

Związki dynamiczne między konsumpcją, dochodem i aktywami. Wnioski dla Polski

Magdalena Zachłód-Jelec*

Nadesłany: 28 lipca 2011 r. Zaakceptowany: 13 listopada 2011 r.

Streszczenie

Przedmiotem analizy w niniejszym artykule są związki dynamiczne między konsumpcją, dochodem i aktywami. Rozważanym modelem teoretycznym jest model dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania konsumentów. Analiza przeprowadzona w ramach identyfikowalnych modeli VECM na polskich danych pozwoliła na empiryczną weryfikację dla Polski podejścia bazującego na równaniu Eulera oraz podejścia opartego na funkcji konsumpcji z mechanizmem korekty błędem.

Analiza egzogeniczności zmiennych i przyczynowości Grangera w rozważanych modelach dynamicznych doprowadziła do konkluzji, że otrzymane w ramach identyfikowalnych modeli VECM równania dynamiczne konsumpcji w Polsce bliższe są podejściu opartemu na równaniu Eulera niż funkcji konsumpcji z mechanizmem korekty błędem.

Słowa kluczowe: funkcja konsumpcji, równanie Eulera, związki dynamiczne

JEL: C32, C54, E21

* Ministerstwo Finansów, Departament Polityki Finansowej, Analiz i Statystyki; e-mail: magdalena.zachlod@gmail.com.

1. Wstęp

W modelowaniu zagregowanej konsumpcji w literaturze rozróżnia się dwa podejścia: oparte na równaniu Eulera (*Euler equation* – EE) oraz bazujące na funkcji konsumpcji w postaci modelu korekty błędem (*consumption function* – CF lub *error correction* – EC); zob. Eitrheim, Jansen, Nymoen (2002); Bayar, Mc Morrow (1999); Muellbauer, Lattimore (1995) oraz Molana (1991). Kointegracja konsumpcji i bogactwa w modelu dochodu permanentnego uwzględniającym racjonalne oczekiwania konsumentów wpisuje się w oba podejścia, które mają jednak odmienne skutki dla dynamicznej struktury systemu. Podstawowym kryterium pozwalającym rozróżnić oba podejścia jest egzogeniczność zmiennych (Eitrheim, Jansen, Nymoen 2002). Słaba egzogeniczność konsumpcji względem parametrów struktury długookresowej oznacza, że zmienna ta nie dostosowuje się w systemie, co jest zgodne z modelem teoretycznym, a zatem z podejściem EE. Jednocześnie wyklucza to istnienie funkcji konsumpcji krótkookresowej w postaci równania z mechanizmem korekty błędem, w którym teoretyczne zmiany konsumpcji przywracają stan równowagi długookresowej. Zgodnie z podejściem EE tempo wzrostu (przyrost logarytmu) konsumpcji jest niezależne stochastycznie względem opóźnionych o jeden okres reszt z oszacowanej relacji kointegrującej (inaczej oszczędności), rozumianych jako zdyskontowana wartość bieżąca oczekiwanych przyszłych spadków dochodu z pracy (Campbell 1987, zob. także część druga). Innymi słowy, w przypadku konsumpcji ani dochód, ani oszczędności (opóźnione o jeden okres) nie są przyczynami w sensie Grangera, za to w odniesieniu do dochodu oszczędności są przyczyną w sensie Grangera. Nie wyklucza to jednak istnienia związków jednoczesnych między tymi zmiennymi. Z kolei zgodnie z modelem CF/EC, zachodzi przyczynowość Grangera dochodu od konsumpcji. Zestawienie najważniejszych różnic między modelami dynamicznymi wynikającymi z obu powyższych podejść prezentuje tabela 1.

Celem niniejszego artykułu jest analiza związków dynamicznych między konsumpcją, dochodem i aktywami w Polsce, co pozwoli na empiryczną weryfikację dla Polski podejścia opartego na równaniu Eulera oraz podejścia bazującego na funkcji konsumpcji z mechanizmem korekty błędem. Analiza zostanie przeprowadzona w ramach modeli VECM o identyfikowalnej strukturze, zarówno w odniesieniu do parametrów długookresowych, jak i parametrów części dynamicznej modeli.

W drugiej części artykułu oszacowana zostanie relacja długookresowa wiążąca konsumpcję z dochodem z pracy i aktywami finansowymi w Polsce. Następnie omówione zostaną skutki oszacowanej relacji długookresowej dla krótkookresowej postaci funkcji konsumpcji. W części czwartej zaprezentowana będzie analiza przyczynowości Grangera, a w części piątej – analiza niezmienniczości i odporności otrzymanych modeli dynamicznych na krytykę Lucasa. Artykuł kończy się wnioskami dla polityki gospodarczej.

2. Relacja konsumpcji z dochodem i aktywami w długim okresie

Od momentu opublikowania teorii dochodu permanentnego Friedmana (1957) i teorii cyklu życia Modiglianiego i Brumberga (1954) można mówić o teoriach konsumpcji opartych na bogactwie, które definiowane jest jako zdyskontowana na chwilę obecną wartość oczekiwanego strumienia

dochodu w całym okresie życia konsumenta. Model konsumpcji długookresowej zgodny zarówno z hipotezą dochodu permanentnego, jak i cyklu życia przy założeniu logarytmicznej postaci funkcji użyteczności konsumenta można zapisać następująco:

$$C_t = \rho_t W_t \quad (1)$$

gdzie C_t , W_t oznaczają, odpowiednio, poziom konsumpcji i bogactwa w okresie t .

Parametr ρ_t interpretuje się jako stopę preferencji czasu reprezentatywnego konsumenta (stopę procentową), co do której zgodnie z hipotezą dochodu permanentnego najczęściej zakłada się, że jest stała w czasie. Z kolei według modelu cyklu życia $\rho_t = (T-t)^{-1}$, gdzie T oznacza długość życia konsumenta, a t okres bieżący (zob. Merton 1969; 1971; Blake 2004). Parametr ρ_t wskazuje zatem na część życiowego bogactwa, która konsumowana jest w każdym okresie (zgodnie z hipotezą wygładzania konsumpcji w czasie).

Definiując łączne bogactwo konsumenta jako sumę aktywów oraz zdyskontowanej na okres t wartości oczekiwanej dochodu z pracy w przyszłych okresach oraz zakładając stałą w czasie stopę procentową (równą ρ we wzorze (1)), równanie (1) możemy zapisać w postaci:

$$C_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t Y_{t,t+i} \quad (2)$$

gdzie:

- r – stopa procentowa,
 - A_t – aktywa konsumenta,
 - Y_{it} – dochód z pracy,
 - i – stopień wyprzedzenia okresu t
- (wszystkie zmienne wyrażone są w ujęciu realnym).

Zgodnie ze wzorem (2) konsumpcja w okresie t jest równa tzw. dochodowi permanentnemu, zdefiniowanemu jako dochód z łącznego bogactwa konsumenta. Innymi słowy, dochód permanentny w okresie t jest sumą wartości annuitetowej aktywów netto w okresie t i zdyskontowanej na okres t wartości oczekiwanej dochodu z pracy w przyszłych okresach.

Relacja teoretyczna zapisana wzorem (2) wyraża długookresowy związek konsumpcji, dochodu i aktywów zgodnie z modelem dochodu permanentnego. Może ona zatem stanowić punkt wyjścia poszukiwania relacji kointegracyjnej dla konsumpcji.

W badaniach empirycznych zamiast modeli dla poziomów zmiennych rozważa się najczęściej logarytmy zmiennych. Modelem teoretycznym, leżącym u podstaw prezentowanej analizy, jest model dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania konsumentów w jego aproksymowanej (logarytmicznej) postaci (zob. Campbell, Mankiw 1989; Lettau, Ludvigson 2001; 2004):

$$c_t - \gamma a_t - (1 - \gamma) n p y_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (\gamma r_{a,t+i} + (1 - \gamma) \Delta y_{t,t+i} - \Delta c_{t+i}) \quad (3)$$

gdzie:

- c_t – logarytm konsumpcji,
- a_t – logarytm aktywów,

- npy_t – logarytm dochodu z pracy (ang. *non-property income*) w okresie t ,
 E_t – operator opóźnień warunkowy względem informacji dostępnej w okresie t ,
 ρ_w^i – czynnik dyskontujący,
 $r_{a,t+i}$ – stopa zwrotu z aktywów,
 Δc_{t+i} – tempo wzrostu (przyrost logarytmu) konsumpcji w okresie $t+i$,
 $\Delta y_{l,t+1+i}$ – tempo wzrostu (przyrost logarytmu) dochodu z pracy w okresie $t+1+i$
 (wszystkie zmienne wyrażone są w ujęciu realnym).

W odniesieniu do modelu w powyższej postaci zakłada się m.in., że przybliżeniem logarytmu bogactwa jest suma logarytmu aktywów i logarytmu zdyskontowanej wartości przyszłych dochodów z pracy, a także że zysk z bogactwa może zostać przybliżony za pomocą ważonej średniej zysku z aktywów oraz zysku ze zdyskontowanej wartości bieżącej strumienia przyszłych dochodów z pracy. Z kolei dochód z pracy w bieżącym okresie może być przybliżeniem zdyskontowanej wartości bieżącej strumienia przyszłych dochodów z pracy, a konsumpcja jest homogeniczna (jednorodna) względem aktywów i dochodu z pracy w długim okresie.

Zgodnie ze wzorem (5) relacja długookresowa między konsumpcją a bogactwem (przybliżonego dochodem z pracy i aktywami) jest równa w przybliżeniu ważonej sumie zdyskontowanego tempa wzrostu dochodu z pracy i stopy zwrotu z aktywów pomniejszonej o tempo wzrostu konsumpcji. Oznacza to, że wzrost ilorazu konsumpcji i bogactwa wiąże się z wyższym oczekiwanym (w okresie t) tempem wzrostu dochodu z pracy, z niższym oczekiwanym tempem wzrostu konsumpcji, z wyższym oczekiwanym zwrotem z aktywów lub ze wszystkimi wspomnianymi czynnikami łącznie. Prawa strona formuły (3) wyraża zatem racjonalne oczekiwania konsumentów (Lettau, Ludvigson 2001; 2004). Ponadto jeśli prawa strona równania tworzy zmienną generowaną przez proces o charakterze stacjonarnym, a konsumpcja, dochód i aktywa są generowane przez procesy niestacjonarne, to zachodzi relacja kointegracji między konsumpcją, dochodem z pracy i aktywami o postaci:

$$c_t - \gamma a_t - (1 - \gamma) npy_t = \xi_t \quad (4)$$

gdzie ξ_t oznacza składnik losowy, a po oszacowaniu parametrów powyższej relacji kointegracyjnej – reszty z oszacowanej relacji długookresowej, które zgodnie z rozważanym modelem teoretycznym wyrażają racjonalne oczekiwania konsumentów (pozostałe oznaczenia bez zmian). Jednocześnie prawą stronę równania (4) można zinterpretować jako oszczędności (z przeciwnym znakiem) w rozumieniu Campbella (1987).

