

Krzysztof MORSTIN*

Rynki surowców i paliw jako nierównowagowe układy rezonansowe

SŁOWA KLUCZOWE: ekonofizyka, dynamika nieliniowa, chaos deterministyczny, analiza fourierowska, statystyka fraktalna, cykle koniunkturalne, rynki towarowe, surowce energetyczne

Wprowadzenie

Kilkunastoletnia już obserwacja światowych rynków kapitałowych skłania do rozważenia tytułowego problemu w kategoriach efektów dynamiki chaotycznej. Trudno interpretowalna cykliczność zmian tendencji rynkowych oraz samoregulujące się sprzężenia międzyrynkowe są zjawiskami obszernie traktowanymi w światowej literaturze ekonomicznej, socjologicznej i giełdowej [1—6]. Oczywiście, w dynamice rynków uzewnętrzniają się również czynniki aperiodyczne (choćby pozornie), związane z nieprzewidywalnością emocjonalnych relacji międzyludzkich oraz niektórych zjawisk przyrodniczych. Nieprzewidywalność zjawisk rynkowych może jednak również wynikać z nierównowagowych efektów rezonansowych dynamiki nieliniowej [7,8], opisującej otwarty układ dysypatywny [9—11], jakim jest (w założeniach tej pracy) system współzależnych rynków, a nie wyłącznie z przypadkowości przyczyn — jak to się zwykle zakładać w podejściach *stricte* stochastycznych [12—20].

Zagadnienia te traktowane są także przez klasyków teorii finansów i ekonomii rynku tradycyjnymi już nieco metodami statystyki probabilistycznej [21—23]. Te oparte na indeter-

* Dr inż. — Zakład Problemów Energetycznych, Wydział Fizyki i Techniki Jądrowej AGH, Kraków.

Recenzent: doc dr hab. Wojciech SUWAŁA

ministycznej filozofii sposoby opisu dynamiki rynku nie kojarzą obserwowanych fluktuacji cen i zmian trendu z właściwościami równań determinujących (hipotetycznie) powiązania międzyrynkowe. A przecież nieuporządkowane elementy otwartych układów złożonych oddziałują ze sobą i z otoczeniem, często na zasadzie wielostopniowych sprzężeń zwrotnych [9—11], generując trudne do sparаметryzowania przebiegi chaotyczne, o rozpoznawalnej jednakże niekiedy fraktalnej strukturze hierarchicznej [24].

1. Quasi-periodyczność mechanizmów rynkowych

Kluczowe w klasycznej ekonometrii pojęcie wartości jest kategorią trudną do zastosowania w odniesieniu do przedmiotów intensywnej dynamiki rynkowej (surowce, półprodukty, akcje przedsiębiorstw itp.). Bardziej konkretnym pojęciem jest cena, która w warunkach równowagi popytu i podaży jest dość jednoznacznie powiązana z wartością chwilową, a zatem *in principio* może inercyjnie podążać za jej hipotetycznymi zmianami, zależnie od wielorakich czynników rynkowych. Obserwacja dynamiki rynku, pod nieobecność nieliniowych¹, na ogół gwałtownych zawirowań, dostarcza zatem możliwości określenia ceny równowagowej, a stąd i wartości rynkowej, oraz ich zmian w czasie. W razie wystąpienia takich perturbacji, dopiero po pewnym czasie można znowu ustalać cenę równowagi i szukać dla niej uzasadnień. A zatem to cena równowagi determinuje w istocie wartość rynkową, a nie odwrotnie. Takie podejście — choć kontrowersyjne — jest w praktyce bardziej realistyczne od prób przewidywania tendencji rynkowych na podstawie „fundamentalnie” określonych zmian wartości, stanowiąc przesłankę dla tzw. międzyrynkowej „analizy technicznej” [6].

Nierównowaga rynku jest zatem siłą sprawczą nie tyle samego ruchu cen, co raczej zmiany tempa tego ruchu, tzn. drugiej pochodnej. Skąd jednakże wynika sama nierównowaga popytu i podaży? Ekonomisci uznają, że głównie ze zmieniających się potrzeb uczestników rynku, zwłaszcza na rynkach użytkowych [2—4]. Czasem jednakże, a na rządzonych emocjami rynkach paliw płynnych prawie zawsze, także i z samego poziomu cen, który uruchamia motywacje spekulacyjne. Kupujemy (często z żądzy zysku) gdy sądzimy, że tanio i chyba podrożeje, sprzedajemy zaś (realizując tę żądzę) gdy uważamy, że drogo i może potanieć. Poziomem odniesienia jest zatem indywidualna percepcja wartości i oczekiwań, która jest raczej kategorią psychologiczną niż ekonomiczną i jako taka szacowana być może metodami statystycznymi (jako cena równowagi). Ten samoregulujący się mechanizm, który objawia się proporcjonalnością wskaźnika cen i jego drugiej pochodnej (oczywiście przy odwrotnym kierunku zmian) nadaje harmoniczny charakter wynikającym zeń oscylacjom rynku. Na spekulacyjnych rynkach pojawiają się jednak także i inne motywacje psychologiczne. Przykładowo tzw. podążanie za trendem: kupujemy gdy ceny rosną, a sprzedajemy gdy spadają. Lub odwrotnie: inwestorzy instytucjonalni (np. fundusze inwestycyjne) zmuszeni są niekiedy do operacji przeciwtrendowych, tzn. do kupowania „na spadkach” i sprzedawania „na wzrostach” (tatyka „uśredniania” cen). A zatem zmiana cen (a nie tylko ich poziom) może być również czynnikiem determinującym nierównowagę popytu i podaży, przyczyniającą się z kolei do zmiany tempa tego ruchu. Za-

¹ Chodzi tu oczywiście o nieliniowość w sensie równań różniczkowych, a nie tylko algebraiczną.

kładając proporcjonalność tych zależności dochodzimy do podręcznikowej wręcz formy równania tłumionego oscylatora harmonicznego:

$$x''(t) = -\omega_o^2 x(t) - \beta x'(t) \quad (1)$$

gdzie: $x(t), x'(t), x''(t)$ — oznaczają czasowe zależności wskaźnika cen (ponad wybrany poziom odniesienia) i jego kolejnych pochodnych czasowych,
 ω_o^2 — jest miarą spekulacyjnego „temperamentu” rynku,
 β — określa wzajemne proporcje „trendowych” skłonności (a także odporność psychiczną, umiejętności, itp.) u strategicznie nastawionych inwestorów, determinujące stopień tłumienia oscylacji rynku.

Częstość drgań własnych takiego układu wynosi: $\omega = \sqrt{\omega_o^2 - \beta^2 / 4}$, co odpowiada okresowi: $T = 2\pi/\omega$.

Równanie (1) należy jednak w istocie traktować jako quasi-harmoniczne, jako że występujące w nim parametry zazwyczaj fluktuują w czasie (znacznie wolniej jednakże — w założeniu tej pracy — niż same przebiegi) oraz mogą zależeć od samego rozwiązania, $x(t)$, ponieważ grupowe charakterystyki uczestników gry rynkowej mogą się zmieniać wraz z poziomem cen. Można więc oczekiwać rozwiązań quasi-periodycznych, o fluktuującej w czasie fraktalnej hierarchii okresów, co nie wyklucza stosowania analizy fourierowskiej celem interpretacji tejże hierarchii, wygładzania przebiegów cenowych i dokonywania zgrubnych prognoz, jak to opisano w referacie [25]. Na przykład wyrażony tam², oparty na analizie spektralnej, pogląd o definitywnym zakończeniu spadkowej fazy „megacyklu” na światowych rynkach towarowych zdaje się wciąż być potwierdzany przez kontynuację hossy na większości z nich.

Głównej przyczyny obserwowanej cykliczności rynku nie należy zatem dopatrywać się w łatwiej interpretowalnej okresowości procesów produkcyjnych, która przyczynia się jedynie do części impulsów inicjujących sterujące rynkami czynniki psychospołeczne. Istotnymi impulsami wymuszającymi mogą być za to informacje napływające z innych rynków, charakteryzujących się (a czemuż by nie?) analogicznymi zależnościami. Czynniki te formują zatem quasi-periodyczną funkcję wymuszania rezonansowego $S(t)$, która zawierać może także i stochastyczną składową napływu i percepcji pozarynkowej informacji. Co więcej, w systemach otwartych pojawiać się może charakterystyczna miara nieodwracalnego czasu³, τ , określana rytmiką procesów samoorganizacji, wyznaczająca „subiektywny” upływ czasu [10, 26, 27] i pozostająca w nieliniowej (np. w logarytmicznej [28]) relacji względem „absolutnego” (np. astronomicznego) czasu zewnętrznego. Wciąż formalnie liniowym uogólnieniem równania (1) będzie zatem postać:

$$x''(\tau) + \omega_o^2 x(\tau) + \beta x'(\tau) = S(\tau) \quad (2)$$

² Podczas dyskusji, także kulaarowej, podnoszono zagadnienie adekwatności stosowania analizy fourierowskiej, odnoszącej się *explicite* do układów determinowanych równaniami typu oscylatora harmonicznego, do zagadnień rynkowych, o nie do końca przecież rozpoznanej naturze. Uznając istotność zgłaszanych wątpliwości, niniejszym adresuję tę właśnie kwestię.

