Jakub Gazda
Marcin Puziak
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

WAHANIA KONIUNKTURALNE W POLSCE W ŚWIETLE MODELU HANSENA

Wprowadzenie

Modelowanie zjawisk gospodarczych w sposób nawiązujący do teorii realnego cyklu koniunkturalnego (*Real Business Cycle – RBC*) jest dominującą formą opisu stanu gospodarki w ramach ekonomii neoklasycznej. W podstawowej wersji zasadza się ono na wykorzystaniu modelu wzrostu z neoklasyczną funkcją produkcji i poddaniu go stochastycznym szokom o charakterze podażowym. Równoczesne wprzęgnięcie do rozważań zachowań racjonalnego podmiotu, który decyduje o nakładach pracy oraz pożądanej konsumpcji pozwala na stworzenie modelowego odwzorowania naśladującego fluktuacje obserwowane w gospodarce. W tym celu stosuje się wielostopniową procedurę kalibrowania – symulacji.

W niniejszym artykule wymienione wyżej założenia teoretyczne, tj. podstawowy model realnego cyklu koniunkturalnego poszerzony o niepodzielność podaży pracy, wykorzystano do analizy i opisu fluktuacji koniunkturalnych w Polsce. Horyzont czasowy badania to okres I kwartał 1995 – IV kwartał 2006.

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja jednej ze struktur teoretycznych zaproponowanych w ramach szkoły realnego cyklu koniunkturalnego. Model autorstwa G. Hansena (1985) stanowi kontynuację badań nad zjawiskiem cyklu koniunkturalnego, których wyniki opublikowane zostały przez F.E. Kydlanda i E.C. Prescotta (1982) oraz J.B. Longa i C.I. Plossera (1983) w latach 1982–1983. Główne modyfikacje w stosunku do struktur poprzedzających model Hansena dotyczą percepcji rynku pracy.

Artykuł podzielony jest na dwie części. Część pierwsza ma charakter teoretyczny i zawiera syntetyczną charakterystykę modelu Hansena w świetle teorii RBC. Druga część to empiryczne testowania przyjętego modelu, zakończone opisem i wnioskami.

1. Wprowadzenie

Negatywne skutki zjawiska cyklu koniunkturalnego destabilizowały gospodarki rynkowe od czasów rewolucji przemysłowej. Nieregularnie następujące po sobie fazy cyklu koniunkturalnego zaburzały przebieg trendu[1] wzrostowego agregatów makroekonomicznych, destabilizując jednocześnie równowagę mikroekonomiczną.

Istotne zmiany w postrzeganiu zjawiska cyklu koniunkturalnego nastąpiły w początku lat 70. XX wieku, kiedy po pomyślnym dla większości gospodarek okresie powojennym nastąpił powrót silnych wahań koniunkturalnych oraz towarzyszącej im stagflacji. Stało się wtedy oczywiste, że dalsze prowadzenie polityki gospodarczej za pomocą keynesowskich[2] rekomendacji będzie niecelowe. Lata 70. XX wieku to okres przełomowy również w dziedzinie modelowania ekonomicznego. Powstające wówczas w ramach nowej szkoły klasycznej modele charakteryzowały się nowatorskimi elementami, np. założeniem o racjonalnym charakterze oczekiwań formułowanych przez podmioty.

Twórcy teorii realnego cyklu koniunkturalnego – w ślad za R. Frischem (1995) – uznają zjawiska stochastyczne za źródło wahań koniunkturalnych. Podobnie jak Frisch, rozróżniają również mechanizmy impulsu i transmisji. Pierwszy z nich wyprowadza układ ze stanu ustalonego. Źródła jego tkwią po podażowej stronie gospodarki. W literaturze przedmiotu najczęściej określane są mianem szoków technologicznych. Mechanizm transmisji zawiera te czynniki, które przenoszą efekty wstrząsu w czasie i sprawiają, że odchylenie nabiera trwałego charakteru. Źródła szoków, które poprzez funkcję produkcji wywołują fluktuacje ogólnogospodarcze mogą być szacowane przy pomocy techniki zaproponowanej przez R.M. Solowa (1957) i dostosowanej na potrzeby szkoły realnego cyklu koniunkturalnego przez R.G. Kinga i S.T. Rebelo (2000).

