

Michał Bernardelli[‡], Mariusz Próchniak[∗], Bartosz Witkowski[‡]

Konwergencja dochodowa w krajach UE: ujęcie miesięczne^{∗∗}

Streszczenie

Celem artykułu jest weryfikacja hipotezy o istnieniu konwergencji typu β dla całej grupy UE28, opartej na szacunkach poszczególnych zmiennych w ujęciu miesięcznym. Na podstawie punktów zwrotnych w ścieżkach wzrostu gospodarczego krajów UE, zidentyfikowanych z wykorzystaniem ukrytych modeli Markowa, wprowadzono do modelu regresji załamania strukturalne w latach 2008 i 2013. Wartością dodaną badania jest uzyskanie miesięcznych oszacowań tempa konwergencji według ekstrapolowanych danych z użyciem miesięcznych wartości wskaźnika nastrojów gospodarczych pochodzących z badań ankietowych. Hipoteza konwergencji β na podstawie danych miesięcznych została pozytywnie zweryfikowana. Okazało się jednak, że zbieżność zachodziła w różnym tempie (między punktami zwrotnymi). Zauważono ponadto duże odchylenia oszacowań dla ekstrapolowanych miesięcznych danych w stosunku do wyników opartych na zaobserwowanych rocznych wartościach szeregów czasowych. Badania nad konwergencją w cyklu miesięcznym umożliwiają zatem uzyskanie pełniejszego obrazu ścieżek wzrostu gospodarczego w krajach UE.

Słowa kluczowe: doganianie, zbieżność, konwergencja, ekstrapolacja, Unia Europejska

Kod klasyfikacji JEL: C61, E32, O47, O52

[‡] Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Instytut Ekonometrii

[∗] Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Gospodarki Światowej, Katedra Ekonomii II

^{∗∗} Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki (nr rejestracyjny projektu: 2015/19/B/HS4/00362).

Income Convergence in the EU Countries: Monthly Approach

Abstract

The aim of the article is to verify the β convergence hypothesis for the whole EU28 group with the use of monthly data. On the basis of turning points in the economic growth paths of EU countries, identified using hidden Markov models, the structural breakdowns in 2008 and 2013 were introduced into the regression model. The added value of the study is monthly estimates of the convergence rate based on extrapolated time series using monthly values of the economic sentiment indicator. The β convergence hypothesis was positively verified on the basis of monthly data. It turned out, however, that the convergence was taking place at different rates between the turning points. In addition, large deviations in estimates for extrapolated monthly data were observed in relation to results based on official annual time series. Convergence analysis based on the monthly basis allows to get a more precise picture of the economic growth paths in EU countries.

Keywords: catching up, convergence, extrapolation, European Union

JEL classification: C61, E32, O47, O52

1. Wprowadzenie

Konwergencja (zbieżność) dochodowa typu β występuje, gdy kraje słabiej rozwinięte wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje wyżej rozwinięte. Wnioski z badań nad istnieniem i tempem konwergencji zależą od użytej metody badania. Rozbieżności wynikają nie tylko z różnic między zastosowanymi metodami analizy, ale również, a może przede wszystkim, z różnic w zbiorach danych będących przedmiotem badań. Brak odporności wyników w zakresie hipotezy zbieżności jest dobrze zilustrowany w pracy przeglądowej nt. konwergencji dochodowej autorstwa Próchniaka i Witkowskiego (2016). Dodatkowe utrudnienie w wiarygodnej interpretacji wyników stanowią krótkie szeregi zmiennych (zwłaszcza w przypadku krajów postsocjalistycznych) oraz brak stabilności czasowej otrzymanych rezultatów. W większości badań dominująca zmienna określająca poziom dochodów związana jest z produktem krajowym brutto (PKB). Oznacza to, że granulacja danych, na podstawie których wysuwane są wnioski, jest na ogół nie większa niż rok, a z obliczeniami na kolejny okres trzeba czekać 12 miesięcy (chyba że do obliczeń zostaną wykorzystane prognozy; te jednak są mało wiarygodne). W przypadku PKB można wykorzystać kwartalne statystyki, jednak takie ujęcie jest stosowane rzadko przede wszystkim dlatego, że nie poprawia to w znacznym stopniu dostępności danych (kwartalne statystyki PKB są publikowane przez urzędy statystyczne z dużym opóźnieniem). Można przypuszczać, że niezwłoczna dostępność danych miesięcznych, które prawidłowo odzwierciedlałyby wahania wielkości końcowej produkcji krajowej, umożliwiłaby nie tylko potencjalnie dokładniejszą estymację szybkości procesu konwergencji, ale też częstszą aktualizację obliczeń, a tym samym dokładniejszą identyfikację załamań strukturalnych z większym wyprzedzeniem.

Warunkiem powodzenia jest, by dane miesięczne były publikowane stosunkowo szybko i przedstawiały ujęcie faktyczne, a nie prognozy oparte na wiedzy eksperckiej, które mają bardzo często małą wiarygodność ekonomiczną. Można teoretycznie wykorzystać prognozy PKB w badaniach nad konwergencją i w ten sposób uzyskać wyniki uwzględniające szereg czasowy kończący się na okresie bieżącym, a nawet wybiegający w przyszłość (i z uwagi na opóźnienia w publikacji danych podejście z uwzględnieniem prognoz jest bardzo często stosowane). Należy jednak pamiętać, iż wyniki są zniekształcone z uwagi na to, iż dane za ostatnie lata są wstępnymi szacunkami. Przykładowo, często są stosowane prognozy Międzynarodowego Funduszu Walutowego, który dokonuje rocznych prognoz podstawowych wskaźników ekonomicznych (w tym tempa wzrostu gospodarczego i poziomu PKB) nawet na 5 lat wprzód (Międzynarodowy

Fundusz Walutowy, 2017), jednak nie są to wyniki oparte na twardych danych.

Celem niniejszego badania jest próba oszacowania tempa konwergencji typu β na podstawie danych o większej niż roczna granulacji. W szczególności, celem artykułu jest sprawdzenie, czy uwzględnienie miesięcznych wahań aktywności gospodarczej poprawia wnioskowanie co do tempa zbieżności oraz jakie są implikacje takiego podejścia w zakresie stabilności czasowej procesu doganiania. Główna hipoteza badawcza mówi, że określenie ścieżki konwergencji dochodowej na podstawie danych częstszych niż roczne, a ściślej, danych miesięcznych, umożliwia uzyskać pełniejszy obraz zjawiska zbieżności.

W pracy dokonano próby oszacowania tempa konwergencji β na podstawie miesięcznych danych o dynamice produkcji oraz przeprowadzono analizę stabilności czasowej parametrów modelu z przerwami strukturalnymi. Załamaniem strukturalnym są punkty zwrotne ścieżek wzrostu gospodarczego krajów Unii Europejskiej (UE). Badanie obejmuje 28 krajów UE i okres 1996-2017. W równaniach regresji zmienną objaśnianą jest stopa wzrostu realnego PKB na mieszkańca według parytetu siły nabywczej (PSN). W zbiorze regresorów znajduje się kilka zmiennych (w tym początkowy poziom dochodu *per capita*). Oznacza to, że analizujemy zjawisko konwergencji warunkowej. Model zbieżności β został oszacowany dla całego okresu, jak również dla podokresów określonych przez punkty zwrotne.

O ile zastosowana metoda jest powszechnie stosowana w badaniach nad konwergencją, o tyle wartością dodaną analizy jest zaproponowanie sposobu ekstrapolacji danych w celu wydłużenia szeregów czasowych PKB *per capita* o kolejne miesiące w stosunku do ostatniego roku, dla którego oficjalne dane o wolumenie produkcji są dostępne. Ekstrapolacja⁵ jest wykonywana na podstawie miesięcznych notowań wskaźnika nastrojów gospodarczych, nazywanego także wskaźnikiem koniunktury (*economic sentiment indicator* – ESI). Wskaźnik koniunktury, pochodzący z badań ankietowych, cechuje się szybką dostępnością danych. Ma on jednocześnie bardzo dobre właściwości wyprzedzające lub równoległe (synchroniczne) w stosunku do zmian realnej aktywności gospodarczej (zob. np. Matkowski, 1999).

⁵ Termin „ekstrapolacja” jest używany w tym artykule nie tylko w standardowym znaczeniu do ekstrapolacji danych „na przyszłość”, co można traktować jako wyznaczanie prognozy, ale także do ekstrapolacji historycznych szeregów czasowych na okresy, dla których dostępne już są dane rzeczywiste. Ekstrapolacja przeszłych danych ma na celu porównanie ekstrapolowanych i faktycznych szeregów czasowych.

Zastosowanie wskaźnika koniunktury do prognozowania zmian aktywności gospodarczej w ujęciu miesięcznym miało miejsce w następujący sposób. Na początku utworzono hipotetyczne szeregi czasowe wielkości produkcji w ujęciu miesięcznym i na ich podstawie obliczono szybkość procesu zbieżności. Następnie, uzyskane w ten sposób miesięczne oszacowania tempa konwergencji zostały porównane z wynikami estymacji na podstawie danych rocznych.⁶

Artykuł składa się z pięciu części. Po wprowadzeniu, przedstawiono dane wykorzystane w badaniu oraz ich krótką charakterystykę. Uwzględniono przy tym identyfikację punktów zwrotnych wyznaczonych z wykorzystaniem ukrytych modeli Markowa w badaniu Bernardellego i in. (2017). W trzeciej części opisano szczegóły metodologiczne związane m.in. z przyjętą ekstrapolacją szeregów czasowych oraz estymatorem systemowym Blundella i Bonda, który został wykorzystany do oszacowania ekonometrycznego modelu zbieżności dochodowej. Analiza konwergencji typu β w ujęciu miesięcznym została przedstawiona w kolejnej, czwartej części. Artykuł zakończono podsumowaniem i przedstawieniem najważniejszych wyników.

