

*Bogna Gawrońska-Nowak**, *Grzegorz Walerysiak***,
*Tomasz Schabek****, *Bartosz Zieliński****

WSKAŹNIK EMP JAKO SPOSÓB BADANIA KRYZYSU WALUTOWEGO I EFEKTU ZARAŻY W POLSCE, CZECHACH I NA WĘGRZECH W LATACH 1998–2005

1. WSTĘP

„Przedśionkiem” unii monetarnej i warunkiem przyjęcia przez nowych członków Unii Europejskiej wspólnej waluty euro jest dwuletni pobyt w systemie ERM II. Jednym z wymagań ERM II jest usztywnienie kursu walutowego w paśmie zmian $\pm 15\%$. Jak pokazują statystyki, na 35 kryzysów w latach 1990-1996 tylko 3 pojawiły się w warunkach kursu płynnego¹. Wynika z tego, iż rodzaj reżimu kursowego jest jednym z najistotniejszych determinantów kryzysu walutowego. Stały kurs walutowy stwarza dla uczestników rynku finansowego możliwość dopuszczenia ataku spekulacyjnego na walutę kraju ze stałym kursem walutowym. Atak spekulacyjny, zarówno skuteczny jak i obroniony przez władze monetarne atakowanego kraju może oznaczać perturbacje na rynku finansowym często w wymiarze kryzysu walutowego. Kryzys walutowy w jednym kraju może oznaczać zagrożenie dla krajów sąsiednich i to nie tylko w wymiarze geograficznym czy powiązań handlowych, ale także w przypadku należenia do tego samego segmentu międzynarodowego rynku finansowego, np. kraje transformacji, nowoprzyjęci członkowie Unii Europejskiej czy rynki wschodzące. Rozprzestrzenianie się kryzysu walutowego na inne kraje nazywa się zarazą. Efektem zarazy nazywamy przenoszenie się kryzysu z kraju, który kryzysu doświadczył, do kraju z nim powiązanego kanałem transmisyjnym. Kanały, którymi przenoszony może być ewentualny kryzys, to kanał handlowy oraz kanał związany z podobieństwem gospodarek i powiązaniem sektora finansowego. Jednak nie

* Dr, Instytut Ekonomii UŁ.

** Dr, Instytut Ekonomii UŁ.

*** Student IV roku Ekonomii na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym UŁ.

*** Student IV roku Ekonomii na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym UŁ.

¹ J. Szczepańska i A. Sotomska-Krzysztofik, *Reżim kursowy a kryzysy walutowe – czy możliwy jest kryzys walutowy w warunkach kursu płynnego*, „Bank i Kredyt”, 2003, s. 46.

zawsze kryzys przenoszony jest przez dane kanały transmisyjne. Bywa, iż inwestorzy działają zgodnie z teorią oczekiwań, według której to inwestorzy postrzegają kraje z danego regionu świata w podobny sposób, co może być powodem rozszerzania się kryzysu. Oczekują oni, że kraje w tym samym regionie prowadzą podobną politykę gospodarczą oraz charakteryzują się podobnymi wielkościami makroekonomicznymi. Związane z tym jest pojęcie „niewinnej ofiary”², czyli państw, które mimo prowadzenia odpowiedniej polityki gospodarczej przeżywają kryzys, gdyż postrzegane są jak kraje sąsiednie.

Celem badań jest sytuacja wybranych krajów, które wstąpiły do Unii Europejskiej w 2004 roku: Polski, Czech i Węgier w kontekście wystąpienia kryzysu walutowego oraz pojawienia się wśród nich efektu zarazy. Przystąpienie badanych krajów do Unii Europejskiej, oraz poszczególne etapy integracji europejskiej mogły być bodźcem do wytworzenia się któregoś z kanałów przenoszenia efektu zarazy. Celem badań jest także zbadanie za pomocą współczynnika presji walutowej czy kryzysy walutowe występują w danych krajach i czy gospodarki tych krajów podlegają integracji związanej z przynależnością do Unii Europejskiej wyrażającej się podobnym zachowaniem na bodźce zewnętrzne. Oprócz analizy współczynnika presji walutowej dokonano także analizy zachowania giełd papierów wartościowych funkcjonujących w badanych krajach.

2. CHARAKTERYSTYKA KRYZYSU FINANSOWEGO I ZJAWISKA ZARAZY

Doświadczenia krajów azjatyckich słusznie spowodowały wzmożone zainteresowanie problematyką kryzysową, w tym badaniem tzw. kanałów transmisyjnych (*transmission channels*) przez które zjawiska kryzysowe mogą rozszerzać się poza granice ogniska zapalnego. B. Eichengreen, A. K. Rose, Ch. Wypłoz³ wyróżniają dwa podstawowe kanały transmisyjne: powiązania handlowe pomiędzy krajami oraz podobieństwa uwarunkowań makroekonomicznych.

W przypadku powiązań handlowych może chodzić o wysokie udziały eksportu i/lub importu wyraźnie wskazujące na dominację jakiegoś konkretnego kraju w wymianie handlowej innego państwa. Jednak nie tylko tego typu

² B. Gawrońska-Nowak, G. Walerysiak, *Currency Crises in the Globalisation Process, Theoretical Approach*, Łódź, 2005, s. 768.

³ B. Eichengreen, A. K. Rose, Ch. Wypłoz, *Contagious Currency Crises*, [w:] B. Eichengreen *Capital Flows and Crises*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London 2004, England, s. 156–158.

bezpośrednie zależności stanowią potencjalny kanał transmisji kryzysu. Także w sytuacji gdy kraje konkurują o ten sam rynek, między konkurentami oraz między krajem o którego rynek toczy się współzawodnictwo, zarysowują się kanały transmisyjne. Wspomniane powiązania sprawiają, że kryzys może dotknąć kraje pozostające w tych relacjach abstrahując od tego czy ich gospodarki są w dobrej czy złej kondycji. Jeśli na przykład spekulanci zaatakują walutę kraju - kooperanta, to naturalnym skutkiem ataku jest naruszenie międzynarodowej pozycji konkurencyjnej drugiego kraju – kooperanta, co następnie prowokuje atak i na walutę tego drugiego kraju.

