



Ministerstwo Finansów

Departament Polityki Finansowej, Analiz i Statystyki

Biuro Pełnomocnika Rządu ds. Wprowadzenia Euro przez Rzeczpospolitą Polską

Numer  
1 / 2009

## Monitor konwergencji cyklicznej

### Kontakt:

#### tel.

(+48 22) 694 36 00

694 36 04

#### fax

(+48 22) 694 41 77

#### e-mail:

dziennikarze  
@mofnet.gov.pl

### Ministerstwo Finansów

Ul. Świętokrzyska 12  
00-916 Warszawa

### Spis treści

1. Porównanie struktur gospodarki polskiej i strefy euro ..... 2
2. Zbieżność cykliczna Polski ze strefą euro ..... 5
3. Symetria szoków i podobieństwa reakcji gospodarek na szoki ..... 8

**Temat specjalny:** Przyczyny dywergencji cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej względem strefy euro w ostatnich kwartałach ..... 9

**Przystąpienie danego państwa do unii walutowej wiąże się z rezygnacją przez nie z dwóch narzędzi wygładzania szoków – autonomicznej polityki pieniężnej i kursowej.** W ramach unii monetarnej wspólna polityka pieniężna leży bowiem w gestii ponadnarodowej instytucji, a przy jej prowadzeniu pod uwagę brana jest sytuacja gospodarcza w grupie krajów tworzących wspólny obszar walutowy jako całości. Co więcej, nieodwracalne usztywnienie nominalnego kursu walutowego względem wspólnej waluty sprawia, iż w przypadku wystąpienia szoków asymetrycznych i niedostatecznej efektywności alternatywnych mechanizmów ich absorpcji, dostosowania gospodarki następują w sferze realnej. Z tego względu **stopień symetrii szoków dotyczących danego kraju oraz unię walutową jako całość, a także stopień zbieżności faz i amplitud wahań cyklicznych są istotnym elementem warunkującym bilans korzyści i kosztów członkostwa danego kraju w unii monetarnej.**

Dogłębna analiza stopnia synchronizacji cyklu koniunkturalnego kraju przystępującego do unii monetarnej z unią jako całością, a także **identyfikacja obszarów odpowiedzialnych za ewentualną rozbieżność cykli pozwalają na wskazanie odpowiednich narzędzi instytucjonalnych, które umożliwią zwiększenie symetrii szoków** (np. poprzez deregulację rynków), **upodobnienie mechanizmów ich rozprzestrzeniania się (propagacji) w gospodarce oraz poprawę funkcjonowania alternatywnych narzędzi akomodacji szoków** (np. poprzez odpowiednie reformy rynku pracy i produktów). Symetria szoków koniunkturalnych nie jest bowiem warunkiem koniecznym optymalności wspólnego obszaru walutowego. Ważną rolę w tym zakresie pełnią również alternatywne względem niezależności pieniężnej i kursowej mechanizmy dostosowawcze – (1) elastyczność (szczególnie „w dół”) płac i cen, (2) integracja rynku czynników produkcji, skutkująca ich dużą mobilnością, (3) ponadnarodowe kanały absorpcji szoków (np. kanał rynków finansowych).

Do głównych determinant zbieżności cyklicznej należą: (1) poziom konwergencji realnej, w tym przede wszystkim podobieństwo struktur gospodarczych krajów członkowskich unii walutowej oraz relatywny poziom PKB *per capita*, (2) elastyczność gospodarek, (3) prowadzona przez dany kraj polityka makroekonomiczna. **O przyszłej konwergencji cykli koniunkturalnych wnioskować można na podstawie dotychczasowych tendencji w tym zakresie, przy uwzględnieniu prawdopodobnych zmian determinant zbieżności cyklicznej w okresie przygotowań do przystąpienia oraz samego członkostwa w strefie euro** (uwspólnienie części szoków, upodobnienie się mechanizmów propagacji szoków w gospodarce na skutek reform itp.), **na które wskazuje hipoteza endogeniczności wspólnych obszarów walutowych.**

Dla dokonania oceny stopnia zbieżności cyklu gospodarki polskiej ze strefą euro niezbędna jest analiza następujących kwestii:

- (1) stopnia skorelowania odchyłań bieżącej aktywności gospodarczej od potencjału w obu gospodarkach,
- (2) stopnia zbieżności punktów zwrotnych cykli,
- (3) stopnia symetrii szoków dotyczących obie gospodarki,
- (4) podobieństwa mechanizmów rozprzestrzeniania się szoków w gospodarce,
- (5) określenie, czy ewentualna synchronizacja cykliczna jest efektem transmisji szoków, czy też podobieństwa kształtowania się wewnętrznej aktywności gospodarczej.

### Nota metodologiczna 1. Miara podobieństwa struktur gospodarczych

Do analizy podobieństwa struktur poszczególnych gospodarek względem gospodarki referencyjnej (*benchmarku*), tj. strefy euro, wykorzystany został indeks Statteva-Ralevy (2006)<sup>1</sup>:

$$S = -\sum_i \frac{(s_i^k - s_i^{ea})^2}{s_i^{ea}}$$

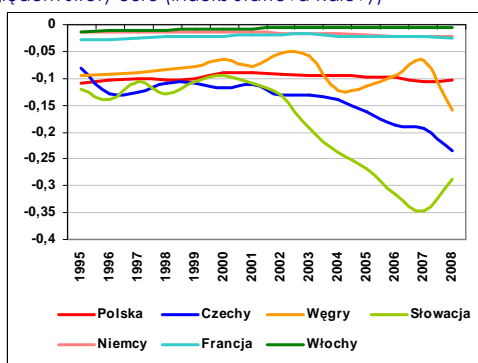
gdzie  $s_i^k$  oznacza udział i-ego sektora w strukturze gospodarczej kraju k ( $s_i^{ea}$  odnosi się do analogicznej wielkości w strefie euro). Wartości indeksu są ograniczone z góry przez 0, która to wartość oznacza identyczność struktury danego kraju względem *benchmarku*. Wskaźnik nie jest ograniczony z dołu, przy czym im niższa jego wartość, tym większe różnice struktur.

Szerzej na ten temat w Adamowicz i in. (2009)<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Statteva i Raleva (2006), *Convergence in the GDP Structures*, South Eastern Europe Journal of Economics, 2, s. 193–207.

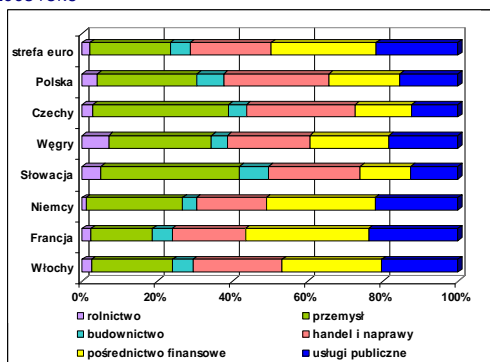
<sup>2</sup> Adamowicz i in. (2009), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy Euro w kontekście struktury tych gospodarek*, Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie UGW, NBP.

