

Władysław Milo* , Zuzanna Kozera**

O RYZYKU KRYZYSU WALUTOWEGO

Streszczenie. Handlowcy i inwestorzy, dokonując transakcji, często są narażeni na ryzyko walutowe. Ryzyko to obejmuje ryzyko kryzysu walutowego. W literaturze przedmiotu ekonomiści unikają jednak precyzyjnego definiowania tego kryzysu, co komplikuje rachunek jego ryzyka. W niniejszym artykule proponujemy pewne definicje oraz wynikające z nich operacyjne miary ryzyka kryzysu walutowego oraz empiryczne przykłady liczbowe.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, ryzyko walutowe, kryzys walutowy, system wczesnego ostrzegania, prognozy ryzyka walutowego.

1. WPROWADZENIE

Istnienie znaczących zmian kursu waluty krajowej (np. kursu złotego) względem najważniejszych dla tego kraju walut obcych (np. amerykańskiego dolara, euro, brytyjskiego funta i franka szwajcarskiego) w wyróżnionym okresie stanowi dla wielu handlowców czy inwestorów realne szanse zwiększenia lub zmniejszenia złotówkowej wartości ich transakcji. Oznaczają one możliwości uzyskania zysku lub poniesienia straty. Możliwości te mogą być wysoce, średnio lub mało prawdopodobne. W przypadku zysków dobrze jest, by szanse były dość duże, a w przypadku strat – by szanse były małe.

W literaturze dotyczącej ryzyka walutowego przeważają ujęcia opisowe, wyrażające oceny finansistów, księgowych, handlowców i inwestorów skutków zmiany kursów dla bieżącej i przyszłej wartości transakcji oraz zysków lub strat wszelkich form kapitału¹. Znane i stosowane są dwie statystyczne grupy miar wielkości ryzyka. Pierwsza grupa obejmuje, np. empiryczne odchylenie standardowe lub ćwiartkowe odchylenie przeciętne (od wartości średniej lub mediany) czy też rozstęp. Druga grupa obejmuje, m. in.

* Prof. zw., kierownik Katedry Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki.

** Doktorantka, Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki.

¹ Por. np. Lewandowski (1992), Zawadzka (1995), Farrell (1997).

prawdopodobieństwo wystąpienia straty, zysku lub łączne prawdopodobieństwo wystąpienia zarówno strat, jak i zysków. Stosowanie miar z pierwszej grupy jest częstsze z oczywistych powodów rachunkowych.

W niniejszym artykule proponujemy pewną systematyzację pojęć kryzysów walutowych (paragraf 2) oraz definicje kryzysów walutowych (paragraf 3), będące podstawą miar ryzyka wystąpień tych kryzysów (paragraf 4) i ich empirycznych ocen (paragraf 4)².

2. SYSTEMATYZACJA POJĘĆ KRYZYSU WALUTOWEGO

Część ekonomistów włącza zakres pojęcia kryzysu walutowego do zakresu pojęcia kryzysu finansowego, a ten utożsamiają z paniką w sektorze bankowym lub nieco szerzej w sektorze finansowym gospodarki lub wielu gospodarek³. Łączą oni występowanie kryzysu finansowego z nagłym i znacznym spadkiem cen aktywów finansowych, doprowadzającym do panicznych zachowań podmiotów rynku finansowego. Kryzys walutowy jest częścią kryzysu finansowego, a ryzyko kryzysu finansowego obejmuje ryzyko kryzysu walutowego, ryzyko kryzysu stóp procentowych, ryzyko kryzysu płynności uczestników rynku, ryzyko operacyjne, ryzyko kryzysu kredytowego, ryzyko kryzysu cen czynników produkcji, ryzyko zmienności cen opcji. Formalizacja wypowiedzi ekonomistów reprezentujących omawiane ujęcie pozwoliłaby na przeprowadzanie rachunków ryzyka kryzysu walutowego w systemie pojęciowym kryzysu finansowego.

W niniejszym artykule z braku miejsca nie będziemy szeroko analizować tego ujęcia. Przedmiotem systematyzacji uczynimy występujące w literaturze nieformalne i nieostre wypowiedzi o istocie i objawach kryzysu walutowego. Ze względu na liczbę desygnatowo różnych wyrażen określających podzielimy te wypowiedzi na następujące podgrupy:

- w1) wypowiedzi z jednym wyrażeniem określającym,
- w2) wypowiedzi z dwoma co do istoty różnymi wyrażeniami określającymi,
- w3) wypowiedzi z trzema różnymi wyrażeniami określającymi.

Do podgrupy (w1) należy wypowiedź Gruszczyńskiego (1999). Według tego autora „kryzys walutowy utożsamiany jest z sytuacją, w której dane państwo nie jest w stanie obsłużyć swojego długu zagranicznego zarówno rządowego, jak i prywatnego” (Gruszczyński, 1999, s. 1). Zatem kryzys walutowy to specyficzna sytuacja zagranicznego zadłużenia całej gospodarki, obejmującej wszystkie jej podmioty (w odniesieniu do tej wypowiedzi warto jednak zwrócić uwagę, że istnieje wiele możliwości formalizacji tej sytuacji).

² Paragrafy 1–3 napisał W. Milo, a paragraf 4 przygotowała Z. Kozera.

³ Por. np. Friedman i Schwarz (1963), Minsky (1972), Kindleberger (1978), Tobin (1998).

Niespłacalność długów zagranicznych osób z danego kraju, na ogół, towarzyszy kryzysowi gospodarczemu i ucieczce kapitałów finansowych z tego kraju, aczkolwiek sytuacja ta nie występuje we wszystkich krajach. I tak azjatycki kryzys walutowy lat 1997–1999 dotknął Tajlandię, Malezję, Filipiny, Koreę Południową i Indonezję, których nominalne kursy walutowe względem dolara w najgorszych miesiącach spadały odpowiednio 60%, 50%, 40%, 50%, 80% choć kraje te mogły spłacać długi zagraniczne, a bezpośrednią przyczyną było wycofanie się dużych zagranicznych kapitałów finansowych. Powodem takich międzynarodowych przepływów bywa albo wcześniej przygotowany atak spekulacyjny na walutę krajową (przyczyny zagraniczne natury polityczno-gospodarczej), albo ucieczka kapitału krótkookresowego, wywołana prawdziwą lub fałszywą tajną informacją o przygotowywanych decyzjach rządów lub banków centralnych w zakresie stóp procentowych, stóp rezerw walutowych, stóp podatkowych od kapitału finansowego.

Podane uwagi wskazują, iż wypowiedź (w1) M. Gruszczyńskiego ma istotne wady. Nie wyjaśnia definicyjnej istoty kryzysu walutowego ani jawnego związku z rynkiem walutowym, a w szczególności z kursem waluty krajowej.

Sformułowanie Małeckiego (2000), iż najbardziej spektakularnym etapem kryzysu jest spekulacyjny atak na walutę danego kraju, przeprowadzony głównie przez nierezydentów, dobrze wpisuje się w nasz komentarz dotyczący azjatyckiego kryzysu walutowego lat dziewięćdziesiątych z podkreśleniem, iż skutki kryzysowe objawiają się nagłym dużym spadkiem nominalnego kursu tej waluty wobec głównych walut transakcyjnych w tym kraju. Zwykle atak na walutę jest krótkotrwały i bez dodania, że spadek kursów waluty krajowej musi trwać dłużej z innych jednakże przyczyn niż ów atak, a także bez dodania, w czym ma się ów kryzys przejawiać – wypowiedź W. Małeckiego w sposób niekompletny opisuje ten kryzys.

Do drugiej grupy wypowiedzi (w2) należą te, w których definiens zawiera dwa merytorycznie różne, alternatywne lub koniunkcyjne, wyrażenia objaśniające formy przejawiania się kryzysu walutowego. Zaczniemy od wersji koniunkcyjnej, którą m. in. za Koronowskim (2000) cytuje Żywiecka (2002). W tym ujęciu kryzys walutowy przejawia się w dużej skali deprecjacji waluty krajowej i gwałtownym spadku płynności międzynarodowej. Zauważmy, że pierwszym sygnałem jest intuicyjnie jasny i uznawany przez większość ekonomistów objaw dużego spadku nominalnego kursu waluty krajowej (np. kursu złotego względem euro), natomiast drugi wielki spadek dotyczy bliżej nie sprecyzowanych w cytowanych pracach miar (wskaźników) międzynarodowej płynności.

