

# Modele wczesnego ostrzegania przed kryzysami walutowymi – zastosowania dla Polski\*

*Dobromił Serwa*

## 1. Wprowadzenie

W latach dziewięćdziesiątych dwudziestego wieku, w wyniku licznych kryzysów walutowych mających miejsce zarówno w krajach rozwiniętych, jak i rozwijających się, rozpoczęto na szerszą skalę dyskusję na temat możliwości prognozowania kryzysów walutowych. Modele służące przewidywaniu potencjalnych kryzysów walutowych nosiły nazwę systemów wczesnego ostrzegania (ang. *early warning systems*, EWS). Oczywiście teoretyczne modele kryzysów walutowych istniały już wcześniej (np. Krugman, 1979), jednak w latach dziewięćdziesiątych rozwinęły się szczególnie badania empiryczne dotyczące prognozowania kryzysów (Eichengreen, Rose i Wyplosz, 1996; Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1997). Zaproponowano różne metody statystyczne prognozowania kryzysów walutowych, na przykład oparte na modelach przełącznikowych (Arias i Erlandsson, 2004). Przeglądu różnych modeli empirycznych dokonano między innymi w pracach: Bussiere i Fratzscher (2002), Abiad (2003), Ratti i Seo (2003), Berg, Borensztein i Pattillo (2004). Jednak najczęściej w praktyce wykorzystywane były dwie meto-

dy: analiza sygnałowa i ekonometryczne modele logitowe (bądź probitowe).

W pracy tej opisano sposób wykorzystania analizy sygnałowej oraz modeli logitowych do prognozowania kryzysów walutowych. Jako przykład przedstawiono wyniki prognoz kryzysu walutowego dla Polski oraz opisano ograniczenia wykorzystanych modeli. Omówiono także możliwość wykorzystania wyników otrzymanych przy użyciu modeli ekonometrycznych przez władze monetarne.

Wyniki zaprezentowane w pracy mogą być przydatne dla ekonomistów oraz inwestorów na rynku walutowym i pieniężnym do poznania potencjalnych czynników wskazujących na możliwość wystąpienia kryzysu oraz podejmowania optymalnych decyzji inwestycyjnych. Władze monetarne mogą wykorzystywać przedstawione modele jako część systemu wczesnego ostrzegania w celu zapobiegania kryzysom walutowym, przeprowadzania symulacji skutków polityki gospodarczej, a w ostateczności do efektywniejszego zarządzania kryzysem.

W następnym rozdziale zaprezentowano definicję kryzysu walutowego – główny element systemów wczesnego ostrzegania. W rozdziale trzecim przedstawiono metody analizy sygnałowej oraz modele logitowe. W czwartym rozdziale opisano wyniki prognoz dla Polski dokonanych na podstawie modeli ekonometrycznych oraz przedstawiono problemy związane z interpretacją tych wyników. W rozdziale piątym omówiono przykładowe zastosowanie otrzymanych prognoz do podejmowania decyzji przez władze monetarne w celu zapobiegnięcia ewentualnemu kryzysowi walutowemu. W ostatnim rozdziale posumowano badania.

\*Wcześniejszych obliczeń, dotyczących analizy sygnałowej, dokonała Anna Kowalczyk. Sporządziła ona także wstępne opracowania do tego badania (por. Kowalczyk, 2004). Autor dziękuje za sugestie i komentarze Oldze Szczepańskiej, Paulinie Krzysztofik-Sotomskiej, Adamowi Pawlikowskiemu, Mirosławowi Pawliszynowi, Jackowi Osińskiemu, Dobiesławowi Tymoczko, Tomaszowi Chmielewskiemu oraz uczestnikom seminarium w Departamencie Systemu Finansowego i uczestnikom seminarium organizowanego przez Departament Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych w NBP. W artykule przedstawione zostały wyłącznie własne poglądy autora, niekoniecznie zbieżne z oficjalnym stanowiskiem instytucji, z którymi autor współpracuje. Autor jest stypendystą Fundacji na rzecz Nauki Polskiej.

## 2. Definicja kryzysu walutowego

Mimo że nie istnieje jednoznaczna definicja kryzysu walutowego, znaczne spadki nominalnej wartości waluty bądź silne wahania kursu walutowego identyfikowane są często jako kryzysy walutowe. Definicje kryzysu powinny także uwzględniać sytuacje, kiedy władzom monetarnym udaje się odeprzeć atak na walutę poprzez interwencję bezpośrednio na rynku walutowym, wykorzystującą rezerwy walutowe lub poprzez znaczne podniesienie stóp procentowych na rynku pieniężnym. Dlatego w badaniach empirycznych kryzys definiowany jest zwykle jako sytuacja, w której atak na walutę prowadzi do jej deprecjacji, dużego spadku rezerw, wzrostu poziomu stóp procentowych lub kilku z tych zjawisk jednocześnie (Eichengreen, Rose i Wyplosz, 1996). W niniejszym badaniu zastosowano analogiczną definicję, ponieważ uwzględnia ona oprócz nieudanych ataków spekulacyjnych także odmienne reżimy kursowe obowiązujące w różnych krajach (np. Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1997) i skonstruowano indeks presji rynkowej (ang. *exchange market pressure index*, *EMP index*) analogiczny do indeksów przedstawionych w pracach Eichengreen, Rose i Wyplosz (1996), Bussiere i Fratzscher (2002):

$$EMP_{i,t} = -\omega_{RER,i} \left( \frac{RER_{i,t} - RER_{i,t-1}}{RER_{i,t-1}} \right) + \omega_{r,i} (r_{i,t} - r_{i,t-1}) - \omega_{res,i} \left( \frac{res_{i,t} - res_{i,t-1}}{res_{i,t-1}} \right) \quad (1)$$

gdzie,  $EMP_{i,t}$  obliczany dla kraju  $i$  w okresie  $t$ , stanowi średnią ważoną względnej zmiany poziomu realnego efektywnego kursu walutowego ( $RER$ ), zmiany poziomu realnych stóp procentowych ( $r$ ) oraz względnej zmiany poziomu rezerw ( $res$ )<sup>1</sup>. Realne wartości kursu walutowego oraz stóp procentowych mają na celu uwzględnienie różnic w poziomie inflacji w różnych gospodarkach i różnych okresach (np. Bussiere i Fratzscher, 2002). Wagi  $\omega_{RER,i}$ ,  $\omega_{r,i}$  i  $\omega_{res,i}$  zdefiniowane są jako odwrotności odchyłań standardowych odpowiadających im zmiennych, liczone dla całego okresu badania dla kraju  $i$  (np. Ades, Masih i Tenengauzer, 1998). Taka definicja wag, analogiczna do wykorzystywanych w dotychczasowych badaniach empirycznych, ma na celu wyrównanie wpływu poszczególnych zmiennych i poszczególnych krajów na wartość indeksu presji rynkowej. Możliwa jest także arbitralna zmiana wartości tych parametrów w celu nadania większej wagi wybranym składnikom indeksu presji rynkowej<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Rezerwy denominowane były w dolarach amerykańskich. Dodatkowo przeprowadzono obliczenia, w których rezerwy w krajach europejskich denominowane były w euro; główne wyniki się nie zmieniły.

<sup>2</sup> W niektórych badaniach indeks presji rynkowej definiowano jako średnią ważoną względnej zmiany nominalnego kursu walutowego oraz rezerw walutowych, nie uwzględniając zmian stóp procentowych.

Kryzys następuje w chwili, gdy wartość indeksu presji rynkowej przekroczy jego wartość średnią w analizowanej próbie dla kraju o pewną arbitralnie wybraną wielkość. W pracach dotyczących budowy systemów wczesnego ostrzegania przed kryzysami walutowymi graniczną wartość odchylenia indeksu od średniej ustala się zwykle na poziomie między  $1,5 \cdot \sigma_{EMP}$  a  $3 \cdot \sigma_{EMP}$ , gdzie  $\sigma_{EMP}$  oznacza odchylenie standardowe wartości indeksu presji rynkowej w próbie. W tym opracowaniu zmienna binarna  $K_{i,t}$ , wskazująca na wystąpienie lub brak kryzysu walutowego, przyjmuje następujące wartości (Bussiere i Fratzscher, 2002):

$$K_{i,t} = \begin{cases} 0 & \text{gdy } EMP_{i,t} \leq m_i + 2 \cdot \sigma_{EMP,i} \\ 1 & \text{gdy } EMP_{i,t} > m_i + 2 \cdot \sigma_{EMP,i} \end{cases} \quad (2)$$

gdzie 1 oznacza wystąpienie kryzysu w kraju  $i$  w okresie  $t$ , a 0 oznacza brak kryzysu;  $\sigma_{EMP,i}$  oznacza odchylenie standardowe indeksu presji rynkowej dla kraju  $i$ .

Takie podejście może czasami wymuszać występowanie kryzysu w próbie dla danego kraju, mimo że on nie wystąpił. Dlatego w dodatkowych obliczeniach założono, że zmiany poszczególnych składników  $EMP_{i,t}$  powinny być odpowiednio duże. Szczegóły opisano w podrozdziale 3.3.

