



PRZEWIDYWANIE KRYZYSU WALUTOWEGO NA RYNKACH WSCHODZĄCYCH ZE SZCZEGÓLNYM UWZGLĘDNIENIEM POLSKI¹

Leszek Kąsek, Bank Światowy²

Wprowadzenie i cel badania

Analiza najważniejszych wskaźników gospodarczych i finansowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech wskazuje, iż kształt fundamentów makroekonomicznych w tych krajach nie rokuje na integrację walutową ze strefą euro w bieżącej dekadzie. Teza ta umotywowana jest trudnościami spełnienia w sposób trwały i jednoczesny w średnim okresie wszystkich kryteriów konwergencji Traktatu z Maastricht. Oznacza to, że do czasu wprowadzenia euro kraje te będą narażone na ryzyko skutecznych ataków spekulacyjnych. Biorąc pod uwagę skutki kryzysów walutowych (w szczególności skokowy wzrost inflacji i załamanie produkcji), udany atak spekulacyjny uniemożliwiłby sprostanie nominalnym kryteriom konwergencji, a tym samym znacznie oddaliłby w czasie możliwość integracji walutowej.

Pomimo obiektywnych trudności w przewidywaniu kryzysu walutowego na rynkach wschodzących, możliwe jest **zbudowanie wiarygodnych mierników ryzyka kryzysu** w oparciu o metody empiryczne – model logitowy i analizę sygnałów. Zastosowanie obydwu metod pozwoliło na stworzenie dwóch komplementarnych syntetycznych wskaźników mierzących ryzyko wystąpienia kryzysu walutowego w trzech największych nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE): Polsce, Czechach i na Węgrzech. W odróżnieniu od pozostałych siedmiu nowych krajów członkowskich UE, kraje te nie przystąpiły jeszcze do mechanizmu kursowego ERM2, będącego (co najmniej) 2-letnią „poczekalnią” przed wprowadzeniem euro. Data wejścia tych krajów do strefy euro będzie jednocześnie wyznaczać koniec okresu „amortyzacji” zastosowanego podejścia badawczego, gdyż ryzyko kryzysu walutowego zostanie wówczas nieodwracalnie wyeliminowane.

Wymierne koszty społeczne wynikające z kryzysu walutowego inspirowały wielu badaczy do poszukiwania metod jego przewidywania. Chociaż metody prognozowania kryzysu walutowego przynosiły mniej lub bardziej wiarygodne wyniki, a dotyczy to w szczególności prognozowania poza próbą, to metody te prowadziły do lepszego zrozumienia zjawiska

¹ Artykuł powstał w oparciu o rozprawę doktorską, napisaną pod kierunkiem naukowym prof. dr. hab. Marka Lubińskiego w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie.

² Autor jest ekonomistą w warszawskim biurze Banku Światowego. Artykuł wyraża wyłącznie osobiste poglądy autora, a nie instytucji, z którą autor jest związany zawodowo.



oraz z reguły dawały wyniki lepsze od prognoz naiwnych lub domysłów czy spekulacji. Żadna metoda prognostyczna nie daje jednak dokładnej odpowiedzi na pytanie: „*Kiedy, gdzie i czy w ogóle nastąpi wybuch kryzysu walutowego?*”³. Pomimo takiej konstatacji, warto dążyć do budowy nawet „niedoskonałego” systemu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. System ten pozwalałby na sformułowanie praktycznych wniosków pod adresem polityki gospodarczej, w szczególności polityki pieniężnej i fiskalnej, i mógłby skłaniać do podjęcia działań, pozwalających na minimalizowanie ryzyka wystąpienia kryzysu.

Ze względu na złożoność zjawiska kryzysu walutowego konstrukcja mierników ryzyka kryzysu została poprzedzona szeregiem działań podporządkowanych realizacji głównego celu. W pierwszej kolejności niezbędny był przegląd podstaw teoretycznych tego zjawiska. Następnie przeprowadzono analizę przypadków kryzysów na rynkach wschodzących w przeszłości, co pozwoliło na wyodrębnienie uogólnionych faktów typowych dla tego zjawiska. Bardzo przydatny był również przegląd najczęściej spotykanych metod empirycznych wykorzystanych w ocenie ryzyka kryzysu walutowego, a szczególności modeli logitowych i probitowych oraz analizy sygnałów. Kolejnym etapem badań było zastosowanie wybranych metod ekonometryczno-statystycznych (modelu logitowego oraz analizy sygnałów) na próbie krajów doświadczonych przez kryzys. W końcu otrzymane wyniki zostały wykorzystane do wyznaczenia miar ryzyka kryzysu walutowego w Polsce, Czechach i na Węgrzech.

Podstawy teorii kryzysów walutowych

Zgodnie z najczęściej spotykaną definicją **kryzys walutowy jest to gwałtowna i bardzo silna deprecjacja waluty**. Ponieważ taka definicja jest określeniem dość ogólnym, to w badaniach empirycznych wykorzystuje się tzw. **operacyjne definicje kryzysu walutowego**. Definicje te ujmują najczęściej ważne najważniejsze oznaki kryzysu, czyli głęboki spadek wartości danej waluty, skokowe zmniejszenie rezerw walutowych i niekiedy silny wzrost krótkoterminowych stóp procentowych.

Według A. Sławińskiego istotą kryzysu walutowego jest nagła utrata zaufania rynków finansowych do danej waluty, natomiast za moment wybuchu kryzysu można uznać początek gwałtownej ucieczki kapitału zagranicznego. Odpływ kapitału powoduje zmniejszenie rezerw walutowych banku centralnego, który broni określonego kursu, a w momencie kiedy obrona ta okazuje się niemożliwa (wyczerpanie rezerw walutowych) lub zbyt kosztowna (koszty tzw. interwencji sterylizowanej) dochodzi do dewaluacji. Oznacza to, że za kryzys walutowy uznaje się również sytuację, kiedy obrona banku centralnego przed atakiem spekulacyjnym jest skuteczna. Chodzi o taki przypadek, kiedy pomimo załamania zaufania do danej waluty nie dochodzi do skokowej dewaluacji, lecz odbywa się to za cenę

³ Zdaniem B. Eichengreena z przewidywaniem kryzysu walutowego jest podobnie jak z przewidywaniem wybuchu wulkanu – pomimo różnorodnych symptomów świadczących o grożącym niebezpieczeństwie nie sposób dokładnie przewidzieć, kiedy i czy w ogóle wystąpi jego wybuch.



utrąty znacznego zasobu rezerw walutowych (taka sytuacja wystąpiła m.in. w Argentynie w 1995 r.).

Kryzys walutowy nie jest zjawiskiem jednorodnym. Świadczy o tym między innymi bogactwo definicji oraz różnorodność teoretycznych **modeli kryzysów walutowych**. Powstanie tych modeli było inspirowane różnymi przyczynami stojącymi za tym zjawiskiem oraz wynikało z okresu, w którym kryzys się wydarzył. Można wyróżnić modele pierwszej i drugiej generacji oraz modele eklektyczne, zwane niekiedy modelami trzeciej generacji. **Modele kryzysu pierwszej generacji** akcentowały niespójność utrzymywania nierównowagi fiskalnej i reżimu sztywnego kursu walutowego, która prowadziła do nadmiernego długu publicznego i ostatecznie do ogłoszenia niewypłacalności kraju. Modelom tym dała początek koncepcja wypracowana przez Paula Krugmana w 1979 r., która dobrze tłumaczyła m.in. załamanie kursów walutowych w krajach dotkniętych kryzysem zadłużenia w latach 80., takich jak Meksyk, Argentyna, Chile. **Modele drugiej generacji** koncentrowały się na polityce anty-cyklicznej oraz wyjaśniały wybuch kryzysu jako realizację samospełniającej się prognozy. Modele te opierały się na koncepcji Maurice Obstfelda i dobrze służyły wyjaśnieniu przyczyn załamania Europejskiego Mechanizmu Kursowego w latach 1992–1993. **Modele eklektyczne** z lat 90. wskazywały na źródła kryzysu tkwiące w nadmiernej ekspansji sektora finansowego i słabościach na poziomie mikroekonomicznym. Odnosiły się do fali kryzysów walutowych w Azji Południowo-Wschodniej w 1997 r. Modele eklektyczne akcentowały zjawiska, które mogły świadczyć o nieefektywności rynków finansowych i odwoływały się do ich specyfiki. Chodzi o takie pojęcia jak: owczy pęd inwestorów, efekt zakażenia (rozprzestrzenianie się kryzysu na inne kraje – ang. *contagion*), pokusa nadużycia (ang. *moral hazard*).

Obok charakterystyki „generacji” kryzysów walutowych warto rozważyć, czy kryzys walutowy należy traktować jako szczególne zjawisko w gospodarce czy też specyficzny element cyklu koniunkturalnego. W tym kontekście cenne są wnioski wynikające z teorii nierównowagi inwestycji i niestabilności finansowej autorstwa H.P. Minsky’ego oraz teorii niestabilności finansowej F. Mishkina. Teorie te wskazywały na potencjalne przyczyny stojące za wybuchem kryzysu finansowego, którego wystąpienie w wielu krajach wywoływało „bliźniaczy” kryzys walutowy. Należy rozróżniać między kryzysem walutowym – z jednej strony – a kryzysem finansowym (bankowym) – z drugiej – choć między tymi zjawiskami występuje współzależność. Ogólnie mówiąc, utrata zaufania do waluty danego kraju często, choć nie zawsze, przekładała się na utratę zaufania do systemu finansowego (bankowego) w tym kraju i odwrotnie.