Dostrzeganie podobieństw między krajami jest integralnym elementem analizy rynków międzynarodowych. Precyzją takiej analizy jest na pewno uzależniona od dostępu do informacji. Bez względu jednak na to czy oczekiwania uczestników rynku są czy nie są oparte na racjonalnych przesłankach, z pewnością uprawnione jest twierdzenie, że jeśli uznają oni iż pewne kraje są do siebie podobne, to na tej podstawie mogą oni następnie oczekiwać tych samych czy zbliżonych skutków polityki makroekonomicznej, zmian wartości waluty, stopy bezrobocia czy innych kluczowych kategorii makroekonomicznych w krajach uznanych za podobne. Jeszcze inaczej rzecz ujmując, jeśli określone zjawiska wywołają określone reakcje uczestników danego rynku, to uczestnicy innego rynku mogą przenieść ten sam wzorzec zachowań na swój rynek, jeśli uznają oni, że podobieństwa między rynkami obydwu krajów są tak duże, że kopiując wzorzec zachowań z kraju podobnego, tym samym uprzedzą oni bardzo prawdopodobny scenariusz wydarzeń, który za chwilę dotknie ich rynek. Warto tutaj podkreślić, że często mogą być to zupełnie chybione oczekiwania, mimo tego jednak „przepowiednia sama się spełnia”.

Ci sami autorzy⁴ systematyzują także ewolucję teorii w zakresie efektu zarazy. Swoją prezentację zaczynają od koncepcji S. Gerlacha, F. Smeta⁵. W ich modelu dwa kraje są ze sobą związane zarówno handlowo jak i poprzez inwestycje finansowe. Jeden z krajów staje się przedmiotem skutecznego ataku spekulacyjnego, którego konsekwencją jest realna deprecjacja. Deprecjacja poprawia bilans handlowy kraju zaatakowanego i jednocześnie pogarsza bilans kraju – kooperanta. Deficyt handlowy drugiego kraju wraz ze stopniowym zmniejszaniem poziomu rezerwy międzynarodowej przyciąga spekulantów, którzy dokonują ataku. W tym ujęciu transmisja kryzysu odbywa się poprzez wpływ deprecjacji w kraju pierwszym na ceny dóbr importowanych i ogólny poziom cen w kraju drugim. Dokładniej mechanizm ten działa w sposób następujący: kryzys wywołuje realną deprecjację, która redukuje ceny dóbr

⁴ B. Eichengreen, A. K. Rose, Ch. Wyplosz, *Contagious Currency Crises*, [w:] B. Eichengreen *Capital Flows and Crises*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London 2004, England, s.159–161.

⁵ S. Gerlach, F. Smets, *Contagious Speculative Attacks*, *European Journal of Political Economy* 11, 1995.

importowanych w kraju drugim. Następnie obniżka cen dóbr importowanych wywołuje obniżkę cen dóbr konsumpcyjnych w ogóle w kraju drugim i spadek popytu na pieniądz. Bank podejmuje więc interwencję, co eksploatuje stan jego rezerw zagranicznych. Dlatego też gospodarka drugiego kraju przechodzi zatem od stanu tzw. równowagi bez niebezpieczeństwa ataku (gwarancją jest poziom rezerw banku centralnego) do stanu równowagi, gdzie atak może okazać się skuteczny (brak dostatecznego poziomu rezerw banku centralnego).

Inną koncepcję efektu zarazy prezentują W. Buitter, G. Coresetti, P. Pesenti⁶. Przedmiotem ich obserwacji jest swego rodzaju układ gospodarek różnych krajów (co najmniej dwóch), na który składa się „centrum” oraz kraje poboczne („peryferia”). Zależność między peryferium a centrum polega na usztywnieniu kursu w kraju pobocznym w relacji do waluty kraju „centrum”. „Centrum: jest zdecydowanie mniej skłonne do ryzyka i stąd mniej chętne do współpracy w ramach polityki makroekonomicznej stabilizującej kurs. Każdy negatywny szok w gospodarce „centrum” powodujący podniesienie stopy procentowej, tym samym zmusza kraje poboczne do weryfikacji swojej polityki kursowej. Jeśli członkowie grupy krajów pobocznych kooperują ze sobą, wówczas mogą oni wszyscy dojść do wniosku, żeby zarzucić reżim kursowy. Na ogół jednak wydaje się, że decyzję taką podejmą tylko te kraje, których gospodarki charakteryzują się największą wrażliwością na zmianę stopy procentowej. W takiej sytuacji efekt zarazy ograniczy się właśnie do tej podgrupy. Ważną rzeczą jest, że ich decyzja o wyłączeniu się z reżimu kursowego tym samym stabilizuje kursy pozostałych krajów pobocznych, które w przyjętym systemie pozostały. Stanie się tak, gdyż „centrum” będzie musiało zareagować na przewartościowanie swojej waluty spowodowane monetarną ekspansją i deprecjacją w krajach, które zarzuciły reżim kursowy. W ramach tej reakcji nastąpi rozluźnienie monetarne, co pozwoli także krajom pozostającym w reżimie zmniejszyć dotychczasową presję na ich waluty. W tej propozycji teoretycznej efekt zarazy jest kwestią wyboru – zależy od decyzji państw pobocznych czy wyłączają się czy też pozostają w narzuconym reżimie kursowym.

I. Goldfajn i R. Valdes⁷ (1995) wskazują na znaczenie pośredników finansowych (banki komercyjne – domy maklerskie) w generowaniu kryzysu i efektu zarazy. Pośrednicy zapewniają inwestorom zagranicznym – niechętnym długookresowym inwestycjom możliwość udziału w rynku kapitałowym bez konieczności podejmowania takich długoterminowych zobowiązań. Kiedy atrakcyjność oferowanych przez pośredników płynnych aktywów jest wysoka,

⁶ W. Buitter, G. Corsetti, P. Pesenti, *Financial Markets and European Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992–1993 Exchange Rate Mechanism Crisis*, Cambridge University Press, Cambridge, 1995.

⁷ I. Goldfajn, R. Valdes, *Balance of Payment Crises and Capital Flows: The Role of Liquidity*, MIT, Unpublished Manuscript, 1995.

wówczas rynek odnotowuje wzmożony napływ kapitału. Jeśli z jakiegoś egzogenicznego powodu ci sami inwestorzy zechcą wycofać się z rynku, pośrednicy mogą napotkać trudności aby bez ponoszenia żadnych kosztów, w sposób płynny wycofać wkłady uczestników rynku. W ten sposób może narodzić się kryzys, gdy zatory w płynności mogą zostać odczytane jako zły prognozyk i spowoduje to lawinę roszczeń, doprowadzając do upadku pośredników, a także do silnego osłabienia waluty krajowej. Kryzys będzie się rozprzestrzeniał, kiedy wśród inwestorów zagranicznych wybuchnie panika, i zechcą oni wycofywać na zasadzie „reakcji łańcuchowej” swój kapitał z innych krajów, co także może doprowadzić do zatorów w płynności i następnie tylko spotęgować panikę oraz przyczynić się do wybuchu kryzysu.

