



Ministerstwo Finansów

Departament Polityki Finansowej, Analiz i Statystyki

Biuro Pełnomocnika Rządu ds. Wprowadzenia
Euro przez Rzeczpospolitą Polską

Numer
2 / 2010

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 4
3. Symetria szoków i podobieństwa reakcji gospodarek na szoki 7
4. Ocena stopnia przygotowania Estonii do wprowadzenia euro z perspektywy konwergencji realnej 8
5. Aneks 10

* Autorzy dziękują praktykantowi **Stanisławowi Karczowi** za analizę porównawczą wskaźników podobieństwa struktur gospodarczych.

W 2009 r. zaobserwowano **wzrost podobieństwa struktur konsumpcji prywatnej Polski i strefy euro**. Wynika to przede wszystkim ze stopniowego upodabniania się obu obszarów pod względem odsetka wydatków na dobra o niskiej elastyczności dochodowej popytu. Kryzys gospodarczy, który dotknął strefę euro w stopniu znacznie większym niż Polskę doprowadził do **częściowego zniwelowania różnic w przeciętnym poziomie dochodów w obu obszarach**, przez co upodobnieniu uległy również wzorce konsumpcji. Zmiana ta jest zgodna z naszymi oczekiwaniami przedstawionymi w *Monitorze Konwergencji Cyklicznej* nr 1/2009. Równocześnie **stopień podobieństwa struktur tworzenia PKB uległ obniżeniu**, choć wciąż jest on dla Polski **najwyższy spośród gospodarek regionu**. Powodem zaobserwowanej dywergencji był przede wszystkim znacznie silniejszy w strefie euro niż w Polsce spadek aktywności w sektorze produkcji przemysłowej. Różnice w strukturach inwestycji między Polską a strefą euro nie uległy zmianom.

We wskazanym okresie **nie zaobserwowano znaczących zmian w poziomach zbieżności cyklicznej Polski i strefy euro**. Zahamowaniu uległ obserwowany w poprzednich latach proces synchronizacji cykli PKB, produkcji przemysłowej i eksportu. **Wyjątek stanowi konsumpcja prywatna, w przypadku której miał miejsce wzrost współczynnika korelacji cykli o 0,2**. Wciąż pozostaje on jednak ujemny (-0,3).

Wciąż **niski pozostaje poziom skorelowania szoków dotyczących oba obszary**. Zarówno w przypadku szoków podażowych, jak i popytowych współczynniki korelacji nie przekraczają 0,1. Wysokim stopniem synchronizacji charakteryzują się natomiast odpowiedzi gospodarki polskiej oraz strefy euro na impulsy koniunkturalne (podażowe i popytowe).

Analiza stopnia konwergencji realnej **Estonii** ze strefą euro (*Temat specjalny*) wskazuje na **wysoki poziom przygotowania tego kraju do wprowadzenia wspólnej waluty**. Estonię charakteryzuje wyraźna konwergencja i wysoki poziom synchronizacji w zakresie wszystkich badanych komponentów cyklicznych (korelacja wszystkich analizowanych składowych na poziomie powyżej 0,9). Poziom ten w przypadku większości składowych cyklicznych był zbliżony do gospodarki niemieckiej (w przypadku konsumpcji prywatnej – wyższy), przewyższając poziomy obserwowane w Polsce i Słowacji. Znaczący stopień zbieżności faz wahań cyklicznych oraz duże podobieństwo struktur gospodarczych między Estonią a strefą euro dobrze rokują dla bilansu korzyści i kosztów członkostwa tego kraju w unii monetarnej.

W bieżącym numerze *Monitora* skoncentrowano się na zmianach w tendencji i poziomie mierników zjawisk gospodarczych świadczących o stopniu konwergencji realnej, które miały miejsce w 2009 r. (analiza porównawcza struktur gospodarczych) albo w okresie III kw. 2009 r. – II kw. 2010 r. (zbieżność cykliczna i symetria szoków). Analiza tendencji w wyżej wymienionym zakresie w dłuższym okresie została przedstawiona w *Monitorze Konwergencji Cyklicznej* nr 1/2009. W numerze 1/2009 szerzej przedstawiono również teoretyczne uzasadnienie dla analizy konwergencji realnej.

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)¹:

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

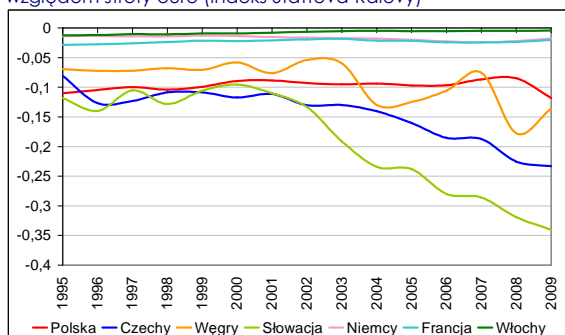
gdzie s_i^k oznacza udział i-ego sektora w strukturze gospodarczej kraju k (s_i^{ea} odnosi się do analogicznej wielkości w strefie euro). Wartości indeksu są ograniczone z góry przez 0, która to wartość oznacza identyczność struktury danego kraju względem benchmarku. Wskaźnik nie jest ograniczony z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

Szerzej na ten temat w Adamowicz i in. (2009)².

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

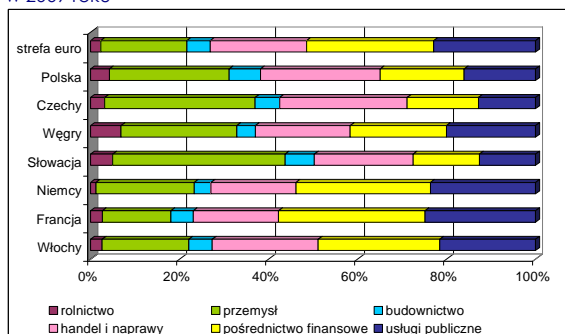
² Adamowicz i in. (2009), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy Euro w kontekście struktury tych gospodarek*, Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie UGW, NBP.