Kryzysy walutowe po 1990 roku - stylizacja faktów

Analiza przypadków kryzysów walutowych i finansowych po 1990 roku pozwalała na weryfikację rozważań teoretycznych oraz stanowiła jedną z podstaw do wypracowania miary ryzyka wystąpienia kryzysu walutowego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Badanie objęło wybrane kryzysy w krajach zaliczanych do rynków wschodzących – od kryzysu meksykańskiego z przełomu 1994/1995 do kryzysu argentyńskiego w 2002 r. –



oraz kryzys Europejskiego Mechanizmu Kursowego w latach 1992–1993. Uwzględniono zatem przypadki mające w większym lub mniejszym stopniu cechy kryzysów walutowych pierwszej, drugiej i trzeciej generacji, co pozwoliło na wyodrębnienie stylizowanych faktów. **Stylizowane fakty** są rozumiane jako typowe zjawiska, które powtarzały się w większości krajów, które doświadczyły kryzysu walutowego. Ich wystąpienie często poprzedzało wybuch kryzysu.

Określenie stylizowanych faktów służyło porównaniu sytuacji w krajach doświadczonych przez kryzys na kilka lat przed jego wybuchem z sytuacją krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Chociaż poszczególne kryzysy w przeszłości cechowały się wyjątkowością, to jednak występują istotne podobieństwa między nimi, które pozwalają na zbiorczą analizę. Stanowisko takie podziela m.in. S.B. Kamin, który twierdzi nawet, że kryzys zadłużeniowy z lat 80., kryzys meksykański z połowy lat 90. czy kryzys azjatycki były nadzwyczaj podobne (ang. *remarkably similar*). Wśród stylizowanych faktów kryzysu walutowego należy wymienić następujące:

- ◆ nieelastyczny system kursowy,
- ◆ pogorszenie koniunktury gospodarczej,
- ◆ niewystarczające rezerwy walutowe,
- ◆ nierównowaga zewnętrzna i fiskalna,
- ◆ zbyt szybkie otwarcie na międzynarodowe przepływy kapitałowe i pośpieszna liberalizacja sektora finansowego,
- ◆ „zarażenie” kryzysem od innego kraju,
- ◆ negatywne szoki zewnętrzne,
- ◆ destabilizacja polityczna.

W większości przypadków do wystąpienia kryzysu niewystarczający był niekorzystny stan fundamentów makroekonomicznych czy niska płynność finansowa danego kraju. Do kryzysu walutowego dochodziło najczęściej na skutek pojawienia się niespodziewanie bardzo niekorzystnej informacji (często o charakterze politycznym) uruchamiającej atak spekulacyjny. Katalizatorem kryzysu i jego rozprzestrzeniania się była często radykalna i pozbawiona adekwatnego nadzoru liberalizacja sektora finansowego i nieograniczona swoboda międzynarodowych przepływów kapitału. W przypadku rynków wschodzących dodatkowym czynnikiem zwiększającym prawdopodobieństwo sukcesu ataku spekulacyjnego była płytkość rynku walutowego. Do kryzysu walutowego dochodziło zatem na skutek splotu trudno przewidywalnych czynników, co sprawia, że żadna ze sformalizowanych metod prognozowania kryzysu nie może gwarantować pełnego sukcesu.

Metody oceny ryzyka kryzysu walutowego i strategia ekonometryczna

Gdyby prognozowanie kryzysu walutowego było łatwe, prawdopodobnie nigdy nie dochodziłoby do jego wybuchu, gdyż zainteresowane podmioty (głównie inwestorzy zagraniczni) wycofywaliby się z ryzykownych inwestycji odpowiednio wcześniej. Tym



samym nie dochodziłoby do powstania „bańki” spekulacyjnej, która w pewnym momencie musiałaby pęknąć. Nie oznacza to jednak, iż ekonomiści nie znajdowali sposobów przewidywania kryzysu.

Najczęściej spotykanym sposobem oceny ryzyka kryzysu walutowego była **analiza szerokiego spektrum wskaźników wyprzedzających**, które z założenia przed kryzysem zachowują się szczególnie.

Oprócz analizy zestawu wybranych wskaźników czy konstrukcji barometrów w literaturze można wyróżnić bardziej sformalizowane metody oceny ryzyka kryzysu walutowego. Niniejsze badanie skupiło się na charakterystyce i wykorzystaniu modeli logitowych oraz analizy sygnałów. **Analiza sygnałów** jako metoda statystyczna była wykorzystywana początkowo w prognozowaniu punktów zwrotnych w cyklu koniunkturalnym. Zakłada ona, iż wartości określonych wskaźników gospodarczych różnią się w okresie poprzedzającym kryzys walutowy od swych wartości w „czasach spokojnych”. Przekroczenie określonej wielkości progowej, wyznaczonej na podstawie procedury optymalizacyjnej, jest traktowane jako sygnał zbliżającego się kryzysu walutowego w perspektywie, którą określa długość tzw. okna sygnalizacyjnego (najczęściej był to okres od 12 do 24 miesięcy).

Natomiast u podstaw **analizy logitowej** leży potraktowanie kryzysu walutowego jako zmiennej binarnej y_i , która może przyjmować wartość 1, gdy kryzys wystąpił, lub wartość 0, gdy kryzysu nie było. Przyjmując, że P_i oznacza prawdopodobieństwo, że $y_i = 1$, wówczas mamy⁴:

$$E(y_i) = P_i \cdot 1 + (1 - P_i) \cdot 0 = P_i \quad (1)$$

W modelu opisującym zmienną y_i prawdopodobieństwo P_i jest funkcją wektora wartości zmiennych egzogenicznych x_i oraz wektora parametrów β :

$$P_i = P(y_i = 1) = F(x_i^T \beta) \quad (2)$$

gdzie x_i oraz β są kolumnowymi wektorami $(k+1)$ -elementowymi, kombinacja liniowa $x_i^T \beta$ jest wskaźnikiem określającym dany przypadek, natomiast F jest funkcją rosnącą tego wskaźnika⁵. Podstawowe cele, jakie stawia się przed modelem określonym równaniem (2) to: specyfikacja zmiennych egzogenicznych, estymacja wektora β na podstawie danych o wartościach zmiennych y_i oraz x_i , a także prognoza wartości P_i . Typ funkcji F określa rodzaj modelu. W modelu logitowym funkcja F jest dystrybuantą rozkładu logistycznego:

$$P_i = F(x_i^T \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)} \quad (3)$$

z czego wynika, że odpowiednie wartości funkcji odwrotnej do F dla tego modelu są równe:

⁴ Za Gruszczyński M., Kluza S., Winiek D., *Ekonometria*, WSHiFM, Warszawa 2003.

⁵ Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Monografie i Opracowania 490, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2001.

$$x_i^T \beta = \ln \frac{P_i}{1 - P_i} \quad (4)$$

Wyrażenie po prawej stronie równania (4) nazywa się **logitem**, który jest liniową funkcją zmiennych objaśniających x_i . Logit przyjmuje wartości z całej osi liczb rzeczywistych i jest logarytmem ilorazu szans przyjęcia (P_i) bądź nieprzyjęcia ($1 - P_i$) wartości równej 1 przez zmienną y_i .

Po oszacowaniu współczynników modelu⁶ można zbadać wpływ zmian poszczególnych czynników na prawdopodobieństwo wystąpienia badanego zjawiska. Pochodna funkcji prawdopodobieństwa po x_{ij} ma wówczas następującą postać⁷:

$$\frac{\partial P_i}{\partial x_{ij}} = \beta_j P_i (1 - P_i) \quad (5)$$

Zatem wpływ zmian danego czynnika na prawdopodobieństwo wystąpienia badanego zjawiska zależy od poziomu innych zmiennych. Można stwierdzić, że jeśli wynik z próby wskazuje na $\beta_j > 0$, to czynnik opisany zmienną x_j działa stymulująco na prawdopodobieństwo wystąpienia badanego zjawiska. Jeżeli $\beta_j < 0$, to zmienna x_j ogranicza to prawdopodobieństwo, a w sytuacji gdy $\beta_j = 0$, zmienna x_j nie ma wpływu na prawdopodobieństwo wystąpienia danego zjawiska.

Istotnym zabiegiem formalnym zarówno przy budowie modelu logitowego, jak i w analizie sygnałów jest **przekształcenie danych historycznych na percentyle rozkładu empirycznego** każdej zmiennej w każdym kraju. Transformacja ta pozwala na stworzenie zbiorczej próby losowej obejmującej wszystkie kraje lub wybrane grupy krajów. Dzięki tej transformacji możliwe jest unormowanie wartości osiąganych przez poszczególne zmienne, tak aby przyjmowały wartości dodatnie z przedziału od 0 do 100. Transformacja danych wejściowych na percentyle nie powoduje jednak zmiany w interpretacji ekonomicznej znaków i wartości parametrów przy poszczególnych zmiennych, oszacowanych w modelu logitowym. Transformacja ta jest jednocześnie niezbędna od strony formalnej do przeprowadzenia analizy sygnałów.

