u 37 partnerów handlowych (REER, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),

<sup>4</sup> Analiza empiryczna ma charakter jedynie ilustracyjny.

- 
- saldo obrotów bieżących (CAB, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>);

## 2. Zmienne kredytowe

- nominalna wartość kredytu ogółem dla sektora niefinansowego (NTCNFS, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- stosunek nominalnej wartości kredytu ogółem dla sektora niefinansowego do nominalnego PKB (NTCNFSGDP, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- nominalna wartość kredytu ogółem dla przedsiębiorstw niefinansowych (NTCNFC, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- stosunek nominalnej wartości kredytu ogółem dla przedsiębiorstw niefinansowych do nominalnego PKB (NTCNFCGDP, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- nominalna wartość kredytu ogółem dla gospodarstw domowych (NTCH, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- stosunek nominalnej wartości kredytu ogółem dla gospodarstw domowych do nominalnego PKB (NTCHGDP, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- nominalna wartość kredytu bankowego dla prywatnego sektora niefinansowego (NBCNFS, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- stosunek nominalnej wartości kredytu bankowego dla prywatnego sektora niefinansowego do nominalnego PKB (NBCNFSGDP, BIS: <https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6|326>),
- udział kredytów zagrożonych w kredytach ogółem (NPLTGL, Bloomberg),
- nominalny dług sektora finansów publicznych (NPD, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- stosunek nominalnego długu publicznego do nominalnego PKB (NPDGDP, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),

- wskaźnik obsługi długu<sup>5</sup> przez prywatny sektor niefinansowy (DSRAA, BIS: <https://www.bis.org/statistics/dsr.htm?m=6|341>),
- wskaźnik obsługi długu przez przedsiębiorstwa niefinansowe (DSRNFC, BIS: <https://www.bis.org/statistics/dsr.htm?m=6|341>),
- wskaźnik obsługi długu przez gospodarstwa domowe (DSRH, BIS: <https://www.bis.org/statistics/dsr.htm?m=6|341>);

### 3. Zmienne finansowe

- 3-miesięczna (przeciętna) nominalna stopa procentowa (N3MMMR, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- długookresowa (przeciętna) nominalna stopa oprocentowania obligacji skarbowych wg definicji traktatowej (Maastricht) (NLTIR, Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>),
- cena nominalna akcji<sup>6</sup> (NEP, Stooq),
- rozstęp (*spread*) LIBOR-OIS<sup>7</sup> (LIBOROISS, Bloomberg),
- stopa swapu ryzyka kredytowego państwa<sup>8</sup> ( premia kontraktu *sovereign*, SCDSP, Bloomberg);

### 4. Zmienne rynku nieruchomości

- przeciętna, nominalna cena sprzedaży nieruchomości mieszkalnych (domów i mieszkań, nowych i używanych) (NRPP, OECD: <https://data.oecd.org/hha/housing.htm>),
- przeciętna, realna (zdeflowana CPI) cena sprzedaży nieruchomości mieszkalnych (domów i mieszkań, nowych i używanych), wyrównana sezonowo (RPP, OECD: <https://data.oecd.org/hha/housing.htm>),

---

<sup>5</sup> Wskaźnik obsługi długu to część dochodu przeznaczana na obsługę zadłużenia (zob. też Drehmann *et al.*, 2015; Dynan *et al.*, 2003).

<sup>6</sup> Cena nominalna akcji to główny indeks wiodącej giełdy papierów wartościowych w każdej gospodarce.

<sup>7</sup> *Spread* LIBOR-OIS to różnica między stopą procentową LIBOR a stopą swapu OIS (*overnight indexed swap*), będąca, naprościej mówiąc, jedną z miar płynności rynku pieniężnego (zob. Sengupta & Yu, 2008).

<sup>8</sup> Premia kontraktu *sovereign* (opiewającego na dług publiczny, *sovereign credit default swap premia*) jest miarą ryzyka niewypłacalności państwa (zob. Grossman & Hansen, 2010).

- stosunek przeciętnej, nominalnej ceny sprzedaży domu do nominalnego dochodu rozporządzalnego *per capita* (RNRPPNI, OECD: <https://data.oecd.org/hha/housing.htm>),
  - stosunek przeciętnej, nominalnej ceny sprzedaży domu do ceny wynajmu (RNPPNR, OECD: <https://data.oecd.org/hha/housing.htm>).
5. Zmienne bankowe (10 największych polskich banków wg wielkości sumy bilansowej za ostatni kwartał 2016)
- aktywa ogółem (AKT, w zł, dane pobrane ze stron internetowych banków i Giełdy Papierów Wartościowych),
  - fundusze własne (FUND, w zł, dane pobrane ze stron internetowych banków i Giełdy Papierów Wartościowych),
  - wskaźnik adekwatności kapitałowej (ADEK, fundusz własne/aktywa ważone ryzykiem $\times 100\%$ , obliczenia własne na podstawie AKT i FUND).

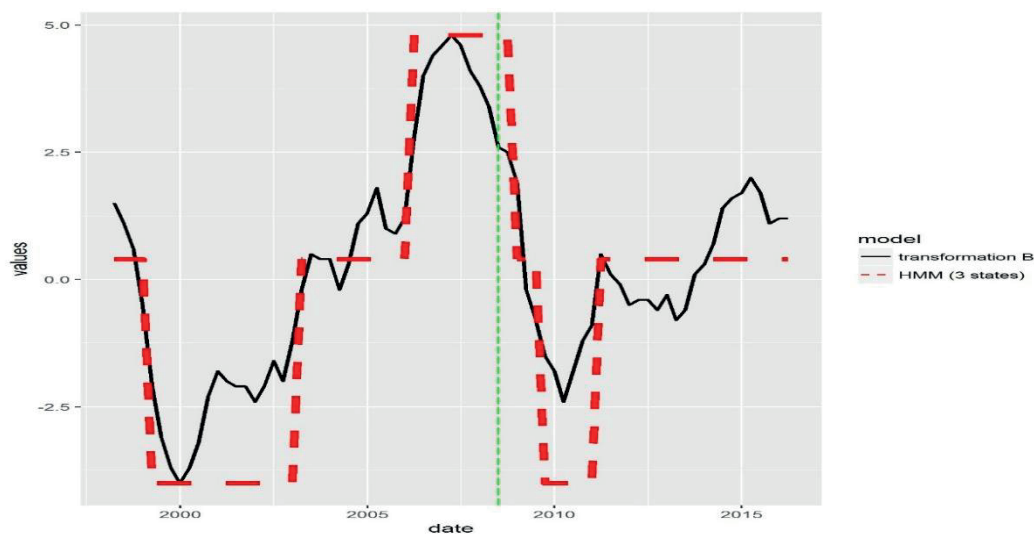
Szczegółowe informacje o długości poszczególnych szeregów czasowych przedstawiono w Załączniku 1.

### 3.2. Transformacja danych

Każdy z szeregów czasowych został na etapie wstępnym poddany desezonalizacji na dwa sposoby:

- transformacja A:  $y_t = \frac{x_t - x_{t-4}}{x_{t-4}}$ ,
- transformacja B:  $y_t = x_t - x_{t-4}$ .

Następnie do tak przekształconych szeregów, na całej ich długości (różniące się między szeregami), zastosowano algorytm Bauma-Welcha dla modelu MSM z warunkowymi rozkładami normalnymi i trzelementową przestrzenią stanów. Liczba wykonanych symulacji wyniosła 1000, a wartości parametrów losowane były z rozkładu jednostajnego na przedziale  $\langle 0; 1 \rangle$ . Algorytmem Viterbiego wytyczono trzystanowe ścieżki dla wszystkich modeli uznanych za optymalne (według kryteriów przedstawionych wyżej). Przykład takiej ścieżki pokazano na Rysunku 1 (wybrane pozostałe zamieszczono w Załączniku 2).



Rysunek 1. Stopa bezrobocia w Polsce po transformacji B (linia ciągła) wraz z trzystanową ścieżką Viterbiego (linia przerywana).

### 3.3. Sygnatury

Wprowadźmy kilka definicji, które usystematyzują dalsze etapy procesu badawczego i ułatwią wyjaśnienie jego zawłości. Dla ustalonego zbioru krajów  $Z$ , zbioru zmiennych  $vars$  i chwil  $t_Z$  (potencjalnie różnych dla różnych krajów), sygnaturą  $S(Z, vars, t_Z)$  będziemy nazywać wektor, którego każdy z trzech elementów stanowi częstość występowania danego stanu w okresie kolejnych czterech kwartałów, na wytyczonych ścieżkach Viterbiego (szeregów zawartych w  $vars$  kraju  $c \in Z$ ). Ściślej,  $i$ -ty element wektora,  $i \in \{0, \frac{1}{2}, 1\}$ , to

$$\{S(Z, vars, t_Z)\}_i = \frac{\text{liczba stanów } i \text{ w } \{x(\tau)\}}{\text{liczba wszystkich stanów w } \{x(\tau)\}},$$

gdzie  $\tau \in \{t_c - 3, t_c - 2, t_c - 1, t_c\}$ ,  $x \in \{vars\}_{c \in Z}$ ,  $t_c \in t_Z$ . Każdy element sygnatury (częstość) mieści się w przedziale  $\langle 0; 1 \rangle$  i sumują się one do jedności.

Sygnatura jest swoistym wskaźnikiem koniunktury gospodarczej na obszarze  $Z$  w okresie  $t_Z$ . Informuje on o występowaniu tendencji rozwojowej lub jej braku oraz, jeśli tendencja taka występuje, o jej kierunku (rosnąca/spadkowa). Poniższe przykłady pomogą zrozumieć treść sygnatury.

### Przykład 1

Sygnatury dla jednego kraju (Polski) i jednej zmiennej (stopy bezrobocia po transformacji B) dla kwartałów: I 2010 i II 2010 to, odpowiednio:

$$S(\{PL\}, \{UR\_transB\}, \{2010.I\}) = (0, 0,25, 0,75) \text{ i}$$
$$S(\{PL\}, \{UR\_transB\}, \{2010.II\}) = (0, 0, 1).$$

W celu wyznaczenia sygnatury dla pierwszego kwartału roku 2010 należy obliczyć częstości występowania poszczególnych stanów w okresie II.2009-I.2010 (zob. Tabela 1). Stan „0” nie występował ani razu, stąd wartość 0 w sygnaturze. Stan „1/2” wystąpił raz, co daje częstość 1/4, zaś stan „1” zaobserwowano trzykrotnie, więc ostatni element sygnatury to 3/4. Dla drugiego kwartału roku 2010 jedynym niezerowym elementem sygnatury jest częstość występowania stanu 1.

Tabela 1. Sygnatury stopy bezrobocia w Polsce w latach 2009-2010.

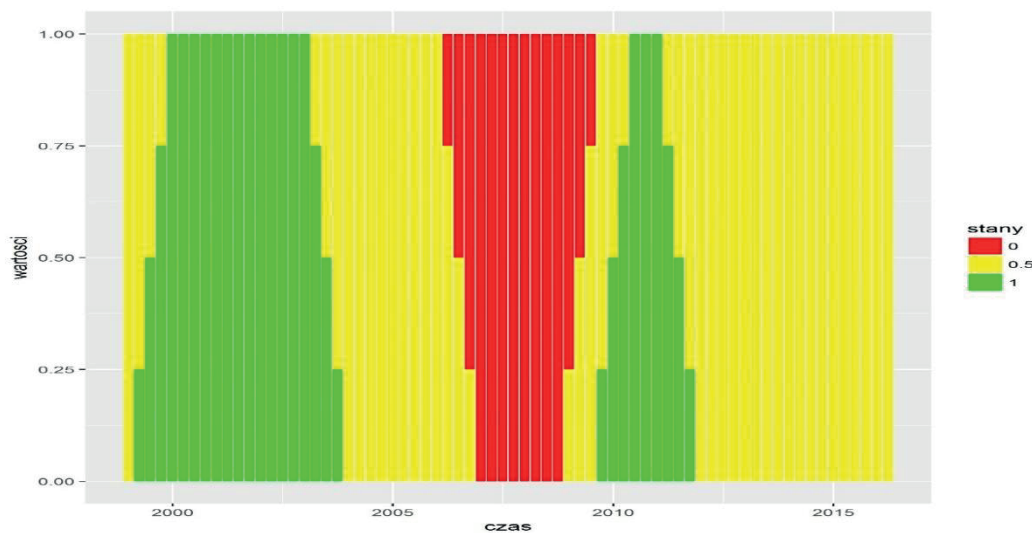
| kwartał           | stan | sygnatura |      |      |
|-------------------|------|-----------|------|------|
|                   |      | 0         | 1/2  | 1    |
| 2009, kwartał I   | 1/2  | -         | -    | -    |
| 2009, kwartał II  | 1/2  | -         | -    | -    |
| 2009, kwartał III | 1    | -         | -    | -    |
| 2009, kwartał IV  | 1    | 0         | 0,5  | 0,5  |
| 2010, kwartał I   | 1    | 0         | 0,25 | 0,75 |
| 2010, kwartał II  | 1    | 0         | 0    | 1    |
| 2010, kwartał III | 1    | 0         | 0    | 1    |
| 2010, kwartał IV  | 1    | 0         | 0    | 1    |

Interpretując otrzymany wynik, powiedzielibyśmy, że w pierwszym kwartale 2010 r. zaznaczyła się tendencja ku poprawie na rynku pracy (wyrażona spadkiem stopy bezrobocia), której utrwalenie przyniósł kolejny kwartał.

Zmiany sygnatury w czasie można przedstawić na wykresie, odpowiednio zaznaczając poszczególne stany. Rysunek 2 przedstawia sygnatury stopy bezrobocia (po transformacji typu B) w Polsce w latach 1998-2016. Kolorem czerwonym oznaczono częstość występowania stanu „0” (faza spadkowa – pogorszenie się



koniunktury), kolorem zielonym częstość występowania stanu „1” (faza wzrostowa – poprawa koniunktury), a kolorem żółtym częstość występowaniu stanu „½” (faza przejściowa). Jak widać, słupki o jednym kolorze grupują się, co oznacza, że w okresie tym zmienna była w ruchu typowym dla danej fazy cyklu koniunkturalnego (por. z Rysunkiem 1).



Rysunek 2. Sygnatury stopy bezrobocia (transformacja B) w Polsce w latach 1998-2016.

## Przykład 2

Sygnatura dla trzech krajów (Czech, Niemiec i Polski), dwóch zmiennych (wskaźnika inflacji po transformacji typu A i nominalnego PKB po transformacji B) i I kwartału 2010:

$$S(\{CZ, DE, PL\}, \{CPI\_transA, NGDP\_transB\}, \{2010.I, 2010.I, 2010.I\}) \\ = (0,167, 0,292, 0,542).$$

Licząc częstości występowania poszczególnych stanów w okresie II.2009-I.2010 (zob. Tabela 2), otrzymujemy sygnaturę dla pierwszego kwartału roku 2010. Częstości występowania poszczególnych stanów na sześciu ścieżkach Viterbiego wyglądają następująco:

- stan „0” wystąpił czterokrotnie, czyli z częstością  $\frac{4}{24} \approx 0,167$ ,
- stan „½” wystąpił siedmiokrotnie, czyli z częstością  $\frac{7}{24} \approx 0,292$ ,
- stan „1” wystąpił trzynastokrotnie, czyli z częstością  $\frac{13}{24} \approx 0,542$ .

Tabela 2. Sygnatury stopy inflacji i nominalnego PKB w Czechach, Niemczech i Polsce w latach 2009-2010.

| kwartał              | CZ            |                | DE            |                | PL            |                | sygnatura |       |       |
|----------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|-----------|-------|-------|
|                      | CPI<br>transA | NGDP<br>transB | CPI<br>transA | NGDP<br>transB | CPI<br>transA | NGDP<br>transB | 0         | ½     | 1     |
| 2009,<br>kwartał I   | 1             | 0              | 1             | 0,5            | 1             | 0,5            | -         | -     | -     |
| 2009,<br>kwartał II  | 1             | 0              | 1             | 0,5            | 1             | 0,5            | -         | -     | -     |
| 2009,<br>kwartał III | 1             | 0              | 1             | 0,5            | 1             | 0,5            | -         | -     | -     |
| 2009,<br>kwartał IV  | 1             | 0              | 1             | 0,5            | 1             | 0,5            | 0,167     | 0,333 | 0,500 |
| 2010,<br>kwartał I   | 1             | 0              | 1             | 1              | 1             | 0,5            | 0,167     | 0,292 | 0,542 |
| 2010,<br>kwartał II  | 1             | 0              | 1             | 1              | 1             | 0,5            | 0,167     | 0,250 | 0,583 |
| 2010,<br>kwartał III | 1             | 0              | 1             | 1              | 1             | 0,5            | 0,167     | 0,208 | 0,625 |
| 2010,<br>kwartał IV  | 1             | 0              | 1             | 1              | 1             | 1              | 0,167     | 0,125 | 0,708 |

Otrzymany wynik należałoby interpretować w taki sposób, iż w latach 2009-2010 w obszarze trójkąta Czechy-Niemcy-Polska koniunktura gospodarcza (mierzona stopą inflacji i nominalnym PKB) była raczej dobra z tendencją ku umacnianiu się.

