

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Kazimierz Krauze

*Wyższa Szkoła Bankowa w Gdańsku
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie*

Modelowanie kursu złoty - EURO

1. Wstęp

Niniejsza praca jest kontynuacją ostatnich studiów autora poświęconych problematyce modelowania kursu złoty – EURO.¹ Kurs walutowy jest typem kategorii makroekonomicznej, którego kształtowanie się cechuje szczególna podatność na częste, znaczące oraz niełatwo przewidywalne załamania. Bazując na dotychczasowych doświadczeniach, można odnieść wrażenie, że analiza techniczna, zastosowana w tym przypadku, przypomina raczej przysłowiowe ‘wrózenie z fusów’. Niejednokrotnie, wypływające z niej wnioski są krańcowo rozbieżne, co może niesłusznie, jak się wydaje, umacniać poczucie bezradności w usiłowaniu osiągnięcia satysfakcjonującego rozpoznania badanej prawidłowości. Wydaje się, że modelowanie ekonometryczne dostarcza narzędzi badawczych, których użycie pozwala znacznie lepiej radzić sobie z tym problemem. Szczególnie użyteczne jest tu zastosowanie modeli dynamicznych z wykorzystaniem analiz integracji i kointegracji.

W badaniach makroekonomicznych zwykle mamy do czynienia z szeregiem niestacjonarnymi, zintegrowanymi najczęściej w stopniu pierwszym. Użycie w takim przypadku w analizie jednowymiarowej, czy też w analizie wielowymiarowej standardowych testów statystycznych skutkuje tym, że otrzymane wnioski, np. dotyczące istotności wpływu określonych zmiennych objaśniających, będą fałszywe – zmienne takie, nie pozostając w żadnej relacji przyczynowo-skutkowej ze zmienną objaśnianą, będą stwarzały jedynie pozory takiej zależności. Zastosowanie analizy kointegracji daje nam m.in. gwarancję uchronienia się od konstrukcji takich *regresji pozornych (spurious re-*

¹ Zob. np. Krauze (2003), gdzie analiza oparta jest na danych tygodniowych.

gressions²), a ponadto stwarza szansę znalezienia *relacji długookresowej (long-run relationship)*, tj. relacji, w której ujęte zmienne zmiernają do równowagi długookresowej.

W następnym punkcie pracy przedstawia się różne specyfikacje modelu kursu złoty – EURO, wyniki zastosowania analiz integracji i kointegracji, mających na celu sformułowanie rozwiązania długookresowego dla kursu złoty – EURO, oraz próbę wyznaczenia wstępnych prognoz tego kursu. Pracę zamykają podstawowe wnioski wynikające z przeprowadzonych badań.

2. Modele kursu złoty – EURO oraz wyniki estymacji, testowania hipotez i prognozowania

Powstaje pytanie czy ramach analizy jednowymiarowej jest możliwe sformułowanie modelu, który w sposób poprawny i dostatecznie precyzyjny opisywałby kształtowanie się kursu złoty – EURO. Jeśli nie, to czy w ramach już analizy wielowymiarowej uda się skonstruować relację, w której zmienne byłyby skointegrowane, a nadto, czy otrzymane rozwiązania można byłoby użyć z pożytkiem w prognozowaniu. W analizie empirycznej zostaną wykorzystane (zlogarytmowane) miesięczne szeregi czasowe kursów złoty - EURO (pe_t), frank szwajcarski - EURO (se_t), dolar amerykański - EURO (ue_t) i funt brytyjski - EURO (be_t) w okresie od stycznia 1999 do maja 2003.³ Wykresy kolejnych par tych szeregów z dołączonymi wykresami ich funkcji trendów (PET, SET, UET, BET⁴) przedstawione są na rys. 1 i 2.

Rozpatrzmy relację zmiennej x_t , testującą pierwiastek jednostkowy z załamaniami strukturalnymi, o postaci ogólnej danej następująco:

$$x_t = \mu + \beta t + \delta D(T_b)_t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + (1 + \rho)x_{t-1} + \sum_{k=1}^K c_k \Delta x_{t-k} + e_t, \quad (1)$$