Omówione powyżej relacje mają charakter długookresowy. W odniesieniu do dynamicznych modeli konsumpcji w literaturze rozróżnia się dwa podejścia, oparte na: równaniu Eulera (podejście EE) oraz na funkcji konsumpcji w postaci równania z mechanizmem korekty błędem (podejście CF/EC). Podstawowym kryterium pozwalającym rozróżnić oba podejścia jest egzogeniczność zmiennych. Zgodnie z podejściem EE konsumpcja jest zmienną słabo egzogeniczną względem parametrów struktury długookresowej, co oznacza, że nie wykazuje mechanizmu korekty błędem (zob. Campbell 1987; Eitrheim, Jansen, Nymoer 2002). Równanie dynamiczne konsumpcji w tym podejściu można zatem określić jako trywialne z punktu widzenia mechanizmu korekty błędem – składnik korekty błędem jest nieistotny w tym równaniu. Wyjaśnia to również, dlaczego w literaturze równanie takie kwalifikuje się jako podejście oparte na równaniu Eulera. Zgodnie z równaniem

Eulera proces generujący logarytm konsumpcji jest bowiem martyngałem, co oznacza, że przyrost logarytmu konsumpcji jest równy składnikowi losowemu o charakterze innowacji (zob. Hall 1978; Deaton 1992). Z kolei w podejściu CF/EC konsumpcja nie może być zmienną słabo egzogeniczną, lecz musi brać udział w korygowaniu odchyleń od równowagi długookresowej. Składnik korekty błędem powinien być istotną zmienną w równaniu dynamicznym konsumpcji, a zmiennymi słabo egzogenicznymi mogą być dochód z pracy i(lub) aktywa (zob. tabela 1). Relację kointegracji zapisaną wzorem (4) można zaliczyć do obu powyższych podejść.

Ze względu na niestacjonarność procesów generujących analizowane szeregi czasowe dla Polski (potwierdzoną odpowiednimi testami)¹, do określenia długookresowych związków pomiędzy konsumpcją a bogactwem gospodarstw domowych zostanie wykorzystana procedura wnioskowania zaproponowana przez Johansena, oparta na metodzie największej wiarygodności do estymacji wektorowego modelu korekty błędem (VECM; Johansen 1988, zob. także Juselius 2006). Ogólną postać modelu VECM z K opóźnieniami poziomów zmiennych (VECM(K)) za Welfe (2009; zob. także Juselius 2006) można zapisać następująco:

$$\Delta x_t = \alpha \beta^T x_{t-1} + \sum_{k=1}^{K-1} \Gamma_k \Delta x_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie:

- x_t – wektor p zmiennych stochastycznych,
- β – macierz r liniowo niezależnych (bazowych) wektorów kointegrujących x_t ,
- α – macierz dostosowań do trajektorii równowagi,
- Γ_k – macierz parametrów krótkookresowych,
- D_t – wektor J zmiennych deterministycznych,
- Φ – macierz parametrów związanych ze zmiennymi deterministycznymi,
- ε_t – wektor białoszumowych składników losowych.

Model w postaci (5) można uzyskać w wyniku prostych przekształceń modelu VAR:

$$x_t = \sum_{k=1}^K \Pi_k x_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

gdzie:

- $\Pi = \alpha \beta^T = \sum_{k=1}^K \Pi_k - I$ – macierz mnożników długookresowych (mnożników całkowitych),
- Π_k – macierz parametrów o interpretacji zbliżonej do mnożników pośrednich;
- pozostałe oznaczenia bez zmian.

Rozważane w niniejszym artykule systemy modelowano w ramach modelu VAR z dwoma opóźnieniami dla logarytmów zmiennych. Liczbę opóźnień do modelu dobrano na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza oraz kryterium Hannana-Quinna. W przypadku sprzecznych wskazań liczby opóźnień sprawdzano oba modele i ostatecznie wybierano model o lepszych właściwościach statystycznych reszt i większej stabilności. Testy mnożnika Lagrange'a autokorelacji reszt w analizowanych modelach VAR nie wykazały istotnych efektów autokorelacji reszt przy granicznym poziomie istotności 0,09 (model trzech zmiennych) lub 0,03 (model pięciu zmiennych).

¹ Wyniki testów zintegrowania nie są tu publikowane ze względu na oszczędność miejsca, jednak są one dostępne na życzenie.

2.1. Model trzech zmiennych (VECM 1)

Wektor x_t zmiennych wchodzących w skład modelowanego systemu trzech zmiennych (model VECM 1) można przedstawić następująco (wszystkie zmienne wyrażono w cenach stałych 2005 r. w ujęciu *per capita* – szczegółowe definicje zmiennych systemowych podano w Aneksie):

$$[c_t \quad npy_t \quad fa_t]^T$$

gdzie:

fa_t – logarytm aktywów finansowych netto w posiadaniu gospodarstw domowych.

Wektor D_t zawiera zmienne deterministyczne zastosowane w modelu: wyraz wolny, trzy scentrowane zmienne sezonowe, D_t^{qi} ($i = 1, 2, 3$) oraz dwie dodatkowe zmienne zero-jedynkowe, D_t^{08q3} , D_t^{09q1} wprowadzone w celu skorygowania niestabilności szeregu aktywów finansowych netto w końcowej części próby w związku z kryzysem finansowym. Parametry modelu szacowano na próbie I kwartał 1995 – II kwartał 2010 r. W analizie rozważano różne miary aktywów gospodarstw domowych w Polsce, także niefinansowych. Nie udało się jednak znaleźć relacji kointegracyjnej dla konsumpcji, dochodu i aktywów niefinansowych (więcej zob. Zachłód-Jelec 2011).

Otrzymany model w stopniu zadowalającym spełnia założenia estymacji MNW modelu VAR; w szczególności w systemie brak istotnych efektów autokorelacji i heteroskedastyczności reszt. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej normalności reszt na poziomie istotności 5% (wartość statystyki testowej testu ilorazu wiarygodności wyniosła 11,43, a prawdopodobieństwo z nią związane: 0,076). Można zatem przyjąć, że reszty z równań oszacowanego modelu spełniają założenia estymacji MNW modelu VAR.

Po otrzymaniu poprawnie wyspecyfikowanego modelu przeprowadzono test liczby bazowych wektorów kointegrujących na podstawie modelu VECM o postaci:

$$\Delta x_t = \alpha \beta^T x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie α jest wektorem parametrów dostosowań o wymiarze $3 \times r$ mówiącym o tym, które zmienne i jak dostosowują się w systemie po jego wytrąceniu z trajektorii równowagi; β oznacza wektor ($3 \times r$) parametrów relacji kointegracyjnej, a r – rząd kointegracji. Składnik $\alpha \beta^T x_{t-1}$ jest to wektorowy składnik korekty błędem równowagi w poprzednim okresie ($t - 1$).

Zarówno wyniki testu śladu, jak i analizy największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej wskazują jednoznacznie, że w analizowanym systemie istnieją dwa wspólne trendy stochastyczne, czyli rząd kointegracji pomiędzy zmiennymi jest równy jeden. W rozważanym systemie istnieje zatem jeden wektor kointegrujący. Wyniki testu śladu oraz moduły największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej zaprezentowano w tabeli 2 (górna część). Wartość statystyki testu śladu dla jednej relacji kointegrującej wyniosła 14,7, a prawdopodobieństwo z nią związane 0,604 (po uwzględnieniu poprawki Bartletta², odpowiednio: 14,1 oraz 0,653). Po ustaleniu rzędu kointegracji ponownie przeprowadzono testy stacjo-

² Poprawka Bartletta poprawia rozmiar testu w skończonej próbie, jednak nie poprawia mocy testu (Johansen 2002, zob. także Juselius 2006).

narności zmiennych w celu sprawdzenia ważności wniosków dotyczących stopnia zintegrowania procesów stochastycznych generujących zmienne wchodzące w skład rozważanego systemu. Na podstawie wyników tych testów można wnioskować, że wszystkie procesy generujące zmienne używane w analizie mogą być uznane za zintegrowane stopnia pierwszego (I(1)). Jednocześnie żaden z procesów nie wykazuje trendostacjonarności. Następnie sprawdzono, czy można wyłączyć trend deterministyczny z wektora kointegrującego. Dzięki zastosowaniu testu ilorazu wiarygodności (o rozkładzie Chi-kwadrat z jednym stopniem swobody) stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o wyłączalności trendu deterministycznego z przestrzeni kointegrującej (przy granicznym poziomie istotności testu równym 0,795). Oznacza to przyjęcie nieograniczonego do przestrzeni kointegracyjnej wyrazu wolnego, co jest uzasadnione ze względu na istnienie trendu liniowego w logarytmach zmiennych systemowych – zob. wykres 1. Ponownie przeprowadzono testy rzędu kointegracji. Zaprezentowane powyżej wnioski dotyczące rzędu macierzy Π pozostają w mocy (zob. tabela 2, dolna część).

Kolejnym etapem sprawdzenia adekwatności oszacowanego modelu długookresowego jest analiza stabilności struktury długookresowej. Zastosowany test stabilności logarytmu wiarygodności oraz wyniki testów stabilności parametrów wektora kointegrującego β i wektora dostosowań α (zob. np. Juselius 2006) wskazały, że parametry struktury długookresowej modelu VECM 1 spełniają wymóg stabilności (zob. Zachłód-Jelec 2011).

Zgodnie z rezultatami oszacowań parametrów struktury długookresowej w ramach rozważanego systemu wektor kointegrujący β dla $x_t = [c_t \quad npy_t \quad fa_t]^T$ przedstawia się następująco (w nawiasach podano wartości statystyki t Studenta):

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & -0,934 & -0,100 \\ & (-28,4) & (-8,1) \end{bmatrix}^T \quad (8)$$

Na podstawie wektora kointegrującego z formuły (8) można wnioskować, że logarytm konsumpcji w ujęciu zagregowanym w długim okresie jest dodatnio związany z logarytmem dochodu z pracy oraz logarytmem aktywów finansowych netto, co jest zgodne z teorią dochodu permanentnego.

Istotnym aspektem identyfikowalności struktury długookresowej jest sprawdzenie, czy relacja kointegracji jest nieredukowalna (*irreducible cointegrating relation*). Nieredukowalność relacji kointegracyjnej oznacza, że po wyłączeniu z niej którejkolwiek ze zmiennych przestanie być stacjonarna. Jednocześnie, jeśli istnieje kombinacja liniowa zmiennych, z której reszty są stacjonarne, oznacza to także, że nie ma sensu dodawać innych zmiennych do tej relacji (Juselius 2006, s. 189). Wyniki testów dotyczących wektora kointegrującego zaprezentowano w tabeli 3.