W formie alternatywy formułują swoje wypowiedzi m. in. Raus (2000) oraz Sulmicki (2000). Ich zdaniem kryzys przejawia się w dewaluacji waluty

krajowej, z tym że pierwszy z wymienionych autorów widzi jej przyczynę w sytuacji gospodarczej w ogóle, a drugi – w nagłej utracie zaufania (międzynarodowych rynków finansowych) do stabilności kursu waluty. Zatem obaj w domyśle zakładają interwencję banku centralnego, prowadzącą do znacznego obniżenia wartości parytetu waluty – przeto ich wypowiedź odnosi się w tej części do reżimu kursu sztywnego. Drugą formą przejawu kryzysu u D. Rausa jest znaczny spadek wartości waluty (reżim kursów płynnych). Autor niestety nie precyzuje, o jaką wartość chodzi, tj. czy wartość nominalną, realną, efektywną nominalną lub realną, równowagową nominalną lub realną. Z kolei J. Sulmicki uważa, że drugą formą symptomu kryzysu walutowego jest nagła utrata zaufania międzynarodowych rynków finansowych do stabilności kursu krajowego (nie zmienia to faktu, iż autor jednocześnie uważa ten objaw za przyczynę przyszłej dewaluacji). Jak należy mierzyć to zaufanie i tę stabilność, autor nie precyzuje.

Kaminsky, Lizondo i Reinhart (1998) oraz Raus (2000) proponują określić kryzys jako sytuację ostrej deprecjacji (pierwsze wyrażenie definiensu) lub dużego spadku rezerw (drugie wyrażenie definiujące). Mamy więc do czynienia z alternatywą nierozłączną wyrażen. Za przyczynę tych dwu objawów kryzysu uznają oni atak na walutę (bez wyraźnego wskazania reżimu kursu). Drugie wyrażenie opisuje przyczynę ostrej deprecjacji i można go pominąć w charakteryzacji istoty kryzysu.

Trzecią grupę wypowiedzi (w3) stanowią takie, które zawierają trzy różne merytorycznie wyrażenia je konstytuujące. Sławiński (2001) proponuje za istotne symptomy kryzysu uznać: (a) raptowny i znaczny spadek kursu (pierwsze wyrażenie), (b) gwałtowną ucieczkę kapitału (drugie wyrażenie), (c) dewaluację, wywołaną nagłą utratą zaufania do waluty i przekonaniem uczestników rynków finansowych, że jej kurs się obniży (trzecie wyrażenie).

Oczywiście symptom (a) obejmuje (c) jako przypadek szczególny dotyczący reżimu kursu sztywnego. Zatem wystarczy podać (a). Symptom (b) stanowi zaś przyczynę (a) i także można go pominąć w opisie istoty kryzysu.

Według Girtona i Ropera (1977), najważniejsze symptomy kryzysu walutowego to: (a) nagły i nadzwyczaj silny spadek wartości danej waluty, (b) skokowy spadek rezerw, (c) nagły wzrost krótkoterminowych stóp procentowych.

Punkt (b) pokrywa się z (b) A. Sławińskiego (jeśli u niego kapitał oznacza tylko kapitał w formie walut), a więc (b) jest przyczyną (a) i można go pominąć jako symptom zapowiedzi kryzysu, lecz nie samego kryzysu. Symptom (c) wymaga jednak doprecyzowania.

W podsumowaniu dokonanej próby systematyzacji idei kryzysu walutowego należy odnotować dość naturalną w ekonomii różnicowość wypowiedzi na ten temat. Czy istnieją przesłanki przemawiające za jedną definicją takiego kryzysu? Naszym zdaniem, na obecnym etapie rozwoju ekonomii nie istnieją.

3. DEFINICJE KRYZYSÓW WALUTOWYCH

Spróbujmy sformułować teraz robocze definicje kryzysu walutowego.

Definicja 1. Kryzysem walutowym na rynku waluty V_j w gospodarce j w okresie T_{C_j} ($T_{C_j} \equiv \{t: t \in [t_{c0}, t_{c1}]\}$), gdzie $C_j \equiv VC_j$ kryzys waluty j , T_{C_j} okres kryzysu waluty j rozpoczynający się w t_{c0} i kończący się w czasie t_{c1}) jest nagły spadek nominalnego kursu $E(\cdot|j)$ wymiany waluty j na początku o co najmniej 50%, a następnie utrzymywanie się w okresie T_{C_j} spadku kursu, np. w przedziale

$$[2\%, 5\%] \ni \overset{0}{E}(\cdot, j) \equiv \Delta E(\cdot, j, t) / E(\cdot, j, t-1), t \in T_{C_j},$$

gdzie dla ustalonego t mamy:

$$E(\cdot|j) \equiv \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \omega_{ij} E(i, j), \quad \omega_{ij} \equiv \frac{IM(i, j) + EX(i, j)}{\sum_i (IM(i, j) + EX(i, j))},$$

natomiast $IM(i, j)$ oznacza nominalny import gospodarki j z gospodarki i oraz $EX(i, j)$ to nominalny eksport gospodarki j do gospodarki i .

Uwaga 1. W definicji 1 o elementach t_{c0} , t_{c1} , $E(i, j)$, $\overset{0}{E}(i, j, t) \equiv \Delta E(i, j, t) / E(i, j, t-1)$, T_{C_j} w domyśle zakładamy, że są obserwowalne i mierzalne. Nie precyzujemy też, czy i oznacza walutę euro, amerykańskiego dolara, brytyjskiego funta czy ich koszyk. Dla okresów historycznych założenie obserwowalności tych elementów jest rozsądne, choć precyzja pomiarowa, np. realnych kursów walutowych, może być dyskusyjna. Zatem aby uczynić definicję 1 operacyjną, niezbędne jest także ustalenie dolnego progu, od którego wartość $\overset{0}{E}(\cdot)$ tempa spadku kursu waluty j może być identyfikowalna jako wartość znamionująca istnienie kryzysu. Pytanie dalsze to, ile takich wartości musi wystąpić, aby uznać, iż nie mamy do czynienia z pojedynczym „przełomem”, a z trwałym kryzysem walutowym?

Przy definiowaniu kryzysu kursu walutowego można też wykorzystać elementy definicji cykli koniunkturalnych⁴. Oznaczmy przez $f1$ fazę kryzysu:

$$f1.1 \equiv (E(i, j, t_c) \leq \bar{e}_c, t_c \in T_{C_j}) \text{ albo } f1.2 \equiv (E(i, j, t_c) < \bar{e}_{j, c}, t_c \in T_{C_j})$$

albo

$$f1.3 \equiv (\overset{0}{E}(i, j, t_c) \geq \underline{e}_c, t_c \in T_{C_j}) \text{ albo } f1.4 \equiv (E(i, j, t_c) \geq \underline{e}_{j, c}, t_c \in T_{C_j})$$

gdzie \bar{e}_c , $\bar{e}_{j, c}$, to ustalone górnoprogowe wartości kursu walutowego, a \underline{e}_c , $\underline{e}_{j, c}$, to dolnoprogramowe wartości tempa spadku kursu. Korzystając

⁴ Szerzej patrz Milo (2000), a szczególnie opis fazy $f1$.

z mitchellowskiej definicji D1 cyklu koniunkturalnego (por. Milo, 2000), możemy sformułować kolejną definicję.

Definicja 2. Powiemy, że w okresie $T_{C,j}$ w gospodarce j wystąpił kryzys tej waluty, jeśli z fl.k wynika, że $\text{osc} \tilde{E}(i, j, t_C) > \underline{a}$, gdzie np. $\tilde{Y} = Y - (\bar{Y} + v(Y) + m(Y))$, $k = 1, 2$, \underline{a} – dolny próg oscylacji odchyień, \bar{Y} – średnia wartość Y , $v(Y)$ – część Y związana z $\Delta Y/Y_{-1}$, a $m(Y)$ to część Y określana rynkowo, stała a to progowa wartość oscylacji wahań w \tilde{E} .