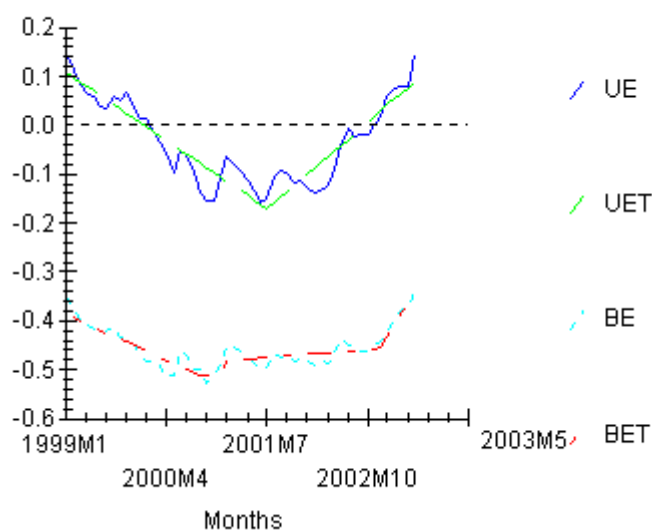
² Zob. Newbold P., Davies N. (1978).

³ Dane dotyczące pe_t , ue_t , be_t i se_t otrzymano: a) za okres 1999-2001 na podstawie *Ceny w gospodarce narodowej. Informacje i opracowania statystyczne*, GUS, Warszawa 2001 i 2002, b) dla okresu następującego, odpowiednio, ze strony www.stat.gov.pl oraz jako wynik obliczeń własnych na podstawie dziennych notowań NBP (pe_t) i Giełdy frankfurckiej (ue_t , be_t , se_t). Rozważane również było (bez powodzenia) uwzględnienie realnego indeksu cen konsumpcyjnych.

⁴ Wykres BET uwzględnia dwa dodatkowe załamania w trendzie deterministycznym be_t , datowane na wrzesień 2000 i grudzień 2002, aby ułatwić zaobserwowanie załamania w poziomie tej zmiennej w grudniu 2000. W równaniu (1c) ich ujęcie okazało się zbędne w rezultacie dołączenia be_{t-1} .

gdzie μ , β , δ , θ , δ , γ , $(1+\rho)$, c_k , e_t są kolejno: wyrazem wolnym, parametrem kierunkowym trendu, impulsowym efektem załamania, parametrami załamania w poziomie i załamania w trendzie, parametrem autoregresyjnym, k -tym parametrem członu rozszerzenia oraz zakłóceniem losowym, zaś zmienne sztuczne służące do pomiaru różnych efektów załamań są postaci:

Rys. 1. Szeregi miesięczne PE (pe_t), PET, SE (se_t) i SET



$$D(T_b)_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t = T_b + 1, \\ 0 & \text{dla } t \neq T_b + 1, \end{cases} \quad DU_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t > T_b, \\ 0 & \text{dla } t \leq T_b, \end{cases} \quad DT_t^* = \begin{cases} t - T_b & \text{dla } t > T_b, \\ 0 & \text{dla } t \leq T_b, \end{cases}$$

przy czym λ_b jest frakcją załamania postaci $\lambda_b = T_b / T$, ($\lambda_b = 0,1, 0,2, 0,3, \dots, 0,9$; bądź też gdy moment załamania jest nieznany to $0 < \lambda_b < 1$).

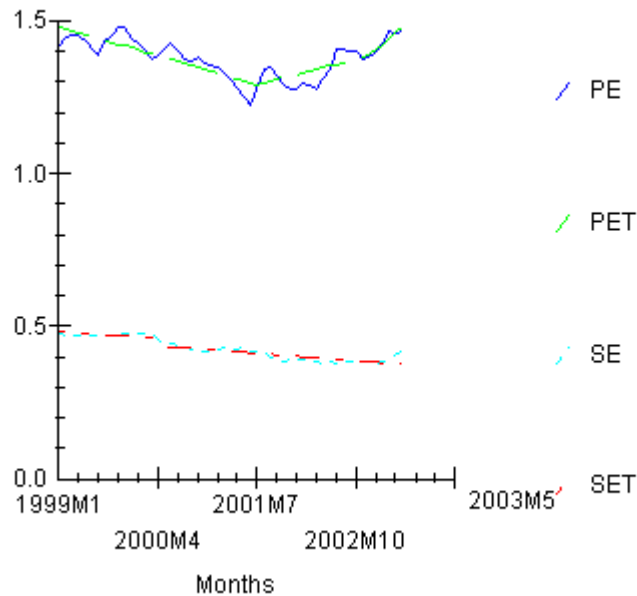
W przypadku szeregu pe_t wyselekcjonowano następujące, oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (MNK), równanie postaci:

$$p\hat{e}_t = 0,542 - 0,002t + 0,005 DT_t^* + 0,637 pe_{t-1} + 0,509 \Delta pe_{t-k},$$

(4,35) (-3,55) (3,82) (-4,40) (4,37)