Badania ilościowe zostały przeprowadzone na danych miesięcznych. Analiza objęła dzieść krajów zaliczanych do rynków wschodzących, które doświadczyły kryzysu walutowego po 1990 r. Były to: Meksyk, Argentyna (dwukrotnie), Republika Czeska, Rosja, Brazylia oraz kraje azjatyckie: Tajlandia, Malezja, Filipiny, Korea Południowa i Indonezja. Analiza ilościowa opierała się zatem na szeregach czasowych pochodzących z różnych krajów z trzech kontynentów (odmienność geograficzna), których kryzys dotknął przy specyficznych uwarunkowaniach zewnętrznych i wewnętrznych. Pomimo istotnych różnic między poszczególnymi krajami możliwe jest wyodrębnienie zjawisk czy elementów wspólnych i cech charakterystycznych mechanizmu wybuchu kryzysu walutowego, z któ-

⁶ Bardzo pomocne może być przy tym wykorzystanie jednej z funkcji programu *STATISTICA*.

⁷ Raus D., *Determinanty i metody szacowania ryzyka kryzysu walutowego*, Materiały i Studia NBP, Zeszyt nr 112, Warszawa, październik 2000.

rymi mieliśmy do czynienia we wszystkich krajach lub przynajmniej w wyodrębnionych grupach.

Kryzys walutowy zdefiniowano w oparciu o powszechnie stosowaną miarę operacyjną – **indeks presji rynkowej**, uwzględniając łączne, ważone zmiany nominalnego kursu walutowego i rezerw dewizowych.

$$I = [(e_t/e_{t-12})-1] - (\sigma_e/\sigma_{Res}) \cdot [(RES_t/ RES_{t-12})-1] \quad (6)$$

gdzie:

e_t – kurs walutowy w okresie t ,

e_{t-12} – kurs walutowy w okresie o 12 miesięcy wcześniej,

σ_e – odchylenie standardowe kursu walutowego w okresie objętym próbą,

σ_{Res} – odchylenie standardowe rezerw walutowych w okresie objętym próbą,

RES_t – rezerwy walutowe w okresie t ,

RES_{t-12} – rezerwy walutowe w okresie o 12 miesięcy wcześniej.

Wartość progowa indeksu, której przekroczenie wskazywało na miesiąc kryzysu ($C=1$), jest równa sumie wartości średniej indeksu (μ_I) w badanym okresie oraz odchylenia standardowego (σ_I), mnożonego przez arbitralnie dobierany współczynnik.

$$C=1 \text{ dla } I > \mu_I + 1,5\sigma_I$$

(7)

$$C=0 \text{ dla } I \leq \mu_I + 1,5\sigma_I$$

Tabela 1. Data wybuchu kryzysu walutowego w wybranych krajach wyznaczona w oparciu o indeks presji rynkowej

| | | |
|------------------|---------------------|------|
| Meksyk | grudzień | 1994 |
| Argentyna I | marzec | 1995 |
| Republika Czeska | maj | 1997 |
| Tajlandia | lipiec | 1997 |
| Malezja | wrzesień | 1997 |
| Filipiny | październik | 1997 |
| Korea Południowa | listopad | 1997 |
| Indonezja | grudzień | 1997 |
| Rosja | wrzesień (sierpień) | 1998 |
| Brazylia | styczeń | 1999 |
| Argentyna II | luty | 2002 |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie miesięczników *International Financial Statistics* za lata 1989–2002. International Monetary Fund, Washington.

W literaturze przedmiotu wartość wspomnianego współczynnika wahała się w przedziale między 1,5 a 3,0. Przy dosyć zróżnicowanej próbie losowej w dalszych badaniach ilości-

wych przyjęto najniższą wartość z proponowanych w literaturze (1,5), co pozwoliło na uzyskanie indeksu o odpowiedniej „wrażliwości”. Indeks wskazywał na datę wybuchu kryzysu walutowego, zbieżną z wynikami badań w literaturze oraz jednocześnie pokrywającą się z datą wynikającą z analizy opisowej (tabela 1).

Zastosowanie modelu logitowego

Zbudowano trzy modele logitowe, wykorzystując różne zakresy danych wejściowych. Jako zakres próby losowej przyjmowano z reguły 60 miesięcy poprzedzających miesiąc wybuchu kryzysu walutowego, chyba że brak odpowiednio długich szeregów wymuszał ograniczenie liczby obserwacji. Natomiast długość okna sygnalizującego wystąpienie kryzysu ustalono na 18 miesięcy⁸.

Tabela 2. Oszacowania parametrów i asymptotyczne błędy szacunku w *Modelu I*.

| Model I | Stała B0 | Rez_M2 | CA/PKB | Gielda | Bud_PKB | TB12M_PKB | REER-3 | KrKrDyn |
|--------------------------|-----------------|---------------|---------------|---------------|----------------|------------------|---------------|----------------|
| Ocena | 3,9258 | -0,0087 | -0,0332 | -0,0266 | -0,0466 | -0,0397 | 0,0455 | 0,0018 |
| Błąd standard. | 0,8717 | 0,0056 | 0,0096 | 0,0060 | 0,0076 | 0,0091 | 0,0064 | 0,0058 |
| t(444) | 4,5035 | -1,5590 | -3,4626 | -4,4473 | -6,1497 | -4,3665 | 7,0662 | 0,3189 |
| poziom p | 0,0000 | 0,1197 | 0,0006 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,7499 |
| -95%CL | 2,2126 | -0,0198 | -0,0521 | -0,0383 | -0,0615 | -0,0575 | 0,0329 | -0,0095 |
| +95%CL | 5,6390 | 0,0023 | -0,0144 | -0,0148 | -0,0317 | -0,0218 | 0,0582 | 0,0132 |
| Chi-kwadrat Walda | 20,2817 | 2,4305 | 11,9896 | 19,7783 | 37,8193 | 19,0660 | 49,9311 | 0,1017 |
| poziom p | 0,0000 | 0,1190 | 0,0005 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,7498 |

Uwagi: Objasnienia symboli zmiennych: **Rez_M2** – relacja rezerw walutowych ze złotem włącznie do szerokiego agregatu pieniądza; **CA/PKB** – krocząca relacja skumulowanego salda na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego do PKB; **Gielda** – zmiana głównego indeksu giełdowego rynku akcji w ujęciu rok do roku; **Bud_PKB** – krocząca relacja skumulowanego salda budżetu państwa do PKB; **TB12_PKB** – krocząca relacja skumulowanego salda w obrotach handlowych z zagranicą (w USD według statystyk rzeczowych handlu zagranicznego) do PKB; **REER-3** – opóźniony o 3 miesiące indeks realnego kursu walutowego oparty o ceny towarów i usług konsumpcyjnych; **KrKrDyn** – tempo wzrostu kredytu krajowego w ujęciu rok do roku, skorygowane inflacją CPI. *Źródło:* obliczenia własne przy użyciu pakietu *STATISTICA*.

Próby losowe, składające się z danych o częstotliwości miesięcznej zostały oparte kolejno na: a) całym zbiorze wybranych 10 krajów zaliczanych do rynków wschodzących (*Model I*), b) pięciu krajach nieazjatyckich (*Model II*) oraz c) pięciu krajach Azji Południowo-Wschodniej (*Model III*). Modele różniły się między sobą nieznacznie co do zestawu zmiennych uznanych za statystycznie istotne. W tabeli 2 przedstawiono oszacowania parametrów i asymptotyczne błędy szacunku dla *Modelu I*.

⁸ Takie założenie oznaczało w praktyce, że dychotomiczna zmienna objaśniana, opisująca kryzys walutowy, przyjmowała wartość równą jeden w 18 miesiącach poprzedzających „miesiąc kryzysu” i wartość równą zero w pozostałych okresach.

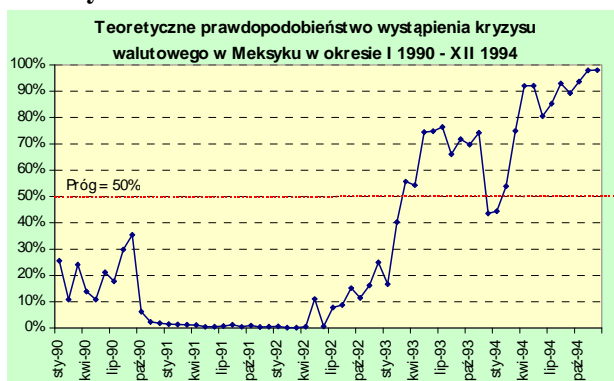
Otrzymane wyniki potwierdzały hipotezy dotyczące najważniejszych przyczyn kryzysu w krajach zaliczanych do rynków wschodzących, formowane w oparciu o teoretyczne modele kryzysów walutowych oraz stylizowane fakty. Prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu walutowego zwiększa:

- ◆ rosnąca relacja deficytu w obrotach bieżących do PKB,
- ◆ rosnący deficyt fiskalny w relacji do PKB,
- ◆ realne umocnienie waluty krajowej, przy czym zmienna ta może oddziaływać na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu z opóźnieniem około trzech miesięcy,
- ◆ pogorszenie salda wymiany handlowej z zagranicą w relacji do PKB lub malejąca dynamika eksportu,
- ◆ pogorszenie koniunktury na rynku akcji,
- ◆ spadek relacji rezerw dewizowych do podaży pieniądza,
- ◆ nadmierna ekspansja kredytu krajowego, a w szczególności kredytu dla sektora prywatnego.