2. Charakterystyka danych

W badaniu użyto szeregi czasowe pochodzące z baz danych Międzynarodowego Funduszu Walutowego (2017), Banku Światowego (2017) oraz Eurostatu (2018). Ponieważ z wielu badań empirycznych wynika, że analiza konwergencji warunkowej daje pełniejszy obraz zjawiska zbieżności (zob. np. Rogut i Roszkowska, 2006), w ekonometrycznym modelu konwergencji uwzględniono więcej zmiennych niż tylko początkowy poziom PKB *per capita*. Mianowicie, jako zestaw czynników kontrolnych w modelu konwergencji β wykorzystano następujące zmienne:

- inflacja mierzona średnim wzrostem cen towarów i usług konsumpcyjnych (%) [inf];
- stopa inwestycji (% PKB) [inv];
- dynamika eksportu towarów i usług (zmiana w %) [exp].

⁶ Analiza konwergencji w ujęciu teoretycznym dotyczy długookresowego tempa wzrostu gospodarczego. Niemniej jednak, w badaniach empirycznych analizuje się obserwowane tempo wzrostu produkcji w poszczególnych krajach, które uwzględnia także krótkookresowe wahania będące skutkiem rozmaitego rodzaju szoków popytowych. Z tego powodu analiza konwergencji w ujęciu miesięcznym wydaje się być uzasadniona. Tym bardziej, że z punktu widzenia polityki gospodarczej znajomość wyników otrzymanych na podstawie danych miesięczne umożliwi szybsze dostosowanie polityki i ustabilizowanie gospodarki (niż na podstawie danych rocznych lub kwartalnych).

Oczywiście, w równaniach występuje także zmienna PKB na mieszkańca wg PSN z poprzedniego roku (w cenach stałych z 2011 r. w \$) [loggdp_t-1], która umożliwi weryfikację zjawiska zbieżności.

Zbiór zmiennych kontrolnych uwzględnia głównie popytowe determinanty wzrostu gospodarczego, wpływające w największym stopniu na roczne wahania wielkości produkcji. Analizą nie objęto zmiennych, które wpływałyby na długoterminowe tempo wzrostu gospodarczego, jak np. kapitał ludzki lub instytucje. Tego typu zmienne oddziałują na wzrost gospodarczy od strony popytowej i nie wyjaśniają w dostateczny sposób rocznej zmienności stóp wzrostu PKB *per capita*.

W modelu uwzględniono załamania strukturalne w latach 2008 i 2013 (inne np. w pracy Próchniaka i Witkowskiego, 2013). Lata te zostały wyznaczone na podstawie punktów zwrotnych w ścieżkach wzrostu gospodarczego krajów UE, zidentyfikowanych z użyciem ukrytych modeli Markowa (Bernardelli i in., 2017). Identyfikacja punktów zwrotnych w tym badaniu została dokonana na podstawie kwartalnych temp wzrostu PKB dla grupy 28 krajów UE jako całości⁷. Dla grupy UE28 zostały zidentyfikowane następujące punkty zwrotne: III kwartał 2008 r. (szczyt) i III kwartał 2013 r. (dno) (Rysunek 1).

W związku z wprowadzeniem załamań strukturalnych do modelu konwergencji β , równania regresji w niniejszym badaniu zostały oszacowane na podstawie danych z całego okresu (1998-2016), a także dla trzech krótszych podokresów (1998-2007, 2008-2012 i 2013-2016). Takie podejście pozwala ocenić, w jaki sposób tempo konwergencji zmieniało się w czasie pomiędzy załamaniami strukturalnymi.

W analizie nie ograniczono się tylko do wykorzystania danych rocznych. Dokonano również ekstrapolacji zmiennych na kolejne miesiące na podstawie miesięcznych wskaźników nastrojów gospodarczych z danych ankietowych przeprowadzanych w poszczególnych krajach UE.⁸

Wskaźnik nastrojów gospodarczych ESI jest złożonym indeksem obliczanym jako średnia ważona pięciu wskaźników koniunktury w poszczególnych sektorach gospodarki: przemyśle (z wagą 40%), budownictwie (5%), usługach (30%), handlu detalicznym (5%) oraz sektorze gospodarstw domowych (20%). Sektorowe wskaźniki koniunktury są średnimi arytmetycznymi wyrównanych sezonowo sald odpowiedzi na

⁷ W tej pracy dokonano również oszacowania załamań strukturalnych na podstawie miesięcznych szeregów wartości wskaźników koniunktury (pochodzących z badań ankietowych).

⁸ W Polsce tego typu badania są prowadzone m.in. przez GUS oraz przez Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH.

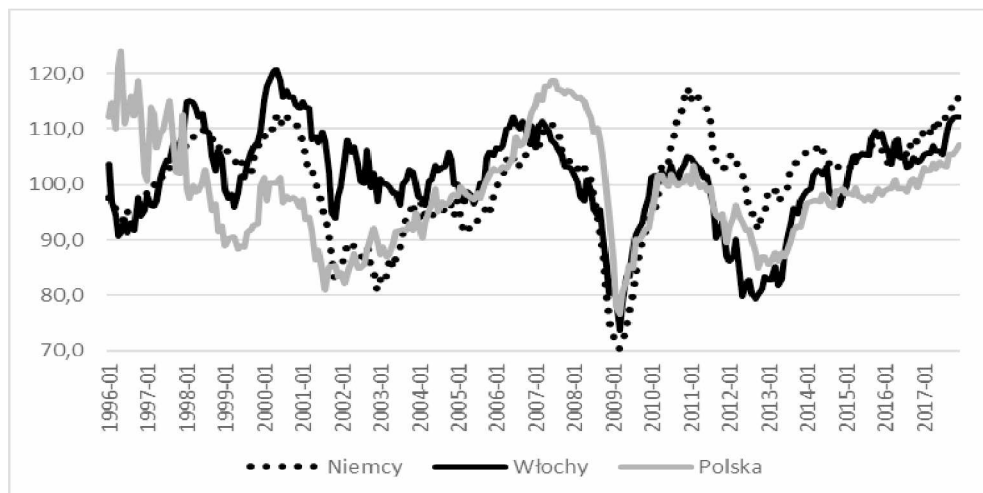
pytania dotyczące danego zakresu tematycznego (np. produkcji przemysłowej dla wskaźnika koniunktury w przemyśle). Ogólny wskaźnik koniunktury ESI jest obliczany jako indeks ze średnią na poziomie 100 i odchyleniem standardowym równym 10 dla pewnego ściśle określonego okresu. Wskaźniki koniunktury są publikowane przez Komisję Europejską w ujęciu miesięcznym.



Rysunek 1. Punkty zwrotne zidentyfikowane na podstawie kwartalnych temp wzrostu PKB dla grupy UE28 jako całości.

Źródło: Bernardelli i in., (2017).

Badania na temat wykorzystania danych ankietowych w analizach koniunktury (zob. np. Matkowski & Próchniak, 2008; Adamowicz i in., 2004; Adamowicz i in., 2012) dowodzą, że są one dobrym substytutem oficjalnych statystyk. Wskaźnik nastrojów gospodarczych, publikowany przez Komisję Europejską, odzwierciedla miesięczne zmiany aktywności gospodarczej w danym kraju. Mimo zauważalnych podobieństw dotyczących tendencji zmian w skali całej UE, widoczne są także okresowe rozbieżności między poszczególnymi gospodarkami. Wartości wskaźnika nastrojów gospodarczych ESI w okresie od stycznia 1996 r. do grudnia 2017 r. dla Niemiec, Polski i Włoch przedstawione są na Rysunku 2. Wyraźne pogorszenie się nastrojów w latach 2008-2010, związane ze światowym kryzysem finansowym i gospodarczym, a także tendencja wzrostowa od 2013 r., są jednymi z wielu wspólnych elementów zachowania się wskaźnika. Widoczne są jednakże i odstępstwa od wspólnego wzorca; np. znacznie lepsze nastroje gospodarcze w Polsce w połowie lat dziewięćdziesiątych czy też w Niemczech w 2011 r.



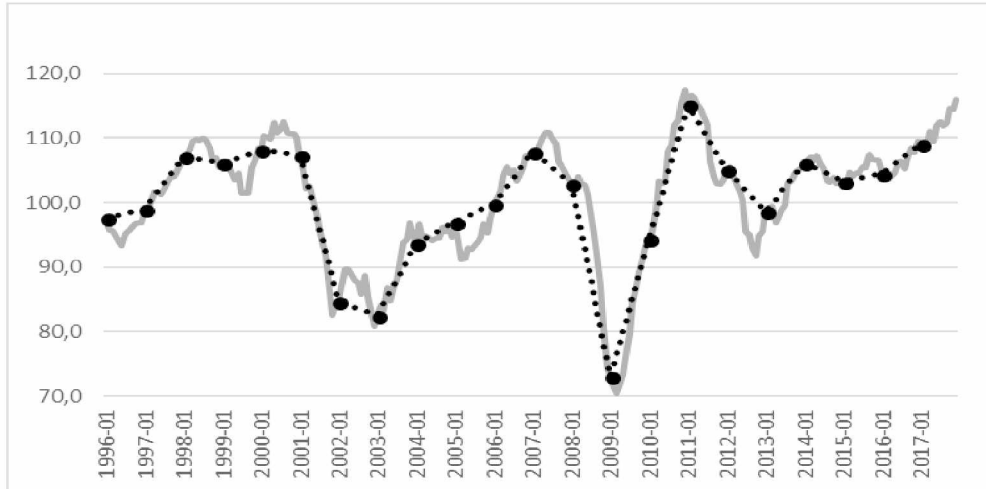
Rysunek 2. Wskaźnik nastrojów gospodarczych w latach 1996-2017 w Niemczech, Polsce i Włoszech.