³ Jest to tzw. termodynamiczna miara Gibbsa, w odróżnieniu od newtonowskiej miary odwracalnej.

gdzie kreskami zamarkowano uśrednienia „quasi-parametrów” po całym analizowanym zakresie zmienności. Wynikająca stąd chaotyczna i „zaszumiona” quasi-periodyczność manifestować się może zarówno w absolutnej, jak i w subiektywnej skali czasu. Traktując cenę jako miarę „skłonności do wysiłku i ryzyka w imię określonego profitu”, równaniu temu można nadać szersze niż tylko rynkowe (np. socjobiologiczne) znaczenie.

Pomimo to, fourierowska analiza spektralna jest narzędziem rzadko w praktyce stosowanym w metodologii nauk społecznych, wliczając w to analizę rynków i inżynierię finansową. Wynika to chyba z braku przekonania o deterministycznym charakterze choćby części zaskakujących zdarzeń i zmian tendencji w procesach społeczno-gospodarczych.

2. Analizy spektralne rynków towarowych

Transformacja Fouriera stosowana jest zwykle do przekształcania periodycznych przebiegów czasowych w tzw. widma częstotliwościowe — stąd określenie: analiza spektralna. Bazuje ona na uzasadnionym założeniu, że w skończonym przedziale każda funkcja spełniająca warunki Dirichleta może być zastąpiona całką

$$x(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(\omega) e^{i\omega t} d\omega, \quad i = \sqrt{-1}, \quad \omega = 2\pi / T \quad (3)$$

która ją reprezentuje w postaci superpozycji nieskończenie wielu harmonik w dziedzinie liczb zespolonych, o częstościach ω odpowiadających poszukiwanym okresom T , przy czym każdej z nich odpowiada gęstość widmowa

$$g(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} x(\theta) e^{-i\omega\theta} d\theta \quad (4)$$

Przekształcenie to daje rozwinięcie funkcji w ciągłe widmo częstości w przestrzeni zespolonej. Taka spektralna forma nosi nazwę transformaty i może być analizowana w relacji do swych parametrów, tzn. amplitudy i przesunięcia fazowego:

$$A(\omega) = \sqrt{R^2(\omega) + U^2(\omega)}, \quad \Phi(\omega) = \arctg(U(\omega) / R(\omega)) \quad (5)$$

gdzie $R(\omega)$ i $U(\omega)$ są rzeczywistą i urojoną częścią gęstości spektralnej $g(\omega)$. Transformacji dokonujemy w praktyce poprzez sumowanie (do zbieżności) obustronnie nieskończonych szeregów czasowych (tzn. o wskaźnikach ujemnych i dodatnich). Każda harmoniczna reprezentowana jest teraz przez zespoloną $g(\omega_k) = R(\omega_k) + i U(\omega_k)$, której kolejne częstości — w przypadku funkcji okresowej — są wielokrotnościami częstości podstawowej ω_1 . Taką wielowymiarową transformatę przedstawiać można w numerycznej postaci gęstości spektralnej (4), lub też w postaci dyskretnych widm amplitudowego i fazowego (5), po których odwróceniu otrzymamy, jako przybliżenie przedmiotowego rozkładu czasowego $x(t)$, łatwo interpretowalną postać skończonej

sumy quasi-harmonicznych. Określam to znowu jako „*quasi*”, przebieg bowiem nie musi być — w ogólności — okresowym, a jeśli nawet jest, to może być rezultatem superpozycji paru niezależnych procesów oscylacyjnych, tak że fourierowska współmierność częstości (harmonia) nie musi być dla wszystkich składowych jednakowo spełniana.

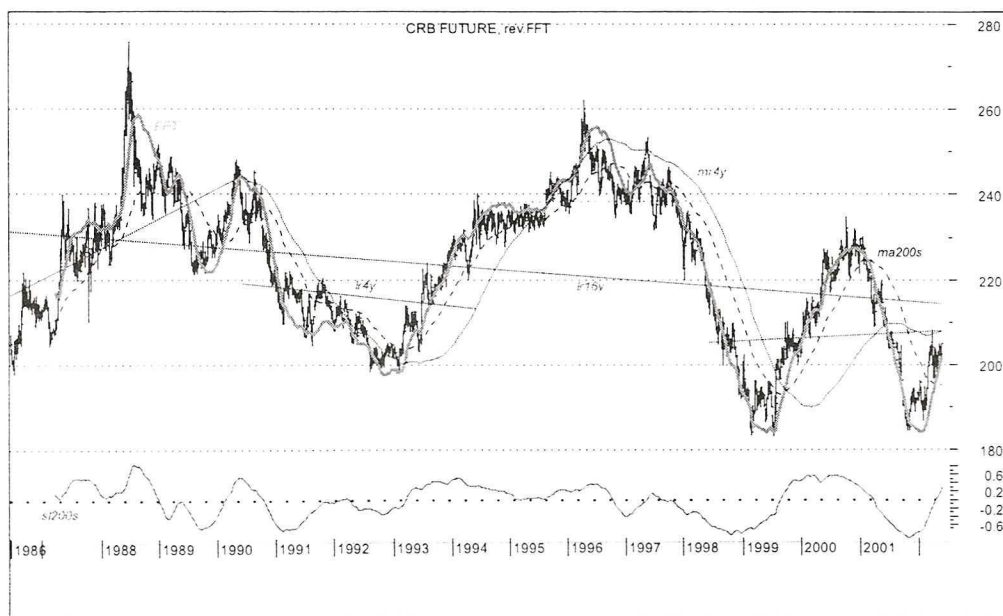
W przypadku symetrii rozważanego rozkładu czasowego względem początku układu rozwinięcie sprowadzić można do sumowania jedynie po wskaźnikach dodatnich. Łatwo to zapewnić dla funkcji okresowej, dobierając odpowiednio przedziały całkowania. Taka uproszczona transformata (FFT, *fast Fourier transform* [29]) przyjmuje dla funkcji okresowej postać dyskretnego rozkładu pików amplitudy, w odróżnieniu od widma na wygląd ciągłego (sąsiadujące „prążki” nie różnią się prawie wysokością), które reprezentuje funkcję nieokresową. A więc, analizując FFT dla stacjonarnego szeregu czasowego, można na pierwszy rzut oka rozpoznać, czy i w jakim stopniu jest on nieperiodyczny (tzn. na ile „zaszumiony”) oraz sparametryzować (okres, amplituda) dominujące cykle. Jest to zatem jakby „samoweryfikująca się” metodyka — z przebiegów nie poddających się wydedukowanym wyżej równaniom oscylacyjnym nie otrzymamy w rezultacie widma o wyrazistej strukturze, a raczej coś na kształt „białego szumu”. Dokładniejszy opis naszkicowanej tu metodologii odnaleźć można w licznych podręcznikach matematyki stosowanej lub — znacznie lepiej — w obszernych monografiach nt. zastosowań analizy fourierowskiej do badania sekwencji czasowych w zagadnieniach przyrodniczych [30—32] i ekonomicznych [12].

Transformatę FFT można w dalszym ciągu upraszczać, eliminując mniej istotne składniki. Po przekształceniu powrotnym uzyskuje się w ten sposób wygładzoną postać analizowanego przebiegu, w postaci krótkiej sumy quasi-harmonicznych, która reprezentuje główne cechy jego złożonej rytmiki. Można się przy tym posłużyć np. zaproponowaną we wzmiankowanym referacie [25] procedurą wyrównawczą. Takie skrócenie ułatwia ekstrapolację wygładzonego przebiegu czasowego, co niesie ze sobą oczywisty, chociaż niebezpieczny, potencjał prognostyczny. Niebezpieczny, gdyż analizowane zjawisko cykliczne może mieć niestacjonarny charakter, a parametry procesu mogą chaotycznie fluktuować w czasie. Założeniem proponowanego podejścia jest, iż zmienność ta jest znacznie wolniejsza od samego przebiegu (inaczej nie udałoby się przecież sparametryzować transformaty), więc można ją uwzględniać poprzez monitorowanie zmian w analizowanych na bieżąco widmach — najlepiej przy „kroczącym” reżimie gromadzenia danych — i odnośną weryfikację prognoz.

Istotna trudność wynika jednak z faktu, że — aby otrzymać interpretowalne wyniki — dane wejściowe muszą być pozbawione trendu, co jest rzadkością dla generowanych przez rynek szeregów cen. Trend taki może być manifestacją cykliczności wyższego rzędu, nie wychwyconej z uwagi na zbyt mały zakres analizowanych danych. Najprostszą techniką eliminacji trendu jest odniesienie danych do średniej kroczącej. Na potrzeby zaprezentowanych analiz zaproponowano [25] bardziej uzasadnioną i skuteczną (moim zdaniem) metodykę tzw. „kroczącej regresji liniowej”, w której to cenę przybliżamy **bieżącą** (w miejsce „wstecznej” średniej) estymatą, wyliczaną metodą najmniejszych kwadratów. Eliminacji trendu można także dokonać poprzez normalizację do jakiegoś przebiegu wzorcowego, np. w odniesieniu do reprezentatywnego indeksu rynkowego.