Budowane na neoklasycznych mikropodstawach modele umożliwiają poprzez agregację analizę całych gospodarek. Łączą one, oddzielane przez lata, badania nad zjawiskami cyklu koniunkturalnego i wzrostu gospodarczego w jedną spójną strukturę. Na podstawie testów empirycznych opublikowanych w pracy F.E. Kydlanda, E.C. Prescotta uznano, że dynamiczny model równowagi ogólnej z założeniami o pełnej efektywności i przejrzystości rynków, gdzie źródłem fluktuacji ogólnogospodarczych są szoki podażowe, jest w stanie opisać większość dynamiki gospodarki Stanów Zjednoczonych. Od tytułu pracy J.B. Longa

---

[1] Autorzy artykułu reprezentują pogląd, iż dynamika zmiennych makroekonomiczne zgodna jest z procesem błądzenia losowego, zazwyczaj z dryfem.

[2] Od strony teoretycznej za największą skazę podejścia keynesowskiego uznano brak spójnych mikropodstaw, co zdaniem przeciwników tego podejścia uniemożliwiało wykorzystania go do zastosowań empirycznych (Friedman 1968, s. 1–17; Lucas 1976, s. 19–46).

i C.I. Plossera (1983) podejście to określane jest mianem szkoły realnego cyklu koniunkturalnego.

Empiryczne potwierdzenie koncepcji teoretycznych prezentowanych w ramach szkoły realnego cyklu koniunkturalnego niesie istotne konsekwencje dla polityki gospodarczej. Po pierwsze, w związku z przyjętym charakterem rynku wykluczona zostaje możliwość tłumaczenia źródeł zjawiska cyklu koniunkturalnego ułomnościami tegoż. Po drugie, osadzenie modeli na założeniu o racjonalnym formułowaniu oczekiwań przez podmioty implikuje nieskuteczność i niecelowość działań antycyklicznych. „Fluktuacje gospodarcze są optymalnymi reakcjami na niepewność stopy postępu technicznego" (Prescott 1986).

2. Metody badawcze RBC

Program badawczy szkoły realnego koniunkturalnego zawiera wiele innowacji metodologicznych. Dwie najważniejsze to filtrowanie danych oraz wielostopniowa procedura kalibrowania – symulacji.

W badaniach prowadzonych w ramach RBC odchylenia od trendu stochastycznego traktowane są jako składnik cykliczny agregatów makroekonomicznych. Chcąc uzyskać odchylenia, należy znaleźć równanie opisujące tendencję rozwojową, a następnie odjąć od wartości zmiennej w danym okresie wartość charakteryzującą trend dla tej samej obserwacji. Otrzymany w ten sposób szereg czasowy odchyleń od trendu odzwierciedla wahania koniunkturalne. Wykorzystanie filtru Hodricka-Prescotta (*HP*) (Hodrick i Prescott 1997) jest standardową procedurą dla RBC. Zakłada ona, że, każdy szereg czasowy obrazujący przebieg zjawiska makroekonomicznego y_t jest sumą składników wzrostu g_t oraz składnika cyklicznego c_t:

$$y_t = g_t + c_t, \qquad t = 1, 2, \ldots, T \tag{1}$$

Zakłada się, że g_t, zmienia się „gładko" w czasie, c_t przedstawia odchylenia od g_t, których średnia w długim okresie jest bliska 0. Minimalizacja wyrażenia (2) pozwala na wyodrębnienie g_t

$$\underset{\{g_t\}_{t=1}^{T}}{Min}\left\{\sum_{t=1}^{T} c_t^2 + \lambda\sum_{t=1}^{T}\left[\left(g_t - g_{t-1}\right) - \left(g_{t-1} - g_{t-2}\right)\right]^2\right\} \tag{2}$$

Jedynym elementem powyższego równania dobieranym przez badacza są wartości parametru λ. Im wyższą wartość będzie on przyjmował, tym „sztywniejszy" będzie trend. Jeśli $\lambda \to \infty$ rezultaty filtrowania były identyczne z zastosowaniem

trendu liniowego. Dostosowanie jej do analizowanych szeregów czasowych znacznie podwyższa wartość poznawczą badania. Autorzy dyskusji dotyczącej wartości λ sugerują, że właściwe dostosowanie filtru do częstotliwości obserwacji determinuje jego skuteczność. Zdecydowana większość badaczy używających filtru *HP* korzysta z ustaleń twórców narzędzia sugerujących dla obserwacji kwartalnych $\lambda = 1600$.