Miesięczne wskaźniki oferują możliwość szybkiego zdiagnozowania zmian w aktywności gospodarczej i w efekcie stwarzają możliwość natychmiastowej reakcji polityki gospodarczej np. w celu przeciwdziałania zbliżającej się recesji lub spowolnieniu gospodarczemu. W przypadku wskaźnika koniunktury ESI można określić jego przydatność do oceny miesięcznych zmian sytuacji gospodarczej w danym kraju w ciągu roku przez porównanie oryginalnych miesięcznych szeregów czasowych tego wskaźnika z hipotetycznymi jego wartościami uzyskanymi poprzez interpolację na podstawie danych dla jednej obserwacji w roku. Takie porównanie dla Niemiec oraz Polski jest przedstawione na Rysunkach 3 i 4. Przyjęto, że obserwacje dla stycznia odpowiadają danym oryginalnym⁹, zaś obserwacje w pozostałych miesiącach powstają poprzez liniową interpolację styczniowych wartości. Uwzględnienie na rysunkach wartości interpolowanych ma na celu pokazanie, że dane o mniejszej niż miesięczna granulacji nie oddają pełnego obrazu wahań aktywności gospodarczej.

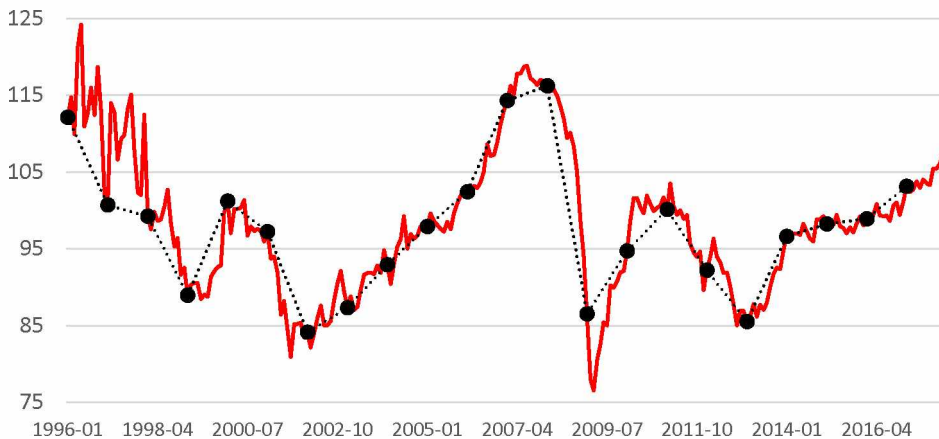
O ile gospodarka Niemiec wydaje się dość stabilna, a odchylenia w skali roku nie są znaczne, o tyle gospodarka Polski cechuje się większą miesięczną zmiennością i wahaniami nastrojów. Widać to wyraźnie na przykładzie danych z końca ubiegłego wieku, gdy wahania aktywności gospodarczej na podstawie danych miesięcznych były wyraźnie większe niż

⁹ Kontrolne obliczenia wskazują, iż zmiana miesiąca, któremu są przypisane dane oryginalne, nie wpływa znacząco na wyniki analiz.

wskazywałyby dane roczne. Podobnie, kryzys w 2009 r. wpłynął bardziej na nastroje Polaków niż mogłoby się wydawać na podstawie oceny danych rocznych. Tak silne zmiany wolumenu produkcji nie byłyby widoczne, gdyby analiza uwzględniała tylko dane styczniowe z kolejnych lat.

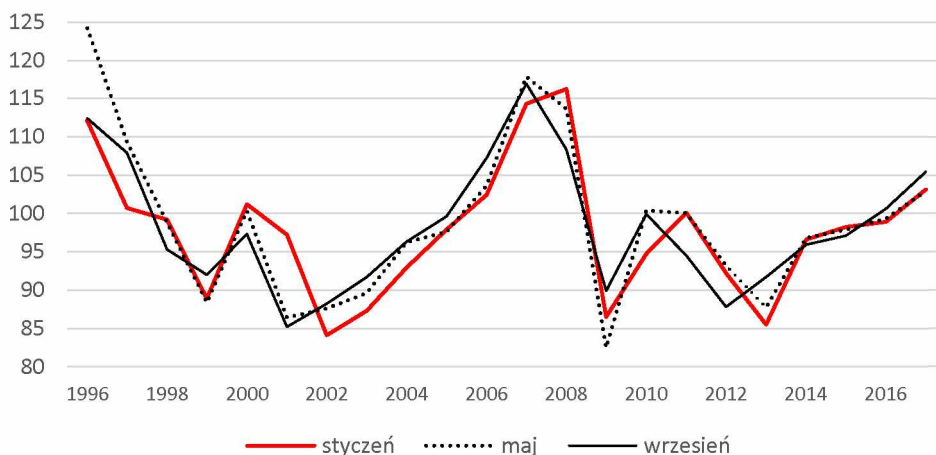


Rysunek 3. Wskaźnik nastrojów gospodarczych w latach 1996-2017 w Niemczech: wskazania miesięczne (linia ciągła) oraz interpolacja danych z początku lat (linia przerywana, zaznaczono punkty odpowiadające styczniom).



Rysunek 4. Wskaźnik nastrojów gospodarczych w latach 1996-2017 w Polsce: wskazania miesięczne (linia ciągła) oraz interpolacja danych z początku lat (linia przerywana, zaznaczono punkty odpowiadające styczniom).

Jeszcze jaskrawszy obraz różnic między uśrednionymi danymi rocznymi a wartościami w poszczególnych miesiącach może dać porównanie sytuacji, w której za wynik z danego roku zostałyby przyjęte wartości wskaźnika nastrojów gospodarczych z różnych miesięcy. Na Rysunku 5 przedstawiono interpolowane wartości szeregu czasowego, gdzie za punkt zakotwiczenia przyjęto różne miesiące danego roku (styczeń, maj lub wrzesień).



Rysunek 5. Wskaźnik nastrojów gospodarczych w latach 1996-2017 w Polsce – wartości interpolowane dla różnych punktów zakotwiczenia: styczeń, maj lub wrzesień

Znaczne różnice między wartościami wskaźników nastrojów w wybranych miesiącach stanowią empiryczny dowód na zasadność stosowania danych miesięcznych (o ile są dostępne). Problem pojawia się w przypadku ich braku. W dalszej części artykułu przedstawiona zostanie propozycja ekstrapolacji brakujących danych, której wyniki mogłyby zostać użyte w modelu konwergencji.

3. Metoda badania

Analiza empiryczna składa się z dwóch etapów. Pierwszy polega na ekstrapolacji danych z rocznych na miesięczne. Jest to niezbędne do wykonania drugiego etapu, w którym weryfikowana jest hipoteza konwergencji β z załamaniami strukturalnymi.

Neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego (Solow, 1956; Mankiw i in., 1992; Nonneman & Vanhoudt, 1996) potwierdzają konwergencję

w sposób warunkowy, co oznacza, że ma ona miejsce, gdy wszystkie gospodarki dążą do tego samego stanu ustalonego. Jako że kraje UE są względnie homogeniczne pod względem czynników gospodarczych, politycznych i społecznych, i można byłoby przyjąć założenie o ich wspólnym stanie ustalonym, to jednak jest ono zbyt uproszczające. Z tego powodu w niniejszym badaniu do analizy konwergencji stosujemy równania regresji wielorakiej, które umożliwią wyodrębnienie wpływu innych czynników na tempo wzrostu PKB niż początkowy poziom dochodu. Cytowane prace Mankiwa i in. (1992) oraz Nonnemana i Vanhoudta (1996) są przesłanką do uwzględnienia innych niż początkowy poziom dochodu zmiennych objaśniających w równaniu regresji i przez to wskazują na konieczność testowania konwergencji w ujęciu warunkowym. Niemniej jednak, znane są badania dotyczące krajów Europy Środkowo-Wschodniej (oraz szerszej grupy państw postsocjalistycznych), w których (badaniach) testowana jest tylko hipoteza konwergencji absolutnej (Rapacki & Próchniak, 2007; Próchniak, 2018), co ma tę zaletę, iż taka zbieżność jest bezpośrednio obserwowana na podstawie danych pochodzących z oficjalnej statystyki gospodarczej.

Większość empirycznych badań wzrostu gospodarczego, w tym realnej konwergencji, oparta jest – przede wszystkim ze względu na dostępność – na danych rocznych.¹⁰ Celem niniejszego badania jest próba oszacowania konwergencji typu β na podstawie danych o większej niż roczna granulacji. W tym celu dokonano ekstrapolacji danych użytych w badaniu do częstotliwości miesięcznej. Dotyczy to wszystkich zmiennych: wielkości PKB na mieszkańca wg PSN [*gdp*], stopy inflacji, stopy inwestycji oraz dynamiki eksportu. Jako elementu skalującego użyto miesięcznego wskaźnika nastrojów gospodarczych ESI.