Należy zwrócić uwagę, iż choć badane szeregi czasowe mają różne długości, to proponowana metoda nie jest na tę niedogodność wrażliwa i działa również w przypadku brakujących obserwacji (*missing values*).

### Przykład 3

Rozważmy zestaw następujących zmiennych po transformacji B: NTCNFCGDP, NTCHGDP, NBCNFSGDP, NPDGDP, DSRAA dla Hiszpanii w okresie I.1997-II.2009 (50 kwartałów). Wyznaczmy sygnatury

$$S(\{SP\}, \{NTCNFCGDP\_transB, NTCHGDP\_transB, NBCNFSGDP\_transB, \\ NPDGDP\_transB, DSRAA\_transB\}, \{t_{SP}\}),$$

dla  $t_{SP} = \text{I.1997} - \text{II.2009}$ . Wyznamy również sygnatury dla tego samego zestawu zmiennych, lecz innych krajów i okresów: dla Niemiec,  $\text{III.1987-I.2000}$  (50 kwartałów) i Wielkiej Brytanii,  $\text{II.1995-III.2007}$  (również 50 kwartałów)<sup>9</sup>:

$$S(\{DE, GB\}, \{NTCNFCGDP\_transB, NTCHGDP\_transB, NBCNFSGDP\_transB, \\ NPDGDP\_transB, DSRAA\_transB\}, \{t_{DE}, t_{GB}\}),$$

dla  $t_{DE} = \text{III.1987} - \text{I.2000}$  i  $t_{GB} = \text{II.1995} - \text{III.2007}$ . Sygnatury te są dość podobne do siebie (zob. Rysunek 3), co oznacza, że koniunktura gospodarcza w Hiszpanii w latach 1997-2009, wg wskazań pięciu ww. wskaźników, zmieniała się podobnie co w Niemczech w latach 1987-1999 i Wielkiej Brytanii w okresie 1995-2007. To podobieństwo właśnie jest podstawą oceny, w jakim kierunku zmierza bieżąca sytuacja gospodarcza w danym kraju. Dla celu prognozowania tej zmiany sytuacji kluczową jest kwestia określenia, które zmienne i kraje stanowią łącznie wzorzec, w jaki dana gospodarka się wpisuje.

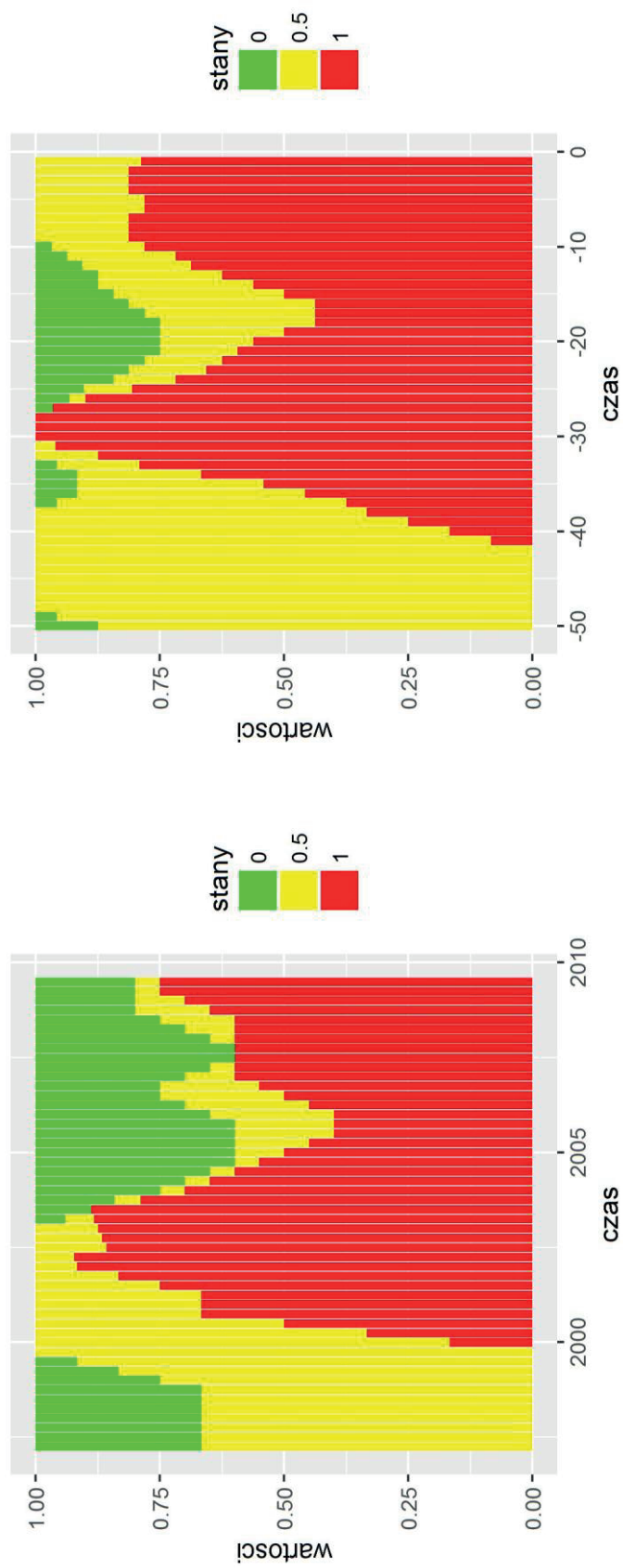
### 3.4. Sygnatury wzorcowe

Minimalny czas reakcji na wystąpienie zagrożenia kryzysem w sektorze bankowym szacuje się na co najmniej pięć kwartałów. Oznacza to, iżby móc uznać nadejście kryzysu w danej gospodarce za wielce prawdopodobne, konieczna jest znajomość sygnatur gospodarki, w której kryzys wystąpił, za okres co najmniej 7 kwartałów poprzedzających ten kryzys. Sygnatury te, nazwane wzorcowymi, powinny zostać wyznaczone dla tego samego zestawu zmiennych  $\{vars\}$ :

$$S_i^w = S(\{country1, country2, \dots, countryN\}, \{vars\}, \{t_{country1} - i, t_{country2} - \\ i, \dots, t_{countryN} - i\}),$$

dla  $i = 0, 1, \dots, 7$ , gdzie  $t_{countryX}$  ( $X = 1, 2, \dots, N$ ) oznacza kwartał, w którym

<sup>9</sup> Kwartały końcowe, tj. I.2000 i III.2007, uznaje się za daty wystąpienia kryzysów bankowych w tych krajach.



Rysunek 3. Porównanie sygnatur z tymi samymi zestawami zmiennych (NTCNFCGDP\_transB, NTCHGDP\_transB, NBCNFCGDP\_transB, NPDGDP\_transB, DSRAA\_transB), lecz różnymi okresami i krajami: po lewej Hiszpania (I.1997-II.2009), po prawej Niemcy (III.1987-I.2000) i Wielka Brytania (II.1995-III.2007).

wybuchł kryzys w gospodarce  $X$ . Taki sposób sygnatury wzorcowej stwarza zarazem możliwość jej stosowania do prognozowania powtarzających się kryzysów bankowych w jednej gospodarce lub kryzysów innych niż bankowe.

Wybór zmiennych  $\{vars\}$  jest podporządkowany kryterium ich zdolności predykcyjnej. Przebiega on wieloetapowo:

1. Wpierw bada się dostępność danych oraz długość szeregów czasowych.
2. Następnie, każdy z szeregów czasowych należy poddać transformacji A i B (z zastrzeżeniem że w sygnaturze może pojawić się zmienna w tylko jednej z postaci A i B).
3. W kroku trzecim należy przeprowadzić *data mining* z uwzględnieniem wszystkich możliwych kombinacji złożonych z co najmniej dwóch zmiennych i co najmniej czterech krajów.
4. Odrzuca się kombinacje zawierające zmienne współliniowe.

W celu wyboru trafnych kombinacji spośród milionów możliwych należy zmierzyć odległość pomiędzy sygnaturą wzorcową a sygnaturą danej gospodarki:

$$d_j^{country} = \min_{i \in \{0,1,\dots,7\}} d(S_j^{country}, S_i^w),$$

dla  $j \in \{5,6,7\}$ . Ściślej mówiąc, dla każdej kombinacji należy obliczyć odległości pomiędzy sygnaturą każdego kraju, który nie został uwzględniony w tej kombinacji, a sygnaturami wzorcowymi w okresie 5-7 kwartałów poprzedzających kryzys. Odległości  $d_j^{country}$  informują o tym, na ile sytuacja w danej gospodarce przypomina sytuację w gospodarce odniesienia; im odległość jest mniejsza, tym bardziej sytuacja w danej gospodarce podobna jest do sytuacji w gospodarce wzorcowej. Uwzględnienie wszystkich kwartałów (od 0 do 7) w pomiarze odległości umożliwia ocenę zmiany tego podobieństwa.

#### Przykład 4

Rozważmy kombinację złożoną z hipotetycznego zestawu zmiennych, określonego jako  $vars$ , dla pięciu krajów: Czech, Francji, Grecji, Hiszpanii i Niemiec. Wyznaczamy sygnatury wzorcowe:

$$S_i^w = S(\{CZ, FR, GR, SP, DE\}, \{vars\}, \{t_{CZ} - i, t_{FR} - i, t_{GR} - i, t_{SP} - i, t_{DE} - i\})$$

dla  $i = 0, 1, \dots, 7$ , gdzie  $t_{CZ}, t_{FR}, t_{GR}, t_{SP}, t_{DE}$  to kwartały, w których wystąpiły kryzysy w poszczególnych krajach (daty zaczerpnięte z Tabeli 3).

Tabela 3. Daty rozpoczęcia kryzysów finansowych<sup>10</sup>.

| kraj | kwartał/rok | kraj | kwartał/rok | kraj | kwartał/rok |
|------|-------------|------|-------------|------|-------------|
| GB   | III 2007    | HU   | III 2008    | DE   | I 2000      |
| GR   | I 2008      | PL   | II 2008     | SP   | II 2009     |
| FR   | III 2008    | CZ   | III 2007    | USA  | II 2007     |

Źródło: Detken i in. (2014), Harris i in. (2014), Duprey i in. (2015).

Dla tego samego zestawu zmiennych wyznaczamy sygnatury dla USA, Węgier oraz Wielkiej Brytanii:

$$S_j^{USA} = S(\{USA\}, \{vars\}, \{t_{USA} - j\}),$$

$$S_j^{HU} = S(\{HU\}, \{vars\}, \{t_{HU} - j\}),$$

$$S_j^{GB} = S(\{GB\}, \{vars\}, \{t_{GB} - j\}).$$

<sup>10</sup> Wg proponowanej metody daty rozpoczęcia kryzysów mają charakter egzogeniczny, tzn. stanowią punkt odniesienia dla tworzenia „wzorca kryzysu”. Ze względu na różne definicje kryzysu i metody ich identyfikacji literatura przedmiotu nie jest jednolita co do dat wystąpienia kryzysów finansowych (por. m.in. Babecký i in., 2012; Laeven i Valencia, 2013; Detken i in., 2014; Duprey i in., 2015; Duca i in., 2017). Wskazówkę w wyborze preferowanego źródła datowania mógłby stanowić fakt odnotowania w nim kryzysu w Polsce. Jak się okazuje jednak, jedyny taki epizod miał miejsce w pierwszej połowie lat 90 (Babecký i in., 2012; Laeven i Valencia, 2013; Duca i in., 2017), lecz ze względu na specyfikę tego okresu (recesja transformacyjna) nie został on wzięty pod uwagę w niniejszym badaniu. Za początek kryzysu finansowego w Polsce można ewentualnie uznać drugą połowę 2008 r. (Gorzelak, 2010), czy też – bardziej precyzyjnie – wrzesień 2008 r. (KNF, 2009), choć pierwsze sygnały o pogarszającej się sytuacji na rynku akcji i rynku walutowym pojawiły się już wcześniej. Trend spadkowy wartości WIG obserwowany był bowiem od lipca 2007 r. do lutego 2009 r. W okresie luty-maj 2008 r. miała wprawdzie miejsce pewna stabilizacja jego wartości, jednak po niej nastąpiły niemal nieprzerwane spadki. Towarzyszyła temu rozpoczęta w lipcu 2008 r. deprecjacja złotego (NBP, 2009). Duca i in. (2017) identyfikują okres od września 2007 r. do listopada 2009 r. jako *residual event* – epizod podwyższonego ryzyka wystąpienia kryzysu finansowego (*financial stress*), lecz nie kryzys jako taki. Celem niniejszego opracowania nie jest jednak ocena sytuacji na rynkach finansowych w Polsce w latach 2007-2009. Jak wspomniano, lansowana metoda wymaga natomiast przyjęcia wzorca sytuacji kryzysowej. Charakter opisanych wydarzeń wskazuje, również zdaniem wymienionych autorów, na pewien stan zagrożenia stabilności finansowej, odmienny od sytuacji wcześniejszej i późniejszej. Dla celu egzemplifikacji działania proponowanej metody jest to wystarczająca przesłanka, by uznać ów epizod za sytuację odniesienia.

Obliczamy następnie odległości pomiędzy tymi sygnaturami a sygnaturami wzorcowymi:

$$\begin{aligned}d_j^{USA} &= \min_{i \in \{0,1,\dots,7\}} d(S_j^{USA}, W_i), \\d_j^{HU} &= \min_{i \in \{0,1,\dots,7\}} d(S_j^{HU}, W_i), \\d_j^{GB} &= \min_{i \in \{0,1,\dots,7\}} d(S_j^{GB}, W_i).\end{aligned}$$

Do dalszego etapu badania wybieramy kombinacje, dla których obliczone odległości są najbliższe pierwszego kwartyla zbioru wszystkich odległości w danym kwartale. W ten sposób typuje się kombinacje, które sygnalizowały nadejście kryzysu  $j$  kwartałów wcześniej, a zbiór bardzo wielu możliwych kombinacji redukuje się do potencjalnie najlepszych predyktorów. Niektóre z nich mogą się powtarzać lub być współliniowe i jako takie powinny zostać odrzucone.



Trzy kwestie wymagają komentarza. Po pierwsze, istnieją alternatywne metody porównywania modeli. Jedną z najczęściej stosowanych jest krzywa ROC oraz pole powierzchni pod nią (AUC, AUROC). W Załączniku 3 przedstawiono krzywe ROC dla złożonych wskaźników wczesnego ostrzegania (patrz: podrozdział 3.6). Dla zestawów zmiennych dobranych indywidualnie dla poszczególnych krajów wartości AUROC byłyby wyższe niż dla dobranych dla całej grupy analizowanych krajów. Metoda ta nie sprawdza się jednak w przypadku modeli tworzonych w opisany wyżej sposób z tego powodu, iż odległości pomiędzy sygnaturami przyjmują skończone wartości z ograniczonego zbioru. Wybór punktu odcięcia (*cut-off value*) ze zbioru o tak małej liczbie elementów oznacza, iż wiele modeli dla wskaźników cząstkowych wydałoby się praktycznie idealnych, gdyby ich jakość oceniać miarą AUROC. Właściwszym sposobem sprawdzenia zdolności predykcyjnej proponowanej przez nas metody byłoby wyznaczenie błędów *ex post* (zob. Rysunki 18-23).

Po drugie, proponowane podejście ma wiele możliwych parametrów kalibracji: punkt odcięcia, zbiór krajów, zmienne i ich transformacje, czy miary



odległości. Co więcej, jak wiadomo, każdy kryzys jest inny, co oznacza, że nadchodzący kryzys nie musi być podobny do wzorca opracowanego na podstawie historycznych danych. Należy zatem traktować proponowane rozwiązanie raczej jako kierunek dalszych poszukiwań doskonalszych wskaźników wczesnego ostrzegania.

Po trzecie, proponowana miara wyboru najlepszego z modeli ma na celu przede wszystkim ograniczenie zbioru wszystkich możliwych kombinacji do takich, które rokują najlepiej z perspektywy wykorzystania ich do konstrukcji wskaźnika wczesnego ostrzegania. Z tak ograniczonego zbioru kombinacji wybór został dokonany na podstawie bezpośrednich porównań oraz przesłanek merytorycznych. Takie podejście nie jest zatem w pełni automatyczne i wymaga wiedzy eksperckiej.