Rys.1. Struktura PKB (wg NACE) poszczególnych gospodarek względem strefy euro (indeks Statteva-Ralevy)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 2. Struktura PKB (wg NACE) poszczególnych gospodarek w 2008 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

### Porównanie struktur gospodarki polskiej i strefy euro

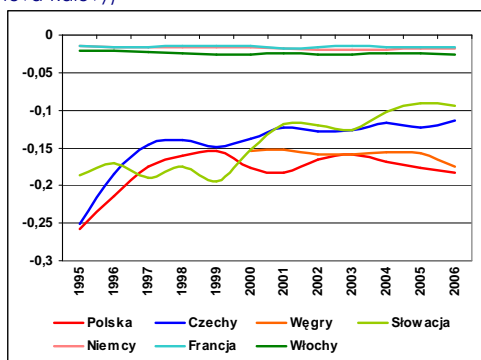
Różnice w strukturze tworzenia PKB między Polską i strefą euro są na tle krajów regionu (Czechy, Węgry, Słowacja) **nieznaczne** (Rys. 1). Wynikają one z nieco większego udziału – w porównaniu do strefy euro – rolnictwa i przemysłu (w szczególności górnictwa i kopalnictwa) w tworzeniu polskiego PKB, a także ze znacznie mniejszego udziału pośrednictwa finansowego i usług publicznych, zaś większego handlu i napraw w sektorze usług (Rys. 2). Od 1995 roku nie miały miejsca istotne zmiany w tym zakresie.

W przypadku pozostałych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, szczególnie Czech i Słowacji, w ostatnich latach miała miejsce znaczna dywergencja struktur tworzenia produktu względem strefy euro. Wynikało to ze znacznego przyrostu udziału sektora przemysłu w PKB. Fakt ten był skutkiem lokowania w nich znacznych bezpośrednich inwestycji zagranicznych (głównie fabryk samochodów).

W przypadku struktury konsumpcji i inwestycji, w latach dziewięćdziesiątych i na początku obecnej dekady miała miejsce umiarkowana konwergencja gospodarki polskiej ze strefą euro (Rys. 3 i 5).

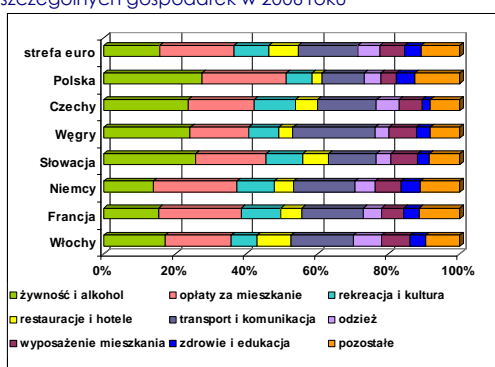
W przypadku konsumpcji prywatnej, struktura gospodarki polskiej i strefy euro różni się przede wszystkim udziałem żywności i napojów alkoholowych oraz opłat za mieszkanie w przeciętnych wydatkach konsumpcyjnych (Rys. 4). W Polsce udział tych kategorii w strukturze konsumpcji prywatnej wyniósł w 2006 roku ponad 50%, zaś w przypadku strefy euro – 35%. Wydatki te charakteryzują się dużą sztywnością względem dochodów. Z kolei **udział wydatków o większej elastyczności dochodowej** – na restauracje i hotele, odzież, wyposażenie domu czy rekreację i kulturę – **jest w Polsce znacznie niższy** (łącznie 19%) **niż w strefie euro** (32%). Może to tłumaczyć względnie małe spowolnienie konsumpcji w Polsce w czasie ostatniego kryzysu (patrz *Temat specjalny*).

**Rys. 3.** Struktura konsumpcji prywatnej poszczególnych gospodarek (wg COICOP) względem strefy euro (indeks Statteva-Raley)



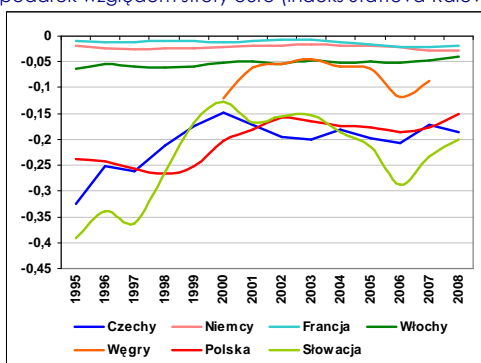
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. W przypadku Węgier dane od 2000 roku.

**Rys. 4.** Struktura konsumpcji prywatnej (wg COICOP) poszczególnych gospodarek w 2006 roku



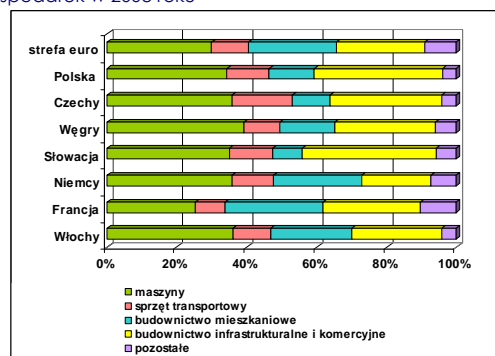
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 5.** Struktura inwestycji (wg CPA) poszczególnych gospodarek względem strefy euro (indeks Statteva-Raley)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. W przypadku Węgier dane od 2000 roku.

**Rys. 6.** Struktura inwestycji (wg CPA) poszczególnych gospodarek w 2008 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Z kolei w przypadku Słowacji i Czech konwergencja struktur konsumpcji miała miejsce w całym analizowanym okresie. Co prawda w krajach tych udział żywności w wydatkach konsumpcyjnych ogółem jest również wysoki, jednak udział towarów i usług o wysokiej elastyczności dochodowej jest znacznie wyższy niż w Polsce (łącznie 32% w Czechach i 28% na Słowacji). **Fakt ten można wytłumaczyć wolniejszą konwergencją poziomu dochodów polskich gospodarstw domowych względem średniej w strefie euro niż miało to miejsce w innych krajach regionu** (Rys. 7).

Zarówno w przypadku Polski, jak i pozostałych krajów regionu miała miejsce konwergencja względem strefy euro **w zakresie inwestycji** (Rys. 5-6). **Różnice w porównaniu do strefy euro wynikają ze zdecydowanie większego udziału inwestycji infrastrukturalnych i komercyjnych w inwestycjach ogółem (co wynika z procesu nadganiania zapóźnienia w tym zakresie w krajach regionu), zaś mniejszego – budownictwa mieszkaniowego.**

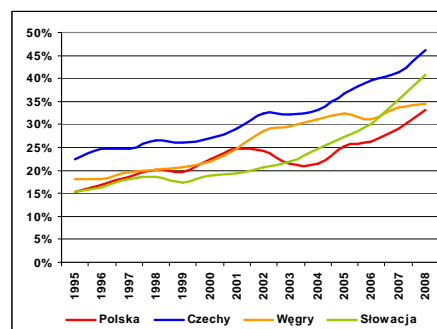
Analiza podobieństwa struktur gospodarczych Polski oraz krajów regionu względem strefy euro wskazuje na następujące implikacje dla zbieżności cyklicznej tych gospodarek:

(1) **Relatywnie zbliżona struktura tworzenia PKB i inwestycji zmniejsza ryzyko występowania w Polsce szoków asymetrycznych** względem strefy euro.