Dla każdej ze zmiennych $var \in \{gdp, inf, inv, exp\}$ oraz dla lat $t \in \{1998, 1999, \dots, 2016\}$ zastosowano procedurę ekstrapolacji, którą można opisać w następujących krokach:

1. Wyznaczenie miesięcznego czynnika skalującego $c_{t,m}$ dla $m = 1, 2, \dots, 12$.

Czynnik $c_{t,m}$ wyznaczany jest na podstawie miesięcznego wskaźnika nastrojów gospodarczych *sentiment_ind*. Ściślej mówiąc, dla miesiąca od lutego ($m = 2$) do grudnia ($m = 12$) danego roku t wartość czynnika jest równa

$$c_{t,m} = \frac{sentiment_ind_{t,m}}{sentiment_ind_{t-1,m}}, \quad (1)$$

¹⁰ Z uwagi na ograniczenia co do objętości tekstu nie przedstawiamy szczegółowego przeglądu literatury nt. zjawiska konwergencji (zob. np. Malaga, 2004).

gdzie $\text{sentiment_ind}_{t,m}$ oznacza wartość wskaźnika w roku t i miesiącu $m > 1$. Przyjmujemy, że dla stycznia ($m = 1$) wartość czynnika skalującego $c_{t,1} = 1$ dla $t = 1998, 1999, \dots, 2016$. Czynnikiem skalującym jest zatem stosunek wartości wskaźnika nastrojów gospodarczych między danym miesiącem a analogicznym miesiącem poprzedniego roku (co umożliwi określenie dynamiki zmiennej w ujęciu rocznym i jest wolne od zakłóceń sezonowych). Wartość większa od 1 oznacza, że nastroje w danym miesiącu w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku uległy poprawie, zaś wartości mniejsze od 1 oznaczają pogorszenie się nastrojów.

2. *Obliczenie wartości ekstrapolacji zmiennej $\text{var}_{t,m}$ na kolejne miesiące roku t na podstawie znanej wartości rocznej $\text{var}(t)$.*

Dla $m = 1$ (styczeń) i $t = 1996, 1997, \dots, 2016$ przyjęto, że

$$\text{var}_{t,1} = \text{var}(t). \quad (2)$$

Wartości zmiennej var w pozostałych miesiącach roku¹¹ wyliczane są w odniesieniu do wartości ze stycznia i biorą pod uwagę względną zmianę nastroju w danym miesiącu w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku, odzwierciedlaną przez wartość czynnika skalującego $c_{t,m}$. Ekstrapolację można zatem zapisać w postaci

$$\text{var}_{t,m} = c_{t,m} * \text{var}_{t,1} \quad (3)$$

lub

$$\text{var}_{t,m} = \frac{1}{c_{t,m}} * \text{var}_{t,1}, \quad (4)$$

dla $m > 1$ i $t = 1998, 1999, \dots, 2016$.

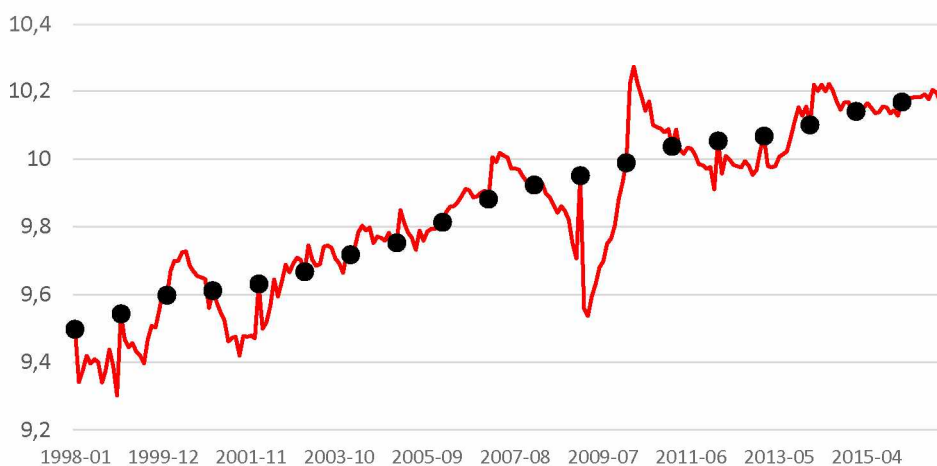
Zastosowanie wzoru (3) lub (4) zależy od konkretnej zmiennej. Jeżeli spodziewamy się jej wzrostu wraz z poprawą nastrojów w danym kraju, to stosujemy wzór (3). Jeżeli natomiast wartości zmiennej maleją, gdy nastroje się poprawiają, to powinniśmy zastosować wzór (4). W przypadku zmiennych użytych w niniejszym badaniu ekstrapolacja z użyciem wzoru (3)

¹¹ W badaniu użyto danych z lat 1996-2016, jednak ze względu na zastosowanie zmiennych instrumentalnych w modelu oraz formułę wyliczania czynnika $c_{t,m}$, dane z lat 1996-1997 nie mogły być użyte we wnioskowaniu.

została przeprowadzona dla zmiennych *gdp*, *inv* oraz *exp*, natomiast do ekstrapolacji inflacji (zmienna *inf*) zastosowano wzór (4).

Przyjęto, że dane ze stycznia są ustalone (i odpowiadają danym dla całego roku)¹², a dane z pozostałych miesięcy są wyznaczane w procedurze ekstrapolacji. Założenie o przypisaniu rocznych danych do konkretnego miesiąca nie ma jednak krytycznego znaczenia z punktu widzenia weryfikacji hipotezy badawczej, toteż wartości zmiennych dla całego roku równie dobrze mogłyby zostać zakotwiczone w dowolnym innym miesiącu.¹³

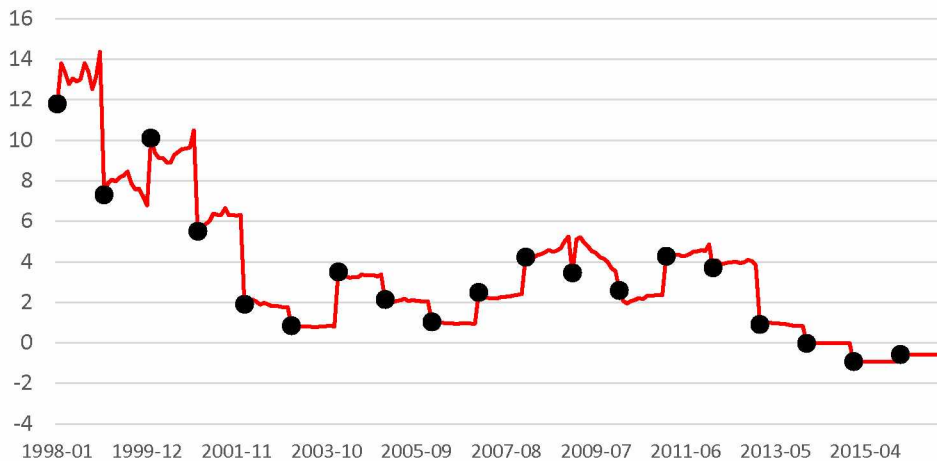
Wyniki dla lat 1998-2016 dla Polski zaprezentowane zostały na Rysunkach 6-9. Widać na nich wyraźnie, że ekstrapolacja nie ma liniowego charakteru i uwzględnia krótkookresowe wahania nastrojów ekonomicznych.



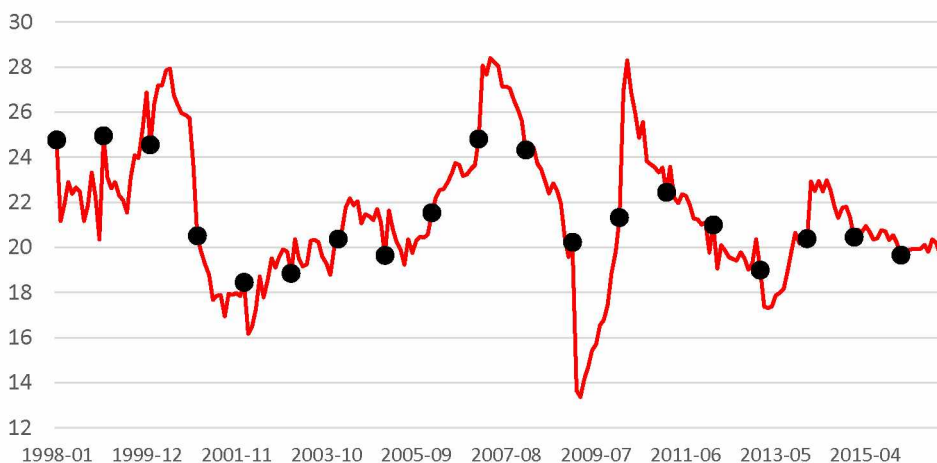
Rysunek 6. Wyniki ekstrapolacji (linia ciągła) logarytmu PKB na mieszkańca wg PSN w Polsce w latach 1998-2016 na tle wartości rzeczywistych (punkty).

¹² Alternatywnym rozwiązaniem byłoby ustalenie wartości bazowej dla wszystkich miesięcy na podstawie średniej wartości z 12 miesięcy w danym roku.