Proponowaną metodykę zastosowano w odniesieniu do przebiegu indeksu publikowanego *on-line* przez nowojorskie Commodity Research Bureau na podstawie notowań kontraktów terminowych (*futures*) na 21 wybranych towarów (w tym ropę *crude* i olej opałowy), w więk-

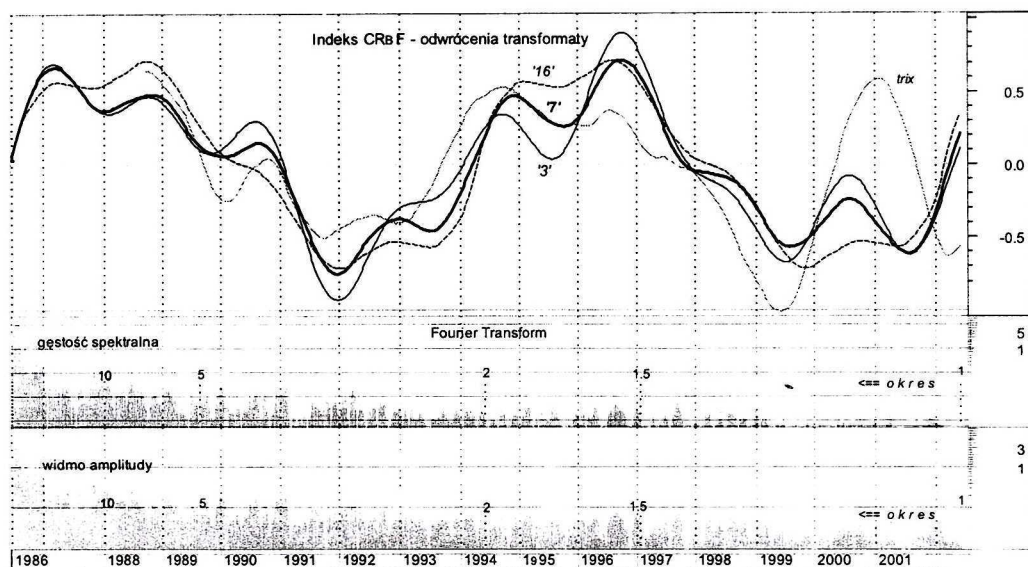
szości na nowojorskich giełdach towarowych NYMEX i NYBOT. Indeks ten, nazywany niekiedy CRBF, uważany jest za reprezentatywny wskaźnik ogólnoswiatowej koniunktury, jako że przez swą konstrukcję eliminuje sezonowość i bardziej uwzględnia oczekiwania niż zaszłości. Dzięki serwisowi Reutersa, najważniejsze dane ze światowych rynków, w tym także indeks CRBF, dostępne są *on-line*, często w postaci danych *intra-day*, niekiedy nawet minutowych. Rysunek 1, przytoczony za źródłowym referatem [25], przedstawia diagram 16-letnich notowań indeksu CRBF (czerwiec 1986 — maj 2002). Posłużono się przy tym skompresowaną formą prezentacji, a mianowicie wykresem słupkowym (*bars*) w układzie tygodniowym, przyjmując wartości zamknięcia za reprezentatywne i warte dalszego przetwarzania. Naniesiono również 200-sesijną średnią kroczącą (*ma200s*), 16-letnią linię regresji (*lr16y*) oraz — celem wyjaśnienia wzmiankowanego konceptu „regresji kroczącej” — cztery czteroletnie linie regresji (*lr4y*) i odpowiadającą im czteroletnią regresyjną estymatę „kroczącą” (*mr4y*). Grubą linią zaznaczona jest fourierowska estymata (*FFT*) składowej periodycznej, rezultat omawianej analizy. U dołu przedstawiono natomiast przebieg uzyskanego „przy okazji” nachylenia trendu (*sl200s*), wyliczony metodą kroczącej regresji, tym razem dla 200 sesji. Widać, iż można oczekiwać ujawnienia się niezbyt skomplikowanej struktury periodycznej.



Rys. 1. 16-letni przebieg indeksu CRB Future wraz z fourierowskim wygładzeniem oraz wskaźnik nachylenia trendu wyliczony krocząco metodą najmniejszych kwadratów [25]. Objaśnienia symboliki w tekście

Fig. 1. 16-year run of the CRB Future index with its Fourier smoothing, and the trendline slope indicator calculated currently with the least-square technique [25]

Potwierdziła to analiza spektralna. Na rysunku 2 zaprezentowano m.in. gęstość spektralną (4), w kwadraturowej postaci tzw. „widma mocy” (*power spectrum*) [32], uzyskaną po eliminacji trendu przez odniesienie do 200-sesyjnej estymaty regresyjnej. Częstotliwość naniesiono liniowo na osi odciętych, tak że odpowiadające jej wartości okresu w tygodniach narastają hiper-



Rys. 2. Transformaty Fouriera i jej odwrócenia dla indeksu CRB Future. Objasnienia symboliki w tekście

Fig. 2. The Fourier transform and its reversals for the CRB Future index

bolicznie⁴, licząc od ostatniego notowania. Zaznacza się wyraźna (choć nieco „zaszumiona”) struktura periodyczna, co wyklucza stochastyczny charakter fluktuacji. Podobny wniosek wyciągnąć można analizując pokazane również widmo amplitudowe (5), zwracając przy tym uwagę na logarytmiczność skali rzędnych widm. Uwagę zwraca niemal równomierne rozłożenie pasmowych segmentów obu widm, co jest typowe (tzw. „chaos szerokopasmowy”) dla wielu klasycznych problemów nieliniowej dynamiki systemów dysypatywnych [33—35].

Zaprezentowana analiza zezwoliła na realizację przekształcenia odwrotnego, dokonanego wydzielając w początkowym zakresie częstotliwości ($T > 25$ tyg.) 16. równych segmentów i szacując odpowiadające im amplitudy. Przebieg ten („16”) użyty został jako startowy zestaw harmonik w zastosowanej procedurze [25] ostatecznego dopasowania istotnych parametrów. Przy kryterium dopasowania na poziomie standardowego błędu procedury wyrównawczej, uzyskano siedmioskładnikową sumę quasi-harmonicznych („7”) o okresie podstawowym 410 tygodni i krotnościach: 1, 2, 2.4, 3, 4, 5.4 i 9.6. Złagodzenie kryterium tolerancji do typowego poziomu istotności około 5%, pozostawiło jedynie trzy składowe („3”), o praktycznie niezmiennych okresach (410, 171 i 102 tyg.). Identyczne okresy otrzymano przy eliminacji trendu z użyciem średniej kroczącej, a także przy zawężeniu zakresu procedury do ostatnich 10. lat. Dobrze to świadczy o stabilności i istotności przeprowadzonej parametryzacji, zwłaszcza w odniesieniu do trzech najwyraźniejszych składowych.

Uzyskane w rezultacie odwrócone transformaty pokazano na górnym panelu rysunku 2, w zestawieniu z wyliczonym niezależnie przebiegiem 200-sesyjnego wskaźnika analizy tech-

⁴ W pierwotnej wersji rysunku 2 [25] nie uwzględniono tej hiperboliczności skali, co spowodowało istotne wizualne nieścisłości ilościowe (obecnie usunięte). Ten techniczny błąd w skalowaniu diagramu w żadnym jednakże stopniu nie wpłynął na rezultaty obliczeń zaprezentowanych tam przekształceń odwrotnych.

nicznej „trix” [36]. Abstrahując od odmiennego skalowania, indyktor ten stanowi w istocie empiryczną realizację (w skali ok. 9 miesięcy) wyznaczanych tu na podstawie 16-letnich notowań odwróceń transformaty Fouriera. Nie posiada on oczywiście (jak i żaden inny wskaźnik analizy technicznej) swej „speriodyzowanej” reprezentacji, a więc jego znaczenie jest nieporównywalne z sensem opisanej tu parametryzacji. Tym niemniej, uzyskana zgodność przebiegów, a zwłaszcza położenia ekstremów, stanowi poniekąd „eksperymentalną” weryfikację poczynionego założenia, iż w analizowanym okresie podstawowe cechy przedmiotowej periodyczności w sposób istotny nie zmieniały się.

Ponieważ jedynie część z wymienionych składowych wpisuje się w fourierowski schemat harmoniczny, nasuwa się przypuszczenie, że mamy do czynienia z dwoma odrębnymi procesami oscylacyjnymi, z których jeden (krotności 1, 2, 3 i 4) wyraźnie dominuje i wyznacza podstawową periodyczność (410 tyg.) przebiegu. Drugi (podstawowy okres 171 tyg., krotności 2.4 i 9.6) jest również znamienny, nadając przebiegowi specyficzną rytmikę. Natomiast krotność 5.4, niezbyt zresztą istotną, skłonny jestem tłumaczyć jako amplitudowy efekt dudnienia 2. i 3. harmonicznego procesu wtórnego (lub 10. i 11. procesu głównego). Być może mamy tu w istocie także do czynienia ze „zdudnianiem” się niższych harmonik procesu zasadniczego (np. 4, 5 i 6), czego rezultatem mogłoby być wyodrębnienie się wspomnianej 171-tygodniowej quasi-harmonicznej i związanej z nią najwyższej z wyodrębnionych krotności: 9.6. Oznaczałoby to, że przebiegiem indeksu rządzi w istocie jeden tylko proces quasi-harmoniczny, którego składowa liniowa jest odpowiedzialna za całą odnotowaną rytmikę. Uzyskany w rezultacie dość prosty schemat cykliczności zbiega się z moją intuicyjną oceną wieloletniej okresowości kryzysów paliwowych. Bo 410 tygodni to przecież bez mała 8 lat, który to okres łatwo wydedukować wspominając historię światowych kryzysów paliwowych, wstecz od lata 1998 r. Drugiemu z wyodrębnionych procesów odpowiada okres ok. 40 miesięcy. Nakreślony tak obraz zbiega się nieźle z schumpeterowską wizją [1] periodyczności globalnej koniunktury (cykle Juglara i Kitchina).