### 3.5. *Próg aktywacji i intensywność zmian odległości*

Proponuje się, by dobór odpowiedniego zestawu zmiennych został dokonany niezależnie w czterech grupach, na które zostały podzielone zmienne (makroekonomiczne, kredytowe, finansowe, rynku nieruchomości). Na podstawie odległości sygnatury kraju w czasie  $t$  od sygnatur wzorcowych należy wyznaczyć chwilę zawiązania (próg aktywacji) bufora oraz intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji. W ten sposób otrzymujemy niejako cztery osobne wskaźniki, których połączenie daje złożony wskaźnik wczesnego ostrzegania.

Dla każdej z grup zmiennych jako próg aktywacji proponujemy wybrać odległość średnią z 4-7 kwartałów przed kryzysem, a następnie dla każdego kwartału, w którym nastąpiło przekroczenie ustalonego progu aktywacji, obliczyć intensywność zmiany odległości w kolejnych kwartałach według wzoru:

$$\left[ d\left(S_1(Z_1, vars_1, t_{Z_1}), S_2(Z_2, vars_2, t_{Z_2})\right) - d\left(S_1(Z_1, vars_1, t_{Z_1} - 1), S_2(Z_2, vars_2, t_{Z_2} - 1)\right) \right] * \frac{2,5}{2}.$$

Według obowiązujących wytycznych, wielkość bufora powinna mieścić się w przedziale od 0 do 2,5% aktywów ważonych ryzykiem. Jako że największy

możliwy spadek odległości w ciągu jednego kwartału jest równy 2 (patrz: podrozdział 3.3), rozsądnym wydaje się przedstawienie intensywności zmiany odległości jako procentu dopuszczalnej wielkości bufora antycyklicznego (stąd we wzorze mnożnik  $\frac{2,5}{2}$ ).

Intensywność zmiany odległości mówi, jak szybko sytuacja w danej gospodarce upodabnia się (lub różnicuje) do gospodarki odniesienia, a inaczej mówiąc, jak szybko dana gospodarka zbliża się (oddala się) do prawdopodobnego kryzysu. W miarę spadku odległości podobieństwo to rośnie.

### 3.6. *WIRG, próg aktywacji i wielkość bufora antycyklicznego*

Ze względu na grupowanie zmiennych progi aktywacji są określone z osobna dla każdej grupy zmiennych. Na podstawie wskaźników częściowych zbudowano złożony wskaźnik wczesnego ostrzegania, któremu nadano nazwę WIRG. Wskaźnik ten sygnalizuje kwartał, w którym należy rozważyć decyzję o zawiązaniu bufora antycyklicznego oraz sugeruje wielkość bufora.

Bufor może zostać zawiązany w kwartale, w którym więcej niż połowa wskaźników składowych przekracza progi aktywacji wyznaczone indywidualnie dla danej grupy zmiennych. Właśnie tą „masę krytyczną” nazywamy wskaźnikiem wczesnego ostrzegania WIRG. Proponowana (optymalna) wielkość bufora jest wówczas wyznaczana jako średnia intensywność zmiany odległości w grupach z przekroczonym progiem ostrożnościowym.

#### 4. Ilustracja empiryczna

Spośród wielu możliwych kombinacji zostały wybrane te rokujące najlepiej, jeżeli chodzi o właściwości prognostyczne. We wzorcu znalazły się wszystkie kraje poza Polską, dla których udało się pozyskać dane. Być może, wybór bardziej spójnej grupy krajów byłby właściwszy, intencją autorów było jednak uchwycenie różnorodności, która może skrywać czynniki specyficzne, obce większości wybranych gospodarek, lecz oddziałujące na gospodarkę polską.

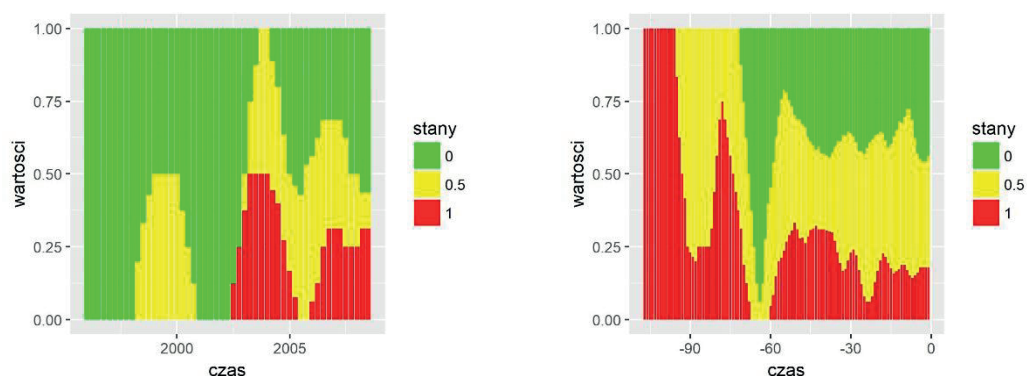
Wskaźniki wczesnego ostrzegania dobierane były niezależnie w czterech grupach, na które zostały podzielone zmienne.

##### 4.1. Zmienne makroekonomiczne

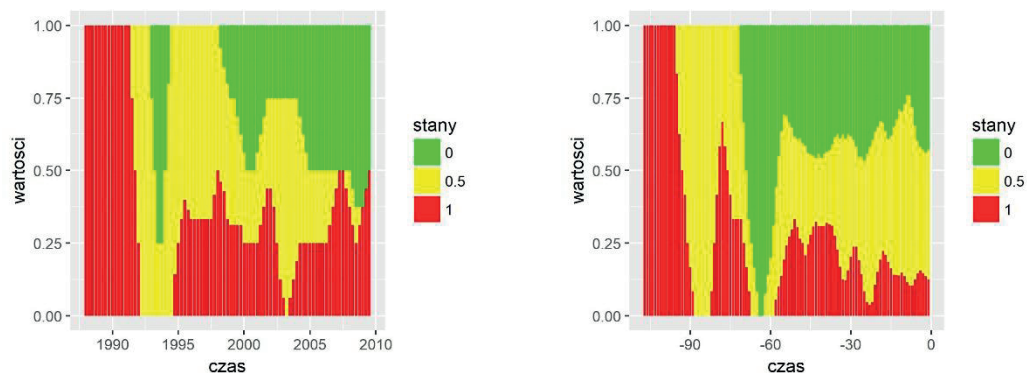
Z tej grupy zmiennych do konstrukcji wskaźnika wyprzedzającego zostały wybrane następujące zmienne:

- $RGDP\_transA$  – realny PKB po transformacji A;
- $UR\_transA$  – zharmonizowana stopa bezrobocia po transformacji A;
- $REER\_transA$  – przeciętny, realny, efektywny kurs walutowy, deflowany CPI u 37 partnerów handlowych po transformacji A;
- $CAB\_transB$  – saldo obrotów bieżących po transformacji B.

Poniżej porównano sygnatury wzorcowe oraz sygnatury Polski (Rysunek 4) i Hiszpanii (Rysunek 5), odległości sygnatur Polski (Rysunek 6) i Hiszpanii (Rysunek 7) od sygnatur wzorcowych oraz proponowane wielkości buforów (Tabele 4 i 5). Z Rysunku 4 wynika, że gospodarka polska, oceniając przez pryzmat wzrostu realnego PKB, zmian stopy bezrobocia, realnej wartości waluty krajowej i obrotów bieżących, w latach 1995-2003 znajdowała się w okresie gorszej koniunktury, po czym nadeszła krótkotrwała poprawa, spowodowana, jak wiadomo, przez czynniki swoiste, uaktywnione przystąpieniem Polski do UE. W roku 2005 ich działanie ustało, jednak już w kolejnym roku wraz z falą dobrej koniunktury w gospodarce światowej nastąpiło ożywienie, przerwane na początku 2008 r. przez wybuch kryzysu finansowego w USA, który rozlał się m.in. na Europę. Zmiany koniunktury w Hiszpanii były o tyle różne, iż sytuację w latach 1995-1998 należałoby określić jako raczej dobrą i nie wystąpił cykl specyficzny (Rysunek 5).



Rysunek 4. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych (RGDP\_transA, UR\_transA, REER\_transA, CAB\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Polska (do II.2008), po prawej wzorzec kryzysu (pozostałe kraje).

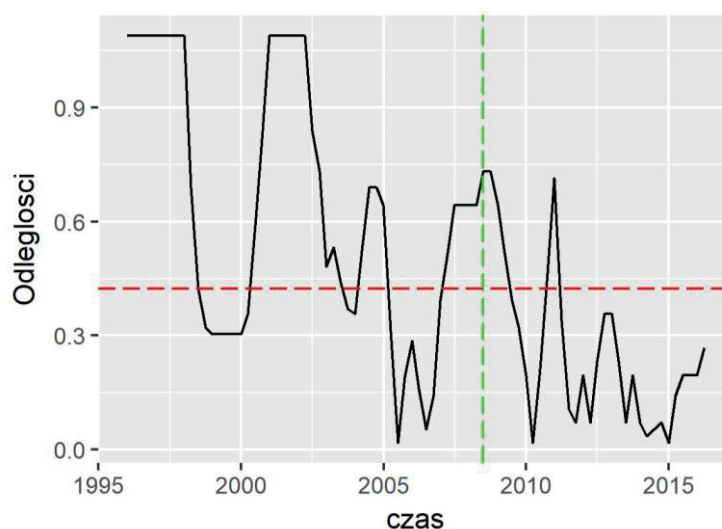


Rysunek 5. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych (RGDP\_transA, UR\_transA, REER\_transA, CAB\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Hiszpania (do II.2009), po prawej wzorzec kryzysu (pozostałe kraje).

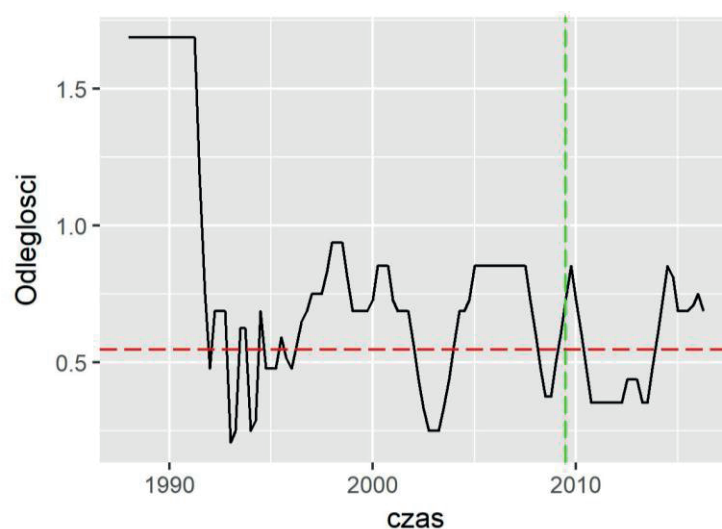
Zarówno w przypadku Polski jak i Hiszpanii widoczna jest synchronizacja koniunktury z wiodącym obszarem gospodarczym (skracać się odległość od sygnatur wzorcowych) przed kryzysem 2007+, zwłaszcza w okresie kilku lat bezpośrednio poprzedzających kryzys finansowy (zob. Rysunki 6 i 7). W obu przypadkach aktywacja progu nastąpiłaby z wymaganym wyprzedzeniem. Dla Polski próg ostrożnościowy mógłby zostać określony nawet bardziej rygorystycznie.

Należy zwrócić uwagę, iż kryzysy makroekonomiczne, których daty wystąpienia nie pokrywają się z datami kryzysów bankowych, mogą wpływać na

trafność wskazań wskaźnika złożonego wyłącznie ze zmiennych makroekonomicznych.



Rysunek 6. Odległości sygnatur Polski od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).



Rysunek 7. Odległości sygnatur Hiszpanii od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).

Tabela 4. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego – Polska.

| data              | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|-------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 1998, II kwartał  | 0,6893                            | 0,4226                       | 0,3333           |
| 2003, III kwartał | 0,4429                            | 0,3701                       | 0,0909           |
| 2005, I kwartał   | 0,6429                            | 0,3118                       | 0,4138           |
| 2009, II kwartał  | 0,5179                            | 0,3929                       | 0,1562           |
| 2011, I kwartał   | 0,7143                            | 0,3393                       | 0,4688           |

Tabela 5. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego – Hiszpania.

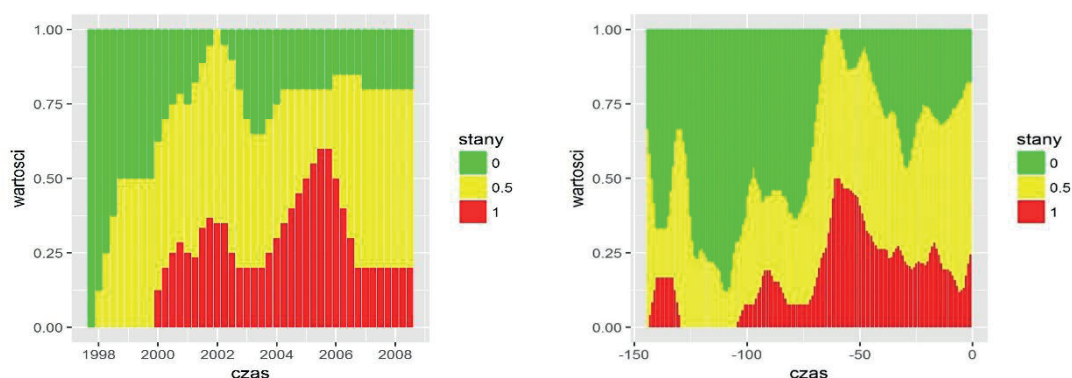
| data              | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|-------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 1991, IV kwartał  | 0,7500                            | 0,4792                       | 0,3385           |
| 1992, IV kwartał  | 0,6875                            | 0,2083                       | 0,5990           |
| 1993, IV kwartał  | 0,6250                            | 0,2500                       | 0,4688           |
| 1994, III kwartał | 0,6875                            | 0,4792                       | 0,2604           |
| 1995, III kwartał | 0,5917                            | 0,5189                       | 0,0909           |
| 2002, I kwartał   | 0,5625                            | 0,4375                       | 0,1562           |
| 2008, I kwartał   | 0,6042                            | 0,4792                       | 0,1562           |
| 2010, II kwartał  | 0,6042                            | 0,4792                       | 0,1562           |

#### 4.2. Zmienne kredytowe

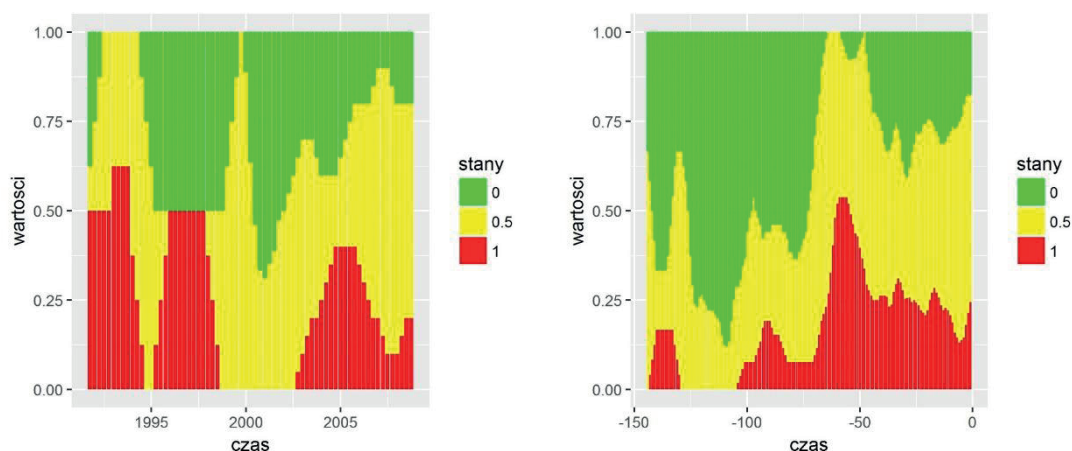
Z tej grupy zmiennych do wskaźnika włączono:

- NTCNFS\_transA – nominalna wartość kredytu ogółem dla sektora niefinansowego po transformacji A;
- NTCNFC\_transA – nominalna wartość kredytu ogółem dla przedsiębiorstw niefinansowych po transformacji A;
- NTCH\_transA – nominalna wartość kredytu ogółem dla gospodarstw domowych po transformacji A;
- DSRAA\_transB – wskaźnik obsługi długu przez prywatny sektor niefinansowy po transformacji B;
- NPD\_transB – nominalny dług sektora finansów publicznych po transformacji B.

Zmiany stanu zadłużenia niefinansowych sektorów instytucjonalnych w Polsce przebiegały w latach 1997-2008 podobnie co w grupie referencyjnej – do roku 2000 obserwowaliśmy jego stopniowy spadek, po którym nastąpił wzrost, szczególnie nasilony w okresie 2004-2006 (Rysunek 8). Bezpośrednio przed wybuchem światowego kryzysu finansowego tempo wzrostu zadłużenia obniżyło się. Na Węgrzech wzrost ten rozpoczął się dopiero w 2003 r. i od razu nabrał wysokiego tempa (Rysunek 9). W 2006 r. spowolnił, by ponownie przyspieszyć tuż przed kryzysem 2007+.