(1a)

$$R^2 = 0,918, \quad DW = 1,87, \quad h = 0,55 [0,58], \quad T_b = 30,$$



Rys. 2. Szereg miesięczne UE (ue_t), UET, BE (be_t) i BET

gdzie w nawiasach zwykłych są ilorazy t (przy pe_{t-1} podana jest wartość t dla $\hat{\rho}$ - konwencja ta jest dalej stosowana konsekwentnie w równaniach pierwiastka jednostkowego), R^2 jest współczynnikiem determinacji, DW jest statystyką Durbina-Watsona, h jest statystyką Durbina (o rozkładzie normalnym), przy czym w nawiasie kwadratowym podana jest wartość p określająca jaki musiałyby być przyjęty poziom istotności, by wkroczyć w obszar krytyczny testu. Oszacowano, że w lipcu 2001 r. miał miejsce nieznanym (endogenicznym) moment załamania w trendzie badanego procesu, w rezultacie którego pojawiła się tendencja wzrostowa kursu złoty – EURO w wysokości - uwzględniając dotychczasowy 0,2% spadek - ok. 0,3 (=0,5-0,2)% miesięcznie. Wartość krytyczna testu Zivota-Andrewsa (ZA) odczytana⁵ dla przypadku załamania w trendzie (w nieznanym momencie czasu) na poziomie istotności 5% wynosi – 4,42. Zatem jest ona mniejsza od wartości empirycznej statystyki t przy pe_{t-1} , tj. -4,40, i w takim przypadku jest brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o pierwiastku jednostkowym w pe_{t-1} (przyjęcie hipotezy alternatywnej o tym, że zmienna ta jest stacjonarna z załamaniem w trendzie można byłoby nato-

⁵ Zob. E. Zivot i W.K. Andrews (1992). Z tego samego źródła zostaną zaczerpnięte wartości krytyczne testu ZA użyte w dalszej części pracy.

miast przyjąć na poziomie istotności 10%, bowiem wartość krytyczna tego testu wynosząca $-4,11$ jest już większa od wartości empirycznej $-4,40$). Przetestowanie szeregu pierwszych przyrostów pe_t dowodzi, że są już one stacjonarne, a więc rozpatrywana zmienna jest zintegrowana rzędu pierwszego.

Powyższy wynik uzasadnia celowość przeprowadzenia analizy wielowymiarowej. W związku z tym dokonamy ustalenia rzędów integracji innych zmiennych, które kwalifikowałyby się do uwzględnienia w poszukiwanej relacji kointegrującej, tj. takiej, w której dana kombinacja zmiennych jest już stacjonarna. W wyniku przeprowadzonej analizy wytypowane zostały następujące oszacowania równań pierwiastka jednostkowego zmiennych ue_t , be_t i se_t :

$$\begin{aligned} u\hat{e}_t = & 0,018 - 0,002t + 0,059 D(T_{00.06})_t + 0,048 D(T_{00.12})_t \\ & (1,23) \quad (-2,13) \quad (3,02) \quad (2,45) \\ & + 0,052 D(T_b)_t + 0,006 DT_t^* + 0,788 ue_{t-1} + 0,351 \Delta ue_{t-k}, \\ & (2,76) \quad (2,96) \quad (-2,29) \quad (2,86) \\ R^2 = & 0,957, \quad DW = 2,04, \quad h = -0,19 [0,85], \quad T_b = 31, \end{aligned} \quad (1b)$$

$$\begin{aligned} b\hat{e}_t = & -0,022 + 0,001t + 0,045 D(T_{00.06})_t - 0,028 D(T_{00.08})_t - 0,035 D(T_{00.10})_t \\ & (-1,25) \quad (5,27) \quad (4,03) \quad (-2,55) \quad (-3,18) \\ & + 0,034 D(T_{01.08})_t + 0,045 D(T_b)_t - 0,021 DU_t + 0,993 be_{t-1}, \\ & (3,09) \quad (4,02) \quad (-3,22) \quad (-0,18) \\ R^2 = & 0,942, \quad DW = 1,62, \quad h = 1,42 [0,15], \quad T_b = 24, \end{aligned} \quad (1c)$$

$$\begin{aligned} s\hat{e}_t = & 0,007 + 0,0002t - 0,013 D(T_b)_t - 0,008 DU_t + 0,981 se_{t-1}, \\ & (1,25) \quad (1,25) \quad (-1,83) \quad (-2,38) \quad (-2,38) \\ R^2 = & 0,972, \quad DW = 2,01, \quad h = -0,04 [0,97], \quad T_b = 15, \end{aligned} \quad (1d)$$