W podsumowaniu można zauważyć, że ujednoczenie gospodarek będących uczestnikami unii monetarnej i polityki gospodarczej prowadzonej w ramach integracji można postrzegać ambiwalentnie. Z jednej strony proces integracji należy traktować jako gwarancję stabilności makroekonomicznej, czynnik minimalizujący możliwość wystąpienia kryzysu i poprzez trwałe, pozytywne zmiany narzucone w ten sposób strukturalnie gospodarek państw członkowskich osłabiający negatywne skutki ataków spekulacyjnych. Z drugiej jednak strony, zachodząca konwergencja upewnia uczestników rynku co do obiektywnie mierzalnych podobieństw, co umacnia kanały transmisyjne i kształtuje bodźce do zbieżnych reakcji na sygnały płynące ze zintegrowanych rynków.

Jednocześnie trudno nie zauważyć, że zapóźnienia Polski w wypełnianiu kryteriów UE wysyłają - z punktu widzenia badania możliwości pojawienia się zagrożeń kryzysowych - o wiele bardziej niepokojący sygnał do uczestników rynku niż informacja o pomyślnym przebiegu procesów unifikacyjnych, oznaczająca zbliżanie się naszej gospodarki do standardów krajów wysokorozwiniętych.

3. WSPÓŁCZYNNIK PRESJI WALUTOWEJ JAKO ELEMENT EKONOMETRYCZNO-STATYSTYCZNEJ ANALIZY KRYZYSU WALUTOWEGO I EFEKTU ZARAŻY

Można by określić następujący schemat przebiegu kryzysu walutowego; pierwsza faza: pojawienie się czynników wywołujących kryzys walutowy, druga faza: rozwój sytuacji kryzysowej w tym przedsięwzięte formy obrony i faza trzecia obejmująca konsekwencje kryzysu, w tym rozprzestrzenianie się kryzysu na inne gospodarki, czyli zjawisko zarazy. Każdą z tych faz można poddać analizie ekonometryczno-statystycznej. Innym bardzo istotnym pytaniem jest zdefiniowanie zjawiska kryzysu walutowego w kategoriach ilościowych. Kategorie rynku finansowo-pięniężnego są z natury bardzo zmienne, zatem która sytuacja anormalna może być już nazwana kryzysem, a która mieści się

w granicach szeroko rozumianej naturalnej zmienności. Innym aspektem analizy ekonometryczno-statystycznej jest wykrywanie kanałów zarazy i obliczenie prawdopodobieństwa wystąpienia tego zjawiska.

Ogólnie zatem w analizie ekonometryczno-statystycznej wykorzystywane są następujące zmienne ekonomiczne: kurs walutowy, poziom rezerw walutowych, stopa procentowa, zmienne fundamentalne opisujące stan danej gospodarki, np. PKB, inflacja, zatrudnienie, wolumen kredytu, wielkość deficytu i zadłużenie krajowe i zagraniczne, napływy kapitałowe, zarówno portfelowe jak i bezpośrednie, bilans obrotów bieżący, czyli także wielkość eksportu i importu, także w rozbiciu na kierunki wymiany, czyli z poszczególnymi krajami, wielkość podaży pieniądza, czyli M0, M1, M2, kurs giełdy panierów wartościowych i wolumen transakcji giełd krajowych, a także S&P 500, FTSE, Nikkei. Jak widać charakter tych zmiennych jest różnorodny, niektóre z nich mają charakter strumieni, inne zasobów. Różny jest ich wymiar czasowy, niektóre z nich to wielkości ulegające szybkim i częstym zmianom, zatem obserwacje codzienne są pożądane, inne mają charakter miesięczny czy roczny. Oznacza to że należy spodziewać się różnej charakterystyki statystycznej tych zmiennych, w tym np. wariancji, w szczególności czy jest ona stała, czy też można wyróżnić klasy obiektów o różnej wariancji, czy też ta wariancja zmienia się w czasie.

Wspomniano o problemie zdefiniowania kryzysu walutowego, który wynika z faktu, że dotyczy on kursu walutowego, czyli kategorii, która w systemie płynnego kursu walutowego może ulegać dużym zmianom, czyli jest to kategoria o dużej zmienności. Pojawia się zatem problem czy jest ona tak samo zmienna jak inne kategorie, np. stopa procentowa czy też może wyróżnia się ona większą naturalną zmiennością. Początkowe modele badające zmienność kursu walutowego wykorzystywały dane miesięczne i zakładały bezwarunkową wariancję, czyli podobne zróżnicowanie w czasie danej zmiennej. Do takich badań zaliczają się badania Frenkela z 1981 roku czy Bergstranda z 1983 roku⁸. Jednak założenie, że zjawisko zmiany kursu walutowego ma stałą wariancję w czasie jest kwestionowane, z powodu występujących chociażby ataków spekulacyjnych, czy naturalnego funkcjonowania mechanizmu na rynku doskonałym, jakim jest giełda. Ponieważ dostosowania odbywają się szybko i efektywnie to w okresach, gdy szoki zewnętrzne mają miejsce, zmiany powinny być większe, czyli wariancja w tym okresie może być wyższa, występuje tu zatem zjawisko heteroskedastyczności. Nieuwzględnienie jej prowadzi do wniosków jakie, wyciągnęli wspomniani badacze, czyli że zmienność kursu walutowego nie jest inna niż zmienność cen innych aktywów. Kolejnym zatem krokiem w analizie zmienności kursów walutowych było podejście uwzględniające zmienność wariancji w czasie. Wykorzystywano

⁸ R. G. Edmonds, Jr, Y. C. Jacky, *Is exchange rate volatility excessive? An ARCH and AR approach*, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 2004, s. 123.

w tych badaniach obserwacje częstsze czyli tygodniowe i dzienne, a zastosowaną procedurą była metoda ARCH, czyli autoregressive conditional heteroskedasticity. Procedura ta zakłada, że występuje tu relacja między wcześniejszymi wielkościami danego zjawiska, czyli autokorelacja. Istotne byłoby także jak długa jest pamięć rynku, czyli którego rzędu autokorelacja ma miejsce.

Wskaźnik presji walutowej (EMP) lokuje się w ważnym problemie analizowanym w literaturze, jakim jest wykrywanie i przewidywanie kryzysu walutowego. Wymienia się następujące procedury zastosowane do rozwiązania tego problemu⁹.