Zgodnie z wynikami testu nieredukowalności relacji kointegrującej, przedstawionymi w górnej części tabeli 3 (hipotezy $H1$, $H2$ i $H3$), oszacowaną relację długookresową można uznać za nieredukowalną, co oznacza, że nie można z niej wyłączyć żadnej zmiennej bez wpływu na jej stacjonarność. W dolnej części tabeli przedstawiono wynik testu długookresowej jednorodności między konsumpcją, dochodem i aktywami (hipoteza $H4$). Wyniki testu ilorazu wiarygodności o rozkładzie Chi-kwadrat z jednym stopniem swobody wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej jednorodności.

Relacja długookresowa między konsumpcją a dochodem z pracy i aktywami z oszacowanymi dla Polski parametrami i nałożonym warunkiem jednorodności długookresowej przedstawia się następująco:

$$c_t = 0,887_{(102,7)} npy_t + 0,113_{(13,1)} fa_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (9)$$

Parametr przy aktywach oznacza średni udział aktywów finansowych w łącznym bogactwie w rozważanej próbie (zob. Lettau, Ludvigson 2001; 2004). Uwzględniając zatem wyniki oszacowań można stwierdzić, że logarytm aktywów finansowych stanowi średnio 11,3% łącznej wartości logarytmu bogactwa w Polsce w rozważanej próbie (przy założeniu, że logarytm dochodu z pracy w okresie bieżącym aproksymuje logarytm zdyskontowanej wartości przyszłych dochodów z pracy). Jednocześnie reszty z oszacowanej relacji kointegracyjnej (zapisane jako $\hat{\varepsilon}_t$ w równaniu (9)) powinny ujmować racjonalne oczekiwania konsumentów i prognozować albo zwroty z aktywów, albo zmiany w dochodzie z pracy lub konsumpcji (Lettau, Ludvigson 2004). Na wykresie 2 zaprezentowano opóźnione o jeden okres reszty z oszacowanej relacji kointegracyjnej wraz z przyrostem logarytmu zagregowanego dochodu z pracy w Polsce (zmienne zostały wystandardyzowane). Jak widać z wykresu oraz jak pokazują wnioski z zaprezentowanej w pkt 4 analizy przyczynowości Grangera, opóźnione reszty z relacji długookresowej konsumpcji, dochodu i aktywów mają moc objaśniania tempa wzrostu bieżącego dochodu z pracy, co wiąże się z wciąż relatywnie większym znaczeniem dochodów z pracy niż z aktywów finansowych w Polsce (w ujęciu zagregowanym, a więc średnio dla wszystkich gospodarstw domowych). Podobne wnioski uzyskali Hamburg, Hoffmann i Keller (2005) dla gospodarki niemieckiej. Z kolei badania empiryczne dla krajów anglosaskich pokazują, że reszty z analogicznej relacji kointegracyjnej mają moc prognozowania zwrotów z aktywów (zob. Lettau, Ludvigson 2001; 2004 dla gospodarki Stanów Zjednoczonych oraz Fernandez-Corugedo, Price, Blake 2007 dla gospodarki brytyjskiej).

Reszty z relacji długookresowej konsumpcji, dochodu i aktywów można także zinterpretować jako oszczędności (z przeciwnym znakiem), w rozumieniu „oszczędności na czarną godzinę” Campbella (1987) wynikających z modelu dochodu permanentnego opartego na racjonalnych oczekiwaniach. Zgodnie z tą interpretacją wniosek otrzymany dla Polski oznacza, że spadek oszczędności w jednym okresie (wzrost wartości reszt z relacji kointegracyjnej) pociąga za sobą wzrost dochodu z pracy w następnym okresie. Reszty z oszacowanej relacji kointegracji dla konsumpcji, dochodu i aktywów wyrażają oczekiwania konsumentów. Racjonalni konsumenci oszczędzają w reakcji na oczekiwane zmiany poziomu ich dochodów z pracy i aktywów w przyszłości. Ponieważ bieżące decyzje kształtują się pod wpływem oczekiwań co do przyszłości, odchylenia faktycznej konsumpcji od jej teoretycznego (długookresowego) poziomu są przyczyną w sensie Grangera dochodu z pracy zgodnie z modelem dochodu permanentnego. Oszczędności są zatem przyczyną w sensie Grangera dochodu z pracy (zob. także pkt 4). Wniosek ten jest spójny z modelem dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania (zob. Campbell 1987; Deaton 1992).

Przed przeprowadzeniem analizy związków dynamicznych w ramach modelu VECM konieczne jest sprawdzenie, które zmienne dostosowują się w systemie, w szczególności korygują odchylenia systemu od równowagi długookresowej. Zmienne te podlegają działaniu sił dośrodkowych, przyciągających zmienne systemu ku równowadze długookresowej (*pulling forces*) (Juselius 2006, s. 88–90, także Majsterek 2008, s. 41). Jak zauważono w pierwszej części artykułu, z teorii dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania wynika, że konsumpcja nie powinna się dostosowywać w systemie wyrażonym z równowagi długookresowej, co wyklucza jednocześnie

istnienie funkcji konsumpcji w postaci równania z mechanizmem korekty błędem. Ciężar dostosowań zgodnie z modelem teoretycznym jest przesunięty na dochód i(lub) majątek. W celu sprawdzenia tego dla polskich danych zweryfikowane zostaną hipotezy dotyczące wektora dostosowań α , tj. hipoteza słabej egzogeniczności zmiennych względem parametrów struktury długookresowej oraz hipoteza proporcjonalności kolumny wektora α względem wektora jednostkowego.

Badanym warunkiem koniecznym i dostatecznym słabej egzogeniczności zmiennej względem parametrów struktury długookresowej są zerowe wartości współczynników dostosowania w równaniu tej zmiennej. Parametry wektorów kointegrujących oraz współczynniki dostosowań w równaniach pozostałych zmiennych modelu są wówczas obecne tylko w modelu warunkowym. Z własności gaussowskiego rozkładu normalnego wynika, że parametry zarówno modelu warunkowego, jak i modelu brzegowego nie podlegają wahaniom (są *variation free* – zob. Johansen 1992). Słaba egzogeniczność zmiennej względem parametrów struktury długookresowej oznacza, że zmienna ta nie dostosowuje się do relacji długookresowej, a skumulowane reszty z równania tej zmiennej w modelu VECM współtworzą wspólny trend stochastyczny (Juselius 2006, s. 194). Testowanie tego warunku powinno nastąpić po ustaleniu rzędu kointegracji i polega na przeprowadzeniu testu zerowego wiersza w macierzy dostosowań α (w przypadku modelu VECM 1, ze względu na istnienie tylko jednego wektora kointegrującego, test ten sprowadza się do sprawdzenia, czy pojedyncze elementy kolumnowego wektora dostosowań α , odpowiadające poszczególnym zmiennym są równe zero).

Przedstawione poniżej wyniki testów słabej egzogeniczności należy interpretować z dużą ostrożnością. Zidentyfikowanie egzogeniczności za pomocą testu ilorazu wiarygodności w praktyce jest bardzo trudne w związku z faktem (potwierdzonym eksperymentami Monte Carlo), że test ten prowadzi do odrzucenia prawdziwej hipotezy zerowej aż w 60% przypadków, a równocześnie fałszywa hipoteza zerowa jest przez niego odrzucana w zaledwie 66% przypadków (Greenslade, Hall, Henry 2002, podano za Majsterek 2008, s. 91). Ponadto słaba egzogeniczność (w przeciwieństwie do kointegracji) nie jest niezmiennicza względem zbioru informacyjnego (zob. np. Juselius 2006). Biorąc pod uwagę powyższe zastrzeżenia, przeprowadzono analizę wrażliwości wyników na zmianę liczby opóźnień w modelu oraz rząd kointegracji. Jak się okazało, przedstawione powyżej wnioski mogą zostać utrzymane.

Zaprezentowane w tabeli 4 wyniki testów słabej egzogeniczności zmiennych wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej słabej egzogeniczności konsumpcji (hipoteza H5) przy standardowych poziomach istotności (wartość testu ilorazu wiarygodności o rozkładzie Chi-kwadrat z jednym stopniem swobody wyniosła 0,455 przy granicznym poziomie istotności testu na poziomie 0,5). Analogicznie nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy słabej egzogeniczności aktywów finansowych (hipoteza H7). Nie ma też podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej łącznej słabej egzogeniczności konsumpcji i aktywów finansowych (hipoteza H8).

Wyniki testów proporcjonalności wektora α względem wektora jednostkowego stanowią odzwierciedlenie testów słabej egzogeniczności zmiennych i wskazują na to, która ze zmiennych dostosowuje się w systemie wytraconym z równowagi długookresowej. Potwierdza to porównanie hipotez H8 i H10 w tabeli 4. Skoro konsumpcja i aktywa się nie dostosowują w systemie (są słabo egzogeniczne), to ciężar dostosowań jest przesunięty na trzecią zmienną w systemie – dochód z pracy.

Podsumowując, wyniki testów słabej egzogeniczności wskazują, że konsumpcja nie dostosowuje się do relacji długookresowej, co wyklucza korygowanie przez tę zmienną odchyłeń od

równowagi w rozważanym systemie. Wnioski te potwierdzają wcześniejsze spostrzeżenia autorki sformułowane dla próby o cztery kwartały krótszej, tj. kończącej się na II kwartale 2009 r. (zob. Zachłód-Jelec 2010). Skutki słabej egzogeniczności konsumpcji mają decydujący wpływ na postać dynamiczną równania konsumpcji oraz wnioski dotyczące polityki gospodarczej, co będzie przedmiotem analizy w dalszej części artykułu.

2.2. Model uwzględniający stopę procentową i stopę inflacji (VECM 2)

Zgodnie z modelem dochodu permanentnego kointegracja konsumpcji z dochodem i aktywami wyklucza skointegrowanie konsumpcji ze stopą procentową (zob. Deaton 1992, s. 74–75; Muellbauer i Lattimore 1995; Zachłód-Jelec 2011). W modelu dochodu permanentnego stopa procentowa wpływa na konsumpcję tylko pośrednio – przez czynnik dyskontujący bogactwo. Empirycznym potwierdzeniem tego faktu dla Polski jest znalezienie nieredukowalnej relacji kointegrującej, wiążącej konsumpcję z dochodem i aktywami (która została zaprezentowana powyżej). Skoro wspomniana relacja po oszacowaniu parametrów jest stacjonarna, a w systemie brak jest zmiennych I(2), nie ma sensu dodawanie do niej kolejnych zmiennych (np. stopy procentowej – potwierdzają to również wnioski z modelu VECM 2). Włączenie stopy procentowej do relacji kointegrującej z konsumpcją może znaleźć uzasadnienie w przypadku, gdy stopa procentowa pełni funkcję zmiennej zastępującej majątek (np. z powodu braku danych).

Jeśli okaże się (co zostanie sprawdzone poniżej na polskich danych), że istnieje wektor kointegrujący wiążący nominalną stopę procentową i stopę inflacji oraz że nominalna stopa procentowa jest jednorodna względem stopy inflacji w długim okresie, możliwe będzie skonstruowanie zmiennej wyrażającej realną stopą procentową równowagi i przeanalizowanie jej roli w systemie. Przeprowadzone testy stopnia zintegrowania zmiennych potwierdziły, że zarówno nominalna stopa procentowa, jak i stopa inflacji są zmiennymi I(1), a zatem możliwe jest znalezienie relacji kointegrującej dla tych zmiennych (zob. Zachłód-Jelec 2011).