Bussiere i Fratzscher (2002) podkreślają, że dokładne określenie daty wystąpienia kryzysu, zanim on nastąpi (a nawet po tym wydarzeniu), jest w rzeczywistości trudne. Dlatego dotychczasowe badania koncentrują się na prognozowaniu wystąpienia kryzysu w pewnym określonym przedziale czasowym. W tym badaniu dla momentu  $i$  dokonano prognozy wystąpienia kryzysu walutowego w przedziale od następnego okresu (miesiąca lub kwartału)  $t+1$  do pewnego wybranego momentu w przyszłości (Eichengreen, Rose i Wyplosz, 1996). Przedział taki nazywany jest oknem prognozy. Okno prognozy powinno być odpowiednio małe, by nie osłabiać jakości prognoz poprzez zbytne zwiększenie przedziału prognozy, oraz na tyle duże, by umożliwić władzom monetarnym ewentualną interwencję w razie zagrożenia. Warto uwzględnić także opóźnienia w publikowaniu danych makroekonomicznych dla różnych krajów (por. dyskusję omówioną w podrozdziale 3.3).

Zmienna  $Y_{i,t}$ , wskazująca na wystąpienie kryzysu w ciągu następujących 12 miesięcy, zdefiniowana jest następująco<sup>3</sup>:

$$Y_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{gdy istnieje takie } k = 1, 2, \dots, 12 \text{ że } K_{i,t+k} = 1 \\ 0 & \text{w innym przypadku} \end{cases} \quad (3)$$

Alternatywą dla tak zdefiniowanej zmiennej informującej o przyszłych kryzysach mogłaby być zmienna

<sup>3</sup> W badaniu eksperymentowano z okresami prognozy 6, 12, 18 i 24 miesięcy. Najlepsze wyniki otrzymano dla okresów 6 i 12 miesięcy i opisano je w rozdziale trzecim.

reprezentująca zmiany  $EMP_{i,t}$  w pewnym okresie w przyszłości. Wtedy możliwe byłoby nie tylko ustalenie wystąpienia kryzysu, ale także jego siły, dzięki czemu można by dokładniej prognozować ewentualne koszty przyszłego kryzysu. Dotychczasowe prognozy konkretnych wartości składników indeksu presji rynkowej  $EMP_{i,t}$ , w szczególności prognozy zmian kursu walutowego, nie były wystarczająco precyzyjne. Prognozy kryzysów walutowych, w których użyto takiej alternatywnej zmiennej, byłyby zatem niedokładne. Dlatego w systemach wczesnego ostrzegania wykorzystywano dotychczas indeks zdefiniowany podobnie jak w równaniach (2) i (3).

### 3. Modele wczesnego ostrzegania

W tym rozdziale przedstawiono dwie metody najczęściej wykorzystywane do prognozowania wystąpienia kryzysów walutowych: analizę sygnałową i modele logitowe. **Analiza sygnałowa** wykorzystuje fakt, że pewne parametry gospodarki kształtują się inaczej bezpośrednio przed wybuchem kryzysu niż w okresach spokoju. Pewne zmienne w okresach poprzedzających kryzysy przyjmują wartości znacznie odbiegające od normalnego poziomu. Monitorowanie takich zmiennych (np. makroekonomicznych) lub indeksów zbudowanych na podstawie grupy zmiennych jest częścią systemu wczesnego ostrzegania przed możliwymi zaburzeniami na rynku walutowym. Metoda analizy sygnałowej zaproponowana została w pracy: Kaminsky, Lizondo i Reinhart (1997) (por. także Berg i Pattillo, 1998; Edison, 2003).

**Modele logitowe** umożliwiają oszacowanie prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu na podstawie oceny jednoczesnego wpływu wielu zmiennych makroekonomicznych na ryzyko wystąpienia kryzysu. Modele te pozwalają precyzyjniej niż analiza sygnałowa określić siłę związku między przyszłymi kryzysami a aktualnymi zmianami poszczególnych wskaźników makroekonomicznych. Dobór odpowiednich zmiennych do modeli ekonometrycznych może się opierać na wynikach badań analizy sygnałowej.

#### 3.1. Analiza sygnałowa

Metoda analizy sygnałowej umożliwia zdefiniowanie grupy czynników, przeważnie zmiennych finansowych lub makroekonomicznych, które z odpowiednim wyprzedzeniem sygnalizują możliwość wystąpienia kryzysu walutowego. Metoda ta polega na analizie grupy czynników i identyfikowaniu tych, których wartości w danym momencie przekraczają ustalone poziomy krytyczne. Znaczne odchylenia wartości zmiennych od ich średniego poziomu (lub poziomu uznawanego za odpowiedni) mogą być interpretowane jako sygnały przyszłych zaburzeń na rynku walutowym.

Niech pewna zmienna  $X_t^j$  wysyła sygnał ostrzegawczy  $S_t^j$  w okresie  $t$  o możliwym wystąpieniu kryzysu w pewnym ustalonym przedziale (oknie prognozy), jeżeli jej wartość przekracza wartość krytyczną  $\bar{X}^j$ :

$$S_t^j = \begin{cases} 1 & \text{gdy } X_t^j \leq \bar{X}^j \\ 0 & \text{gdy } X_t^j > \bar{X}^j \end{cases} \quad (4)$$

gdzie  $S_t^j$  jest zmienną binarną, której wartości 1 i 0 interpretowane są, odpowiednio, jako sygnał ostrzegawczy w okresie  $t$  możliwego kryzysu w oknie prognozy lub jako brak tego sygnału.

Ponieważ wartość krytyczna nie jest zwykle znana, należy ją wyznaczyć na podstawie wybranej miary dopasowania sygnału do danych rzeczywistych lub na podstawie wiedzy ekonomicznej. Im wyższa wartość krytyczna, tym rzadziej zmienna  $S_t^j$  sygnalizuje możliwość kryzysu. W konsekwencji model sygnalizuje tylko największe zawirowania na rynku walutowym. Jeżeli wartość krytyczna jest niska, to model sygnalizuje więcej potencjalnych sytuacji kryzysowych, z których tylko część stanowi rzeczywiste zagrożenie dla stabilności rynku walutowego. Najczęściej stosowaną miarą służącą do wyboru poziomu  $\bar{X}_j$  jest proporcja szumu do sygnału (ang. *noise-to-signal ratio*):

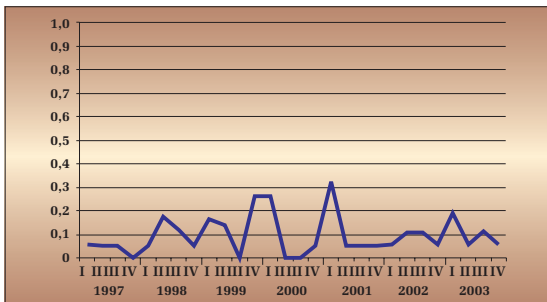
$$N/S = \left( \frac{B}{B+D} \right) / \left( \frac{A}{A+C} \right) \quad (5)$$

gdzie  $A$  i  $B$  oznaczają, odpowiednio, liczbę sytuacji, kiedy model zasygnalizował przyszłe wystąpienie kryzysu w próbie w sposób prawidłowy oraz nieprawidłowy (niepotrzebnie).  $C$  i  $D$  oznaczają liczbę sytuacji, w których model nie zasygnalizował w próbie możliwości wystąpienia kryzysu, kiedy – odpowiednio – powinien sygnalizować kryzys i nie powinien go sygnalizować. W optymalnym przypadku liczby  $B$  i  $C$  są równe 0 ( $N/S = 0$ ), a w najgorszym  $A$  i  $D$  są równe zero ( $N/S \rightarrow \infty$ ). Dla każdej zmiennej i każdego kraju, gdzie kryzys wystąpił, wartość progową ustala się na odpowiednim poziomie i wybiera się te zmienne, dla których stosunek szumu do sygnału jest niski (z reguły niższy niż 1).

W przeprowadzonym badaniu empirycznym, wykorzystującym dane kwartalne z lat 1987-2002 dla 28 krajów i dla okresu prognozy wynoszącego cztery kwartały, zmienne najprecyzyjniej prognozujące przypadki kryzysów (zgodnie z przyjętą miarą) to realny kurs walutowy, saldo rachunku bilansu płatniczego w procentach PKB, przepływy kapitałowe, dynamika rezerw walutowych oraz dynamika realnego kredytu krajowego. Dla okna prognozy równego 8 kwartałom także relacja eksportu do importu i relacja salda rachunku przepływu towarów do wielkości eksportu dokładnie przewidują wystąpienie kryzysów<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Doboru odpowiednich zmiennych do analizy oraz obliczeń dokonała Kowalczyk (2004). Małcki, Sławiński, Piasecki i Żuławska (2001) opisali przyczyny ważniejszych kryzysów walutowych, które wystąpiły w ostatnich latach oraz podstawowe modele teoretyczne kryzysów walutowych.

Wykres 1 Wartość indeksu agregatowego dla Polski



Źródło: Kowalczyk (2004).

Na podstawie wskaźników z najniższą wartością  $N/S$ , niepowielających informacji dostarczonych przez inne zmienne, można skonstruować indeks agregatowy, który łączy informacje wnoszone do systemu przez pojedyncze zmienne. Tak zdefiniowany indeks ma tę przewagę nad indywidualnymi wskaźnikami, że pozwala łącznie ocenić ryzyko wystąpienia kryzysu i dokonywać porównań pomiędzy krajami. Indeks agregatowy, mimo że przyjmuje wartości od 0 do 1, nie powinien być utożsamiany z prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu. Pokazuje on jedynie, jaka część wszystkich możliwych sygnałów jest wysyłana przez zbiór wskaźników w analizowanym okresie, z uwzględnieniem wag dla poszczególnych zmiennych<sup>5</sup>. Kształtowanie się indeksu w latach 1997-2003 przedstawiono na wykresie 1. Wartości indeksu w tym okresie nie przekraczały z reguły 0,3, co oznacza, że tylko nieliczne wskaźniki wysyłały sygnały o możliwości wystąpienia kryzysu.