(2) **Struktura konsumpcji prywatnej w Polsce różni się znacznie względem strefy euro, co może negatywnie wpływać na synchronizację wewnętrzną** – po oczyszczeniu z wpływu transmisji szoków zewnętrznych – **aktywności gospodarczej**. Tym niemniej, **wraz z konwergencją dochodów per capita** względem średniej w strefie euro, **powinno nastąpić również upodobnienie struktur konsumpcji** (zwiększenie udziału towarów i usług spoza grupy wydatków sztywnych).

(3) Pozostałe kraje regionu charakteryzują się względnym podobieństwem struktury konsumpcji i odmienną strukturą tworzenia produktu (duży udział sektora przemysłu) względem strefy euro. Nie musi to jednak oznaczać asymetrii szoków względem strefy euro, ponieważ rozwój przemysłu w tych krajach jest następstwem bezpośrednich inwestycji zagranicznych (głównie z krajów UE). Jego aktywność jest więc wpisana w międzynarodowy podział pracy w ramach korporacji transnarodowych, co przyczynia się do szybkiej transmisji szoków z krajów wyżej rozwiniętych.

**Rys. 7.** Wielkość dochodów do dyspozycji (dochód narodowy do dyspozycji netto w euro na mieszkańca) względem strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

## Nota metodologiczna 2. Miary zbieżności cyklicznej gospodarek

Badania nad synchronizacją cykliczną są prowadzone w ramach dwóch definicji cykli koniunkturalnych – „klasycznej” oraz „odchyleniowej”. Zgodnie z pierwszą z nich, której podstawę stanowi koncepcja cyklu Burnsa i Mitchella (1946)<sup>1</sup>, badana jest dynamika aktywności gospodarczej w ujęciu absolutnym, zaś druga – bardziej współczesna – koncentruje się na odchyleniach bieżącej aktywności gospodarczej od długookresowego trendu. Na potrzeby niniejszego opracowania zastosowane zostały obie definicje cyklu.

Odchylenia bieżącej aktywności gospodarczej od potencjału zostały wyodrębnione z oryginalnych szeregów przy pomocy filtra pasmowo-przepustowego Christiano-Fitzgeralda<sup>2</sup>, zaś zmiany stopnia zbieżności cyklicznej w czasie analizowane były przy pomocy rekursywnych współczynników korelacji<sup>3</sup> wyodrębnionych składowych cyklicznych. W przybliżeniu monotoniczny wzrost wartości współczynnika korelacji w czasie oznaczałby konwergencję cyklu koniunkturalnego danego kraju względem strefy euro.

Z kolei fazy cyklu koniunkturalnego zidentyfikowane zostały na podstawie modelu przełącznikowego Markowa<sup>4</sup>. U podstaw tej metodyki leży założenie o nieliniowej naturze cyklu – parametry procesu generującego dynamikę wzrostu gospodarczego różnią się w zależności od realizacji innego, ukrytego procesu, czyli od fazy cyklu. W najogólniejszej postaci (w przypadku gdy wraz ze stanem zmieniają się zarówno parametry strukturalne, jak i wariancja składnika losowego) model przełącznikowy można zapisać w następujący sposób:

$$\Delta y_t = \alpha(S_t) + \Phi(S_t)X_t + \varepsilon(S_t),$$
$$\varepsilon(S_t) \sim \text{nid}(0, \sigma^2(S_t))$$

gdzie  $\Delta y_t$  oznacza wektor dynamiki aktywności gospodarczej, zaś  $X_t$  macierz zmiennych objaśniających. W niniejszym opracowaniu specyfikację ograniczono do postaci autoregresyjnej.

Modele przełącznikowe estymowane są metodą największej wiarygodności za pomocą opracowanej przez Hamiltona (1994)<sup>5</sup> wersji algorytmu maksymalizacji wartości oczekiwanej. Za pomocą algorytmu zaproponowanego przez Kima (1994)<sup>6</sup> dla każdej obserwacji można wyliczyć prawdopodobieństwo tego, że w danym okresie gospodarka była w określonej fazie cyklu koniunkturalnego (por. Rys. 15). Na jego podstawie poszczególnym obserwacjom przypisywana jest określona faza cyklu (por. Rys. 16). Przyporządkowanie dokonywane jest na zasadzie najwyższego prawdopodobieństwa spośród wszystkich możliwych reżimów, co w przypadku tańcucha o dwóch stanach oznacza, że danemu okresowi przypisywana jest dana faza, jeżeli prawdopodobieństwo jej wystąpienia przekracza 0,5.

<sup>1</sup> Burns i Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER, New York.

<sup>2</sup> Szerzej: Skrzypczyński (2008), *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, Materiały i Studia, 227.

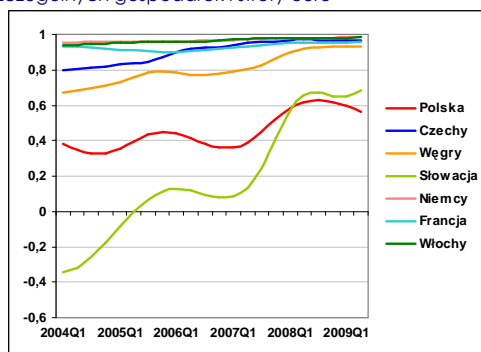
<sup>3</sup> Rekursywne współczynniki korelacji zostały wyliczone dla okien o stałej długości 9 lat (pierwsze okno obejmowało lata 1995-2003 włącznie), co pozwala na uwzględnienie w każdym oknie co najmniej jednego pełnego cyklu koniunkturalnego (zakładając zgodnie z definicją Burnsa i Mitchella, że na cykl składają się wahania o długości od 1,5 do 8 lat). Wartość współczynnika korelacji wyliczonego w danym okresie przypisana jest ostatniemu okresowi w podpróbie.

<sup>4</sup> Szerzej: Konopczak (2009), *Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy euro*, Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie UGW, NBP.

<sup>5</sup> Hamilton (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New York.

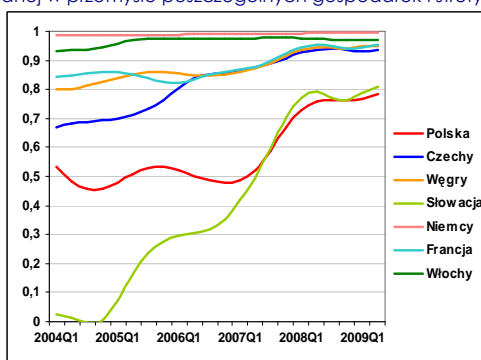
<sup>6</sup> Kim (1994), *Dynamic linear models with Markov-Switching*, *Journal of Econometrics* 60 (1-2), ss.1-22.