¹³ Wykorzystanie wskaźnika ESI do ekstrapolacji każdego z szeregów czasowych jest pewnym uproszczeniem wynikającym z oryginalnego charakteru proponowanego podejścia. Planowane są dalsze badania, w których wskaźnik ESI zostałby użyty do ekstrapolacji szeregów PKB *per capita*, zaś ekstrapolację poszczególnych zmiennych kontrolnych będzie można wykonać na podstawie sald odpowiedzi na określone pytania z badań ankietowych (wśród takich pytań znajdują się np. pytania o prognozy zmian cen) lub zamiast ekstrapolacji zostaną użyte dane z oficjalnej statystyki gospodarczej (np. miesięczne notowania stóp inflacji). Celem niniejszego badania jest m.in. próba oceny, czy obliczenie tempa konwergencji na podstawie szacunków miesięcznych umożliwi wyprowadzenie nowych wniosków na temat zbieżności. Ekstrapolacja przy użyciu ESI wydaje się na ten użytek wystarczająca.

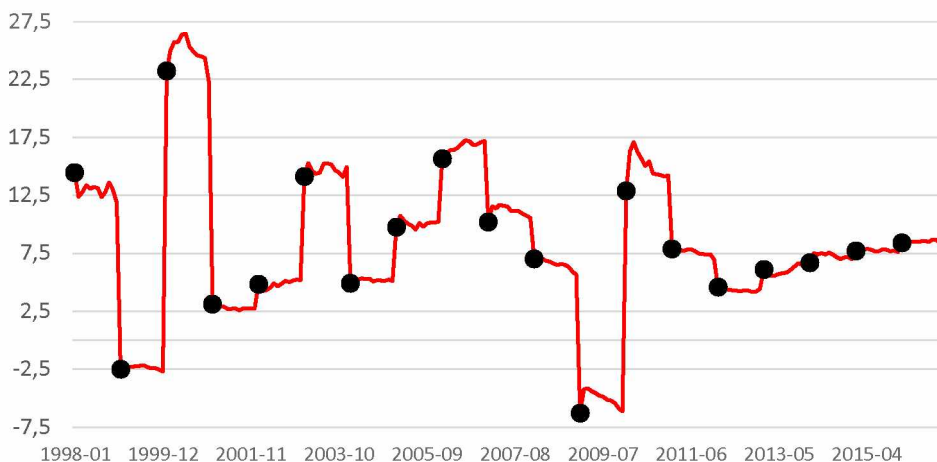


Rysunek 7. Wyniki ekstrapolacji (linia ciągła) inflacji w latach 1998-2016 w Polsce na tle wartości rzeczywistych (punkty).



Rysunek 8. Wyniki ekstrapolacji (linia ciągła) stopy inwestycji w Polsce w latach 1998-2016 na tle wartości rzeczywistych (punkty).

Ekstrapolowane dane wykorzystane zostały do konstrukcji modelu regresji, mającego na celu weryfikację konwergencji β w krajach UE28. W badaniu zostało szacowanych wiele modeli na podstawie danych z różnych przedziałów czasowych. Szczegóły dotyczące przebiegu badania empirycznego są przedstawione w dalszej części. W tym miejscu ograniczymy się jedynie do przedstawienia opisu klasy modeli ekonometrycznych służących do weryfikacji zbieżności.



Rysunek 9. Wyniki ekstrapolacji (linia ciągła) dynamiki eksportu towarów i usług w Polsce w latach 1998-2016 na tle wartości rzeczywistych (punkty).

W niniejszym badaniu zastosowano klasyczne równania typu Barro dla danych panelowych (Barro i Sala-i-Martin, 2003):

$$\Delta_{12} \ln GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{i,t-12} + x'_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

gdzie:

$\Delta_{12} \ln GDP_{it}$ oznacza zmianę realnego logarytmu PKB *per capita* wg PSN w *i*-tym kraju w miesiącu *t* w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku,

β_0 – wyraz wolny,

$\ln GDP_{i,t-12}$ – logarytm PKB *per capita* wg PSN opóźniony o jeden rok (12 miesięcy),

x_{it} – wektor zmiennych będących innymi niż początkowy poziom dochodu czynnikami wzrostu gospodarczego *i*-tego kraju w okresie *t*,

α_i – efekt indywidualny *i*-tego kraju,

ε_{it} – składnik losowy,

' – operacja transpozycji.

Z powodu endogeniczności zmiennej objaśniającej $\ln GDP_{i,t-12}$ konieczne jest przetransformowanie równania (5) do postaci:

$$\ln GDP_{it} = \beta_0 + (\beta_1 + 1) \ln GDP_{i,t-12} + x'_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Umożliwia to odpowiednią instrumentalizację zmiennych objaśniających i estymację modelu z użyciem estymatora uogólnionej metody momentów, jak zastosowany w tej pracy estymator systemowy Blundella i Bonda. Jego aplikacja wymaga przededefiniowania (ograniczenia) zbioru wykorzystywanych instrumentów, uwzględniając iż technicznie estymacji podlega model autoregresyjny 12 rzędu.

W badaniach nad wzrostem gospodarczym regresorami są zazwyczaj różne czynniki zarówno o charakterze popytowym jak i podażowym. W niniejszej analizie stosujemy trzy takie zmienne: stopę inflacji, stopę inwestycji oraz dynamikę eksportu. Wybrane zostały zmienne oddziałujące na wzrost gospodarczy przede wszystkim od strony popytowej, ponieważ w badaniu obejmującym miesięczne wahania produkcji należy uwzględnić krótkookresowe zależności między zmiennymi. Takie zmienne, jak np. kapitał ludzki czy instytucje, nie będą dobrze objaśniać krótkookresowych wahań dynamiki produkcji, gdyż zmiany otoczenia instytucjonalnego są rozłożone w czasie. Na przykład, z badania Rapackiego i in. (2017) wynika, że niektóre elementy otoczenia instytucjonalnego zmieniły się w niewielkim stopniu w krajach Europy Środkowo-Wschodniej przez ostatnie kilkanaście lat.

Wybrany przez nas zestaw zmiennych objaśniających należy traktować jako próbę przykładową. Z punktu widzenia weryfikacji hipotez badawczych zbiór czynników kontrolnych nie odgrywa aż takiej kluczowej roli. To badanie może być powtórzone dla innego zestawu czynników, jak np. w pracy Bernardellego i in. (2017). W przypadku uwzględnienia większej liczby czynników często stosuje się technikę bayesowskiego uśredniania modeli¹⁴.

4. Analiza konwergencji typu β

Przyjęta procedura analizy konwergencji jest analogiczna dla całego rozważanego okresu (1998-2016) oraz dla podokresów zdefiniowanych przez załamania strukturalne, tj. 1998-2007, 2008-2012 i 2013-2016. Dla każdego z tych czterech przedziałów czasowych dokonano estymacji parametrów wielu modeli regresji określonych równaniem (6) dla grupy UE28. Dokładniej, począwszy od wybranego dla każdego przypadku roku (znajdującego się między początkowym a końcowym rokiem danego przedziału i nazywanego w dalszej części terminem „początkowy rok ekstrapolacji”), szacowane były modele oparte na danych miesięcznych. Pierwszą obserwacją w tych modelach był styczeń początkowego roku

¹⁴ Szczegóły np. w: Próchniak i Witkowski (2013, 2016).

danego przedziału, a ostatnią obserwację stanowiły kolejne miesiące, rozpoczynając od stycznia początkowego roku ekstrapolacji, a skończywszy na grudniu ostatniego roku danego przedziału. Należy zaznaczyć, że w roku końcowym model obejmuje tylko jedną obserwację, odpowiadającą ostatniemu miesiącowi (np. model kończący się w październiku 2007 r. jako ostatnią obserwację uwzględnia wartość z października 2007 r., a wcześniejszymi obserwacjami są wartości z grudnia, listopada, października, września, sierpnia itd. 2006 r.).

Oznaczmy przez $\mathcal{M}(t_{begin}, t_{end}, m)$ model dany wzorem (6), którego parametry zostały oszacowane na podstawie danych z następujących miesięcy:

rok t_{begin} , miesiące 1-12,
 rok $t_{begin} + 1$, miesiące 1-12,
 ...
 rok $t_{end} - 1$, miesiące 1-12,
 rok t_{end} , miesiąc m .

W rozpatrywanych w badaniu czterech przypadkach otrzymano zatem następujące zestawy modeli:

1. Okres 1998-2016, początkowy rok ekstrapolacji: 2006¹⁵
 Liczba skonstruowanych modeli: 132 (11 lat * 12 miesięcy)

Modele:

$\mathcal{M}(1998,2006,1), \dots, \mathcal{M}(1998,2006,12),$
 $\mathcal{M}(1998,2007,1), \dots, \mathcal{M}(1998,2007,12),$

...

$\mathcal{M}(1998,2016,1), \dots, \mathcal{M}(1998,2016,12)$

2. Podokres 1998-2007, początkowy rok ekstrapolacji: 2004
 Liczba skonstruowanych modeli: 48 (4 lata * 12 miesięcy)

Modele:

$\mathcal{M}(1998,2004,1), \dots, \mathcal{M}(1998,2004,12),$

...