Natura modeli wykorzystywanych przez przedstawicieli szkoły realnego cyklu koniunkturalnego nie pozwala na klasyczne testowanie ekonometryczne. W celu zbadania ilościowych implikacji tych struktur stosuje się wielostopniową procedurę kalibrowania – symulacji, zwaną również eksperymentem obliczeniowym. Czynności umożliwiające rozwiązanie nieliniowego modelu równowagi ogólnej zawierają się w następujących po sobie krokach (Cooley 1997; Cooley i Prescott 1995; Kydland i Prescott 1996):

- Ustalenie równań opisujących decyzje konsumpcyjne i produkcyjne podmiotów w stanie równowagi modelu.
- Linearyzacja równań i przekształcenie zmiennych do postaci odchyleń od stanu ustalonego.
- Dobór parametrów stanu ustalonego (kalibrowanie), przy wykorzystaniu wcześniej zgromadzonych danych statystycznych, oraz wiedzy na temat „stylizowanych faktów". Jeśli nie ma żadnych informacji, to należy dobrać parametry tak, aby model był w stanie naśladować rzeczywiste zachowanie się zmiennych.
- Poddanie modelowej gospodarki szeregowi przypadkowych wstrząsów technologicznych.
- Porównanie otrzymanych charakterystyk z obserwowanym stanem gospodarki.

Celem powyższych działań jest wykazanie, że przyjęty przez badacza model gospodarki, poddawany serii wstrząsów o charakterze podażowym, może generować fluktuacje przypominające rzeczywiste zmiany głównych agregatów makroekonomicznych. Dokonując przeglądu metodologii związanej z cyklem koniunkturalnym, R.E. Lucas stwierdził, że nadrzędnym celem ekonomii jest: „pełne i klarowne odwzorowanie systemu gospodarczego mogące następnie posłużyć jako laboratorium do badania skutków tych typów polityki, w których przypadku eksperymentowanie na rzeczywistej gospodarce wiązałoby się ze zbyt wysokimi kosztami" (Lucas 1980, s. 696). Zatem głównym zadaniem teoretyków makroekonomii jest zbudowanie imitacji gospodarki. Zdaniem Lucasa, z powodu braku możliwości bezpośredniego testowania przez ekonomistów różnych typów polityki na rzeczywistej gospodarce, postęp w analizie ekonomicznej zależy od teoretycznego udoskonalania tej dziedziny. Podejście do badań ekonomicznych reprezentowane przez R.E. Lucasa stanowi najważniejszy punkt odniesienia teorii realnego cyklu koniunkturalnego.

3. Model Hansena

Empiryczne testowanie struktur realnego cyklu koniunkturalnego, w początkowym okresie rozwoju programu badawczego, skupione było jedynie na gospodarce USA. Dopiero w latach 90. XX wieku powstało wiele prac charakteryzujących cykle koniunkturalne innych gospodarek. Wydaje się, że dyskusja nad możliwościami stosowania ustaleń szkoły realnego cyklu koniunkturalnego w badaniach nad zjawiskiem cyklu koniunkturalnego trwa.