Rys. 8. Skorelowanie komponentów cyklicznych PKB poszczególnych gospodarek i strefy euro



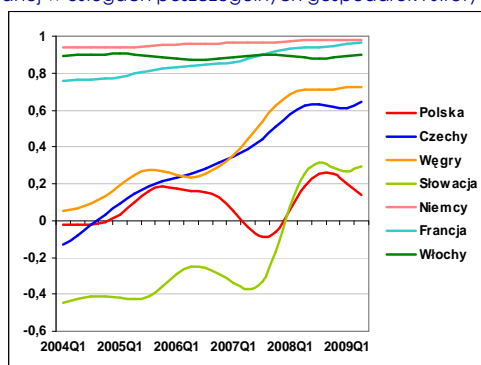
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 9. Skorelowanie komponentów cyklicznych wartości dodanej w przemyśle poszczególnych gospodarek i strefy euro



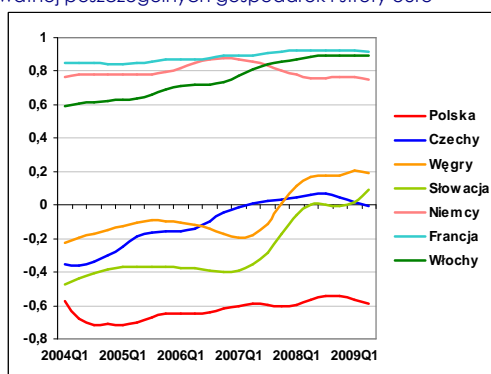
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 10. Skorelowanie komponentów cyklicznych wartości dodanej w usługach poszczególnych gospodarek i strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 11. Skorelowanie komponentów cyklicznych konsumpcji prywatnej poszczególnych gospodarek i strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

## Zbieżność cykliczna Polski ze strefą euro

Pod względem aktywności gospodarczej ogółem (PKB) Polska jest zsynchronizowana ze strefą euro w stopniu umiarkowanym (współczynnik korelacji pod koniec próby na poziomie około 0,6) (Rys. 8). Od akcesji do Unii Europejskiej miała miejsce nieznaczna konwergencja w tym zakresie. W ostatnich kilku kwartałach w wyniku kryzysu finansowego (patrz *Temat specjalny*) nastąpiła jednak dywergencja cyklu gospodarki polskiej względem strefy euro.

W przypadku Czech i Węgry w analizowanym okresie nastąpiła niemal monotoniczna konwergencja cykliczna do poziomu porównywalnego z krajami „rdzenia” strefy euro (Niemcy, Francja, Włochy). Największy postęp w zakresie skorelowania komponentów cyklicznych PKB miał miejsce na Słowacji. Można to przypisać działaniom podejmowanym w ramach przygotowań do akcesji do strefy euro (reforma fiskalna, reformy rynku pracy, zwiększenie możliwości absorpcyjnych kraju w zakresie inwestycji). Tym niemniej, poziom synchronizacji cyklicznej ze strefą euro w przypadku Słowacji jest nadal umiarkowany i porównywalny do Polski.

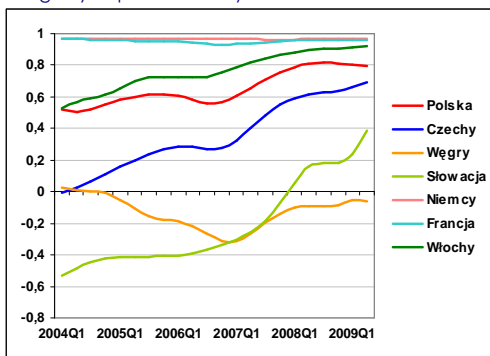
Analiza podażowych i popytowych składowych produktu (Rys. 9-13) wskazuje, iż **synchronizacja cyklu gospodarki polskiej ze strefą euro wynika w głównej mierze z transmisji szoków ze strefy euro**. Z kolei ta część aktywności gospodarczej, która w mniejszym stopniu podlega oddziaływaniu czynników międzynarodowych, jest nieistotnie skorelowana (wartość dodana w usługach) lub też antycykliczna (konsumpcja) względem strefy euro. Wyniki te są zgodne z wnioskami z analizy podobieństwa struktur gospodarek.

W przypadku komponentów PKB podlegających wpływom międzynarodowym (eksport, inwestycje, produkcja przemysłowa) transmisja szoków ze strefy euro jest natychmiastowa – maksimum współczynników korelacji między komponentami cyklicznymi tych zmiennych występuje w przypadku korelacji bieżącej (Rys. 14). Z kolei dla konsumpcji i wartości dodanej w usługach maksimum wpływu szoków ze strefy euro na gospodarkę polską przypada po 6-8 kwartałach. Fakt ten może jednak świadczyć nie tyle o opóźnieniach w mechanizmie propagacji szoków ze strefy euro do gospodarki polskiej, ile o różnym tempie rozprzestrzeniania się szoków koniunkturalnych w różnych sektorach gospodarki.

Podobnie jak w przypadku Polski, w pozostałych krajach regionu – dzięki wzrostowi wymiany handlowej i inwestycji bezpośrednich ze strefy euro – w ostatnich latach miała miejsce silna konwergencja aktywności w zakresie eksportu, inwestycji i w sektorze dóbr wymiennalnych. W przypadku tych krajów zauważalna jest również pewna konwergencja cykli sektorów dóbr niewymiennalnych, czyli wewnętrznej aktywności gospodarczej. Można to przypisać większemu niż w przypadku Polski podobieństwu struktury konsumpcji prywatnej tych krajów ze strefą euro.

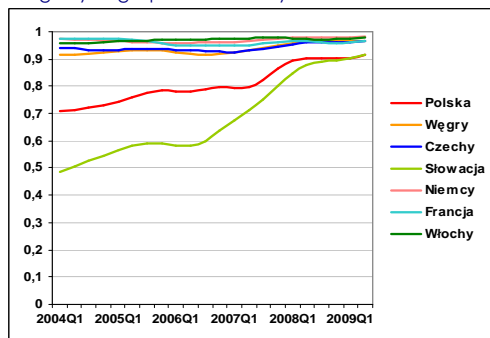


**Rys. 12.** Skorelowanie komponentów cyklicznych inwestycji poszczególnych państw i strefy euro



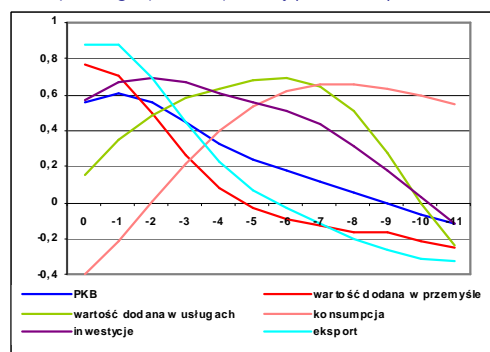
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 13.** Skorelowanie komponentów cyklicznych eksportu poszczególnych gospodarek i strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