Wykorzystując definicję D3 cyklu koniunkturalnego z pracy Milo (2000), dochodzimy do następującej:

Definicja 3. Powiemy, że w gospodarce j w okresie $T_{C,j}$ nastąpił kryzys jej waluty, jeśli z fl.k wynika, że $\text{osc} E(i, j, t_C) > \underline{a}$, gdzie np. $\text{osc} \tilde{Y} = \text{osc}(Y - \bar{Y})$, $k = 1, 2$.

Z kolei definicja D4 z pracy Milo (2000), zastosowana do naszej sytuacji, prowadzi do kolejnej definicji.

Definicja 4. Powiemy, że w gospodarce j w okresie $T_{C,j}$ nastąpił kryzys, jeśli z fl.1, $l = 3, 4$ wynika $\text{osc} \overset{0}{E}(i, j, t_C) \geq \underline{a}$, gdzie np. $\overset{0}{Y}(t) = \overset{0}{Y}(t) - \overset{0}{Y}^{eq}(t)$, $\overset{0}{Y}^{eq}$ to tempo zmian równowagowych.

Definicje 2–4 mają charakter teoretyczny. Chcąc je zastosować w praktyce, niezbędne jest empiryczne ustalenie wartości stałych progowych \underline{a} oraz stałych \bar{e}_C , \bar{e}_{Cj} , \underline{e}_C , \underline{e}_{Cj} , wnętrza zbioru $T_{C,j}$ oraz zakresu zmienności i .

4. POMIAR EMPIRYCZNY RYZYKA KRYZYSU WALUTOWEGO

4.1. Opis badania

W pracy Milo i Kozera (2003) rozpatrzono wybrane problemy pomiaru wariacyjnego ryzyka nominalnego kursu waluty krajowej PLN w stosunku do euro oraz szczególnej odmiany tego ryzyka, związanej z kryzysowymi wartościami kursu. W tym paragrafie została podjęta próba wyłonienia czynników wpływających na wzrost prawdopodobieństwa zaistnienia kryzysu walutowego na podstawie doświadczeń krajów dotkniętych kryzysem oraz oszacowanie tego prawdopodobieństwa *ex post*. Ważnym elementem jest również konstrukcja mechanizmu ostrzegawczego, opartego na idei zastosowania wartości progowych prawdopodobieństwa dla modeli probitowych i logitowych.

Punktem wyjścia procesu oszacowania tych prawdopodobieństw jest utworzenie szeregów czasowych podstawowych wielkości ekonomicznych krajów rozwijających się na podstawie danych IFS, EconStats oraz krajowych giełd papierów wartościowych.

W części empirycznej przyjęto definicję kryzysu walutowego, adekwatną do rzeczywistych wydarzeń w przeszłości, uznanych powszechnie przez światowe instytucje finansowe za kryzysy walutowe⁵. Ma ona charakter bardzo ogólny, gdyż jako kryzys walutowy określa nagłą i nieoczekiwaną deprecjację waluty danego państwa, której towarzyszy pogorszenie kondycji gospodarczej tego kraju, objawiające się np. kryzysem bankowym, utratą płynności kraju, spadkiem głównych wielkości ekonomicznych, takich jak PKB, produkcja przemysłowa itp.

Zaproponowana do tego badania definicja różni się od przedstawionych w poprzednim paragrafie oraz stosowanych niekiedy w literaturze. Te ostatnie definiują jako kryzys walutowy np. deprecjację waluty krajowej o co najmniej 15% w kategoriach realnego efektywnego kursu walutowego. Nas jednak interesuje kryzys walutowy jako zjawisko mające negatywny skutek na całą gospodarkę państwa, czyli sytuacja faktycznego pogorszenia pozycji finansowej kraju, a nie tylko deprecjacja, która nie zawsze musi oznaczać sytuację zagrożenia gospodarczego.

W celu wyłonienia najistotniejszych czynników determinujących wybuch kryzysu walutowego oraz budowy systemu ostrzegawczego można skonstruować ekonometryczny model o charakterze przekrojowo-czasowym ze zmienną jakościową y w roli zmiennej objaśnianej. Będzie przyjmować ona dwie wartości⁶:

1 – gdy kryzys w okresie t dla kraju j miał miejsce,

0 – w przeciwnym przypadku.

Założmy, że równanie modelu opisującego y jest postaci: $y_j = \alpha_0 + \alpha_1 x_j + \varepsilon_j$, gdzie $j = 1, 2, \dots, n$, y_j – zmienna zero-jedynkowa, α_0, α_1 – parametry, x_j – wektor zmiennej objaśniającej, ε_j – składnik losowy równania.

W takim modelu wartość oczekiwana zmiennej objaśnianej y może być interpretowana jako warunkowe prawdopodobieństwo realizacji danego zdarzenia przy ustalonych wartościach zmiennych objaśniających. W wyniku estymacji MNW (metodą największej wiarygodności) uzyskujemy oszacowanie tego prawdopodobieństwa.

Jednak aby uniknąć sytuacji, gdy oszacowane prawdopodobieństwo będzie przyjmowało wartości spoza przedziału (0; 1), dokonuje się monotonicznego przekształcenia prawdopodobieństwa z przedziału (0; 1) na

⁵ Identyfikacji kryzysów w ramach czasowych dokonano na podstawie opracowania Banku Światowego oraz Międzynarodowego Funduszu Walutowego, a także opierając się na bogatej literaturze tematu.

⁶ Ze względu na niedostępność oprogramowania pozwalającego dokonać estymacji metodą największej wiarygodności modelu przekrojowo-czasowego ze zmienną binarną w roli zmiennej objaśnianej, tak aby pozwalało ono oszacować osobne parametry dla każdej kategorii (państwa), próba została ustawiona w sposób naturalny (obserwacje zmieniają się najpierw po t , a następnie po j).

przedział $(-\infty; +\infty)$. Można posłużyć się w tym celu wieloma transformacjami, wśród których najpopularniejsze to⁷:

1. Transformacja probitowa – jest to przekształcenie danego prawdopodobieństwa p (które jest wartością oczekiwaną zmiennej objaśnianej) na wartość dystrybuanty F standaryzowanego rozkładu normalnego:

$$p(x) = F(\alpha_0 + \alpha_1 x_j) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\alpha_0 + \alpha_1 x_j} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du \quad (1)$$

przy czym zmienna losowa U ma rozkład $N(0, 1)$;

$$F^{-1}[p(x)] = \alpha_0 + \alpha_1 x_j,$$

gdzie F^{-1} jest funkcją odwrotną do dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego.

$P = F^{-1}[p(x)] + 5$ nazywamy probitem. Po zastąpieniu prawdopodobieństw probitami model ma postać:

$$P_j = \alpha_0 + \alpha_1 x_j + \varepsilon_j$$

2. Transformacja logitowa – prawdopodobieństwa zostają przekształcone na tzw. logity:

$$L = \ln \frac{p}{1-p}.$$

Po zastąpieniu prawdopodobieństw logitami model ma postać:

$$L_j = \alpha_0 + \alpha_1 x_j + \varepsilon_j,$$

gdzie wartości poszczególnych prawdopodobieństw uzyskujemy ze wzoru:

$$p_j = \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha_0 + \alpha_1 x_j)]}. \quad (2)$$

Ponieważ zaobserwowane y_j są realizacjami procesu dwumianowego z prawdopodobieństwami określonymi albo formułą (1) albo (2), funkcję wiarygodności wykorzystywaną do szacowania wartości parametrów można zapisać jako:

⁷ Zob. np. Dhrymes (1986), Korupka (2001).

$$L = \prod_{j=1}^n F(\alpha_0 + \alpha_1 x_j)^{y_j} [1 - F(\alpha_0 + \alpha_1 x_j)]^{1-y_j} \quad (3)$$

gdzie postać funkcyjna F będzie zależała od wybranego przekształcenia prawdopodobieństwa.