- Podejście sygnału (*signal extracion approach*) gdzie istotą jest uwzględnienie zmiennych, które mogą spełniać rolę takiego sygnału, policzenie czy przekraczają one swoją graniczną wartość i na podstawie tej wielkości uznać, czy kryzys wystąpi, czy nie. Tego typu podejściem jest wskaźnik EMP stosowana przez Eichengreena. Jednak jeden wskaźnik może ignorować powiązania między uwzględnionymi zmiennymi. Pojawia się także problem wag przypisywanych poszczególnym kategoriom. Także wartość alarmowa wskaźnika jest kwestią uznaniową, co wynika z braku definicji kryzysu. Do słabych stron EMP zaliczyć należy podatność na dominację jednej ze składowych nad innymi (wynikającą z większej zmienności – volitality), co można wyeliminować nadając wagi poszczególnym komponentom wskaźnika, oraz różnicę w czasie między występowaniem zdarzeń gospodarczych a ich efektami (co powoduje pewną niedokładność w sygnalizacji kryzysu).
- Podejście dwu fazowe (*the simple probit, logit, OLS*), które jest w stanie tylko określić czy atak spekulacyjny wystąpi czy nie.
- Podejście generalne, które uwzględnia nie tylko prawdopodobieństwa wystąpienia bądź nie wystąpienia ataku spekulacyjnego, ale także czy władze są w stanie obronić się przed atakiem, innymi słowy wynikiem jest prawdopodobieństwo skutecznej obrony danego kraju, może to być o tyle ważne, że jeżeli prawdopodobieństwa to jest małe, to może zapobiec kosztownej, a jak się okazuje bezcelowej obrony w kategorii podnoszenia stopy procentowej czy wyprzedzaży rezerw zagranicznych.

⁹ J. L. Lawrence, I. K. Yan, *Predicting currency crises with a nested logit model*, Pacific Economic review, 10 3, 2005, s. 259–260.

4. INDEKS PRESJI WALUTOWEJ – METODOLOGIA I INTERPRETACJA

Obliczenia indeksu presji walutowej dla Polski, Węgier i Czech w latach 1999–2005 bazuje na procedurze zaproponowanej przez Eichengreena, Rose i Wypłosza¹⁰:

$$EMP_{i,t} = [(\alpha\% \Delta e_{i,t}) + (\beta \Delta(i_{i,t} - i_{R,t})) - (\gamma(\% \Delta r_{i,t} - \% \Delta r_{R,t}))]$$

gdzie:

$e_{i,t}$ – kurs walutowy badanego kraju w walucie kraju referencyjnego

i_R – krótkoterminowe stopy procentowe w kraju referencyjnym,

r – udział rezerw międzynarodowych w agregacie M1,

α, β, γ – wagi.

Idea konstrukcji wskaźnika EMP polega na przyjęciu istotnych, z punktu widzenia przebiegu kryzysów, wielkości makroekonomicznych (kursu walutowego, stóp procentowych, poziomu rezerw międzynarodowych) i porównaniu ich z wielkościami w państwie referencyjnym.

Wybranie kursu walutowego jako wskaźnika pojawienia się zagrożenia kryzysem nie budzi wątpliwości, gdyż nagły spadek wartości, czyli ceny waluty krajowej wydaje się być zarówno zapowiedzią kryzysu finansowego jak i oznaką kryzysu walutowego. Stopa procentowa obrazuje reakcje banku centralnego na zagrożenie kryzysem walutowym, który podnosi stopy procentowe, aby zapobiec odpływowi kapitału. Duża różnica między stopami kraju badanego a kraju referencyjnego, z jednej strony zachęca inwestorów do przenoszenia środków finansowych do kraju, w którym stopy procentowe są wyższe, ale z drugiej strony może wskazywać, że bank centralny zapoczątkował akcję zapobiegania skokowej dewaluacji waluty krajowej. Równie istotną rolę w stabilizacji sytuacji na rynku walutowym odgrywają rezerwy walutowe. Zmiany ich poziomu, szczególnie spadek, jest jednym z możliwych sposobów obrony wartości waluty krajowej.

Przyjęcie w konstruowaniu EMP tych kategorii ekonomicznych pozwala zatem obserwować efekty presji zachowań inwestorów zagranicznych zarówno w sytuacji, gdy doprowadziły one do deprecjacji waluty krajowej w stopniu uznawanym za zjawisko kryzysowe, jak i w sytuacji, gdy udało się wyeliminować zagrożenie wystąpienia kryzysu czy to za pomocą polityki wysokiej stopy procentowej czy to wyzbywania się rezerw walutowych.

¹⁰ B. Eichengreen, A. Rose, C. Wyplosz, *Contagious Currency Crises*, NBER Working Paper, USA, 1996, s. 21.

Dla analizowanych krajów: Polski, Czech i Węgier, zastosowano następującą postać indeksu presji walutowej:

$$EMP_{i,t} = [(\alpha\% \Delta e_{i,t}) + (\beta \Delta(i_{i,t} - i_{USA,t})) - (\gamma(\% \Delta r_{i,t} - \% \Delta r_{USA,t}))]$$

gdzie:

e – kurs walutowy badanego kraju w walucie kraju referencyjnego (USD) w czasie t ,

i – krótkoterminowe stopy procentowe i -tego kraju w czasie t ,

r – udział rezerw międzynarodowych w agregacie M1 i -tego kraju (agregat pieniężny, obejmuje zasoby pieniądza w obiegu pozabankowym oraz depozyty płatne na żądanie (rachunki a'vista)) w czasie t ,

$i_{USA,t}$ – krótkoterminowe stopy procentowe w USA w czasie t ,

$r_{USA,t}$ – udział rezerw międzynarodowych w agregacie M1, obliczony dla USA w czasie t .

Jako kraj referencyjny wybrano Stany Zjednoczone. Wyboru Stanów Zjednoczonych dokonano na podstawie licznych więzi handlowych z niemalże wszystkimi krajami świata, wiodącej pozycji dolara jako waluty światowej oraz wielkości kapitału inwestowanego na rynkach światowych przez inwestorów amerykańskich. Dodatkowo za wyborem USA przemawia ciągłość danych związanych z walutą amerykańską przy braku takich danych dla większości walut europejskich, co wiązać należy z wprowadzeniem euro.