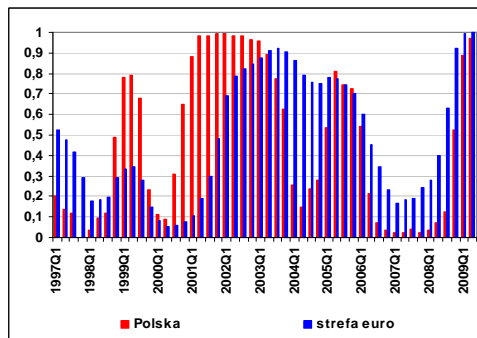
**Rys. 14.** Współczynniki korelacji między bieżącym komponentem cyklicznym strefy euro a opóźnionym o k okresów cyklem gospodarki polskiej (k=0 do 11)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

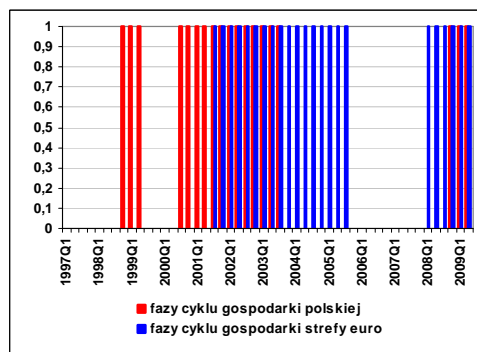
Wyniki analizy zbieżności cykli klasycznych (Rys. 15 i 16), czyli wyodrębnionych faz recesji i ekspansji, wskazują, iż **w przypadku ostatniego kryzysu, po raz pierwszy odgą dostępne są wiarygodne dane dla gospodarki polskiej, można mówić o transmisji koniunktury ze strefy euro do Polski.** Wcześniejsze dane wskazywały bowiem na wyprzedzający charakter cyklu polskiego w stosunku strefy euro. Wynikało to jednak z silnej reakcji gospodarki polskiej na kryzys rosyjski pod koniec lat 90-tych, który z kolei miał znikome znaczenie dla koniunktury strefy euro, a także z reakcji Europy Zachodniej na amerykański kryzys z 2001 roku, który jedynie w niewielkim stopniu dotknął gospodarkę polską oraz z tzw. „boomu akcesyjnego” w 2004 roku, który dotyczył wyłącznie Polski.

**Rys. 15.** Prawdopodobieństwa recesji w gospodarce polskiej i strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 16.** Fazy cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

### Nota metodologiczna 3. Wyodrębnianie szoków strukturalnych dotyczących gospodarki

Stopień symetrii szoków dotyczących gospodarki oraz podobieństwa ich reakcji na szoki można uznać za miarę „netto” synchronizacji cyklicznej, oczyszczonej z korelacji przypadkowej. Podejście to pozwala na ocenę podobieństwa gospodarek grupy krajów w zakresie zdolności do absorpcji szoków i szybkości dostosowań, czyli kluczowych parametrów w przypadku rezygnacji z niezależności monetarnej i kursowej w związku ze wstąpieniem do unii walutowej.

W celu analizy szoków strukturalnych (podażowych –  $\varepsilon_{St}$  i popytowych –  $\varepsilon_{Dt}$ ) dotyczących poszczególne gospodarki, oszacowany został dwurównaniowy model VAR z tempem wzrostu PKB ( $\Delta y_t$ ) oraz ogólnego poziomu cen ( $\Delta p_t$ ) jako zmiennymi endogenicznymi:

$$Y_{11}\Delta y_t = -Y_{12}\Delta p_t + \sum_{i=1}^p \beta_{yy}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{yp}^i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{St}$$

$$Y_{22}\Delta p_t = -Y_{21}\Delta y_t + \sum_{i=1}^p \beta_{py}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{pp}^i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{Dt}$$

Ze względu na endogeniczność występującą w modelu strukturalnym, oszacowany został model w postaci zredukowanej:

$$Y_t = \Gamma^{-1}B(L)Y_t + \Gamma^{-1}\varepsilon_t$$

$$Y_t = A(L)Y_t + e_t,$$

gdzie  $A(L) = \Gamma^{-1}B(L)$ ,  $e_t = \Gamma^{-1}\varepsilon_t$ .

Składniki losowe modelu zredukowanego ( $e_t$ ) nie mają interpretacji ekonomicznej – stanowią liniową kombinację szoków strukturalnych. Aby otrzymać szeregi szoków popytowych i podaźowych, konieczna jest identyfikacja modelu VAR poprzez nałożenie odpowiednich restrykcji.

W literaturze powszechnie stosowana jest w takim przypadku dekompozycja Blancharda i Quah, która polega na przyjęciu obok standardowych restrykcji (niezależność szoków, standaryzacja ich wariancji) zestawu założeń odnośnie do wpływu szoków na gospodarkę. Zgodnie z nią, pozytywny szok popytowy prowadzi do zwiększenia produktu i poziomu cen w krótkim okresie, a w długim – jedynie do wzrostu cen, zaś pozytywny szok podaźowy prowadzi zarówno w krótkim, jak i długim okresie do wzrostu produktu i spadku poziomu cen, co można zapisać następująco:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{S,t-i} \\ \varepsilon_{D,t-i} \end{bmatrix} \quad \sum_{i=0}^{\infty} D_i = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix}$$

Wyodrębnienie szeregów szoków podaźowych i popytowych w podziale na szoki wewnętrzne (odpowiednio  $\varepsilon_S^{\text{krajowy}}$  i  $\varepsilon_D^{\text{krajowy}}$ ) i zewnętrzne (pochodzące ze strefy euro – odpowiednio  $\varepsilon_S^{\text{strefa_euro}}$  i  $\varepsilon_D^{\text{strefa_euro}}$ ) jest możliwe poprzez zastosowanie czterowymiarowego modelu VAR z tempem wzrostu PKB ( $\Delta y_{\text{strefa_euro}}$ ) i poziomu cen ( $\Delta p_{\text{strefa_euro}}$ ) strefy euro oraz analogicznych szeregów dla danego kraju (odpowiednio  $\Delta y_i$  i  $\Delta p_i$ ). W reprezentacji nieskończonej wektorowej średniej ruchomej model można zapisać jako:

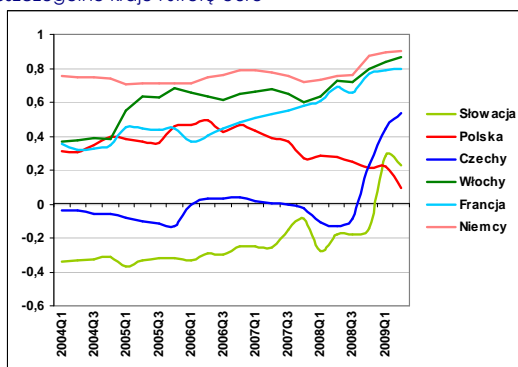
$$\begin{bmatrix} \Delta y_{\text{strefa_euro}} \\ \Delta p_{\text{strefa_euro}} \\ \Delta y_i \\ \Delta p_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) & \alpha_{14}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) & \alpha_{24}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) & \alpha_{34}(L) \\ \alpha_{41}(L) & \alpha_{42}(L) & \alpha_{43}(L) & \alpha_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_S^{\text{strefa_euro}} \\ \varepsilon_D^{\text{strefa_euro}} \\ \varepsilon_S^{\text{krajowy}} \\ \varepsilon_D^{\text{krajowy}} \end{bmatrix}$$

Gdzie  $\alpha_{ij}(L)$  oznacza nieskończony wielomian opóźnień.