Mając na uwadze powyższe, oszacowano parametry modelu długookresowego konsumpcji, opierając się na systemie pięciu zmiennych, czyli z uwzględnieniem dodatkowo stopy procentowej i stopy inflacji. System uwzględniający wspomniane pięć zmiennych (odtąd model VECM 2) można uznać za najszerszy zestaw zmiennych potencjalnie ważnych dla konsumpcji w długim okresie, zważywszy na zastosowaną metodę analizy i ograniczenia wynikające z krótkiej próby. Oszacowanie parametrów większego systemu można również traktować jako sprawdzenie wniosków omówionych powyżej dla systemu trzech zmiennych (model VECM 1). Parametry powyższego systemu były szacowane w ramach modelu VAR z dwoma opóźnieniami na następującym wektorze zmiennych:

$$x_t = [c_t \quad npy_t \quad fa_t \quad R_t \quad \Delta p_t]^T$$

gdzie:

R_t – nominalna stopa procentowa,

Δp_t – stopa inflacji;

(pozostałe oznaczenia bez zmian).

Dodatkową (względem modelu VECM 1) zmienną zero-jedynkową w modelu VECM 2 okazała się zmienna korygująca zmianę strukturalną w szeregu stopy procentowej w III kwartale 1997 r. (D_t^{97q3}).

Otrzymany model w stopniu zadowalającym spełnia wymogi modelu VAR, w szczególności brak jest w systemie istotnych efektów autokorelacji i heteroskedastyczności reszt. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej normalności reszt na poziomie istotności nawet 10% (wartość statystyki testowej testu ilorazu wiarygodności wyniosła 14,8, a prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy zerowej: 0,14). Na podstawie wyników testu śladu oraz analizy największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej stwierdzono, że w rozważanym systemie pięciu zmiennych istnieją trzy wspólne trendy stochastyczne, czyli rząd kointegracji jest równy dwa (istnieją dwa wektory kointegrujące). Wyniki testu śladu oraz moduły największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej zaprezentowano w tabeli 5. Wartość statystyki testu śladu dla dwóch relacji kointegrujących wyniosła 24,6 przy granicznym poziomie istotności równym 0,184, a po uwzględnieniu poprawki Bartletta, odpowiednio: 22,6 oraz 0,277. Tak jak w przypadku modelu VECM 1 stwierdzono, że parametry struktury długookresowej modelu VECM 2 spełniają wymóg stabilności.

Zgodnie z rezultatami oszacowań parametrów struktury długookresowej w ramach modelu VECM 2 otrzymano dwa wektory kointegrujące (β_1, β_2), dla powyżej zdefiniowanego wektora zmiennych. Pierwsza z oszacowanych relacji kointegrujących jest analogiczna do relacji długookresowej w modelu VECM 1 z niewielkimi różnicami między wielkościami oszacowań parametrów (w nawiasach podano wartości statystyki t Studenta):

$$c_t = 0,894 \underset{(119,6)}{npy}_t + 0,106 \underset{(14,2)}{fa}_t + \zeta_t^c$$

gdzie ζ_t^c oznacza reszty z oszacowanej relacji kointegracyjnej; pozostałe oznaczenia bez zmian.

Ponownie nie znaleziono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej jednorodności konsumpcji względem dochodu i aktywów w długim okresie (zob. Tabela 6, hipoteza H7).

Drugi wektor kointegrujący odzwierciedla dodatni związek między nominalną stopą procentową a stopą inflacji, który po narzuceniu warunku długookresowej jednorodności można zinterpretować jako realną długookresową stopę procentową. Warunek jednorodności został przetestowany na danych dla Polski zgodnie z hipotezą H8 – zob. tabela 6. Zgodnie z powyższym relacja ta przybiera następującą postać:

$$R_t = \Delta p_t + \zeta_t^R \tag{11}$$

gdzie ζ_t^R oznacza reszty z oszacowanej relacji kointegracyjnej; pozostałe oznaczenia bez zmian.

Otrzymana w ramach modelu VECM 2 struktura długookresowa jest identyfikowalna w długim okresie, co oznacza, że wyczerpuje informacje zawarte w zbiorze danych dotyczące relacji długookresowych pomiędzy analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi. Potwierdzają to wyniki testów dotyczących parametrów obu wektorów kointegrujących, zaprezentowane w tabeli 6. Każda z dwóch oszacowanych relacji kointegracyjnych spełnia warunek nałożenia co najmniej $r - 1$ restrykcji wykluczających (identyfikowalność statystyczna). Ponadto oszacowania paramet-

trów struktury długookresowej modelu VECM 2 spełniają warunek identyfikowalności ekonomicznej – wszystkie parametry mają zgodne z oczekiwaniami wielkości oraz znaki.

Po pierwsze, sprawdzono możliwość wyłączenia nominalnej stopy procentowej i stopy inflacji z pierwszego wektora kointegrującego, a z drugiego wektora kointegrującego – konsumpcji, dochodu i aktywów (hipoteza H1). Wartość statystyki testowej testu ilorazu wiarygodności (o rozkładzie Chi-kwadrat z trzema stopniami swobody) wyniosła 0,728 z wartością p równą 0,867, co oznacza brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Oznacza to, że pierwszy wektor kointegrujący definiuje relację długookresową konsumpcji, dochodu z pracy i aktywów, a drugi wektor – relację nominalnej stopy procentowej i inflacji, czyli realną stopę procentową równowagi.

Następnie sprawdzono, czy obie oszacowane relacje kointegrujące można uznać za nieredukowalne. W przypadku relacji stopy procentowej i inflacji hipoteza nieredukowalności sprowadza się w istocie do sprawdzenia stacjonarności każdej ze zmiennych. Zgodnie z hipotezami H2 i H3 obie zmienne są niestacjonarne. Ze względu na brak w modelu tzw. efektów I(2), co zostało sprawdzone za pomocą praktycznych reguł omawianych w pracy Juselius (2006), oraz fakt, że zmienne te nie są generowane przez proces trendostacjonarny, są one zintegrowane w stopniu pierwszym). Z kolei na podstawie wyników testu ilorazu wiarygodności w ramach hipotez H4, H5 i H6 również relację między konsumpcją a dochodem i aktywami można uznać za nieredukowalną, jako że wyłączenie z wektora kointegrującego którejkolwiek ze zmiennych prowadzi do jego niestacjonarności.

W tabeli 7 zaprezentowano wyniki testów dotyczących elementów macierzy dostosowań modelu VECM 2. Podobnie jak w przypadku modelu VECM 1 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej słabej egzogeniczności konsumpcji (hipoteza H10), jeśli przyjmiemy standardowe poziomy istotności. Aktywa finansowe można uznać za słabo egzogeniczne tylko na poziomie istotności 1% (hipoteza H12). Trzecią zmienną słabo egzogeniczną w systemie okazała się stopa procentowa (hipoteza H13). Wyniki testu łącznej słabej egzogeniczności trzech powyższych zmiennych (hipoteza H15) wskazały na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 5%. W tym przypadku skumulowane reszty z oszacowanych równań powyższych trzech zmiennych definiowałyby trzy wspólne trendy stochastyczne systemu. Ponieważ jednak wyniki testu wskazały brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, powyższą interpretację należy traktować ostrożnie (zob. także dalsza część artykułu). Dualną hipotezą względem hipotezy H15 jest hipoteza H22³, która sprawdza, czy dochód z pracy oraz stopa inflacji są zmiennymi dostosowującymi się w systemie. Wyniki testów proporcjonalności kolumn macierzy α względem wektora jednostkowego wskazują zatem, że zmiennymi działającymi w kierunku przywrócenia równowagi długookresowej w systemie mogą być dochód z pracy oraz stopa inflacji.

Podsumowując, rozważany w ramach większego systemu model VECM 2 wydaje się potwierdzać wnioski otrzymane na podstawie analizy modelu VECM 1. Przede wszystkim istnieje stabilna relacja kointegracji (którą można interpretować w kategoriach relacji długookresowej) między konsumpcją, dochodem z pracy i aktywami finansowymi. Poszerzenie zbioru informacyjnego o dodatkowe dwie zmienne potwierdziło, że stopa procentowa nie wchodzi w relację kointegracji z konsumpcją, co jest zgodne z teorią dochodu permanentnego. Ponadto podobnie jak w modelu VECM 1 konsumpcja nie dostosowuje się w systemie, co oznacza wynikającą z teorii dochodu

³ Przez dualność rozumie się fakt, że w obu wspomnianych hipotezach testuje się w istocie to samo, co widać przy porównaniu wartości statystyk testowych i granicznych poziomów istotności dla obu hipotez.

permanentnego niezależność stochastyczną tej zmiennej względem opóźnionych o jeden okres oszczędności (zdefiniowanych pierwszym wektorem kointegrującym). Dodatkową zmienną słabo egzogeniczną okazała się nominalna stopa procentowa.

2.3. Test liniowości procesu dostosowawczego

Przed szczegółową analizą związków dynamicznych konsumpcji, dochodu i aktywów przeprowadzony zostanie test liniowości procesu dostosowań do równowagi długookresowej. Jest to szczególnie ważne ze względu na przedmiot artykułu, którym jest empiryczna weryfikacja istnienia mechanizmu korekty błędem dla konsumpcji w Polsce.

Zgodnie z najczęstszą procedurą stosowaną w literaturze ograniczono się do testowania liniowości dostosowań, utrzymując założenie liniowości relacji kointegracyjnej (Kapetanios, Shin, Snell 2006). Zastosowano procedurę testowania zaproponowaną przez Teräsvirta (1994), w której hipotezą zerową jest liniowość procesu dostosowawczego, a hipoteza alternatywna zakłada, że proces jest typu STAR. Wspomniany test sprawdza dwa rodzaje nieliniowych modeli STAR: LSTAR (logistyczny model STAR) i ESTAR (wykładniczy model STAR). Test ten jest testem mnożnika Lagrange'a o rozkładzie Chi-kwadrat z m stopni swobody (gdzie m oznacza liczbę restrykcji), jednak w małych próbach preferowane jest zastosowanie statystyki F o rozkładzie F z m i $n-m-p-1$ stopni swobody, gdzie n oznacza liczbę obserwacji, a p liczbę opóźnień (Bruzda 2007, s. 91–92).