$\mathcal{M}(1998,2007,1), \dots, \mathcal{M}(1998,2007,12)$

3. Podokres 2008-2012, początkowy rok ekstrapolacji: 2011
 Liczba skonstruowanych modeli: 24 (2 lata * 12 miesięcy)

Modele:

¹⁵ Dane z początkowego roku ekstrapolacji wykorzystywane są jako zmienne instrumentalne w modelowaniu ekonometrycznym.

$\mathcal{M}(2008,2011,1), \dots, \mathcal{M}(2008,2011,12),$
 $\mathcal{M}(2008,2012,1), \dots, \mathcal{M}(2008,2012,12)$

4. Podokres 2013-2016, początkowy rok ekstrapolacji: 2015

Liczba skonstruowanych modeli: 24 (2 lata * 12 miesięcy)

Modele:

$\mathcal{M}(2013,2015,1), \dots, \mathcal{M}(2013,2015,12),$
 $\mathcal{M}(2013,2016,1), \dots, \mathcal{M}(2013,2016,12),$

W Tabelach 1 i 2 przedstawiono oszacowania wybranych czterech spośród 228 modeli, po jednym z każdego rozpatrywanego okresu. W Tabeli 1 zebrano oceny parametrów oraz podstawowe właściwości statystyczne modelu $\mathcal{M}(1998,2016,1)$. Przyjęta metodologia wymaga, aby zmienną objaśnianą był poziom PKB *per capita* w bieżącym roku, zamiast stopy wzrostu (zgodnie ze wzorem (6)). Oznacza to, że konwergencję należy uznać za potwierdzoną, jeśli parametr stojący przy zmiennej¹⁶ $\log gdp_{t-1}$ jest mniejszy od 1 (oraz jest istotny statystycznie).

Tabela 1. Oszacowania parametrów przykładowego modelu β -konwergencji dla krajów UE28: $\mathcal{M}(1998,2016,1)$.

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie	Błąd standardowy	Wartość p
$\log gdp_{t-1}$	0,83733	0,01824	0,0000
inf	-0,01253	0,00169	1,22E-13
inv	0,01492	0,00143	0,0000
exp	-0,00246	0,00049	4,45E-07

Wyniki wskazują, że konwergencja typu β występuje zarówno dla całego rozpatrywanego okresu (przykładowy model z tego okresu przedstawiony w Tabeli 1), jak i dla każdego z podokresów (przykładowe modele są opisane w Tabeli 2). Miesięczną zmienność konwergencji trafniej przedstawić w formie wykresu. Wartości parametrów przy zmiennej $\log gdp_{t-1}$ dla poszczególnych okresów przedstawione zostały na Rysunkach

¹⁶ Zmienna mierząca początkowy poziom dochodu jest oznaczana symbolem $\log gdp_{t-1}$. W przypadku równań opartych na danych miesięcznych początkowym poziomem dochodu jest oczywiście wartość szacunkowa PKB *per capita* sprzed 12 miesięcy.

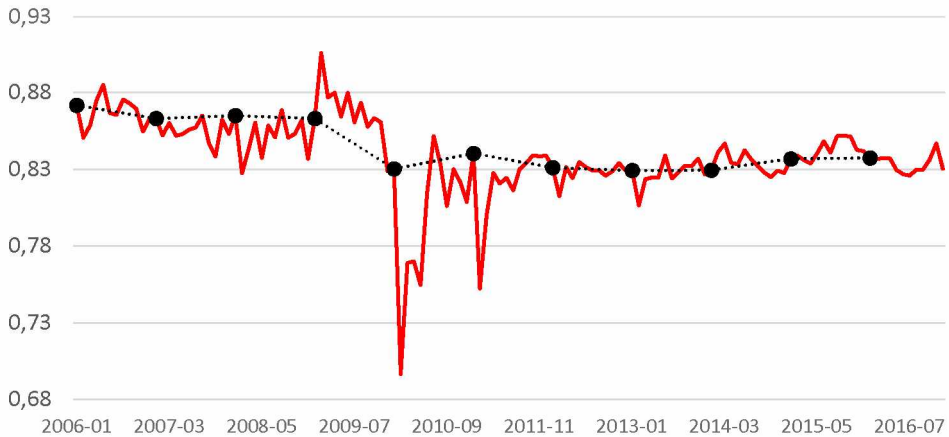
10-13. Wartości te zostały porównane z przewidywanymi miesięcznymi wartościami parametrów wyznaczonymi na podstawie liniowej interpolacji.¹⁷

Tabela 2. Oszacowania parametrów przykładowych modeli β -konwergencji dla poszczególnych podokresów (kraje UE28).

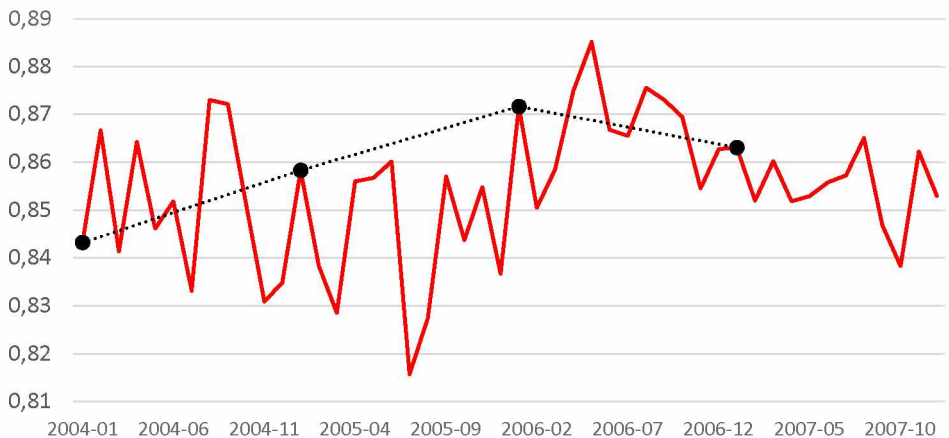
Zmienna objaśniająca	Oszacowanie	Błąd standardowy	Wartość p
Podokres: 1998-2007; model: $\mathcal{M}(1998,2007,1)$			
<i>loggdgdp_t-1</i>	0,86297	0,02509	0,0000
<i>inf</i>	-0,00891	0,00234	0,0001
<i>inv</i>	0,01283	0,00215	2,54E-09
<i>exp</i>	-0,00058	0,00074	0,4343
Podokres: 2008-2012; model: $\mathcal{M}(2008,2012,1)$			
<i>loggdgdp_t-1</i>	0,83017	0,039514	0,0000
<i>inf</i>	-0,01604	0,003257	8,51E-07
<i>inv</i>	0,01966	0,003016	7,11E-11
<i>exp</i>	-0,00373	0,000801	3,17E-06
Podokres: 2013-2016; model: $\mathcal{M}(2013,2016,1)$			
<i>loggdgdp_t-1</i>	0,89592	0,03531	0,0000
<i>inf</i>	0,01245	0,00688	0,0705
<i>inv</i>	0,01303	0,00336	0,0001
<i>exp</i>	0,00324	0,00150	0,0302

Miesiące przedstawione na osi poziomej Rysunków 10-13 wskazują na ostatnią obserwację w danym modelu. Na przykład, zaobserwowana na Rysunku 10 wartość 0,83 dla lipca 2013 r. sugeruje, że w modelu obejmującym okres od stycznia 1998 r. do lipca 2013 r. (oszacowanym na podstawie danych miesięcznych) ocena parametru przy początkowym poziomie dochodu wynosiła 0,83, co oznacza, iż konwergencja występowała w tym okresie. Z kolei wartość 0,84 dla października 2013 r. mówi, iż w modelu obejmującym okres od stycznia 1998 r. do października 2013 r. ocena parametru przy początkowym poziomie dochodu była równa 0,84, co sugeruje, iż między styczniem 1998 r. a październikiem 2013 r. zbieżność była wolniejsza niż między styczniem 1998 r. a lipcem 2013 r.

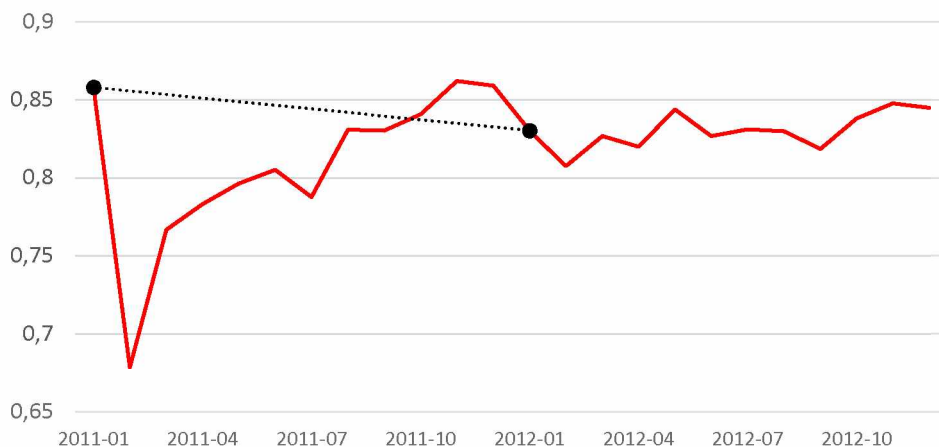
¹⁷ Liniowa interpolacja na rysunkach 10-13 obejmuje okres jednego roku. Odchylenia od liniowej interpolacji pokazują zatem, jak silne jest uproszczenie uzyskanych wyników, gdy obliczenia oparte są na danych rocznych.