Nałożone zostały następujące restrykcje w celu identyfikacji dwóch par szoków:

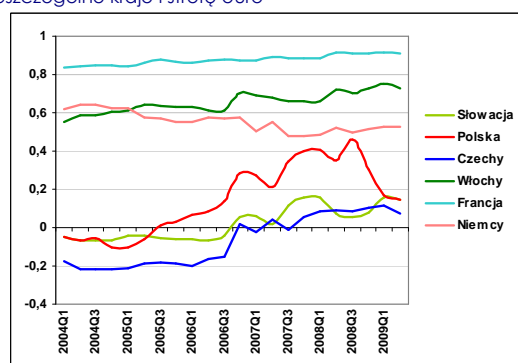
- symetrycznych i asymetrycznych (przy założeniu, że w długim okresie zmienne dla strefy jako całości determinowane są jedynie szokami symetrycznymi):  
 $\alpha_{13}(L) = \alpha_{14}(L) = \alpha_{23}(L) = \alpha_{24}(L) = 0$
- popytowych i podaźowych (dekompozycja Blancharda i Quah):  
 $\alpha_{12}(L) = \alpha_{32}(L) = \alpha_{34}(L) = 0$

Rys. 17. Skorelowanie szoków podaźowych dotyczących poszczególne kraje i strefę euro



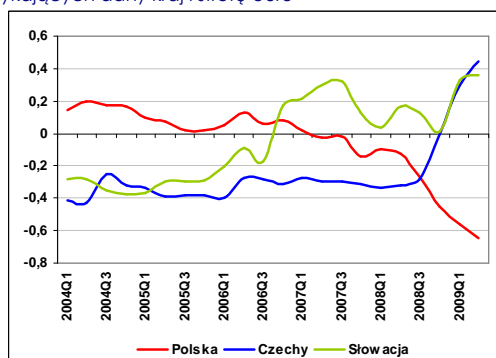
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Rys. 18. Skorelowanie szoków popytowych dotyczących poszczególne kraje i strefę euro



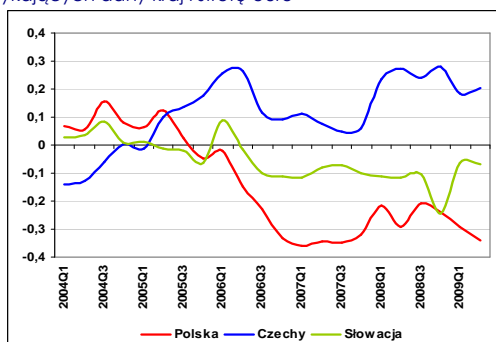
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Rys. 19. Korelacja wewnętrznych szoków podaźowych dotyczących dany kraj i strefę euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Rys. 20. Korelacja wewnętrznych szoków popytowych dotyczących dany kraj i strefę euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

## Symetria szoków dotyczących gospodarkę polską i strefę euro. Podobieństwo reakcji gospodarek na szoki.

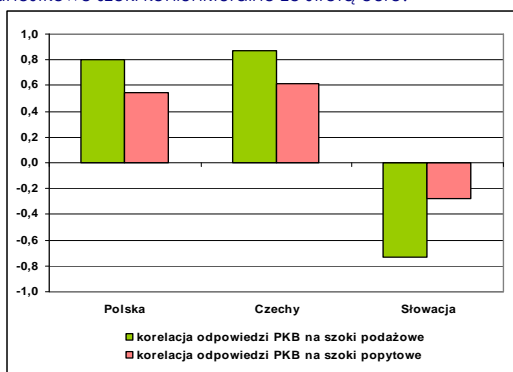
Kształtowanie się rekursywnych współczynników korelacji szoków podaźowych i popytowych dotyczących Polskę i strefę euro potwierdza tendencje, na które wskazuje analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych. **W ostatnich latach stopień symetrii szoków podaźowych między Polską a strefą euro obniżył się** (spadek współczynnika korelacji z poziomu około 0,5 – zbliżonego do Francji i Włoch – do niewiele ponad zera) (Rys. 17). Tym niemniej, **polityka pieniężna nie ma wpływu na podaźową stronę gospodarki**, w związku z czym niski stopień synchronizacji szoków podaźowych dotyczących gospodarkę polską i strefę euro **nie ma znaczenia dla bilansu korzyści i kosztów integracji monetarnej**. Z kolei **symetria szoków popytowych** (w większym stopniu podlegających międzynarodowej transmisji) dotyczących Polskę i strefę euro **zwiększyła się znacznie w ostatnich latach** – z poziomu bliskiego zera do ok. 0,4 (Rys. 18), co jest bardzo **pozytywnym zjawiskiem z punktu widzenia przyszłej akcesji Polski do strefy euro**. Wyjątek w tym zakresie stanowi kilka ostatnich kwartałów, co można przypisać kryzysowi finansowemu (patrz Temat specjalny).

Z kolei zarówno **w przypadku** podaźowych, jak i popytowych **szoków wewnętrznych** – wyodrębnionych z krajowych szeregów przy uwzględnieniu kształtowania się aktywności gospodarczej w strefie euro – **zauważalny jest zdecydowany spadek symetrii względem strefy euro w ostatnich kilku latach** (Rys. 19 i 20). Wewnętrzna aktywność gospodarcza w Polsce (po „oczyszczeniu” z wpływu międzynarodowej transmisji szoków) okazuje się antycykliczna względem strefy euro. **Wynika to z różnic w strukturze konsumpcji, sektora usług oraz budownictwa obu obszarów.**

Ze względu na fakt, iż **Polska ma najmniej spośród krajów regionu udział szoków pochodzących ze strefy euro** (poniżej 20%) **we wstrząsach dotyczących gospodarkę** (Rys. 21), niski stopień zbieżności wewnętrznej aktywności gospodarczej ma duże przełożenie na synchronizację cykliczną ogółem ze strefą euro. Relatywnie niski udział szoków ze strefy euro wśród szoków dotyczących gospodarkę polską związany jest z jej niską – na tle regionu – otwartością. Dodatkowo w Polsce – podobnie jak w pozostałych krajach Europy Środkowo-Wschodniej – duże znaczenie w determinowaniu aktywności gospodarczej mają wewnętrzne szoki podaźowe, co jest związane z procesem konwergencji realnej. Tym niemniej, w okresie przygotowań oraz członkostwa w strefie euro udział szoków pochodzących ze strefy euro w polskiej gospodarce zwiększył się – po pierwsze ze względu na szoki wspólnej polityki pieniężnej, po drugie zaś ze względu na wzrost otwartości gospodarczej w związku z intensyfikacją wymiany handlowej, która nastąpiła na skutek integracji walutowej.