Wykorzystany do obliczeń kurs walutowy jest kursem z ostatniego dnia danego miesiąca. W tym kontekście należy zwrócić uwagę na politykę kursową stosowaną w poszczególnych państwach. Od maja 1995 do kwietnia 2000 r. w Polsce stosowano pasmo wahań, a następnie kurs upłynniono. Inaczej sytuacja wyglądała w Czechach, gdzie przez cały okres badań kurs miał charakter płynny. Węgry natomiast, stosując pasmo wahań, powiązały forinta z następującymi walutami: od stycznia 1997 r. koszyk składał się z USD (30%) i DEM (70%), na początku 1999 r. zmieniono skład koszyka walutowego na USD (30%) i EUR (70%). Ostatecznie od stycznia 2000 r. forint został wyłącznie uzależniony od EUR. Od momentu, kiedy kurs USD na Węgrzech nie jest ograniczany przez pasmo wahań, czyli od 1 stycznia 2000 r. pasmo wahań forinta względem EUR wynosiło +/-2,25% od parytetu centralnego. W maju 2001 r. pasmo to zostało zwiększone do +/-15%.

Stopy procentowe zarówno dla krajów badanych jak i dla Stanów Zjednoczonych to stopy dzienne („day-to-day”) obliczane na ostatni dzień miesiąca.

Agregat M1 oraz rezerwy reprezentują także stan na koniec miesiąca.

Zmienność w czasie rezerw walutowych, różnic stóp procentowych i kursu walutowego jest bardzo różna, co sprawia, iż konieczny jest mechanizm

pozwalający ograniczyć dominację jednego komponentu nad innymi, co dokonuje się za pomocą wag przypisanych do poszczególnych składników. W modelu dobrano wagi na podstawie procedury Gelosa i Sahaya¹¹, według której wagi są odwrotnościami odchyłeń standardowych poszczególnych serii składników wskaźnika. Wagi te mają za zadanie wyrównać zmienność poszczególnych komponentów indeksu. Zakres czasowy badania obejmuje okres od listopada 1998 r. do czerwca 2005 r.

Wysokie wartości indeksu można interpretować jako stany „podwyższonego ryzyka kryzysu walutowego” wynikające bądź to z ataków spekulacyjnych, zaburzeń finansów publicznych, niesprzyjającej sytuacji politycznej, reakcji na kryzysy (walutowe, polityczne) w innych krajach powiązanych z badanym krajem, bądź z czynników losowych typu klęski żywiołowe itp.

Zgodnie z założeniami Eichengreena, Rose i Wyplosza¹², jako kryzys interpretowana jest sytuacja, gdy wartość indeksu presji walutowej jest większa niż średnia wartość EMP powiększona o 1,5 wielkości odchylenia standardowego. Należy wspomnieć, że taka definicja kryzysu jest czysto uznaniowa i w żaden sposób nie wynika z podstaw teoretycznych.

Analiza EMP obejmuje w pierwszej kolejności obserwację momentów „krytycznych”, czyli tych, w których wartość EMP przekracza wspomniany wyżej poziom. Porównując okresy, w których obliczony wskaźnik wskazuje „zagrożenie kryzysem” z rzeczywistymi danymi możemy stwierdzić, czy wskaźnik EMP charakteryzuje się skutecznością. Drugim aspektem badań jest analiza stopnia zintegrowania badanych państw na podstawie korelacji wartości EMP dla poszczególnych państw.

Na wstępie zauważyć należy fakt, iż zmienność wskaźnika EMP dla Polski, Węgier i Czech jest znaczna, co wynika z dużej zmienności jego komponentów. Dla badanych krajów różna jest także wartość progowa EMP, dla Węgier jest ona wyższa niż dla pozostałych krajów, gdyż wynosi 3,71, podczas gdy dla Czech 2,05 a dla Polski 1,77. Różna jest także ilość wykrytych kryzysów w badanym okresie, w Czechach 4, na Węgrzech 2, a w Polsce 7. W przypadku Polski może to się wiązać z niższą wartością progową wynikającą m.in. z bardziej stabilnej dotychczasowej sytuacji.

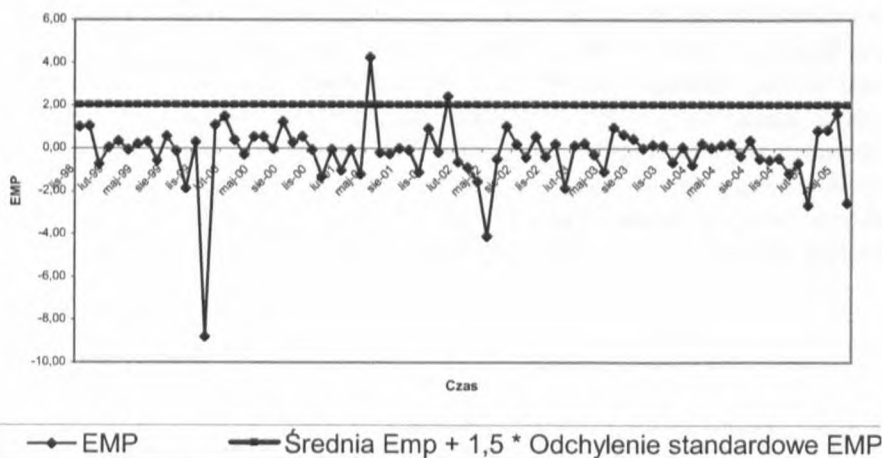
Wartość indeksu presji walutowej dla Czech w latach 1998–2005 przedstawia wykres 1.

Na podstawie wykresu 1. można wskazać cztery momenty, gdy wartość indeksu presji walutowej znacznie odchyła się od średniej: czerwiec 2000, maj 2001, marzec 2002 oraz czerwiec 2005. dwa z tych zdarzeń są kwalifikowane

¹¹ G. Gelos, R. Sahay, *Financial Market Spillovers in Transition Economies*, IMF Working Paper, USA, 2000, s. 890.

¹² B. Eichengreen, A. Rose, C. Wyplosz, *Contagious Currency Crises*, NBER Working Paper, USA 1996, s. 342.

jako kryzys walutowy, gdyż wartość EMP przekroczyła wartość progową, która dla Czech wynosi 2,05. W grudniu 1999 r.