Naniesiony grubą linią na rysunku 1 wygładzony przebieg uzyskano poprzez przywrócenie usuniętego trendu do najlepiej dopasowanego z przedstawionych odwróceń, tzn. „7”. Przypominam, że zaprezentowane na rysunku 2 odwrócenia FFT są sparametryzowane, a więc stwarzają możliwość ekstrapolacji. Aby jej dokonać należy, celem „przedłużenia” trendu, posłużyć się ostatnią wartością jego nachylenia, którą odczytać można z dolnego panelu rysunku 1 (na koniec maja 2002 wyniosło ono 0.285 pkt./tydz.). Oczywiście, najlepiej posłużyć się przy tym zaktualizowanym w dniu ekstrapolacji oszacowaniem nachylenia. Sam takiej ekstrapolacji nie prezentuję, jako że celem tej pracy jest demonstracja proponowanej metodyki, a nie skonkretyzowane prognozy cenowe. Z łatwością można jednak tego samego dokonać, jako że wszystkie wymagane w tym celu dane liczbowe zostały przytoczone [25].

Zademonstrowano również, że w całym 16-letnim przebiegu fluktuacje składowej chaotycznej, uzyskanej po odjęciu regularnej składowej periodycznej (przybliżonej przez odwrócenia) od rzeczywistego przebiegu indeksu, mieściły się z reguły w granicach $\pm 5\%$, nie przekraczając nigdy 8%. Świadczy to, że analiza periodyczności jest znacząca i niesie istotny potencjał prognostyczny. Dodatkową korzyścią z przeprowadzonej analizy jest pozytywna weryfikacja dla rynków towarowych wybranego (dość dowolnie) dla eliminacji trendu 200-sesyjnego standardu. Można też sądzić, że ze względu na ujawnioną prostą strukturalnie periodyczność i niski poziom szumu, oraz z uwagi na swe znaczenie rynkowe i psychologiczne, terminowy indeks CRBF sam

się dobrze nadaje do eliminacji trendu z przebiegów cen innych (nie tylko zresztą przezeń obejmowanych) towarów.

3. Elementy statystyki fraktalnej

Warunkiem kształtowania się struktur samopodobnych (fraktali) jest ułamkowość charakteryzującego je wymiaru [24, 37] oraz wystarczająca ich podwymiarowość w relacji do wymiaru przestrzeni, w której się rozwijają. Warunkiem ich rozpoznawalności jest natomiast, aby ta podwymiarowość nie była z kolei zbyt duża względem wymiaru przestrzeni fazowej generującego ją procesu. Fraktalem na płaszczyźnie może być „postrzępiona linia” (np. brzeg morza), lub „ażurowa figura” (np. płatek śniegu). W obu przypadkach mamy do czynienia z wymiarem zawartym między jeden a dwa. Proces losowy wypełnia swą przestrzeń ekspansji równomiernie, a więc na płaszczyźnie realizuje wymiar dokładnie $3/2$.

Czasowe sekwencje cen bywają zwykle mocno „poszarpane” (miejscami nie różniczkowalne), mogą więc w określonych warunkach tworzyć struktury fraktalne. Napotykane w naturze, zatem i na rynkach, sekwencje danych wykazują zazwyczaj lokalne nieuporządkowanie, interpretowane często jako dowód losowości, lecz zwykle przejawiają także samopodobieństwo (tzn. „pamięć”), gdy spojrzeć na nie z szerszej perspektywy. Taka koegzystencja przypadku i konieczności to stały dylemat uczestników rynku.

Zgodnie z koncepcją Hausdorffa [37], ułamkowy wymiar opisuje w jaki sposób przebieg (np. cen lub logarytmicznych stóp zwrotu) wypełnia przestrzeń, w której ewoluuje. Należy „pomierzyć” jak obiekt zagęszcza się w swej przestrzeni. Skorzystać przy tym można z tzw. metody „pudełkowej”, zaproponowanej przez Mandelbrota przy okazji badania samopodobieństwa struktur geomorfologicznych [24]. Polega ona na zliczaniu obiektów wyższego wymiaru, potrzebnych na pokrycie wykresu analizowanego przebiegu. Taki wymiar pojemnościowy traktowany jest wtedy jako graniczna (przy zagęszczaniu obserwacji) wartość

$$D = \lim_{d \rightarrow 0} (\log N(d) / \log(1/d)) \quad (6)$$

gdzie N jest liczbą okręgów (lub sfer) o średnicy d (wyrażonej w bezwymiarowych ułamkach „kroku” przedmiotowego szeregu) potrzebną do pokrycia badanego segmentu „łamanego” wykresu. Skorzystać przy tym można z algorytmów stosowanych w problematyce meteorologicznej, geograficznej i astronomicznej, lecz także i finansowej [38–40], w wersjach dotyczących tak dwu-, jak i trójwymiarowej przestrzeni ekspansji. Samemu jednak należy ustalić specyficzną dla badanego przebiegu liczebność próby zapewniającą rezultatom zbieżność i statystyczną istotność. W omawianych analizach rynków towarowych [25] przestrzeń ekspansji traktowano dwuwymiarowo (zliczając okręgi), a jako wyjściową przyjmowano liczebność 40, odpowiadającą 200-sesyjnemu standardowi długoterminowych analiz.

Wyznaczony z procedury (6) wymiar fraktalny łatwo przeskalować na tzw. wykładnik Hursta [41, 42]. W naszym przypadku: $H = 2 - D$, ze względu na przyjętą dwuwymiarowość przestrzeni. Jego wartość określa charakter chaotycznych fluktuacji. Dla $0 < H < 0,5$, szereg jest ergodyczny, co w skrócie oznacza, iż fluktuuje on w pobliżu swego zbioru granicznego, czyli atraktora [8, 24,

38—40]. Koresponduje to z zalecanymi przez ekonometrystów dla cen towarów prognostycznymi modelami rewersji do średniej [43, 44]. Dla $0,5 < H < 1$, generowane są fraktalne zygzaki i chaotyczne cykle. Dla $H = 1$, szereg formuje jawnie deterministyczny (niczym nie zagrożony) trend liniowy, a jedynie dla $H = 0,5$ jego zachowanie przybiera cechy błędzenia przypadkowego, tzn. staje się całkowicie nieprognozowalne.

A zatem, zastosowanie koncepcji chaosu deterministycznego dla opisu „nieprzewidywalności” szeregów czasowych nie jest alternatywą, lecz uogólnieniem dla podejścia stochastycznego. Okazuje się przy tym, iż rozkład normalny oraz liczne jego warianty nie są aż tak rozpowszechnione w otaczającej nas naturze, jak to się na ogół uważa⁵. Można się co prawda spierać, czy postulowane przez Mandelbrota [42, 45—48] stabilne rozkłady prawdopodobieństwa Pareto-Lévy’ego [49—52] są właśnie „tym jedynym” uniwersalnym uogólnieniem, niemniej ich przydatność do opisu zjawisk w systemach otwartych, w tym dla dystrybucji dochodów w społeczeństwie [49, 52], jest obecnie akceptowana m.in. przez autorytety teorii ekonomii [2—4], które jednakże czasem nie zauważają [15, 22, 53, 54], że te skalujące się tylko w szczególnych przypadkach (np. rozkład Gaussa) rozkłady potęgowe mogą implikować nieskończoną wariancję i samopodobieństwo, tzn. generować wieloskalowe fraktale w ciągach liczb. Podkreślam jednakże, iż procedura (6) nie czyni żadnych apriorycznych założeń probabilistycznych, sprawdzając jedynie istnienie geometrycznych uwarunkowań koniecznych dla wystąpienia fraktali.

Dominujące na rynkach finansowych szeregi fraktalne ($H > 0,5$) określane są także mianem persystentnych ze względu na swą „uporczywość”, tzn. skłonność do formowania cykli i kanałów trendowych. Jednocześnie cechuje je także skłonność do gwałtownych zmian kierunku, tzn. „pęknięć”, nie zaburzających trwale trajektorii. Przez opozycję szeregi ergodyczne ($H < 0,5$) określane są niekiedy mianem antypersystentnych, gdyż wolą raczej formować „zawijasy” wokół średniej niż fraktalne zygzaki. I choć osobiście nigdy jeszcze dotąd takiego szeregu w dłuższej skali nie zaobserwowałem, to wierzę, iż mogą się one pojawiać na rynkach pozabawionych spekulacyjnych emocji, w tym np. na polskich rynkach węgla [55] czy też energii elektrycznej [56].