gdzie przy dodatkowych zmiennych impulsowych, pozwalających oszacować jednookresowe, znaczące efekty różnych zakłóceń, zamiast subskryptu b podane są daty ich wystąpienia (dwie ostatnie cyfry roku i miesiąc). Oszacowane w tych równaniach współczynniki kierunkowe trendu (deterministycznego) wynoszą kolejno: $-0,2$, $0,1\%$ i $0,2\%$. Wykryto, że nieznanne momenty załamania w trendzie ue_t ($+0,6\%$) oraz w poziomie be_t ($-2,1\%$) i se_t ($-0,8\%$) wystąpiły kolejno w lipcu 2001 oraz w grudniu i w marcu 2000. W dwóch pierwszych przypadkach (tj. w (1b) i (1c)) pojawia się parę zmiennych impulsowych, przy czym te, które dotyczą wspomnianych załamania (odpowiednio rzędu $+5,2\%$ i $+4,5\%$), mają statystycznie ważki wpływ już na poziomie istotności $0,01$, co może sugerować istnienie załamania egzogenicznych, tj. o znanym momencie zajścia. W testowaniu pierwiastka jednostkowego jednak antycypując potraktujemy je jako załamania endogeniczne, zaostrzając tym samym kryterium oce-

ny. Wartości empiryczne statystyki t przy zmiennych ue_t i be_t , tj. -2,29 i -0,18, są wyraźnie wyższe od stosownych wartości krytycznych testu ZA (przy poziomie istotności 5%, tj. -4,42 i -4,80), a więc wszystkie te zmienne są niestacjonarne. Ponieważ pierwsze ich przyrosty są już stacjonarne, to są one zintegrowane rzędu pierwszego. Ponadto, dokonano powtórnej estymacji MNK równań (1b)-(1d) dołączając doń pe_{t-1} . W każdym przypadku, na poziomie istotności 5% regresor ten okazuje się być statystycznie nieistotny, a zatem nie jest przyczyną w sensie Grangera w tych relacjach.⁶

Otrzymane powyżej wyniki stwarzają szansę na skonstruowanie relacji kointegrującej, zawierającej rozpatrywane tu zmienne egzogeniczne. Postać takiej relacji dla zmiennej y_t zapiszemy ogólnie w postaci:

$$y_t = \mu_0 + \beta_0 t + \delta_0 D(T_c)0_t + \theta_0 DU0_t + \gamma_0 DT0_t^* + x_t d + \xi_t, \quad (2)$$

gdzie μ_0 , β_0 , δ_0 , θ_0 , γ_0 , d , ξ_t są kolejno: wyrazem wolnym, parametrem kierunkowym trendu, impulsowym efektem załamania, parametrami załamania w poziomie i załamania w trendzie, wektorem parametrów przy zmiennych silnie egzogenicznych (x_t) oraz zakłóceniem losowym, a zmienne sztuczne są:

$$D(T_c)0_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t = T_c + 1, \\ 0 & \text{dla } t \neq T_c + 1, \end{cases} \quad DU0_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t > T_c, \\ 0 & \text{dla } t \leq T_c, \end{cases} \quad DT0_t^* = \begin{cases} t - T_c & \text{dla } t > T_c, \\ 0 & \text{dla } t \leq T_c, \end{cases}$$

przy czym λ_c jest frakcją załamania postaci $\lambda_c = T_c / T$, ($\lambda_c = 0,1, 0,2, 0,3, \dots, 0,9$; bądź też gdy moment załamania jest nieznany to $0 < \lambda_c < 1$).

W rezultacie zastosowania odpowiednich kryteriów statystycznych zostało wyselekcjonowane następujące oszacowanie MNK równania pe_t w wariancie z rozkładem opóźnień, uwzględniającym istotne opóźnienia w zmiennych egzogenicznych (DL, *distributed lag model*):

$$\begin{aligned} p\hat{e}_t = & 1,066 - 0,001t + 0,056 D(T_{99,10})0_t + 0,080 D(T_{00,10})0_t + 0,045 \\ & \cdot D(T_{00,11})0_t - 0,053 D(T_{01,06})0_t + 0,041 D(T_{01,09})0_t + 0,043 D(T_{02,07})0_t \quad (2a) \\ & + 0,052 D(T_{02,09})0_t + 0,013 DT0_t^* + 0,928 u\hat{e}_t - 0,805 b\hat{e}_{t-1}, \\ & R^2 = 0,918, \quad DW = 1,20, \quad T_b = 48, \end{aligned}$$

⁶ Co oznacza, że w prognozowaniu opartym na tych relacjach nie należy używać informacji dotyczących przeszłych wartości zmiennej endogenicznej, por. C.W.J. Granger (1969).