Do istotnych zarzutów wobec podstawowych struktur RBC zaliczyć należy percepcję rynku pracy w modelu. Szczególnie poważane jest tłumaczenie bezrobocia międzyokresową substytucją w podaży siły roboczej. Krytycy uważają ten argument za nieprzekonujący i wskazują na doświadczenia z okresu wielkiego kryzysu, w którym „ tłumaczenia zmian na tak wielką skalę powoływaniem się na substytucję międzyokresową i wstrząsy wydajności jest mało wiarygodne" (Summers 1986, s. 21). Założenia, jakimi kierują się przedstawiciele szkoły realnego cyklu koniunkturalnego, stoją w wyraźnej opozycji do konwencjonalnej analizy keynesowskiej, w której za stan równowagi uznaje się ścieżkę wzrostu przy pełnym zatrudnieniu. Odchylenie od stanu pełnego zatrudnienia postrzegane jest jako zaburzenie równowagi, które w konsekwencji prowadzi do spadku dobrobytu społecznego poniżej poziomu potencjalnego. Obserwowane w rozwiniętych gospodarkach zmiany zatrudnienia wydają się zbyt duże, aby można było wytłumaczyć je jedynie substytucją międzyokresową. Ponadto, według N.G. Mankiwa (1989), podmiot, podejmując decyzję o podaży pracy, nie bierze pod uwagę realnej stopy procentowej.

Najdalej idące wnioski z powyższej krytyki wyciągnął G. Hansen. Wprowadzając do podstawowego modelu RBC założenie o niepodzielności podaży pracy, zbudował i poddał testowaniu empirycznemu strukturę teoretyczną, która pozbawiona była słabości wcześniejszych modeli. Hansen wykorzystał losowy mechanizm przydziału pracy zaproponowany przez R. Rogersona (1988), czyli *labor lottery*. Modyfikacje, które w stosunku do struktur z doskonale podzielną podażą pracy zawiera model Hansena, zaprezentowano w tabeli 1.

Od strony formalnej konstrukcja modelu sprowadza się do określenia mikrostruktury gospodarki. Zachowanie się zmiennych makroekonomicznych jest rezultatem działań optymalizujących w skali mikro.

W zamkniętej gospodarce występują identyczne gospodarstwa domowe, których uczestnicy oferują swoją podaż pracy. W modelowej gospodarce jest jeden podmiot, który ma dostęp do technologii. Jego funkcja produkcji ma postać:

$$f(\lambda_t, k_t, h_t) = \lambda_t k_t^{\theta} h_t^{1-\theta} \tag{3}$$

gdzie:

λ_t – szok podażowy o charakterze stochastycznym,

Tabela 1. Podzielny i niepodzielny rynek pracy w teorii realnego cyklu koniunkturalnego

Podzielny (*Divisible*)	Niepodzielny (*Indivisible*)
Na rynku pracy występuje pełne zatrudnienie (lub liczba zatrudnionych jest stała)	Na rynku pracy występuje niepełne zatrudnienie
Występują ciągłe dostosowania podaży pracy, wyrażane we fluktuacjach w liczbie przepracowanych godzin	Podmioty przepracowują stałą liczbę godzin (zwykle 8) lub nie pracują wcale
W związku z przyjęciem w modelu założenia o występowaniu reprezentatywnego podmiotu ekonomicznego jego decyzje imitują decyzje całego systemu	W modelu przyjęto założenie o występowaniu reprezentatywnego gospodarstwa domowego, którego członkowie mają te same możliwości podjęcia pracy, jednak kwestie ich zatrudnienia rozstrzyga losowy przydział do pracy (*labor lottery*)

Źródło: opracowanie własne.

k_t – określone z góry[3] nakłady kapitału,
h_t – nakłady pracy.

Proces produkcji odbywa się w warunkach stałych korzyści skali. W związku z przyjęciem założenia o doskonale konkurencyjnym charakterze rynku przeciętne zyski przedsiębiorstw wynoszą zero. Produkcja sprzedawana gospodarstwom domowym może być przeznaczona na konsumpcję (c) bądź inwestycje (i), pod warunkiem (4):

$$c_t + i_t \leq f(\lambda_t, k_t, h_t) \tag{4}$$

Ograniczenie ilości kapitału z okresu na okres:

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t, 0 \leq \delta \leq 1 \tag{5}$$

gdzie:
i_t – inwestycje brutto w okresie t,
δ – stopa deprecjacji kapitału,
k_t – kapitał dostępny w okresie t.