Istnieje kilka powodów tego, że to model ekonometryczny, a nie zagregowany indeks zbudowany na podstawie analizy sygnałowej jest wykorzystywany w tej pracy do prognozowania kryzysów walutowych. Modele ekonometryczne mogą precyzyjniej oszacować łączny wpływ poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na możliwe wystąpienie kryzysu. Dzięki tym modelom możliwe jest także oszacowanie prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu oraz testowanie istotności poszczególnych zmiennych objaśniających. Na podstawie oszacowań takiego prawdopodobieństwa władze monetarne mogą podjąć decyzję o ewentualnej interwencji w celu zmniejszenia ryzyka wystąpienia kryzysu walutowego. Wyniki analizy sygnałowej są jednak przydatne podczas wstępnego doboru odpowiednich zmiennych do modeli ekonometrycznych. Zmienne, które wysyłały najprecyzyjniejsze sygnały dotyczące kryzysów walutowych, są z reguły istotnymi zmiennymi objaśniającymi w modelach ekonometrycznych.

<sup>5</sup> Wagi dla poszczególnych zmiennych są funkcjami miary proporcji szumu do sygnału.

### 3.2. Ekonometryczne modele logitowe

Modele ekonometryczne użyte w tym badaniu opisują zależność między prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu w pewnym okresie w przyszłości a grupą zmiennych makroekonomicznych. Mimo że modele liniowe są zwykle prostsze w estymacji, a wyniki łatwiej zinterpretować, do modelowania prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu lepiej nadają się modele nieliniowe, w szczególności logitowe i probitowe. Oba rodzaje modeli umożliwiają modelowanie zmiennych, których wartości mieszczą się w pewnym ustalonym przedziale (jak wartość prawdopodobieństwa kryzysu) lub przyjmują tylko kilka różnych wartości (jak zmienna binarna  $Y_{i,t}$  opisana w rozdziale drugim). Dzięki specyficznej konstrukcji funkcji opisujących zależności między zmiennymi w tych modelach szacowanie parametrów nie sprawia większych trudności. Siła oddziaływania poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na zmienną  $Y$ , reprezentującą informacje o tym, czy kryzys walutowy w najbliższym okresie wystąpi, czy nie wystąpi, nie jest stała. Zależy ona od wartości zmiennych objaśniających, dzięki czemu wahania wartości poszczególnych zmiennych mogą z różną mocą wpływać na zwiększenie prawdopodobieństwa wybuchu kryzysu w zależności od wartości tych zmiennych.

W modelach logitowych i probitowych prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu jest nieliniową funkcją wektora zmiennych  $X$ :

$$Pr(Y = 1) = F(X\beta) \quad (6)$$

gdzie  $\beta$  jest wektorem stałych parametrów, a  $F(\cdot)$  jest odpowiednio dobraną funkcją nieliniową.

W przypadku ekonometrycznego modelu logitowego funkcja  $F(\cdot)$  jest funkcją logistyczną:

$$Pr(Y = 1) = F(X\beta) = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}} \quad (7)$$

Prawdopodobieństwo, że zmienna  $Y$  nie wskaże na wystąpienie kryzysu w wybranym okresie w przyszłości, jest w tym modelu dane wzorem:

$$Pr(Y = 0) = \frac{1}{1 + e^{X\beta}} \quad (8)$$

gdzie  $X$  oznacza wektor zmiennych objaśniających.

Oszacowania wybranego parametru z wektora  $\beta$  można interpretować w następujący sposób. Jeśli wybrany parametr jest większy od zera, to wzrost stojącej przy nim zmiennej zwiększa prawdopodobieństwo kryzysu. Gdy natomiast parametr jest mniejszy od zera, to prawdopodobieństwo maleje wraz ze wzrostem wartości zmiennej. Interpretacja konkretnej wartości parametru zależy od wartości wszystkich zmiennych objaśniających w modelu.

### 3.3. Wyniki empiryczne

W badaniu empirycznym oszacowano różne wersje modeli logitowych, wykorzystując dane miesięczne dla piętnastu krajów<sup>6</sup>. W analizie uwzględniono fakt, że niektóre zmienne makroekonomiczne przyjmują mocno różniące się wartości w okresach przedkryzysowych i pokryzysowych. W celu uniknięcia poważnych błędów w oszacowaniach parametrów modeli ekonometrycznych zastosowano dwie metody, które pozwalają odróżnić oddziaływanie zmiennych makroekonomicznych na ryzyko kryzysowe w okresach przed wystąpieniem kryzysu i po jego wystąpieniu.

Ponieważ obliczenia przeprowadzono głównie dla krajów, w których wystąpił kryzys walutowy w ostatnim okresie, wybór próby może mieć wpływ na wyniki oszacowań, zawiązując prawdopodobieństwo kryzysu w Polsce. Z drugiej strony w próbie dominują okresy spokoju w poszczególnych krajach, a poziom rozwoju analizowanych gospodarek jest podobny jak w Polsce (należą do grupy rynków wschodzących) lub wyższym. Różnice w prawdopodobieństwach kryzysu w krajach jest także uwzględnione poprzez dodanie odpowiednich stałych dla poszczególnych krajów w specyfikacji modelu.

Na podstawie wyników analizy sygnałowej oraz wyników badań znanych z literatury określono listę zmiennych, które mogłyby mieć znaczenie przy oszacowaniu ryzyka wystąpienia kryzysu walutowego. Analizowano, jak na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu walutowego w piętnastu wybranych krajach wpływają: zadłużenie zagraniczne (ogółem oraz krótkookresowe), czynniki wewnętrzne (zmiany stóp procentowych, inflacji, wzrost wielkości kredytu krajowego,

wzrostu produkcji przemysłowej oraz PKB), czynniki równowagi zewnętrznej oraz miary międzynarodowych przepływów kapitałowych (zmiany kursu walutowego, zmiany poziomu rezerw walutowych, zmiany salda handlu zagranicznego oraz salda obrotów bieżących, wzrostu inwestycji bezpośrednich i portfelowych). Większość rozważanych zmiennych nie miała istotnego wpływu na ryzyko wystąpienia kryzysu. W opracowaniu opisano oddziaływanie tylko istotnych zmiennych występujących w modelach logitowych<sup>7</sup>.

Tabela 1 zawiera oszacowania parametrów modeli, opisujących prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w następujących dwunastu miesiącach. W modelu I założono, że wpływ poszczególnych zmiennych na ryzyko wystąpienia kryzysu jest stały niezależnie od analizowanego kraju, natomiast w modelu II uchylono to założenie. Model I jest zgodny ze specyfikacjami modeli zaproponowanych w opracowaniach MFW (np. Abiad, 2003), EBC (Bussiere i Fratzscher, 2002), banków centralnych poszczególnych krajów (np. Vlaar, 1999) oraz w innych publikacjach (Ratti, Seo, 2003) i został zaprezentowany w celu porównania wyników tego badania z wcześniejszymi pracami. Do modelu II wprowadzono dodatkowe stałe dla kilku różnych krajów (tak zwane *fixed effects*), mające na celu uwzględnienie tych czynników niemierzalnych, których wpływ na zagrożenie kryzysem jest różny w zależności od kraju, np. sytuacja społeczna i polityczna, różne reżimy kursowe. Wartości tych stałych zostały oszacowane razem z innymi parametrami modelu i mogą być interpretowane jako zwiększone (lub obniżone) prawdopodobieństwo kryzysu w kraju ponad średni poziom ryzyka kryzysowego w próbie. Dodatkowe ryzyko kryzysu w wybranych krajach spowodowały właśnie czynniki niemierzalne.

<sup>6</sup> Wcześniejsze badania przy użyciu danych kwartalnych i dla większej liczby krajów wykazały, że podobne zmienne objaśniające są istotne w modelach (Kowalczyk, 2004). Jednak dane miesięczne pozwalają na częstszą analizę zagrożenia kryzysowego oraz umożliwiają oszacowanie parametrów modelu przy użyciu większej liczby obserwacji.

<sup>7</sup> W Aneksie podano definicje tych zmiennych, wymieniono analizowane kraje oraz podano źródła pochodzenia danych użytych do obliczeń.

Tabela 1 Modele opisujące ryzyko wystąpienia kryzysu w ciągu następujących 12 miesięcy

Zmienna objaśniająca	Model I		Model II	
	wartość parametru	statystyka t	wartość parametru	statystyka t
Wzrost rezerw walutowych	-10,726	-8,870*	-7,730	-5,082*
Udział importu w handlu zagranicznym	3,900	3,151*		
Saldo obrotów bieżących	-0,076	-5,485*	-0,065	-2,769*
Poziom zadłużenia krótkookresowego	0,968	7,577*	3,757	8,819*
Zobowiązania z tytułu inwestycji portfelowych	-1,965	-2,182*	-2,636	-2,429*
Przewartościowanie kursu waluty krajowej	7,685	6,348*	9,530	6,656*
Liczba obserwacji	1.230		1.239	
Liczba obserwacji „przedkryzysowych”	316		316	
Liczba okresów „spokojnych”	914		923	
R <sup>2</sup> Mc Faddena	0,23		0,37	
Kryterium informacyjne Schwarza	0,919		0,821	

\* - szacowana wartość parametru jest istotnie różna od zera przy poziomie istotności 0,10.