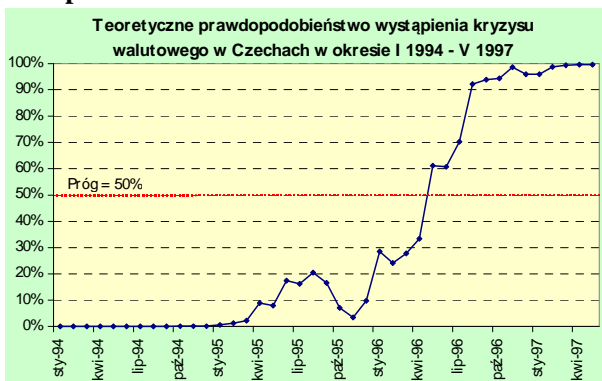
W każdym z trzech modeli logitowych wszystkie współczynniki przy zmiennych objaśniających miały znaki zgodne z teorią, natomiast współczynniki determinacji przekraczały 55% (dotyczyło to zarówno współczynnika obliczonego jako kwadrat współczynnika korelacji między faktycznymi wartościami zmiennej objaśnianej a jej oszacowanymi wartościami prawdopodobieństwa, jak i R-kwadrat Efrona). W analizie *ex post* modele pozwalały na poprawne sklasyfikowanie ponad 80% przypadków, odpowiednio przypisując teoretycznym prawdopodobieństwom zmiennej objaśnianej wartości równe 1 (kryzys wystąpił w okresie odpowiadającym długości okna sygnalizacyjnego) lub 0 (kryzys nie wystąpił). Powyższe stwierdzenie dotyczyło zarówno prognoz generowanych dla granicznej wartości prawdopodobieństwa równej 50% oraz dla prawdopodobieństwa progowego odpowiadającego udziałowi „jedynek” w próbie w poszczególnych modelach.

Wykres 1. Teoretyczne prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego na kilka lat przed jego faktycznym wybuchem w oparciu o parametry Modelu I.

Meksyk 1990–1994

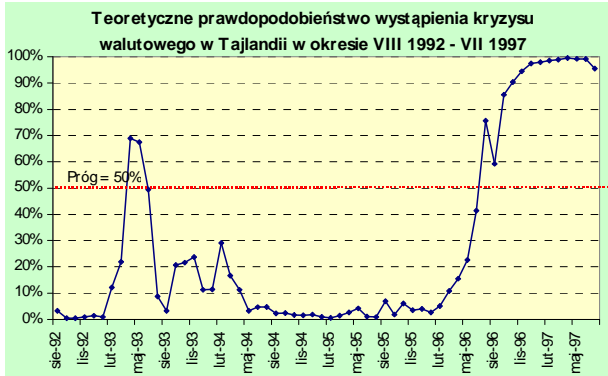


Republika Czeska 1994–1997

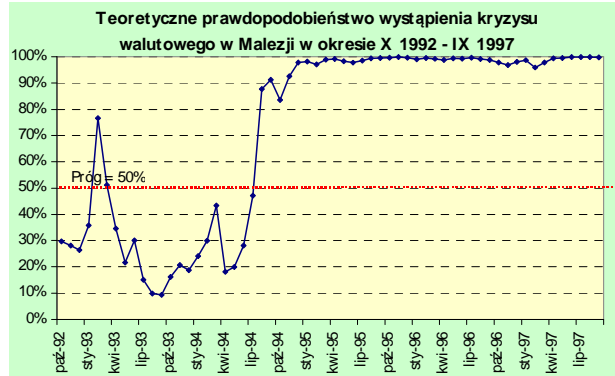




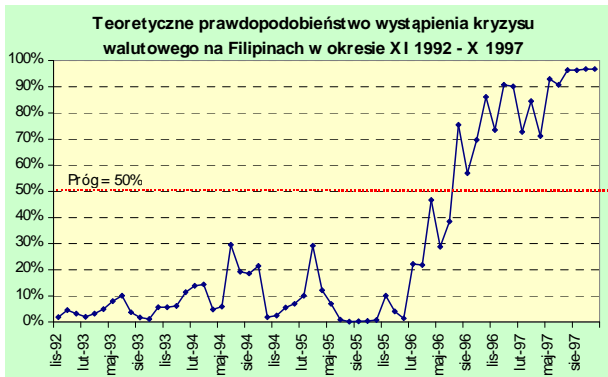
Tajlandia 1992–1997



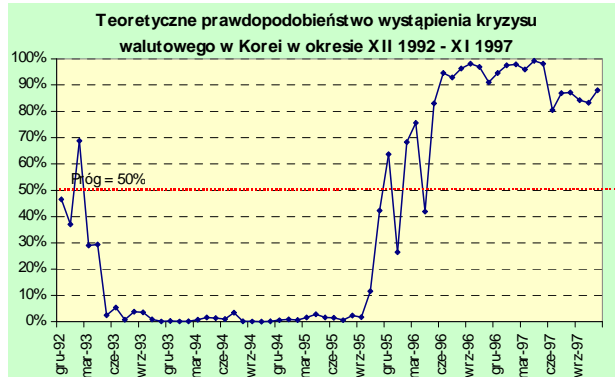
Malezja 1992–1997



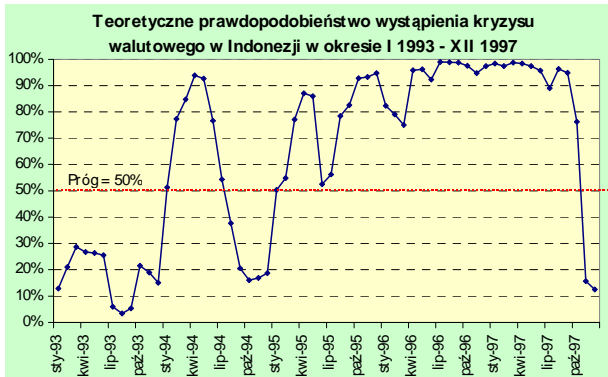
Filipiny 1992–1997



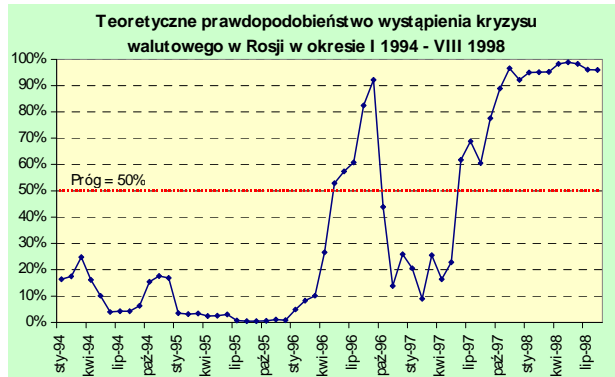
Korea Południowa 1992–1997



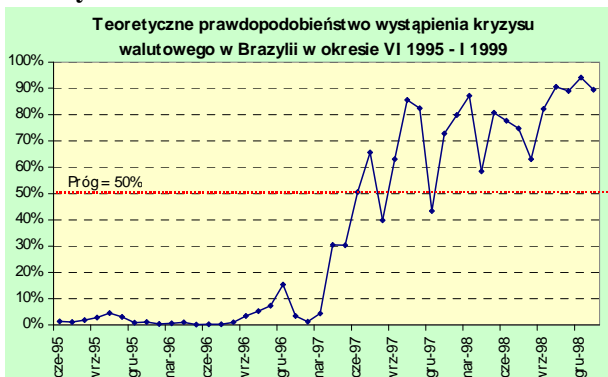
Indonezja 1992–1997



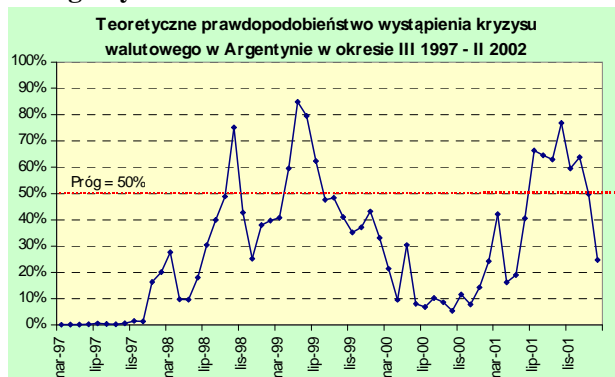
Rosja 1994–1998



Brazylia 1995–1999



Argentyna 1997–2002



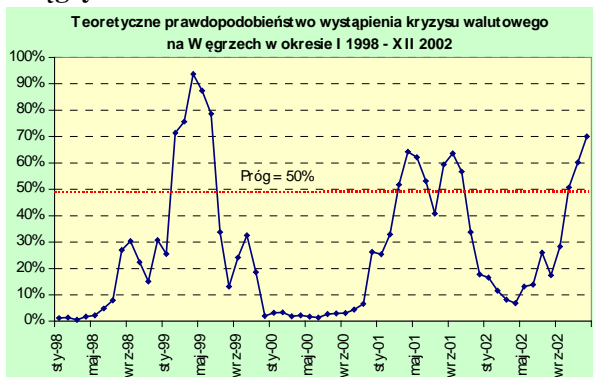
Źródło: obliczenia własne.