Zmienne objaśniające wykorzystane do konstrukcji naszych wariantów modeli probitowych i logitowych są następujące⁸:

CA/GDP – udział salda bilansu rachunku obrotów bieżących w PKB. Jeśli będziemy rozważać bilans obrotów bieżących w kategoriach nierównowagi łącznych inwestycji i oszczędności w gospodarce, to deficyt bilansu obrotów bieżących będzie oznaczał sytuację, gdy inwestycje przekraczają oszczędności. Inwestycje te musiałyby być finansowane napływem kapitału z zagranicy. Im większy stopień finansowania, tym większa podatność gospodarki na ryzyko kryzysów walutowych;

CPIQ – wskaźnik wzrostu cen dóbr konsumpcyjnych (indeks łańcuchowy); zbyt duże wartości są odzwierciedleniem nierównowagi ekonomicznej i finansowej w gospodarce;

GER – tempo wzrostu wartości nominalnego kursu walutowego wyrażonego jako relacja waluty kraju j do USD;

GRCRED – tempo wzrostu realnej wartości kredytu krajowego (*domestic credit*);

GRCRED-GRGDP – różnica dynamiki realnej wartości kredytu krajowego oraz dynamiki realnego PKB;

GRES – tempo wzrostu wartości rezerw walutowych (w USD) bez złota;

GREX – tempo wzrostu realnego eksportu danego kraju;

GRGDP – tempo wzrostu realnego PKB. Uważa się, że spadek tempa zmian PKB poniżej długookresowego trendu przy danym stopniu nierównowagi wewnętrznej i zewnętrznej może zwiększyć podatność danego kraju na wystąpienie kryzysu walutowego⁹. Takie też zjawisko zaobserwowano w krajach azjatyckich na około dwa lata przed wystąpieniem kryzysu;

GRIM – tempo wzrostu realnego importu;

CRISIS – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 w okresach, których wystąpił kryzys walutowy w danym kraju, wartość 0 w pozostałych przypadkach;

⁸ Ze względu na niejednorodność oraz braki w sprawozdawczości krajów rozwijających się pominięto niektóre zmienne istotne dla tego rodzaju badania. Autorzy jednak nie zapominają o wadze wpływu takich zmiennych, jak np. przepływy inwestycji krótkoterminowych, struktura finansowania przedsiębiorstw, czynnik stabilności politycznej itp. Wpływ wykorzystanych w badaniach zmiennych ekonomicznych, ze względu na ograniczoną objętość artykułu, został bardzo zwięźle przedstawiony. Szersze omówienie można znaleźć w pozycjach zawartych w literaturze na końcu tego opracowania.

⁹ Kumar, Perraudim i Zinni (1998).

RES/M2 – wielkość rezerw odniesiona do podaży pieniądza *M2* w danym kraju (na podstawie danych IMF agregat *M2* obliczono jako sumę pozycji *money* oraz *quasi money*). Wiele badań potwierdza słuszność wyboru tej zmiennej jako istotnego predyktora kryzysów walutowych¹⁰. Służy ona do pomiaru tzw. *external vulnerability* (zewnętrznej wrażliwości danego kraju);

RR – realna stopa procentowa rynku pieniężnego w danym kraju; wysokie jej wartości przyciągają inwestycje portfelowe i podnoszą koszt obsługi długu krajowego, przez co zwiększają ryzyko kryzysu;

TB/EX – udział salda obrotów handlowych w wartości eksportu ogółem; wskaźnik ten dostarcza informacji o konkurencyjności i kondycji gospodarki;

SPI – indeks łańcuchowy rynku akcji dostarcza ważnych informacji dotyczących przyszłych zysków przedsiębiorstw i tym samym wyraża oczekiwania inwestorów krajowych i zagranicznych;

REER – realny efektywny kurs walutowy (indeks łańcuchowy) jest obliczany jako indeks urealnionych kursów, ważony udziałami wymiany handlowej danego *j* – tego kraju z innymi krajami; jego wzrost oznacza pogorszenie konkurencyjności gospodarki.

Badaniem objęto następujące kraje, których dane użyto w trzech zestawieniach:

1. Argentyna, Brazylia, Chile, Czechy, Ekwador, Węgry, Indie, Indonezja, Korea, Malezja, Meksyk, Polska, Rosja, Singapur, Tajlandia, Turcja, Wenezuela. Razem ok. 790 obserwacji dla każdego z szeregów wielkości ekonomicznych. Dodatkowo w przypadku tego zestawienia zbadano kraje w grupach:

- kraje Ameryki Łacińskiej,
- Europa (w tym Turcja)
- kraje Dalekiego Wschodu.

2. Chile, Czechy, Ekwador, Węgry, Malezja, Polska, Rosja, Singapur, Wenezuela. Razem ok. 410 obserwacji.

3. Argentyna, Brazylia, Chile, Czechy, Indie, Indonezja, Korea, Malezja, Meksyk, Polska, Rosja, Singapur, Tajlandia, Turcja, Wenezuela. Razem ok. 550 obserwacji.

Wybór trzech wariantów zestawień był podyktowany brakami w sprawozdawczości niektórych krajów, dotyczącymi realnego efektywnego kursu walutowego (druga grupa wolna jest od tego braku), jak również brakami dotyczącymi kursów akcji (trzecia grupa wolna od tego braku).

¹⁰ Odwołania do tych badań można znaleźć w pracy Kaminsky'ego, Lizonda i Reinharta (1996).

4.2. Wyniki empiryczne

W wyniku poszukiwań najlepszej specyfikacji modeli dwa warianty w zestawieniach 1 i 3 okazały się najkorzystniejsze pod względem zarówno dopasowania do danych rzeczywistych, jak również stopnia istotności poszczególnych (tabele 1 i 2).

Tabela 1. Wariant 1.1

Dependent Variable: CRISIS
Method: ML - Binary Logit
Sample (adjusted): 2 789

Included observations: 788 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 8 iterations
Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
<i>C</i>	-2.921180	0.497514	-5.871555	0.0000
<i>GER</i>	7.889457	1.032723	7.639472	0.0000
<i>RES_M2</i>	-5.243937	1.836341	-2.855645	0.0043
<i>GRCRED</i>	-7.999085	1.275823	-6.269746	0.0000
<i>GREX</i>	6.829128	1.258006	5.428535	0.0000
Mean dependent var	0.035533	S.D. dependent var		0.185240
S.E. of regression	0.157492	Akaike info criterion		0.208636
Sum squared resid	19.42121	Schwarz criterion		0.238265
Log likelihood	-77.20263	Hannan-Quinn criter.		0.220026
Restr. log likelihood	-120.9408	Avg. log likelihood		-0.097973
LR statistic (4 df)	87.47626	McFadden R-squared		0.361649
Probability(LR stat)	0.000000			
Obs with Dep=0	760	Total obs		788
Obs with Dep=1	28			

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

W przypadku obu wariantów modeli kierunki wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą (czyli na prawdopodobieństwo kryzysu) są prawidłowe. Znaki dodatnie ocen parametrów oznaczają zmienne, które są stymulantami prawdopodobieństwa wybuchu kryzysu, natomiast znaki ujemne oznaczają zmienne, które są destymulantami.

Dynamika realnego eksportu w krótkim okresie jest uzależniona od kursu walutowego. Dopiero w okresach dłuższych o wielkości eksportu może decydować rozwój nowoczesnych technologii (stopień zaawansowania wytwarzanych produktów). Stąd znak dodatni parametru dotyczącego *GREX*. Stopień dopasowania wielkości oszacowanego prawdopodobieństwa do danych empirycznych jest wyższy w przypadku zestawienia 3. Jest ono mierzone tzw. współczynnikiem determinacji McFaddena. Ma on następującą postać:

$$R^2 = 1 - \frac{\ln L_{UR}}{\ln L_R} \quad (4)$$

gdzie L_{UR} – wartość funkcji wiarygodności, gdy maksymalizujemy ją z uwagi na wszystkie parametry, L_R – wartość maksymalizowanej funkcji wiarygodności, gdy na parametry nałożono restrykcje $\alpha_i = 0$ dla $i = 1, 2, \dots, k$.