Źródło: obliczenia własne.

W obu modelach znaki oszacowanych parametrów są identyczne, z wyjątkiem parametru przy zmiennej reprezentującej udział importu w handlu zagranicznym. W modelu II parametr ten ma wartość ujemną, ale jest nieistotnie różny od zera i odpowiadająca mu zmienna została usunięta z modelu. Większość badanych zmiennych makroekonomicznych okazała się statystycznie nieistotna przy prognozowaniu kryzysów i nie uwzględniono ich w modelach. Na przykład – w odróżnieniu do prac Frankela i Rose (1996), Sachsa, Tornella i Velasco (1996), Bussiere'a i Fratzschera (2002) – przeprowadzone w tym badaniu obliczenia dla innego zestawu krajów i późniejszego okresu nie potwierdzają istotnego wpływu przyrostu wielkości kredytu krajowego i spadku produkcji na ryzyko kryzysu.

Dwa najważniejsze zidentyfikowane w badaniu czynniki wpływające na ryzyko kryzysu to rosnące krótkookresowe zadłużenie zagraniczne oraz pogarszające się saldo obrotów bieżących. Na podstawie wielu eksperymentów z doбором różnych podprób oraz różnych zestawów zmiennych objaśniających stwierdzono, że te dwa czynniki są zawsze istotne, a ich znaczenie rośnie przy odpowiedniej selekcji kryzysów. Znaczący to, że oba czynniki miały szczególne znaczenie przy wybuchu niektórych kryzysów. Rezultat ten jest spójny z wynikami innych prac teoretycznych i empirycznych, które wskazują na szczególny wpływ poziomu zadłużenia krótkookresowego i bilansu obrotów bieżących na ryzyko wystąpienia kryzysów walutowych (np. Bussiere i Fratzscher, 2002; Ratti i Seo, 2003; Caramazza, Ricci i Salgado, 2004).

Wyniki innych prac dotyczących modelowania kryzysów walutowych sugerują, że spadek poziomu rezerw walutowych oraz przewartościowany kurs walutowy (kurs powyżej swojego poziomu równowagi, por. np. Williamson, 1994) są dobrymi predyktorami kryzysów walutowych (Frankel i Rose, 1996; Sachs, Tornell i Velasco, 1996). W przeprowadzonym badaniu spadek rezerw rzeczywiście istotnie wpływa na prawdopodobieństwo kryzysu. Przewartościowanie kursu waluty ma natomiast różny wpływ na przyszłe kryzysy, zależnie od przyjętej definicji tego wskaźnika. Przewartościowany kurs walutowy, zdefiniowany jako odchylenie realnego efektywnego kursu od średniej z ostatnich 12 miesięcy, nie oddziałuje istotnie na prawdopodobieństwo kryzysu lub oddziałuje w kierunku niezgodnym z oczekiwaniami i wynikami poprzednich badań empirycznych. Zwiększenie przewartościowania kursu walutowego (czyli wzrost jego wartości), zdefiniowanego jako odchylenie od trendu wyznaczonego za pomocą filtra Hodricka-Prezscotta, powoduje natomiast istotny wzrost prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu<sup>8</sup>.

Mimo że rezerwy walutowe oraz kurs walutowy są elementami zmiennej objaśnianej, definiującej okresy kryzysowe, ich opóźnione wartości mogą służyć jako zmienne prognozujące kryzysy walutowe z kilku powodów. Istnienie odpowiednio silnego trendu spadkowego dla poziomu rezerw wywołuje, zgodnie z teorią samospełniających się kryzysów, wzrost oczekiwań na kryzys oraz silniejsze ataki spekulacyjne na walutę krajową. Spadek rezerw prowadzi do zwiększenia ryzyka wystąpienia kryzysu walutowego i dlatego MFW zaleca różne miary rezerw do badania podatności gospodarki na kryzysy (MFW, 2000). Podobnie, jeśli inwestorzy uznają, że wartość waluty jest zbyt wysoka, by władze monetarne mogły go utrzymać, dokonają ataku na walutę, który może doprowadzić do kryzysu.

W pracach Berg i Pattillo (1999), Eichengreen, Rose i Wyplosz (1996), Frankel i Rose (1996), Bussiere i Fratzscher (2002) i innych istotne okazały się wpływ wzrostu importu (liczony w stosunku do handlu zagranicznego ogółem) oraz wpływ spadku tempa wzrostu produkcji przemysłowej na wzrost prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu. Kraje przeżywające osłabienie wzrostu gospodarczego oraz te, w których poziom importu rośnie w porównaniu z eksportem i handlem zagranicznym ogółem, są bardziej podatne na wystąpienie kryzysu. W tym badaniu ani zmiany tempa wzrostu produkcji przemysłowej, ani produktu krajowego brutto nie były istotnymi wskaźnikami prognozującymi kryzysy. Udział importu w handlu zagranicznym okazał się natomiast istotny tylko w modelu nieuwzględniającym różnic między mechanizmami kryzysowymi w różnych krajach (model I). Dodatkową istotną zmienną objaśniającą okazała się wartość napływu zagranicznych inwestycji portfelowych do kraju (liczona w stosunku do poziomu rezerw); jej spadek wywołuje większe zagrożenie kryzysem walutowym.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki oszacowań dla analogicznych modeli prognozujących kryzysy w horyzoncie 6 miesięcy. Oszacowane parametry nie różnią się znacznie od obliczonych dla prognoz dwunastomiesięcznych. Podobnie jak w tabeli 4, także tutaj nie ma dużych różnic między wartościami i znakami parametrów modelu I, zakładającym brak różnicy pomiędzy krajami w oddziaływaniu poszczególnych zmiennych na prawdopodobieństwo kryzysu walutowego, a modelem II, w którym takiego ograniczenia nie nałożono. Wartości parametrów są podobne do przedstawionych w tabeli 1. Niższe wartości statystyk  $R^2$  Mc Faddena są interpretowane jako słabsze dopasowanie modelu do danych rzeczywistych. Nieznacznie słabsze dopasowanie modeli prezentowanych w tabeli 2 wynika między innymi z zastosowania nieco większej próby i mniejszej liczby okresów poprzedzających kryzysy, dla których  $Y = 1$ .

W badaniu analizowano także istotność innych zmiennych objaśniających oraz wrażliwość parametrów modelu na ich dodanie. Stopy zwrotu z indeksów

<sup>8</sup> Wstępna analiza przeprowadzona dla polskiej waluty wskazuje, że użyta miara przewartościowania jest podobna do wygenerowanej w jednym z modeli równowagi dla polskiej gospodarki (Rubaszek, 2004). Możliwe jest też zastosowanie kroczącego filtrowania filtrem HP.

Tabela 2 *Modele opisujące ryzyko wystąpienia kryzysu w ciągu następnych 6 miesięcy*

Zmienna objaśniająca	Model I		Model II	
	Wartość parametru	Statystyka z	Wartość parametru	Statystyka z
Wzrost rezerw walutowych	-7,182	-7,008*	-6,331	-4,942*
Udział importu w handlu zagranicznym	2,201	1,657*		
Saldo obrotów bieżących	-0,075	-4,453*	-0,098	-3,759*
Poziom zadłużenia krótkookresowego banków	0,981	6,706*	2,080	6,512*
Zobowiązania z tytułu inwestycji portfelowych	-4,228	-4,564*	-5,819	-5,349*
Przewartościowanie kursu waluty krajowej	7,751	6,230*	8,909	6,481*
Liczba obserwacji	1414		1439	
Liczba obserwacji przedkryzysowych	191		191	
Liczba okresów spokojnych	1223		1248	
R <sup>2</sup> Mc Faddena	0,21		0,29	
Kryterium informacyjne Schwarza	0,658		0,651	

\* - szacowana wartość parametru jest istotnie różna od zera przy poziomie istotności 0,10.  
Źródło: obliczenia własne.

giełdowych, będące istotnym wskaźnikiem w modelu Kaminsky, Lizondo i Reinhart (1997), w badanej próbie okazały się nieistotne oraz dodatkowo ograniczyły jej wielkość. Dodanie poziomu inflacji jako zmiennej objaśniającej do modelu prognozującego kryzysy w horyzoncie 12 miesięcy powoduje polepszenie jakości prognoz. Wzrost inflacji zwiększa prawdopodobieństwo kryzysu. W modelu prognozującym kryzys w horyzoncie 6 miesięcy inflacja nie jest natomiast istotną zmienną bądź wpływa na prawdopodobieństwo kryzysu w odwrotnym kierunku. Wzrost poziomu nominalnych lub realnych stóp procentowych nie prowadził do wzrostu prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu, a w badanej próbie nawet powodował jego zmniejszenie. W modelach logitowych istotną okazała się natomiast zmienna reprezentująca różnicę w oprocentowaniu bonów skarbowych i krótkoterminowych stóp procentowych rynku pieniężnego<sup>9</sup>. Zgodnie z oczekiwaniami i teorią o samospełniających się przewidywaniach dotyczących możliwego wystąpienia kryzysu, wzrost tej zmiennej zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w przyszłości.