Rysunek 8. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych (NTCNFS\_transA, NTCNFC\_transA, NTCH\_transA, DSRAA\_transB, NPD\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Polska (do II.2008), po prawej wzorzec kryzysu (pozostałe kraje).

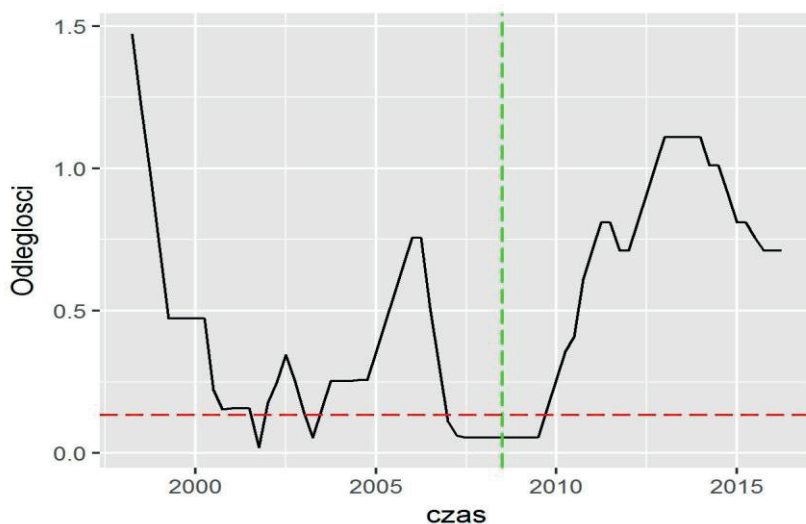


Rysunek 9. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych (NTCNFS\_transA, NTCNFC\_transA, NTCH\_transA, DSRAA\_transB, NPD\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Węgry (do II.2008), po prawej wzorzec kryzysu (pozostałe kraje).

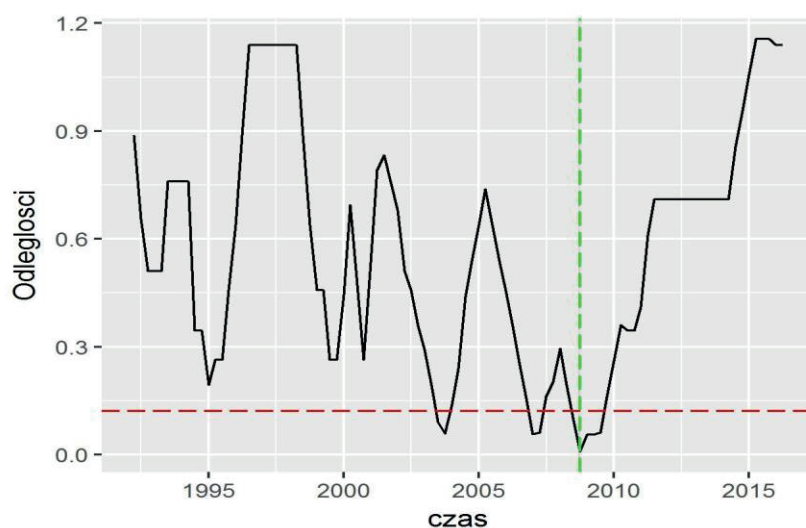


NPD\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Węgry (do III.2008), po prawej wzorec kryzysu (pozostałe kraje).

W przypadku Polski odległości od sygnatur wzorcowych gwałtownie się skróciły przed 2002 r. (Rysunek 10). Dystans wzrósł w 2006 r., jednak w pierwszym kwartale 2007 r. obniżył się poniżej progu aktywacji. Na Węgrzech zmiany odległości od sygnatur wzorcowych były częste i intensywne, jednak i w tym przypadku aktywacja bufora nastąpiłaby z odpowiednim wyprzedzeniem (Rysunek 11).



Rysunek 10. Odległości sygnatur Polski od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).



Rysunek 11. Odległości sygnatur Węgier od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).

Tabela 6. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego dla Polski.

| data              | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|-------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 2001, III kwartał | 0,1565                            | 0,2000                       | 0,1706           |
| 2003, I kwartał   | 0,1448                            | 0,0552                       | 0,1121           |
| 2006, IV kwartał  | 0,3102                            | 0,1102                       | 0,2500           |

Tabela 7. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego dla Węgier.

| data             | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 2003, II kwartał | 0,1917                            | 0,0917                       | 0,1250           |
| 2006, IV kwartał | 0,1565                            | 0,0565                       | 0,1250           |
| 2008, II kwartał | 0,1944                            | 0,0944                       | 0,1250           |

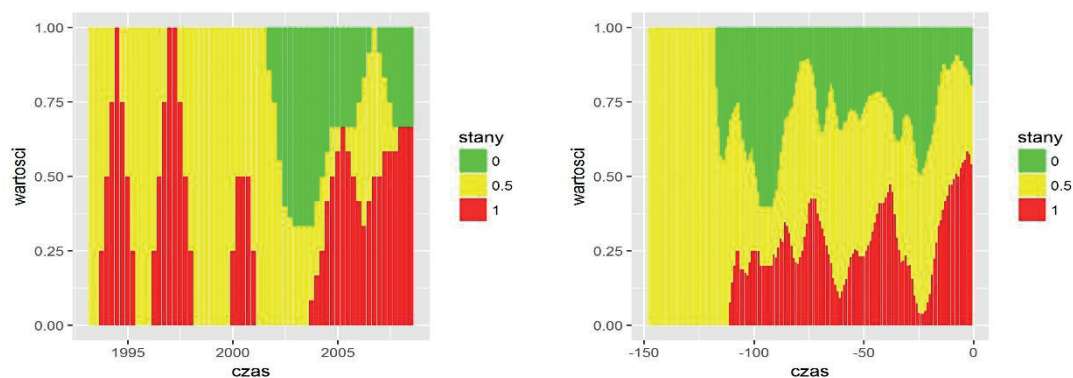
#### 4.3. Zmienne finansowe

Do sygnatur wzorcowych wybrano:

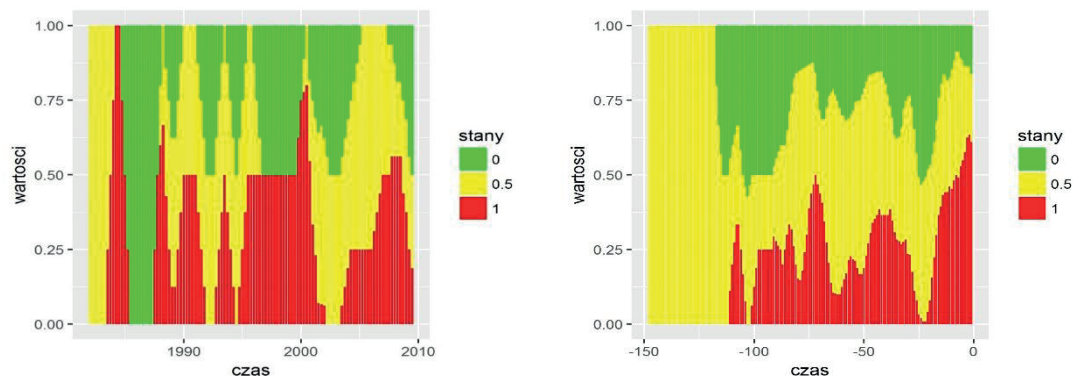
- $N3MMMR\_transB$  – 3-miesięczna (przeciętna) nominalna stopa procentowa po transformacji B;

- $NLTIR\_transB$  – długookresowa (przeciętna) nominalna stopa oprocentowania obligacji skarbowych wg definicji traktatowej (Maastricht) po transformacji B;
- $NEP\_transB$  – cena nominalna akcji po transformacji B;
- $LIBOROISS\_transB$  – rozstęp (*spread*) po transformacji B.

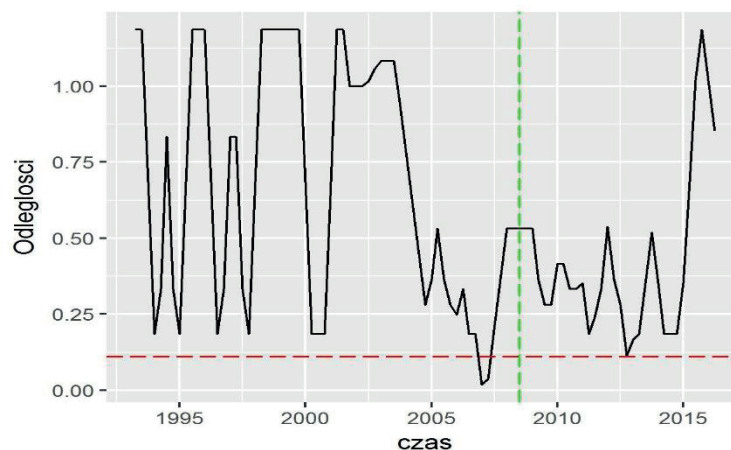
Zmienne te, ogólnie rzecz biorąc biorąc, wyrażają zmiany stóp zwrotu (z użycia kapitału). Jak widać (Rysunek 12), stopy te w Polsce w latach 1993-2008 niemal nieprzerwanie rosły, z wyjątkiem okresu 2002-2003. Dość podobnie kształtowały się stopy zwrotu w Hiszpanii z tą różnicą, że przed rokiem 2000 tendencja zwyżkowa nie była tak wydatna (Rysunek 13). Odległości od sygnatur wzorcowych podelgały bardzo silnym fluktuacjom (Rysunki 14 i 15), jednak wskaźnik z 5-kwartalnym wyprzedzeniem zasygnalizował kryzys finansowy z przełomu lat 2007-2008.



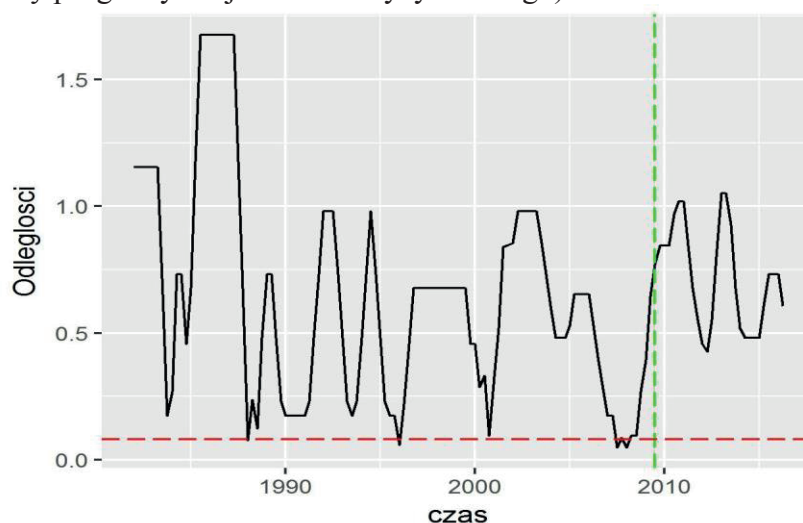
Rysunek 12. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych ( $N3MMMR\_transB$ ,  $NLTIR\_transB$ ,  $NEP\_transB$ ,  $LIBOROISS\_transB$ ), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Polska (do II.2008), po prawej wzorec kryzysu (pozostałe kraje).



Rysunek 13. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych ( $N3MMMR\_transB$ ,  $NLTIR\_transB$ ,  $NEP\_transB$ ,  $LIBOROISS\_transB$ ), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Hiszpania (do II.2009), po prawej wzorec kryzysu (pozostałe kraje).



Rysunek 14. Odległości sygnatur Polski od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).



Rysunek 15. Odległości sygnatur Hiszpanii od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).

Tabela 8. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego dla Polski.

| data             | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 2006, IV kwartał | 0,1852                            | 0,0185                       | 0,2083           |

Tabela 9. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego dla Hiszpanii.

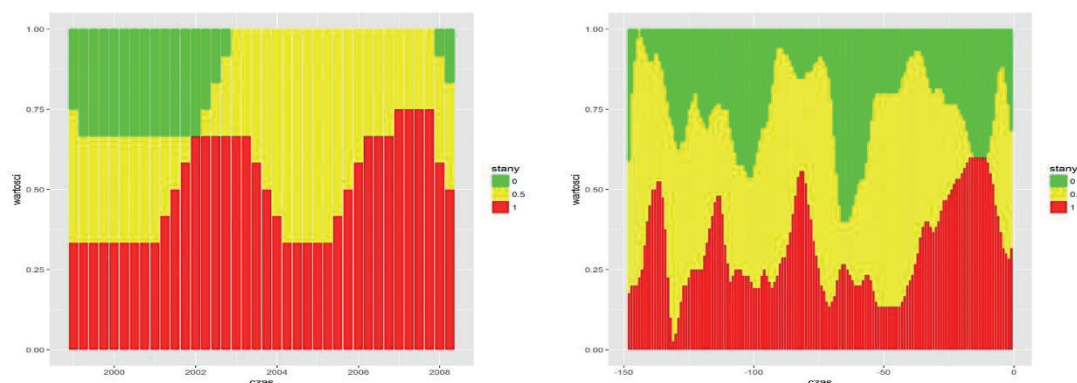
| data             | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 1987, IV kwartał | 0,6762                            | 0,0762                       | 0,7500           |
| 1995, IV kwartał | 0,1731                            | 0,0577                       | 0,1442           |
| 2007, II kwartał | 0,1731                            | 0,0481                       | 0,1562           |
| 2007, IV kwartał | 0,0865                            | 0,0481                       | 0,0481           |

#### 4.4. Zmienne rynku nieruchomości

Dane o rynku nieruchomości są niedostępne dla wielu krajów, w tym dla Polski. Progностyczna skuteczność wybranych do wskaźnika zmiennych:

- RNRPPNI\_*transA* – stosunek przeciętnej, nominalnej ceny sprzedaży domu do nominalnego dochodu rozporządzalnego *per capita* po transformacji A;
- RPP\_*transB* – przeciętna, realna (zdeflowana CPI) cena sprzedaży nieruchomości mieszkalnych (domów i mieszkań, nowych i używanych), wyrównana sezonowo po transformacji B;
- RNPPNR\_*transB* – stosunek przeciętnej, nominalnej ceny sprzedaży domu do ceny wynajmu po transformacji B,

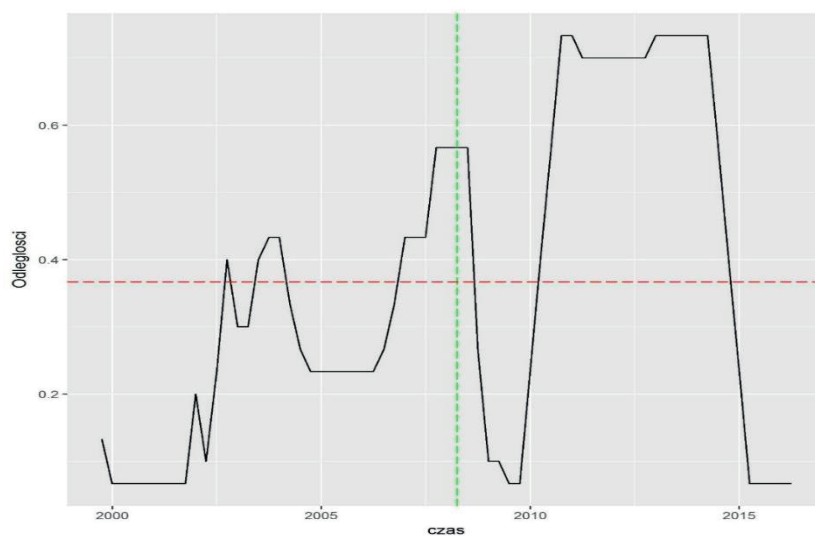
zostanie zaprezentowana na przykładzie Grecji. W okresie objętym analizą (lata 1999-2008) realne ceny nieruchomości mieszkalnych nieustannie rosły, szczególnie silnie w latach 2002-2003 i przed wybuchem kryzysu finansowego (Rysunek 16). Wskaźnik sygnalizował nadejście kryzysu z dużym wyprzedzeniem (Rysunek 17).



Rysunek 16. Porównanie sygnatur dla tych samych zestawów zmiennych (RNRPPNI\_transA, RPP\_transB, RNPPNR\_transB), lecz różnych okresów i krajów: po lewej Grecja (do I.2008), po prawej wzorzec kryzysu (pozostałe kraje).