Tabela 2. Wariant 3.1

Dependent Variable: CRISIS
Method: ML – Binary Logit
Sample (adjusted): 2 540

Included observations: 539 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 9 iterations
Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
<i>C</i>	1.010910	1.531209	0.660204	0.5091
<i>GREX</i>	9.227090	2.015761	4.577472	0.0000
<i>GER</i>	9.995968	1.689904	5.915110	0.0000
<i>RES_M2(-1)</i>	-5.199750	2.704013	-1.922976	0.0545
<i>SPI</i>	-4.707532	1.623800	-2.899083	0.0037
<i>GRCRED</i>	-10.31399	2.640763	-3.905686	0.0001
Mean dependent var	0.035250	S.D. dependent var		0.184584
S.E. of regression	0.143406	Akaike info criterion		0.158405
Sum squared resid	10.96133	Schwarz criterion		0.206156
Log likelihood	-36.69002	Hannan-Quinn criter.		0.177082
Restr. log likelihood	-82.22137	Avg. log likelihood		-0.068071
LR statistic (5 df)	91.06269	McFadden R-squared		0.553765
Probability (LR stat)	0.000000			
Obs with Dep=0	520	Total obs		539
Obs with Dep=1	19			

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

Wprowadzenie indeksu akcji do modelu zdecydowanie poprawiło jego jakość. Nowo wprowadzona zmienna ma na celu odzwierciedlenie oczekiwań inwestorów co do ich przyszłych zysków, a co za tym idzie ich przewidywań dotyczących przyszłej sytuacji gospodarczej.

Wadą powyższych modeli jest to, że estymacja została dokonana łącznie na wszystkich krajach, nie uwzględniając odrębnej specyfiki każdego z regionów i występujących tam kryzysów walutowych. Stąd w następnej fazie w ramach zestawienia 1 wyodrębniono grupy krajów (Ameryka Łacińska, Europa, Azja). Porównano, jakie wyniki daje estymacja wariantu 1.1 modelu w poszczególnych grupach. Wyniki porównania prezentuje tabela 3.

Estymacja metodą największej wiarygodności (ML) parametrów tych samych modeli z wykorzystaniem różnych transformacji prawdopodobieństwa dała bardzo zbliżone rezultaty. Można zauważyć, że w wariancie probitowym, chociaż wartość współczynnika determinacji McFaddena była wyższa, to jednak pozostałe kryteria przemawiały na korzyść wersji logitowej modelu.

Tabela 3. Wyniki estymacji wariantu 1.1 modelu w poszczególnych grupach krajów

		Nazwa zmiennej	Ocena parametru	Statystyka z	Prawdopodobieństwo
Wszystkie kraje (wariant 1.1)	Transformacja probitowa	<i>GER</i>	4,012213	8,088326	0,0000
		<i>RES/M2</i>	-2,288391	-2,844487	0,0082
		<i>GRCRED</i>	-3,769530	-6,213296	0,0000
		<i>GREX</i>	3,036100	5,032518	0,0000
		R^2 McFaddena	0,363774	Kryterium Akaike	0,207984
		Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarzera	0,237613
	Transformacja logitowa	<i>GER</i>	7,889457	7,639472	0,0000
		<i>RES/M2</i>	-5,243937	-2,855645	0,0043
		<i>GRCRED</i>	-7,999085	-6,269746	0,0000
		<i>GREX</i>	6,829128	5,428535	0,0000
R^2 McFaddena		0,361649	Kryterium Akaike	0,208636	
	Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarzera	0,238265	
Kraje Ameryki Łacińskiej	Transformacja probitowa	<i>GER</i>	3,738614	5,200050	0,0000
		<i>RES/M2</i>	-2,078853	-1,651326	0,0987
		<i>GRCRED</i>	-3,775931	-4,216009	0,0000
		<i>GREX</i>	2,927650	3,334172	0,0009
		R^2 McFaddena	0,383742	Kryterium Akaike	0,257939
		Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarzera	0,320741
	Transformacja logitowa	<i>GER</i>	7,098577	4,979470	0,0000
		<i>RES/M2</i>	-4,405395	-1,700859	0,0890
		<i>GRCRED</i>	-7,441060	-4,176944	0,0000
		<i>GREX</i>	6,275542	3,579090	0,0003
R^2 McFaddena		0,380541	Kryterium Akaike	0,259102	
	Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarzera	0,321903	

Tabela 3 (cd.)

		<i>GER</i>				
Europa	Transformacja probitowa	<i>RES/M2</i>	3,950028	2,811527	0,0049	
		<i>GRCRED</i>	-1,627501	-0,734005	0,4629	
		<i>GREX</i>	-0,622233	-0,460417	0,6452	
			-0,070301	-0,049699	0,9604	
		R^2 McFaddena	0,318065	Kryterium Akaike	0,225453	
		Ogólna istotność (stat.LR)	istotne	Kryterium Schwarza	0,305413	
Europa	Transformacja logitowa	<i>GER</i>	7,154767	2,749467	0,0060	
		<i>RES/M2</i>	-4,191379	-0,778150	0,4365	
		<i>GRCRED</i>	-0,652274	-0,212110	0,8320	
		<i>GREX</i>	-0,598377	-0,179157	0,8578	
		R^2 McFaddena	0,315341	Kryterium Akaike	0,226163	
		Ogólna istotność (stat.LR)	istotne	Kryterium Schwarza	0,306123	
Azja	Transformacja probitowa	<i>GER</i>	6,760479	4,528203	0,0000	
		<i>RES/M2</i>	-3,753665	-1,425554	0,1540	
		<i>GRCRED</i>	-10,85377	-2,717253	0,0066	
		<i>GREX</i>	6,261560	2,821843	0,0048	
		R^2 McFaddena	0,505034	Kryterium Akaike	0,173368	
		Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarza	0,237284	
	Azja	Transformacja logitowa	<i>GER</i>	13,44909	4,253951	0,0000
			<i>RES/M2</i>	-7,988696	-1,519049	0,1288
<i>GRCRED</i>			-22,53924	-2,779754	0,0054	
<i>GREX</i>			13,29245	2,919774	0,0035	
	R^2 McFaddena	0,496328	Kryterium Akaike	0,175802		
	Ogólna istotność (stat.LR)	wysoka	Kryterium Schwarza	0,239718		

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego Eviews 3.1.

Wymieniona specyfikacja zdecydowanie najkorzystniej wypadła dla państw Azji. Mało istotny wpływ rezerw walutowych (według statystyki z) na prawdopodobieństwo kryzysu potwierdza rzeczywisty charakter kryzysów na Dalekim Wschodzie w ostatnich latach. W ich przypadku wielkość rezerw walutowych przed kryzysami nie ulegała istotnym zmianom wskazującym na zbliżające się zagrożenie. Niewątpliwie najistotniejszą determinantą we wszystkich równaniach jest dynamika nominalnego kursu walutowego. Nie jest to wynik zaskakujący. Rezultaty estymacji zawarte w tabeli 3 wskazują, że zmienna $RES/M2$, często wykorzystywana jako wskaźnik ostrzegający przed kryzysem walutowym, nie jest zmienną uniwersalną dla wszystkich regionów świata.

Ze względu na specyfikę kryzysów w każdym z regionów dokonano w następnej fazie poszukiwań specyfikacji, właściwych dla każdego z nich. Okazało się, że w przypadku Ameryki Łacińskiej najkorzystniejszą jest następująca postać modelu (wszystkie zmienne mają istotny wpływ)¹¹:

$$PCRISIS_t = -2,322 + 3,548GER_t - 1,746GRES_t - 3,216GRCRED_t + 2,898GREX_t$$

(stat. z) (-9,434) (4,928) (-2,295) (-3,694) (3,344)

Kryterium Akaike	0,249567
Kryterium Schwarz	0,312369
Kryterium Hannan-Quinn	0,274720
R^2 McFaddena	0,406794

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

Respecyfikacja modelu dla krajów Europy (wszystkie zmienne mają istotny wpływ):

$$PCRISIS_t = -5,376 + 12,319GER_t + 6,201GREX_t - 7,302GRGRDP_t$$

(stat. z) (-5,475) (3,640) (1,999) (-2,484)

Kryterium Akaike	0,187492
Kryterium Schwarz	0,251460
Kryterium Hannan-Quinn	0,213354
R^2 McFaddena	0,427080

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

¹¹ Weryfikacja hipotezy o istotności na poziomie istotności 0,05.