Wzrost podaży pieniądza (M2) w stosunku do poziomu rezerw walutowych nie wywoływał większego zagrożenia kryzysem w analizowanej próbie (por. Caramazza, Ricci i Salgado, 2004). Statystycznie istotna przeciwna zależność wykryta w niektórych specyfikacjach mogła być spowodowana dużym spadkiem rezerw przy braku zmian podaży pieniądza w okresie przedkryzysowym. Eksperymentowano także z okresami o długości 6 i 12 miesięcy, następującymi po wybuchu kryzysu. Wyniki oszacowań okazały się podobne dla obu okresów.

Zmienne, które były istotne w przedstawionych modelach ekonometrycznych pozostały istotne także wtedy, gdy włączono je do modeli z opóźnieniami odpowiadającymi zwłocze w publikacji odpowiednich danych statystycznych (wyniki są dostępne na żądanie). W badaniu założono jednak, że inwestorzy jako uczestnicy rynków finansowych orientują się w aktualnym poziomie poszczególnych zmiennych (na przykład dotyczących zadłużenia krótkookresowego kraju w instytucjach zagranicznych czy zmian poziomu rezerw walutowych) lub potrafią dobrze przewidywać ich rzeczywiste wartości.

Te same zmienne są przydatne przy prognozowaniu kryzysów zdefiniowanych w taki sposób, by wyeliminować z próby tak zwane minikryzysy (por. Szczepańska i Sotomska-Krzysztofik, 2003). Minikryzysy, zgodnie z przyjętą w pracy definicją, to kryzysy, gdzie ani realny efektywny kurs walutowy, ani rezerwy walutowe nie spadły w ciągu miesiąca o więcej niż 10%, a poziom realnej stopy procentowej nie wzrósł o więcej niż 10 punktów procentowych<sup>10</sup>. Wyniki prognoz dla modeli wykorzystujących zmienioną definicję kryzysu oraz wartości miar jakości tych prognoz przedstawiono w czwartym rozdziale. Oszacowania parametrów przedstawiono w tabeli 3. Wartości parametrów dla modeli nieuwzględniających różnicy w oprocentowaniu bonów i krótkookresowych stóp rynku pieniężnego jako zmiennej objaśniającej są podobne i ze względu na ograniczoną objętość pracy nie zostały zaprezentowane.

Modele prognozujące możliwość wystąpienia kryzysu w ciągu następnych 6 miesięcy są mało użyteczne dla ekonomistów z powodu opóźnień w dostępności

<sup>9</sup> Bony skarbowe mają dłuższy okres zapadalności. Otrzymane rezultaty dotyczące różnic w oprocentowaniu należy traktować ostrożnie z powodu odmiennych definicji tej zmiennej dla różnych krajów. Niedostępne są identyczne dane dla wszystkich krajów w próbie dla badanego okresu.

<sup>10</sup> Rezerwy walutowe dla europejskich krajów wschodzących są denominowane w euro, a w pozostałych krajach w dolarach amerykańskich. Denominacja rezerw we wszystkich krajach w dolarach amerykańskich nie zmienia istotnie wyników.

Tabela 3 Modele opisujące ryzyko kryzysu (ale nie minikryzysu) w ciągu następnych 12 miesięcy

Zmienna objaśniająca	Model I		Model II	
	wartość parametru	statystyka <i>t</i>	wartość parametru	statystyka <i>t</i>
Wzrost rezerw walutowych	-11,133	-8,281*	-14,715	-8,300*
Saldo obrotów bieżących	-0,114	-6,351*	-0,099	-4,428*
Poziom zadłużenia krótkookresowego banków	1,473	8,309*	2,168	8,043*
Zobowiązania z tytułu inwestycji portfelowych	-2,921	-2,744*	-2,396	-1,839*
Przewartościowanie kursu waluty krajowej	11,362	7,620*	15,020	8,070*
Różnica oprocentowania bonów i krótkookresowych stóp rynku pieniężnego	0,057	3,169*	0,053	2,150*
Liczba obserwacji	1.266		1.266	
Liczba obserwacji przedkryzysowych	198		198	
Liczba okresów spokojnych	1.068		1.068	
R <sup>2</sup> Mc Faddena	0,38		0,46	
Kryterium informacyjne Schwarza	0,575		0,564	

\* - szacowana wartość parametru jest istotnie różna od zera przy poziomie istotności 0,10.

danych do zmiennych objaśniających w tych modelach. Z tego powodu władze monetarne mogą nie mieć czasu, by zareagować na sygnał ostrzegający przed kryzysem. Dlatego w dalszej części opracowania skoncentrowano uwagę na modelach opisujących ryzyko wystąpienia kryzysu w ciągu następnych 12 miesięcy, gdzie okno prognozy jest większe.

Dodatkowo, podobnie jak uczynili to Bussiere i Fratscher (2002) oraz Caramazza, Ricci i Salgado (2004), wstępnie przeanalizowano wpływ efektu zarażenia na ryzyko wystąpienia kryzysu walutowego. Efekt zarażenia mierzono korelacją między stopami zwrotu z indeksów giełdowych w różnych krajach. Taka miara efektu zarażenia nie okazała się istotną zmienną prognozującą kryzysy walutowe.

### 3.4. Analiza okresów pokryzysowych

Bussiere i Fratscher (2002) zauważyli, że wartości zmiennych makroekonomicznych oraz finansowych znacznie różnią się w okresach przed kryzysem walutowym i po nim. Zależność ryzyka wystąpienia kryzysu od poziomu wskaźników makroekonomicznych również zmienia się między tymi okresami. Z tego powodu oszacowania parametrów strukturalnych w modelach ekonometrycznych, które nie uwzględniają zmiany zależności w obu podpróbach, wyznaczonych przez okresy przedkryzysowe i pokryzysowe, mogą być obciążone znacznym błędem. W tym badaniu problem ten rozwiązano na dwa różne sposoby.

Najpierw oszacowano modele logitowe bez uwzględnienia obserwacji z pierwszych 6 (lub 12 miesięcy) po wystąpieniu kryzysu w każdym kraju, w którym on wystąpił. Wyniki tych obliczeń przedstawione są w tabeli 1 i 2. Okazało się, że usunięcie okresów pokryzysowych z próby miało znaczenie dla uzyskanych wartości parametrów. Mimo że wartości parametrów

w modelach zachowały swoje znaki niezależnie od wybranej próby, część z nich (np. poziom inwestycji portfelowych) była statystycznie nieistotnie różna od zera przy uwzględnieniu całej próby.

Następnie, podobnie jak uczynili to Bussiere i Fratscher (2002), skonstruowano modele, w których zmienna objaśniana *Y* identyfikuje nie tylko okresy spokoju (gdy *Y* = 0) lub okresy poprzedzające kryzys (gdy *Y* = 1), ale także okresy następujące bezpośrednio po kryzysie (gdy *Y* = 2). Dla *i*-tego kraju oraz okresu *t* zmienna objaśniana *Y* przyjmuje następujące wartości:

$$Y_{i,t} = \begin{cases} 2 & \text{gdy istnieje takie } k = 1, 2, \dots, n, \text{ że } K_{i,t-k} = 1 \\ 1 & \text{gdy istnieje takie } l = 1, 2, \dots, m, \text{ że } K_{i,t+l} = 1 \\ 0 & \text{w innym przypadku} \end{cases} \quad (9)$$

gdzie parametry *m* i *n* określają, odpowiednio, długość okresu poprzedzającego kryzys walutowy oraz długość okresu regeneracji gospodarki po kryzysie walutowym.

Do oszacowania wpływu zmiennych makroekonomicznych na ryzyko wystąpienia kryzysu wykorzystano taką postać modelu logitowego (ang. *multinomial logit model*), w której prawdopodobieństwa wystąpienia poszczególnych wartości zmiennej przybierają następujące wartości (np. Cramer (2001), 43-48):

$$\Pr(Y = 0) = \frac{1}{1 + e^{xb_1} + e^{xb_2}} \quad (10)$$

$$\Pr(Y = 1) = \frac{e^{xb_1}}{1 + e^{xb_1} + e^{xb_2}} \quad (11)$$

$$\Pr(Y = 2) = \frac{e^{xb_2}}{1 + e^{xb_1} + e^{xb_2}} \quad (12)$$

W tabeli 4 przedstawiono wyniki oszacowań parametrów modelu danego wzorami (10) – (12). Znaki osza-



Tabela 4 Model opisujący ryzyko wystąpienia kryzysu w ciągu następnych 12 miesięcy

Zmienna objaśniająca	Y = 1		Y = 2	
	wartość parametru	statystyka t	wartość parametru	statystyka t
Wzrost rezerw walutowych	-6,002	-5,120*	-7,356	-5,877*
Saldo obrotów bieżących	-0,049	-1,911*	0,007	0,209
Poziom zadłużenia krótkookresowego	2,476	7,551*	2,202	6,592*
Zobowiązania z tytułu inwestycji portfelowych	-2,220	-2,343*	0,877	0,708
Przewartościowanie kursu waluty krajowej	8,228	6,689*	-5,332	-3,217*
Liczba obserwacji	1513			
Liczba obserwacji przedkryzysowych	316			
Liczba okresów pokryzysowych	138			
Kryterium informacyjne Schwarza	1,314			

\* - szacowana wartość parametru jest istotnie różna od zera przy poziomie istotności 0,10.

cować parametrów  $\beta_1$  dla prawdopodobieństwa znalezienia się gospodarki w okresie przedkryzysowym  $P(Y = 1)$  są identyczne jak w opisanych wyżej modelach logitowych.