Tabela 10. Intensywności zmian odległości w kwartałach, w których nastąpiło przekroczenie progu aktywacji bufora antycyklicznego dla Grecji.

| data              | odległość przed progiem aktywacji | odległość po progu aktywacji | intensywność (%) |
|-------------------|-----------------------------------|------------------------------|------------------|
| 2002, IV kwartał  | 0,4000                            | 0,3000                       | 0,1250           |
| 2004, I kwartał   | 0,4333                            | 0,3333                       | 0,1250           |
| 2008, III kwartał | 0,5667                            | 0,2667                       | 0,3750           |
| 2014, IV kwartał  | 0,400                             | 0,2333                       | 0,2083           |

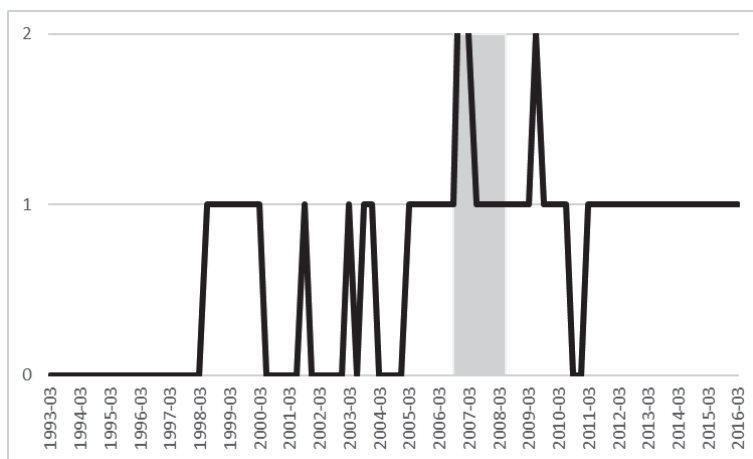


Rysunek 17. Odległości sygnatur Grecji od sygnatur wzorcowych (pionowa linia przerywana wyznacza datę rozpoczęcia kryzysu, a pozioma linia przerywana).

proponowany próg aktywacji bufora antycyklicznego).

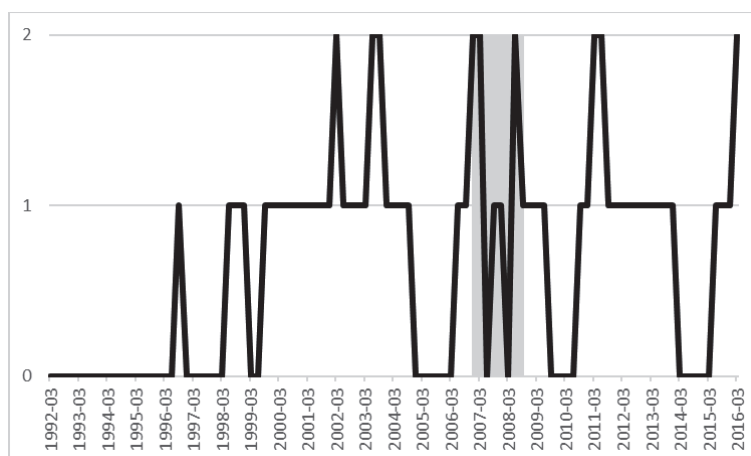
#### 4.5. Zawiązanie bufora antycyklicznego i jego wielkość

Stosując wytyczne co do zawiązania bufora antycyklicznego na podstawie liczby przekroczeń progów aktywacji przez poszczególne wskaźniki, można sprawdzić na danych historycznych, w których kwartałach należałoby utworzyć bufor antycykliczny. Z uwagi na braki w danych dla Polski i Węgier wyznaczono wskaźniki dla trzech grup (bez zmiennych opisujących sytuację na rynku nieruchomości mieszkalnych). Za wystarczające dla aktywacji bufora przyjęto wskazania co najmniej dwóch wskaźników (Rysunki 18 i 19). W przypadku Hiszpanii wyznaczone zostały cztery wskaźniki, więc za sygnał do aktywacji uznano wskazania co najmniej trzech wskaźników (Rysunek 20). W przypadku każdego z krajów wskaźniki z wymaganym wyprzedzeniem zasygnalizowały nadejście kryzysu finansowego, co dałoby podstawę do uruchomienia bufora. Daty aktywacji i proponowane wielkości bufora antycyklicznego, wyznaczone jako średnia z intensywności w grupach zmiennych z przekroczonym progiem aktywacji, zostały przedstawione w Tabeli 11.

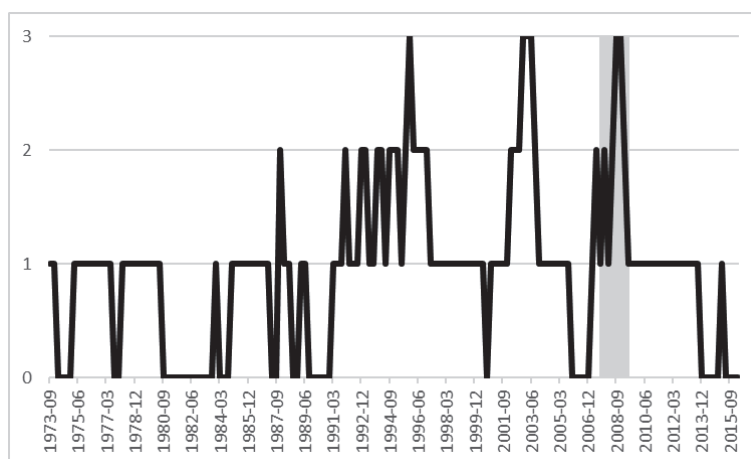


Rysunek 18. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Polski (zaczieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).





Rysunek 19. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Węgier (zacieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).



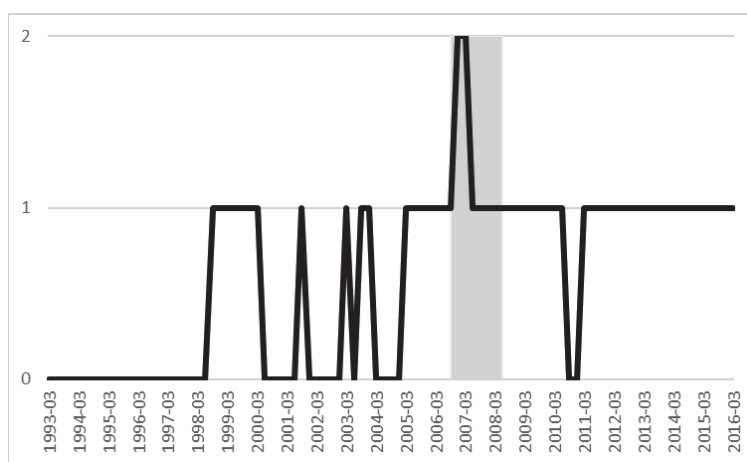
Rysunek 20. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Hiszpanii (zacieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys bankowy).

Tabela 11. Proponowane wielkości bufora antycyklicznego dla wybranych krajów.

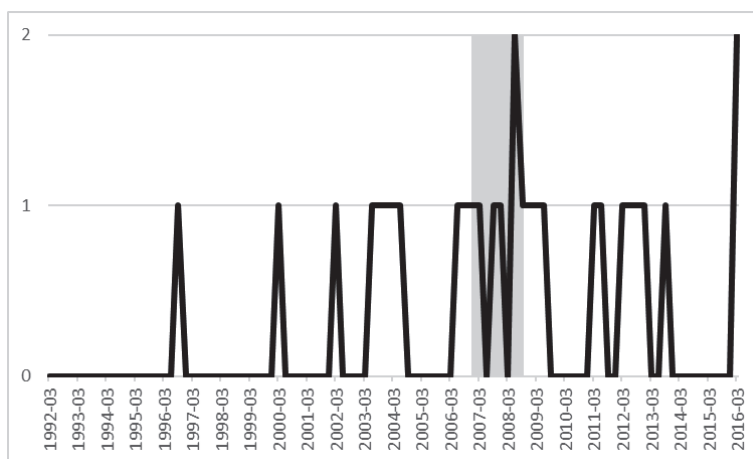
| kraj      | data kryzysu      | data zawiązania bufora | wielkość bufora antycyklicznego (%) |
|-----------|-------------------|------------------------|-------------------------------------|
| Polska    | 2008, II kwartał  | 2006, IV kwartał       | 0,2292                              |
| Węgry     | 2008, III kwartał | 2006, IV kwartał       | 0,1406                              |
| Hiszpania | 2009, II kwartał  | 2008, III kwartał      | 0,1458                              |

Dla każdej gospodarki próg aktywacji powinien być dobierany z uwzględnieniem jej specyfiki oraz zmiennych wchodzących w skład wskaźników. Wymaga więc interwencji badacza ze znajomością danej gospodarki. W przykładach przedstawionych w niniejszym opracowaniu próg aktywacji został domyślnie ustawiony jako średnia odległość z 4-7 kwartałów przed kryzysem. Jak

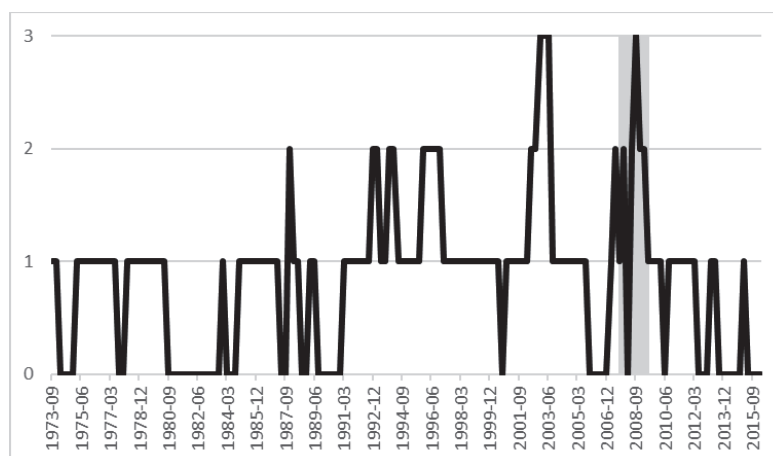
pokazują Rysunki 18-20, wskaźnik wczesnego ostrzegania poprawnie zasygnalizował nadejście kryzysu, ale również wyemitował sygnały pozorne. Z przeprowadzonych testów (nieopisanych tu) wynika, że jego skuteczność zależy od treści sygnatur. Zaleca się zatem, by domyślną odległość średnią korygować parametrem czułości  $s$  z przedziału  $[0;1]$ , dobranym w wyniku testów. Dla każdego z trzech ww. krajów dobraliśmy wartości mnożnika w taki sposób, aby wykluczyć sygnały pozorne (Tabela 12, Rysunki 21-23).



Rysunek 21. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Polski z uwzględnieniem parametru czułości dla grupy zmiennych makroekonomicznych (zaczerniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).



Rysunek 22. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Węgier z uwzględnionym parametrem czułości dla grupy zmiennych makroekonomicznych (zaczerniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).



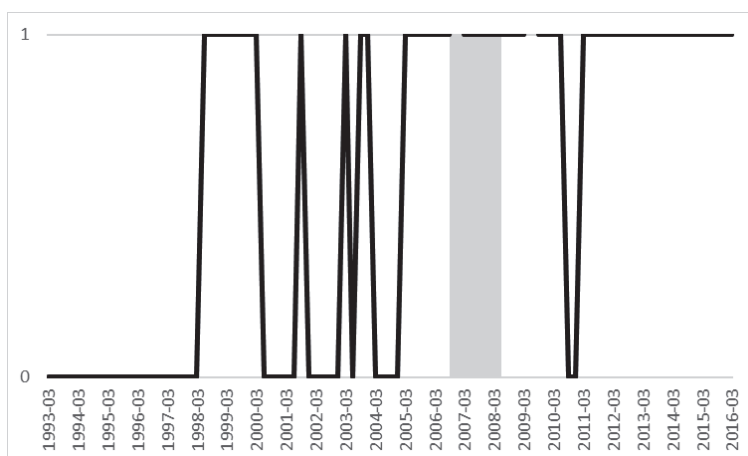
Rysunek 23. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Hiszpanii z uwzględnionym parametrem czułości dla grupy zmiennych makroekonomicznych (zaczerniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).

Tabela 12. Proponowane wartości parametru czułości dla grupy zmiennych makroekonomicznych i wybranych krajów.

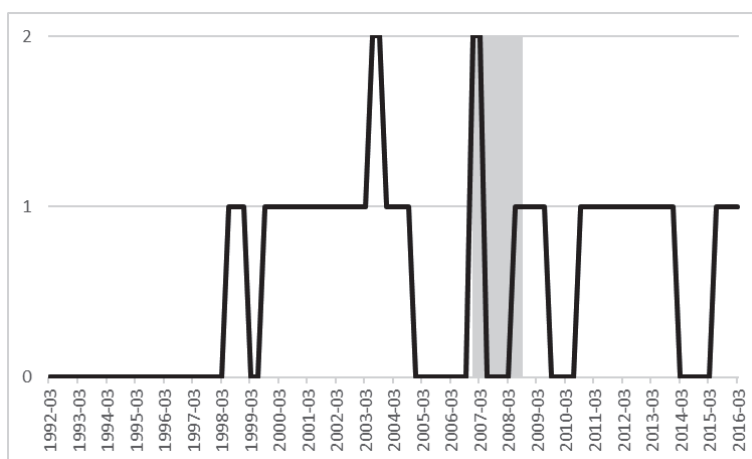
| kraj      | odległość średnia | parametr czułości | skorygowany próg aktywacji |
|-----------|-------------------|-------------------|----------------------------|
| Polska    | 0,4241            | 0,9               | 0,3817                     |
| Węgry     | 0,4063            | 0,4               | 0,1625                     |
| Hiszpania | 0,5469            | 0,8               | 0,4375                     |

#### 4.6. Przydatność zmiennych finansowych we wskaźniku WIRG

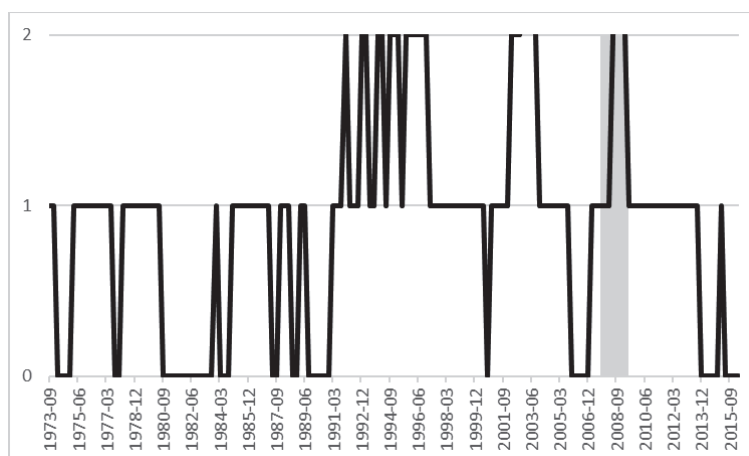
Rozważmy modyfikację wskaźnika WIRG polegającą na tym, że rezygnujemy z jednej z grup zmiennych, a mianowicie z grupy zmiennych finansowych. W ten sposób bufor antycykliczny powinien zostać zawiązany na podstawie wskazań dwóch wskaźników cząstkowych we wszystkich trzech krajach. Dla tak zmodyfikowanego wskaźnika WIRG nie odnotowano by sygnału zawiązania bufora antycyklicznego w Polsce (Rysunek 24). W przypadku Węgier (Rysunek 25) wskazanie byłoby stanowczo zbyt spóźnione, zaś w przypadku Hiszpanii (Rysunek 26) wystąpiłyby dwa mylne sygnały zawiązania bufora, a kryzys finansowy nie byłby sygnalizowany z wyprzedzeniem.



Rysunek 24. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Polski z pominięciem grupy zmiennych finansowych (zaczieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys bankowy).



Rysunek 25. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Węgier z pominięciem grupy zmiennych finansowych (zaczieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).



Rysunek 26. Liczby wskaźników z przekroczonymi progami aktywacji dla Hiszpanii z pominięciem grupy zmiennych finansowych (zaczieniono okres dwóch lat poprzedzających kryzys finansowy).