W tabeli 8 prezentowane są wartości statystyk F wraz z ich granicznym poziomem istotności dla różnych rzędów autoregresji (od 1 do 4). Zastosowanie różnych rzędów autoregresji można traktować jako analizę wrażliwości wyników testu na jego parametry. Zgodnie z zaleceniem Teräsvirta (1994) wielkość opóźnienia tzw. zmiennej progowej dobierano w taki sposób, by dla danego rzędu autoregresji graniczny poziom istotności odpowiadający statystyce F był najmniejszy. Jak widać z zaprezentowanych w tabeli wyników testu, nie znaleziono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej liniowości procesu dostosowawczego zarówno w odniesieniu do modelu VECM 1, jak VECM 2 (jedynie przy założeniu, że rząd autoregresji jest równy 1, odrzucono hipotezę zerową liniowości procesu dostosowawczego w odniesieniu do reszt z oszacowanego w ramach modelu VECM 2 pierwszego wektora kointegrującego).

Podsumowując, wyniki testu na liniowość dostosowań do relacji równowagi w modelu VECM 1 i VECM 2 wskazują, że w dalszej analizie założenie liniowości procesu dostosowawczego może zostać utrzymane.

3. Skutki oszacowanej postaci długookresowej dla postaci krótkookresowej funkcji konsumpcji

Analiza kointegracji jest istotnym, ale niejedynym etapem analizy długookresowych relacji pomiędzy zmiennymi. Oszacowanie parametrów struktury długookresowej oraz zapewnienie jej identyfikowalności nie daje odpowiedzi na pytania o to, które ze zmiennych (i jak) dostosowują się w systemie, a które są zmiennymi słabo egzogenicznymi. Analiza kointegracji nie daje również odpowiedzi na pytanie o przyczynowość w rozważanym systemie zmiennych. Kolejnym ważnym etapem analizy jest zatem analiza dynamicznych związków krótkookresowych (Juselius 1996),

którą należy przeprowadzić w ramach modelu VECM z identyfikowalną strukturą krótkookresową. Zapewnienie identyfikowalności krótkookresowej modelu jest niezbędne, by warunkowe prognozy zmiennych istotnych z punktu widzenia polityki gospodarczej były ważne, oraz umożliwiała formułowanie wniosków dla polityki gospodarczej.

Na mocy twierdzenia Engle'a i Grangera (1987) skointegrowanie zmiennych jest warunkiem koniecznym i wystarczającym istnienia mechanizmu korekty błędem (ang. *error correction mechanism*), przywracającego bieżące wartości zmiennych (skointegrowanych) do równowagi długookresowej. Z teorii dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania wynika, że konsumpcja jest błędzeniem losowym, a zatem zmiany konsumpcji są niezależne stochastycznie od opóźnionego dochodu i opóźnionej konsumpcji, co oznacza, że przywracanie równowagi długookresowej nie dokonuje się za pośrednictwem konsumpcji. Zgodnie z teorią dochodu permanentnego, to dochód do dyspozycji (lub, jak w przypadku modeli VECM 1 i VECM 2, dochód z pracy i/lub aktywa) jest zmienną, która dostosowuje się do opóźnionej różnicy między konsumpcją a dochodem do dyspozycji (zob. Campbell 1987, Deaton 1992, s. 124–125).

Jak wskazują wyniki analizy przeprowadzonej w części drugiej, omówionym równaniom długookresowym można nadać interpretację zgodną z modelem dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania konsumentów. Reszty z oszacowanej relacji kointegrującej (oszczędności) okazały się przyczyną w sensie Grangera dochodu, a konsumpcja zmienną słabo egzogeniczną względem parametrów struktury długookresowej. Jednak uwaga skupiała się na równaniu długookresowym konsumpcji, a otrzymane wówczas wnioski zostały sformułowane bez rozpatrywania identyfikowalności krótkookresowej modeli VECM 1 i VECM 2. Poniżej zaprezentowane zostaną identyfikowalne modele dynamiczne z uwzględnieniem struktury długookresowej omówionej w części drugiej.

Zgodnie z wnioskami otrzymanymi na podstawie przeprowadzonej analizy, model VECM 1 z konsumpcją, dochodem z pracy oraz aktywami jako zmiennymi objaśnianymi można zapisać w formie układu równań:

$$\Delta c_t = \gamma_{c0} + \alpha_c [c_{t-1} - \beta_y npy_{t-1} - \beta_a fa_{t-1}] + \gamma_{c1} \Delta c_{t-1} + \gamma_{c2} \Delta npy_{t-1} + \gamma_{c3} \Delta fa_{t-1} + \gamma_c D_t + \xi_{c,t} \quad (12)$$

$$\Delta npy_t = \gamma_{y0} + \alpha_y [c_{t-1} - \beta_y npy_{t-1} - \beta_a fa_{t-1}] + \gamma_{y1} \Delta c_{t-1} + \gamma_{y2} \Delta npy_{t-1} + \gamma_{y3} \Delta fa_{t-1} + \gamma_y D_t + \xi_{y,t} \quad (13)$$

$$\Delta fa_t = \gamma_{a0} + \alpha_a [c_{t-1} - \beta_y npy_{t-1} - \beta_a fa_{t-1}] + \gamma_{a1} \Delta c_{t-1} + \gamma_{a2} \Delta npy_{t-1} + \gamma_{a3} \Delta fa_{t-1} + \gamma_a D_t + \xi_{a,t} \quad (14)$$

Relacja w nawiasie kwadratowym przedstawia relację długookresową (kointegracji) zachodzącą pomiędzy zmiennymi endogenicznymi, D_t jest macierzą zmiennych zero-jedynkowych, α_c , α_y , α_a są parametrami dostosowań, odpowiednio, konsumpcji, dochodu i aktywów do oszacowanej relacji długookresowej, a parametry γ_i są parametrami struktury dynamicznej systemu.

Oszacowania parametrów uzyskane metodą najmniejszych kwadratów (dla ustalonych relacji kointegrujących) wraz z wartościami statystyki t zgodne ze wzorami (12)–(14) zaprezentowano w tabeli 9. Odpowiednie kolumny tabeli odpowiadają kolejnym równaniom (np. równanie (12) odpowiada drugiej kolumnie w tabeli). Traktowanie wektorów kointegrujących po oszacowaniu ich parametrów jak ustalonych stacjonarnych regresorów w momencie szacowania parametrów części dynamicznej systemu jest możliwe dzięki superzgodności estymatora wektora β . Taka procedura estymacji ułatwia

ponadto zapewnienie identyfikowalności krótkookresowej modelowi VECM (Juselius 2006, s. 230). Zgodnie z wynikami testów słabej egzogeniczności zmiennych przyjęto, że zarówno konsumpcja, jak i aktywa finansowe są zmiennymi słabo egzogenicznymi w modelu VECM 1.

Jak widać z tabeli 9, model VECM w zaprezentowanej tu postaci zawiera zbyt dużą liczbę parametrów, z których wiele jest nieistotnych. Powinien zatem zostać uproszczony dla zapewnienia krótkookresowej identyfikowalności systemu. Będzie to przeprowadzone zgodnie z zasadą modelowania „od ogólnego do szczególnego” (*general to specific*) (zob. Hendry, Mizon 1993).

Ponieważ układ równań jest zapisany w taki sposób, że nieopóźnione zmienne endogeniczne znajdują się wyłącznie po lewej stronie odpowiednich równań, każda z dodatkowo nałożonych restrykcji będzie miała charakter nadidentyfikujący rozważany system (Juselius 2006, s. 237). W celu zapewnienia krótkookresowej identyfikowalności często konieczne jest zapewnienie braku (istotnej) korelacji pomiędzy składnikami losowymi z poszczególnych równań (Juselius 2006, s. 229). Wyniki oszacowań parametrów uproszczonego systemu zawiera tabela 10.

Zaprezentowany w tabeli 10 model VECM 1 otrzymano, nakładając łącznie 14 restrykcji nadidentyfikujących na parametry pełnego systemu, z czego 7 stanowiły restrykcje nałożone na zmienne endogeniczne systemu. Otrzymany model empiryczny potwierdza restrykcje narzucone zgodnie z teorią dochodu permanentnego. Można stwierdzić, że równanie konsumpcji po jego oszacowaniu jest zgodne z teoretycznym równaniem Eulera dla konsumpcji, ponieważ ani dochód z pracy, ani aktywa finansowe nie okazały się istotne w równaniu konsumpcji. Jedynymi zmiennymi objaśniającymi wahania konsumpcji w krótkim okresie są zmienne korygujące sezonowość oraz opóźniony przyrost logarytmu konsumpcji. Ta ostatnia zmienna koryguje autokorelację pierwszego rzędu zmiennej objaśnianej. Jej istotność w równaniu wahań konsumpcji nie przeczy zgodności rozważanego modelu z modelem teoretycznym opartym na równaniu Eulera. Najważniejsza jest bowiem nieistotność reszt z oszacowanej relacji kointegracji w równaniu konsumpcji (Eitrheim, Jansen, Nymoen 2002), oznaczająca, że konsumpcja nie koryguje odchyżeń od równowagi długookresowej. Istotne efekty autoregresyjne wykryto także w odniesieniu do aktywów finansowych. Oprócz opóźnionej zmiennej objaśnianej w równaniu krótkookresowym aktywów finansowych istotny okazał się wyraz wolny oraz dwie zmienne sztuczne związane z zaburzeniami na rynkach finansowych. Nietrywialną, z punktu widzenia mechanizmu korekty błędem, specyfikację równania krótkookresowego otrzymano jedynie dla wahań dochodu z pracy. W równaniu tym reszty z oszacowanej relacji kointegracji okazały się istotne, co jest zgodne z wnioskami otrzymanymi w części drugiej, mówiącymi, że dochód z pracy jest jedyną zmienną dostosowującą się w rozważanym systemie. Oprócz różnicy między planowaną a faktyczną konsumpcją w równaniu krótkookresowym dochodu z pracy istotne okazały się opóźnione przyrosty logarytmów konsumpcji i dochodu z pracy. Wydaje się więc, że przyczynowość w otrzymanym modelu przebiega od konsumpcji do dochodu z pracy, a nie odwrotnie, co także jest zgodne z modelem dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania (zob. Eitrheim, Jansen, Nymoen 2002; Campbell 1987). W części czwartej przedstawiono szczegółową analizę przyczynowości w omawianym systemie.

W ramach rozważanego systemu nie udało się potwierdzić braku wzajemnego skorelowania składników losowych z równań dochodu i konsumpcji oraz konsumpcji i aktywów. Jest to częsty problem w stosowaniu modeli VECM i może być rezultatem m.in. pominięcia istotnych zmiennych czy błędów związanych z agregacją danych (Juselius 2006, s. 239–240). W analizowanym przypadku możemy mieć do czynienia z obiema przyczynami.

Tabela 11 prezentuje wyniki oszacowań modelu VECM 2, czyli systemu, w którym zmiennymi endogenicznymi oprócz konsumpcji, dochodu z pracy i aktywów finansowych jest nominalna stopa procentowa oraz stopa inflacji. Zgodnie z wynikami testów słabej egzogeniczności zmiennych przyjęto, że konsumpcja, aktywa finansowe i nominalna stopa procentowa są zmiennymi słabo egzogenicznymi względem parametrów struktury długookresowej. Dla oszczędności miejsca zaprezentowano tylko model VECM 2 po nałożeniu restrykcji nadidentyfikujących na parametry struktury krótkookresowej (łącznie 39 restrykcji).