Dla okresu pokryzysowego niektóre wartości parametrów znacznie się różnią – mają przeciwny znak bądź są statystycznie nieistotnie różne od zera. Na przykład saldo obrotów bieżących poprawia się po wystąpieniu kryzysu, a kurs waluty jest niedowartościowany. Potwierdza to hipotezę o różnym zachowaniu zmiennych objaśniających w okresie przed- i pokryzysowym. W okresie pokryzysowym rośnie tempo spadku rezerw zagranicznych, co jest zgodne z definicją kryzysu walutowego przedstawioną w drugim rozdziale.

Metoda usunięcia problemu związanego z okresami pokryzysowymi opracowana przez Bussiere'a i Fratzschera (2002) budzi jednak wątpliwości dwójakiego rodzaju. Chociaż jest ona poprawna pod względem metodologicznym, wartości parametrów w modelu danym równaniami (10) – (12) nie dają się interpretować tak prosto, jak w modelu logitowym danym wzorami (7) – (8). Na przykład dodatnia wartość wybranego parametru nie oznacza, że dla każdej wartości zmiennej objaśniającej wpływ tej zmiennej na prawdopodobieństwo kryzysu jest dodatni. Wpływ każdej zmiennej może się zmieniać z dodatniego na ujemny niezależnie od wartości odpowiadającego jej parametru. Nie stwarza to oczywiście problemów w prognozowaniu kryzysów walutowych, a jedynie w interpretacji ekonomicznej poszczególnych zależności. Drugi problem polega na tym, że w momencie, kiedy ekonomista dokonuje prognozy kryzysu na najbliższy okres, wie on już, czy kryzys nastąpił w ciągu ostatnich 6 miesięcy. Nie musi zatem prognozować okresów pokryzysowych, bo w momencie prognozowania one już nastąpiły. Wynika stąd, że prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w ciągu poprzednich 6 miesięcy obliczone za pomocą wzoru (12) powinno być równe 0 lub 1 i nie zależy ono od wartości zmiennych makroekonomicznych je opisujących. Ze względu na te dwie wątpliwości przy dokonywaniu prognoz kryzysów walutowych dla Pol-

ski posłużono się oszacowaniami parametrów zaprezentowanymi w tabeli 1.

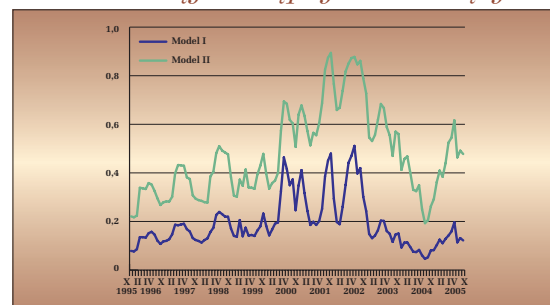
#### 4. Prognozowanie kryzysu walutowego w Polsce

W badaniu oszacowano prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu walutowego w Polsce na podstawie danych makroekonomicznych dostępnych dla okresu do marca 2005 r. W ten sposób można prognozować prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu do marca 2006 r. Poniżej przedstawiono wyniki przeprowadzonych obliczeń oraz omówiono trudności związane z prognozowaniem zjawisk kryzysowych.

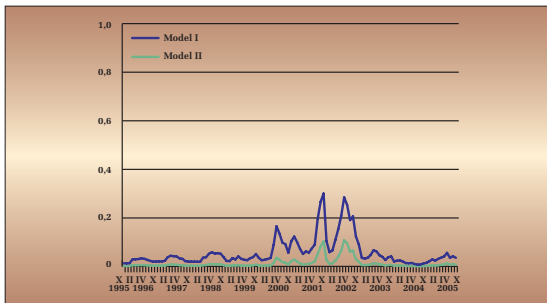
Na wykresie 2 zaprezentowano zmiany prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu w czasie oszacowane na podstawie ekonometrycznych modeli logitowych przedstawionych w rozdziale 3.

Z wykresu 2 wynika, że od końca 1999 r. do końca 2002 r. prawdopodobieństwo to było najwyższe, niezależnie od modelu wykorzystanego do obliczeń. W przypadku modelu I z tabeli 1 oszacowane prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w następnych 12 miesiącach przekraczało wtedy 0,2, a w przypadku modelu II z tabeli 1 było większe niż 0,5. Największa wartość prawdopodobieństwa, przypadająca na połowę 2001 r. i początek 2002 r., wynika przede wszystkim ze spadku poziomu rezerw (w drugim okresie), zmniejszenia in-

Wykres 2 Prawdopodobieństwo kryzysu w Polsce w ciągu następnych 12 miesięcy



**Wykres 3** *Prawdopodobieństwo poważnego kryzysu w Polsce w ciągu następnych 12 miesięcy*



westycji portfelowych (w pierwszym okresie), umocnienia wartości złotego oraz wzrostu zadłużenia krótkookresowego.

Większe prawdopodobieństwo kryzysu obliczone za pomocą modelu II wynika z faktu, że model ten dzięki dodatkowemu parametrowi (dodatkowa stała w modelu dla danych dotyczących Polski) uwzględnia średnie prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w Polsce. Prawdopodobieństwo to jest wyższe od przeciętnego, gdyż zgodnie z definicją przedstawioną w rozdziale 2 w Polsce wystąpiły w badanym okresie trzy minikryzysy (por. Szczepańska i Sotomska-Krzysztofik, 2003). We wrześniu 1997 r. poziom realnych stóp procentowych wzrósł o około 5 punktów procentowych podczas kryzysu azjatyckiego<sup>11</sup>, w listopadzie 1999 r. realna stopa procentowa wzrosła ponownie o prawie 5 punktów procentowych oraz spadł realny efektywny kurs walutowy z powodu niepewnej sytuacji budżetowej i pogłębiającego się deficytu na rachunku bieżącym. W czerwcu 2003 r. spadły realny efektywny kurs złotego oraz poziom rezerw zagranicznych. Model II określa zatem prawdopodobieństwa wystąpienia minikryzysów (lub poważniejszych kryzysów), a model I określa prawdopodobieństwa kryzysów porównywalnych z tymi, które wystąpiły w Azji, Rosji czy Argentynie pod koniec lat dziewięćdziesiątych.

Gdy z próby wyeliminowane zostaną minikryzysy w sposób przedstawiony w podrozdziale 3.3, oszacowane prawdopodobieństwa kryzysów znacznie spadają. Prawdopodobieństwo wystąpienia poważnego kryzysu jest mniejsze niż prawdopodobieństwo wystąpienia minikryzysu, gdzie zmiany indeksu presji rynkowej nie muszą być tak duże. Wyniki oszacowań prawdopodobieństw ewentualnego przyszłego kryzysu w Polsce przedstawiono na wykresie 3. Zmiany prawdopodobieństwa są tam analogiczne do przedstawionych na wykresie 2, inne są jedynie poziomy poszczególne prawdopodobieństw. Podobnie jak we wcze-

śniejszych opisanych analizach wyniki dla modelu I nie uwzględniają różnic ryzyka kryzysowego w różnych krajach, natomiast wyniki otrzymane za pomocą modelu II uwzględniają te różnice.

Interesujące jest porównanie oszacowanych prawdopodobieństw wystąpienia kryzysu z danymi makroekonomicznymi w badanej próbie. Od końca 1995 r. saldo obrotów bieżących (liczone w stosunku do PKB) było ujemne i spadało aż do końca 1998 r., potem rosło, ale do września 2004 r. nie osiągnęło wartości dodatniej. Produkcja przemysłowa od 1996 r. do 1998 r. rosła w tempie około 10% rocznie, ale pod koniec 1998 r. wzrost produkcji osłabł i przyjął wartości ujemne. Potem produkcja rosła do początku 2001 r. i malała od połowy 2001 r. do połowy 2002 r., a następnie znowu szybko zaczęła rosnąć.

Udział importu w handlu zagranicznym rósł do końca 1998 r., a następnie zaczął maleć do poziomu 56%. Spadek rezerw zagranicznych w Polsce (liczonych zgodnie z definicją MFW) zanotowano w 1999 i 2000 r. (w niektórych miesiącach nawet ponad 10% rocznie) oraz na przełomie 2001 i 2002 r. Kurs złotego był zgodnie z przyjętą definicją przewartościowany w niektórych miesiącach 1996, 1997 i 1998 r. oraz od końca 2000 r. do końca 2002 r., a w innych okresach był niedowartościowany. Zagraniczny napływ inwestycji portfelowych (liczony w stosunku do poziomu rezerw) malał od 1996 r. do połowy 2000 r., a potem na przemian rósł i malał, przyjmując wartości ujemne w niektórych miesiącach 2001, 2002 i 2003 r.. Poziom krótkookresowego zadłużenia zagranicznych banków był najwyższy w 1994 r., kiedy sięgał 90% poziomu rezerw. Do początku 1996 r. zadłużenie to szybko malało do poziomu 15% poziomu rezerw. Następnie aż do 2002 r. zadłużenie rosło i osiągnęło poziom około 45% poziomu rezerw, a potem zaczęło maleć.