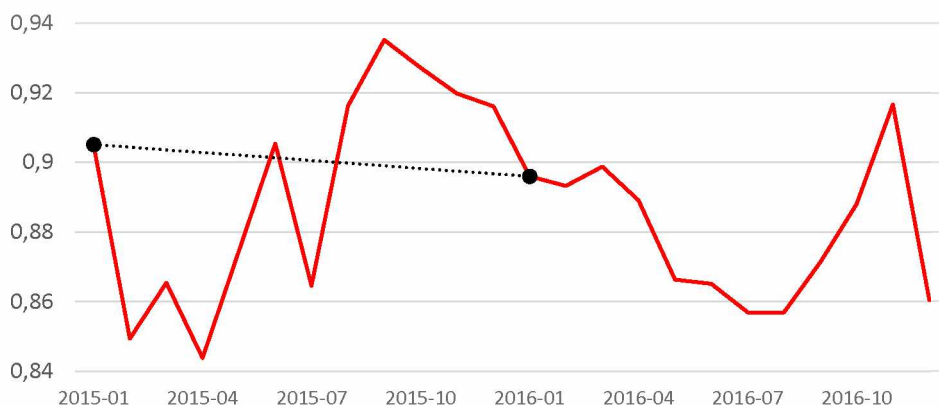
Rysunek 10. Wartości parametrów przy zmiennej $\log gdp_{t-1}$ w okresie 1998-2016 dla modeli opartych na danych po ekstrapolacji (linia ciągła) oraz danych rzeczywistych (punkty). Przerwaną linią przedstawione zostały przewidywane wartości współczynników wyznaczone na podstawie liniowej interpolacji. Na osi poziomej został oznaczony końcowy miesiąc okresu, dla którego został oszacowany model (miesiącem początkowym jest zawsze styczeń 1998 r.).



Rysunek 11. Wartości parametrów przy zmiennej $\log gdp_{t-1}$ w okresie 1998-2007 dla modeli opartych na danych po ekstrapolacji (linia ciągła) oraz danych rzeczywistych (punkty). Przerwaną linią przedstawione zostały przewidywane wartości współczynników wyznaczone na podstawie liniowej interpolacji. Na osi poziomej został oznaczony końcowy miesiąc okresu, dla którego został oszacowany model (miesiącem początkowym jest zawsze styczeń 1998 r.).



Rysunek 12. Wartości parametrów przy zmiennej $loggdp_{t-1}$ w okresie 2008-2012 dla modeli opartych na danych po ekstrapolacji (linia ciągła) oraz danych rzeczywistych (punkty). Przerwaną linią przedstawione zostały przewidywane wartości współczynników wyznaczone na podstawie liniowej interpolacji. Na osi poziomej został oznaczony końcowy miesiąc okresu, dla którego został oszacowany model (miesiącem początkowym jest zawsze styczeń 2008 r.).



Rysunek 13. Wartości parametrów przy zmiennej $loggdp_{t-1}$ w okresie 2013-2016 dla modeli opartych na danych po ekstrapolacji (linia ciągła) oraz danych rzeczywistych (punkty). Przerwaną linią przedstawione zostały przewidywane wartości współczynników wyznaczone na podstawie liniowej interpolacji. Na osi poziomej został oznaczony końcowy miesiąc okresu, dla którego został oszacowany model (miesiącem początkowym jest zawsze styczeń 2013 r.).

Wyniki przedstawione na Rysunkach 10-13 potwierdzają występowanie zjawiska zbieżności we wszystkich analizowanych okresach. Dla wszystkich oszacowanych modeli (po transformacji, czyli zgodnie z równaniem (6)) oceny parametru przy zmiennej (początkowy poziom PKB *per capita*) zawierają się w przedziale od 0 do 1. Tablice 1 i 2 informują ponadto, że dla podanych tam modeli są one istotne statystycznie. Oznacza to, że w klasycznych równaniach konwergencji (tj. przed transformacją, tak jak we wzorze (5)) ocena współczynnika stojącego przy początkowym poziomie dochodu jest ujemna, sugerując odwrotną zależność między początkowym poziomem PKB *per capita* a przyszłym tempem wzrostu gospodarczego.

Konwergencja jest warunkowa, ponieważ oszacowane równania uwzględniają również inne zmienne objaśniające. Uzyskane wyniki są zgodne z przedstawianymi w literaturze przedmiotu. Istnieje wiele badań empirycznych dotyczących konwergencji w rozszerzonej Unii i większość z nich potwierdza występowanie tego zjawiska, chociaż szybkość i stabilność czasowa procesu zbieżności są różne¹⁸.

Oszacowane modele są, ogólnie biorąc, miarodajne pod względem ekonomicznym i statystycznym, biorąc pod uwagę wpływ pozostałych zmiennych objaśniających tempo wzrostu gospodarczego. Ocena parametru przy inflacji jest ujemna (Tabela 1), co oznacza niekorzystny wpływ wzrostu cen na dynamikę produkcji. Dodatni współczynnik przy stopie inflacji dla okresu 2013-2016 (Tabela 2) sugeruje, że procesy deflacyjne w Europie, jakie miały miejsce w ostatnim czasie, niekorzystnie wpływają na wzrost gospodarczy (choć w tym przypadku nie można wykluczyć występowania odwrotnej zależności przyczynowo-skutkowej). Modele potwierdzają dodatni wpływ inwestycji na wzrost produkcji (ocena parametru przy zmiennej *inv* we wszystkich równaniach podanych w Tabelach 1 i 2 jest dodatnia i istotna statystycznie). Najmniej wyraźne i jednoznaczne są wyniki dla dynamiki eksportu.

Mimo występowania zbieżności w skali całego okresu oraz w poszczególnych podokresach, jej tempo było różne. W Tabeli 3 podane są średnie oceny parametrów stojących przy początkowym poziomie dochodu dla wszystkich modeli oszacowanych dla określonego okresu. Druga kolumna wskazuje na ocenę parametru w modelu po transformacji, określonego równaniem (6), zaś trzecia kolumna przedstawia odpowiednią wielkość w modelu przed transformacją, danym wzorem (5). Na podstawie

¹⁸ Najnowsze badania w tym zakresie to m.in. prace: Batóg (2013); Grzelak i Kujaczyńskiej (2013); Rapackiego i Próchniaka (2014); Forgó i Jevčaka (2015); Matkowskiego i in. (2016b); Józwick (2017).

ocen parametrów obliczone zostały współczynniki szybkości zbieżności oraz tzw. półokresy wygasania (*half-life*)¹⁹. Półokres wygasania²⁰ informuje o liczbie lat, jaka musi upłynąć, aby przy zachowaniu dotychczasowego wzorca rozwojowego kraje zmniejszyły o połowę swój dystans w stosunku do hipotetycznego stanu równowagi długookresowej (*steady-state*)²¹. Analizując konwergencję warunkową, jak w niniejszym badaniu, stan ustalony jest determinowany zmiennymi objaśniającymi uwzględnionymi w równaniu regresji w charakterze zmiennych kontrolnych.

Tabela 3. Współczynniki β oraz półokresy wygasania

Okres	Współczynnik przy początkowym poziomie dochodu w przekształconym modelu konwergencji (równanie (6))	Współczynnik przy początkowym poziomie dochodu w nieprzekształconym modelu konwergencji (równanie (5))	Parametr β	Półokres wygasania (<i>half-life</i>) (w latach)
1998-2016	0,83883	-0,16117	17,57%	3,9
1998-2007	0,85429	-0,14571	15,75%	4,4
2008-2012	0,81916	-0,18084	19,95%	3,5
2013-2016	0,88668	-0,11332	12,03%	5,8

Dane w Tablicy 3 wskazują, że proces konwergencji nie był stały w czasie. Najszybsza zbieżność występowała w latach 2008-2012, czyli w okresie światowego kryzysu finansowego i gospodarczego.²² Ten wynik jest nieco odmienny od wcześniejszych obliczeń opartych na rocznych danych pochodzących z oficjalnej statystyki gospodarczej (Bernardelli i in., 2017) oraz od niektórych innych badań empirycznych, sugerujących pojawienie się elementów dywergencji w poziomach dochodów w trakcie kryzysu (zob. np. Mucha, 2012, Stañisić, 2012, Borsi & Metiu, 2013, Monfort i in., 2013). Wynika to prawdopodobnie stąd, że nastroje konsumentów podczas kryzysu globalnego wykazywały silną tendencję do upodabniania się, czego przejawem jest szybka zbieżność uzyskana na podstawie danych

¹⁹ Wzory, na podstawie których obliczono współczynniki β i półokresy wygasania, są podane w: Próchniak i Witkowski (2016, s. 58, 77).

²⁰ Inaczej: okres połowicznej redukcji (połowicznego zmniejszenia).

²¹ Stan równowagi długookresowej zależy m.in. od zmiennych objaśniających wykorzystywanych w równaniach regresji i nie oznacza wyrównania dochodów *per capita* między krajami w ujęciu absolutnym.

²² Trzeba mieć na uwadze, iż różna szybkość procesu konwergencji w poszczególnych okresach nie wynika tylko z różnic w tempie wzrostu gospodarczego, ale także z odmiennych wartości zmiennych objaśniających oraz początkowego poziomu PKB *per capita*.

opartych na wskaźniku ESI, nawet jeśli dane pochodzące z oficjalnej statystyki gospodarczej sugerowały spowolnienie procesów konwergencyjnych.²³

Oceniając powyższe wyniki należy podkreślić, że zbieżność nie jest zjawiskiem uniwersalnym. Dokładny charakter ścieżki wzrostu gospodarczego zależy od wielu czynników, takich m.in. jak polityka gospodarcza, sytuacja wewnętrzna i zewnętrzna, otoczenie instytucjonalne, stabilność polityczna. Nie ma zatem gwarancji, że procesy konwergencji utrzymają się w Europie w przyszłości. Nie można także wykluczyć pojawienia się okresów dywergencji w poziomie dochodów (zob. np. Matkowski i in., 2016a).