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 2009 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

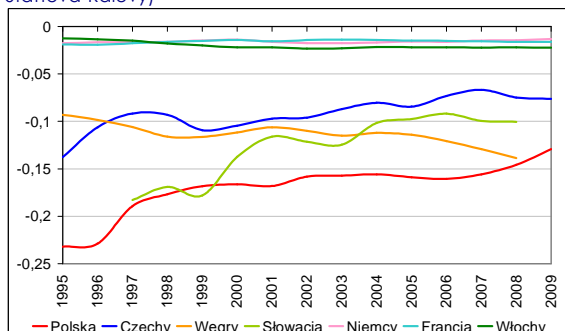
Porównanie struktur gospodarki polskiej i strefy euro

W porównaniu z 2008 r. podobieństwo struktur produktu krajowego brutto Polski i strefy euro zmniejszyło się (Rys. 1). Na dywergencję miały wpływ wszystkie rozpatrywane składowe PKB. Na szczególnie dużą uwagę zasługuje przemysł, którego udział w tworzeniu wskaźnika Statteva-Ralevy dla Polski wzrósł z 21% w 2008 r. do 25% w 2009 r. Zmianę tę należy uznać za pochodną kryzysu gospodarczego, który dotknął strefę euro w dużo większym stopniu niż Polskę (spadek wolumenu produkcji przemysłowej w 2009 r. o 13,3% w strefie euro w porównaniu ze spadkiem o 0,3% w Polsce). **Źródłem różnic w strukturze PKB w Polsce i w strefie euro, oprócz znacznie większego w Polsce znaczenia przemysłu** (w szczególności górnictwa i kopalnictwa) **pozostaje** nieco większy udział w tworzeniu polskiego PKB – w porównaniu do strefy euro – rolnictwa oraz handlu i napraw, a także **znacznie mniejszy udział pośrednictwa finansowego i usług publicznych** (Rys. 2, por. również *Monitor Konwergencji Cyklicznej*, nr 1/2009).

Zmniejszenie podobieństwa struktur tworzenia PKB miało miejsce również w przypadku Słowacji i Czech. Na Słowacji, podobnie jak w Polsce, główną determinantką dywergencji struktur PKB ze strefą euro w porównaniu z 2008 r. był przemysł. Wprawdzie udział tej gałęzi w tworzeniu słowackiego produktu zmniejszył się z 40,2% do 38,8%, jednak spadek ten był relatywnie słabszy niż w strefie euro (z 21,2% do 19,4% PKB). W Czechach nie zaobserwowano istotnych zmian wartości składowych wskaźnika Statteva-Ralevy, przez co spadek podobieństwa struktur w tym kraju w porównaniu ze strefą euro ma wymiar marginalny.

W przypadku Węgier w ubiegłych latach zaobserwowano znaczące wahania poziomu podobieństwa struktur produktu. Wynikają one prawie wyłącznie ze zmian udziału rolnictwa w tworzeniu PKB tego kraju. Wobec stabilnego udziału rozpatrywanej gałęzi gospodarki w strefie euro (w przedziale 2,1-2,3% PKB w latach 2005-2009), w przypadku Węgier wartość ta wahała się we wskazanym okresie między 4,9 a 7,5% PKB.

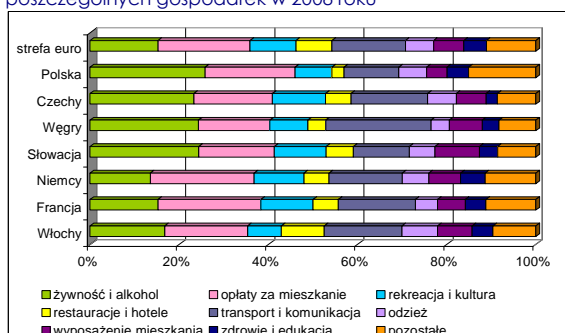
Rys. 3. Struktura konsumpcji prywatnej poszczególnych gospodarek (wg COICOP) względem strefy euro (indeks Statteva-Raley)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

W przypadku konsumpcji prywatnej, struktury gospodarek Polski i strefy euro wciąż różnią się przede wszystkim udziałem w przeciętnych wydatkach konsumpcyjnych kategorii „żywność i alkohol” oraz „restauracje i hotele” (Rys. 4). W 2009 r. sytuacja uległa jednak nieznacznej poprawie, a na zaobserwowaną zmianę (Rys. 3) miał wpływ przede wszystkim spadek różnic we wskazanych dwóch grupach (efekt spadku udziału wydatków na żywność i alkohol o 0,4 pkt. proc. w Polsce, spadku udziału wydatków na restauracje i hotele o 0,3 pkt. proc. w strefie euro oraz spadku udziału wydatków na „pozostałe” dobra i usługi o 1,1 pkt. proc. w Polsce. Do grupy „pozostałe” zaliczane są m.in. wydatki na higienę osobistą, opiekę społeczną, ubezpieczenia oraz usługi finansowe).

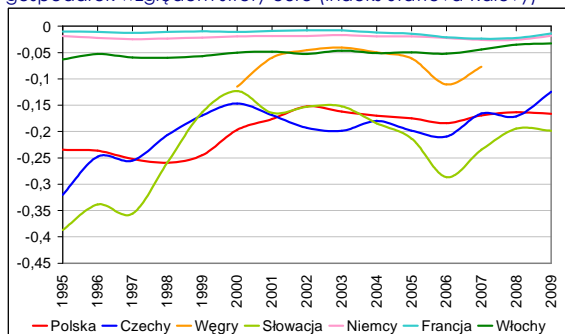
Rys. 4. Struktura konsumpcji prywatnej (wg COICOP) poszczególnych gospodarek w 2008 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Stan na 2008 r. z uwagi na brak danych z 2009 r. dla Węgier i Słowacji.