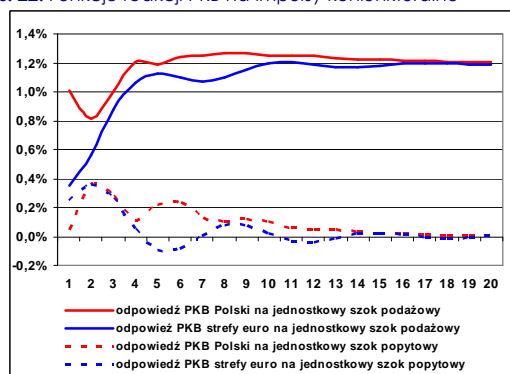


**Rys. 21.** Korelacja reakcji PKB poszczególnych krajów na jednostkowe szoki koniunkturalne ze strefą euro.



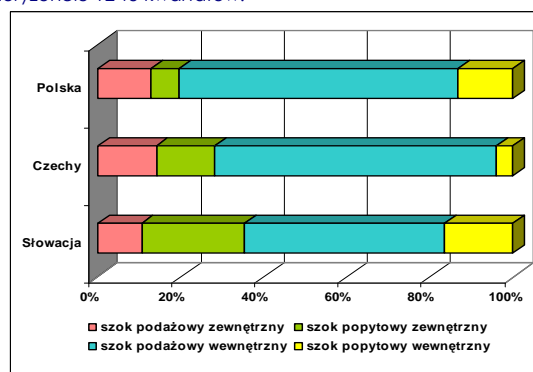
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

**Rys. 22.** Funkcje reakcji PKB na impulsy koniunkturalne



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

**Rys. 23.** Dekompozycja wariacji błędów prognozy w horyzoncie 12-tu kwartałów.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Istotnym aspektem analizy konwergencji cyklicznej jest również zbadanie reakcji aktywności gospodarczej na szoki koniunkturalne. Pozwala to na ocenę podobieństwa gospodarek w zakresie ich zdolności do absorpcji szoków i szybkości dostosowań po wystąpieniu zaburzenia, czyli kluczowych parametrów w przypadku rezygnacji z niektórych narzędzi stabilizacyjnych (autonomicznej polityki pieniężnej i kursowej) w związku z przystąpieniem do unii walutowej.

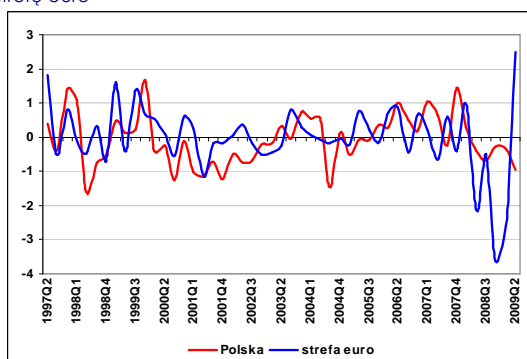
Wyniki analizy wskazują, iż **reakcje aktywności gospodarczej na szoki koniunkturalne w Polsce i strefie euro są podobne** (Rys. 21 i 22). Również wpływ jednostkowego szoku podaźowego na PKB w długim okresie jest w obu gospodarkach bardzo zbliżony (prowadzi do wzrostu PKB o około 1,2%).

Również w przypadku Czech reakcja PKB w odpowiedzi na szoki koniunkturalne jest podobna do tych w strefie euro, natomiast na Słowacji występują znaczne różnice w tym obszarze (Rys. 21).

## Temat specjalny

### Przyczyny dywergencji cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej względem strefy euro w ostatnich kwartałach

**Rys. 24.** Szeregi szoków podaźowych dotyczących Polskę i strefę euro

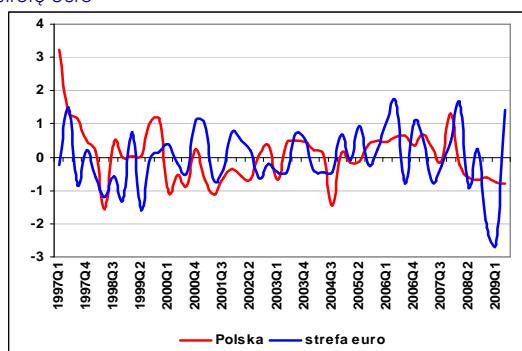


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Odmienne kształtowanie się aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro w kilku ostatnich kwartałach rodzi pytanie, czy dodatnie tempo wzrostu produktu Polsce w obliczu recesji u głównych partnerów handlowych nie jest wyjątkowo efektem opóźnień w mechanizmie transmisji szoków. Hipotezę tę można jednak uznać za mało prawdopodobną z dwóch względów. Po pierwsze, **związany z kryzysem finansowym punkt zwrotny cyklu Polski i strefy euro miał miejsce w tym samym okresie**, tj. w pierwszym kwartale 2008 roku (Rys. 28). Po drugie, w przypadku PKB najwyższy współczynnik korelacji z cyklem strefy euro uzyskano dla korelacji bieżącej (Rys. 14).

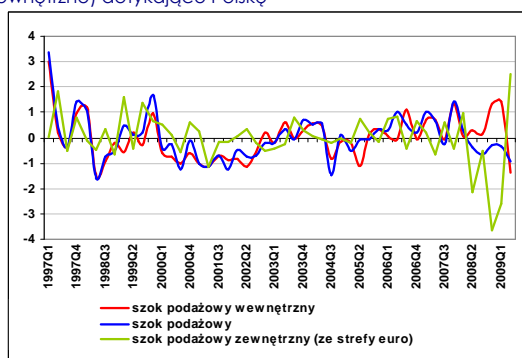
W drugiej połowie 2008 roku strefa euro została dotknięta bardzo silnymi negatywnymi szokami – zarówno popytowymi, jak i podaźowymi – zdecydowanie odbiegającymi od dotychczasowej trajektorii szeregów szoków (Rys. 24 i 25). Wystąpienie szoków podaźowych oznacza, iż kryzys finansowy będzie miał wpływ nie tylko na odchylenie aktywności gospodarczej od trendu, ale

Rys. 25. Szeregi szoków popytowych dotyczących Polskę i strefę euro



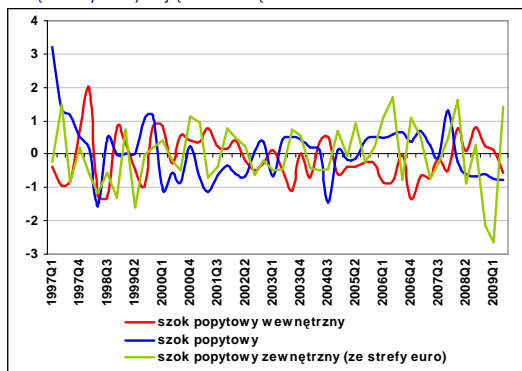
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Rys. 26. Szeregi szoków podaźowych (wewnętrzne, zewnętrzne) dotyczących Polskę



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

Rys. 27. Szeregi szoków popytowych (wewnętrzne, zewnętrzne) dotyczących Polskę



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

również na przebieg PKB potencjalnego. Można jednak przypuszczać, iż w najbliższych kwartałach spowolnienie w strefie euro zacznie ustępować, gdyż już w drugim kwartale 2009 roku w strefie euro wystąpiły szoki dodatnie.