Prognozowanie kryzysów walutowych jest trudne z kilku powodów. Dotychczasowe badania empiryczne sugerują, że modele służące do wczesnego ostrzegania przed kryzysami walutowymi nie mogą skutecznie opisać wszystkich zmian zachodzących w gospodarce i polityce (np. Berg, Borensztein i Pattillo, 2004). Zmiany te mogą prowadzić do wystąpienia kryzysu, ale model nie będzie w stanie ich zaobserwować. Z drugiej strony nawet wysokie prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu oszacowane przez model wczesnego ostrzegania nie oznacza, że kryzys na pewno wystąpi. Po pierwsze, spokojna sytuacja polityczna i wiarygodna polityka gospodarcza ograniczają ryzyko wystąpienia kryzysu. Po drugie, istnieją inne czynniki, na przykład społeczne i polityczne, których uwzględnienie w modelach jest niemożliwe ze względu na brak danych statystycznych. W pewnych sytuacjach mogą one wpływać na ryzyko kryzysowe. Władze monetarne mogą też z odpowiednim wyprzedzeniem zareagować na sygnał zagrożenia

<sup>11</sup> Na podstawie danych z bazy IFS: nominalna stopa procentowa została tam obliczona na podstawie danych z polskiego rynku pieniężnego. W sierpniu stopa realna znacznie spadła, a we wrześniu wróciła do poprzedniego poziomu. Wykluczenie tego minikryzysu nie powoduje istotnych zmian w oszacowaniach parametrów ani w prognozach.

kryzysem walutowym i próbować do niego nie dopuścić bądź znacznie ograniczyć zasięg kryzysu.

Prognozy zagrożenia kryzysem wykonane za pomocą metod ilościowych mogą jednak wskazywać na sytuacje i mechanizmy, które w innych krajach doprowadziły do kryzysu walutowego i które w Polsce mogą się powtórzyć. Warto zwrócić uwagę na fakt, że kryzysy walutowe w ostatnich piętnastu latach wystąpiły głównie w krajach, w których stosowano sztywny reżim kursowy. Dlatego przeprowadzone badanie będzie miało szczególne znaczenie w czasie przygotowań Polski do przystąpienia do Unii Gospodarczej i Walutowej. Nawet przy obowiązującym w Polsce płynnym kursie walutowym możliwe jest prognozowanie tak zwanych minikryzysów, czyli nagłych spadków (o ograniczonym rozmiarze) wartości złotego względem innych walut (Szczepańska i Sotomska-Krzysztofik, 2003).

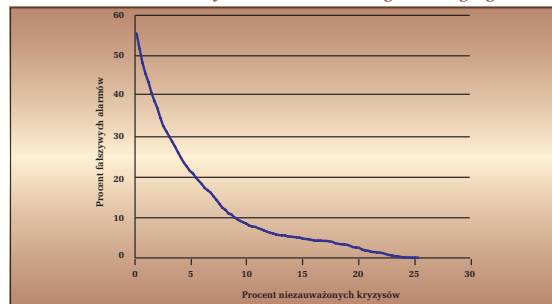
## 5. Wykorzystanie wyników prognoz

Przedstawione do tej pory wyniki prognoz mogą być przydatne nie tylko dla inwestorów, ale także dla władz gospodarczych w Polsce, umożliwiając im wczesną reakcję na ewentualne zagrożenie kryzysem. Prezentowane w tym rozdziale obliczenia pozwalają między innymi porównywać konkurencyjne specyfikacje modeli, budować funkcje reakcji władz monetarnych na ryzyko wystąpienia kryzysu oraz wyznaczać optymalne prawdopodobieństwo progowe, przy którym wysyłany jest alarm o możliwym kryzysie. Władze gospodarcze w obliczu zagrożenia kryzysem walutowym stają przed trudnym wyborem: czy podejmować działania chroniące rynki finansowe przed kryzysem, czy nie reagować na niebezpieczeństwo kryzysu. Duży wpływ na podjętą decyzję mają prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu oraz przyjęta postać funkcji straty. Na podstawie modeli logitowych przedstawionych w podrozdziale 3.3 można oszacować nie tylko prawdopodobieństwo kryzysu, ale także warunkowe prawdopodobieństwa, że kryzys wystąpi, pod warunkiem że model zasygnalizuje możliwość kryzysu oraz jeśli model nie zaalarmuje o żadnym kryzysie.

Władze monetarne teoretycznie chcą jednocześnie minimalizować ryzyko fałszywych alarmów, kiedy model zaalarmuje o nieistniejącym kryzysie, oraz minimalizować liczbę kryzysów niezauważonych, kiedy model nie zasygnalizuje nadchodzącego kryzysu. Zarówno decyzja o interwencji, jak i niezauważenie zbliżania się kryzysu generują koszty dla gospodarki. Zakładając, że interwencja władz powoduje podobne koszty, niezależnie od tego, czy jest udana, czy nie, można skonstruować następującą liniową funkcję straty (Bussiere i Fratzscher, 2002):

$$L(T) = \theta \cdot Pr((Y = 1) \text{ i } (\hat{Y}^* = 0)) + (1 - \theta) \cdot Pr(\hat{Y}^* = 1) \quad (13)$$

Wykres 4 Wybór między liczbą fałszywych alarmów a liczbą niezauważonych kryzysów



gdzie  $Pr((Y = 1) \text{ i } (\hat{Y}^* = 0))$  oznacza łączne prawdopodobieństwo, że wystąpi kryzys i model go nie przewidzi, a  $Pr(\hat{Y}^* = 1)$  to prawdopodobieństwo, że model wyśle sygnał o nadchodzącym kryzysie. Parametr  $\theta$  może być tu interpretowany jako relatywny koszt kryzysu względem kosztu interwencji lub jako poziom awersji władz gospodarczych do ryzyka.

Na wykresie 4 przedstawiono przykładową zależność między liczbą fałszywych alarmów a liczbą niezauważonych (z odpowiednim wyprzedzeniem) kryzysów na podstawie modelu II. Obie wartości liczbowe zależą od wybranego prawdopodobieństwa progowego. Jeśli prawdopodobieństwo kryzysu obliczone na podstawie modelu ekonometrycznego przekroczy pewną wartość progową, to system wysyła sygnał, że istnieje niebezpieczeństwo kryzysu. Jeśli progowe prawdopodobieństwo ustalimy na niskim poziomie, to model będzie częściej wysyłał sygnały fałszywe, ale rzadko przeoczy kryzys. Gdy zatem znana jest wartość parametru  $\theta$ , można wyznaczyć optymalny poziom prawdopodobieństwa progowego, po którego przekroczeniu system ostrzegania przed kryzysami wyśle sygnał o możliwym kryzysie<sup>12</sup>.

Model opisany w tabeli 1 przy poziomie prawdopodobieństwa progowego 0,2 nie zauważał 2,0% okresów przedkryzysowych. Liczba sytuacji, kiedy był kryzys, a model nie wysłał sygnału, stanowiła więc 2,0% wszystkich obserwacji w badanej próbie. Przy tym poziomie prawdopodobieństwa progowego model wysyłał 20,8% sygnałów fałszywych. Znaczący to, że liczba sytuacji, kiedy kryzysu nie było, a model wysłał sygnał, stanowiła 20,8% liczby wszystkich obserwacji. Jeśli model wysłał sygnał o możliwym kryzysie, to prawdopodobieństwo warunkowe wystąpienia kryzysu wynosiło około 0,53, jeśli natomiast był kryzys, to prawdopodobieństwo warunkowe, że model go wychwyci, było równe około 0,92.

Analogiczny model, który nie uwzględniał minikryzysów, wysyłał przy tym samym poziomie prawdopodobieństwa progowego 3,1% sygnałów fałszywych i nie zauważał 9,8% okresów przedkryzysowych. Jeśli

<sup>12</sup> Warto zauważyć, że wykres na wykresie 4 może służyć do porównania różnych specyfikacji modeli. Im bliżej punktu (0,0) znajduje się przedstawiona krzywa, tym model jest precyzyjniejszy.

model wysłał sygnał o możliwym kryzysie, to prawdopodobieństwo warunkowe wystąpienia kryzysu wynosiło około 0,57. Jeśli był kryzys, to prawdopodobieństwo warunkowe, że model go przewidzi, było równe około 0,80.

Wyniki te są podobne do otrzymanych we wcześniejszych wersjach modelu oraz do opisanych w literaturze przedmiotu (Berg i Pattillo, 1999; Bussiere i Fratzscher, 2002; Berg, Borensztein i Pattillo, 2004). Należy podkreślić, że prezentowane wyniki otrzymano dla prognoz wykonywanych w próbie. Eksperymentowano także z prognozami dokonywanymi poza próbą, na podstawie której szacowano modele. Modele ekonometryczne także wtedy mogły skutecznie prognozować ważniejsze kryzysy.

## 6. Podsumowanie

W opracowaniu przedstawiono dwie metody badania zagrożenia kryzysem walutowym, a mianowicie metodę sygnałową i ekonometryczne modele logitowe. Uwagę skupiono na opisie modeli logitowych. Zauważono, że w okresach następujących po kryzysach niektóre wskaźniki makroekonomiczne zachowują się inaczej niż w okresach poprzedzających kryzysy oraz inaczej niż w okresach spokoju na rynkach finansowych. Dlatego zbudowano modele logitowe, w których nie uwzględniono okresów pokryzysowych przy szacowaniu parametrów, oraz skonstruowano modele „*multinomial logit*”, które traktują okresy pokryzysowe jako oddzielne zdarzenie. Wyniki oszacowań parametrów dla obu rodzajów modeli były podobne, ale z powodu łatwiejszej interpretacji wyników do dalszej analizy wykorzystano standardowe modele logitowe.