Respecyfikacja modelu dla krajów Azji (wszystkie zmienne mają istotny wpływ) to:

$$PCRISIS_t = -5,329 + 15,506GER_t + 6,241GRES_{t-1} - 18,468(GRCRED/GRGDP)_t$$

(stat. z) (-6,386) (2,360) (4,245) (-3,460)

Kryterium Akaike	0,171483
Kryterium Schwarz	0,222746
Kryterium Hannan-Quinn	0,192033
R ² McFaddena	0,488502

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

Poszukiwania korzystniejszych postaci modeli w ramach każdej z grupy państw nie pozwoliły na uzyskanie znacząco lepszych specyfikacji pod kątem statystycznym. Każdy z regionów wykazuje się pewną specyfiką gospodarczą, stąd nieco inne zestawy zmiennych objaśniających dla każdego z nich.

Spośród wymienionych wyżej różnych postaci modeli wybrano jeden (wariant 3.1) w celu wyznaczenia prognoz *ex post* prawdopodobieństwa wystąpienia w danym kwartale kryzysu walutowego. W tabeli 4 zaprezentowano trafność prognoz dotyczących kryzysów walutowych modelu 3.1 dla różnych założonych poziomów prawdopodobieństwa progowego.

Tabela 4. Trafność prognoz kryzysów walutowych w wariacie modelu 3.1 dla różnych założonych poziomów prawdopodobieństwa progowego

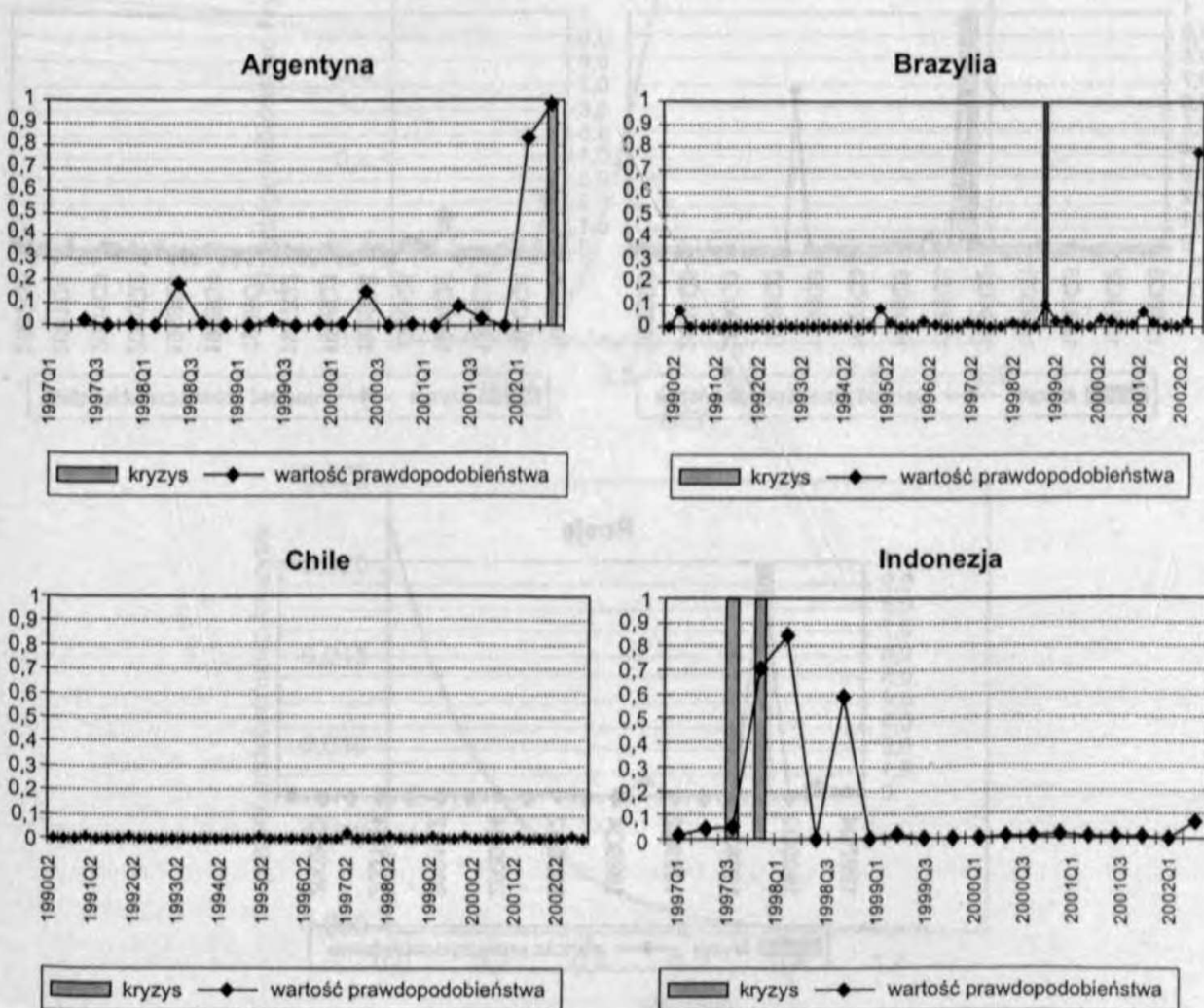
Prawdopodobieństwo (<i>success cutoff</i>) – p_c	Procentowa wielkość błędu I rodzaju (kryzys wystąpił, ale nie został przewidziany)	Procentowa wielkość błędu II rodzaju (kryzys nie wystąpił, ale został przewidziany)
[0,5;1)	52,63–100	0–0,96
[0,3;0,5)	42,11–52,63	0,96–1,15
[0,15;0,3)	36,84–42,11	1,15–2,12
[0,1;0,15)	26,32–36,84	2,12–2,88
[0,05;0,1)	5,26–26,32	2,88–6,73
[0,03;0,05)	0–5,26	6,73–9,81
[0,01;0,03)	0	9,81–26,73
[0;0,01)	0	26,73–100

