

# Represja versus rynek wolny i kontrolowany. Badanie (słabej) efektywności polskiego rynku walutowego (dolar/złoty) w latach 1983–1989 oraz 1991–2006

Marcin Gruszczyński, dr, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski

## 1. Wstęp

W ostatnim ćwierćwieczu polski rynek walutowy doświadczył olbrzymich zmian. Stan wojenny i restrykcyjne przepisy zawarte w dekreście o stanie wojennym, a głównie w ustawie z 21 lipca 1983 r. *O szczególnej regulacji prawnej w okresie przewycięzania kryzysu społeczno-ekonomicznego*, zablokowały rachunki dewizowe i ograniczyły dysponowanie nimi. Spowodowało to zahamowanie napływu walut na rachunki oficjalne, a sam rynek zepchnęło do głębszego podziemia. Pomimo pewnej liberalizacji prawa dewizowego w listopadzie 1983 roku, uznawanej początkowo za

postępowy akt prawny dostosowany do sytuacji społeczno politycznej i gospodarczej kraju [Skoczylas, 1994, s. 41],

szybko okazało się, że praktyka gospodarcza wkrótce wykroczyła poza nakreślone ramy, które zrationalizowano dopiero zmianami wprowadzonymi ustawami z 15 lutego 1989 roku oraz 28 grudnia 1989 roku. W latach 1982–1989 istniał w Polsce nieoficjalny, czarny rynek walutowy, na którym główną rolę odgrywał dolar amerykański. 15 lutego 1989 roku nastąpiła fundamentalna zmiana podejścia do formułowania przepisów regulujących obroty dewizowe. Podejście „negatywne” zostało zastąpione „pozytywnym” (*co nie jest zakazane jest dozwolone*). Oznaczało to, że obrót dewizowy jest swobodny z wyjątkiem ograniczeń zamieszczonych w ustawie. Był to całkowity zwrot w stosunku do prawa z 1983 roku, zgodnie z którym obrót dewizowy wymagał zezwolenia dewizowego. Mimo nowelizacji z 28 grudnia 1989 roku utrzymywano nadal znaczną reglamentację dewizową. Pozornie liczba ograniczeń była niewielka, jednakże dotyczyły one żywotnych i masowych czynności dewizowych (jak na przykład wywozu walut, przywozu złotych, płatności w walutach w Pol-

sce, udzielania pożyczek i zaciągania kredytów za granicą, nabywania papierów wartościowych i nieruchomości za granicą, otwierania i utrzymywania rachunków w bankach zagranicznych). Istotną zmianą, wprowadzoną w 1989 roku, było przełamanie monopolu NBP na skup i sprzedaż walut<sup>1</sup>. Począwszy od 1990 roku osoby posiadające zezwolenie dewizowe mogły kupować i sprzedawać waluty zagraniczne. Pomimo że prawo z 1989 roku było kompromisem, rezultatem

ścierania się interesów państwa i społeczeństwa” [Skoczylas, 1994, s. 61],

to istotnym osiągnięciem było umożliwienie dostępu do walut, mających służyć do zapłaty za importowane dobra, prawa majątkowe oraz trzy rodzaje usług (spedycyjne, transportowe, ubezpieczeniowe). Wprowadzono jednak obowiązek niezwłocznego sprowadzenia i odsprzedaży walut pochodzących z eksportu dóbr i usług. Zatem przepisy te uwalniały handel zagraniczny i umożliwiały otwarcie Polski na świat.

Najważniejszymi czy najbardziej odczuwalnymi zmianami, obowiązującymi po 1 stycznia 1990 roku, były wewnętrzna wymienialność złotego oraz jednolity (stały) kurs walutowy. Miały one na celu poprawę skuteczności mechanizmu alokacji, równe traktowanie podmiotów gospodarczych oraz eliminację nieoficjalnego rynku walutowego. Jednolity kurs walutowy wprowadzał przejrzystość strony rachunkowej transakcji gospodarczych z zagranicą<sup>2</sup>. Wzrost kontaktów międzynarodowych (związanych z turystyką, pracą, handlem zagranicznym) oraz zwiększanie się obrotów walutowych wymagały dostosowania prawa dewizowego do rzeczywistości gospodarczej.

Nowe prawa dewizowe, z 2 grudnia 1994 roku oraz 18 grudnia 1998 roku, stopniowo poszerzały zakres wymienialności oraz swobodę dysponowania walutami, pozostawiając jednak pewną kontrolę dostępu do krótkoterminowego pieniądza inwestycyjnego, depozytowego i kredytowego. Dopiero Ustawa z dnia 27 lipca 2002 roku Prawo dewizowe zliberalizowała przepływy walutowe (z krajami UE, OECD oraz EOG), dostosowując polskie prawo do wymagań Unii Europejskiej, a szczególnie do art. 56. i 57. Traktatu o Unii Europejskiej, zabraniających ograniczania przepływu kapitału i płatności pomiędzy państwami członkowskimi oraz między państwami członkowskimi i krajami trzecimi. Obrót dewizowy w zakresie przepływu kapitału i płatności między Polską a państwami UE jest w pełni swobodny, z wyjątkiem ograniczeń dozwolonych w Traktacie.

Celem niniejszego artykułu jest przetestowanie hipotezy słabej efektywności polskiego rynku walutowego dla kursu złotego do dolara. W niniejszej

<sup>1</sup> Od grudnia 1990 roku banki komercyjne nie musiały już sprzedawać całości walut. Kurs oferowany mógł odbiegać od kursu średniego o  $\pm 2\%$ .

<sup>2</sup> Pakiet reform zawierał także (prócz stałego kursu i wewnętrznej wymienialności) liberalizację cen wewnętrznych, liberalizację handlu zagranicznego, dyscyplinę pieniężno-kredytową, zasadę dodatniej realnej stopy procentowej itp.

pracy autorzy postanowili zweryfikować słabą hipotezę efektywności polskiego rynku walutowego (kurs dolara amerykańskiego do złotego polskiego). Zbadano następujące okresy:

- 1) lata 1983–1989 — okres czarnego rynku walutowego,
- 2) lata 1991–2006 — okres wolnego rynku walutowego (aczkolwiek o różnym stopniu zliberalizowania, oraz o różnych systemach kontroli wahań kursu). Okres stałego kursu — elementu Planu Balcerowicza — pominięto, uznając kurs stały za nieefektywność rynku z założenia. W przypadku kursu stałego kurs bieżący (oraz jego zmiana) jest łatwy do przewidzenia i może służyć jako instrument strategii arbitrażowej.

Okres drugi podzielono na cztery podokresy pod kątem zmian, wymuszonych sytuacją rynkową, lub — niekoniecznie — szerokości pasma kursowego:

Lata 1991–1995 — okres kontrolowanego kursu walutowego (wąskie pasmo 2%). Wąski przedział wahań oczywiście sugeruje, że ówczesny rynek walutowy nie mógł być efektywny, potwierdzają to reakcje NBP (rewaluacja kursu).