Następnie oszacowano prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego w Polsce w ostatnich latach. Na podstawie modeli ekonometrycznych oceniono, że największe prawdopodobieństwo występowało od końca 1999 r. do końca 2002 r., a potem zmalało. Na spadek prawdopodobieństwa wpłynęły niższy poziom zagranicznego zadłużenia krótkookresowego, zwiększenie zagranicznych inwestycji portfelowych w kraju i lepsze saldo obrotów bieżących.

W badaniu zauważono, że obliczone prawdopodobieństwa kryzysu mogą być obciążone błędem ze względu na kilka elementów omówionych w pracy. Na poziom prawdopodobieństwa mogą np. wpływać dobór próby, różne reżimy kursowe, decyzje władz gospodarczych oraz inne niemierzalne czynniki. Inne dotychczas zaproponowane metody szacowania ryzyka kryzysu napotykają podobne problemy. Ważny jest natomiast fakt, że zaprezentowane w pracy metody pozwalają precyzyjniej niż analiza pojedynczych zmiennych ocenić łączny wpływ czynników makroekonomicznych na wzrost lub spadek ryzyka kryzysowego. Ocena poziomu prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu walutowego za pomocą innych (nowymi i być może precyzyjniejszych) metod będzie tematem następnych badań.

Możliwe jest wykorzystanie oszacowanych modeli do comiesięcznej oceny zagrożenia ewentualnym kryzysem walutowym w Polsce. Przy wykorzystaniu prognoz władze monetarne mogą dokonywać ingerencji w celu przeciwdziałania przyszłemu kryzysowi. Powinny wtedy ustalić własną funkcję strat. Przydatnym składnikiem takiej funkcji mogłyby być oszacowany koszt potencjalnego kryzysu oraz koszt interwencji władz gospodarczych. Dlatego w następnych badaniach proponuje się oszacowanie kosztów kryzysów walutowych dla różnych krajów.

## Aneks. Źródła danych statystycznych

**Baza danych miesięcznych** została zbudowana dla grupy krajów, w których wystąpiły kryzysy w następujących okresach: 1994 r. – Meksyk, Argentyna, 1997 r. – Indonezja, Korea, Malezja, Tajlandia, Filipiny, Singapur, 1997 r. – Czechy, Bułgaria, Węgry, 1998 r. – Rosja, 1999 r. – Brazylia, 2001 r. – Turcja, 2002 r. – Argentyna. Dodatkowo zebrano dane dla Polski.

Prawie wszystkie dane wykorzystane jako obserwacje zmiennych w modelach pochodzą z bazy danych Międzynarodowego Funduszu Walutowego, która nosi nazwę „International Financial Statistics”. Dane dotyczące zagranicznego zadłużenia krótkookresowego i zadłużenia ogółem zebrano z bazy danych „Joint BIS-IMF-OECD-WB Statistics on External Debt”. Część danych

dla Polski dostępnych w NBP wykorzystano do aktualizacji szeregów czasowych i prognoz.

### Krótki opis zmiennych objaśniających:

**Przewartościowanie kursu walutowego** – różnica między realnym kursem efektywnym a jego średnią ruchomą dla ostatnich 12 miesięcy albo różnica między realnym kursem efektywnym a trendem wygenerowanym za pomocą filtra Hodricka- Prescottta.

**Wzrost rezerw walutowych** – dwunastomiesięczny procentowy wzrost rezerw zagranicznych (bez uwzględnienia rezerw w złocie) liczony w stosunku do odpowiedniego miesiąca w zeszłym roku. W badaniu przyjęto, że wpływ tej zmiennej jest asymetryczny i do modelu włączono zmienną, która jest równa wzrostowi

rezerw wtedy, gdy jest on ujemny, a w pozostałych przypadkach jest równa zero.

**Udział importu w handlu zagranicznym** – iloraz poziomu importu w danym miesiącu do sumy eksportu i importu w tym miesiącu.

**Saldo obrotów bieżących** – saldo obrotów bieżących w danym miesiącu podzielone przez aktualny poziom PKB.

**Różnica oprocentowania bonów i krótkookresowych stóp rynku pieniężnego** – różnica między wysokością stóp procentowych dla instrumentów o dłuższym okresie zapadalności (od 3 do 12 miesięcy) oraz

instrumentów o krótszym okresie zapadalności (od 1 dnia do kilkunastu dni). Definicja zmiennej może różnić się w zależności od badanego kraju, co wpływa na jakość oszacowań.

**Poziom zadłużenia krótkookresowego** – zadłużenie krótkookresowe (do jednego roku) banków krajowych w bankach zagranicznych zebrane z bazy BIS-IMF-OECD-WB i podzielone przez poziom rezerw zagranicznych.

**Zobowiązania z tytułu inwestycji portfelowych** – poziom zobowiązań z tytułu zagranicznych inwestycji portfelowych podzielony przez poziom rezerw zagranicznych.

## Literatura

- A. Ades, R. Masih, D. Tenengauzer (1998): *GS-WATCH. A new framework for predicting financial crises in emerging markets*. Goldman Sachs Economic Research.
- G. Arias, U. G. Erlandsson (2004): *Regime switching as an alternative early warning system of currency crises – an application to South-East Asia*. working paper, Lund University.
- J. Aziz, F. Caramazza i R. Salgado (2000): *Currency crises: in search of common elements*. IMF Working Paper 00/67.
- A. Berg, C. Pattillo (1999): *Are currency crises predictable? A test*, IMF Staff Papers 46, Nr 2.
- A. Berg, E. Borensztein i C. Pattillo (2004): *Assessing early warning system: how have they worked in practice?* IMF Working Paper 04/52.
- M. Bussiere, M. Fratzscher (2002): *Towards a new early warning system of financial crises*. ECB Working Paper 145.
- G. Calvo, M. Goldstein i E. Hochreiter (red.) (1996): *Private capital flows to emerging markets after the mexican crisis*. Institute for International Economics, Washington.
- F. Caramazza, L. Ricci, R. Salgado (2004), *International financial contagion in currency crises*. „Journal of International Money and Finance” 23, 51 – 70.
- S. Claeessens, K. Forbes (red.) (2001): *International Financial contagion: how it spreads and how it can be stopped*. Kluwer Academic Publishers.
- J.S. Cramer (2001): *An introduction to the logit model for economists*. Timberlake Consultants Ltd.
- H. Edison (2003): *Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system*. International Journal of Finance and Economics 8, 11 – 53.
- B. Eichengreen, A. Rose, Ch. Wyplosz (1996): *Contagious currency crises: first tests*. „Scandinavian Journal of Economics 98”, 463 – 484.
- J. Frankel, A. Rose (1996): *Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment*. „Journal of International Economics 41”, 351 – 366.
- E. Frydl (1999): *The length and cost of banking crises*. IMF Working Paper 99/30.
- G. Goldstein M., Kaminsky, C. Reinhart (2000): *Assessing financial vulnerability. An early warning system for emerging markets*. Institute for International Economics, Washington.
- P. Gupta, D. Mishra, R. Sahay (2003): *Output response to currency crises*. IMF Working Paper 03/230.
- IMF (1999): *International financial contagion*. World Economic Outlook, IMF, Washington.
- G. Kaminsky, S. Lizondo, C. Reinhart (1997): *Leading indicators of currency crises*. IMF Working Paper 97/79.
- A. Kowalczyk (2004): *System wczesnego ostrzegania – etap III, mimeo*. Narodowy Bank Polski.
- P.R. Krugman (1979): *A model of balance-of-payments crises*. Journal of Money, Credit and Banking 11, 311 – 25.
- W. Małeck, A. Sławiński, R. Piasecki, U. Żuławska (2001): *Kryzysy walutowe*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Międzynarodowy Fundusz Walutowy (2000): *Debt and reserve-related indicators of external vulnerability*. Policy Development and Review Department.

M. Pritsker (2001): *The channels for financial contagion*. W: S. Claeassens, K. Forbes (red.) (2001), *International Financial contagion: How it spreads and how it can be stopped*, Kluwer Academic Publishers.

R.A. Ratti, J. Seo (2003): *Multiple equilibria and currency crisis: evidence for Korea*. „Journal of International Money and Finance 22”, 681 – 696.

M. Rubaszek (2004): *A model of balance of payments equilibrium exchange rate. Application to the zloty*. Eastern European Economics 42, 5 – 22.

J. Sachs, A. Tornell, A. Velasco (1996): *Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995*. Brookings Papers on Economic Activity 1, 147 – 217.

O. Szczepańska, P. Sotomska-Krzysztofik (2003): *Reżim kursowy a kryzysy walutowe – czy możliwy jest kryzys walutowy w warunkach kursu płynnego?* „Bank i Kredyt 9”.

P.J.G. Vlaar (1999): *Currency crisis models for emerging markets*. WO Research Memoranda 595, Netherlands Central Bank.

J. Williamson (red.) (1994): *Estimating equilibrium exchange rates*. Institute for International Economics, Washington.