gdzie zostały wykorzystane wartości teoretyczne ue_t i be_t , otrzymane w relacjach (1b) i (1c) - traktowanych jako równania brzegowe. Otrzymane oszacowanie wskazuje, że w grudniu 2002 miało miejsce endogeniczne załamanie w trendzie zmiennej pe_t rzędu aż +1,3% (przy trendzie spadkowym do tego momentu na poziomie średnio 0,1% miesięcznie). Zauważmy, że wprowadzenie zmiennych egzogenicznych do równania analizowanej zmiennej doprowadziło do wykrycia nowego załamania, które stało się relatywnie istotniejsze od załamania wyodrębnionego w równaniu pierwiastka jednostkowego w (1a). Równanie (2a) reestymowano (MNK) z dołączeniem regresorów reszt tych ostatnich równań:

$$\begin{aligned}
 p\hat{e}_t = & 1,024 - 0,001t + 0,051D(T_{99,10})0_t + 0,075D(T_{00,10})0_t \\
 & \quad (12,05) \quad (-4,80) \quad (2,19) \quad (3,45) \\
 & + 0,041D(T_{00,11})0_t - 0,056D(T_{01,06})0_t + 0,044D(T_{01,09})0_t \\
 & \quad (1,84) \quad (-2,57) \quad (2,06) \\
 & + 0,062D(T_{02,07})0_t + 0,048D(T_{02,09})0_t + 0,016DT0_t^* \\
 & \quad (2,71) \quad (2,20) \quad (3,28) \\
 & + 0,949u\hat{e}_t - 0,904b\hat{e}_{t-1} - 1,015(ue_t - u\hat{e}_t) + 0,126(be_{t-1} - b\hat{e}_{t-1}), \\
 & \quad (11,73) \quad (-4,79) \quad (-5,16) \quad (0,35) \\
 R^2 = & 0,929, \quad DW = 1,26, \quad T_b = 48.
 \end{aligned} \tag{2a'}$$

Ponieważ przedostatni z regresorów ma istotny wpływ na pe_t ($t = -5,16$), zatem ue_t nie jest zmienną słabo, a tym samym i silnie egzogeniczną. Wobec powyższego podjęta została nowa próba odkrycia potencjalnej relacji kointegrującej. Wydaje się, że taką szansę może dawać konstrukcja modelu z autoregresywnym rozkładem opóźnień (ADL, *autoregressive distributed lag model*). Efektem tych poszukiwań jest następujące oszacowanie MNK równania pe_t :

$$\begin{aligned}
 p\hat{e}_t = & 0,279 - 0,0003t + 0,035D(T_{99,08})0_t - 0,029D(T_{00,03})0_t \\
 & \quad (2,73) \quad (-1,50) \quad (2,36) \quad (-2,03) \\
 & + 0,046D(T_{00,10})0_t + 0,060D(T_{01,07})0_t + 0,039D(T_{02,07})0_t \\
 & \quad (3,12) \quad (3,93) \quad (2,67) \\
 & + 0,005DT0_t^* + 1,046pe_{t-1} + 0,414pe_{t-2} + 0,446u\hat{e}_t - 0,541b\hat{e}_{t-1}, \\
 & \quad (1,79) \quad (9,68) \quad (-4,95) \quad (5,87) \quad (-4,76) \\
 R^2 = & 0,966, \quad DW = 1,24, \quad T_b = 48,
 \end{aligned} \tag{2b}$$

gdzie mamy analogiczne oszacowanie daty zajścia endogenicznego załamania w trendzie jak w (2a). W rezultacie wyodrębnienia trendu stochastycznego (poprzez dołączenie zmiennych pe_{t-1} i pe_{t-2}) nastąpiło skorygowanie ocen

współczynnika kierunkowego trendu oraz parametru załamania w tym trendzie. (do poziomu odpowiednio $-0,03\%$ i $0,5\%$). Wyniki estymacji MNK tego równania z dołączeniem regresorów reszt ue_t i be_t z (1b) i (1c) są następujące:

$$\begin{aligned}
 p\hat{e}_t = & 0,313 - 0,0005t + 0,038D(T_{99,08})0_t - 0,031D(T_{00,03})0_t + 0,049D(T_{00,10})0_t \\
 & (3,25) \quad (-2,26) \quad (2,59) \quad (-2,35) \quad (3,58) \\
 & + 0,052D(T_{01,07})0_t + 0,046D(T_{02,07})0_t + 0,007DT0_t^* + 1,036pe_{t-1} - 0,469 \\
 & (3,64) \quad (3,21) \quad (2,26) \quad (10,30) \quad (-5,97) \\
 & \cdot pe_{t-2} + 0,525ue_t - 0,676be_{t-1} - 0,266(ue_t - u\hat{e}_t) + 0,023(be_{t-1} - b\hat{e}_{t-1}), \\
 & (6,98) \quad (-5,91) \quad (-1,96) \quad (0,10) \\
 R^2 = & 0,973, \quad DW = 2,04, \quad T_b = 48, \quad (2b')
 \end{aligned}$$