Konwergencja struktur konsumpcji idzie w parze ze wzrostem względnej zamożności Polaków. W przypadku Polski, Słowacji i Węgier w 2009 r. doszło do zmniejszenia różnic w poziomie dochodów w porównaniu ze strefą euro (Rys. 7). Najbardziej dynamiczny wzrost (o 3,7 pkt. proc. do poziomu 57%) zanotowano w Polsce, która jako jedyna spośród państw UE odnotowała w tym okresie wzrost PKB. Wartość przedstawionego miernika poziomu dochodów przekroczyła o 0,5 pkt. proc. poziom na Węgrzech. Wzrost relatywnej zamożności Słowaków i Węgrów (odpowiednio o 1,2 i 1 pkt. proc.) wynikał z niższego tempa spadku dochodu narodowego netto w tych krajach niż w strefie euro.

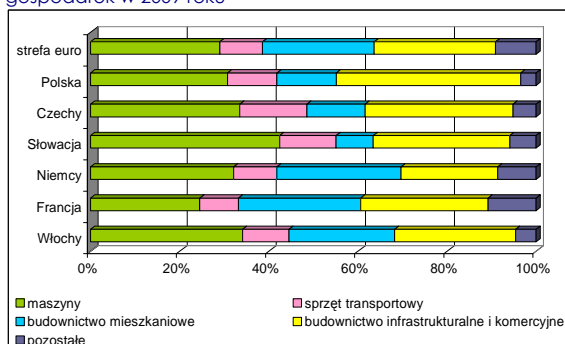
Rys. 5. Struktura inwestycji (wg CPA) poszczególnych gospodarek względem strefy euro (indeks Statteva-Raley)



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

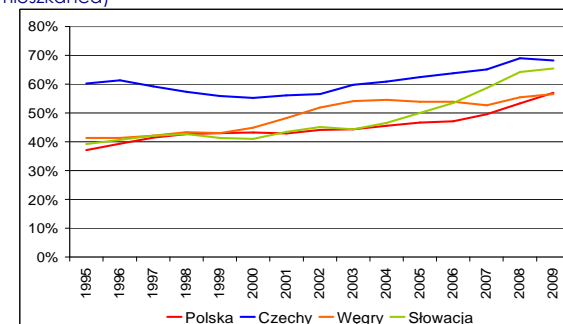
W 2009 r. nie odnotowano istotnych zmian w zakresie podobieństwa struktur wydatków na inwestycje w Polsce i strefie euro (Rys. 5). Na Słowacji, po dynamicznej konwergencji struktur w latach 2007-2008 w 2009 r. miała miejsce stabilizacja wskaźnika Statteva-Raley. Choć wartość wskaźnika nie uległa istotnym zmianom, doszło jednak do zmiany jego struktury. Wzrostowi odsetka inwestycji w maszyny o 6,3% inwestycji ogółem (do poziomu 42,5%) towarzyszył spadek odsetka inwestycji w budownictwo infrastrukturalne i komercyjne o 7 pkt. proc. do poziomu 30,1% inwestycji ogółem. Odpowiadające im udziały dla strefy euro wyniosły w latach 2008 i 2009 kolejno: 30,8% i 29% (maszyny) oraz 25,2% i 27,2% (bud. infrastrukturalne i komercyjne). W przypadku Czech wzrost podobieństwa struktur inwestycji ze strefą euro w 2009 r. miał miejsce przede wszystkim w kategorii „sprzęt transportowy”, której udział w inwestycjach ogółem spadł o 3,7 pkt. proc. do poziomu 15%.

Rys. 6. Struktura inwestycji (wg CPA) poszczególnych gospodarek w 2009 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione z uwagi na niedostępność danych.

Rys. 7. Wielkość dochodów względem strefy euro (dochód narodowy netto wyrażony w standardzie siły nabywczej na mieszkańca)



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)¹, 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 zastosowana została „odchyleniowa” definicja cyklu.

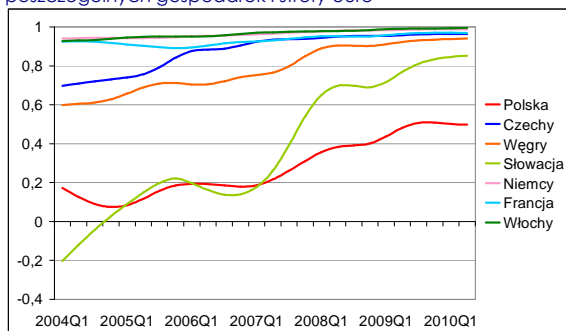
Odchylenia bieżącej aktywności gospodarczej od potencjału zostały wyodrębnione z oryginalnych szeregów przy pomocy filtra pasmowo-przepustowego Christiano-Fitzgeralda², zaś zmiany stopnia zbieżności cyklicznej w czasie analizowane były przy pomocy rekursywnych współczynników korelacji³ wyodrębnionych składowych cyklicznych. W przybliżeniu monotoniczny wzrost wartości współczynnika korelacji w czasie oznaczałby konwergencję cyklu koniunkturalnego danego kraju względem strefy euro.

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

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

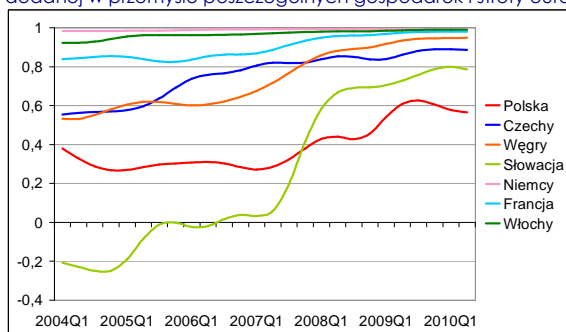
³ Rekursywne współczynniki korelacji zostały wyliczone dla okien o stałej długości 9 lat (pierwsze okno obejmowało lata 1995-2003 włącznie), co pozwala na uwzględnienie w każdym oknie co najmniej jednego pełnego cyklu koniunkturalnego (zakładając zgodnie z definicją Burnsa i Mitchella, że na cykl składają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

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.