Lata 1995–1998 — okres kontrolowanego kursu walutowego (wąskie pasmo 7% oraz nowe prawo dewizowe uchwalone 2 grudnia 1994 roku). W maju 1995 roku wprowadzono dość istotne zmiany w zasadach kształtowania kursu walutowego. O ile dotychczas obowiązywał zakaz prawny ustalania kursu przez banki komercyjne poza zakresem  $\pm 2\%$  od parytetu, to począwszy od 16 maja NBP zobowiązywał się interweniować na rynku walutowym w celu utrzymania kurs złotego w paśmie  $\pm 7\%$ . Banki mogły ustalać i realizować dowolne kursy z klientami. Została wprowadzona instytucja fixingu dewizowego, na którym banki dewizowe mogły zawierać transakcje z NBP<sup>3</sup>. 24 maja 1995 roku Rzeczpospolita Polska powiadomiła MFW, że z dniem 1 czerwca zobowiązuje się przestrzegać VIII Artykuł Statutu MFW. 26 czerwca 1995 roku MFW uznał złotego za walutę wymienialną w zakresie operacji obrotów bieżących. 22 grudnia 1995 roku dokonano skokowej rewaluacji złotego o 6%, co jednakże nie zmniejszyło istotnie zainteresowania Polską inwestorów zagranicznych.

Lata 1998–2000 — okres szerokiego pasma kursu walutowego ( $\pm 10\%$  oraz 15%) Na początku 1998 roku nasiliła się fala spekulacji, ponieważ zmniejszyło się prawdopodobieństwo spadku kursu złotego. Poprawa oczekiwań była po części spowodowana opublikowanymi w styczniu 1998 roku danymi na temat polskiej gospodarki, informującymi o mniejszym niż oczekiwano deficycie budżetowym i obrotów bieżących. W lutym ponownie nastąpił znaczny napływ zagranicznego kapitału portfelowego. Efektem tego był wzrost rezerw walutowych o 2,2 mld USD, z czego napływ FDI stanowił jedynie około 0,5 mld USD. Pozostałą część stanowiły transakcje spekulacyjne np. NDF (transakcjami forward bez fizycznej realizacji kontraktu) oraz swap. Miały one zna-

<sup>3</sup> 7 lipca 1999 roku zmieniono charakter fixingu, od tego dnia banki komercyjne nie mogły już z własnej inicjatywy zawierać transakcji z NBP. M. Dąbrowski z Rady Polityki Pieniężnej stwierdził, że zmiana ta miała na celu eliminację obserwowanych prób wykorzystywania fixingu do operacji czysto spekulacyjnych. „Gazeta Wyborcza”, 7 VII 1999.

czący wpływ na bilans płatniczy ponieważ banki rezydenci (oraz nierezydenci) dokonywali zabezpieczenia tych transakcji poprzez sprzedaż walut oraz kupno złotych na rynku bieżącym. Przez pewien czas NBP próbował interweniować na rynku walutowym. Jednakże wskutek skokowo rosnących kosztów sterylizacji, wzrastających wraz ze skalą przepływów, zaniechano interwencji. Ostatecznie, w celu zmniejszenia atrakcyjności inwestycji na polskim rynku finansowym, postanowiono w lutym 1998 roku zwiększyć ryzyko kursowe przez poszerzenie pasma wahań do  $\pm 10\%$ , co zmniejszyło także koszty interwencji NBP w obronie parytetu. O ile okazja do urynkowania kursu walutowego została wykorzystana, o tyle zmiany w prawie dewizowym były raczej niewielkie, nowe prawo dewizowe z 1998 roku nie było poważniejszą rewizją przepisów regulujących obroty kapitałowe.

Lata 2000–2006 — okres płynnego kursu walutowego. Ostatecznie 11 kwietnia 2000 roku nastąpiło formalnie całkowite upłynnienie kursu walutowego. Można jednak zauważyć, że poszerzenie pasma wahań 25 marca 1999 roku do  $\pm 15\%$  było już faktycznym upłynnieniem, o czym świadczy fakt, że kurs złotego ani razu nie zbliżył się do żadnego z ograniczeń.

Celem pracy jest sprawdzenie, czy wraz z wpływem czasu, rozwojem rynku finansowego i liberalizacją polskich obrotów kapitałowych — a także przede wszystkim zmianą (poszerzaniem) pasma kursowego — zwiększyła się efektywność polskiego rynku walutowego, a jeżeli nie, to jakie mogły być tego przyczyny.

## 2. Teoretyczne podstawy weryfikacji hipotezy efektywności rynku walutowego i weryfikacja

Rolą rynku walutowego, podobnie jak i innych rynków w gospodarce wolnokonkurencyjnej, jest alokacja ograniczonych zasobów (tu: walut obcych) między konkurującymi uczestnikami rynku, w sposób prowadzący do ich najbardziej efektywnego wykorzystania (inwestycji zagranicznych, spekulacji, finansowania korzystnego handlu, turystyki itp.). Uczestnik skłonny zapłacić najwyższą cenę — otrzyma je. Jeżeli to zjawisko występuje, to o rynku mówi się, że jest efektywny alokacyjnie (*allocatively efficient*). O rynku mówi się, że jest efektywny operacyjnie (*operationally efficient*), jeśli koszty transakcyjne działania na rynku (choćby otwarcie i zamknięcie pozycji) — np. spready kreatorów rynku, marże brokerów — ustalone są w sposób wolnorynkowy. Rynek jest efektywny informacyjnie jeśli bieżące ceny rynkowe (kurs walutowy) w pełni i natychmiast odzwierciedlają całą dostępną, odnośną informację. Rynek jest idealnie efektywny, jeśli jest równocześnie efektywny alokacyjnie, operacyjnie i informacyjnie.

Twierdzenie, że ceny rynkowe w pełni i natychmiast odzwierciedlają całą dostępną, odnośną informację, znane jest jako hipoteza efektywności rynku (*efficient market hypothesis* — EMH). Jeśli jest to prawda, to cena rynkowa powinna zawsze być równa wartości uczciwej lub fundamentalnej, lub ina-

czej, różnice powinny być na tyle małe, aby nie można ich było efektywnie wykorzystać.

Hipoteza rynku efektywnego jest prawdziwa, jeśli rynek walutowy jest w ciągłej równowadze stochastycznej (*continuous stochastic equilibrium*).

$$R_{i,t+1} = E(R_{i,t+1}|\Omega_t) + \xi_{i,t+1}$$

gdzie  $R_{i,t+1}$  — zwrot z aktywu  $i$  w okresie  $t+1$ ,  $E(R_{i,t+1}|\Omega_t)$  — oczekiwany zwrot z aktywu  $i$  w okresie  $t+1$  przy rozważeniu dostępnej informacji z okresu  $t$ ,  $\xi_{i,t+1}$  — błąd prognozy.