Wykres 1. Indeks Presji Walutowej dla Czech

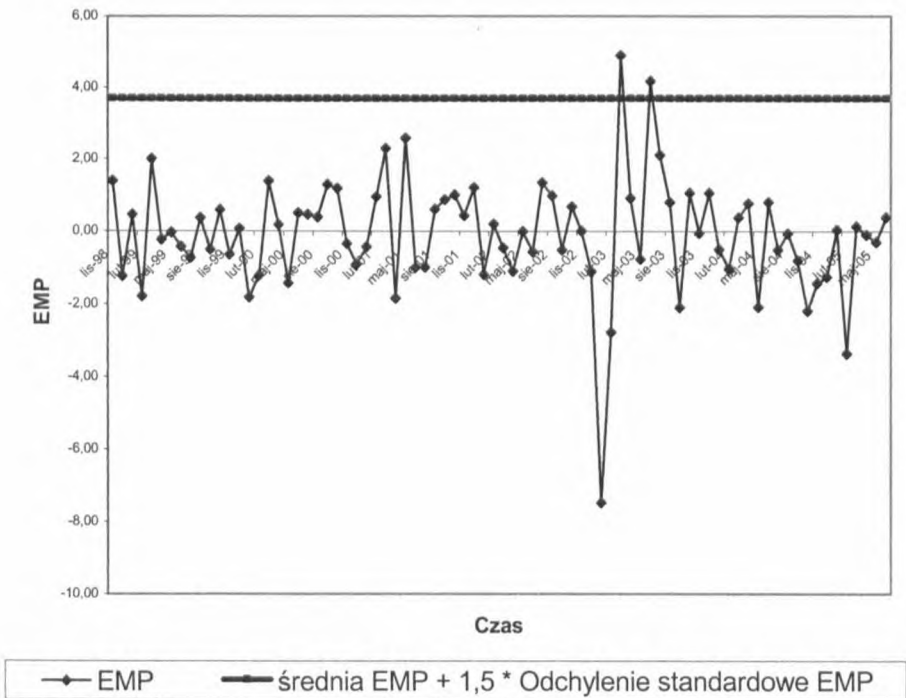
Źródło: Opracowanie własne.

(EMP = -8,79) stopy procentowe w Czechach osiągnęły poziom niższy niż w USA, co mogło zniechęcić inwestorów zagranicznych do lokowania kapitału w Czechach, tym samym obniżając prawdopodobieństwo ewentualnych ataków spekulacyjnych. Drugim powodem tak znacznego obniżenia wartości EMP było względne zwiększenie rezerw Czeskiego Banku Centralnego (CNB) i równoczesne obniżenie rezerw przez System Rezerwy Federalnej (FED).

W maju 2001 r. (EMP = 4,27) obserwowano narastanie presji spekulacyjnej spowodowane znaczną deprecjacją czeskiej korony, wzrostem różnicy w poziomie stóp procentowych między Czechami a USA (wyższe stopy procentowe w Czechach) oraz spadkiem udziału rezerw CNB w agregacie M1 o 3,08p% (przy równoczesnym wzroście stosunku rezerw FED do M1 o 0,4p%). W styczniu 2002 r. (EMP = 2,44) wszystkie trzy komponenty EMP wskazywały na silną presję spekulacyjną. Powodem tego mogły: być niski kurs czeskiej waluty, utrzymująca się na znacznym poziomie różnica stóp procentowych między Czechami a USA (znacznie wyższe stopy w Czechach) oraz spadek rezerw CNB w stosunku do M1 (-11,6p% w stosunku do poprzedniego miesiąca). W maju 2002 r. (EMP = -4,1), po kryzysie styczniowym, nastąpiła aprecjacja korony. Działania CNB spowodowały obniżenie stóp procentowych

oraz wzrost rezerw (z 67.1791,9 do 70.0662,9 mln CZK), co dało rezultat w postaci znacznego obniżenia presji spekulacyjnej.

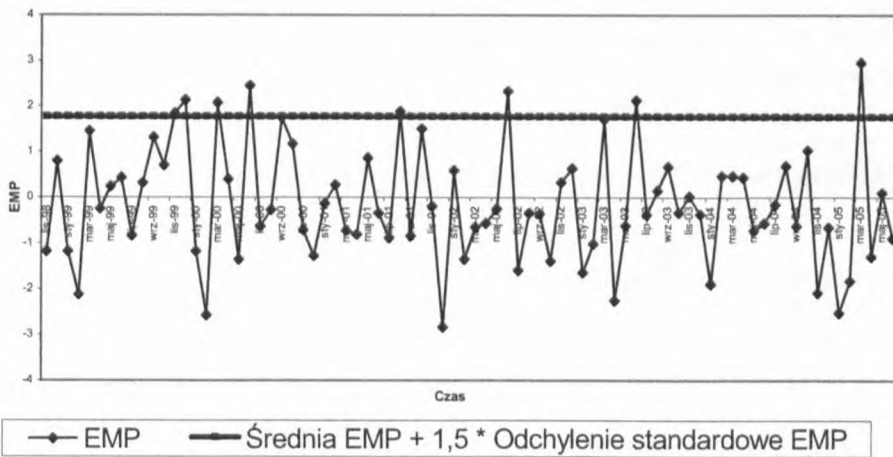
Wartość indeksu presji walutowej dla Węgier prezentuje wykres 2. W przypadku Węgier wartość krytyczna EMP jest wyższa niż dla Czech i wynosi 3,71. Jak widać na wykresie 2. w przypadku Węgier, można wskazać dwa kryzysy: styczeń 2003 i czerwiec 2003. W styczniu 2003 r. nastąpił atak spekulacyjny na forinta w efekcie spekulacji międzynarodowych inwestorów na wzrost kursu walutowego i wybiecie się z pasma wahań. Węgierski Bank Centralny (NBH) skupił łącznie ok. 5 mld euro i obniżył o 200 punktów bazowych podstawowe stopy procentowe. Interwencja ta została zobrazowana jako drastyczny spadek wartości EMP do $-7,46$ (rezerwy walutowe Węgier urosły z 2340226,9 do 3463791,1 mln forintów na koniec miesiąca).



Wykres 2. Indeks Presji Walutowej dla Węgier

Źródło: opracowanie własne.