Zbieżność cykliczna Polski ze strefą euro

W okresie III kw. 2009 r. – II kw. 2010 r. wartości korelacji komponentów cyklicznych PKB (Rys. 8) i wartości dodanej w przemyśle (Rys. 9) między Polską a strefą euro ustabilizowały się. Wartość współczynnika korelacji komponentów cyklicznych PKB w okresie III kw. 2001 r. – II kw. 2010 r. (na Rys. 8 przypisana do obserwacji w II kw. 2010 r., por. Nota metodologiczna 2) wyniosła 0,5.

Poziom skorelowania cykli produkcji przemysłowej w tym okresie obniżył się natomiast o 0,06 w porównaniu z maksimum odnotowanym w przedziale czasowym IV kw. 2000 r. – III kw. 2009 r. i wyniósł 0,57. Wartości te pozostają wyraźnie niższe niż w przypadku rozwiniętych krajów strefy euro oraz pozostałych krajów naszego regionu.

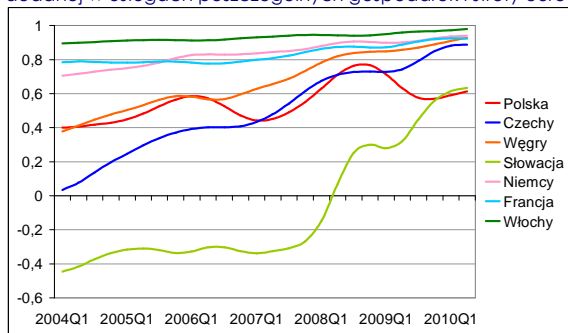
Za przyczynę wskazanego zahamowania konwergencji składowych cyklicznych PKB i produkcji przemysłowej w Polsce i strefie euro należy uznać odmienne zachowanie obu obszarów w okresie kryzysu gospodarczego.

Podczas gdy PKB strefy euro obniżył się w 2009 r. o 4,1%, w Polsce zaobserwowano wzrost produktu o 1,7%. Podobnie w przemyśle – podczas gdy w zdecydowanej większości krajów UE procentowy spadek produkcji przemysłowej w 2009 r. osiągnął wynik dwucyfrowy, w Polsce wyniósł -3,7%.

W przypadku eksportu utrzymany został wysoki poziom korelacji składowych cyklicznych między Polską a strefą euro (Rys. 13).

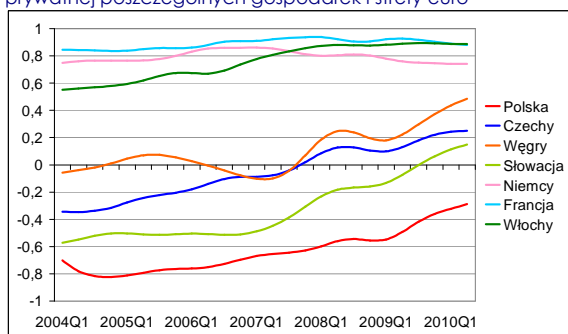
Wynika on z globalnego charakteru kryzysu, który doprowadził do ograniczenia popytu u głównych partnerów handlowych zarówno Polski, jak i strefy euro. Wobec zbliżonych tendencji w eksporcie w obu obszarach współczynnik korelacji komponentów cyklicznych wyniósł w okresie III kw. 2001 – II kw. 2010 r. 0,81. Zahamowanie procesu konwergencji w I i II kw. 2010 r. należy przypisać szybszemu odwróceniu tendencji spadkowej w Polsce niż w obszarze wspólnej waluty.

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



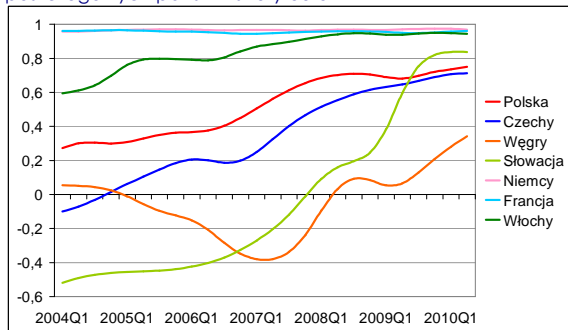
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

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



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

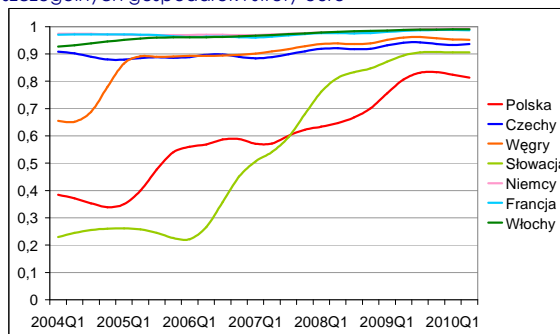
Rys. 12. Skorelowanie komponentów cyklicznych inwestycji poszczególnych państw i strefy euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

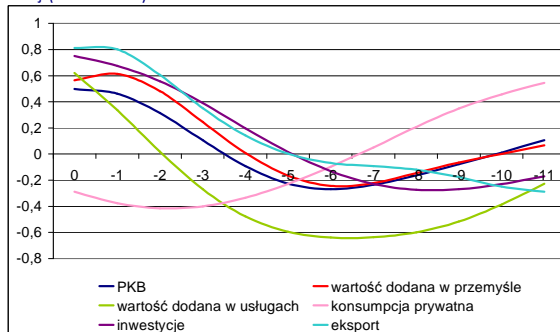
W analizowanym okresie odnotowano również **wzrost wartości współczynników korelacji komponentów cyklicznych konsumpcji prywatnej w Polsce i w strefie euro** (Rys. 11). W dalszym ciągu poziom skorelowania należy jednak uznać za niski (wartość współczynnika korelacji dla II kw. 2010 r.: -0,29), w szczególności z uwagi na odchylenie od wartości obserwowanych w pozostałych krajach regionu (na Słowacji: -0,14, w Czechach: -0,25, na Węgrzech: -0,49).