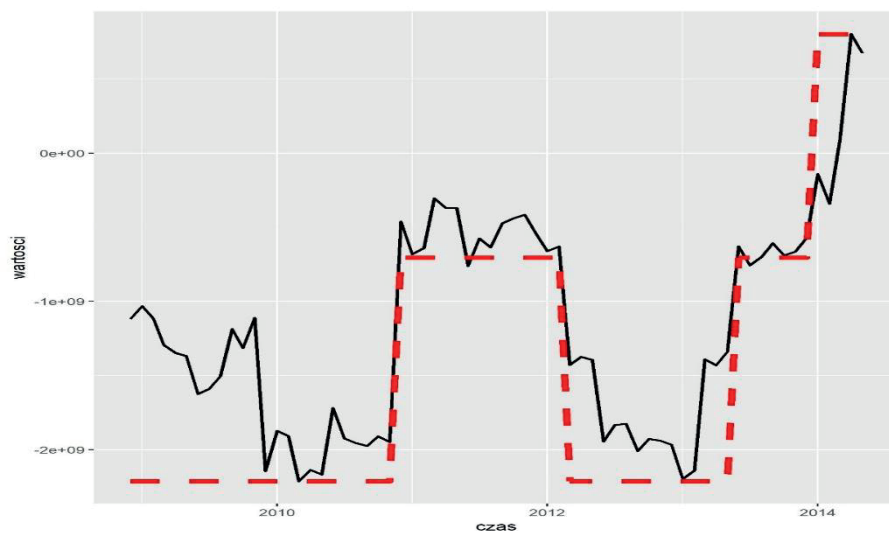
#### 4.7. Zmienne bankowe

Na etapie opracowywania koncepcji niniejszego projektu, poza konstrukcją wskaźnika wczesnego ostrzegania planowano przeprowadzić analizę cyklicznego charakteru buforów kapitałowych oraz wskaźników adekwatności kapitałowej grupy kluczowych banków działających w Polsce. Planowano także zobrazować przesunięcia w czasie tych zmiennych względem zmiennych finansowych i makroekonomicznych. Niestety, z powodu braku dostatecznie długich szeregów czasowych (początek dostępnych danych o częstotliwości kwartalnej to trzeci kwartał 2007 roku, a więc ich zakres nie obejmuje okresu przed kryzysem) wiarygodność wyników tej części badania jest wątpliwa. Wydaje się, że w miarę wydłużania się szeregów czasowych ścieżki Viterbiego będą skutecznym narzędziem analizy tego typu zależności. Idea wskaźnika jest bowiem na tyle uniwersalna, że obserwowanie danych bankowych w dłuższym horyzoncie czasowym umożliwi ich zastosowanie do prognozowania zawiązywania bufora antycyklicznego. Proponowana metoda zostanie przedstawiona na przykładzie.

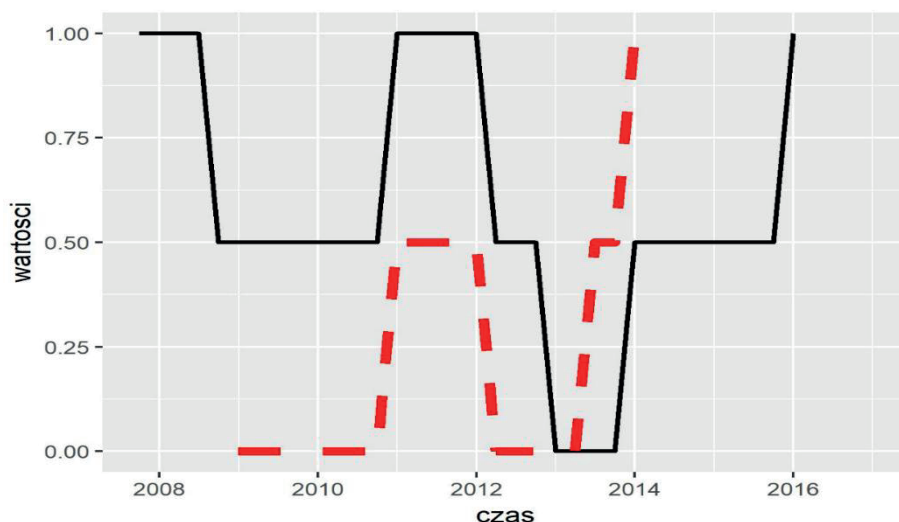
Rozpoczynamy od skonstruowania nowej zagregowanej zmiennej. Fundusze każdego banku ważymy udziałem wartości jego aktywów w wartości aktywów wszystkich 10 banków. Następnie tworzymy szereg będący sumą tak ważonych funduszy w kolejnych kwartałach. Ostatnim krokiem jest wyznaczenie rocznych

przyrostów dla tak skonstruowanego szeregu (transformacja B).

Wynik działania algorytmów Bauma-Welcha oraz Viterbiego jest pokazany na Rysunku 27. Ścieżka Viterbiego rocznych przyrostów sum funduszy została zestawiona ze ścieżką Viterbiego dla zmiennej NGDP po transformacji B (Rysunek 28). Doość wyraźna jest odpowiedniość pomiędzy obiema ścieżkami.



Rysunek 27. Ścieżka Viterbiego (linia przerywana) dla szeregu sum funduszy własnych 10 największych banków w Polsce, ważonych wielkością aktywów, po transformacji B (linia ciągła).



Rysunek 28. Ścieżka Viterbiego dla nominalnego PKB (NGDP) po transformacji B (linia ciągła) oraz szeregu sum funduszy własnych 10 największych banków w Polsce ważonych wielkością aktywów po transformacji B (linia przerywana).

## 5. Podsumowanie

Zasadniczym celem badania było opracowanie narzędzia, które z wyprzedzeniem sygnalizowałoby nadchodzące zmiany koniunktury i ryzyko wystąpienia kryzysów finansowych. Do budowy wskaźników wczesnego ostrzegania użyto przełącznikowych modeli Markowa oraz ścieżek Viterbiego z zastosowaniem *data mining* w celu wyboru spośród wielu potencjalnych predyktorów zmiennych o najlepszych właściwościach prognostycznych. Idea metody sprowadza się do stworzenia, na podstawie danych historycznych, wzorca cyklu (finansowego), z którym porównuje się cykl indywidualny. Badając ich podobieństwo i intensywność zmian koniunktury, można określić próg aktywacji (moment uruchomienia) i wielkość tzw. bufora antycyklicznego, którego zadaniem jest zapobieżenie kryzysowi.

Opracowaną metodę poddano testowi na próbie 60 zmiennych (30 zmiennych przekształconych w szeregi pierwszych przyrostów i stóp wzrostu) opisujących stan i dynamikę gospodarki, rynków finansowych, działalności bankowej i rynku nieruchomości mieszkalnych w 8 krajach Europy i USA. Spośród wstępnie wytypowanych zmiennych wybrano te, które najwcześniej sygnalizowały nadejście kryzysu finansowego. Na ich podstawie skonstruowano wskaźnik złożony, który z wyprzedzeniem od 5 do 8 kwartałów zapowiadał (faktyczne) zmiany koniunktury. Jako moment zawiązania bufora antycyklicznego zaproponowano średnią wielkość wyprzedzeń poszczególnych składowych wskaźnika wyprzedzającego. Pokazano, że ograniczenie zawartości informacyjnej wskaźnika złożonego przez wyłączenie z niego niektórych zmiennych (wskaźników rentowności kapitału) spowodowało osłabienie jego zdolności predykcyjnej.

Ze względu na pionierski charakter badania zaproponowana metoda powinna zostać poddana weryfikacji w miarę wydłużania się szeregów czasowych, w tym dotyczących zmiennych bankowych.



## Literatura

- Abberger, K., Nierhaus, W. (2010). Markov-switching and the Ifo business climate. The Ifo business cycle traffic lights. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 1(2): 1-13
- Abiad, A. (2003). Early-warning system: A survey and a regime-switching approach. *IMF Working Paper* WP/03/32
- Artis, M., Krolzig, H. M., Toro, J. (2004). The European business cycle. *Oxford Economic Papers*, 56(1): 1-44
- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídková, K., Vašíček, B. (2012). Banking, debt, and currency crises: Early warning indicators for developed countries. *ECB Working Paper* No. 1485.
- Bank of England (2011). *Instruments of macroprudential policy*. BoE Discussion Paper (grudzień). <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/other/financialstability/discussionpaper111220.pdf>
- Bańbuła, P., Pietrzak, M. (2017). Early warning models of banking crises applicable to non-crisis countries. *NBP Working Paper* No. 257
- Basel Committee on Banking Supervision (2010). *Countercyclical capital buffer proposal*. BCBS Consultative Document (lipiec). <http://www.bis.org/publ/bcbs172.pdf>
- Bernardelli, M., Dędys, M. (2014). The Viterbi path of hidden Markov models in an analysis of business tendency surveys. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 96: 25-47.
- Bernardelli, M., Dędys, M. (2015). Przełącznikowe modele Markowa w analizie synchronizacji cykli koniunkturalnych. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH*, 39: 213-227
- Boldin, M. D. (1996). A check on the robustness of Hamilton's Markov switching model approach to the economic analysis of the business cycle. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1(1): 1-14
- Bussiere, M., Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, 25(6): 953-973
- Çakmaklı, C., Paap, R., van Dijk, D. (2013). Measuring and predicting

- heterogeneous recessions. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 37(11): 2195-2216
- Caggiano, G., Calice, P., Leonida, L., Kapetanios, G. (2016). Comparing logit-based early warning systems: Does the duration of systemic banking crises matter? *Journal of Empirical Finance*, 37: 104-116
- Candelon, B., Dumitrescu, E.-I., Hurlin, Ch. (2012). *How to evaluate an early warning system?: Towards a unified statistical framework for assessing financial crises forecasting methods*. <halshs-00450050v2>
- Cappé, O., Moulines, E., Rydén, T. (2005). *Inference in hidden Markov models*. New York, NY: Springer-Verlag
- Chauvet, M., Hamilton, J. D. (2005). Dating business cycle turning points. *NBER Working Paper* No. 11422
- Cecchetti, S. G., Kohler, M., Upper, Ch. (2009). Financial crises and economic activity. *NBER Working Paper* No. 15379
- Dabrowski, J. J., Beyers, C., de Villiers, J. P. (2016). Systemic banking crisis early warning systems using dynamic Bayesian networks. *Expert Systems with Applications*, 62: 225-242
- Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *IMF Staff Papers*, 45(1): 81-109
- Detken, C., Weeken, O., Alesi, L., Bonfim, D., Boucinha, M. M., Castro, Ch., Frontczak, S., Giordana, G., Giese, J., Jahn, N., Kakes, J., Klaus, B., Lang, J., Puzanowa, N., Welz, P. (2014). Operationalising the countercyclical capital buffer: Indicator selection, threshold identification and calibration options. *ESRB Occasional Paper* No. 5 (czerwiec)
- Drehmann, M., Illes, A., Juselius, M., Santos, M. (2015). How much income is used for debt payments? A new database for debt service ratios. *BIS Quarterly Review* (sierpień)
- Duca, M. L., Koban, A., Basten, M., Bengtsson, E., Klaus, B., Kusmierczyk, P., Lang, J. H., Detken, C., Peltonen, T. (2017). A new database for financial crises in European countries. ECB/ESRB EU crises database. *ECB Occasional Paper* No. 194 (lipiec)

- Dufrénot, G., Keddad, B. (2014). Business cycle synchronization in East Asia: A Markov switching approach. *Economic Modelling*, 42:186-197
- Duprey, T., Klaus, B., Peltonen, T. (2015). Dating systemic financial stress episodes in the EU countries. *ECB Working Paper* No. 1873 (grudzień)
- Dynan, K., Johnson, K., Pence, K. (2003). Recent changes to a measure of U.S. household debt service. *Federal Reserve Bulletin*, (październik): 417-426
- Filardo, A. J. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3): 299-308
- Fratzscher, M. (2003). On currency crises and contagion. *International Journal of finance and Economics*, 8(2): 109-129
- Gorzelak, G. (2010). *The (non existing?) Polish crisis*. w: Gorzelak, G., Chor-Ching, G. (red.). *Financial crisis in Central and Eastern Europe: From similarity to diversity*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR
- Grossman, R. J., Hansen, M. (2010). CDS spreads and default risk. Interpreting the signals. *Fitch Ratings* (12 października)
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press
- Hanson, S. G., Kashyap, A. K., Stein J. C. (2011). A macroprudential approach to financial regulation. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1): 3-28
- Harding, D., Pagan, A. (2003). A comparison of two business cycle dating methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(9): 1681-1690
- Harris, M., Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2014). *Output cycles and financial crises, 1800-2013*. mimeo
- Ho, T. (2004). How useful are regime-switching models in banking crises identification? *Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings* No. 764
- Joy, M., Rusnák, M., Šmídková, K., Vašíček, B. (2015). Banking and currency crises: differential diagnostic for developed countries. *ECB Working Paper* 1810
- Jutasompakorn, P., Brooks, R., Brown, Ch., Treepongkaruna, S. (2014). Banking crises: Identifying dates and determinants. *Journal of International Markets, Institutions and Money*, 32: 150-166
- Kaminsky, G. L., Carmen, M. R. (1999). The twin crises: The causes of banking and

- 
- balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 89(3): 473-500
- Kauko, K. (2014). How to foresee banking crises? A survey of the empirical literature. *Economic Systems*, 38(3): 289-308
- Knedlik, T., Scheufele, R. (2008). Forecasting currency crises: Which methods signaled the South African Crisis of June 2006? *South African Journal of Economics*, 76(3): 367-383
- Komisja Europejska (2010). Consultation document – Countercyclical capital buffer. [http://ec.europa.eu/finance/consultations/2010/capital-buffer/docs/consultation\\_paper\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/finance/consultations/2010/capital-buffer/docs/consultation_paper_en.pdf)
- Komisja Nadzoru Finansowego (2010). *Polski rynek finansowy w obliczu kryzysu finansowego w latach 2008-2009*. [https://bs.net.pl/upload/File/KNF%20nowe/raport\\_pokryzysowy\\_tcm75-22870.pdf](https://bs.net.pl/upload/File/KNF%20nowe/raport_pokryzysowy_tcm75-22870.pdf)
- Krolzig, M-H. (1997). *Markov switching vector autoregressions modeling. Statistical inference and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer
- Laeven, L., Valencia, F. (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review*, 61
- Narodowy Bank Polski (2014). *CRD IV, CRR - instrumenty makroostrożnościowe*. <https://www.nbp.pl/systemfinansowy/crdiv-crr.pdf>
- Narodowy Bank Polski (2009). *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*. [https://www.nbp.pl/publikacje/polska\\_wobec\\_swiatowego\\_kryzysu\\_gospodarczego\\_2009/polska\\_wobec\\_swiatowego\\_kryzysu\\_gospodarczego\\_2009.pdf](https://www.nbp.pl/publikacje/polska_wobec_swiatowego_kryzysu_gospodarczego_2009/polska_wobec_swiatowego_kryzysu_gospodarczego_2009.pdf)
- Phillips, K. L. (1991). A two-country model of stochastic output with changes in regime. *Journal of International Economics*, 31(1-2): 121-142
- Repullo, R., Saurina, J. (2011). The countercyclical capital buffer of Basel III: A critical assessment. *CEMFI Working Paper 1102* (czerwiec)
- Sengupta, R., Yu, M. T. (2008). The LIBOR-OIS spread as a summary indicator. *Economic Synopses*, 25
- Smith, P. A., Summers, P. M. (2005). How well do Markov switching models describe actual business cycles? The case of synchronization. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2): 253-274

Sveriges Riksbank (2012). *Countercyclical capital buffers as a macroprudential instrument*. Riksbank Studies (grudzień). [http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Riksbanksstudie/2012/rap\\_riksbanksstudie\\_Countercyclical\\_capital\\_buffers\\_as\\_a\\_macroprudential\\_instrument\\_121213eng.pdf](http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Riksbanksstudie/2012/rap_riksbanksstudie_Countercyclical_capital_buffers_as_a_macroprudential_instrument_121213eng.pdf)

Swiss National Bank (2014). *Implementing the countercyclical capital buffer in Switzerland: concretising the Swiss National Bank's role*. (luty). [https://www.snb.ch/en/mmr/reference/CCB%20communication/source/CCB%20communication\\_eng.pdf](https://www.snb.ch/en/mmr/reference/CCB%20communication/source/CCB%20communication_eng.pdf)