Dzięki tym posunięciom banku centralnego forint nie umacnia się tak, jak oczekiwali tego spekulanci. W dwa miesiące później (marzec 2003 r.) podwyżka stóp procentowych przez Węgierski Bank Centralny, spadek rezerw na Węgrzech (przy równoczesnym wzroście rezerw w USA) oraz osłabienie forinta spowodowały narastanie presji spekulacyjnej, co zostało zasygnalizowane przez wzrost wartości EMP do 4,9. W czerwcu 2003 r. zapadła nieoczekiwana decyzja Węgierskiego Banku Centralnego o podniesieniu parytetu centralnego (w stosunku do euro) dla forinta o około 2,3% w celu poprawienia konkurencyjności gospodarki węgierskiej. Niestety, doprowadziło to do zbyt dużej, nieoczekiwanej przez NBH, deprecjacji węgierskiej waluty. Chcąc uniknąć dalszych spadków NBH podwyższył stopy procentowe łącznie o 300 punktów bazowych. Skokowy spadek wartości forinta (o -10,53% w stosunku do dolara) i zwiększenie stóp procentowych znalazły odzwierciedlenie we wzroście IMP do poziomu 4,19. Wykres 3. prezentuje wartości EMP dla Polski.



Wykres 3. Indeks Presji Walutowej dla Polski

Źródło: opracowanie własne.

Wartość krytyczna EMP obliczona dla Polski wynosi 1,77. Poniżej prezentowane są wydarzenia¹³, które mogą być interpretowane jako sytuacje kryzysowe, kryzysy lub ataki spekulacyjne w przypadku EMP badanego dla Polski. W listopadzie 1999 r. (EMP =1,85) nastąpił „kryzys wewnętrzny”.

¹³ Na podstawie: Szczepańska, Sotomska-Krzysztofik: *Reżim kursowy a kryzysy walutowe – czy możliwy jest kryzys walutowy w warunkach kursu płynnego*, „Bank i kredyt” 2003.

Niepewna sytuacja budżetu, pogłębiający się CAD (ryzyko rynkowe, w tym walutowe, na które tworzone są środki), utworzenie rachunku walutowego w NBP, doprowadziły do osłabienia złotego o 7,7% (w ciągu 1 miesiąca). W kwietniu 2000 r. doszło do osłabienia złotego o 8,2% (w ciągu 1 miesiąca). W lipcu 2001 r. na podwyższony stan wskaźnika miał wpływ „Kryzys argentyński”, kryzys budżetowy oraz osłabienie złotego o 13% (w 4 dni). Czerwiec 2002 r. przyniósł wzrost EMP do 2,33, na co wpływ miała wysoka różnica między stopami procentowymi w Polsce i w USA (8,83 punktu procentowego na korzyść Polski), wzrost wartości dolara oraz spadek udziału rezerw NBP w agregacie M1 (w przypadku Polski o -1,04% natomiast w USA wzrost tego udziału o 7,1%). W czerwcu 2003 r. nastąpiła reakcja na wydarzenia na Węgrzech oraz niepewność polityczna związana ze zmianami w rządzie, szczególnie w Ministerstwie Gospodarki. Na EMP wpływ miało także obniżenie przez Standard&Poor's oceny wiarygodności kredytowej Polski ze stabilnej na negatywną. Wszystkie te zdarzenia, a w szczególności negatywny wpływ deprecjacji forinta, spowodowały spadek wartości waluty krajowej wobec dolara o 5% i znaczny wzrost presji walutowej (EMP=2,13). Marzec 2005 r. (EMP = 2,97) przyniósł ponowne zawirowania na arenie politycznej. Wiadomość o wcześniejszej dymisji premiera Marka Belki, podwyższenie stóp procentowych przez NBP, deprecjacja złotówki oraz obniżenie rezerw NBP spowodowały wzrost indeksu presji walutowej.

Dodatkowo analizując wartości indeksu presji walutowej dla Polski, Czech i Węgier w badanym okresie można wskazać znaczną zmienność wartości wskaźnika, co wynika z dużej zmienności jego komponentów. Jednakże w przypadku Czech i Węgier (jak wynika z wykresów 1, 2 i 3) wahania EMP są mniejsze, niż w przypadku Polski.

W drugiej części analizy skupiono się na powiązaniach badanych krajów. Wyniki tej części badania mają zweryfikować hipotezę o wzmocnieniu integracji gospodarczej badanych gospodarek po przystąpieniu do Unii Europejskiej i wynikającej z tego większej groźby wystąpienia procesu zarazy szczególnie propagowanego przez kanał postrzegania inwestorów jako krajów jednego segmentu rynku międzynarodowego.

Porównania dokonano za pomocą współczynnika korelacji indeksu EMP między badanymi krajami. Do badań wybrano okresy takiej samej polityki kursowej, czyli od lipca 2000 r. (dwa miesiące¹⁴ po upływnieniu kursu walutowego w Polsce) do czerwca 2005 roku. Badany okres podzielona na dwa podokresy, gdzie cezurą jest maj 2005 roku, czyli wstąpienie badanych krajów do Unii Europejskiej. W przypadku Węgier obserwacje zaczynają się od lipca

¹⁴ Dwa miesiące to okres, w którym mogą pojawić się zaburzenia. Aby uniknąć fluktuacji, obliczono współczynnik korelacji dla danych pochodzących dwa miesiące po zmianie systemu walutowego.

2001 r, czyli dwóch miesięcy po zwiększeniu pasma wahań forinta do +/-15% od parytetu centralnego, co potraktowano jako uwolnienie kursu walutowego.

Wartości współczynników korelacyjnych dla pierwszego badanego okresu przedstawia tabela 1. Jak widać najwyższy współczynnik korelacji występuje dla pary Czechy- Węgry, natomiast najniższy dla pary Polska-Czechy.

Tabela 1

Tablica korelacyjna dla Polski, Czech, Węgier (od lipca 2001 do kwietnia 2004)

	Czechy	Polska	Węgry
Czechy	1		0,364
Polska	0,125	1	0,284
Węgry	0,364	0,284	1

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2 zawiera wartości współczynników korelacyjnych dla drugiego analizowanego okresu przedstawia.

Tabela 2

Tablica korelacyjna dla Polski, Czech i Węgier (od maja 2004 do czerwca 2005)

	Czechy	Polska	Węgry
Czechy	1	0,441	0,601
Polska	0,441	1	0,221
Węgry	0,601	0,221	1

Źródło: opracowanie własne.