Obecnie na poziomie istotności 5% już obydwa regresory reszt są statystycznie nieistotne, a zatem wnosimy, że ue_t i be_t są zmiennymi słabo egzogenicznymi. Sugeruje to możliwość rozważenia konstrukcji modelu jednorównaniowego, tj. z pominięciem równań brzegowych. Wyselekcjonowane tu zostało następujące oszacowanie MNK równania pe_t :

$$\begin{aligned}
 p\hat{e}_t = & 0,457 - 0,001t + 0,035D(T_{99,08})0_t + 0,040D(T_{00,10})0_t \\
 & (3,55) \quad (-2,44) \quad (2,41) \quad (2,78) \\
 & + 0,052D(T_{01,07})0_t + 0,041D(T_{02,07})0_t + 0,009DT0_t^* + 1,103pe_{t-1} \quad (2c) \\
 & (3,57) \quad (2,94) \quad (2,54) \quad (11,55) \\
 & + 0,468pe_{t-2} + 0,485ue_t - 0,633be_{t-1} - 0,456se_t, \\
 & (-5,80) \quad (6,73) \quad (-5,44) \quad (-2,00) \\
 R^2 = & 0,970, \quad DW = 2,03, \quad T_b = 48,
 \end{aligned}$$

gdzie data wystąpienia endogenicznego załamania w trendzie jest ta sama co w (2a) i (2b). Natomiast nastąpiła zmiana oceny skali tego załamania ($+0,9\%$) oraz współczynnika trendu (spadek średnio $0,1\%$ miesięcznie). Oszacowania modeli ADL w (2b) i (2c) charakteryzują się m.in. wyraźnie lepszym dopasowaniem, aniżeli oszacowanie modelu DL w (2a).

Należy zauważyć, że wobec słabej egzogeniczności ue_t , be_t i se_t oraz faktu, że pe_{t-1} nie jest ich przyczyną, zmienne te są silnie egzogeniczne. W konsekwencji przejdźmy do rozpatrzenia możliwych relacji kointegrujących. Potencjalne relacje długookresowe modeli ADL, już postaci oszacowanej, są następujące:

$$\begin{aligned}
p\hat{e}_t &= 0,758 - 0,001t + 0,096D(T_{99,08})0_t - 0,080D(T_{00,03})0_t \\
&\quad + 0,126D(T_{00,10})0_t + 0,162D(T_{01,07})0_t + 0,106D(T_{02,07})0_t \\
&\quad + 0,015DT0_t^* + 1,213u\hat{e}_t - 1,471b\hat{e}_t,
\end{aligned} \tag{2*}$$

$$\begin{aligned}
p\hat{e}_t &= 1,250 - 0,004t + 0,095D(T_{99,08})0_t + 0,110D(T_{00,10})0_t \\
&\quad + 0,142D(T_{01,07})0_t + 0,112D(T_{02,07})0_t + 0,025DT0_t^* \\
&\quad + 1,327ue_t - 1,248be_t - 1,731se_t.
\end{aligned} \tag{2**}$$

Zastosujemy koncepcję testowania kointegracji zmiennych zaproponowaną przez R.F. Engle'a i C.W.J. Grangera,⁷ postulującą wykorzystanie reszt MNK (tutaj: $\hat{\xi}_t = pe_t - p\hat{e}_t$, przy czym $p\hat{e}_t$ są wartościami teoretycznymi z potencjalnej relacji długookresowej) w estymacji równania kointegracyjnego Dickey-a-Fullera (CDF) oraz procedurę opartą na tzw. *modelu korekty błędem* (ECM). Odpowiadające im równania testujące, w przyjętej tu konwencji oznaczeń, przyjmują kolejno postacie:

$$\Delta\hat{\xi}_t = b\hat{\xi}_{t-1} + \zeta_t, \tag{3a}$$

$$\Delta pe_t = a\Delta p\hat{e}_t + b\hat{\xi}_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3b}$$