Błąd prognozy rzeczywistego zwrotu powinien być niesystematyczny (biały szum). Oznacza to, że musi mieć trzy statystyczne właściwości: zgodność (nieobciążoność), niezależność i efektywność.

Błąd prognozy będzie zgodny, jeśli jego wartość oczekiwana (przy warunku  $\Omega$ ) jest równa zero:

$$E(\xi_{i,t+1}|\Omega_t) = E[(R_{i,t+1} - E(R_{i,t+1}|\Omega_t))|\Omega_t] = E(R_{i,t+1}|\Omega_t) - E(R_{i,t+1}|\Omega_t) = 0$$

Błąd prognozy jest niezależny, jeśli jest nieskorelowany z oczekiwanym zwrotem:

$$E[(\xi_{i,t+1}E(R_{i,t+1}|\Omega_t)|\Omega_t] = E(R_{i,t+1}|\Omega_t) E(\xi_{i,t+1}|\Omega_t) = 0$$

Błąd prognozy jest efektywny, jeśli jest równocześnie zgodny i nieskorelowany:

$$\begin{aligned} E(\xi_{i,t+1} \xi_{j,t+1}|\Omega_t) &= 0 \\ E(\xi_{i,t+1} \xi_{i,t}|\Omega_t) &= 0 \\ E(\xi_{i,t+1} \xi_{j,t}|\Omega_t) &= 0 \end{aligned}$$

Inną ważną kwestią jest funkcja formowania oczekiwań:  $E(R_{i,t+1}|\Omega_t)$ . Jeśli EMH jest prawdziwa, to rynek powinien być w ciągłej równowadze stochastycznej. Oznacza to, że kurs powinien zawsze być równy wartości uczciwej lub fundamentalnej. Zmiana wartości fundamentalnej powinna natychmiast znaleźć odzwierciedlenie w kursie rynkowym. Z kolei brak informacji powinien pozostawiać kurs bez zmian.

Teorię efektywnych rynków kapitałowych EMH (*Efficient Market Hypothesis*) sformułował w 1970 roku, a następnie rozwinął w 1991 roku Fama [1991]. Zdefiniował on efektywność na trzech poziomach:

- 1) hipoteza słaba — zgodnie z którą cena aktywu odzwierciedla ogólnodostępne informacje z przeszłości (ceny historyczne, sekwencje spadków i wzrostów, wielkości obrotów) oraz informacje fundamentalne,

- 2) hipoteza półsilna mówi, że bieżące ceny natychmiast i w pełni odzwierciedlają całą publicznie dostępną informację. Nie ma opóźnienia w transmisji nowej wiadomości na kurs walutowy,
- 3) hipoteza silna — zgodnie z nią cena aktywu odzwierciedla całą informację, jaka tylko istnieje na ich temat (zarówno publiczną jak i niepubliczną, z każdego źródła). Na rynku efektywnym, w silnym rozumieniu, żaden uczestnik nie ma dostępu do niepublicznej informacji, która mogłaby wpłynąć na poziom ceny, zatem także żadna grupa inwestorów nie byłaby w stanie realizować większych niż średnie zysków dla całego rynku.

Głównym założeniem efektywności rynku jest przekonanie, że mimo istnienia rozmaitych uczestników rynku (niedoświadczonych i ekspertów, spekulantów i arbitrażystów itp.), rynek jest w stanie ustanawiać takie ceny, które właściwie odzwierciedlają wszelką publicznie dostępną informację dotyczącą odpowiedniego aktywu [Keane, 1983]. Wymaga to, aby na rynku znajdowało się dostatecznie wielu maksymalizujących zysk uczestników, niezależnie od siebie wyceniających instrument, a także aby koszty transakcyjne były niewielkie. Ponadto, przyjmuje się następujące założenia [Brzeszczyński, Kelm, 2002]:

- napływ informacji na rynek odbywa się nieregularnie (nie są one od siebie zależne),
- uczestnicy rynku reagują na nową informację natychmiast,
- wszelkie informacje są całkowicie dostępne dla każdego uczestnika, a ich koszt pozyskania jest zerowy,
- wszyscy uczestnicy rynku są zgodni co do kierunku wpływu nowych informacji na zmiany cen,
- uczestnicy rynku nie popełniają systematycznych błędów w prognozowaniu przyszłych zdarzeń.

Spełnienie wyżej wymienionych założeń oznaczałoby, że teoria rynku efektywnego jest częścią teorii racjonalnych oczekiwań.

W kontekście rynku walutowego efektywność oznacza, że kurs spot powinien odzwierciedlać całą informację, która potencjalnie mogłaby być przydatna do osiągnięcia dodatkowych zysków. Wydaje się, że w rzeczywistości żaden rynek walutowy, oficjalny czy czarny, nie jest w pełni efektywny. Wyniki badań empirycznych nie są jednoznaczne. Giddy i Dufey [1975] zbadali zachowanie walut USD, CAD, GBP oraz FRF w dwóch okresach kursów płynnych: 1919–1926 i 1971–1974. Zauważyli, że wszystkie testowane metody prognoz kursu zawodzą, a najlepszą metodą przewidywania jest skorygowanie kursu spot o różnicę między stopami procentowymi (otrzymując praktycznie kurs forwardowy). Świadczyłoby to o efektywności badanych rynków. Smoluk i in. [1998] pokazują, że rynek GBP/USD w latach 1973–1995 był na tyle efektywny, że nie pozwalał na osiąganie systematycznych zysków z systemów transakcyjnych. Podobne wnioski można znaleźć w pracach Cornella i Dietricha [1978], Rogalskiego i Vinso [1977] i in.

Cornell i Dietrich [1978] testowali słabszą wersję hipotezy efektywności rynku dla dolara kanadyjskiego, szwajcarskiego franka, holenderskiego guldena, marki niemieckiej, funta brytyjskiego oraz japońskiego jena, przeprowadzając test autokorelacji (8 opóźnień). Jedynie cztery współczynniki z czterdziestu ośmiu przy opóźnieniach były istotne. Autorzy wysnuli więc wniosek o efektywności rynku walutowego w tych krajach<sup>4</sup>.