Inną ilościową miarą persystencji jest wartość oczekiwana częstości wspomnianych raportowych zwrotów nie naruszających trendu. Można ją wyrazić jako $p = 2^H$. Z kolei częstość ergodycznych rewersji można oszacować jako $q = 2^{D-1}$. A zatem, w ogólnie znacząco persystentnym szeregu p/q jest bliskie 2, czyli że zwykle po dwóch kolejnych „pęknięciach” powinien nastąpić antypersystentny akt rewersji, stanowiący jedynie korektę, chyba że pojawiają się w nim znowu dwa pod rząd „pęknięcia” persystentne, co by wykazało, że nie była to jednak ergodyczna korekta, lecz nowy, odwracający trend, impuls persystentny. Tylko jak je zawczasu rozróżnić? Ta pokrętna nieco konstatacja stanowi w istocie swoistą wersję „prawa natury” R.N. Elliotta [57—59], którego intencją jest rozstrzygnięcie postawionej tu kwestii wczesnego odróżniania impulsów od korekt, nie tylko zresztą w zagadnieniach rynkowych.

Najbardziej chyba pogładowym wskaźnikiem statystyki fraktalnej jest $C = 2^{2H-1} - 1$, który jest miarą wstecznej autokorelacji szeregu czasowego, czyli „strzałki czasu” lub „długotrwałej pa-

⁵ Np. blisko 250-letnia sekwencja liczb Wolfa, charakteryzujących aktywność słoneczną, przejawia persystencję na poziomie $H = 0,55$ [39]. Wyznaczona przy okazji tą samą metodą chaotyczna cykliczność tego szeregu wyniosła 10—13 lat, co nieźle konweniuje z wartością znaną z bezpośrednich obserwacji (ok. 11 lat).

mięci”, przy czym nie chodzi tu o dyskretną (krótką) pamięć typu Markowa, lecz o odmienny (nie stochastyczny) typ procesu statystycznego, który określić można w nieco metaforyczny sposób [39, 40, 42] jako „pamiętliwy”. Statystyka C odnosi się zatem raczej do ilości przekazywanej z przeszłości informacji, poprzez strumień sekwencyjnie powiązanych ze sobą wydarzeń [42], niż do jakości liniowego dopasowania zdarzeń niezależnych. Dla błędzenia przypadkowego miara ta przyjmuje oczywiście wartość zerową, no i staje się ujemną dla sytuacji ergodycznych, co odpowiada reżimowi rewersji do średniej.

We wzmiankowanym referacie [25] w opisany wyżej sposób wyliczono zmiany wykładnika Hursta (H) i miary autokorelacji wstecznej (C) dla przebiegu indeksu CRBF oraz dla względnego udziału jego składowej chaotycznej. Zademonstrowano przebiegi tych wskaźników dla liczebności prób: 40 (już uzasadniono) i 209, odpowiadającej 4-letniemu zakresowi obserwacji, na ile typowo szacowana jest chaotyczna cykliczność szeregów finansowych [38—40], co może mieć jednak tylko luźny związek z omawianą wyżej quasi-periodycznością harmoniczną. Taka prezentacja zapewniła statystyczną istotność oszacowania poziomów wskaźników persystencji, nie gubiąc jednocześnie obrazu ich bieżącej zmienności. Wskaźniki wyliczone dla „względnego szumu” okazały się nieco niższe (lecz bardziej miarodajne) od uzyskanych bezpośrednio z przebiegu indeksu, jako że periodyczna zmienność zawarta w indeksie może być przez algorytm realizujący procedurę (6) błędnie interpretowana jako przejaw persystencji. Ponadto, odpowiedzialne za fraktalizację paretońskie rozkłady prawdopodobieństwa [45—52] odnoszą się ponoć bardziej do logarytmicznych niż do liniowych stóp zwrotu [39, 40, 48, 52], a „względny szum” tym pierwszym właśnie odpowiada. Pomimo to, wyodrębniony szum wykazał wciąż zauważalny poziom persystencji (wykładnik Hursta na poziomie zbliżonym do $5/8$, a stąd autokorelacja ok. 19%), wskazując na swe deterministyczne pochodzenie.

Statystykę fraktalną lepiej zatem odnosić do chaotycznego residuum niż do oryginalnego przebiegu ceny. Stanowi to kolejny argument za użytecznością fourierowskiej analizy spektralnej, bez której wydzielenie takiego residuum byłoby co najmniej trudne. Samo pojęcie chaotycznego residuum jest przy tym dość względne i zależy od przyjętej skali czasowej analizy. Istotne jest, by „residuum” nie wykazywało cech periodyczności. Jeśli wykazuje, należy użyć bardziej „wyrafinowanego” odwrócenia lub — lepiej — zacieśnić skalę analizy.

Można ponadto wywnioskować, że reprezentatywny dla rynku towarów indeks CRBF tworzył w przeszłości i nadal będzie tworzyć dość niejednoznaczne struktury fraktalne, jako że wartości te nie odbiegają znacznie od poziomu „szumu białego” ($H = 0,5$, $C = 0$). Dla porównania podam, że np. dla amerykańskiego indeksu szerokiego rynku akcji, S&P500, uzyskano [38] wieloletnią średnią wartość wykładnika Hursta: $H = 0,78$, skąd: $C = 0,475$, zaś dla indeksów warszawskiej giełdy wartości znacznie niższe⁶, tzn. $H = 0,55$ (WIG20) i $H = 0,57$ (MIDWIG) [54], co łatwo z kolei przeskalować na, odpowiednio, $C \approx 0,07$ i $C \approx 0,10$. Zabawne, że wskaźniki te dla polskich indeksów zbiegają się z charakterystykami wspomnianej wyżej persystencji aktywności słonecznej [39]. Przywodzi to na myśl XIX-wieczne sugestie Williama Herschela i Stanleya Jevonsa, wiążące cykliczność zmian średniorocznych cen zboża⁷ [60] oraz kryzysów

⁶ Pomimo to, odnotowana persystencja nie konweniuje z generalną tezą (o „przypoitej efektywności” polskiego rynku akcji) tej analizy [54], opartą na apriorycznym założeniu stochastycznego charakteru fluktuacji cen.

⁷ Interpretacji wiążącej zaplamienie Słońca z urodzajami doszukać się można już u starożytnych Chińczyków, a także u Pliniusza Starszego (Katona) w II w. p.n.e.

w przemyśle brytyjskim⁸ [61] z odkrytą ówczesznie periodycznością aktywności słonecznej. Jednakże — moim zdaniem — takie koincydencje okresów bądź charakterystyk fraktalnych, choć intrygujące, nie powinny być pochopnie interpretowane jako jednoznaczne dowody bezpośrednich powiązań przyczynowo-skutkowych⁹, jak tego by pragnęli niektórzy zagorzali entuzjaści heliofizyki i astrofizyki planetarnej (zwłaszcza wobec eksplodującej obecnie ideologii *New Age*).

4. Persystencja cen paliw

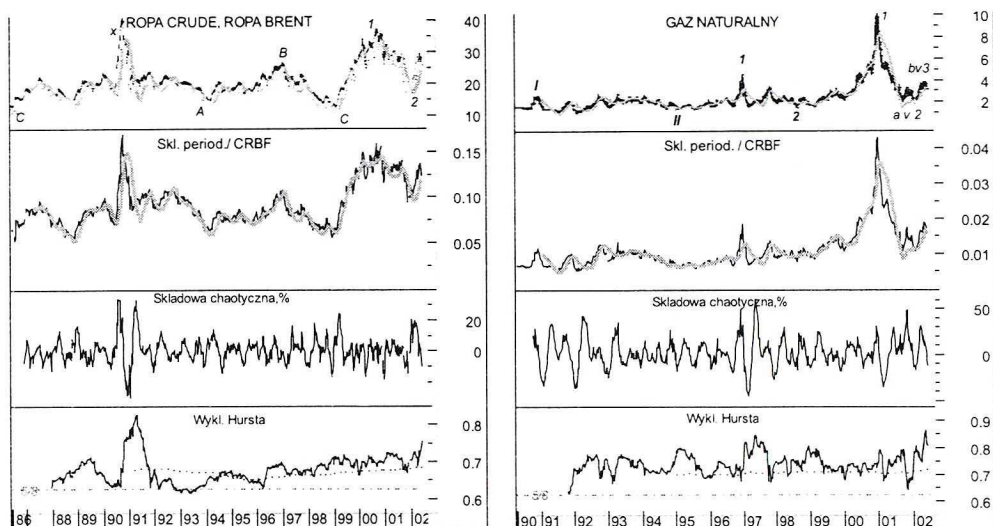
Opisaną procedurę zastosowano także do analizy przebiegów cen notowanych na światowych giełdach surowców energetycznych oraz ich produktów. Na rysunku 3 przedstawiono przykładowo przebiegi dla dwu gatunków ropy naftowej, *crude* (NYMEX) i *Brent* (IPE w Londynie) — w dolarach amerykańskich za baryłkę, oraz dla upłynnionego gazu naturalnego (NYBOT) — w amerykańskich centach za galon. Górne panele zawierają słupkowe wykresy tygodniowe oryginalnych notowań, wraz z ostatecznym wygładzeniem fourierowskim. Różnice cen między oboma standardami ropy są zbyt małe, by taka prezentacja była czytelna w zastosowanej skali, więc na użytek tej pracy notowania z NYMEX i IPE zostały uśrednione i cała dalsza analiza odnosi się po prostu do ropy. Dla ropy przeanalizowano dane w tym samym okresie co dla indeksu CRBF (w którym uczestniczy), tzn. od czerwca 1986 (charakterystyczny punkt zwrotny na rynku towarów, po awarii czernobylskiej i katastrofie Challengera). Dla gazu dysponowano danymi jedynie od kwietnia 1990.