Współczynnik λ_t jest czynnikiem stochastycznym, którego wahania wprowadzają odchylenia od stanu równowagi długookresowej. Jego zachowanie się określa następujący proces:

$$\lambda_{t+1} = \gamma\lambda + \varepsilon_{t+1}, \varepsilon \sim\sim iid(0, \sigma^2) \tag{6}$$

[3] W okresie t–1.

gdzie:
γ – współczynnik autoregresji.

Do wyżej określonego modelu wzrostu należy dodać założenie o niepodzielności podaży pracy, które jest modelowane poprzez ograniczenie możliwości konsumpcyjnych. Podmiot może pracować na pełen etat h_0 lub nie pracować wcale.

$$U(c_t, a_t) = \log c_t + A a_t \log(1 - h_0) \tag{7}$$

$$h_t = a_t h_0 \tag{8}$$

W związku z przyjęciem powyższych założeń ograniczenie budżetowe przyjmuje postać:

$$c_t + i_t \leq w_t a_t h_0 + r_t k_t \tag{9}$$

Preferencje reprezentatywnego gospodarstwa domowego opisuje poniższe równanie:

$$\max E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, a_t) \tag{10}$$

Zaprezentowany powyżej model jest układem stochastycznych równań różnicowych, które opisują procesy stochastyczne, rządzące zachowaniem się produkcji, konsumpcji, inwestycji, nakładu pracy oraz zasobu kapitału. Ewaluacja modelu polega na porównaniu statystycznych cech tych procesów z zachowaniem się zmiennych obserwowanych w przeszłości.

4. Testowanie

Wykorzystane w badaniu dane makroekonomiczne pochodzą z bazy danych *EUROSTATU*. Wyrażone są w milionach euro, w cenach bieżących. Do badania użyto szeregi czasowe w przekroju kwartalnym, za okres I kwartał 1995 – IV kwartał 2006 dla gospodarki polskiej. Do przejścia na wielkości *per capita* wykorzystano liczbę ludności na koniec poszczególnych lat. Szeregi czasowe charakteryzujące polski rynek pracy pochodzą z badania BAEL prowadzonego przez GUS.

Pierwszym etapem badania była zamiana wyrażonych w cenach bieżących obserwacji na wielkości realne, (1995 = 100). Następnie tak przygotowane szeregi czasowe zamieniono na ich logarytmy naturalne.

Drugi etap analizy kwartalnych szeregów czasowych produktu krajowego brutto, konsumpcji gospodarstw domowych, nakładów na inwestycje brutto polegał na eliminacji wahań sezonowych i przypadkowych. Desezonalizację przeprowadzono poprzez zastosowanie procedury *Census II/X-11*.

Kolejnym etapem w procesie badania jest wyodrębnienie tendencji rozwojowej. Zgodnie z ustaleniami C.R. Nelsona i C.I. Plossera (Nelson i Plosser 1982), brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy, iż zmiany realnego PKB powinny być traktowane jako proces błądzenia losowego. Dodatkowo przeprowadzono testy ADF i KPSS, które potwierdziły tezę o niestacjonarności i występowaniu dryfu w analizowanych szeregach czasowych.

Wykorzystanie filtru ekonometrycznego zaproponowanego w pracy R.J. Hodricka i E.C. Prescotta jest standardową procedurą w obrębie szkoły realnego cyklu koniunkturalnego. W większości opracowań w ramach omawianego podejścia odchylenia od trendu stochastycznego, wyznaczonego za pomocą algorytmu HP.

Przedstawiony na poprzednich stronach model nie posiada rozwiązania analitycznego. Przed przystąpieniem do numerycznego przybliżenia tego rozwiązania należy zaproponować wartości parametrów systemu. Wartości te muszą być tak dobrane, aby modelowa gospodarka zachowywała się podobnie do gospodarki Polski w analizowanym okresie. Dobór parametrów następuje w oparciu na zmiennych makro- i mikroekonomicznych (Hansen, Heckman 1996).