Sygnalem mówiącym o nieefektywności rynku mogą być interwencje banku centralnego [Pippinger, 1973], co oznaczałoby, że rynek oficjalny w Polsce w latach 1982–1989 już z definicji nie mógł być efektywny. Bank centralny nie jest uczestnikiem maksymalizującym zysk, zatem w okresie natężonych interwencji może zakłócać mechanizm rynkowy, usuwając jedno z założeń efektywności. Jednakże w okresach pozbawionych interwencji rynki w Kanadzie, Norwegii, Wielkiej Brytanii, Francji i Hiszpanii notowały zmiany kursów niezależnie od notowań poprzednich. W literaturze przedmiotu można także napotkać prace dyskutujące efektywność rynków walutowych z punktu widzenia analizy technicznej (np. Allen i Taylor [1989], Goodman [1979]).

Istnieje także bogata literatura pokazująca, że rynki walutowe wcale nie muszą być efektywne, nawet w krajach wolnorynkowych, takich jak Stany Zjednoczone [Flood, 1994; Baldwin, 1990], czy rynki tak płynne i wolnokonkurencyjne jak USD/JPY [Elliott, Ito, 1995], czy USD/CAD [Rose, Selody, 1984]<sup>5</sup>.

W niniejszym badaniu autorzy postanowili przyjrzeć się efektywności nieoficjalnego rynku walutowego w PRL w badanym okresie. Pewną trudnością było pozyskanie czarnorynkowych notowań kursu dolara. Wprawdzie miesięczne dane można znaleźć np. w poszczególnych wydaniach *World Currency Yearbook*, niemniej do analiz rynków finansowych (w tym walutowych) zaleca się korzystanie z danych tygodniowych, o ile nie dziennych [Canjels i in., 2004]. W przypadku weryfikacji hipotezy o szybkim wpływie nowej informacji na cenę kurs miesięczny rzeczywiście mógłby być niewystarczający.

Notowania urzędowe kursu czarnorynkowego (dane miesięczne) uzyskano z NBP oraz bazy danych MFW<sup>6</sup>. Bazę tygodniowych kursów kupna i sprzedaży dolara amerykańskiego na czarnym rynku stworzono w oparciu o ówczesną prasę codzienną i tygodniki. Wiele czasopism, poza polityczną prasą codzienną, zamieszczało na łamach działu ekonomiczne z informacjami z giełd komputerowych, samochodowych itp., przeliczając ceny złotychkowe na dolarowe, i odwrotnie, po kursie czarnorynkowym.

<sup>4</sup> Zastosowano także filtr Alexandra oraz średnie kroczące w celu znalezienia w roku kalendarzowym okresów, w których występują silne zależności. Nie udało się wykryć ich powiązań z rokiem kalendarzowym, jednak dla marki, guldena i franka znaleziono zależności, dzięki którym można było osiągnąć roczny zysk w wysokości 10–16%.

<sup>5</sup> Przegląd dyskusji na temat efektywności rynku walutowego: Pilbeam K., 1998, *International Finance*, Macmillan Business; Buckley A., 2000, *Multinational Finance*, Prentice Hall; MacDonald R., 1988, *Floating Exchange Rates: Theories And Evidence*, Routledge i in.

<sup>6</sup> MFW, *International Finance Statistics*, Waszyngton, wrzesień 2005.

Do weryfikacji prawdziwości poszczególnych hipotez teorii rynku efektywnego stosuje się następujące metody badawcze. Prawdziwość słabej hipotezy efektywności rynku weryfikują dwie grupy testów: testy statystyczne losowości zmian cen oraz tzw. testy strategii inwestycyjnej (*trading rule*). Do pierwszej grupy należą testy, pozwalające stwierdzić, czy zmiany kursów są losowe. W szczególności są to: tzw. testy autokorelacji zmian kursów<sup>7</sup> oraz testy serii — czy sekwencje kolejnych spadków i wzrostów następują po sobie w sposób przypadkowy. Do drugiej należą testy strategii inwestycyjnych np. filtr K% [Alexander, 1961; Fama, Blume, 1966], które badają efektywność z góry przyjętych strategii (systemów transakcyjnych). Na rynku efektywnym żadna taka strategia nie powinna przynosić ponad normalnych zysków.

Weryfikacja prawdziwości hipotezy półsilnej polega na sprawdzeniu, czy cena dostosowała się do nowej informacji przed, w czasie, czy po jej upublicznieniu. Na rynku efektywnym reakcja powinna nastąpić w czasie upublicznienia informacji [Ball, Brown, 1968].

Drugim rodzajem testu jest sprawdzenie, czy uczestnicy, podejmujący decyzje po upublicznieniu informacji, osiągają ponadprzeciętne zyski.

Test hipotezy silnej polega na analizie stóp zwrotu z inwestycji graczy, mających bezpośredni dostęp do informacji poufnych. Fakt osiągania przez nich ponadprzeciętnych zysków świadczyłby o braku efektywności rynku na tym poziomie<sup>8</sup>.

Zazwyczaj, w literaturze przedmiotu, spotyka się testy przewidywalności. Testują one słabą wersję hipotezy o efektywności rynku. Testy przewidywalności obejmują głównie testy autokorelacji cen danego instrumentu, testy autokorelacji wariancji oraz testy modeli prognostycznych.

W przypadku rynków FOREX, testy autokorelacji przeprowadzali na przykład Burt, Kaen, Booth [1977]. W efekcie stwierdzili, iż rynki funta brytyjskiego oraz marki niemieckiej są efektywne, podczas gdy dolara kanadyjskiego już nie.

Tego typu testy dla czarnych rynków Indii, Tajwanu i Południowej Korei przeprowadził Gupta [1981]. Można się spodziewać, że o ile przeważnie dla rynków wolnych stosunkowo łatwo jest podtrzymać słabszą wersję hipotezy o efektywności rynku, o tyle dla rynków czarnych nie będzie to takie proste. Gupta [1981] wyliczył funkcje autokorelacji dla 24 opóźnień dla wszystkich 3 walut — tylko w trzech przypadkach współczynniki były istotne na poziomie

<sup>7</sup> W przypadku rynku efektywnego, współczynniki korelacji między zmianami cen w poszczególnych okresach powinny być bliskie zeru. Dla rozwiniętych rynków akcji wynoszą one od -0,1 do 0,1, co potwierdzałoby hipotezę słabą [Brzeszczyński, Kelm, 2002].

<sup>8</sup> Fama [1991] przytacza test trzeciego typu — testujący, czy zarządzający funduszami inwestycyjnymi mogli mieć niedostępne powszechnie informacje. Najczęściej (negatywną) weryfikacją tej hipotezy zajmują się organy ścigania, a osoby przyłapane na wykorzystywaniu informacji wewnętrznych [np. Ivan Boesky (USA) Geoffrey Collier (W. Brytania)] mają szansę trafić jako przykład ilustracyjny do podręczników finansów [Blake, 2000, s. 397].