Eliminacji trendu dokonano wstępnie poprzez normalizację danych do notowań indeksu CRBF (panel drugi). Dalej procedura przebiegała identycznie jak dla indeksu, przy czym użyto tutaj najprostszych, tzn. trójskładnikowych, odwróceń transformaty, których efekty (po przywróceniu „towarowych” trendów) zamarkowano grubymi liniami. Uderzający jest wysoki poziom persystencji (panel dolny), co pokazują czteroletnie wartości wykładnika Hursta (linie przerywane); oszacowania 40-tygodniowe (linie ciągłe) są statystycznie słabe i demonstrują jedynie zakres zmienności. Odnotowany dla wszystkich paliw poziom ($H \approx 0,7$) oznacza, że około $\frac{1}{3}$ informacji wpływającej na ceny transferowana jest z przeszłości rynku, a nie z aktualnego otoczenia. Jest to znacznie więcej niż uzyskano dla indeksu (gdzie uśredniony wskaźnik C nie przekraczał $\frac{1}{5}$), a zwłaszcza niż dla polskiego rynku akcji (mniej niż $\frac{1}{10}$, jeśli dać wiarę przywoływanym już tu obliczeniom dla WGPW [54]). Zwraca uwagę spekulacyjna „bańka” utworzona przez rynek gazu na sam koniec wieku i zakończona oczywiście krachem (po kalifornijskim kryzysie energetycznym¹⁰). Skoro udział nośników energii w indeksie CRBF to tylko 9,5% (zboża np. wnoszą aż 28,6%), to z tych wartości jednoznacznie wynika, że rynki te cechuje znacznie większa doza spekulacyjnych emocji (a więc i persystencji) niż ma to miejsce dla

⁸ Co ciekawe, W.S. Jevons psychologicznego podłoża dla powtarzających się cyklicznie kryzysów XIX-wiecznej gospodarki brytyjskiej dopatrywał się m.in. w narastających obawach przed wyczerpywaniem się zasobów węgla kamiennego (*sic!*).

⁹ Ten umiarkowany sceptycyzm nie odnosi się oczywiście do ewidentnej sezonowości rocznej (zwrotnikowej), obserwowanej na rynkach płodów rolnych oraz w municypalnym handlu materiałami opałowymi.

¹⁰ Znaczącym jest, iż zdarzenia te zbiegły się w czasie z pamiętną cuforią i załamaniem na rynku akcji „nowych technologii”, stanowiąc nieoczekiwaną chyba manifestację międzyrynkowego sprzężenia rezonansowego.



Rys. 3. Przebiegi notowań i siły relatywnej (względem CRBF) dla ropy naftowej i gazu naturalnego na światowych giełdach towarowych oraz ich fourierowskie wygładzenia i charakterystyki fraktalne [25]. Objasnienia symboliki w tekście

Fig. 3. Price and relative strength (vs. CRBF) quotations for petroleum and natural gas in world commodity markets, with their Fourier smoothings and fractal characteristics [25]

pozostałych towarów. Udział składowej chaotycznej jest zatem także zdecydowanie wyższy niż dla indeksu, osiągając np. dla gazu zakres fluktuacji $\pm 50\%$. Oznacza to, iż wartość prognostyczna oznaczeń spektralnych, mimo dobrego dopasowania, jest teraz niższa niż miało to miejsce dla indeksu.

Nie ujawniły się natomiast ergodyczne mechanizmy rewersyjne, przypisywane niekiedy [43, 44] wszystkim rynkom towarowym. Podsumowałbym to stwierdzeniem, że w związku z postępującą liberalizacją rynków nośników energii, związane ze spekulacją dodatnie sprzężenia zwrotne musiały wziąć na nich górę nad ujemnymi. Pokrywa się to chyba z powszechnymi odczuciami co do sytuacji geopolitycznej w tym sektorze zglobalizowanej gospodarki.

5. Oznaczenia fraktalne

Sama świadomość występowania hierarchicznych struktur fraktalnych w generowanych przez rynek czasowych szeregach cen niewiele wnosi w sensie prognostycznym. Aby móc wykorzystać samopodobieństwo do projekcji w czasie, trzeba je umieć rozpoznać i sklasyfikować. Okazuje się, że w tej materii zrobiono już wiele, wcześniej i niezależnie od rozwoju badań w dziedzinie dynamiki chaotycznej.

Ze wspomnianego wyżej „prawa natury” R.N. Elliotta [57—59] wynika, że w szeregach fraktalnych powinny pojawiać się odcinki z seriami następujących po sobie pęknięć persystentnych, tworzące co najmniej pięciosegmentowe „fale impulsu”, oraz mniej persystentne fragmenty rewersyjne z nie więcej niż jednym pęknięciem, czyli tworzące co najwyżej trój-

segmentowe „fale korekcyjne”, lub nawet ich sekwencje. Innymi słowy: struktura impulsu jest zawsze bogatsza od struktury korekty, co można wręcz uznać za definicję tych pojęć. Te podbudowane terminologią i ustaleniami statystyki fraktalnej stwierdzenia są w istocie założeniami i równocześnie treścią tzw. oznaczeń elliotowskich, dość dobrze obecnie znanej (rzadziej stosowanej) metodyki interpretacji wykresów giełdowych [59], traktowanej zazwyczaj jako autonomiczny dział analizy technicznej. Wzbudza ona zresztą liczne kontrowersje [62], ze względu na swą niejednoznaczność związaną z subiektywną oceną hierarchii struktur przez użytkownika. Sądzę jednakże, iż udało mi się wykazać, że jest ona w istocie uzasadnioną przyczynowo implementacją statystyki fraktalnej. Oba te poglądy nie są zresztą sprzeczne.

W latach trzydziestych nie rozpoznawany (do dzisiaj) w kręgach akademickich inwestor, Ralph N. Elliott, próbował rozpowszechnić swą wizję formowania się na wykresach giełdowych zagłębiających się w sobie i tworzących cykle asymetrycznych struktur, nazwanych „falami”, których istotę już wyjaśniłem. Innymi słowy, opisał on [57] cykl giełdowy jako wieloskalowy fraktal, na długo zanim to pojęcie, a i cała koncepcja chaosu deterministycznego, pojawiły się w tematyce naukowej. Ideę tę Robert Prechter próbował równie bezskutecznie wskrzesić w latach siedemdziesiątych, wydając własnym sumptem nieopublikowane prace Ralph'a [58]. Przełom nastąpił kiedy okazało się, że Prechter w oparciu o elliotowskie oznaczenia przewidział (z dokładnością do dwóch tygodni, fakt udokumentowany) spektakularny krach na Wall Street z 19 października 1987 r. W Polsce koncepcja ta funkcjonuje pod hasłem „Teoria Fal Elliotta”. Uwagę zwraca niezbyt fortunne tłumaczenie oryginalnego tytułu monografii Frosta i Prechtera [59]. Zasady Elliotta, jak dotąd, nie zawierały elementu racjonalnego myślenia przyczynowo-skutkowego, trudno więc je uznać za teorię w kartezjańskim tego słowa znaczeniu. To raczej wygodna konwencja terminologiczna. Dzięki niej inwestorzy porozumiewają się klasyfikując poszczególne fazy rozwoju koniunktury i przewidują przyszłość w oparciu o samodzielnie odczytaną sekwencję impulsów i korekt, wykorzystując przy tym jej wieloskalowość. Interpretacja sprowadza się zatem do nazewnictwa tworzących hierarchiczne struktury „fal”. Podkreślam, iż systematyka ta bezwiednie implementuje opisane wyżej ustalenia statystyki fraktalnej. Gdyby tak jeszcze opatrzyć ją etykietą Harvardu, Yale, czy Princeton...

Kontrowersje na temat użyteczności oznaczeń elliotowskich można, moim zdaniem, wyjaśnić wartościami zaprezentowanych tutaj wskaźników persystencji: im dalej od wartości charakteryzujących statystykę losową, tym lepiej dla tej metodyki. Dlatego uznałem za stosowne nanieść na pokazanych przebiegach cen ropy i gazu własne [25] propozycje elliotowskich oznaczeń. Każde oznaczenie to równocześnie prognoza, którą Czytelnik może sam zwerbalizować (po zapoznaniu się z pryncypiami, np. w [59]). Oznaczenia te to jedynie najwyższa „powłoka” zaobserwowanej hierarchii fraktalnej. Nie wydaje się jednak celowe wchodzenie w tym artykule głębiej w szczegóły tych dość „spersonalizowanych” oznaczeń fraktalnych.

Oznaczenia te implikują taką oto wizję przyszłych zachowań rynków ropy i jej pochodnych: znajdujemy się wciąż na początku wieloletniej fali trzeciej, zazwyczaj najbardziej persystentnej (tzn. „najmocniejszej”), zanosi się więc na długotrwałe i konsekwentne wzrosty cen. Ocena taka pokrywa się zresztą z wnioskami wynikającymi z analizy spektralnej. Oznaczenie dla gazu jest mniej jednoznaczne: odnotowane ostatnio wzrosty to chyba jedynie korekcyjna fala „b”, gdyż trudno uwierzyć, by krach po skandalach Enronu sprowadził się tylko do pojedynczego zygzaka. Ale nie można tego wykluczyć. Jeśli to rzeczywiście fala „b”, to ceny wolnorynkowe upłyn-

nionego gazu (które nas wciąż jeszcze nie dotyczą) raz jeszcze zejść (fala „c”) w pobliżu dwóch centów za galon (lub niżej), w co też niełatwo uwierzyć...