Udział kapitału w procesie produkcji (θ) oszacowany został arbitralnie na podstawie obserwacji gospodarki. Wartość (δ) określającą kwartalną stopę deprecjacji kapitału ustalono na poziomie 0,025 kwartalnie, co implikuje 10% roczną stopę deprecjacji kapitału. Przyjęta przez autora wartość była wykorzystywana przez badaczy w analizie rozwiniętych gospodarek w latach 80. XX wieku. Można ją uznać za punkt odniesienia współczesnej gospodarki polskiej. Wartość ta jest przyjmowana powszechnie dla różnych gospodarek. Szczegółowe badania (Eudey 1997), uwzględniające różne formy kapitału w gospodarce, doprowadziły ostatecznie do podobnych wniosków. Kwartalna, realna stopa procentowa β wynosi 0,99 punktu procentowego. Wartość parametru $A = 2$, oznacza to, że w stanie ustalonym modelu liczba godzin przeznaczonych na pracę jest dwa razy mniejsza od liczby godzin

Tabela 2. Wartości parametrów modelu

Parametr	Definicja	Wartość
θ	udział kapitału w procesie produkcji	0,33
δ	kwartalna stopa deprecjacji kapitału	0,025
β	kwartalna stopa procentowa	0,99
A	z równania:	2
γ	autokorelacja szoku technologicznego	0,95

Źródło: opracowanie własne.

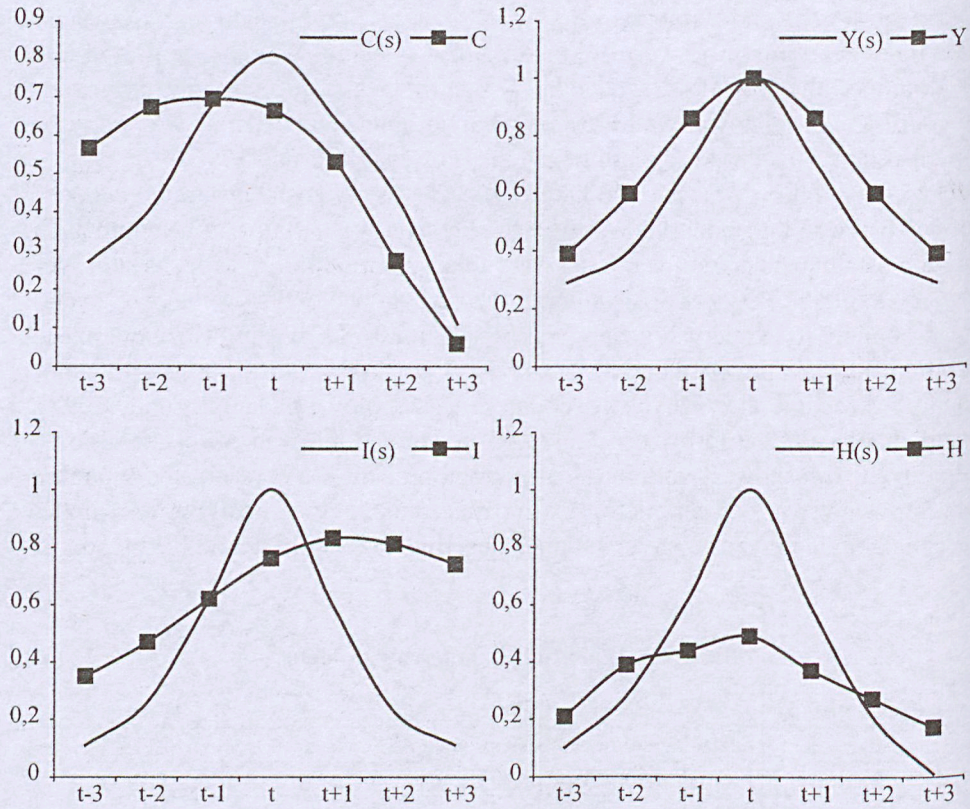
Tablica 3. Porównanie wybranych cech zmiennych makroekonomicznych w Polsce w okresie I kwartał 1995–IV kwartał 2006 z odtworzeniami modelowymi

Zmienna	σ_X%	σ_X% / σ_Y	σ_X%	σ_X% / σ_Y
Y	1,69	1	2,29	1
C	1,46	0,86	1,33	0,58
I	5,29	3,13	4,1	1,79
H	1,81	1,07	2,17	0,94

Oznaczania: *Y* – produkt krajowy brutto, *C* – konsumpcja gospodarstw domowych, *I* – nakłady na kapitał brutto, *H* – przepracowane godziny, s_x – odchylenie standardowe wyrażone w punktach procentowych.