5%. Rezultaty nie pozwalają odrzucić hipotezy o słabej efektywności rynków. Analiza trendów (wzrost poprzedza wzrost i na odwrót) dała brak istotnych efektów dla danych tygodniowych (poziom istotności 5%). Istotność uzyskano jedynie dla danych miesięcznych dotyczących koreańskiego wona. Gupta jednak zauważa niestacjonarność, co powoduje, że na podstawie wyników nie da się odrzucić hipotezy zerowej<sup>9</sup>. Na koniec zbadał on krzyżową korelację (sięgającą 16 opóźnień) między kursem czarnorynkowym a kursem oficjalnym. W praktyce badanie odpowiada na pytanie, jak wcześniej przed faktyczną zmianą kursu oficjalnego występuje zmiana w kursie czarnorynkowym. Jedynie w trzech przypadkach uzyskano wielkości istotne (poziom istotności 5%) — dla Korei Południowej dla opóźnienia zerowego i poprzedniego oraz dla Tajwanu dla dziewiątego opóźnienia. Oznacza to, że w Korei Południowej na tydzień przed zmianą kursu oficjalnego dochodziło do zmian w kursie czarnorynkowym. Korzystając z danych miesięcznych autor ustalił także, że kurs oficjalny można także prognozować na podstawie czarnorynkowego kursu w Korei Południowej i w Tajwanie. W Indiach żadne z testów nie dały pozytywnych rezultatów. Autor podsumowuje swe wyniki badaniami wnioskiem, że nie wszystkie aspekty efektywności rynków są spełnione.

Dornbush i Pechman [1985] zaproponowali model prognostyczny. Zastosowali oni analizę szeregów czasowych w celu weryfikacji hipotezy o znacznie mniejszej instytucjonalizacji spreadów na czarnym rynku walutowym w Brazylii niż na rynkach Stanów Zjednoczonych. Badają oni zależność spreadu od stóp procentowych oraz wariacji (duża wariacja odpowiada dużej intensywności wiadomości na rynku). Stwierdzili, iż regresja ta wyjaśnia w znacznym stopniu zmienność spreadów na czarnym rynku walutowym Brazylii. Zauważyli także pewną dwuznaczność — z jednej strony duży spread broni przed klientami, chcącymi wykorzystać niepowszechne informacje do spekulacji, z drugiej zaś strony zmniejsza popyt na transakcje.

Grosse [1991], cytując Michaely'ego [1954], twierdzi, że kurs czarnorynkowy stanowi górną granicę dla kursu wolnorynkowego. Przedstawia także model estymujący kurs czarnorynkowy. Zmiennymi niezależnymi są: iloraz cen w Peru oraz USA, bilans handlowy Peru oraz napływ narkodolarów. W efekcie udało się uzyskać model istotny statystycznie. Podaje on, że zmienna, będąca ilorazem cen w Peru i USA odpowiada za 96% wariacji kursów. Istotna też okazała się być zmienna odpowiedzialna za dopływ narkodolarów, nieistotna zaś zmienna odpowiadająca za bilans handlowy Peru.

Test drugiego typu, test przypadku, który jest testem hipotezy pól silnej, prezentuje Aggarwal [1990]. Bada on efektywność czarnych rynków waluto-

<sup>9</sup> Następnie próbowano sprawdzić, czy przy zastosowaniu filtrów Alexandra uda się odnieść zyski z transakcji. Przy zastosowaniu odpowiednich filtrów udało się je uzyskać, należy jednak wziąć pod uwagę, iż nie brano pod uwagę kosztów transakcyjnych.

wych w 20 rozwijających się krajach Azji, Afryki, Południowej Ameryki, Bliskiego Wschodu.

Test drugiego typu opiera się na badaniu odchylenia kursu czarnorynkowego od parytetu siły nabywczej. Jeśli rynki spełniają pólśilną hipotezę (*semi-strong*), każda informacja dotycząca inflacji znajduje niezwłocznie odbicie w kursach walutowych. Odchylenia od parytetu siły nabywczej powinny być ponadto nieskorelowane. W efekcie estymacji Aggarwal [1990] stwierdził, że 13 z 20 rynków spełniają pólśilną hipotezę o efektywności.

Na początku przeanalizowano zachowanie się kursu czarnorynkowego z uwzględnieniem jego korelacji ze zjawiskami politycznymi, ekonomicznymi i społecznymi ówczesnej doby. Przy efektywnie działającym rynku zjawiska te powinny szybko znajdować swe odzwierciedlenie w kursie czarnorynkowym. Efektywny rynek powinien się także cechować stabilnością różnicy między kursem kupna i sprzedaży (tzw. spread). W przypadku problemów z płynnością (np. niemożnością zawarcia większych transakcji natychmiastowych), która cechuje rynki czarnorynkowe, wstrząsy zewnętrzne (polityczne, ekonomiczne czy społeczne) mogłyby spowodować reakcję rynku polegającą na powiększeniu się tej różnicy oraz na spadku obrotów.

### 3. Badanie empiryczne

Zgodnie z teorią rynków efektywnych rynek nie jest efektywny, jeśli istnieją zależności pomiędzy zmianami cen aktywów (kursu walutowego) w dowolnie od siebie oddalonych okresach. Gdyby zależność ta istniała to możliwe byłoby zastosowanie systemu transakcyjnego w celu uzyskania ponadprzeciętnych zysków. Najprostszym, wstępnym testem hipotezy słabej efektywności rynku jest badanie autokorelacji stóp zwrotu kursu walutowego w okresach  $t$  i  $t-s$ , polegające na sprawdzeniu współczynników korelacji:

$$\rho(e_t, e_{t-s}) = \frac{\text{Cov}(e_t, e_{t-s})}{\sqrt{D^2 e_t * D^2 e_{t-s}}} = \frac{E[(e_t - Ee_t) * (e_{t-s} - Ee_{t-s})]}{\sqrt{D^2 e_t * D^2 e_{t-s}}} \quad (1)$$

Gdyby rynek był efektywny, to wartości te powinny być bliskie zeru (lub błędowi statystycznemu, lub  $\pm 10\%$ , jak sugerują Brzeszczyński i Kelm [2002]).

W prezentowanych badaniach wykorzystano tygodniowe kursy czarnorynkowe (z ówczesnej prasy) oraz średnie kursy tygodniowe USD/PLN, oparte na średnim dziennym kursie NBP. Jako zmienne wykorzystano tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu.

W tabeli 1. przedstawiono wyniki prostego testu na zależność zmian obecnych kursu z poprzednimi. Wszystkie rezultaty — prócz okresu 1995–1998 — zdają się sugerować autokorelację zmian kursu, a zatem mogą być argumentem na rzecz odrzucenia hipotezy o słabej efektywności zarówno w okresie PRL, początkach transformacji, jak i w okresie 1998–2006, rynku już bardziej rozwiniętego, zliberalizowanego i o mniejszej kontroli wahań kursu.