## Załącznik 1

|           | PL     |        | CZ     |        | DE     |        | GB     |        | GR     |        | FR     |        | HU     |        | SP     |        |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|           | P      | K      | P      | K      | P      | K      | P      | K      | P      | K      | P      | K      | P      | K      | P      | K      |
| NGDP      | 1995Q1 | 2015Q4 | 1990Q1 | 2015Q4 | 1970Q1 | 2015Q4 | 1970Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1978Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1980Q1 | 2015Q4 |
| RGDP      | 1995Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1990Q1 | 2015Q4 | 1970Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1978Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 |
| CPI       | 1989Q1 | 2015Q1 | 1991Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1980Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q1 |
| UR        | 1997Q1 | 2016Q1 | 1993Q1 | 2016Q1 | 2005Q1 | 2016Q1 | 1983Q1 | 2015Q4 | 1998Q2 | 2015Q4 | 2003Q1 | 2016Q1 | 1996Q1 | 2015Q4 | 1986Q1 | 2015Q4 |
| NM3       | 1996Q4 | 2016Q1 | 1992Q1 | 2014Q4 | 1999Q1 | 2015Q4 | 1986Q2 | 2013Q3 | NA     | NA     | NA     | NA     | 1990Q1 | 2013Q1 | NA     | NA     |
| REER      | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 | 1994Q1 | 2015Q4 |
| CAB       | 2004Q1 | 2015Q4 | 1993Q1 | 2015Q4 | 1991Q1 | 2015Q4 | 1997Q1 | 2015Q4 | 2004Q1 | 2015Q4 | 1999Q1 | 2015Q4 | 1995Q1 | 2015Q4 | 1993Q1 | 2015Q4 |
| NTCNFS    | 1999Q1 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1995Q1 | 2015Q3 |
| NTCNFSGDP | 1999Q1 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1998Q4 | 2015Q3 | 1995Q1 | 2015Q3 |
| NTCNFC    | 1995Q4 | 2015Q3 | 1995Q4 | 2015Q3 | 1970Q4 | 2015Q3 | 1976Q1 | 2015Q3 | 1994Q4 | 2015Q3 | 1977Q4 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1980Q4 | 2015Q3 |
| NTCNFCGDP | 1995Q4 | 2015Q3 | 1995Q4 | 2015Q3 | 1970Q4 | 2015Q3 | 1976Q1 | 2015Q3 | 1994Q4 | 2015Q3 | 1977Q4 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1980Q4 | 2015Q3 |
| NTCH      | 1995Q4 | 2015Q3 | 1995Q4 | 2015Q3 | 1970Q4 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1994Q4 | 2015Q3 | 1977Q4 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1980Q4 | 2015Q3 |
| NTCHGDP   | 1995Q4 | 2015Q3 | 1995Q4 | 2015Q3 | 1970Q4 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1994Q4 | 2015Q3 | 1977Q4 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1980Q4 | 2015Q3 |
| NBCNFS    | 1992Q1 | 2015Q3 | 1993Q1 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1970Q1 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 |
| NBCNFSGDP | 1992Q1 | 2015Q3 | 1993Q1 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1970Q4 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 1989Q4 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 |
| NPD       | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 1970Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 |
| NPDGDP    | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2015Q3 |
| DSRAA     | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 |
| DSRNFC    | NA     | NA     | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 |
| DSRHC     | NA     | NA     | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 | 1999Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 | NA     | NA     | 1999Q1 | 2015Q3 |

|           |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| N3MMMR    | 2000Q1 | 2016Q1 | 2000Q1 | 2016Q1 | 2000Q1 | 2015Q3 | 2000Q1 | 2016Q1 | 2000Q1 | 2016Q1 | 2000Q1 | 2016Q1 | 2000Q1 | 2016Q1 | 2015Q3 |
| NLTIR     | 2001Q1 | 2016Q1 | 2000Q2 | 2016Q1 | 1980Q1 | 2016Q1 | 1984Q1 | 2016Q1 | 1992Q4 | 2016Q1 | 1980Q1 | 2016Q1 | 1980Q1 | 2016Q1 | 2016Q1 |
| NEP       | 1991Q2 | 2016Q1 | 1993Q3 | 2016Q1 | 1970Q1 | 2016Q1 | 1985Q4 | 2016Q1 | 1987Q1 | 2016Q1 | 1970Q1 | 2016Q1 | 1986Q4 | 2016Q1 | 2016Q1 |
| LIBOROISS | NA     | NA     | NA     | NA     | 1999Q1 | 2016Q1 | 2000Q4 | 2016Q1 | 1999Q1 | 2016Q1 | 1999Q1 | 2016Q1 | 1999Q1 | 2016Q1 | 2016Q1 |
| SCDSP     | 2000Q4 | 2016Q1 | 2009Q1 | 2016Q1 | 2003Q1 | 2016Q1 | 2008Q3 | 2016Q1 | 2004Q2 | 2016Q1 | 2010Q4 | 2016Q1 | 2004Q2 | 2016Q1 | 2016Q1 |
| RPP       | NA     | NA     | 2008Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1997Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1971Q1 | 2015Q2 | 2015Q2 |
| NRPP      | 2010Q1 | 2015Q4 | 2008Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1997Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1971Q1 | 2015Q2 | 2015Q2 |
| RNRPPNI   | NA     | NA     | 2008Q1 | 2015Q2 | 1980Q1 | 2015Q1 | 1987Q1 | 2015Q2 | 1997Q1 | 2015Q2 | 1978Q1 | 2015Q2 | 1971Q1 | 2015Q2 | 2015Q2 |
| RNPPNR    | NA     | NA     | 2008Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q1 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1997Q1 | 2015Q2 | 1970Q1 | 2015Q2 | 1971Q1 | 2015Q2 | 2015Q2 |
| NPLTGL    | 2009Q1 | 2015Q4 | 2007Q1 | 2015Q4 | NA     | NA     | NA     | NA     | 2008Q4 | 2015Q4 | NA     | NA     | 2007Q3 | 2015Q4 | 2015Q4 |

Uwagi: P – początek szeregu, K – koniec szeregu, NA – brak danych; wyróżnione (przez zaszarezenie) zmienne nie zostały uwzględnione w badaniu z powodu zbyt krótkiego szeregu lub niestabilności oszacowań.

## USA

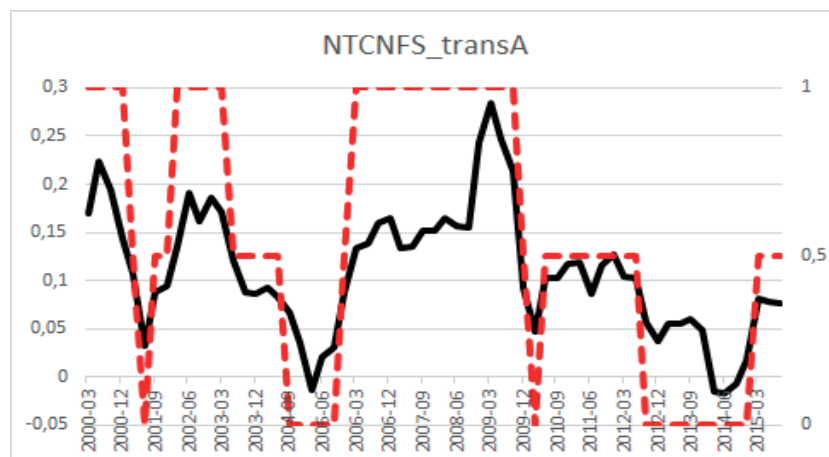
|           | P      |        |           | K      |        |           | P      |        |  | K |   |  | PL   |        |        |
|-----------|--------|--------|-----------|--------|--------|-----------|--------|--------|--|---|---|--|------|--------|--------|
|           | P      | K      |           | P      | K      |           | P      | K      |  | P | K |  | P    | K      |        |
| NGDP      | 1970Q1 | 2016Q1 | NTCNFCGDP | 1970Q1 | 2015Q3 | N3MMMR    | 2000Q1 | 2016Q1 |  |   |   |  | AKT  | 2007Q3 | 2016Q1 |
| RGDP      | 1970Q1 | 2016Q1 | NTCH      | 1970Q1 | 2015Q3 | NLTIR     | 1995Q1 | 2016Q1 |  |   |   |  | FUND | 2007Q3 | 2016Q1 |
| CPI       | 1970Q1 | 2015Q1 | NTCHGDP   | 1970Q1 | 2015Q3 | NEP       | 1980Q4 | 2016Q1 |  |   |   |  | ADEK | 2007Q3 | 2016Q1 |
| UR        | 1983Q1 | 2016Q1 | NBCNFS    | 1970Q1 | 2015Q3 | LIBOROISS | 2001Q4 | 2016Q1 |  |   |   |  |      |        |        |
| NM3       | 1970Q1 | 2014Q4 | NBCNFSGDP | 1970Q1 | 2015Q3 | SCDSP     | 2009Q3 | 2016Q1 |  |   |   |  |      |        |        |
| REER      | 1994Q1 | 2015Q4 | NP        | 1970Q1 | 2015Q3 | RPP       | 1970Q1 | 2015Q2 |  |   |   |  |      |        |        |
| CAB       | 2013Q4 | 2013Q4 | NPDGDP    | 1970Q1 | 2015Q3 | NRPP      | 1970Q1 | 2015Q2 |  |   |   |  |      |        |        |
| NTCNFS    | 1970Q1 | 2015Q3 | DSRAA     | 1999Q1 | 2015Q3 | RNRPPNI   | 1970Q1 | 2015Q2 |  |   |   |  |      |        |        |
| NTCNFSGDP | 1970Q1 | 2015Q3 | DSRNFC    | 1999Q1 | 2015Q3 | RNPPNR    | 1970Q1 | 2015Q2 |  |   |   |  |      |        |        |
| NTCNFC    | 1970Q1 | 2015Q3 | DSRHC     | 1999Q1 | 2015Q3 | NPLTGL    | 2009Q2 | 2015Q4 |  |   |   |  |      |        |        |



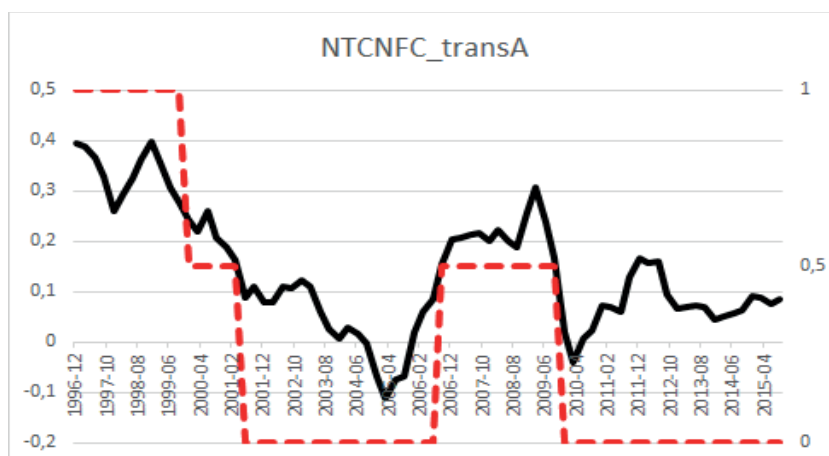
**Załącznik 2**

Ścieżki Viterbiego (linia przerywana) na tle szeregów czasowych (po transformacji A lub B, linia ciągła) wykorzystanych w konstrukcji wskaźników, Polska:

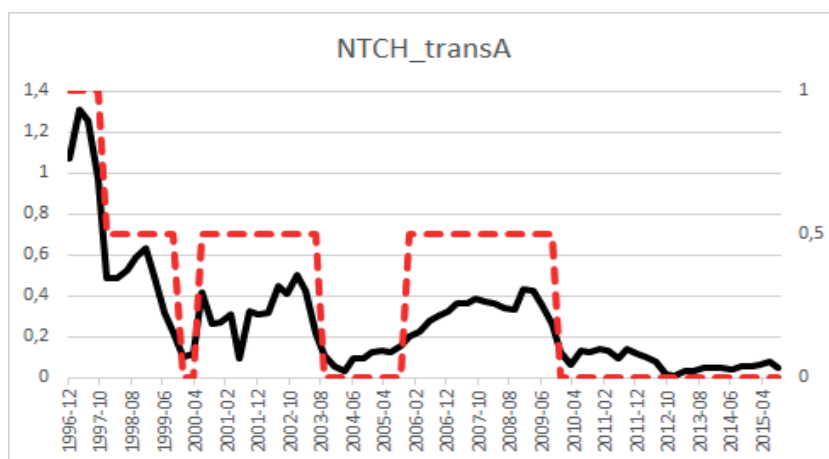
- NTCNFS\_transA,
- NTCNFC\_transA,
- NTCH\_transA,
- DSRAA\_transB,
- NPD\_transB,
- RGDP\_transA,
- UR\_transA,
- REER\_transA,
- CAB\_transB,
- N3MMMR\_transB,
- NLTIR\_transB,
- NEP\_transB.



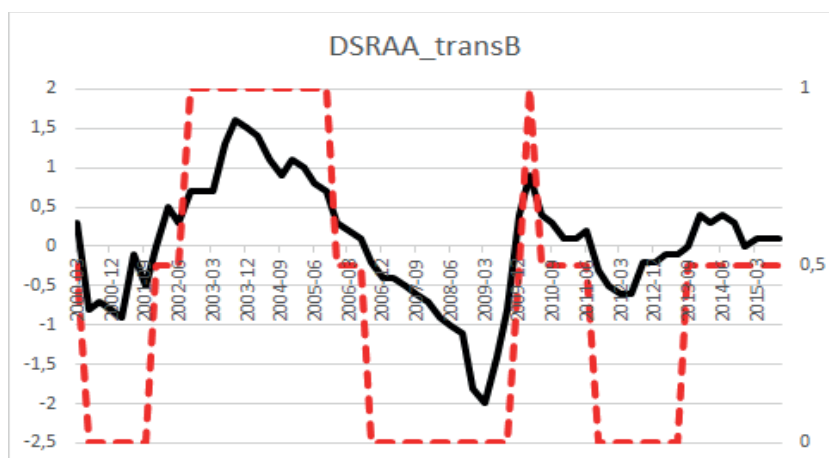
Rysunek 1. Ścieżka Viterbiego dla NTCNFS\_transA.



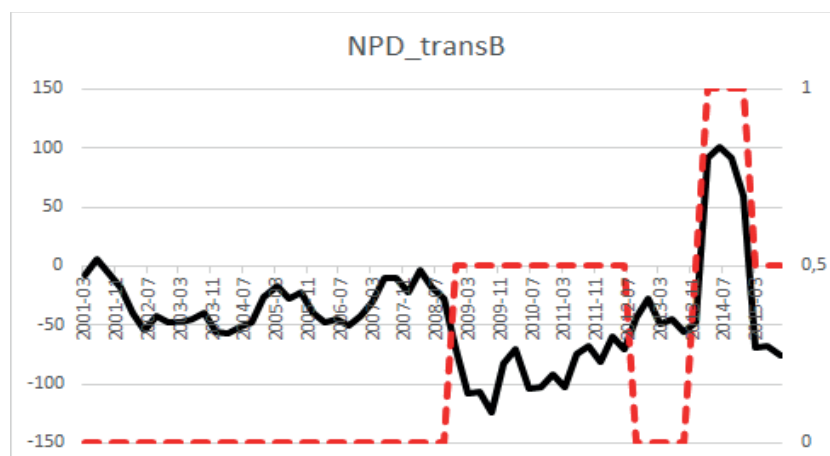
Rysunek 2. Ścieżka Viterbiego dla NTCNFC\_transA.



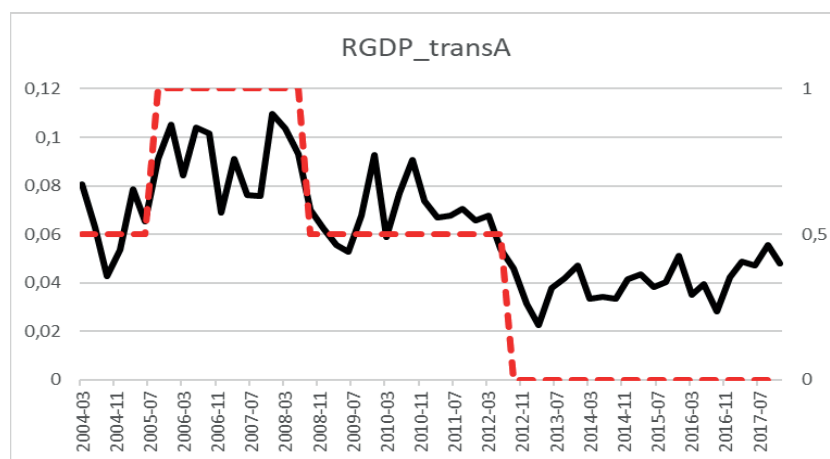
Rysunek 3. Ścieżka Viterbiego dla NTCH\_transA.



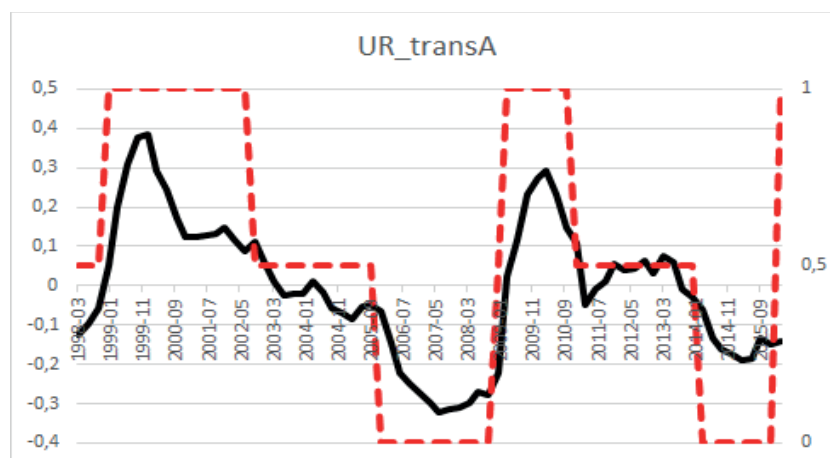
Rysunek 4. Ścieżka Viterbiego dla DSRAA\_transB.