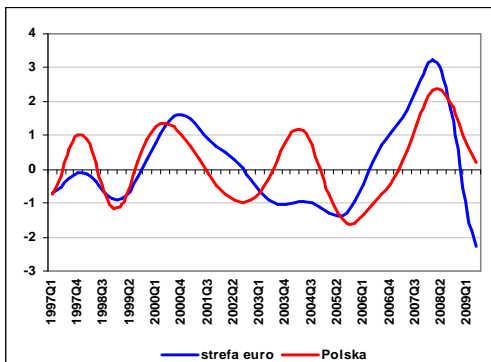
**W ostatnich kilku kwartałach gospodarka polska również została dotknięta przez ujemne szoki** – zarówno popytowe, jak i podaźowe – **jednak o znacznie mniejszej skali niż strefa euro**. Co więcej, dekompozycja szoków strukturalnych na wewnętrzne i zewnętrzne wskazuje, iż w okresie tym szoki dotyczącyce gospodarkę polską (po oczyszczeniu z efektu transmisji szoków zewnętrznych) były nadal dodatnie, a ujemne szoki wewnętrzne pojawiły się dopiero w drugim kwartale 2009 roku (Rys. 26 i 27).

Obecny kryzys potwierdza uprzednio sformułowane wnioski dotyczące różnic w zakresie synchronizacji odchyleń aktywności gospodarczej od trendu w Polsce i strefie euro. W przypadku inwestycji oraz wartości dodanej w przemyśle, spowolnienie w Polsce i strefie euro było równoczesne oraz podobne co do skali (Rys. 29 i 32). Z kolei w przypadku konsumpcji oraz wartości dodanej w sektorze usług, opóźnienie punktu zwrotnego cyklu w gospodarce polskiej względem strefy euro wyniosło kilka kwartałów (Rys. 30 i 31).

**Opóźnienie spowolnienia aktywności wewnętrznej w Polsce względem strefy euro podczas bieżącego kryzysu wynikało nie tylko z różnic strukturalnych**, czyli z relatywnie dużego udziału w polskich wydatkach konsumpcyjnych towarów i usług o niskiej elastyczności dochodowej (żywność, wydatki na mieszkanie) oraz niskiego udziału w sektorze usług elastycznego pośrednictwa finansowego, ale również z charakterystyki samego kryzysu. Potencjalną przyczyną, dla której obecny kryzys zwiększył dywergencję między Polską i strefą euro w zakresie szoków wewnętrznych jest bowiem jego finansowy charakter. **Ze względu na znacznie niższy stopień finansowania konsumpcji przez gospodarstwa domowe w Polsce za pomocą kredytów i brak istotnego wpływu efektu majątkowego, dynamika konsumpcji prywatnej pozostała relatywnie wysoka** mimo silnego ograniczenia akcji kredytowej przez sektor bankowy.

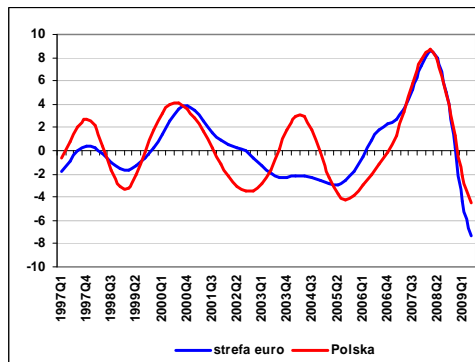
**Aneks. Komponenty cykliczne poszczególnych miar aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro**

**Rys. 28.** Komponent cykliczny PKB



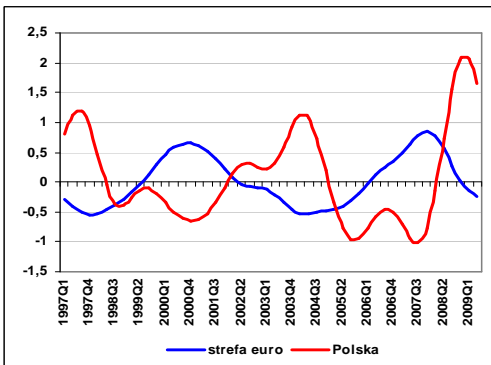
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 31.** Komponent cykliczny wartości dodanej w przemyśle



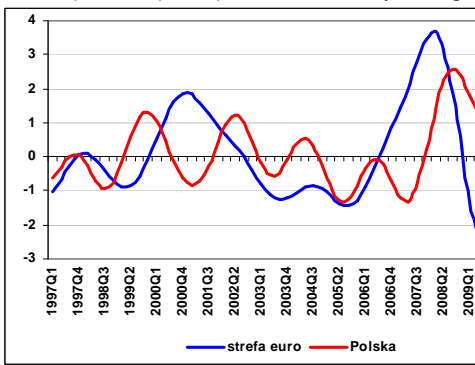
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 29.** Komponent cykliczny konsumpcji



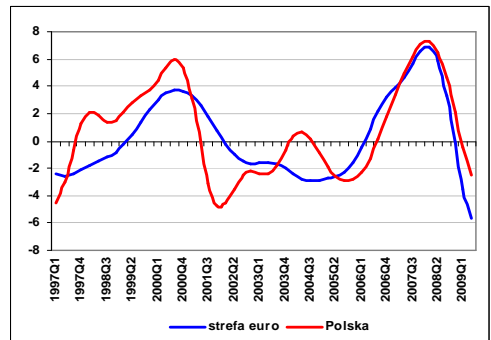
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 32.** Komponent cykliczny wartości dodanej w usługach



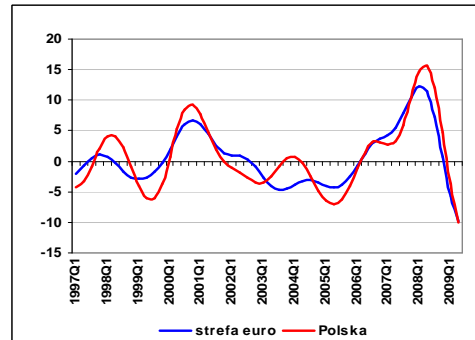
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 30.** Komponent cykliczny inwestycji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**Rys. 33.** Komponent cykliczny eksportu



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.