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.

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 – ε_{St} i popytowych – ε_{Dt}) dotyczących poszczególnej gospodarki, oszacowany został dwurównaniowy model VAR z tempem wzrostu PKB (Δy_t) oraz ogólnego poziomu cen (Δp_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 Δy_i i Δp_i). W reprezentacji nieskończonej wektorowej średniej ruchomej model można zapisać jako:

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

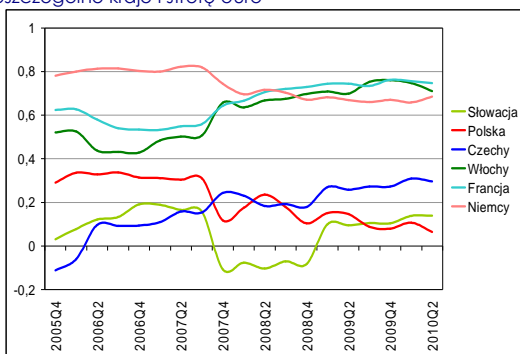
Gdzie $\alpha_{ij}(L)$ oznacza nieskończony wielomian opóźnień.

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):
 $\alpha_{12}(L) = \alpha_{32}(L) = \alpha_{34}(L) = 0$

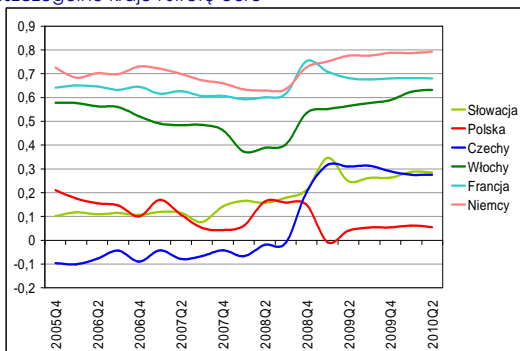
Różnice w wynikach dotyczących wyodrębniania szoków strukturalnych, obserwowane pomiędzy numerem 1 i 2 *Monitora* należy przypisać: (1) zastosowaniu w numerze 2 *Monitora* odsezonowanych danych dotyczących dynamiki cen, (2) reestymacji modeli VAR na danych uwzględniających w większym stopniu kryzys gospodarczo-finansowy oraz (3) korektom w danych pozyskiwanych z bazy Eurostat.

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



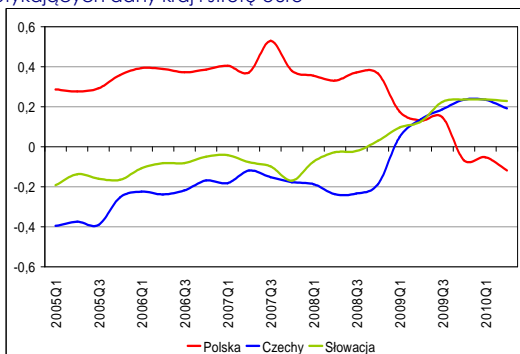
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

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



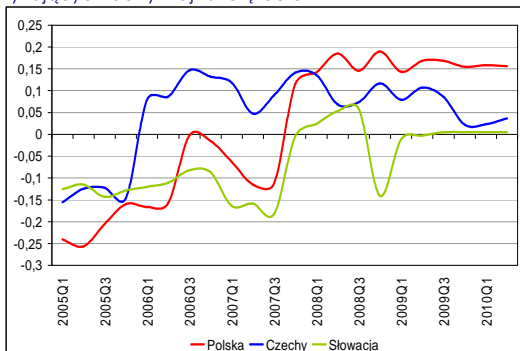
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modeli.

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.

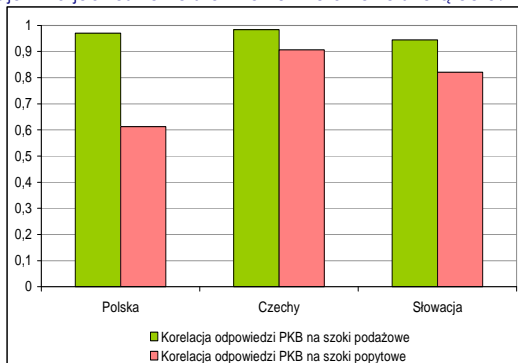
W okresie III kw. 2009 r. – II kw. 2010 r. nie zaobserwowano istotnych zmian w poziomie skorelowania szoków popytowych i podaźowych dotyczących Polskę i strefę euro (Rys. 17 i Rys. 18). Poziom korelacji szoków popytowych po nieznacznym wzroście w III kw. 2009 r. (tj. w okresie IV kw. 2000 r. – III kw. 2009 r., analogicznie do oceny zbieżności cyklicznej gospodarek współczynnik korelacji w okresie 9 lat jest przypisywany ostatniej wartości w próbie), w kolejnych kwartałach utrzymał się na stałym, niskim poziomie (0,06 w II kw. 2010 r.). Wartość ta pozostaje znacznie niższa od poziomów obserwowanych w rozwiniętych gospodarkach strefy euro (Niemcy, Francja, Włochy) i w krajach naszego regionu (Czechy, Słowacja). Uległa ona również obniżeniu w porównaniu z wartościami obserwowanymi dla Polski w 2008 r. (0,15 w IV kw. 2008 r.). W przypadku szoków podaźowych poziom korelacji w Polsce i na Słowacji jest bardziej zbliżony, jednak w przypadku obu krajów pozostaje na relatywnie niskim poziomie (odpowiednio 0,06 i 0,14), znacząco odbiegając od wartości dla rozwiniętych gospodarek strefy euro (ok. 0,7).