Z analizy wahań tempa konwergencji w ujęciu miesięcznym wynika, że dane roczne dają niepełny obraz zjawiska zbieżności. Z Rysunków 10-13 wynika ponadto, że parametr konwergencji wykazuje silne miesięczne wahania, co uwarunkowane jest wysoką dynamiką ścieżek wzrostu gospodarczego i brakiem regularności ich zmian w poszczególnych miesiącach. Dane roczne zatem, będące niejako uśrednieniem danych miesięcznych, zaciemniają faktyczny kształt ścieżki konwergencji. Potwierdzona została tym samym główna hipoteza badawcza, która głosi, że dane o częstotliwości większej niż roczne (np. analizowane w tym badaniu dane miesięczne) dają pełniejszy obraz zjawiska zbieżności.

Uzyskane wyniki zachęcają do prowadzenia ciągłych analiz procesów wzrostu gospodarczego i konwergencji. Miesięczna zmienność tempa konwergencji β wydaje się potwierdzać konieczność prowadzenia częstszej niż roczna obserwacji wskaźników makroekonomicznych, dając pełniejszy obraz sytuacji w krajach UE oraz względnych zmian w ścieżkach wzrostu poszczególnych gospodarek. Dane pochodzące z badań ankietowych (takich jak prowadzone przez IRG SGH), które umożliwiają monitorowanie koniunktury z częstotliwością miesięczną, wykazują dużą przydatność w badaniach makroekonomicznych.

5. Podsumowanie

Celem artykułu było zbadanie występowania konwergencji typu β w całej grupie UE28. Główna hipoteza badawcza głosi, że oszacowanie ścieżki konwergencji dochodowej na podstawie danych częstszych niż

²³ Wyniki podane w Tabeli 3 są wynikami uśrednionymi dla wielu modeli. Poszczególne modele są oszacowywane w formie równań regresji wielorakiej. Metody statystyczno-ekonometryczne uwzględniane w obliczeniach nie są addytywne i wyniki dla całego okresu nie muszą być nawet w przybliżeniu równe średniej dla poszczególnych podokresów (jak w powyższym przypadku).

roczne, a dokładniej – danych miesięcznych, daje pełniejszy obraz zjawiska zbieżności. Badanie obejmuje okres 1996-2017 i 28 krajów UE (niektóre etapy analizy obejmują jednak krótszy horyzont czasowy). Na podstawie punktów zwrotnych w ścieżkach wzrostu gospodarczego, zidentyfikowanych z wykorzystaniem ukrytych modeli Markowa, wprowadzono do modelu regresji załamania strukturalne w latach 2008 i 2013 r. W efekcie oszacowane zostały modele konwergencji dla lat 1998-2016 oraz dla trzech podokresów: 1998-2007, 2008-2012 i 2013-2016.

Wartością dodaną badania jest uzyskanie miesięcznych oszacowań tempa konwergencji na podstawie ekstrapolowanych danych z użyciem miesięcznych wartości wskaźnika nastrojów gospodarczych pochodzących z badań ankietowych. Hipoteza konwergencji β na podstawie danych miesięcznych została pozytywnie zweryfikowana, ale okazało się (zgodnie z oczekiwaniami), że zbieżność zachodziła w różnym tempie między punktami zwrotnymi.

Dodatkowo zauważono duże odchylenia oszacowań na podstawie ekstrapolowanych miesięcznych danych w stosunku do wyników opartych na zaobserwowanych rocznych wartościach szeregów czasowych. Badania nad konwergencją w cyklu miesięcznym umożliwiają zatem uzyskanie pełniejszego obrazu ścieżek wzrostu gospodarczego w krajach UE.

Wyniki te mogą zostać implementowane w praktyce, zwłaszcza z punktu widzenia polityki gospodarczej. Bieżące monitorowanie tempa wzrostu gospodarczego i szybkości konwergencji stwarza szansę na szybkie dostosowanie polityki gospodarczej do aktualnych nastrojów, co z dużym prawdopodobieństwem może być czynnikiem zapobiegającym recesjom lub spowolnieniom gospodarczym z jednej strony, a także – z drugiej strony – przegrzaniom koniunktury.

Literatura

- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk K. (2012). Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, 89.
- Adamowicz, E., Dudek, S., Walczyk, K. (2004). The use of survey data in macroeconomic analysis. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, 74: 357-375.
- Bank Światowy (2017). *World Development Indicators Database*, <http://databank.worldbank.org/> (data dostępu 20.09.2017).
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2003). *Economic Growth*, Cambridge-London: The MIT Press.

- Batóg, J. (2013). Analiza krańcowej pionowej konwergencji dochodowej typu β w krajach Unii Europejskiej w latach 1993-2010. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 31: 39-47.
- Bernardelli, M., Próchniak, M., Witkowski, B. (2017). Cycle and income-level convergence in the EU countries: An identification of turning points based on the hidden Markov models. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 47: 27-42.
- Borsi, M. T., Metiu, N. (2013). The evolution of economic convergence in the European Union. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, 28/2013.
- Eurostat (2018). *Database*, <http://ec.europa.eu/eurostat> (data dostępu 03.01.2018).
- Forgó, B., Jevčák, A. (2015). Economic convergence of Central and Eastern European EU member states over the last decade (2004-2014). *European Economy Discussion Paper*, 001.
- Grzelak, A., Kujaczyńska, M. (2013). Real convergence of the European Union member states – Evaluation attempt. *Management*, 17: 394-405.
- Jóźwik, B. (2017). *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej. Transformacja, integracja i polityka spójności*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Malaga, K. (2004). *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*, Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407-437.
- Matkowski, Z. (1999). Barometry koniunktury dla gospodarki polskiej. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, 64.
- Matkowski, Z., Próchniak, M. (2008). *Cyclical fluctuations in Central and Eastern Europe and their conformity with the Euro Area*. referat przedstawiony podczas 29. konferencji CIRET, Santiago (Chile), 8-11 października.
- Matkowski, Z., Próchniak, M., Rapacki, R. (2016a). Income convergence in Poland vis-à-vis the EU: Major trends and prospects. w: Weresa M. A. (red.). *Poland. Competitiveness Report 2016. The Role of Economic Policy and Institutions*. Warsaw: WSE, 37-55.
- Matkowski, Z., Próchniak, M., Rapacki, R. (2016b). Real income convergence between Central Eastern and Western Europe: Past, present, and prospects. *Ekonomista*, 6: 853-892.
- Międzynarodowy Fundusz Walutowy (2017). *World Economic Outlook Database*. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2017/01/weodata/index.aspx> (data dostępu 20.09.2017).

- Monfort, M., Cuestas, J. C., Ordóñez, J. (2013). *Real convergence in Europe: A cluster analysis. Economic Modelling*, 33: 689-694.
- Mucha, M. (2012). Mechanizm dywergencji gospodarczej w strefie euro. *Ekonomista*, 4: 487-498.
- Nonneman, W., Vanhoudt, P. (1996). A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 111: 943-953.
- Próchniak, M. (2018). Zbieżność poziomów dochodu między Europą Środkowo-Wschodnią a Europą Zachodnią w: Weresa, M. A., Kowalski, A. M. (red.). *Polska. Raport o konkurencyjności 2018. Rola miast w kształtowaniu przewag konkurencyjnych Polski*. Warszawa: SGH, 31-43.
- Próchniak, M., Witkowski, B. (2013). *Time stability of the beta convergence among EU countries: Bayesian model averaging perspective. Economic Modelling*, 30: 322-333.
- Próchniak, M., Witkowski, B. (2016). *Konwergencja dochodowa typu beta w ujęciu teoretycznym i empirycznym*. Warszawa: SGH.
- Rapacki, R., Gardawski, J., Czerniak, A., Horbaczewska, B., Karbowski, A., Maszczyk, P., Próchniak, M., Towalski, R. (2017). *Wylaniające się modele kapitalizmu w nowych krajach członkowskich UE w Europie Środkowej i Wschodniej*, referat przedstawiony na konferencji pt. „Modele społeczno-polityczne państwa. Państwo jako obiekt zmiany w warunkach przesilenia cywilizacyjnych”, organizowanej przez Polską Akademię Nauk oraz Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Jabłonna, 18-19 października.
- Rapacki, R., Próchniak, M. (2007). Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2005. *Bank i Kredyt*, 8-9: 42-60.
- Rapacki, R., Próchniak, M. (2014). Wpływ członkostwa w Unii Europejskiej na wzrost gospodarczy i realną konwergencję krajów Europy Środkowo-Wschodniej. *Ekonomia*, 39: 87-122.
- Rogut, A., Roszkowska, S. (2006). Konwergencja warunkowa w krajach transformacji. *Gospodarka Narodowa*, 9: 35-55.
- Solow, R. M. (1956). *A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics*, 70: 65-94.
- Stańczyk, N. (2012). The effects of the economic crisis on income convergence in the European Union. *Acta Oeconomica*, 62: 161-182.