**Tabela 1.**Wartość współczynnika korelacji  $cor(\Delta e_t, \Delta e_{t-s})$  dla kursu USD/PLN

	(4.4.1982 — 23.03.1989)	(17.05.1991 — 12.05.1995)	(15.05.1995 — 27.02.1998)	(02.03.1998 — 07.04.2000)	(10.04.2000 — 29.09.2006)
$e(t-1)$	0,1428	0,3267	0,0388	0,2298	0,1993
$e(t-2)$	0,0671	0,0362	0,0608	0,0291	-0,0488
$e(t-3)$	-0,0180	-0,0099	-0,0503	-0,1082	0,0623
$e(t-4)$	-0,0103	0,0455	-0,0612	0,0187	-0,0234
$e(t-5)$	0,0870	0,0985	0,0170	0,0407	0,0317
$e(t-6)$	-0,0915	0,0792	-0,0702	-0,0289	-0,0128

Źródło: opracowanie własne.

W celu wykrycia autokorelacji w drugiej części badań zastosowano test Ljunga–Boxa. Zmienna kurs czarnorynkowy oraz spread jest liczona w skali tygodniowej. Wszystkie zmienne zostały przedstawione w postaci logarytmicznych stóp zwrotu. Test Ljunga–Boxa przedstawiony jest równaniem:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^h \frac{\rho_j^2}{n-j} \quad (2)$$

gdzie  $n$  oznacza liczbę obserwacji,  $h$  liczbę testowanych opóźnień,  $\rho_j$  zaś korelację dla opóźnienia o numerze  $j$ .

**Tabela 2.**

Badanie testem Ljunga–Boxa (Q, Portmanteau) na występowanie autokorelacji — statystyka Q testu

Liczba opóźnień	4.4.1982 — 23.03.1989	17.05.1991 — 12.05.1995	15.05.1995 — 27.02.1998	02.03.1998 — 07.04.2000	10.04.2000 — 29.09.2006
2	10,1953*	22,1366*	1,2960	6,1093**	13,6122*
4	10,2716*	22,6555*	1,5545	7,3012***	14,9856*
6	16,3088*	26,0244*	2,2324	7,6155	15,4603**
8	17,0196*	33,1693*	2,5721	9,7696	20,8144*
10	17,5882**	33,2678*	9,1187	10,9743	21,9375**
12	17,8486	37,8822*	10,6311	11,0275	24,6722**

\* — oznacza stwierdzenie autokorelacji przy zastosowaniu poziomu istotności 5%; \*\* — przy zastosowaniu poziomu istotności 10%, \*\*\* — przy zastosowaniu poziomu istotności 15%.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2. zaprezentowano rezultaty testu na występowanie autokorelacji, które potwierdzają przypuszczenia z pierwszej części badania. Na podstawie powyższych wyników nie można odrzucić hipotezy o braku autokorelacji, która występowała w latach rynku nieoficjalnego, czterech lat transformacji systemowej oraz po 2000 roku, po uwolnieniu kursu. W latach 1995–1998, oraz w pewnym stopniu w dwóch następnych, nie zaobserwowano autokorelacji, co może sugerować, że polski rynek walutowy był efektywny (w słabym rozumieniu) jedynie w ciągu 5 lat — w okresie 1995–2000. Oznacza to, że w pozostałych

okresach przeszłe wartości kursu czarnorynkowego oraz wolnego były istotne statystycznie dla prognozowania ich przyszłych wartości.

Dokonano także modelowania kursu czarnorynkowego w skali tygodniowej za pomocą modelu ARMA ( $p, q$ ). Za wartości  $p$  i  $q$  arbitralnie przyjęto liczbę 3, gdyż odpowiada ona liczbie tygodni w miesiącu pomniejszonej o jeden (tydzień prognozowany). Model ten więc prognozuje kurs czarnorynkowy w skali miesięcznej. Poniżej przedstawione zostało estymowane równanie oraz wyniki estymacji modelu:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_{t-1} * e_{t-1} + \alpha_{t-2} * e_{t-2} + \alpha_{t-3} * e_{t-3} + \varepsilon_t + \theta_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \theta_{t-2} \varepsilon_{t-2} + \theta_{t-3} \varepsilon_{t-3} \quad (3)$$

### Tabela 3.

Wyniki estymacji modelu ARMA (3, 3) (próbka 15.05.1983 — 27.02.1989)

Model ARMA (3, 3)			
liczba obserwacji	logarytm funkcji wiarygodności	chi2 statystyki Walda (6)	P-value
351	766,4983	504,01	0,0000
estymacja (zmienna kurs <sub>t</sub> ):			
zmienna	współczynnik $\alpha, \theta$	błąd standardowy	
$\alpha_0$	0,0075166	0,0071351	
$\alpha_{t-1}$	0,9200302*	0,1578682	
$\alpha_{t-2}$	-0,7099504*	0,2154074	
$\alpha_{t-3}$	0,7700159*	0,1321818	
$\theta_{t-1}$	-0,7965005*	0,1440057	
$\theta_{t-2}$	0,6595083*	0,1786254	
$\theta_{t-3}$	-0,8022732*	0,1069109	

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5%, 15%.

Źródło: opracowanie własne.

### Tabela 4.

Wyniki estymacji modelu ARMA (3, 3) (próbka 17.05.1991 — 12.05.1995)

Model ARMA (3, 3)			
liczba obserwacji	logarytm funkcji wiarygodności	chi2 statystyki Walda (5)	P-value
209	671,0722	464,42	0,0000
estymacja (zmienna e <sub>t</sub> ):			
zmienna	współczynnik $\alpha, \theta$	błąd standardowy	
$\alpha_0$	0,0038**	0,0016	
$\alpha_{t-1}$	1,857*	0,2244	
$\alpha_{t-2}$	-1,289*	0,3970	
$\alpha_{t-3}$	0,2858	0,2341	
$\theta_{t-1}$	-1,539*	0,2438	
$\theta_{t-2}$	0,7170***	0,4244	
$\theta_{t-3}$	0,0707	0,2526	

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5%, 15%.

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 5.**

Wyniki estymacji modelu ARMA (3, 3) (próbka 15.05.1995 — 27.02.1998)

Model ARMA (3, 3)			
liczba obserwacji	logarytm funkcji wiarygodności	chi2 statystyki Walda (5)	P-value
147	502,047	364,42	0,0000
estymacja (zmienna $e_t$ ):			
zmienna	współczynnik $\alpha, \theta$	błąd standardowy	
$\alpha_0$	0,0025*	0,0009	
$\alpha_{t-1}$	-0,4576*	0,1405	
$\alpha_{t-2}$	-0,4438*	0,1185	
$\alpha_{t-3}$	-0,7995*	0,1398	
$\theta_{t-1}$	0,5112	76,6125	
$\theta_{t-2}$	0,5695	268,0869	
$\theta_{t-3}$	0,9597	327,8466	

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5%, 15%.