Wobec braku wpływu polityki pieniężnej (przekazywanej wraz z przystąpieniem do strefy euro w ręce organów decyzyjnych EBC) na podaźową stronę gospodarki, niski stopień synchronizacji szoków podaźowych nie odbija się negatywnie na bilansie korzyści i kosztów z przystąpienia Polski do wspólnego obszaru walutowego (por. *Monitor Konwergencji Cyklicznej* nr 1/2009). **Niski poziom synchronizacji szoków popytowych mógłby natomiast być powodem zwiększonych wahań PKB po przystąpieniu do strefy euro. Skala tego zjawiska zależy jednak od efektywności alternatywnych mechanizmów absorpcji wstrząsów** (kanałów: konkurencyjności, fiskalnego i finansowego), które mogłyby złagodzić występujące szoki w obliczu osłabionego wpływu na politykę pieniężną.

Podobnie jak w przypadku szoków popytowych i podaźowych ogółem, **również szoki wewnętrzne** (wyodrębnione z krajowych szeregów przy uwzględnieniu kształtowania się aktywności gospodarczej w strefie euro) **wykazują dużą rozbieżność w porównaniu ze wstrząsami w strefie euro** (Rys. 19 i Rys. 20). Poziom skorelowania wewnętrznych szoków podaźowych, który w II kw. 2009 r. wyniósł 0,13 (tj. tyle co w Czechach i na Słowacji), w analizowanym okresie obniżył się osiągając poziom -0,12 w II kw. 2010 r. Poziom synchronizacji wewnętrznych szoków popytowych uległ w tym okresie stabilizacji na poziomie ok. 0,15.

Do istotnych aspektów analizy konwergencji cyklicznej należy również zbadanie reakcji aktywności gospodarczej na szoki koniunkturalne. Pozwala to na ocenę podobieństwa gospodarek w zakresie 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.

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

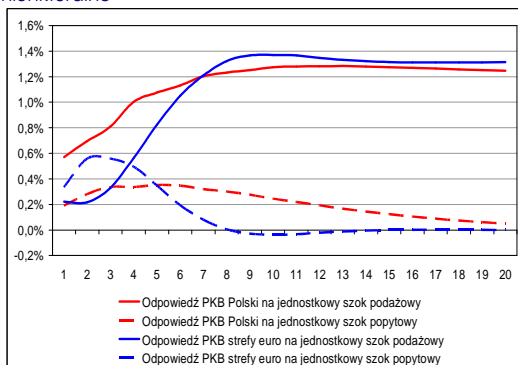


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modelu.

Reakcja PKB Polski i strefy euro w odpowiedzi na jednostkowy szok podaży jest zbliżona w długim okresie i wynosi 1,2-1,3% PKB (Rys. 22). W krótkim okresie polski produkt reaguje silniej niż strefa euro na impuls podaży (1% PKB po czterech kwartałach wobec 0,6% dla strefy euro), przy jednoczesnej słabszej reakcji na szok popytowy (0,3% PKB po czterech kwartałach wobec 0,5% dla strefy euro). Odpowiedź PKB na impuls popytowy w długim okresie (zbiegająca do 0 w obu obszarach) stanowi założenie modelu, jako jeden z warunków identyfikowalności szoków strukturalnych w ramach dekompozycji Blancharda-Quah (Nota metodologiczna 3).

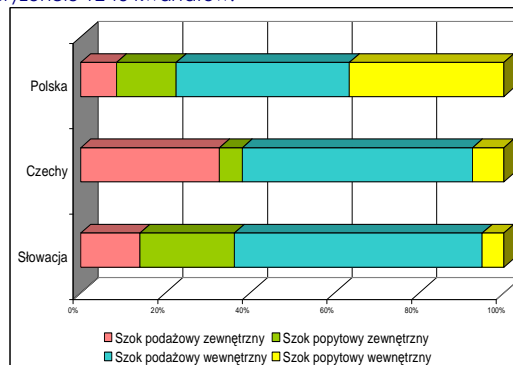
Obserwowany w Polsce wysoki poziom synchronizacji reakcji PKB na szoki ze strefy euro nie stanowi wyjątku wśród krajów regionu (Rys. 21). Zarówno Czechy, jak i Słowacja charakteryzują się wysoką korelacją szoków podaży (ponad 0,9), przy jednocześnie wyższej niż w Polsce korelacji odpowiedzi na szoki popytowe (0,9 w Czechach i 0,8 na Słowacji).

Rys. 22. Skumulowane funkcje reakcji PKB na impulsy koniunkturalne



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

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

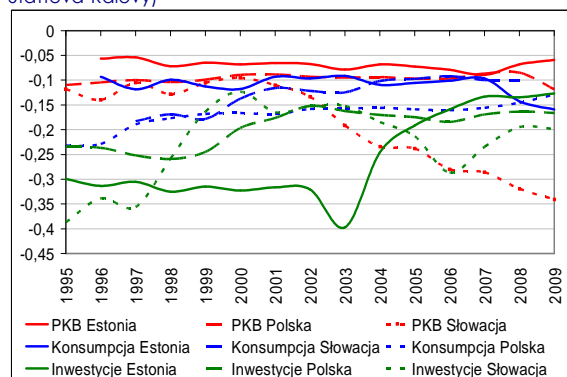


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Węgry nieuwzględnione ze względu na brak stabilności modelu.