Porównując rezultaty oszacowań w systemie pięciu zmiennych z wynikami oszacowań dla systemu trzech zmiennych w odniesieniu do równania konsumpcji, można stwierdzić, że otrzymany poprzednio wniosek, iż konsumpcja nie bierze udziału w dostosowaniach do równowagi długookresowej, może zostać utrzymany. Jednocześnie w równaniu wahań krótkookresowych konsumpcji istotną zmienną objaśniającą okazały się wahania aktywów finansowych. W odniesieniu do oszacowanego w ramach modelu VECM 1 równania dochodu z pracy nie zaobserwowano istotnych zmian. Istotną różnicę stwierdzono odnośnie do specyfikacji równania aktywów finansowych. W równaniu tym istotne tym razem okazały się wahania konsumpcji. Stopa inflacji dostosowuje się do oszacowanej relacji konsumpcji, dochodu z pracy i aktywów, jak również do relacji wyrażającej realną długookresową stopę procentową. Dodatkowo, na wahania krótkookresowe stopy inflacji wpływają dodatnio czynniki popytowe wyrażone za pośrednictwem dochodu z pracy. Trywialną, z punktu widzenia istnienia mechanizmu korekty błędem, specyfikację równania krótkookresowego otrzymano dla nominalnej stopy procentowej. W równaniu tej zmiennej istotną okazała się tylko opóźniona zmienna objaśniana oraz zmienna zero-jedynkowa.

W rozszerzonym systemie nie udało się wyraźnie zredukować skorelowania składników losowych równań konsumpcji i dochodu. Istotną korelację składników losowych zaobserwowano w odniesieniu do aktywów finansowych i inflacji. W przypadku pozostałych równań otrzymane rezultaty (brak skorelowania składników resztowych) okazały się zadowalające. Ponadto z porównania wyników testów poprawności analizowanego systemu w tabeli 10 i tabeli 11 wynika, że rozszerzenie modelu VECM 1 o stopę procentową i stopę inflacji pozwoliło na znaczne zredukowanie łącznej heteroskedastyczności reszt równań rozważanego systemu.

Rozważano również istotność dla konsumpcji w Polsce (w częściach krótkookresowych analizowanych modeli) takich zmiennych, jak stopa bezrobocia czy wskaźniki zaufania konsumentów (wyrażonych jako pierwsze przyrosty odpowiednich zmiennych). Mimo włączenia wspomnianych dodatkowych zmiennych do analizowanych modeli VECM nie udało się otrzymać poprawnie wyspecyfikowanych modeli. Jednocześnie nie wpływało to na zmianę interpretacji równania konsumpcji jako równania o trywialnej postaci z punktu widzenia istnienia mechanizmu korekty błędem.

4. Analiza przyczynowości Grangera

Kolejnym aspektem analizy związków zachodzących pomiędzy zmiennymi jest analiza egzogeniczności zmiennych. Rozważano słabą i silną egzogeniczność oraz superegzogeniczność. Analiza słabej i silnej egzogeniczności pozwala na zrozumienie związków dynamicznych zachodzących pomiędzy zmiennymi w systemie. Analiza superegzogeniczności zmiennych jest istotna z punktu

tu widzenia odporności otrzymanych modeli VECM na krytykę Lucasa. Funkcja konsumpcji krótkookresowej, warunkowa względem procesu generującego dochód i(lub) aktywa (podejście CF/EC), nie jest odporna na krytykę Lucasa. Z kolei model krótkookresowy zgodny z podejściem EE powinien być odporny na tę krytykę. Różne koncepcje egzogeniczności omawiają Engle, Hendry i Richard (1983).

Jednym z warunków silnej egzogeniczności zmiennej (względem parametrów struktury długookresowej) jest brak przyczynowości Grangera. Definiuje się go następująco: jeśli w przestrzeni informacyjnej usunięcie historii jednej zmiennej nie zmienia łącznego rozkładu żadnej z pozostałych zmiennych, wówczas usunięta zmienna nie jest przyczyną pozostałych zmiennych (Granger 1969). Ze względu na fakt, że powyższa definicja odnosi się do całej przestrzeni informacyjnej, jest ona nieoperacyjna, w związku z czym wprowadzono pojęcie empirycznego braku przyczynowości Grangera (*empirical Granger non-causality*), które odnosi się do rozważanego, ograniczonego systemu (zob. Hendry, Mizon 1998). Brak przyczynowości Grangera oznacza brak sprzężeń zwrotnych pomiędzy zmiennymi, a jego współwystępowanie obok słabej egzogeniczności zmiennej względem parametrów długookresowych oznacza, że zmienna ta jest silnie egzogeniczna w rozważanym systemie (Ericsson, Hendry i Mizon 1998).

Przyczynowość Grangera ma podstawowe znaczenie z punktu widzenia skuteczności polityki gospodarczej. Jeśli nie zachodzi przyczynowość w sensie Grangera instrumentów polityki gospodarczej, to polityka gospodarcza nie może być skuteczna (Ericsson, Hendry, Mizon 1998). W przypadku funkcji konsumpcji krótkookresowej zgodnej z podejściem CF/EC, której determinantami są aktywa i dochód, te ostatnie powinny być przyczynami w sensie Grangera konsumpcji dla zapewnienia skuteczności polityki gospodarczej. Wówczas na przykład ogłoszona obniżka stawek podatku dochodowego od osób fizycznych wpłynie (przy innych warunkach niezmiennych) na zwiększenie dochodu z pracy w ujęciu netto i w związku z tym może zostać przeznaczona na zwiększenie konsumpcji w bieżącym okresie. Polityka taka będzie jednak skuteczna tylko, jeśli dochód z pracy jest przyczyną w sensie Grangera konsumpcji. Analogicznie, zapowiedź zniesienia podatku od dochodów kapitałowych (np. tzw. podatku Belki w Polsce), przy innych warunkach niezmiennych spowoduje zwiększenie realnej wartości aktywów gospodarstw domowych, co pociągnie za sobą wzrost konsumpcji w bieżącym okresie, jednak tylko wtedy, gdy aktywa są jej przyczyną w sensie Grangera.

Testowanie przyczynowości Grangera względem pewnej zmiennej w ramach modelu VECM polega na testowaniu hipotezy łącznego braku istotności pozostałych zmiennych wchodzących do równania tej zmiennej (zob. Ericsson, Hendry, Mizon 1998; Hendry, Mizon 1998). Jeśli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej łącznego braku istotności pozostałych zmiennych w równaniu pewnej zmiennej, to zmienne te nie są jej przyczynami w sensie Grangera. Koncepcja ta odnosi się do parametrów struktury dynamicznej systemu, czyli parametrów stojących przy opóźnionych zmiennych endogenicznych. Jeśli dodatkowo analizowana zmienna jest słabo egzogeniczna względem parametrów struktury długookresowej, to jest również silnie egzogeniczna względem tych parametrów w rozważanym systemie. Jeśli np. w równaniu (przyrostu logarytmu) konsumpcji opóźnione przyrosty logarytmu dochodu i aktywów będą miały parametry nieistotnie różne od zera, oznacza to, że zmienne te nie są jej przyczynami w sensie Grangera. Jeśli dodatkowo konsumpcja jest słabo egzogeniczna w odniesieniu do parametrów struktury długookresowej, wówczas jest również silnie egzogeniczna (względem tych parametrów).

W tabeli 12 (dolna część) zaprezentowano wyniki testów silnej egzogeniczności trzech zmiennych wchodzących do modelu VECM 1. Testowano łączną hipotezę braku istotności reszt z oszacowanej w drugiej części artykułu relacji kointegrującej oraz braku istotności pozostałych zmiennych endogenicznych wchodzących do równania analizowanej zmiennej. W odniesieniu do modelu VECM 2 testowano łączną hipotezę braku istotności reszt z oszacowanych dwóch relacji kointegrujących oraz braku istotności pozostałych zmiennych endogenicznych wchodzących do równania analizowanej zmiennej (wyniki prezentuje tabela 13, dolna część).

Jak wynika z tabeli 12, przy poziomie istotności wynoszącym 5%, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy silnej egzogeniczności w odniesieniu do konsumpcji i aktywów finansowych na podstawie modelu VECM 1. Z kolei analiza przyczynowości w ramach modelu VECM 2 wskazała, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy silnej egzogeniczności w odniesieniu do konsumpcji i nominalnej stopy procentowej. Rezultaty testów egzogeniczności w ramach modelu z pięcioma zmiennymi wskazują, że na skutek włączenia do analizy stopy procentowej i inflacji odrzucono hipotezę silnej egzogeniczności aktywów finansowych, ponieważ tym razem odrzucono zarówno hipotezę zerową słabej egzogeniczności, jak i braku przyczynowości Grangera (przyjmując 5-procentowy poziom istotności). Jest to spójne z otrzymanym w ramach identyfikowalnego modelu VECM 2 rezultatem, że aktywa finansowe netto dostosowują się do realnej stopy procentowej równowagi w ujęciu realnym (zdefiniowanej przez drugi wektor kointegrujący), choć nie dostosowują się do pierwszego wektora kointegrującego.

Przeprowadzona analiza egzogeniczności zmiennych i przyczynowości Grangera w systemie równań łączących konsumpcję, dochód i aktywa pozwala sformułować wniosek, że znalezione dla Polski równania dynamiczne konsumpcji są zgodne z podejściem EE, nie z podejściem CF/EC (por. tabela 1).

5. Analiza niezmienniczości i odporności na krytykę Lucasa

Wyniki analizy z wykorzystaniem modeli VECM 1 i VECM 2 wskazują, że konsumpcja w Polsce nie wykazuje mechanizmu korekty błędem, czyli nie dostosowuje się w systemie równań łączących konsumpcję, dochód i aktywa. Jak wspomniano, jest to zgodne z teoretycznym modelem dochodu permanentnego uwzględniającym racjonalne oczekiwania konsumentów. Wprawdzie ekonomiści wkładają wiele wysiłku w szacowanie parametrów funkcji konsumpcji w postaci równania z mechanizmem korekty błędem, jednak od czasu opublikowania tzw. krytyki Lucasa (Lucas 1976), wcześniejsze pozytywne nastawienie do oceny działań w ramach polityki gospodarczej na podstawie oszacowanego równania konsumpcji musiało zostać zrewidowane. Lucas doszedł do bardzo istotnego wniosku, że funkcja konsumpcji nie może zostać zaliczona do relacji strukturalnych w gospodarce, ponieważ oszacowania parametrów jej postaci zredukowanej (w ramach równania z korektą błędem) nie muszą być stabilne w razie zmiany reżimu polityki gospodarczej (zob. Hall 1989; Willman 2003). Funkcja konsumpcji w postaci równania z korektą błędem jest warunkowa względem procesu generującego dochód z pracy, a zatem gdy nastąpi zmiana polityki gospodarczej (wpływająca na oczekiwania konsumentów), model konsumpcji także się zmieni (zob. Bordin, Nymoen 1992; Muellbauer 1994).