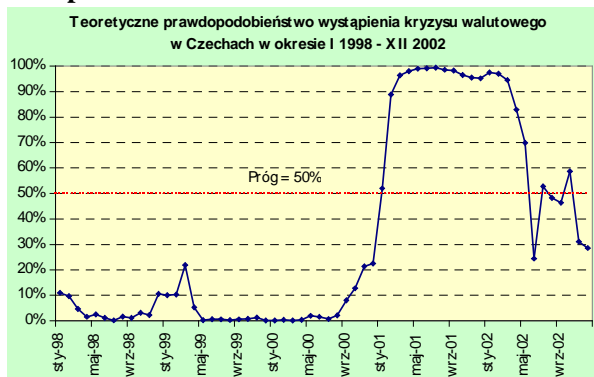
Oszacowane wyżej parametry posłużyły do wyznaczenia teoretycznego prawdopodobieństwa kryzysu walutowego w trzech krajach Europy Środkowo-Wschodniej w próbie o rozpiętości 60 miesięcy. Wykres 2 przedstawia teoretyczne prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego wyznaczone na podstawie parametrów Modelu I. Uznając 50% za progową wartość prawdopodobieństwa, w każdym z badanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej można się było spodziewać wystąpienia kryzysu walutowego, chociaż wiadomo, że w żadnym z tych krajów nie doszło do wybuchu kryzysu w okresie styczeń 1998 r. – czerwiec 2004 r.

Wykres 2. Teoretyczne prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, obliczone na podstawie Modelu I.

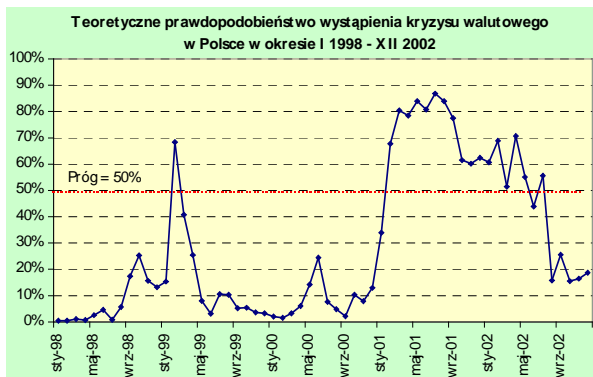
Węgry 1998–2002



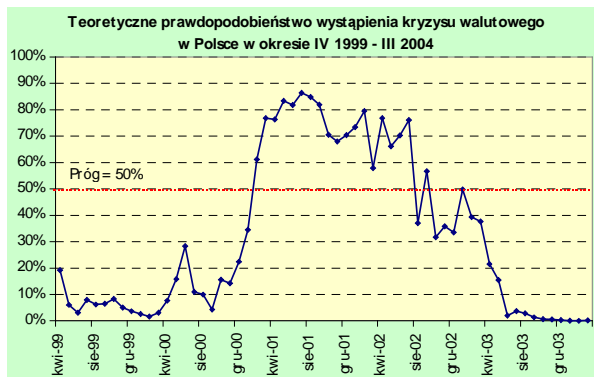
Republika Czeska 1998–2002



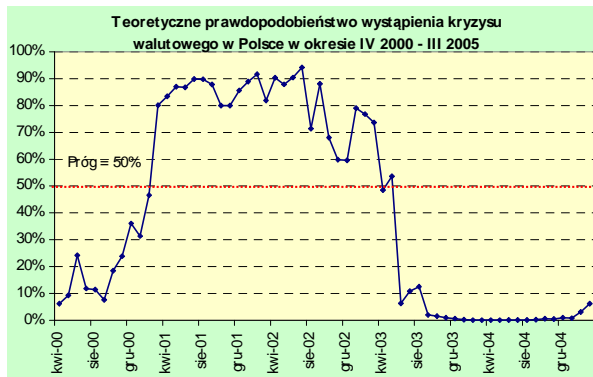
Polska 1998–2002



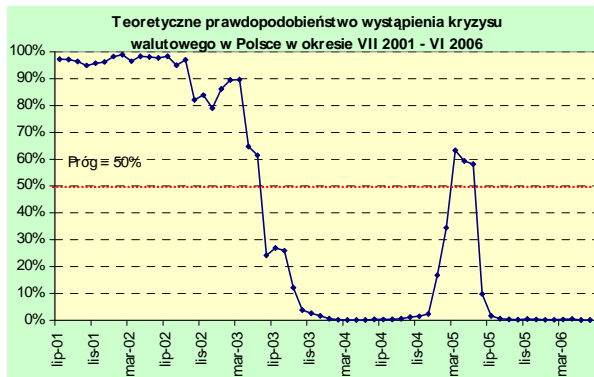
Polska 1999–2004



Polska 2000–2005



Polska 2001–2006



Źródło: obliczenia własne.



Ryzyko wybuchu kryzysu walutowego **na Węgrzech** było wysokie w pierwszej połowie 1999 r., drugim i trzecim kwartale 2001 r. oraz w czwartym kwartale 2002 r. Prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu walutowego **w Czechach** było szczególnie wysokie w całym 2001 r. Natomiast prawdopodobieństwo kryzysu **w Polsce** osiągnęło maksimum w połowie 2001 r. i było stosunkowo wysokie aż do sierpnia 2002 r. Od tego czasu zaczęło systematycznie spadać i w 2003 r. oraz na początku 2004 r. pozostawało niskie. Spadek prawdopodobieństwa wybuchu kryzysu walutowego w Polsce wiązał się z ożywieniem gospodarczym, wyraźnym spadkiem deficytu w obrotach bieżących w relacji do PKB (głównie dzięki ekspansji eksportu), rosnącymi rezerwami dewizowymi, ustąpieniem presji na realną aprecjację złotego na rzecz stopniowego osłabienia złotego (w szczególności w stosunku do euro) oraz zdecydowaną poprawą indeksów giełdowych. Wyniki analiz przeprowadzonych w oparciu o najbardziej aktualne dane statystyczne sugerują wzrost prawdopodobieństwa kryzysu na wiosnę 2005 r. Było to jednak wzrost krótkotrwały (przez 3 miesiące powyżej 50%) i można go traktować jako przejściowe zaburzenie w ramach wyraźnej tendencji spadkowej.

Należy zaznaczyć, że prawdopodobieństwa otrzymane w oparciu o wyniki modelu logitowego mają charakter względny. Oznacza to, że przekroczenie wartości progowej (np. 50%) nie musi wiązać się koniecznie z wystąpieniem kryzysu. Bez wątpliwości można stwierdzić, iż w okresach kiedy wartości teoretycznego prawdopodobieństwa były szczególnie wysokie, zagrożenie kryzysem walutowym mogło się zmaterializować. W żadnym z badanych krajów nie wystąpiły jednak wystarczające przesłanki, aby doszło do wybuchu kryzysu. Czynnikiem obniżającym prawdopodobieństwo kryzysu walutowego w tych krajach, który jednak nie został uwzględniony w modelu, była zbliżająca się akcesja krajów Europy Środkowo-Wschodniej do UE. Czynnikiem ten można traktować jako swoisty „import” wiarygodności, który niewątpliwie wpłynął na ograniczenie ryzyka makroekonomicznego i ryzyka kryzysu walutowego. Ponadto, istotnym czynnikiem obniżającym ryzyko kryzysu była odpowiednia elastyczność reżimu kursowego.

Zastosowanie analizy sygnałów

Specyfikacja statystycznie istotnych zmiennych objaśniających w modelach logitowych ułatwiła wybór najlepszych wskaźników wyprzedzających do potrzeb analizy sygnałów. W analizie sygnałów przyjęto okres 40 miesięcy poprzedzających wystąpienie kryzysu walutowego jako okres próby losowej. Długość okna sygnalizacyjnego określono na 12 miesięcy. Krótsza faza wczesnego ostrzegania w analizie sygnałów niż w modelu logitowym wynikała również z konieczności wykorzystania szeregów jednakowej długości dla wszystkich analizowanych krajów. Skróceniu zakresu próby losowej towarzyszyło proporcjonalne skrócenie okna sygnalizacyjnego, dzięki czemu została zachowana spójność między obydwoma sposobami analizy.

Referencyjne wartości progowe zostały wyznaczone iteracyjnie. Poszczególne iteracje odnosiły się do odpowiedniego percentyla rozkładu empirycznego każdej zmiennej w każdym kraju. Pozwoliło to na ustalenie jednolitego, optymalnego percentyla dla wszystkich



krajów jako wartości progowej, której przekroczenie oznaczało wysłanie sygnału o kryzysie walutowym w perspektywie 12 miesięcy. Niemniej jednak wartość odpowiedniej zmiennej, stojąca za wartością tego percentyla, była różna w poszczególnych krajach.

Wyboru optymalnego percentyla progowego dokonano na podstawie uwzględnienia wszystkich krajów jednocześnie. Poszukiwano takiego percentyla, przy którym średnia relacja szumu do dobrego sygnału (**NSR od ang. noise-to-signal-ratio**) osiąga okresowe minimum. *Szum* był zdefiniowany jako procent okresów, dla których wyemitowany sygnał był fałszywy, do liczby okresów, kiedy taki sygnał mógł się pojawić. Natomiast *dobry sygnał* był zdefiniowany jako procent okresów, dla których był wyemitowany prawidłowy sygnał, do liczby okresów, kiedy taki sygnał powinien się pojawić.