Temat specjalny

Ocena stopnia przygotowania Estonii do wprowadzenia euro z perspektywy konwergencji realnej

Rys. 24. Podobieństwo struktury PKB, konsumpcji prywatnej i inwestycji poszczególnych gospodarek i strefy euro (indeks Štatteva-Ralevy)

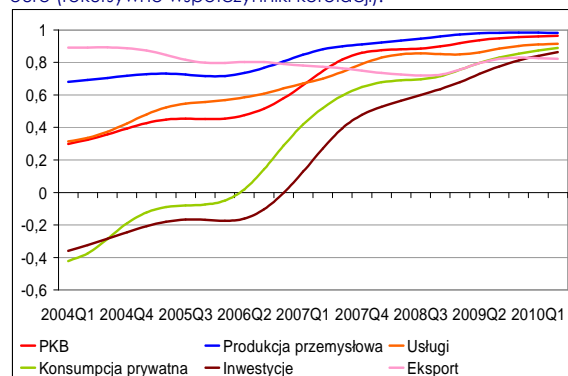


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rozszerzenie strefy euro o kolejny kraj – Estonię – z dniem 1 stycznia 2011 r. rodzi pytanie o stopień przygotowania tego państwa do pełnego uczestnictwa w trzecim etapie konwergencji nominalnej zostało podkreślone przez Komisję Europejską i Europejski Bank Centralny w Raportach o konwergencji, a następnie formalnie potwierdzone decyzją Rady Ecofin o uchyleniu derogacji. Niniejszy **Temat specjalny stanowi natomiast próbę oceny gotowości Estonii do wprowadzenia euro z punktu widzenia konwergencji realnej**. Ocena ta dokonana została w zestawieniu z wynikami kraju, który wprowadził euro w 2009 r. (Słowacja) oraz kraju będącego wciąż na ścieżce przygotowań (Polska).

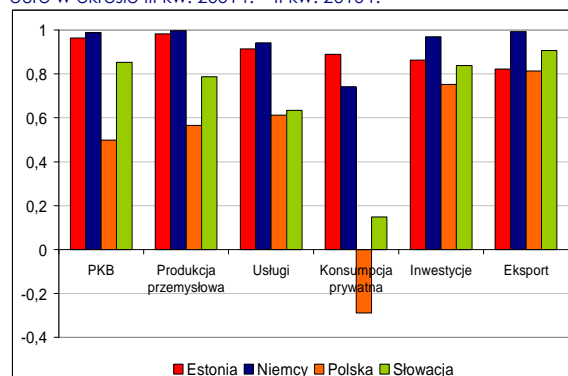
Na tle wskazanych krajów **podobieństwo struktur gospodarczych Estonii i strefy euro jest wysokie** (Rys. 24).

Rys. 25. Skorelowanie komponentów cyklicznych PKB oraz jego popytowych i podażyowych składowych między Estonią i strefą euro (rekursywnie współczynniki korelacji).



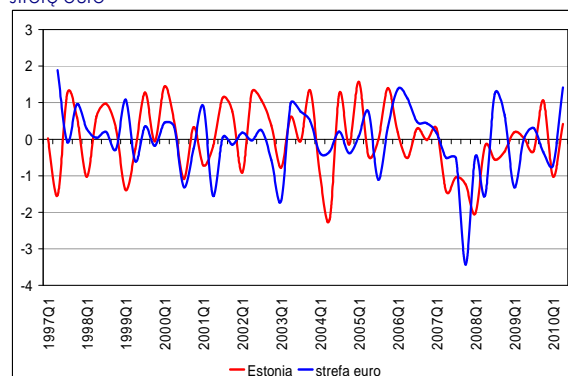
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 26. Skorelowanie komponentów cyklicznych PKB i jego składowych między poszczególnymi gospodarkami i strefą euro w okresie III kw. 2001 r. – II kw. 2010 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 27. Szeregi szoków podażyowych dotyczących Estonii i strefę euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Podobieństwo struktur PKB (wg NACE) utrzymuje się na stabilnym i relatywnie wysokim poziomie przez cały okres próby. Niewielkie różnice wynikają przede wszystkim z wyższego niż w strefie euro udziału handlu i napraw w tworzeniu PKB oraz z niższego udziału usług publicznych.

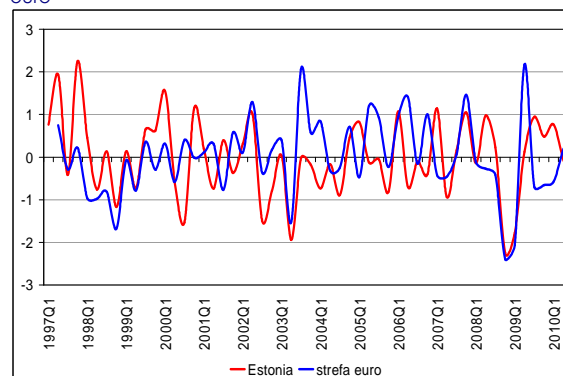
W zakresie wydatków na inwestycje (wg CPA) od 2004 r. obserwowany jest wyraźny wzrost podobieństwa struktur gospodarki Estonii i strefy euro. Wyrównaniu uległ w tym okresie m.in. udział wydatków na sprzęt transportowy (z 17% do 9%, wobec 10% w strefie euro). Udział inwestycji w budownictwo mieszkaniowe jest w Estonii wciąż wyraźnie niższy (13% wobec 25% w strefie euro), a w budownictwo infrastrukturalne i komercyjne zdecydowanie wyższy (39% wobec 27%), co jest związane z niwelowaniem różnic w poziomie rozwoju gospodarczego między oboma obszarami.

Obserwowana w latach 2008-2009 **dywergencja struktur konsumpcji (wg COICOP) jest skutkiem dotkliwego spadku PKB** (a wraz z tym i konsumpcji), przez co wzrósł udział wydatków na dobra o niskiej elastyczności dochodowej (żywność). Pozwala to oczekiwać wzrostu podobieństwa struktur wraz z poprawą koniunktury.