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 6.**

Wyniki estymacji modelu ARMA (3, 3) (próbka 02.03.1998 — 07.04.2000)

Model ARMA (3, 3)			
liczba obserwacji	logarytm funkcji wiarygodności	chi2 statystyki Walda (5)	P-value
110	341,0557	220,15	0,0000
Estymacja (zmienna $e_t$ ):			
zmienna	współczynnik $\alpha, \theta$	błąd standardowy	
$\alpha_0$	0,0020*	0,0004	
$\alpha_{t-1}$	0,5263	0,5647	
$\alpha_{t-2}$	0,2720	0,7519	
$\alpha_{t-3}$	0,0464	0,3899	
$\theta_{t-1}$	-0,3274	894,5635	
$\theta_{t-2}$	-0,3779	601,5708	
$\theta_{t-3}$	-0,2947	263,7691	

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5%, 15%.

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 7.**

Wyniki estymacji modelu ARMA (3, 3) (próbka 10.04.2000 — 29.09.06)

Model ARMA (3, 3)			
liczba obserwacji	logarytm funkcji wiarygodności	chi2 statystyki Walda (5)	P-value
340	999,9221	13693,42	0.0000
estymacja (zmienna kurs):			
zmienna	współczynnik $\alpha, \theta$	błąd standardowy	
$a_0$	-0,0010*	0,0001	
$a_{t-1}$	1,1959**	0,5924	
$a_{t-2}$	0,1046	0,1506	
$a_{t-3}$	-0,3277***	0,2093	
$q_{t-1}$	-0,9870	-	
$q_{t-2}$	-0,4314	0,4674	
$q_{t-3}$	0,4184***	0,2286	

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5%, 15%.

Źródło: opracowanie własne.

W tabelach 4.–7. przedstawiono oszacowania modelu dla odpowiednich okresów. To badanie z kolei wskazuje, że jedynym okresem efektywności słabej (co najmniej), tzn. w którym wartości parametrów są nieistotne — nie pozwalając modelować kursu bieżącego wartościami przeszłymi — jest okres 1998–2000. W pozostałych okresach rezultaty oszacowania zdają się wskazywać na mniejszą lub większą nieefektywność rynku.

Jakie mogły być przyczyny braku efektywności nieoficjalnego rynku walutowego na poziomie słabym (a przez to półsilnym oraz silnym)? Zapewne niższa od koniecznej mogła być liczba uczestników. Rynek podlegający karze generował także wysokie marże, do których należy doliczyć prawdopodobieństwo zwykłego oszustwa i rabunku. Nieefektywność rynku gospodarki polskiej w pierwszych latach transformacji zapewne także miała źródło w niewielkiej liczbie uczestników rynku, niewielkiej wielkości i częstotliwości transakcji (BIS [1999, 2002, 2005] podaje, że w 1998 roku dzienne obroty walutowe w Polsce w latach 1998, 2001, 2004 wynosiły odpowiednio 3, 5, 6 mld USD), słabo rozwiniętym systemie teleinformatycznym łączącym banki, kontroli dewizowej ograniczającej zewnętrzną wymienialność złotego czy także niskiej podaży instrumentów rynku pieniężnego i kapitałowego, mogących zachęcić inwestorów zagranicznych.

Można pokusić się o przypuszczenie, że do 1998 (lub 2000) roku następowała pewna poprawa efektywności polskiego rynku walutowego wraz z towarzyszącą jej liberalizacją obrotów kapitałowych, systemu kursowego oraz poprawą parametrów (np. infrastruktury) rynku. Ten podręcznikowy obraz rozwoju rynku nieco zakłóca potwierdzone przez trzy powyższe badania, odrzucenie

hipotezy o występowaniu efektywności rynku w okresie 2000–2006. Wyjaśnienie tego zjawiska może być trudne. Zdaniem autorów mogło to wynikać ze stopniowego ujawniania się efektów integracji Polski z Unią Europejską. Wydaje się, że do 1998 (może 2000) roku na kurs walutowy wpływały czynniki o różnych kierunkach siły oddziaływania, zarówno na rzecz deprecjacji, jak i aprecjacji. Do pozytywnych czynników można było zaliczyć np. dodatnie saldo (dużych) zagranicznych inwestycji bezpośrednich w Polsce, dodatnie saldo handlu przygranicznego, do negatywnych — rosnące zadłużenie zagraniczne Polski, pogarszanie się płynności budżetu państwa i rosnące jego zadłużenie. Po 2000 roku na sile przybrały czynniki umacniające kurs walutowy, a nieco w cień odeszły zagrożenia. Akcesja Polski do Unii Europejskiej poprawiła rating inwestycyjny Polski, spadające stopy procentowe zachęciły spekulantów do tzw. gier pod konwergencję (*convergence plays*) — nabywania papierów wartościowych o stałym oprocentowaniu — na które to zapotrzebowanie odpowiedział budżet państwa całkowicie zmieniając strukturę (ofertę) obligacji. Być może te właśnie zjawiska spowodowały, że kurs złotego przestał być nieprzewidywalny, uzyskując pozytywny (aprecjacyjny) dryf.

#### 4. Zakończenie

W latach 1982–2006 polski rynek walutowy przeżył całkowitą rewolucję. Nastąpiła liberalizacja obrotów kapitałowych, Polska stała się członkiem MFW, OECD, Unii Europejskiej. Ewolucji uległ też system kontroli kursu walutowego, z nierzeczywistego, poprzez sztywny, kończąc na kształtowanym przez siły rynku. Podobną zmianę widać także wśród uczestników rynku — obecnie Polska jest częścią światowego systemu finansowego, na dobre i na złe. W pracy starano się zweryfikować ogólną hipotezę o poprawie efektywności polskiego rynku walutowego (w wersji słabej).

Wykorzystano logarytmiczne tygodniowe stopy zwrotu kursu USD/PLN, czarnorynkowego dla próbek 1983–1989 oraz rynkowego dla pozostałych przedziałów czasowych. Dane podzielono na pięć próbek: 1983–1989, 1991–1995, 1995–1998, 1998–2000, 2000–2006. Próbkami odpowiadały charakterystycznym przedziałom, w których panował określony reżim kursowy. Dla danych tych dokonano badania współczynnika korelacji (do 6 opóźnień), badania korelacji testem Ljunga–Boxa (Q, Portmanteau; do 12 opóźnień) oraz estymacji modeli ARMA (3, 3).