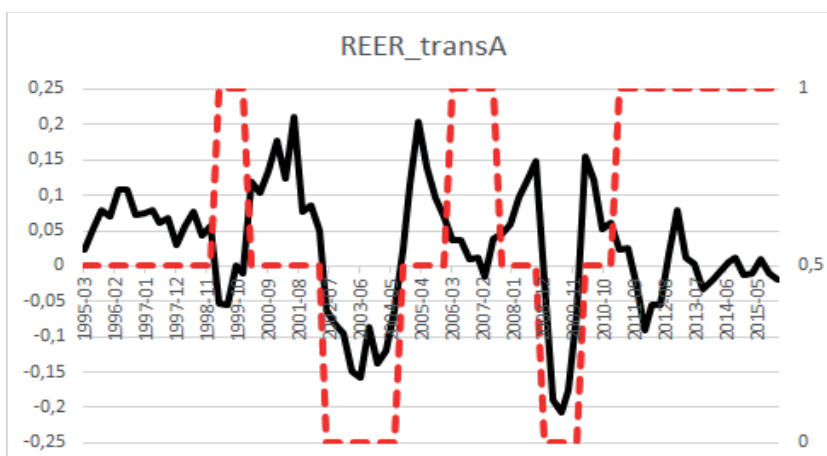
Rysunek 5. Ścieżka Viterbiego dla  $NPD\_transB$ .



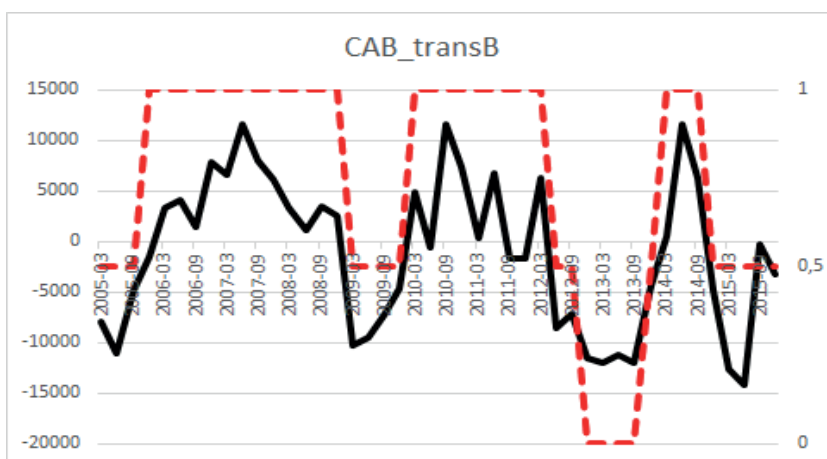
Rysunek 6. Ścieżka Viterbiego dla  $RGDP\_transA$ .



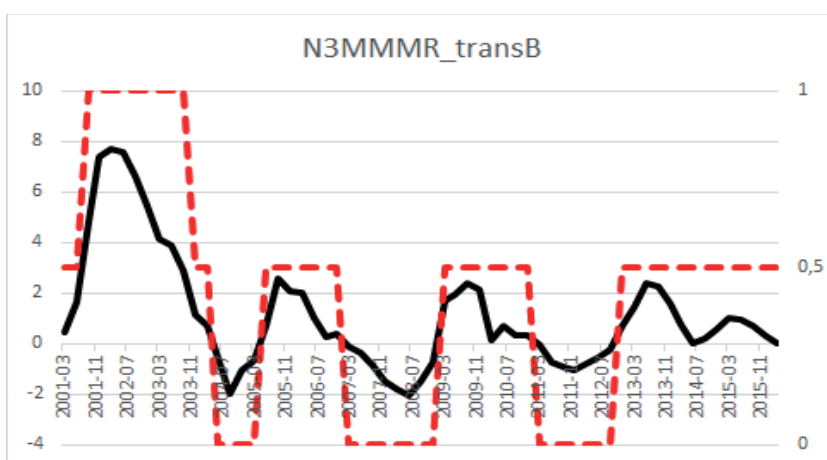
Rysunek 7. Ścieżka Viterbiego dla  $UR\_transA$ .



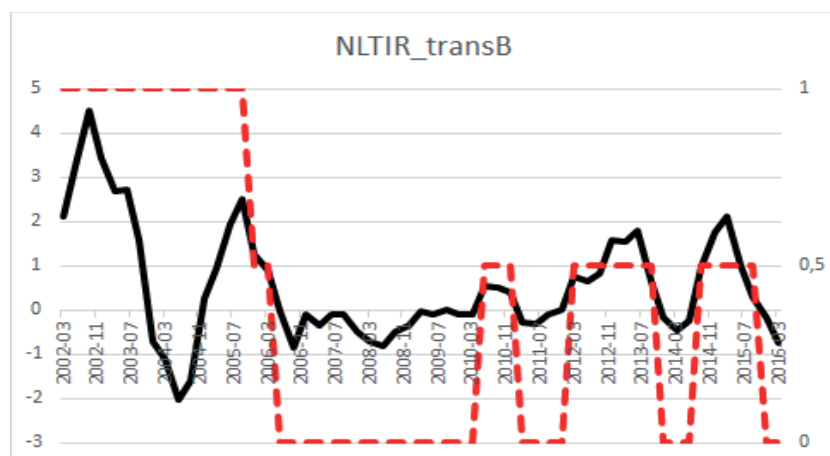
Rysunek 8. Ścieżka Viterbiego dla REER\_transA.



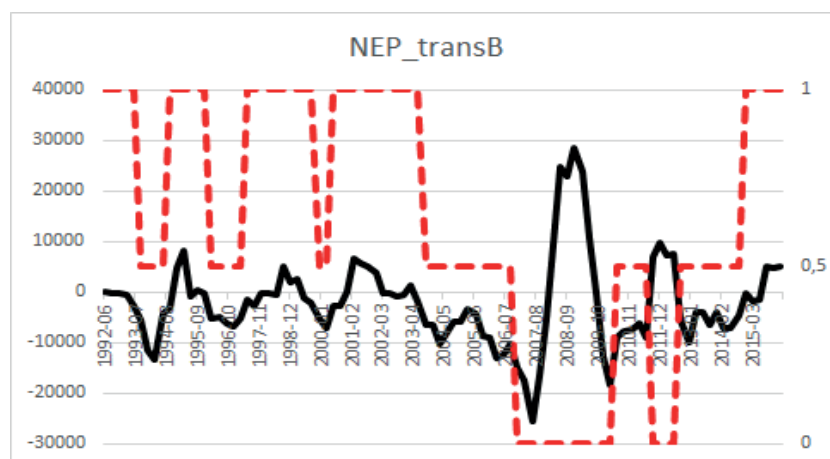
Rysunek 9. Ścieżka Viterbiego dla CAB\_transB.



Rysunek 10. Ścieżka Viterbiego dla N3MMMR\_transB.



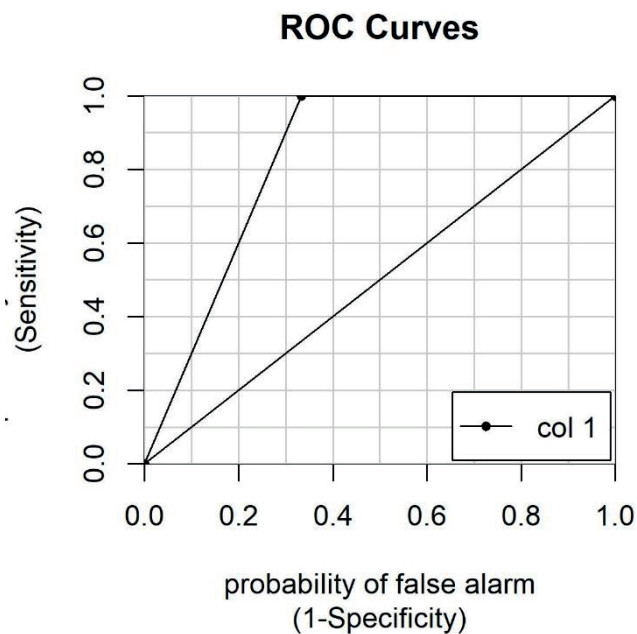
Rysunek 11. Ścieżka Viterbiego dla  $NLTIR\_transB$ .



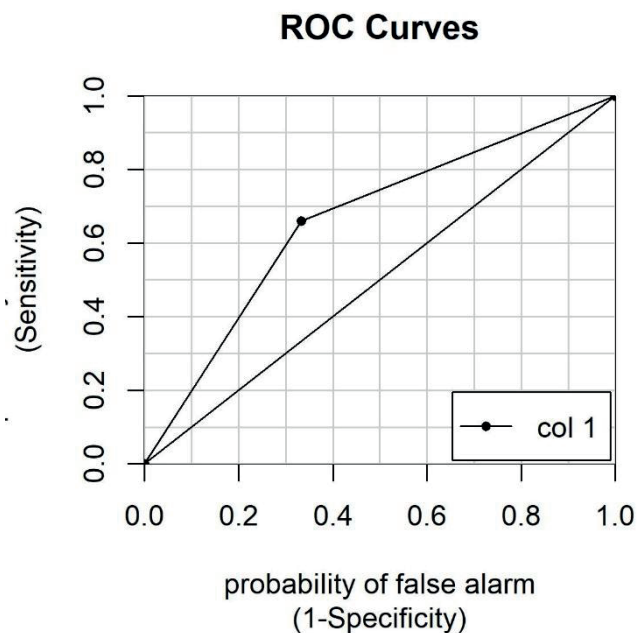
Rysunek 12. Ścieżka Viterbiego dla  $NEP\_transB$ .

## Załącznik 3

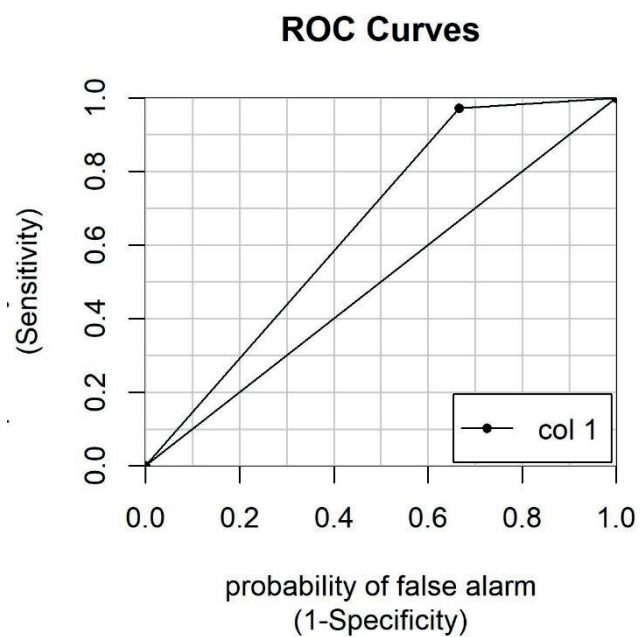
Krzywe ROC dla wskaźników wczesnego ostrzegania w krajach objętych analizą.



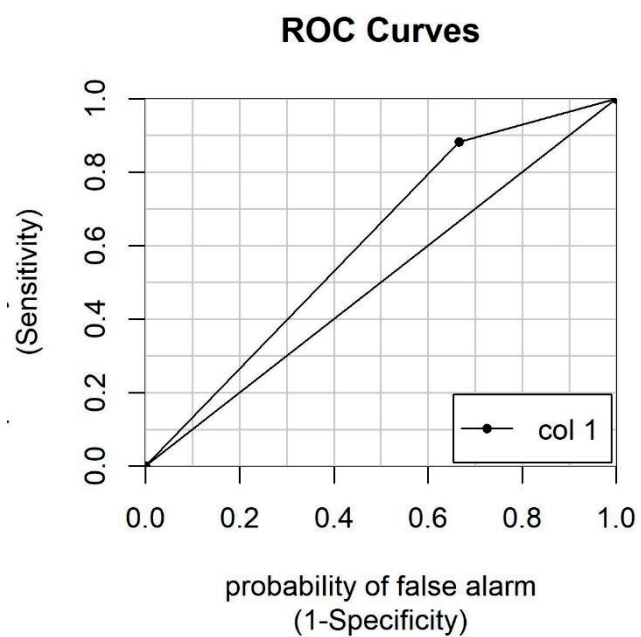
Rysunek 1. Krzywa ROC dla Polski.



Rysunek 2. Krzywa ROC dla Niemiec.

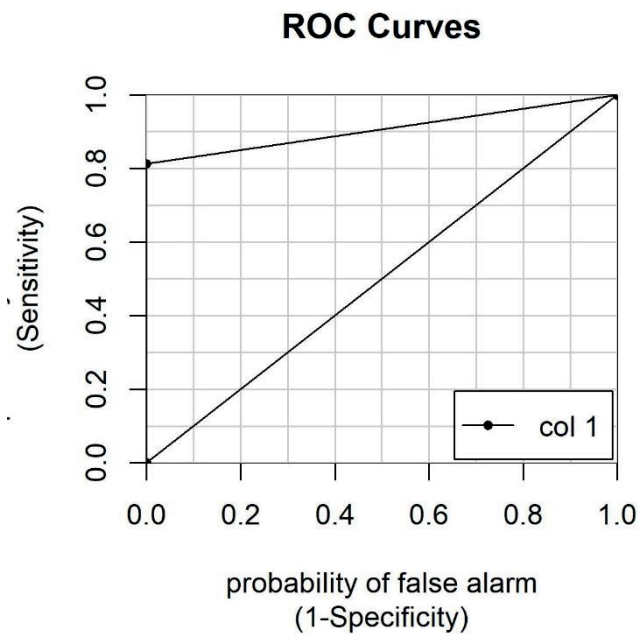


Rysunek 3. Krzywa ROC dla Francji.

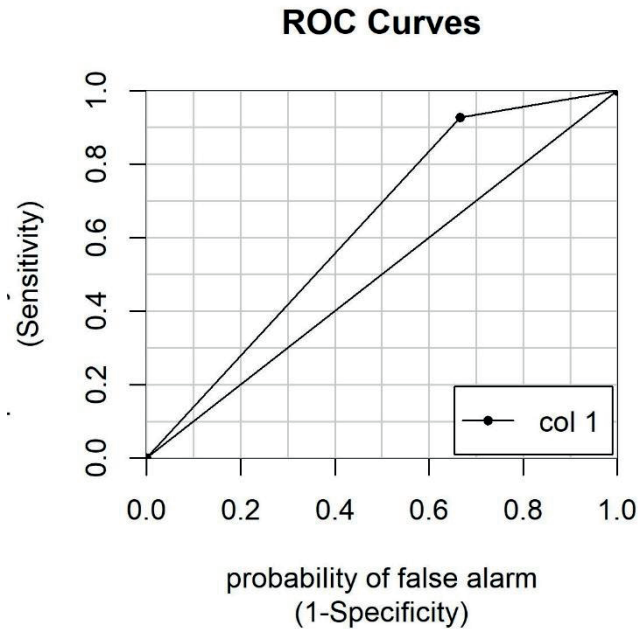


Rysunek 4. Krzywa ROC dla Wielkiej Brytanii.

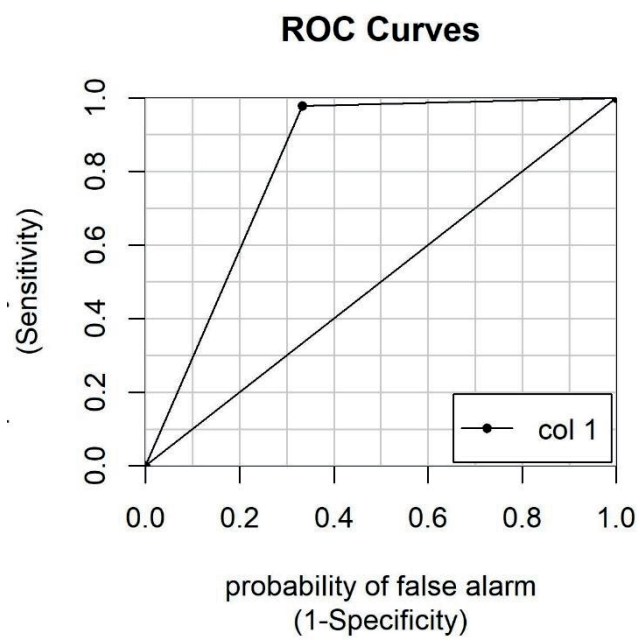




Rysunek 5. Krzywa ROC dla Grecji.



Rysunek 6. Krzywa ROC dla Hiszpanii.



Rysunek 7. Krzywa ROC dla USA.

---

[www.nbp.pl](http://www.nbp.pl)