Podsumowanie i wnioski

W ostatnich latach ugruntował się pogląd, że nieprzewidywalność rozkładów czasowych i losowość generujących je procesów nie są pojęciami równoznacznymi [7—11]. Zgodnie z koncepcją chaosu deterministycznego, odnoszoną od samego początku [42, 45—48] także i do zagadnień rynkowych, chaotyczne przebiegi cen generowane być mogą przez mechanizmy nierównowagowe, obecne z reguły w dysypatywnych systemach otwartych (jakimi z pewnością są rynki kapitałowe), rządzonych układami nieliniowych równań różniczkowych. Rynki towarowe (w tym surowcowe) tworzą na ogół złożony system wymuszających się nawzajem rezonansowo oscylatorów quasi-harmonicznych. Fourierowska analiza spektralna wydaje się zatem być uzasadnionym sposobem badania struktury i periodyczności generowanych przez taki system sekwencji czasowych. Rezydualna składowa chaotyczna analizowana być może z kolei metodami statystyki fraktalnej. Powstaje przy tym zasadnicze pytanie, czy — wobec ewidentnej zazwyczaj otwartości rynku — obserwowane chaotyczne ruchy cen podlegać mogą dynamice o ograniczonej ilości stopni swobody, jako że przy wyższej od trzech wymiarowości atraktora sterującego nieliniową ewolucją układu chaotycznego nierealne jest empiryczne odróżnienie nieprzewidywalności deterministycznej od przypadkowości procesu *explicite* stochastycznego.

Zaprezentowane tu podejście można też uznać za próbę „ucywilizowania” (z naukowego punktu widzenia) tzw. „analizy technicznej” [6], tzn. powszechnie stosowanej metodyki prognozowania zachowania rynków, wykorzystującej wieloskalowe samopodobieństwo i powtarzalność form geometrycznych tworzonych na wykresach przez czasowe szeregi cen, a w szczególności jej ewidentnie fraktalnej implementacji, jaką stanowią oznaczenia elliotowskie [57—59]. Metodologia ta, niekiedy nad wyraz skuteczna, pozbawiona była jak dotąd głębszego uzasadnienia koncepcyjnego. Wydaje się natomiast, że nieliniowa w istocie natura równania oscylatora quasi-harmonicznego (2), zwłaszcza w odniesieniu do koncepcji subiektywnej („ludzkiej”) miary czasu, nadaje tym podejściom nowego wymiaru, wykraczającego daleko poza problematykę rynkową.

Podsumowując sugerowane interpretacje, można dojść do ogólnej konkluzji, że przy jednoznacznie chaotycznym zachowaniu się lokalnym, na większą skalę czasu rynki paliwowe wykazują — podobnie jak i cały terminowy rynek towarowy — prognozowalną (ze wszystkimi zgłoszonymi zastrzeżeniami) periodyczność. Nieprzewidywalna *in principio* składowa chaotyczna rozpoznana została jako ilościowo istotna, a niekiedy dominująca i wysoce persystentna. Można więc oczekiwać formowania się interpretowalnych (choć nie jednoznacznie) struktur hierarchicznych, czyli po prostu fraktali. Przy prognozowaniu przyszłych tendencji na tych rynkach bardziej stosowne wydają się zatem metody oparte na analizie spektralnej i statystyce fraktalnej, niż wywodzące się z kontrowersyjnej boltzmanowskiej hipotezy ergodycznej [63] modele rewersyjne [43, 44, 56].

Wygląda więc na to, że zdecydowanie weszliśmy już we wzrostową fazę schematu cyklicznego, rządzącego od dawna tendencjami na rynkach towarowych, co widać na zaprezentowanym przebiegu indeksu CRB *Future*. W latach 1999 — 2001 odbyło się prawdopodobnie odwrócenie

wieloletniego trendu spadkowego (vide 16-letnia linia regresji, zwieńczona typową dla zmiany trendu dwuletnią formacją „podwójnego dna”). Być może, w taki to właśnie sposób zamaniestował się na światowym rynku towarów blisko siedemdziesięcioletni tym razem (od Wielkiego Kryzysu) cykl Kondratiewa [1]: bez mała 50 lat wzrostów (do listopada 1980 r., kiedy to indeks osiągnął swe historyczne maksimum, 340 pkt.) i 19 lat spadków, w klasycznej „złotej” proporcji. Ropa i jej produkty tego odwrócenia dokonały dość jednoznacznie już na początku 1999 r., a więc spadki cen odnotowane po spektakularnym wrześniu 2001 byłyby dla nich jedynie chwilową korektą przed czekającymi nas wieloletnimi wzrostami. Wydarzenia ostatniego roku na rynkach ropy i jej pochodnych, wydają się potwierdzać te przewidywania. Odminną specyfikę wykazuje natomiast rynek gazu, który dopiero zaczyna się liberalizować, przez co jest wciąż podatny na lokalne instytucjonalne zawirowania.

W nowym megacyklu czeka nas zapewne kolejna seria kryzysów energetycznych, z których najbliższy może się przydarzyć, co wynika z zaprezentowanych tu oszacowań, gdzieś w latach 2005 lub 2006. Ciekawe, że sugestia ta pokrywa się z opartą na metodyce Hubberta (swoisty konglomerat ekonometrii z geologią, sprawdził się w 1974 r.) kasandryczną prognozą K. Deffeyes [64] co do rychłego kresu przyrostów (w skali świata) zdolnych do eksploatacji zasobów ropy naftowej.

Literatura

- [1] SCHUMPETER J.A., 1939 — *Business Cycles*. McGraw-Hill, New York.
- [2] SAMUELSON P.A., NORDHAUS W.D., 1998 — *Economics*. McGraw-Hill, New York 1985 (12th ed., 1st: 1948). Wyd. polskie: „Ekonomia”, PWN, Warszawa.
- [3] KUZNETS S., 1955 — *Economic Growth and Income Inequality*. *Am. Econ. Rev.*, 45, 1—28.
- [4] BECKER G.S., 1976 — *The Economic Approach to Human Behavior*. Univ. Chicago Press, Chicago 1976. Wyd. polskie: *Ekonomiczna teoria zachowań ludzkich*. PWN, Warszawa 1990.
- [5] LUCAS R.E., 1987 — *Models of Business Cycles*. Basil Blackwell, Oxford.
- [6] MURPHY J.J., 1991 — *Intermarket Technical Analysis: Trading Strategies for the Global Stock, Bond, Commodity and Currency Markets*. J. Wiley&Sons, New York. Wyd. polskie: „Międzyrynkowa analiza techniczna”, WIG-Press, Warszawa 1998.
- [7] MAY R.M., 1976 — *Simple Mathematical Models with Very Complicated Dynamics*. *Nature* 261, 459—467.
- [8] FEIGENBAUM M.J., 1983 — *Universal Behavior of Nonlinear Systems*. *Physica* 7D, 16—39.
- [9] NICOLIS G., PRIGOGINE I., 1977 — *Self-Organization in Nonequilibrium Systems*. J. Wiley&Sons, New York.
- [10] PRIGOGINE I., 1980 — *From Being to Becoming: Time and Complexity in the Physical Systems*. Freeman, San Francisco.
- [11] PRIGOGINE I., 1997 — *The End of Certainty. Time, Chaos and the New Laws of Nature*. The Free Press, New York 1997. Wyd. polskie: „Kres pewności — czas, chaos i nowe prawa natury”, WAB/CIS, Warszawa 2000.
- [12] KENDALL M.G., 1953 — *The Analysis of Economic Time Series. Part I: Prices*. *J. Royal Statist. Soc. No. 96. Part I & II* w [14].
- [13] MARKOWITZ H.M., 1959 — *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*. J. Wiley&Sons, New York.