Tabela 3. Wartości progowe wskaźników oraz odpowiadające im wartości NSR i ich odwrotności oraz wagi zmiennych – składowych indeksu agregatowego.

| Wskaźnik | Percentyl progowy | NSR | 1/NSR | Wagi unormowane | Kolejność zmiennych |
|-----------|-------------------|--------|-------|-----------------|---------------------|
| Rez_M2 | 25 | 28,6% | 3,50 | 8,8% | dAZN |
| CA_PKB | 27,5 | 28,1% | 3,56 | 8,9% | OVB_PKB |
| Giełda | 22,5 | 31,3% | 3,20 | 8,0% | Bud_PKB |
| Prod_Prz | 17,5 | 62,1% | 1,61 | 4,0% | REER-3 |
| Bud_PKB | 35 | 26,9% | 3,71 | 9,3% | CA_PKB |
| dAZN | 32,5 | 21,9% | 4,56 | 11,5% | Rez-M2 |
| OVB_PKB | 22,5 | 24,4% | 4,10 | 10,3% | KrKr |
| DynEX | 30 | 49,0% | 2,04 | 5,1% | Giełda |
| DynIM | 85 | 229,9% | - | - | KrPr |
| TB12M_PKB | 27,5 | 66,8% | 1,50 | 3,8% | KrPuUSD |
| REER-3 | 75 | 27,0% | 3,71 | 9,3% | DynEX |
| KrKr | 75 | 29,7% | 3,37 | 8,5% | Prod_Prz |
| KrPr | 72,5 | 38,3% | 2,61 | 6,6% | TB12M_PKB |
| KrPuUSD | 75 | 43,7% | 2,29 | 5,8% | |
| | | 7,08 | 39,75 | 100,0% | |

Uwagi: Objaśnienia symboli zmiennych: **Rez_M2**, **CA/PKB**, **Giełda**, **Bud_PKB**, **TB12_PKB**, **REER-3**, **KrKrDyn** – tak jak przy tabeli 2. Pozostałe zmienne: **Prod_Prz** – realne tempo wzrostu produkcji przemysłowej w ujęciu rok do roku, **dAZN** – zmiana aktywów zagranicznych netto w USD w ujęciu rok do roku, **OVB_PKB** – krocząca relacja skumulowanego salda bilansu płatniczego ogółem do PKB, **DynEX** – tempo wzrostu eksportu w ujęciu rzeczowym w USD w ujęciu rok do roku, **DynIM** – tempo wzrostu importu w ujęciu rzeczowym w USD w ujęciu rok do roku, **KrPr** – realne tempo wzrostu kredytu dla sektora prywatnego w ujęciu rok do roku, **KrPuUSD** – zmiana zadłużenia netto sektora budżetowego w systemie bankowym w USD w ujęciu rok do roku. *Źródło:* obliczenia własne.

Ustalenie wartości progowych dla 14 wybranych wskaźników pozwoliło na określenie optymalnych wartości relacji szumu do dobrego sygnału dla poszczególnych zmiennych. Jej odwrotności, czyli relacje dobrych sygnałów do szumu, odzwierciedlały jakość



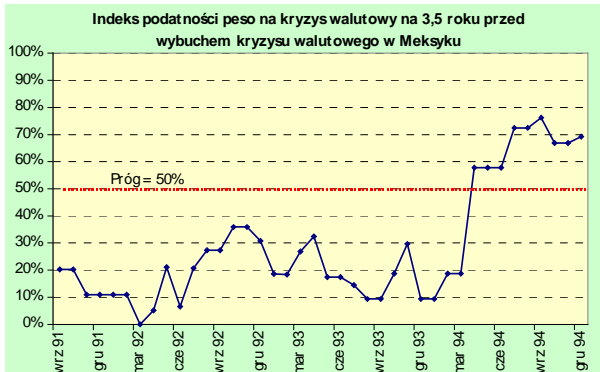
wybranych wskaźników w sygnalizowaniu kryzysu⁹. Zostały one wykorzystane w budowie systemu wag dla składowych indeksu agregatowego (tabela 3). Otrzymane wagi można unormować tak, aby ich suma równała się jedności. Nie oznacza to jednak, że wartości indeksu agregatowego, zawierające się w przedziale od 0 do 100%, mogą być interpretowane jako prawdopodobieństwa. Wartość indeksu agregatowego umożliwia jednak stwierdzenie, w których okresach należy liczyć się z większą lub mniejszą podatnością danego kraju na kryzys walutowy w perspektywie nadchodzącego roku.

Wyniki analizy sygnałów są w dużej mierze zbieżne z otrzymanymi w analizie logitowej. Wskazują, iż na wzrost ryzyka kryzysu walutowego istotnie wpływają: rosnący deficyt fiskalny, przewartościowana waluta, narastająca nierównowaga w obrotach bieżących oraz ujemne saldo bilansu płatniczego, spadek relacji rezerw walutowych do podaży pieniądza i nadmierna ekspansja kredytu krajowego. Jednakże najlepszym wskaźnikiem sygnalizującym kryzys walutowy w analizie sygnałów jest zmiana w skali roku aktywów zagranicznych netto systemu bankowego (dAZN), liczona w dolarach amerykańskich.

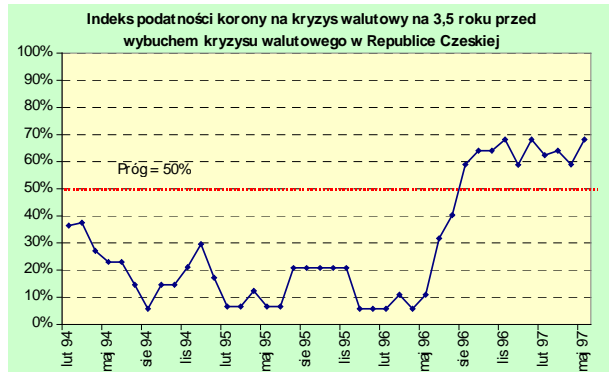
Na podstawie opracowanego systemu wag oraz wartości progowych optymalnych percentyli wyznaczono indeksy agregatowe dla poszczególnych krajów objętych analizą w ujęciu *ex post*.

Wykres 3. Indeks agregatowy podatności na kryzys walutowy.