Źródło: opracowanie własne.

spożytkowanych przez podmioty na działania niezwiązane z pracą zarobkową. Wartość parametru γ została ustalona na podstawie prac E.C. Prescotta.



Rysunek 1. Korelogram wahań wybranych zmiennych i ich odtworzeń modelowych. Polska w okresie I kwartał 1995–IV kwartał 2006

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3 zawiera odchylenia standardowe szeregów czasowych przedstawione w formie odchyleń od trendu Hodricka-Prescotta wybranych zmiennych makroekonomicznych odzwierciedlających fluktuacje koniunkturalne w Polsce w okresie I kwartał 1995–IV kwartał 2006, oraz ich odtworzeń modelowych. Odchylenia standardowe wyrażone są w punktach procentowych.

Model wyspecyfikowany dla gospodarki polskiej dobrze naśladuje zmiany zagregowanej produkcji i nakładów na konsumpcję gospodarstw domowych. Zdecydowanie gorzej zachowuje się dla nakładów na kapitał brutto i liczbę przepracowanych godzin. W przypadku konsumpcji gospodarstw domowych model generuje silniejszą procykliczność dla sytuacji bez przesunięć czasowych, słabszą natomiast dla pozostałych. Autokorelacje uzyskane z modelu dla odchyleń od trendu HP dla produktu krajowego brutto są mniejsze niż te obserwowane w gospodarce Polski.

Zarówno otrzymane w wyniku symulacji wahania konsumpcji gospodarstw domowych, jak i nakładów na kapitał brutto są o wiele mniej zmienne od wahań PKB. Obserwacja taka może prowadzić do wniosku, że modelowe gospodarstwa domowe potrafią w sposób doskonały obserwować gospodarkę i zabezpieczać się przed wahaniami koniunkturalnymi.

Podsumowanie

Model Hansena poprzez procedurę kalibrowania – symulacji generuje cykliczne fluktuacje zmiennych makroekonomicznych pod wpływem stochastycznych szoków technologicznych. W zachowaniu wzajemnych relacji zmiennych można zauważyć wiele zjawisk typowych dla rzeczywistych gospodarek, co wskazywałoby na to, że źródło fluktuacji koniunkturalnych i mechanizmy nimi rządzące zostały w modelach realnego cyklu koniunkturalnego zidentyfikowane poprawnie.

Poddana procedurze kalibrowania – symulacji modelowa gospodarka stosunkowo dobrze naśladuje wahania PKB i konsumpcji gospodarstw domowych, z tym że modelowe wahania konsumpcji są mniej zmienne. Zdecydowanie gorzej model odwzorowuje wahania nakładów na kapitał brutto. Pomimo wielokrotnych zmian wartości parametrów determinujących fluktuacje tej zmiennej, nie udało się uzyskać zadowalających wyników. Problem prawdopodobnie tkwi w wewnętrznych cechach modeli oraz w metodologii statystycznej, na której są oparte. Cykle w analizowanej gospodarce są w wielu aspektach trudniejsze do imitowania w ramach omawianej teorii niż fluktuacje występujące w rozwiniętych gospodarkach, dla których pierwotnie była ona tworzona.

Modele realnego cyklu koniunkturalnego stanowią ważny element opisu stanu i dynamiki gospodarczej, również w przypadku gospodarek znajdujących się w procesie transformacji.

Bibliografia

Cooley, T.F., Prescott, E.C., (1995), *Economic Growth and Business Cycles*, (w:) .F. Cooley red., *Frontiers of Business Cycle Research*, TPrinceton University Press, Princeton.