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

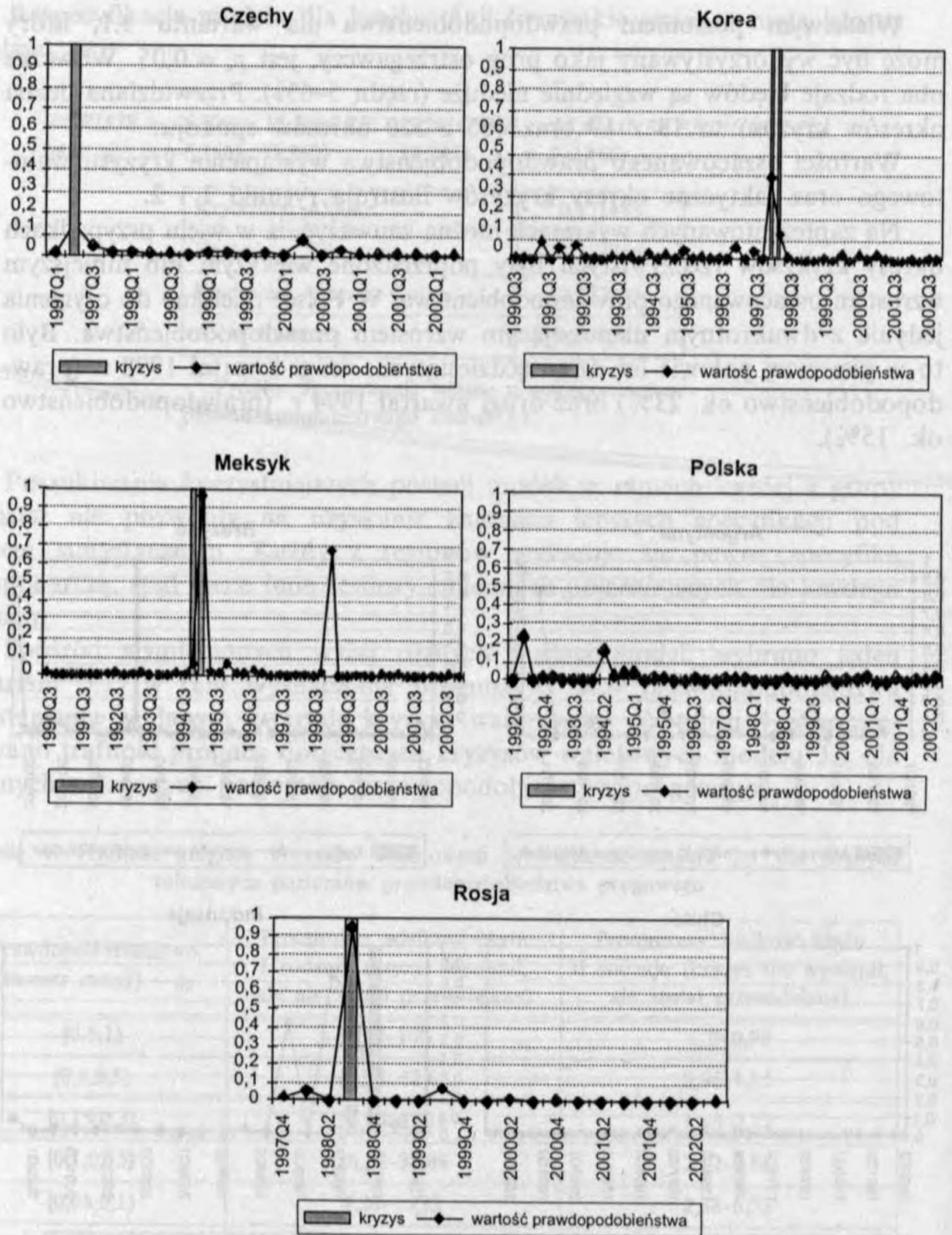
Właściwym poziomem prawdopodobieństwa dla wariantu 3.1, który może być wykorzystywany jako próg ostrzegawczy, jest $p_c = 0,05$. Wówczas oba rodzaje błędów są względnie nieduże (rzędu 5–6%). Przewidziana liczba okresów kryzysu to 18 z 19 oraz 485 z 520 okresów spokoju.

Wartości oszacowanego prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego oraz faktyczne okresy kryzysów ilustrują rysunki 1 i 2.

Na zaprezentowanych wykresach można zauważyć, iż w wielu przypadkach okresy kryzysów rzeczywistych były poprzedzone większym lub mniejszym wzrostem oszacowanego prawdopodobieństwa. W Polsce mieliśmy do czynienia jedynie z dwukrotnym niepokojącym wzrostem prawdopodobieństwa. Było to w pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych: drugi kwartał 1992 r. (prawdopodobieństwo ok. 23%) oraz drugi kwartał 1994 r. (prawdopodobieństwo ok. 15%).



Rys. 1. Wartości oszacowanego prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego w oparciu o wariant 3.1 oraz faktyczne okresy kryzysów (wybrane kraje): Argentyna, Brazylia, Chile, Indonezja. Źródło: opracowanie własne

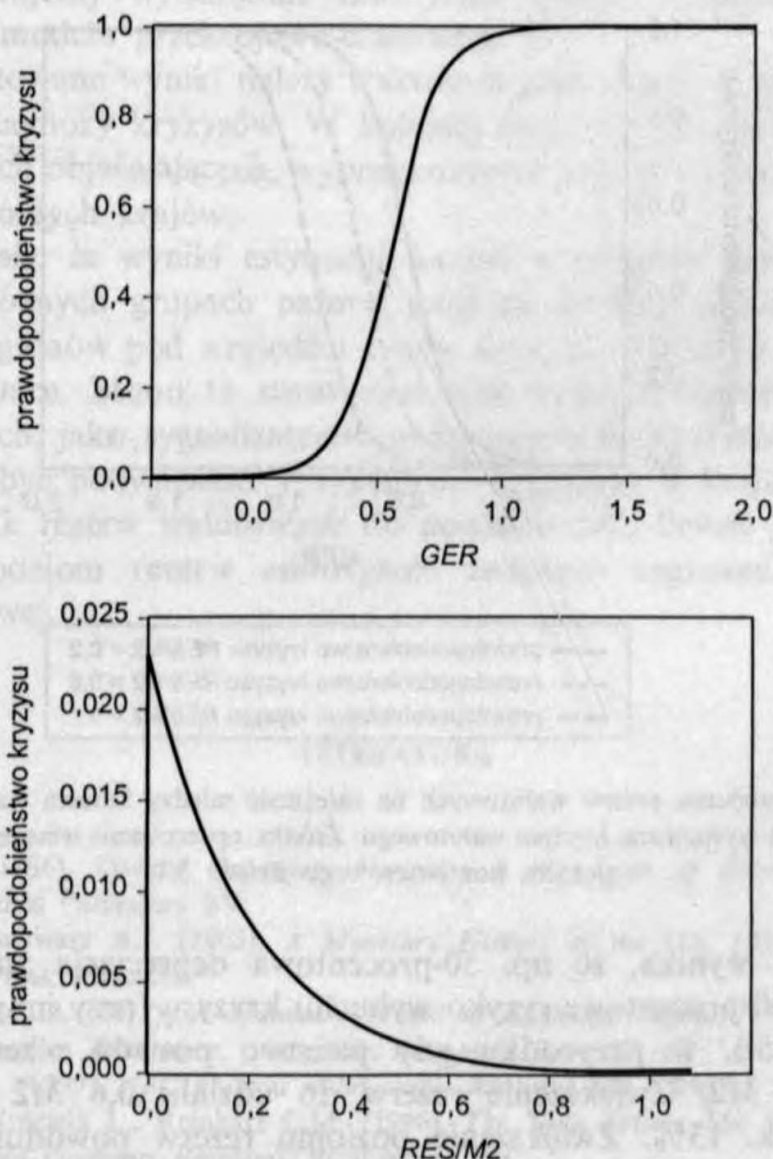


Rys. 2. Wartości oszacowanego prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego w oparciu o wariant 3.1 oraz faktyczne okresy kryzysów (wybrane kraje): Czechy, Korea, Meksyk, Polska, Rosja. Źródło: opracowanie własne

Interpretacja ocen parametrów w powyższych modelach jest utrudniona ze względu na fakt, że szacowane parametry z modelu binarnego nie mogą być bezpośrednio interpretowane jako efekt wpływu krańcowego determinant na zmienną objaśnianą. Krańcowy wpływ k -tej zmiennej objaśniającej (x_k) na warunkowe prawdopodobieństwo można zapisać jako:

$$\frac{\delta E(y|x, \alpha)}{\delta x_k} = f(-(\alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i x_{ij})) \alpha_k \quad (5)$$

gdzie $f(x) = dF(x)/dx$ jest funkcją gęstości związaną z F (dystrybuantą wybranego rozkładu prawdopodobieństwa).