W drugim z badanych okresów również najwyższą wartość ma współczynnik korelacji dla pary Węgry-Czechy, a najmniejszy dla pary Polska-Węgry. Porównując dane dla obu badanych okresów można zauważyć, że w dwóch przypadkach ich wartość wzrosła. Wartość współczynnika korelacji między Czechami i Polską oraz Czechami i Węgrami zwiększyła się odpowiednio trzykrotnie oraz dwukrotnie. Natomiast dla pary Polska-Węgry zaobserwowano spadek wartości współczynnika korelacji z 0,284 do poziomu 0,221. Rosnące korelacje wskaźnika EMP badanych państw wydaje się potwierdzać, że wraz z przystąpieniem do UE rośnie groźba przenoszenia się kryzysu między badanymi krajami. Badania obejmowały stosunkowo krótki okres, więc nie odzwierciedlają one w pełni zmian zachodzących między tymi krajami w dłuższej perspektywie czasowej, jednakże dają one pewne oznaki

świadczące o wzmocnieniu więzi między omawianymi gospodarkami. Przypomnijmy, iż jedynie Polska oraz Czechy stosują w pełni upłynniony kurs walutowy, a mimo to występuje tendencja do wzrostu korelacji wartości EMP pomiędzy wszystkimi badanymi państwami. Bardzo dobrym przykładem rosnącej integracji może być również sytuacja w czerwcu 2003 r., kiedy to gospodarka polska gwałtownie zareagowała na wydarzenia na rynku węgierskim.

Dla zweryfikowania wniosków o rosnącej integracji gospodarek Polski, Czech i Węgier po przystąpieniu do Unii Europejskiej przeanalizowano także korelację głównych indeksów giełdowych dla giełdy papierów wartościowych w Czechach (PX 50), na Węgrzech (BUX) i w Polsce (WIG) w analogicznych okresach do wcześniejszych badań, czyli od czerwca 2000 r. (dwa miesiące po upłynnieniu kursu walutowego w Polsce) do kwietnia 2004 r. – miesiąc przed akcesją z UE – (wyniki prezentuje tabela 3) oraz od maja 2004 r. do czerwca 2005 r. (wyniki zawiera tabela 4).

Tabela 3

**Tablica korelacyjna dla indeksów WIG, PX50 i BUX
(od czerwca 2000 do kwietnia 2004)**

	PX 50	BUX	WIG
PX 50	1	0,936423	0,9255517
BUX	0,936423	1	0,909824
WIG	0,925517	0,909824	1

Źródło: opracowanie własne.

Jak widać z danych w tabeli 3, współczynniki korelacji są bardzo wysokie, dla wszystkich par przekraczają wartość 0,9. najwyższy stopień korelacji występuje dla giełdy praskiej i budapeszteńskiej, a najmniejszy dla giełdy warszawskiej i budapeszteńskiej.

Tabela 4

**Tablica korelacyjna dla indeksów WIG, PX50 i BUX
(od maja 2004 do czerwca 2005)**

	PX 50	BUX	WIG
PX 50	1		
BUX	0,987785	1	
WIG	0,943411	0,970626	1

Źródło: opracowanie własne.

Badania dla okresu po akcesji wskazują na zwiększone wartości współczynnika korelacji dla giełdy praskiej i budapeszteńskiej oraz warszawskiej i budapeszteńskiej, natomiast współczynnik korelacji dla giełd warszawskiej i praskiej praktycznie nie uległ zmianie. Bardzo wysokie współczynniki korelacji w obu okresach świadczą o takim samym kierunku i podobnej sile zmian na tych rynkach, co może być wynikiem napływu tego samego kapitału zagranicznego na opisywane rynki. Trudno zatem jednoznacznie wskazać, że następuje integracja tych gospodarek, bardziej prawdopodobne jest, że zachowanie się giełd jest kształtowane przez zachowanie inwestorów zagranicznych, którzy podobnie reagują na wszystkich analizowanych giełdach pod wpływem czynników zewnętrznych wobec gospodarek danych krajów na podstawie przynależności tych gospodarek do jednego segmentu międzynarodowego rynku finansowego. Może to wynikać z tego, iż kraje te są odbierane podobnie przez inwestorów, o czym świadczyłyby wspomniane wyżej napływy kapitału na wszystkie rynki w zbliżonym okresie.

5. PODSUMOWANIE

Wyniki badań EMP dla Polski, Czech i Węgier w latach 1998–2005 wydają się potwierdzać efektywność EMP jako miary odzwierciedlającej stany kryzysowe (wzrost wskaźnika, gdy dane rynkowe sygnalizują wzrost presji na wartość waluty walutowej i spadek EMP przy interwencji banku centralnego mającej tą presję obniżyć). W okresach, w których banki centralne poszczególnych państw podejmowały interwencję na rynku finansowym, EMP z dużą dokładnością odzwierciedlał te działania. EMP dokładnie pokazuje zmiany presji walutowej spowodowane zmianami kursu waluty referencyjnej, zmianami w poziomie rezerw czy też wpływem stóp procentowych. Ewentualne rozbieżności między wskazaniami EMP a rzeczywistością wynikają częściowo z przesunięć czasowych wydarzeń wpływających na presję walutową a skutkami tych zdarzeń. Istotną rolę odgrywają także dane, które wykorzystano do badań, mianowicie wartości na koniec miesiąca nie oddają w pełni kształtowania się stóp procentowych czy poziomu kursu walutowego w badanym miesiącu, które z powodu swej dużej zmienności wielokrotnie mogły się zmieniać w danym czasie. Stąd obliczony EMP lepiej wskazuje sytuacje kryzysowe o dłuższym czasie trwania. Wskazuje to więc na pewne niedoskonałości w konstrukcji opisywanego wskaźnika.

Na podstawie badań można wyciągnąć wniosek, iż w badanym okresie występują podobieństwa między badanymi krajami, czy to w formie reakcji na sytuacje kryzysowe, czy też w formie korelacji wartości EMP.

Powracając do problematyki integracji europejskiej, pozytywna jest wizja zbliżającego się wejścia do systemu ERM II, który wymusza na potencjalnych kandydatach do wprowadzenia wspólnej waluty euro prowadzenie odpowiedzialnej oraz spójnej polityki gospodarczej. Z drugiej jednak strony, czeka ich w tym czasie okres usztywnienia kursu walutowego, a tym samym będą prawdopodobnie narażeni na ataki spekulantów. Aby przewidzieć możliwość wystąpienia sytuacji kryzysowych, pomocną może okazać się miara, jaką jest EMP.

*Bogna Gawrońska Nowak, Grzegorz Walerysiak,
Tomasz Schabek, Bartosz Zieliński*

**EMP AS A TOOL OF THE CURRENCY CRISIS
AND CONTAGION ANALYSIS IN POLAND**

(Summary)

In article authors analyze Exchange Market Pressure Index for Central Europe countries (Poland, Czech Republic and Hungary in time period: 1998–2005) in order to detect currency crises. Authors use monetary variables to construct EMP, examine its volatility and impact of accession to the EU on integration of these countries' economies. Authors investigate possibility of applying EMP in monetary policy.