Relatywnie wysokiemu poziomowi podobieństwa struktur gospodarczych Estonii i strefy euro towarzyszy **wyraźny wzrost poziomu synchronizacji cyklu koniunkturalnego** w obu obszarach (Rys. 25). **Poziom skorelowania poszczególnych składowych cyklicznych ze strefą euro jest w przypadku Estonii zbliżony do Niemiec** (mogących służyć jako punkt odniesienia) i wyraźnie wyższy (z wyłączeniem korelacji wahań eksportu) niż na Słowacji i w Polsce (Rys. 26).

Wzrost poziomu synchronizacji cykli koniunkturalnych oraz podobieństwo struktur gospodarczych w Estonii i strefie euro pozwalają **oczekiwać upodobnienia się trajektorii szoków** w obu obszarach (Rys. 27 i 28).

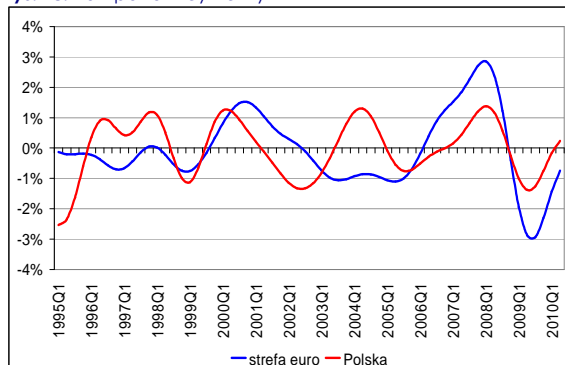
Rys. 28. Szeregi szoków popytowych dotyczących Estonii i strefę euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

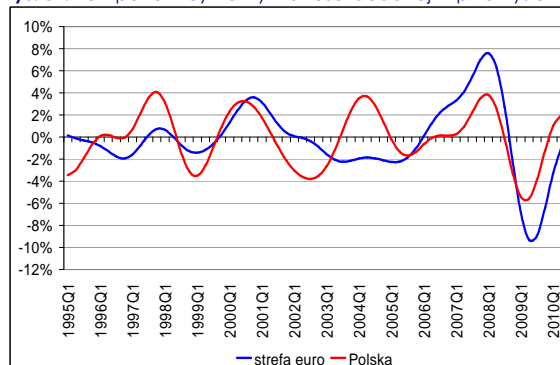
Aneks. Komponenty cykliczne poszczególnych miar aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro

Rys. 28. Komponent cykliczny PKB



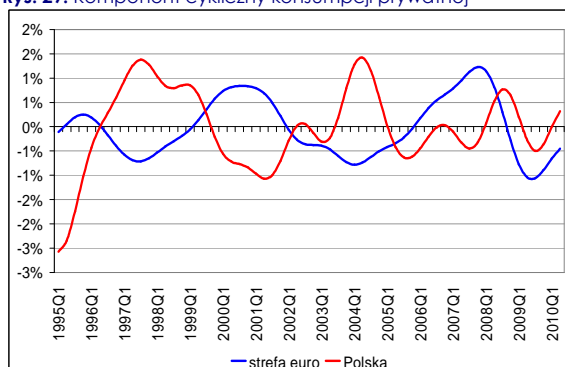
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 31. Komponent cykliczny wartości dodanej w przemyśle



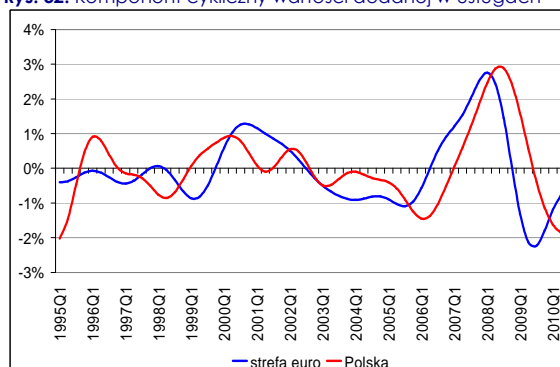
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 29. Komponent cykliczny konsumpcji prywatnej



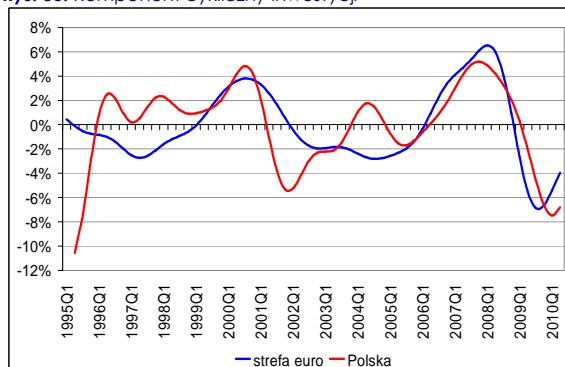
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 32. Komponent cykliczny wartości dodanej w usługach



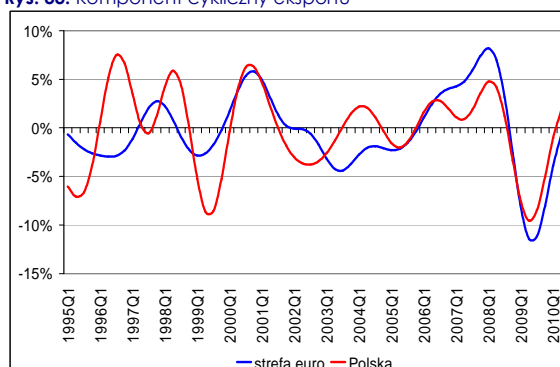
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 30. Komponent cykliczny inwestycji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Rys. 33. Komponent cykliczny eksportu



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.