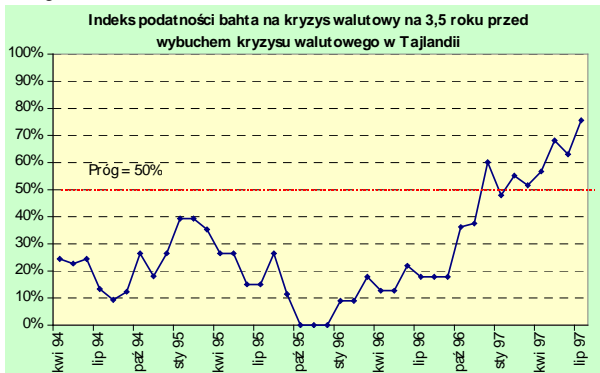
Meksyk 1991–1994



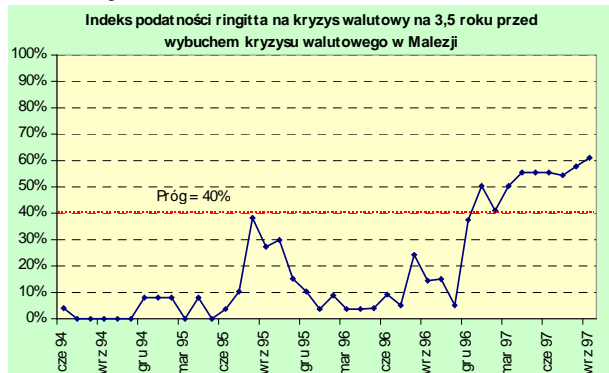
Republika Czeska 1994–1997



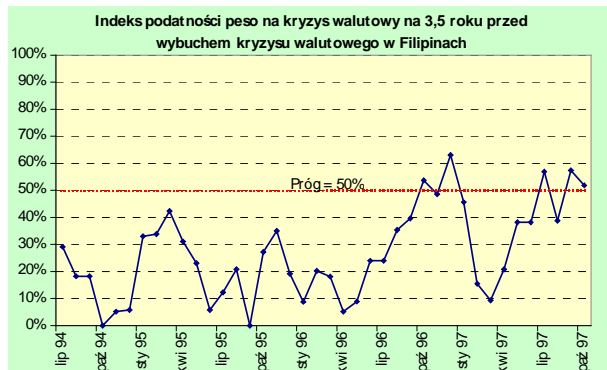
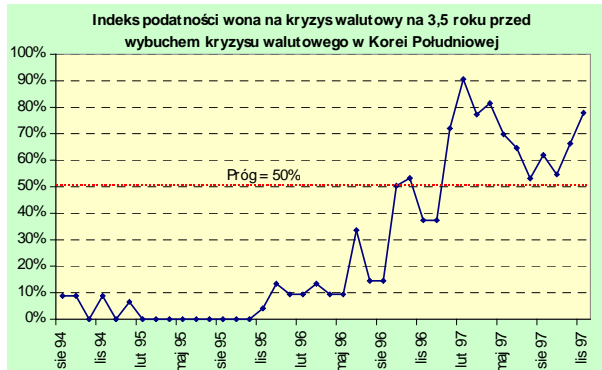
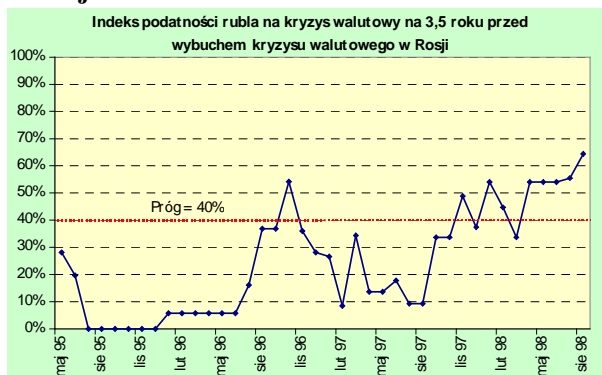
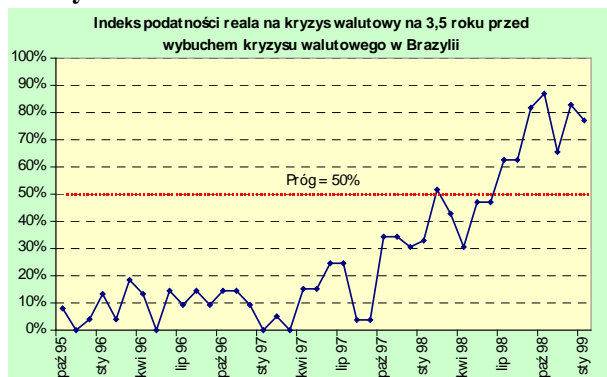
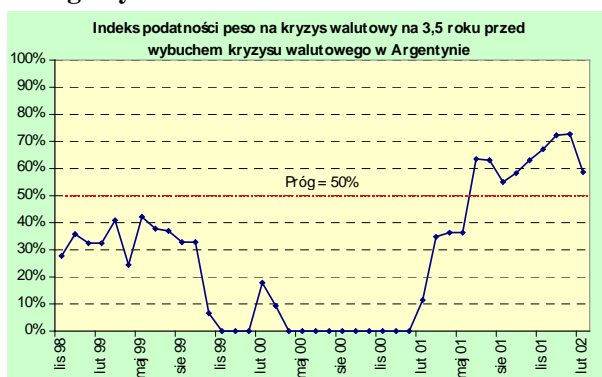
Tajlandia 1994–1997



Malezja 1994–1997



⁹ Ostatecznie wybrano 13 wskaźników, gdyż tempo wzrostu importu generowało więcej szumu niż dobrych sygnałów.

**Filipiny 1994–1997****Korea Południowa 1994–1997****Indonezja 1994–1997****Rosja 1995–1998****Brazylia 1995–1999****Argentyna 1998–2002**

Uwagi: Ze względu na brak niektórych danych statystycznych wartości indeksu agregatowego dla niektórych krajów są zaniżone, gdyż nie uwzględniają wkładu wszystkich 13 składowych indeksu, którego łączna wartość wynosi maksymalnie 100%. Z powodu braku danych o 2–3 składowych dla takich krajów jak Rosja, Indonezja i Malezja zaznaczono na rysunkach wartość progową niższą o 10 punktów procentowych tj. 40%, a nie 50%. Źródło: obliczenia własne.

Przyjmując przekroczenie 50% jako wejście w obszar krytyczny, indeks agregatowy poprawnie sygnalizował wystąpienie kryzysu na 6–12 miesięcy przed jego wybuchem praktycznie we wszystkich badanych krajach (wykres 3).

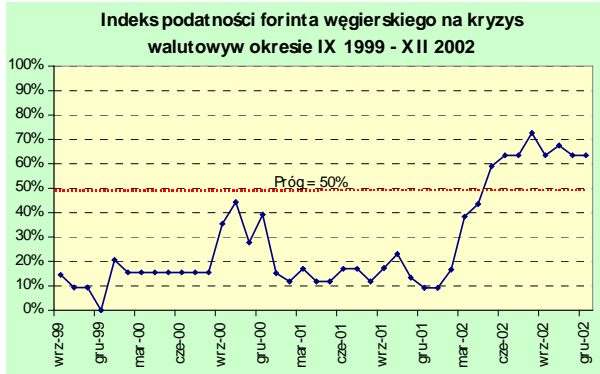
Następnie indeks agregatowy został zastosowany jako miernik podatności węgierskiego forinta, czeskiej korony oraz złotego na wystąpienie kryzysu walutowego. Obliczenia zostały wykonane dla 40-miesięcznego okresu od września 1999 do grudnia 2002 r. Natomiast



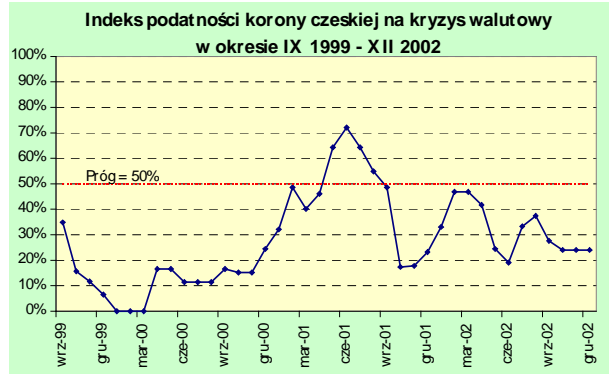
dotychczasowe obliczenia dla Polski obejmowały okresy: kwiecień 1999 r. – marzec 2004 r., grudzień 2001 r. – marzec 2005 r. oraz marzec 2003 r. – czerwiec 2006 r. (wykres 4). Otrzymane wyniki w dużej mierze pokrywają się z analizą logitową.

Wykres 4. Indeksy agregatywne podatności walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej na kryzys walutowy.

Węgry 1999–2002



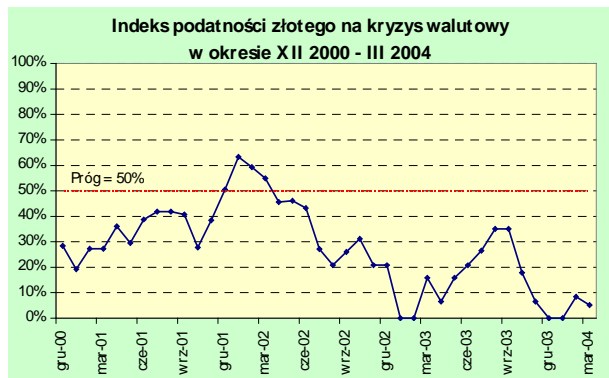
Republika Czeska 1999–2002



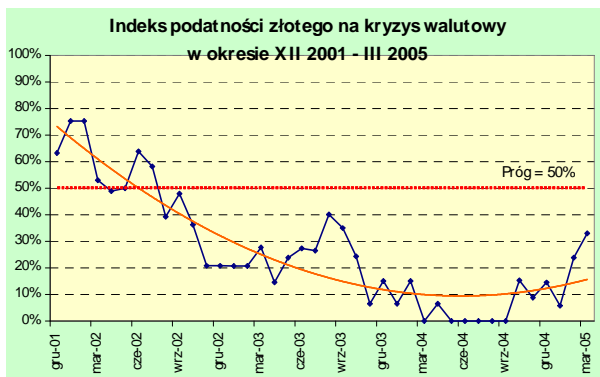
Polska 1999–2002



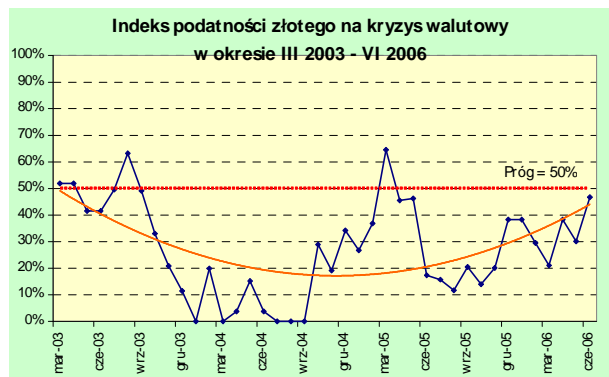
Polska 2000–2004



Polska 2001–2005



Polska 2003–2006



Źródło: obliczenia własne.

Indeks agregatywny wskazywał, iż **największe ryzyko wystąpienia kryzysu walutowego groziło Polsce w końcu 2001 r. i na początku 2002 r.** Ryzyko to zwiększało się systematycznie od początku 2001 r. Rosnące zagrożenie wybuchem kryzysu walutowego w tym czasie należy wiązać z szybko narastającym deficytem budżetowym i spowolnieniem



dynamiki wzrostu gospodarczego. Procesom tym towarzyszyło wyraźne umocnienie złotego w ujęciu realnym, niemające uzasadnienia w ówczesnym stanie fundamentów makroekonomicznych. Po osiągnięciu wartości maksymalnej na początku 2002 r. indeks podatności złotego na kryzys walutowy zaczął się systematycznie obniżać. W końcu 2003 r. oraz w pierwszym kwartale 2004 r. wskazywał na znikome zagrożenie wybuchem kryzysu walutowego w perspektywie kolejnych 12 miesięcy. W przypadku Węgier z największym ryzykiem kryzysu należało się liczyć w II połowie 2002 r., natomiast w przypadku Czech – w połowie 2001 r.