Analiza odporności oszacowań parametrów modelu VECM na krytykę Lucasa polega na łącznym testowaniu niezmienniczości (ang. *invariance*) parametrów modelu warunkowego oraz sła-

bej egzogeniczności zmiennych modelu brzegowego. Łączne potwierdzenie obu warunków implikuje superegzogeniczność (Engle, Hendry, Richard 1983; Ericsson, Hendry, Mizon 1998). Zgodnie z praktyką stosowaną w literaturze, superegzogeniczność zmiennych zostanie sprawdzona za pomocą testu Engle'a i Hendry'ego (1993) oraz analizy stabilności parametrów modelu warunkowego (zob. Brodin, Nymoen 1992; Ericsson, Hendry, Mizon 1998; Bårdsen i in. 2005).

W przypadku modelu VECM 1 na podstawie przeprowadzonych testów słabej egzogeniczności uznano, że zarówno konsumpcja, jak i aktywa finansowe są zmiennymi słabo egzogenicznymi względem parametrów struktury długookresowej. Należy zatem sprawdzić, czy zmienne te można również uznać za superegzogeniczne. W tym celu przeanalizowano stabilność parametrów równania dochodu z pracy (warunkowego względem konsumpcji i aktywów) oraz nieistotność zmiennych wyrażających przesunięcia wartości oczekiwanych rozkładów brzegowych procesów generujących konsumpcję i aktywa finansowe. W przypadku aktywów finansowych odpowiednimi zmiennymi do takiego testu są zmienne sztuczne, D_t^{08q3} , D_t^{09q1} . Łączna istotność tych zmiennych w równaniu dochodu z pracy została odrzucona na podstawie testu logarytmu wiarygodności (o rozkładzie Chi-kwadrat z dwoma stopniami swobody) o wartości 0,19966 przy granicznym poziomie istotności 0,91. Na wykresie 3 zaprezentowano statystyki dotyczące rekursywnych oszacowań parametrów równania dochodu (warunkowego względem procesów generujących konsumpcję i aktywa finansowe). Jak widać na wykresach, oszacowania parametrów równania dochodu z pracy są w Polsce stabilne. W odniesieniu do równania konsumpcji nie jest możliwe sprawdzenie superegzogeniczności ze względu na brak odpowiednich zmiennych w równaniu tej zmiennej. W literaturze stosuje się czasem praktykę modelowania procesów generujących zmienne z uwzględnieniem zmiennych dodatkowych względem rozważanego modelu (zob. np. Brodin, Nymoen 1992), jednak w prezentowanej tu analizie starano się utrzymać podejście systemowe.

W ramach modelu VECM 2 analizowano stabilność parametrów równań dochodu z pracy i inflacji, które tworzą model warunkowy względem procesów generujących konsumpcję, aktywa finansowe i nominalną stopę procentową. Na wykresie 4 zaprezentowano statystyki dotyczące rekursywnych oszacowań parametrów wspomnianego modelu warunkowego. Jak wynika z wykresów, oszacowania parametrów równań dochodu z pracy i inflacji można uznać za stabilne w analizowanej próbie. Analizując istotność zmiennych zero-jedynkowych w równaniach zmiennych dostosowujących się w rozważanym systemie, testowano łączną nieistotność zmiennej D_t^{97q3} w równaniach dochodu i stopy inflacji. Na podstawie otrzymanych wyników testu ilorazu wiarygodności (o rozkładzie Chi-kwadrat z dwoma stopniami swobody) stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej łącznej nieistotności tej zmiennej w powyższych równaniach (wartość testu: 4,33 przy granicznym poziomie istotności 0,115). Można zatem uznać, że stopa procentowa jest zmienną superegzogeniczną w rozważanym systemie pięciu zmiennych. Jak już wspomniano, nie jest możliwe sprawdzenie w ramach rozważanego systemu superegzogeniczności konsumpcji ze względu na brak odpowiednich zmiennych w równaniu tej zmiennej.

Można zatem stwierdzić, że warunki niezmienniczości parametrów modelu warunkowego są spełnione zarówno dla modelu VECM 1, jak i modelu VECM 2. Z przeprowadzonej analizy wynika, że otrzymane modele VECM są odporne na zmiany oczekiwań konsumentów. W związku z powyższym rozważane modele można uznać za odporne na krytykę Lucasa.

6. Wnioski

Przeprowadzona w niniejszym artykule analiza dynamicznych (krótkookresowych) związków między konsumpcją, dochodem i aktywami finansowymi w Polsce w ramach modeli VECM 1 i VECM 2 potwierdziła, że modelom tym można nadać interpretację zgodną z modelem dochodu permanentnego uwzględniającego racjonalne oczekiwania konsumentów. Wnioski sformułowane w odniesieniu do związków dynamicznych zachodzących pomiędzy analizowanymi zmiennymi wskazały, że otrzymane w ramach identyfikowalnych modeli VECM równania dynamiczne konsumpcji w Polsce bliższe są podejściu opartemu na równaniu Eulera niż funkcji konsumpcji z mechanizmem korekty błędem.

Słaba egzogeniczność konsumpcji w Polsce, potwierdzona testami statystycznymi, wykluczyła istnienie tradycyjnie rozumianej krótkookresowej funkcji konsumpcji z mechanizmem korekty błędem, w którym konsumpcja koryguje odchylenia od równowagi długookresowej. Przejawem nieistnienia funkcji konsumpcji krótkookresowej w powyższej postaci jest brak przyczynowości Grangera w odniesieniu do konsumpcji ze strony aktywów i dochodu z pracy. Oznaczałoby to, że nie ma możliwości wpływania na konsumpcję za pomocą działań zmieniających oczekiwania w odniesieniu do dochodu z pracy (np. przez zmniejszenie klina podatkowego lub inne posunięcia w zakresie polityki podatkowej) czy aktywów (np. obniżkę stóp procentowych, wprowadzenie bądź zniesienie podatku od dochodów kapitałowych).

Analiza odporności oszacowań parametrów modeli VECM na krytykę Lucasa również potwierdziła brak możliwości wpływania polityki gospodarczej na konsumpcję. Jest to zgodne z hipotezą racjonalnych oczekiwań – konsumenci potrafią przewidzieć zmiany ich dochodu w przyszłości i uwzględniają je w podejmowanych decyzjach, zatem działania w ramach polityki gospodarczej wpływające na dochód konsumentów są nieskuteczne.

Ze względu na krótkie szeregi czasowe podstawowy model (VECM 1) zawierał tylko trzy zmienne endogeniczne. Dodatkowo jednak przeanalizowano również model dla pięciu zmiennych, z uwzględnieniem stopy procentowej oraz inflacji (model VECM 2). Istotne wnioski, szczególnie w odniesieniu do dynamicznego równania konsumpcji, pozostały niezmiennione.

Bibliografia

- Bårdsen G., Eitrheim O., Jansen E.S., Nymoen R. (2005), *The Econometrics of Economic Modelling*, Oxford University Press.
- Bayar A., Mc Morrow K. (1999), *Determinants of private consumption*, European Economy – Economic Papers, 135, Brussels.
- Blake D. (2004), The Impact of Wealth on Consumption and Retirement Behaviour in the UK, *Applied Financial Economics*, 14, 555–576.
- Brodin P.A., Nymoen R. (1992), Wealth Effects and Exogeneity: the Norwegian Consumption Function 1966(1)–1989(4), *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 431–454.
- Bruzda J. (2007), *Procesy nieliniowe i zależności długookresowe w ekonomii. Analiza kointegracji nieliniowej*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Campbell J.Y. (1987), Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis, *Econometrica*, 55, 1249–1273.

- Campbell J.Y., Mankiw N.G. (1989), Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence, w: O.J. Blanchard, S. Fischer (red.), *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Deaton A. (1992), *Understanding Consumption*, Clarendon Lectures in Economics, Clarendon Press, Oxford.
- Doornik J.A., Hendry D.F. (2007), *Empirical Econometric Modelling PcGive 12*, Timberlake Consultants, London.
- Eitrheim O., Jansen E.S., Nymoen R. (2002), Progress from forecast failure – the Norwegian consumption function, *Econometrics Journal*, 5, 40–64.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- Engle R.F., Hendry D.F. (1993), Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models, *Journal of Econometrics*, 56, 119–139.
- Engle R.F., Hendry D.F., Richard J.-F. (1983), Exogeneity, *Econometrica*, 51, 277–304.
- Ericsson N.R., Hendry D.F., Mizon G.E. (1998), Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 370–387.
- Fernandez-Corugedo E., Price S., Blake A.P. (2007), The Dynamics of Aggregate UK Consumers' Non-Durable Expenditure, *Economic Modelling*, 24, 453–469.
- Friedman M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Granger C.W.J. (1969), Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
- Greenslade J.V., Hall S.G., Henry S.G.B. (2002), On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: A Modelling Strategy with an Application to UK Wages and Prices, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, 1517–1537.
- Hall R.E. (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 96, 971–987.
- Hall R.E. (1989), Consumption, w: R. Barro (red.), *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Hamburg B., Hoffmann M., Keller J. (2005), *Consumption, Wealth and Business Cycles in Germany*, CESIFO Working Paper, 1443.
- Hendry D.F., Mizon G.E. (1993), Evaluating Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR, w: P.C.B. Phillips (red.), *Models, Methods, and Applications of Econometrics: Essays in Honor of A. R. Bergstrom*, Blackwell, Cambridge.
- Hendry D.F., Mizon G.E. (1998), Exogeneity, Causality, and Co-Breaking in Economic Policy Analysis of a Small Econometric Model of Money in the UK, *Empirical Economics*, 23, 267–294.
- Johansen S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen S. (1992), Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand Data, *Journal of Policy Modeling*, 14, 313–334.
- Johansen S. (2002), A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 70, 1929–1961.
- Juselius K. (1996), An Empirical Analysis of the Changing Role of the German Bundesbank After 1983, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 791–819.

- Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Kapetanios G., Shin Y., Snell A. (2006), Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models, *Economic Theory*, 22, 279–303.
- Lettau M., Ludvigson S. (2001), Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, LVI, 815–849.
- Lettau M., Ludvigson S. (2004), Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Revaluating the Wealth Effect on Consumption, *American Economic Review*, 94, 276–299.
- Lucas R.E. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique, w: K. Brunner, A. Meltzer (red.), *The Phillips Curve and Labour Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, North-Holland, Amsterdam.
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Merton R. C. (1969), Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case, *The Review of Economics and Statistics*, 51, 247–257.
- Merton R.C. (1971), Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model, *Journal of Economic Theory*, 3, 373–413.
- Modigliani F., Brumberg R. (1954), Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, w: K.K. Kurihara (red.), *Post-Keynesian Economics*, N.J. Rutgers University Press, New Brunswick.
- Molana H. (1991), The Time Series Consumption Function: Error Correction, Random Walk and the Steady State, *The Economic Journal*, 101, 382–403.
- Muellbauer J. (1994), The Assessment: Consumer Expenditure, *Oxford Review of Economic Policy*, 10, 1–41.
- Muellbauer J., Lattimore R. (1995), The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, w: M.H. Pesaran, M.R. Wickens (red.), *Handbook of Applied Econometrics. Volume I: Macroeconomics*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Teräsvirta T. (1994), Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208–218.
- Welfe A. (2009), *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Willman A. (2003), *Consumption, Habit Persistence, Imperfect Information and the Lifetime Budget Constraint*, Working Paper, 251, European Central Bank.
- Zachłód-Jelec M. (2008), Koncepcja bogactwa gospodarstw domowych. Szacunki dla Polski, *Gospodarka Narodowa*, 9, 19–50.
- Zachłód-Jelec M. (2010), Interrelations Between Consumption and Wealth in Poland, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 2, 37–58.
- Zachłód-Jelec M. (2011), *Analiza związków między konsumpcją i bogactwem gospodarstw domowych w Polsce*, rozprawa doktorska, praca niepublikowana.