- [14] COOTNER P.H. (Ed.), 1964 — The Random Character of Stock Market Prices. MIT Press, Cambridge, Mass.
- [15] SAMUELSON P.A., 1965 — Proof that Properly Evaluated Prices Fluctuate Randomly. *Ind. Manag. Rev.* 6, 41—45.
- [16] SHARPE W.F., 1970 — Portfolio Theory and Capital Markets,. McGraw-Hill, New York.
- [17] BLACK F., 1971 — Random Walk and Portfolio Management. *Fin. Analysts J.* No. 2.
- [18] ROSS S.A., 1976 — The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *J. Econ. Theory* 13, No. 1.
- [19] GRANGER C.W.J., 1998 — A Time Series Approach to Econometric Models.... *Stat. Sinica* 8, No. 4, 1026—1028.
- [20] ENGLE R.F., YOO B.S., 2001 — Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *J. Econometrics* 100, No.1, A143—A159.
- [21] MODIGLIANI F., MILLER M.H., 1958 — The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *Am. Econ. Rev.* 48, 261—297.
- [22] FAMA E.F., MILLER M.H., — The Theory of Finance. Holt, Reinhart & Wilson, New York.
- [23] HAUGEN R.A., 1990 — Modern Investment Theory. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- [24] MANDELBROT B.B., 1982 — The Fractal Geometry of Nature. W.H. Freeman, San Francisco.
- [25] MORSTIN K., 2002 — Fourierska i fraktalna analiza chaotycznych ruchów cen paliw na światowych rynkach. [W:] Przyszłość energetyczna Polski, *Mat. XVI Konf. nt. Zagadnień Surowców Energetycznych i Energii w Gospodarcze Krajowej*, Zakopane, 6—9 paźdż.
- [26] BERGSON H., 1957 — L'Évolution créatrice. [In:] Oeuvres, Presses Universit. de France, Paris 1949. Wyd. polskie: Ewolucja twórcza, Warszawa.
- [27] PRIGOGINE I., 1985 — The Rediscovery of Time. [In:] Science and Complexity, S.Nash (ed.), Sci. Reviews Ltd., London, p. 23.
- [28] DROŻDŻ St., GRUMMER F., RUF F., SPETH J., 2003 — Log-periodic Self-Similarity: An Emerging Financial Law? *Physica A*, 324, No.1—2, 174—182.
- [29] BRIGHAM E.O., 1974 — The Fast Fourier Transform. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J.
- [30] WIENER N., 1933 — The Fourier Integral and Certain of its Applications. Dover Publ. Inc., New York.
- [31] PALEY R.E., WIENER N., 1934 — Fourier Transforms in the Complex Domain. Colloquium Publications, 19, Am. Math. Soc., New York.
- [32] BLOOMFIELD P., 1976 — Fourier Analysis of Time Series — An Introduction. J.Wiley&Sons, New York.
- [33] FEIGENBAUM M.J., KADANOFF L.P., SHENKER S.J., 1982 — Quasiperiodicity in Dissipative Systems: A Renormalization Group Analysis. *Physica D*, 5, 370—393.
- [34] OSTLUND S., RAND D., SETHNA J., SIGGIA E., 1983 — Universal Properties of the Transition from Quasiperiodicity to Chaos in Dissipative Systems. *Physica D*, 8, 303—312.
- [35] ABARBANEL H.D.I., BROWN R., KADTKE J.B., 1990 — Prediction in Chaotic Nonlinear Systems: Methods for Time Series with Broadband Fourier Spectra. *Phys. Rev. A*, 41, 1742—48.
- [36] MULLOY P., 1989 — The TRIX Indicator. *Technical Analysis of Stocks & Commodities* 1, No. 2.
- [37] HAUSDORFF F., 1918 — Dimension und äusseres Mass. *Math. Annalen* 79, 157—159.
- [38] PETERS E.E., 1991 — A Chaotic Attractor for the SP 500. *Fin. Analysts J.* No. 2.
- [39] PETERS E.E., 1991 — Chaos and Order in the Capital Markets. A New View of Cycle, Prices, and Market Volatility. J.Wiley&Sons, New York. Wyd. polskie: „Teoria chaosu a rynki kapitałowe”, WIG-Press, Warszawa 1997.
- [40] PETERS E.E., 1994 — Fractal Market Analysis. J. Wiley&Sons, New York.
- [41] HURST H.E., 1951 — Long-term Storage of Reservoirs. *Trans. Am. Soc. Civil Engineers* 116, No. 1.
- [42] MANDELBROT B.B., 1972 — Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1.

- [43] DIXIT A.K., PINDYCK R.S., 1994 — Investment under Uncertainty. Princeton Univ. Press, Princeton, New York, pp. 135—142.
- [44] BAKER M.P., MAYFIELD E.S., PARSONS J.E., 1998 — Alternative Models of Uncertain Commodity Prices. The Energy Journal, 19, 124—148.
- [45] MANDELBROT B.B., 1960 — The Pareto-Lévy Law and the Distribution of Income. Int. Economic Rev. 1.
- [46] MANDELBROT B.B., 1963 — The Stable Paretian Income Distributions when the Apparent Exponent is Near Two. Int. Economic Rev. 4.
- [47] MANDELBROT B.B., 1971 — When Can Price be Arbitraged Efficiently? A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models. Rev. Econ. Statistics 53.
- [48] MANDELBROT B.B., 1997 — Fractals and Scaling in Finance. Springer-Verlag, New York.
- [49] PARETO V., 1897 — Cours d'Économie Politique. Rouge, Lausanne-Paris.
- [50] LÉVY P., 1925 — Calcul des probabilités. Gauthiers-Villars, Paris.
- [51] LÉVY M., SOLOMON S., 1996 — Power Laws Are Logarithmic Boltzmann Laws. Int. J. Modern Physics, C7, 595—601.
- [52] MANTEGNA R.N., STANLEY H.E., 2000 — An Introduction to Econophysics. Correlations and Complexity of Finance. Cambridge Univ. Press, Cambridge 2000. Wyd. polskie: „Ekonofizyka. Wprowadzenie”, PWN, Warszawa 2001.
- [53] FAMA E.F., 1998 — Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioral Finance. J. Financial Economics 49, 283—306.
- [54] CZEKAJ J., WOŚ M., ŻARNOWSKI J., 2001 — Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia. PWN, Warszawa.
- [55] SUWAŁA W., 2001 — Racjonalny poziom rynkowych cen węgla kamiennego w Polsce. Gospodarka Surowcami Mineralnymi t. 17, z. 3.
- [56] SOWIŃSKI J., 2001 — Forecasting Models of Prices in Analysis of Power System Investments under Uncertainty. Proc. 9th Int. Conf. „ENERGEX”, Kraków, 19—24 maja, p. 176.
- [57] ELLIOTT R.N., 1980 — Nature's Law. New Classics Library, Gainesville, Ga. (oryg. z 1946).
- [58] ELLIOTT R.N., 1980 — The Major Works of R.N. Elliott (R.R. Prechter, ed.). New Classics Library, Chappaqua, New York.
- [59] FROST A.J., PRECHTER R.R., 1995 — Elliot Wave Principle, Key to Market Behavior. New Classics Library, Gainesville, Ga. (7th ed., 1st 1978). Wyd. polskie: „Teoria Fal Elliotta”, WIG-Press, Warszawa 1995.
- [60] HERSCHEL W., — Observations tending to investigate the Nature of the Sun.... Philosophical Transactions of the Royal Society of London, 91, 265—318 (16.IV.1801).
- [61] JEVONS W.S., 1878 — The Periodicity of Commercial Crises and its Physical Explanation. British Assoc. Adv. Sci. Rep., London, pp. 666—667.
- [62] MORSTIN K., 2002 — Niepraktyczne zastosowania fal Elliotta. 11 lat notowań na WGPW. Akcjonariusz nr 5 (czerw. 2002).
- [63] BOLTZMANN L.E., 1995 — Lectures on Gas Theory. Dover Publ., New York (tłum. prac z 1872 r.)
- [64] DEFFEYES K.S., 2001 — Hubbert's Peak — The Impending World Oil Shortage. Princeton Univ. Press, Princeton, New York.

Streszczenie

W proponowanym podejściu rynki surowcowe traktowane są jako samoorganizujące się układy nierównowagowe, generujące chaotyczne sekwencje cen, *in principio* nieprzewidywalne, poddające się jednakże hierarchicznie zdeterminowanej (nie stochastycznej) statystyce fraktalnej. Statystyka ta, wraz

z wieloskalową analizą spektralną, stanowi preferowane narzędzie prognostyczne w uprzednio sugerowanej [25] metodologii analizy rynków. Zgłoszone przewidywania co do oczekiwanych w bieżącej dekadzie trendów i zawirowań na światowych rynkach paliw i surowców energetycznych jak dotąd sprawdzają się. W poniższym artykule adresowane jest zatem pytanie, dlaczego przebiegi rynkowe poddają się tak dobrze analizie fourierowskiej, odnoszącej się *explicite* do układów opisywanych równaniami typu oscylatora harmonicznego. Wydaje się, iż to właśnie nierównowaga, odwzorowywana niestabilnymi rozwiązaniami układu opisujących rynek nieliniowych równań oscylacyjnych jest czynnikiem sprawczym chaotycznych fluktuacji cen, nagłych zmian trendów oraz tempa tych ruchów, a także rezonansowych sprzężeń międzyrynkowych.

Krzysztof MORSTIN

The markets of energy carriers as non-equilibrium resonance systems

KEY WORDS: econophysics, non-linear dynamics, deterministic chaos, Fourier analysis, fractal statistics, business cycles, commodity markets, energy carriers

Abstract

In the proposed approach, commodity markets are considered as self-organizing non-equilibrium systems, which generate *in principio* unpredictable chaotic time series of prices. However, they can be successfully analysed by means of the multi-scale spectral analysis, as well as of non-stochastic fractal statistics. These methodologies are therefore recommended as useful tools for a suggested way of market investigations. Former predictions concerning incoming trends and behaviours of global commodity markets along the decade seem to be successfully followed. Thus, the question is being addressed why such hard-to-foreseen time series of market prices are well enough suited to the Fourier analysis. Presumably, it is dynamic non-equilibrium, related to complex dissipative systems governed by non-linear differential equations, which gives rise for these chaotic fluctuations, for changes in the price trends and rates, as well as for frequent resonance couplings between the markets.