Przedstawione wyniki badania sugerują, że polski rynek, do 1998 (czy 2000) roku rzeczywiście stawał się coraz bardziej efektywny. Niemniej w XXI wieku hipotezy o efektywności rynku nie można było już raczej przyjąć (jej odrzucenie wymagałoby jednak dalszych, bardziej zaawansowanych badań). Za główną przyczynę nieefektywności kursu można uznać pozytywny bilans akcesji i integracji z Unią Europejską, a przed 2004 rokiem spadające stopy procentowe wraz z pozytywnymi oczekiwaniami uczestników rynku co do pomyślności starań Polski o członkostwo. Z drugiej strony, w 2007 roku kończy się okres przejściowy, kiedy to Polska mogła wliczać fundusze OFE do

sektora finansów publicznych. Powoli zacząć dawać o sobie znać negatywne aspekty odsuwanych w przyszłość problemów — emerytury górnicze, rekompensaty za kontrakty długoterminowe w sektorze energetycznym, ew. rekompensaty za likwidację specjalnych stref ekonomicznych, gwarancje i brak reform PKP, odszkodowania dla konsorcjum Eureko. Ujemny wynik finansowy integracji dla budżetu państwa może zwiększyć deficyt ponad pożądane 3% lub skłonić władze do dalszego zadłużania się, powodując, że zniknie obserwowana dotychczas jednostronna presja na kurs złotego. Wtedy zapewne może nastąpić poprawa efektywności rynku, gdy pojawią się czynniki wpływające na osłabianie kursu walutowego, które dotychczas nie były istotnie silne.

## Bibliografia

- Aggarwal J., 1990, *The Nature of Currency Black Markets: Empirical Test of Weak and Semi-strong Form Efficiency*, „International Trade Journal”, vol. 1, s. 1–24.
- Alexander S., 1961, *Price movements in speculative markets: trends or random walks*, „Industrial Management Review”, maj, s. 7–26.
- Allen H., Taylor M., 1989, *Charts and fundamentals in the foreign exchange market*, Bank of England, Discussion Papers 40.
- Baldwin R., 1990, *Re-Interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands*, NBER WP 3319.
- BIS, 1999, 2002, 2005, *Triennial Central Bank Survey Foreign exchange and derivatives market activity*, różne wydania.
- Blake D., 2000, *Financial market analysis*, John Wiley & Sons, Ltd.
- Brzeszczyński J., Kelm R., 2002, *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG Press, Warszawa.
- Burt J., Kaen F., Booth G., 1977, *Foreign Exchange Market Efficiency Under Flexible Exchange Rates*, „Journal of Finance”, vol. 32, nr 4.
- Canjels E., Gauri Prakash-Canjels, Taylor G. A., 2004, *Measuring Market Integration: Foreign Exchange Arbitrage And The Gold Standard, 1879–1913*, NBER WP 10583.
- Cornell W., Dietrich J., 1978, *The efficiency of the market for foreign exchange under floating exchange rates*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 60, s. 111–120.
- Dornbush R., Pechman C., 1985, *The Bid-Ask Spread in the Black Market for Dollars in Brazil: Note*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 17, nr 4, s. 517–520.
- Elliott G., Ito T., 1995, *Heterogeneous Expectations and Tests of Efficiency in the Yen/Dollar Forward Foreign Exchange Rate Market (IFM)*, NBER WP 5376.
- Fama E., 1991, *Efficient Markets II*, „The Journal of Finance”, vol. 46, nr 5, s. 1575–1617.
- Fama E., Blume M., 1966, *Filter rules and stock market trading profits*, „Journal of Business”, nr 39, s. 226–241.
- Flood M., 1994, *Market Structure and Inefficiency in the Foreign Exchange Market*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 13, nr 2, s. 131–158.
- Giddy I., Dufey G., 1975, *The Random Behavior of the Flexible Exchange Rates: Implications for Forecasting*, „Journal of International Business Studies”, vol. 6, nr 1, s. 1–32.
- Goodman S., 1979, *Foreign exchange rate forecasting techniques: implications for business and policy*, „The Journal of Finance”, vol. 34, nr 2, s. 415–427.



- Grosse R., 1991, *Peru's Black Market in Foreign Exchange*, „Journal of Interamerican Studies and World Affairs”, vol. 33, nr 3, s. 135–167.
- Gupta S., 1981, *A Note on the Efficiency of Black Markets in Foreign Currencies*, „The Journal of Finance”, vol. 36, nr 3, s. 705–710.
- Pippinger J., 1973, *The case for freely fluctuating exchange rates: some evidence*, „Western Economic Journal”, wrzesień, s. 314–326.
- Rogalski R., Vinso J., 1977, *Price variations as predictors of exchange rates*, „Journal of International Business Studies”, vol. 8, nr 1, s. 71–83.
- Rose A., Selody J., 1984, *Exchange market efficiency: a semi-strong test using multiple markets and daily data*, „The Review of Economics”, vol. 66, nr 4, s. 669–672.
- Skoczylas J. J., 1984, *Polskie prawo dewizowe*, PWN.
- Smoluk H., Vasconcellos G., Kramer J., 1998, *Random walks in the UK Pound/US dollar exchange rates*, „International Review of Financial Analysis”, vol. 7, nr 1.

**A b s t r a c t** Repression versus free and controlled market. Research into the (weak) effectiveness of the Polish foreign currency (US dollar/złoty) market over the years 1983–1989 and 1991–2006

A

In 1982–2006 the Polish foreign currency market underwent a total revolution. A liberalization of the capital account took place. Poland became a member of the IMF, OECD and European Union. The exchange rate control system underwent an evolution as well: from an unreal, through rigid to a marketforces controlled system. A similar change is also visible among the market participants—now, Poland makes part of the global financial system sharing all its advantages and threats. In the paper, the author tried to verify the hypothesis about the improvement in the effectiveness of the Polish foreign exchange market (in its weak version).

The presented research results suggest that till 1998 (or 2000) the Polish market was really getting more and more effective. However, since the beginning of the 21st century the hypothesis of the market's effectiveness has been rather difficult to accept (although, its rejection may require some further, more advanced research). The main cause of the exchange rate's ineffectiveness may consist in the advantageous balance of Poland's EU accession and integration and, prior to 2004, in the declining interest rates together with optimistic expectations of the market participants as to the success of Poland's aspiration after the EU membership. On the other hand, in 2007 the transition period will expire during which Poland has been permitted to reckon the Open Pension Funds in the public finance sector. Slowly, the negative aspects of the pending problems (miners' pensions, compensations for longterm contracts in the electric power sector, and maybe also for the liquidation of special economic zones, guarantees and lack of reforms in the Polish State Railways, indemnity for the Eureco consortium) hitherto delayed will begin to be felt. The adverse influence of the integration on the state budget can increase the deficit over the desirable 3% or induce the authorities to further indebtedness. As a result, the hitherto observed onesided pressure on the zloty exchange rate can vanish. It is probable then that an improvement in the market effectiveness will take place with the appearance of factors that usually contribute to weakening of the exchange rate but till now have not been sufficiently strong.