Cooley, T.F. (1997), *Calibrated Models*, Oxford Review of Economic Policy vol. 13, no. 3.

Eudey, G. (1997), *Diagnostic Evaluation of the Real Business Cycle Model with Factor Hoarding*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper No. 97–27, December.

Frisch, R. (1995), *Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economies*, w: F.E. Kydland red., *Business Cycle Theory*, EEPC, Aldershot-Brookfield.

Friedman, M. (1968), *The Role of Monetary Policy*, American Economic Review, vol. 58, March

Hansen, G.D. (1985), *Indivisible Labor and the Business Cycle*, Journal of Monetary Economics vol. 16.

Hansen, G.D., Heckman, J.J. (1996), *The Empirical Foundations of Calibration*, Journal of Economic Perspective vol. 10.

Hodrick, R.J., Prescott, E.C. (1997), *Postwar US Business Cycle: An Empirical Investigation*, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 29, February.

Jarociński, M. (1997), *Jednosektorowy model realnego cyklu koniunkturalnego na przykładzie Niemiec*, Gospodarka Narodowa nr 9.

King, R.G., Rebelo, S.T. (2000), *Resuscitating Real Business Cycle*, NBER Working Paper No. 7534.

Kotulski, Z. (2001), *Generatory liczb losowych, algorytmy, testowanie, zastosowania*, Matematyka Stosowana, nr 2.

Kydland, F.E., Prescott, E.C. (1982), *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, Econometrica, vol. 50.

Kydland, F.E., Prescott, E.C. (1996), *The Computational Experiment: An Econometric Tool*, Journal of Economic Perspective vol. 10, Winter.

Long, J.B., Plosser, C.I. (1983), *Real Business Cycle*, Journal of Political Economy vol. 91.

Lucas, R.E. (1976), *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.

Lucas, R.E. (1980), *Methods and Problems in Business Cycle Theory*, Journal of Money, Credit and Banking vol. 12, November.

Mankiw, N.G. (1989), *Real Business Cycle: A New Keynesian Perspective*, Journal of Economic Perspective vol. 3. Summer.

Nelson, C.R., Plosser, C.I. (1982), *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications*, Journal of Monetary Economics vol. 10, September.

Prescott, E.C. (1986), *Theory Ahead of Business Cycle Measurement*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 10(4), Fall.

Rebelo, S.T. (2005), *Real Business Cycle Models: Past, Present and Future*, Scandinavian Journal of Economics vol. 107(2).
Rogerson, R. (1988), *Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium*, Journal of Monetary Economics vol. 21(1), January.
Solow, R.M. (1957), *Technical Change and the Aggregate Production Function*, Review of Economics and Statistics vol. 39(3), August.
Summers, L. (1986), *Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory*, Federal Reserve Bank of Minealpolis Quarterly Review vol. 10, Fall.

TESTING HANSEN'S MODEL IN THE POLISH ECONOMY

Summary

Economic modeling according to the real business cycle theory is a dominant approach in the new classical macroeconomics. In its primary version it bases on the growth model with neoclassical production function which is subject to a stochastic supply shocks. Simultaneously, employing in the analysis a rational agent which decides about labor input and deserved consumption allows to develop the model following cyclical fluctuations observed in the economy. In order to do so a multistage calibration-simulation procedure is used.

The paper presents the above mentioned assumptions, e.g. seminal RBC model and the augmented model with indivisible labor supply. Both models were applied to the Polish economy. The analysis covers the period I quarter1995 – IV quarter 2006.

The main aim of the paper is to verify two of theoretical structures deriving from RBC: seminal model published by F.E. Kydland and E.C. Prescott in 1982 (Kydland, Prescott, 1982) and G. Hansen model (Hansen, 1985) which develops research conducted by F.E. Kydland and E.C. Prescott and J.B. Long and C.I. Plosser (Long, Plosser,1983). The main upgrades of Hansen model in comparison to the prior theories refer to the labor market perception .

The article is divided into two parts. The first includes a theoretical background of Hansen model in RBC theory perspective. The second one presents an empirical analysis, tests results for the chosen model and conclusions.