Wyniki otrzymane z zastosowania modeli logitowych i analizy sygnałów dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej należy traktować jako prognozę poza próbą (ang. *out-of-sample*), chociaż w ujęciu *ex post*. Okresy próby kończyły się bowiem w grudniu 2002 r., co po uwzględnieniu długości okna sygnalizacyjnego (18 lub 12 miesięcy naprzód) obejmowało okres do czerwca 2004 r. lub do grudnia 2003 r. Oznacza to, że wartość teoretycznego prawdopodobieństwa (w modelu logitowym) lub indeksu agregatowego (w analizie sygnałów), wyznaczone w oparciu o dane do grudnia 2002 r., mogą być zweryfikowane z obecnej perspektywy czasowej.

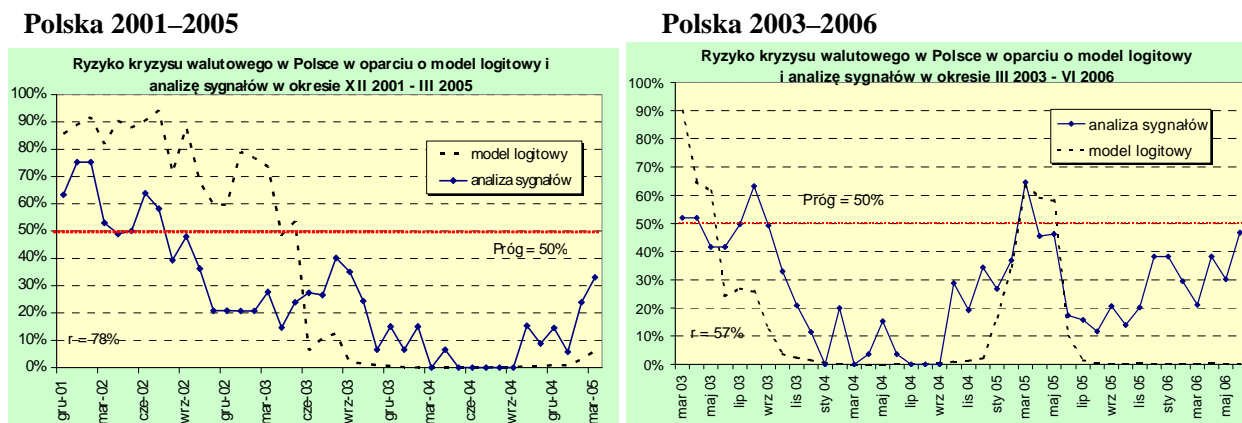
Wiemy, że w żadnym z krajów nie doszło do wybuchu kryzysu walutowego w okresie grudzień 2002 r. – czerwiec 2004 r. W przypadku Polski i Czech obydwie miary sygnalizowały, że ryzyko kryzysu walutowego w tym czasie jest niskie lub obniżyło się w porównaniu chociażby z rokiem 2001 czy początkiem roku 2002. W przypadku Węgier obydwie miary sugerowały rosnące zagrożenie wybuchem kryzysu walutowego, lecz obawy te się nie zmaterializowały. Wprawdzie na początku 2003 r. doszło do destabilizacji na węgierskim rynku finansowym, lecz nie można jej określić mianem kryzysu walutowego. Jak już wcześniej wspomniano, w żadnym z trzech badanych krajów nie wystąpiły wystarczające przesłanki, aby doszło do kryzysu. Istotną rolę odegrały natomiast trudno mierzalne czynniki jakościowe, których nie uwzględniono w analizie ilościowej – bliska akcesja krajów Europy Środkowo-Wschodniej do UE oraz odpowiednia elastyczność mechanizmu kursowego.

Próbie sporządzenia prognozy *ex ante* ograniczono jedynie do Polski, dla której dodatkowo obliczono teoretyczne prawdopodobieństwo kryzysu walutowego i wartości indeksu agregatowego zgodnie z dostępną informacją a) do marca 2004 r., b) do marca 2005 r. oraz c) do czerwca 2006 r. włącznie. Takie podejście pozwalało na ocenę skali zagrożenia wybuchem kryzysu walutowego w horyzoncie czasowym sięgającym odpowiednio półtora roku (model logitowy) lub rok naprzód (analiza sygnałów). Obydwie miary podlegały niekiedy wzmożonym wahaniom krótkookresowym – na przykład na wiosnę 2005 r. Jednakże sygnały o potencjalnym ryzyku były wówczas krótkotrwałe i na szczęście nie zwiastowały poważniejszych perturbacji na polskim rynku finansowym. Generalnie, obydwa wskaźniki syntetyczne dostarczały w przeszłości zbieżnych sygnałów¹⁰ (wykres 5, lewy panel).

¹⁰ Porównanie wartości obydwu mierników w okresie grudzień 2001- marzec 2005 wskazuje na wysoką korelację dodatnią (współczynnik korelacji Pearsona był równy 78%). Natomiast w późniejszym badanym okresie (marzec 2003-czerwiec 2006) współczynnik ten wyniósł 57%.

Aktualizacja obydwu miar dla Polski w oparciu o najświeższe dane statystyczne, dostępne do połowy br. informuje o niewielkim ryzyku kryzysu walutowego w Polsce w perspektywie krótkoterminowej. Korelacja między miarami w Polsce była dosyć wysoka do połowy 2005 r., jednakże od tego czasu wskaźniki wyraźnie się „rozeszły” (wykres 5, prawy panel). Miernik zbudowany w oparciu o model logitowy obniżył się do minimalnych wartości, podczas gdy indeks z analizy sygnałów wykazuje tendencję wzrostową. Rozbieżność ta wynika z większego znaczenia przypisywanego ekspansji kredytowej w analizie sygnałów (która wyraźnie przyspieszyła w ostatnich miesiącach), niż jest to uwzględniane w analizie logitowej. Niemniej jednak obydwie wskaźniki znajdują się ostatnio na bezpiecznych poziomach, a źródeł potencjalnego ryzyka należałoby upatrywać właśnie w silnej ekspansji kredytowej oraz umocnieniu złotego w ujęciu realnym.

Wykres 5. Porównanie wartości mierników ryzyka kryzysu walutowego w oparciu o model logitowy i analizę sygnałów.



Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Wypracowane mierniki ryzyka kryzysu walutowego dostarczają zwięzłej i wiarygodnej informacji na podstawie szerokiego zestawu istotnych wskaźników gospodarczych. Kalkulacja teoretycznego prawdopodobieństwa kryzysu walutowego w oparciu o modele logitowe oraz wyznaczenie wartości indeksu agregatowego w ramach analizy sygnałów mogą być cennymi narzędziami monitoringu ryzyka kryzysu walutowego. Obydwie miary są wrażliwe na zmiany różnorodnych wskaźników gospodarczych i mogą być uaktualniane w przyszłości wraz z pojawianiem się nowych danych statystycznych aż do czasu, kiedy euro ostatecznie zastąpi forinty, korony i złote.

Literatura

1. Bellofiore R., Ferri P., *Financial Keynesianism and market instability. The economic legacy of Hyman Minsky*, Volume I, Edward Elgar Publishing, Northampton, 2001.



2. Bellofiore R., Ferri P., *Financial fragility and investment in the capitalist economy. The economic legacy of Hyman Minsky*, Volume II, Edward Elgar Publishing, Northampton, 2001.
3. Berg A., and Pattillo C., *Are currency crises predictable?*, IMF Working Paper 154, 1998.
4. Eichengreen B., *Toward a New International Financial Architecture*, Institute for International Economics, Washington, 1998.
5. Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Monografie i Opracowania 490, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2001.
6. Gruszczyński M., Kluza S., Winek D., *Ekonometria*, WSHiFM, Warszawa 2003.
7. Kamin S.B., *The current international financial crisis: How much is new?*, Journal of International Money and Finance Vol. 19, No. 4, p. 501–514, August 1999.
8. Kaminsky G., Lizondo S., Reinhart C. M., *Leading indicators of currency crises*, IMF Staff Paper No. I. 1998.
9. Kąsek L., *Ocena ryzyka kryzysu walutowego*, Myśl Ekonomiczna i Prawna nr 1 (6), Wyższa Szkoła Handlu i Prawa im. Ryszarda Łazarskiego, Warszawa, 2004.
10. Krugman P., *Model of balance of payments crises*, Journal of Money, Credit and Banking No. 11, 311–325, 1979.
11. Małecki W., Sławiński A., Piasecki R., Żuławska U., *Kryzysy walutowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001.
12. Mishkin F., *International capital movements, financial volatility and financial instability*, NBER Working Paper 6390, 1998.
13. Obstfeld M., *Rational and self-fulfilling balance of payments crises*, American Economic Review No. 76: 676–681, 1986.
14. Obstfeld M., *The logic of currency crises*, NBER Working Paper No. 4640, Cambridge MA, February 1994.
15. Obstfeld M., *Models of currency crises with self-fulfilling features*, European Economic Review 40: 1037–47, 1996.
16. Raus D., *Determinanty i metody szacowania ryzyka kryzysu walutowego*, Materiały i Studia NBP, Zeszyt nr 112, Warszawa, październik 2000.