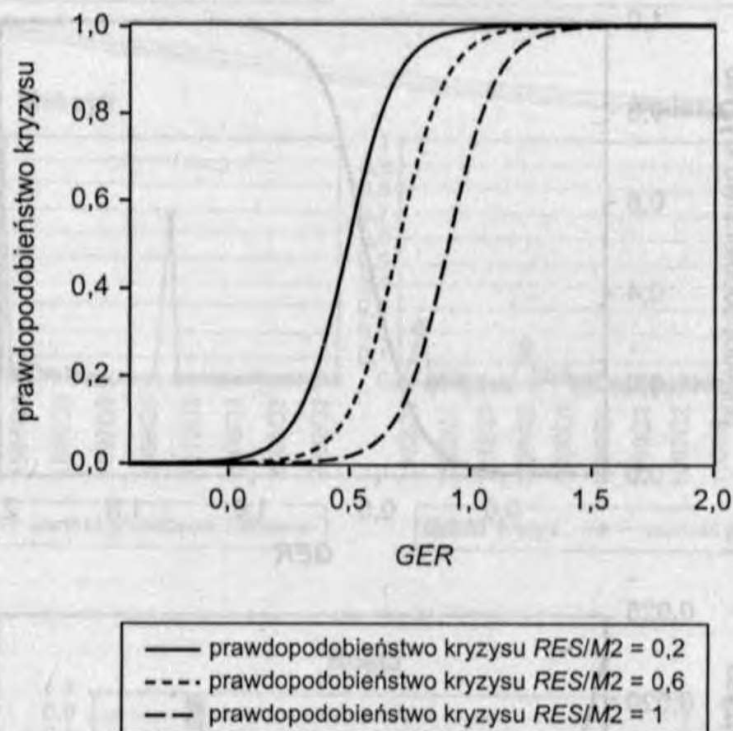


Rys. 3. Zależność wartości prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu od dynamiki kursu walutowego oraz relacja między prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu a stosunkiem rezerw dewizowych do $M2$ na podstawie wariantu modelu 3.1. Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews 3.1*.

Na rysunku 3 przedstawiono zależność wartości prawdopodobieństw wystąpienia kryzysu od różnych wielkości dynamiki kursu walutowego oraz od różnych wartości udziału rezerw w agregacie pieniężnym $M2$ przy innych warunkach niezmiennych¹².

Pierwsza z tych zależności ma wyraźnie charakter logistyczny, natomiast druga – charakter wykładniczy.

Wielokrotnie zadawanym pytaniem wśród ekonomistów jest, jak poziom rezerw wpłynie na zależność między kursem walutowym a prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu walutowego. Zaproponowaną odpowiedź na to pytanie przedstawiliśmy na rysunku 4.



Rys. 4. Wpływ poziomu rezerw walutowych na zależność między kursem walutowym a prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu walutowego. Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego *Eviews* 3.1.

Z rysunku 4 wynika, że np. 50-procentowa deprecjacja waluty krajowej oznacza ok. 60-procentowe ryzyko wybuchu kryzysu (przy innych warunkach niezmiennych), w przypadku gdy państwo posiada rezerwy dewizowe wartości $0,2 M2$. Zwiększenie rezerw do udziału $0,6 M2$ zmniejszyłoby ryzyko do ok. 13%. Zwiększenie poziomu rezerw powoduje przesunięcie krzywej w prawo.

¹² Założyliśmy, że pozostałe zmienne przyjmują wartości niezmiennicze, równe swoim średnim z całej próby.

4.3. Wnioski

Niezaprzeczalną wadą sporządzonych modeli prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego jest fakt ograniczonej liczby determinant uwzględnionych w modelach. Są to zmienne ilościowe, natomiast nie zostały uwzględnione zmienne jakościowe, takie jak np. stopień liberalizacji przepływów kapitałowych, struktura kredytu krajowego, nieefektywne zarządzanie na szczeblu mikro, efekt „zarażania”, czynniki polityczne.

Za kolejny defekt można uznać wspólną estymację parametrów dla wszystkich krajów w próbie czasowo-przekrojowej. W następnym etapie badań spróbujemy wyodrębnić tzw. *fixed effects* w procesie estymacji parametrów modelu przekrojowo-czasowego¹³.

Zaprezentowane wyniki należy traktować jako wyniki ostrzegawcze a nie ostateczne diagnozy kryzysów. W kolejnej fazie, na podstawie prognoz *ex ante* zmiennych objaśniających, wyprognozujemy szanse wystąpienia kryzysów dla poszczególnych krajów.

Okazało się, że wyniki estymacji modeli w różnych zestawieniach, jak również w różnych grupach państw (regiony świata), zależą od specyfiki każdego z regionów pod względem typów kryzysu. Nie są to jednak bardzo znaczące różnice. Mimo to stosowanie tych samych wartości wskaźników ostrzegawczych, jako sygnalizatorów zbliżających się kryzysów dla każdego kraju, może być podważalne. Przykładem są kryzysy w krajach azjatyckich oraz wskaźnik rezerw walutowych do poziomu *M2*. Pewne jest natomiast, że wyższy poziom rezerw amortyzuje znacząco zagrożenia deprecjacją waluty krajowej.

LITERATURA

- Dhrymes P.J. (1986), *Limited Dependent Variables w Handbook of Econometrics*, Vol. 3, Elsevier Science Publishers BV.
- Friedman M., Schwarz A.J. (1963), *A Monetary History of the US, 1867-1960*, Princeton University Press, Princeton.
- Girton L., Roper D. (1977), *A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to Postwar Canadian Experience*, „American Economic Review”, 67.
- Gruszczynski M. (1999), *ABC kryzysu walutowego, Bankowe abc*, „Bank i Kredyt”, 5.
- Kaminsky G., Graciela L., Reinhart C.M. (1996), *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*, Washington D.C.

¹³ Jak już wcześniej wspomniano, taka estymacja dla przypadku modelu probitowego czy logitowego nie jest możliwa przy zastosowaniu dostępnych pakietów komputerowych. Zabieg ten wymaga modyfikacji dostępnego oprogramowania.

- Kaminsky G., Lizondo S., Reinhart C.M. (1998), *Leading Indicator of Currency Crises*, „IMF Staff Papers”, 45 (1).
- Kindleberger C.P. (1978), *Manias, Panics and Crashes*, MacMillan, London.
- Korupka I. (2001), *Prognozowanie na podstawie modelu ekonometrycznego*, [w:] Cieślak M. (red.), *Prognozowanie gospodarcze*, PWN Warszawa.
- Kumar M.S., Perraudin W., Zinni V. (1998), *Emerging Markets Risk Indicator*, Credit Suisse First, Boston.
- Lewandowski D. (1992), *Analiza ryzyka walutowego*, Warszawa.
- Małecki W. (1994), *Prognozowanie kursów walutowych*, Warszawa.
- Małecki W. (2000), *Ryzyko kryzysu walutowego w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, 4.
- Milo W. (2000), *O cyklach koniunkturalnych*, [w:] Zeliński A. (red.), *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, Wyd. AE, Kraków.
- Milo W., Kozera Z. (2003), *Uwagi o pomiarze ryzyka walutowego*, [w:] *Modelowanie preferencji a ryzyko*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Katowice.
- Minsky H. (1972), *Financial Stability Revisited: The Economics of Disaster*, [w:] *Board of Governors of the Federal Reserve Discount Mechanism*, Vol. 3, Washington D.C.
- Raus D. (2000), *Determinanty i metody szacowania ryzyka kryzysu walutowego*, „Materiały i Studia NBP”.
- Shankar R. (2002), *Distinguishing between Observationally Equivalent Theories of Crises*, „Policy Research Working Paper”, 2926.
- Sławiński A. (2001), *Przyczyny i następstwa kryzysu walutowego w Kryzysy walutowe*, PWN, Warszawa.
- Sulmicki J. (2000), *Ryzyko wystąpienia kryzysu finansowego nowej generacji w Polsce*, „Ekonomista”, 4.
- Tobin J. (1998), *Money, Credit and Capital*, McGraw-Hill, New York.
- Zawadzka Z. (1995), *Ryzyko bankowe*, Poltext, Warszawa.
- Żywiecka H. (2002), *Przyczyny i mechanizmy kryzysów walutowych ze szczególnym uwzględnieniem znaczenia międzynarodowych przepływów kapitału*, „Materiały i Studia NBP”.

Władysław Milo, Zuzanna Kozera

ON THE RISK OF CURRENCY CRISIS

Summary

Traders and investors are often exposed to the currency risk during their market operations. This risk includes the risk of currency crisis. Economists avoid precise defining of such economic disaster in literature, which complicates calculations of the risk of a currency crisis.

In this paper, we suggest a few definitions and implications of these definitions – operational measures of the risk of currency crisis as well as empirical examples.