gdzie b ($-2 \leq b \leq 0$) jest interpretowany jako współczynnik korekty błędem, a jest parametrem krótkookresowym ($0 \leq a \leq 1$), zaś ζ_t i ε_t są zakłóceniami losowymi, niezależnymi od składnika losowego potencjalnej relacji długookresowej). Przyjmuje się, że zmienne relacji kointegrującej są zintegrowane rzędu 1, natomiast testuje się tu $b = 0$ (brak kointegracji zmiennych) wobec alternatywy $-2 < b < 0$ (skointegrowanie zmiennych). Oszacowane MNK równania (3a) i (3b), odpowiadające relacjom (2*) i (2**), dane są kolejno:

$$\begin{aligned}
\Delta\hat{\xi}_t &= \underset{(-5,79)}{-0,797}\hat{\xi}_{t-1} + \zeta_t, \\
DW &= 1,95,
\end{aligned} \tag{3a*}$$

$$\begin{aligned}
\Delta pe_t &= \underset{(7,71)}{0,338}\Delta p\hat{e}_t - \underset{(-7,79)}{0,481}\hat{\xi}_{t-1} + \varepsilon_t, \\
DW &= 1,20,
\end{aligned} \tag{3b*}$$

⁷ Zob. R.F. Engle, C.W.J. Granger (1987).

$$\Delta \hat{\xi}_t = -0,820 \hat{\xi}_{t-1} + \hat{\zeta}_t, \quad (3a^{**})$$

(−5,90)

$$DW = 1,95,$$

$$\Delta pe_t = 0,311 \Delta p \hat{e}_t - 0,468 \hat{\xi}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (3b^{**})$$

(7,17) (−7,69)

$$DW = 1,04.$$

Wartości krytyczne testów *CDF* i *ECM*, wyznaczone w przypadku endogenicznych załamania w poziomie dwóch ($N = 2$) równań brzegowych oraz endogenicznego załamania w trendzie równania warunkowego na poziomie istotności 5% (*CDF*) i 1% (*ECM*), dla $T = 51$, wynoszą: $-5,47$ ($= -4,93 - 27,75/51$) i $-6,22$ ($= -5,31 - 46,61/51$), a jeśli w procesie brzegowym zamiast załamania w poziomie jest załamanie w trendzie to są one równe: $-5,43$ ($= -4,94 - 25,00/51$) i $-5,98$ ($= -5,42 - 28,71/51$).⁸ Zatem niezależnie od tego, czy jako podstawę przyjmiemy załamanie w poziomie (tak jak jest w be_t), czy też w trendzie (czyli tak jak w ue_t) procesu brzegowego, to hipotezę alternatywną o kointegracji zmiennych pe_t , ue_t i be_t przyjmiemy zarówno w oparciu o test *CDF* ($t = -5,79$), jak i test *ECM* ($t = -7,79$) - na poziomie istotności odpowiednio 5% i 1%. Testowanie kointegracji w niektórych przypadkach załamania w modelu jednorównaniowym rozpatrywali Geogory i Hansen (1996a, b). Asymptotyczna wartość krytyczna rozpatrywanego przez nich rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (*ADF*, *augmented Dickey-Fuller*), mającego zastosowanie w równaniu testującym typu *CDF*, w przypadku załamania w poziomie⁹ w relacji kointegrującej oraz 3 zmiennych egzogenicznych, odczytana na poziomie istotności 5%, wynosi $-5,57$. Gdyby zastosować to kryterium,¹⁰ to na podstawie wartości ilorazu t ($= -5,90$) w relacji (3a**) należałoby również przyjąć hipotezę o kointegracji, w tym przypadku zmiennych pe_t , ue_t , be_t i se_t . Wydaje się, że również wartości krytyczne testów *CDF* i *ECM*, wyznaczone dla skończonej liczebności próby, mogą stanowić dobry punkt odniesienia dla analizowanego tu wariantu modelu jednorównaniowego. Są one wyraźnie mniejsze od odpowiednich asymptotycznych wartości krytycznych testu *ADF* podanych przez Geogory'ego i Hansena, a więc stawiają bardziej ostrzejsze wymagania dla odrzucenia hipotezy zerowej o braku kointegracji. Wartości krytyczne testów *ECM* i *CDF* w przypadku endogenicznych załamania w poziomie ($N = 3$) równań brzegowych oraz endogenicznego załamania w trendzie równania warunkowego na poziomie istotności 5% (*CDF*) i 1% (*ECM*), dla $T = 52$, wynoszą: $-5,86$ ($= -5,20 -$

⁸ Zob. K. Krauze (2002), s. 150-151 i 156-157.

⁹ Rozpatrywany tu przypadek załamania wyłącznie w trendzie nie był rozpatrywany przez Geogory'ego i Hansena.

¹⁰ Z badań własnych wynika, że jest ono bardziej rygorystyczne aniżeli to ma miejsce przy załamaniu w trendzie w relacji kointegrującej.

34,49/52) i -6,55 (= -5,56-51,37/52), a przy załamaniu w trendzie w procesie brzegowym są równe: -5,81 (= -5,23-30,20/52) i -6,39 (= -5,62-39,93/52).¹¹ Wobec wartości empirycznych statystyk *CDF* i *ECM*, podanych w (3a**) i (3b**), tj. -5,90 i -7,69, zasadna jest teza o skointegrowaniu zmiennych pe_t , ue_t , be_t i se_t .

Na podstawie równań (1b), (1c) i (1d) obliczono prognozy zmiennych ue_t , be_t i se_t na okres następujący bezpośrednio po okresie próby użytej w estymacji. Zostały one dalej wykorzystane w wyznaczeniu prognozy pe_t w oparciu o równania (2b) i (2c). Te ostatnie wyniosły kolejno 1,4929 i 1,4753, tj. po zdelogarytmowaniu 4,4500 oraz 4,3723 (zł/EURO). Wobec rzeczywistej średniej wartości tego kursu w czerwcu br., wynoszącego 4,4373, mamy przeszacowanie oraz niedoszacowanie odpowiednio w wysokości 0,29% i 1,46%. Zatem prognoza oparta na wynikach estymacji warunkowego równania (2b) jest wyraźnie bliższa faktycznej realizacji kursu złoty – EURO. Jednak jest zdecydowanie za wcześnie na formułowanie tutaj jakichś uogólnień. Pozwolić na to by mogło dopiero dysponowanie dostatecznym okresem empirycznej weryfikacji prognoz.

3. Wnioski

Wykryto załamania w trendzie w szeregach miesięcznych kursów złoty – EURO, dolar amerykański – EURO oraz załamania w poziomie kursów funt brytyjski – EURO i frank szwajcarski – EURO, datowane odpowiednio na lipiec 2001 (dwa pierwsze kursy) oraz grudzień i marzec 2002. Wszystkie te szeregi są niestacjonarne i zintegrowane rzędu pierwszego. Skonitegowanie rozpatrywanych kursów walut uzyskano dopiero dzięki skonstruowaniu specyfikacji modelu dynamicznego w wersji ADL. Wykazano przy tym słabą, a także silną egzogeniczność wszystkich trzech zmiennych egzogenicznych, tj. cen dolara, funta i franka w EURO. Zaproponowano dwie specyfikacje modelu długookresowego, tj. model warunkowy (z procesem brzegowym) oraz model jednorównaniowy. W oparciu o oszacowania tych modeli wyznaczono prognozy ex post kursu złoty – EURO, spośród których pierwsza, tj. bazująca na modelu warunkowym, okazała się bardziej precyzyjna. Oceny tej nie należy jednak uogólniać. Niezbędne są dalsze prace mające na celu pełniejsze poznanie prawidłowości, które charakteryzują przebieg zmiennych egzogenicznych. Ma to kluczowe znaczenie dla osiągnięcia powodzenia w procesie wnioskowania o przyszłym kształtowaniu się kursu złoty – EURO. Pożądana jest też pogłębiona analiza predyktywnych informacji ex post.

¹¹ Zob. K. Krauze (2002), s. 150-151 oraz 156-157.

Literatura

- Ceny w gospodarce narodowej. Informacje i opracowania statystyczne (2001, 2002), GUS, Warszawa.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, s. 251-276.
- Granger, C.W.J. (1969), Investigation Causal Relationship by Econometric Modes and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, s. 24-36.
- Gregory, A.W., Hansen, B.E. (1996a), Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, 70, s. 99-126.
- Gregory, A.W., Hansen, B.E. (1996b), Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, s. 555-560.
- Krauze, K. (2002), Modelowanie ekonometryczne i weryfikacja hipotez dotyczących integracji i kointegracji szeregów czasowych w warunkach występowania załamania strukturalnych, Uniwersytet Gdański, Gdańsk.
- Krauze, K. (2003), Modelowanie kursu EURO – złoty, referat wygłoszony na konferencji naukowej nt.: “Rynek usług finansowych w Unii Europejskiej – szanse i wyzwania dla Polski”, Gdańsk, 30.05.2003.
- Newbold, P., Davies, N. (1978), Error Mis-specification and Spurious Regressions, *International Economic Review*, 19, s.513-519.
- Zivot, E. i Andrews, W.K. (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, s. 251-270.