Podziękowania

Autorka dziękuje anonimowym recenzentom za cenne uwagi.

Aneks

Tabela 1

Wpływ podejścia EE oraz CF/EC na właściwości modelu krótkookresowego

	Podejście EE	Podejście CF/EC
1	Zgodne z modelami teoretycznymi: dochodu permanentnego i cyklu życia (model oparty na tzw. mikropodstawach)	Podejście empiryczne, użyteczne w prognozowaniu gospodarczym oraz przewidywaniu wpływu zmian parametrów polityki gospodarczej na konsumpcję
2	Uwzględnia relację kointegracji między konsumpcją, dochodem i aktywami	Uwzględnia relację kointegracji między konsumpcją, dochodem i aktywami
3	Konsumpcja jest zmienną słabo egzogeniczną (konsumpcja nie dostosowuje się do równowagi długookresowej)	Konsumpcja nie może być zmienną słabo egzogeniczną (koryguje błąd równowagi w systemie, jest zmienną dostosowującą się do równowagi długookresowej)
4	Tempo wzrostu (przyrost logarytmu) konsumpcji jest ortogonalne względem (niezależne od) opóźnionych o jeden okres reszt z oszacowanej relacji długookresowej (oszczędności)	Oszczędności są przyczyną w sensie Grangera konsumpcji i dochodu lub aktywów
5	Oszczędności są przyczyną w sensie Grangera dochodu i(lub) aktywów	
6	Przyrost logarytmu aktywów i dochodu nie jest przyczyną w sensie Grangera przyrostu logarytmu konsumpcji	Przyrost logarytmu aktywów i/lub dochodu jest przyczyną w sensie Grangera przyrostu logarytmu konsumpcji
7	Z trzeciego i szóstego warunku wynika, że konsumpcja jest zmienną silnie egzogeniczną w systemie	Z trzeciego i szóstego warunku wynika, że konsumpcja nie może być zmienną silnie egzogeniczną
8	Możliwe są jednoczesne związki między dochodem i(lub) aktywami a konsumpcją	Możliwe są jednoczesne związki między dochodem i(lub) aktywami a konsumpcją

Tabela 2

Wartość statystyki testu śladu oraz moduły największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej

r	$p-r$	Wartości własne z regresji zredukowanego rzędu	Wartość statystyki testu śladu	Wartość statystyki testu śladu z poprawką Bartletta	Graniczny poziom istotności (p -value)	Graniczny poziom istotności (p -value) dla testu z poprawką Bartletta	Moduły trzech największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej		
							$r=3$	$r=2$	$r=1$
Składnik deterministyczny w modelu: trend deterministyczny w przestrzeni kointegrującej									
0	3	0,551	62,803	58,870	0,000	0,001	0,949	1	1
1	2	0,187	14,721	14,112	0,604	0,653	0,859	0,859	1
2	1	0,038	2,308	2,034	0,932	0,952	0,594	0,592	0,592
Składnik deterministyczny w modelu: wyraz wolny poza wektorem kointegrującym									
0	3	0,551	56,030	52,521	0,000	0,000	0,983	1	1
1	2	0,091	8,015	7,685	0,471	0,507	0,939	0,977	1
2	1	0,037	2,287	1,099	0,130	0,295	0,597	0,595	0,593

Tabela 3

Testy hipotez dotyczących parametrów wektora kointegrującego – model VECM 1

	c_t	npy_t	fa_t	LR(Chi-kw.) (jeden stopień swobody)	Graniczny poziom istotności testu LR
Stacjonarność kombinacji liniowych					
$H1$	1	1	0	23,010 (1)	0,000
$H2$	1	0	1	42,094 (1)	0,000
$H3$	0	1	1	41,891 (1)	0,000
Długookresowa jednorodność konsumpcji względem dochodu i aktywów					
$H4$	1	-0,887 (-102,7)	-0,113 (-13,1)	1,911 (1) (1,557 z poprawką Bartletta)	0,167 (0,212) z poprawką Bartletta)

Uwagi: liczba 1 wskazuje, które zmienne wchodzą do kombinacji liniowych testowanych pod kątem stacjonarności; 0 oznacza, że zmienna nie jest brana pod uwagę w teście zgodnie z hipotezą H_i , z wyjątkiem hipotezy $H4$, w której podano współczynniki z wektora kointegrującego dla każdej zmiennej.

Tabela 4

Testy hipotez dotyczących elementów wektora dostosowań – model VECM 1

	c_t	npy_t	fa_t	LR(Chi-kw.) (jeden stopień swobody)	Graniczny poziom istotności testu LR
Słaba egzogeniczność zmiennych					
<i>H5</i>	1	0	0	0,455 (1)	0,500
<i>H6</i>	0	1	0	36,512 (1)	0,000
<i>H7</i>	0	0	1	1,285 (1)	0,257
<i>H8</i>	1	0	1	1,345 (2)	0,510
Proporcjonalność kolumny wektora α względem wektora jednostkowego					
<i>H9</i>	1	0	0	36,513 (2)	0,000
<i>H10</i>	0	1	0	1,345 (2)	0,510
<i>H11</i>	0	0	1	43,633 (2)	0,000

Tabela 5

Wartość statystyki testu śladu oraz moduły największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej

r	$p - r$	Wartości własne z regresji zredu- kowanego rzędu	Wartość statysty- ki testu śladu	Wartość statysty- ki testu z po- prawką Bartletta	Gra- niczny poziom istot- ności (<i>p-value</i>)	Gra- niczny poziom istotności (<i>p-value</i>) dla te- stu z po- prawką Bartletta	Moduły pięciu największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej				
							$r = 5$	$r = 4$	$r = 3$	$r = 2$	$r = 1$
Składnik deterministyczny w modelu: wyraz wolny poza wektorem kointegrującym											
0	5	0,585	110,397	97,179	0,000	0,000	0,990	1	1	1	1
1	4	0,452	59,412	53,329	0,002	0,013	0,920	0,920	1	1	1
2	1	0,288	24,556	22,556	0,184	0,277	0,656	0,655	0,651	1	1
3	2	0,059	4,833	4,452	0,824	0,859	0,656	0,655	0,651	0,624	1
4	1	0,023	1,322	1,037	0,250	0,308	0,636	0,605	0,583	0,624	0,624

Tabela 6

Testy hipotez dotyczących parametrów wektora kointegrującego – model VECM 2

	c_t	npy_t	fa_t	R_t	Δp_t	LR (Chi-kw.) (jeden stopień swobody)	Gra- niczny poziom istotności testu LR
Łączne wykluczenie konsumpcji, dochodu i aktywów z drugiego wektora kointegrującego oraz stopy procentowej i inflacji z pierwszego wektora kointegrującego							
$H1$	1 0	1 0	1 0	0 1	0 1	0,728 (3)	0,867
Stacjonarność zmiennych							
$H2$	0	0	0	1	0	20,544 (3)	0,000
$H3$	0	0	0	0	1	19,297 (3)	0,000
Stacjonarność kombinacji liniowych							
$H4$	1	1	0	0	0	19,916 (2)	0,000
$H5$	1	0	1	0	0	27,277 (2)	0,000
$H6$	0	1	1	0	0	26,816 (2)	0,000
Długookresowa jednorodność konsumpcji względem dochodu i aktywów							
$H7$	1	-0,889 (-110,3)	-0,111 (-13,7)	0	0	1,496 (2)	0,473
Długookresowa jednorodność nominalnej stopy procentowej i inflacji							
$H8$	0	0	0	1	-1	3,903 (3)	0,272
Łączna jednorodność dla obu wektorów kointegrujących							
$H9$	1 0	-0,894 (-119,6)	-0,106 (-14,1)	0 1	0 -1	4,745 (5)	0,448

Uwagi: liczba 1 wskazuje, które zmienne wchodzą do kombinacji liniowych, testowanych pod kątem stacjonarności; 0 oznacza, że zmienna nie jest brana pod uwagę w teście zgodnie z hipotezą H_i , z wyjątkiem hipotez $H7$ i $H9$, w których podano współczynniki z wektorów kointegrujących dla odpowiednich zmiennych.

Tabela 7

Testy hipotez dotyczących elementów macierzy dostosowań – model VECM 2

	c_t	npy_t	fa_t	R_t	Δp_t	LR(Chi-kw.) (jeden stopień swobody)	Graniczny poziom istotności testu LR
Słaba egzogeniczność zmiennych							
<i>H10</i>	1	0	0	0	0	0,822 (2)	0,663
<i>H11</i>	0	1	0	0	0	26,405 (2)	0,000
<i>H12</i>	0	0	1	0	0	6,135 (2)	0,047
<i>H13</i>	0	0	0	1	0	2,538 (2)	0,281
<i>H14</i>	0	0	0	0	1	15,713 (2)	0,000
<i>H15</i>	1	0	1	1	0	12,118 (6)	0,059
<i>H16</i>	1	0	0	1	0	4,571 (4)	0,334
Proporcjonalność kolumny macierzy α względem wektora jednostkowego							
<i>H17</i>	1	0	0	0	0	25,676 (3)	0,000
<i>H18</i>	0	1	0	0	0	1,882 (3)	0,597
<i>H19</i>	0	0	1	0	0	28,733 (3)	0,000
<i>H20</i>	0	0	0	1	0	10,878 (3)	0,012
<i>H21</i>	0	0	0	0	1	10,301 (3)	0,016
<i>H22</i>	0	1	0	0	1	12,118 (6)	0,059

Tabela 8

Wyniki testu F na liniowość procesu dostosowawczego

Wartość statystyki F (graniczny poziom istotności – <i>p-value</i>)			
rząd procesu AR	VECM 1		VECM 2
	ecm	ecm_C	ecm_R
1	1,779 (0,162)	4,364 (0,008)	1,104 (0,356)
2	2,234 (0,118)	1,476 (0,207)	1,923 (0,096)
3	1,300 (0,264)	1,800 (0,096)	1,941 (0,071)
4	1,504 (0,164)	1,393 (0,212)	1,475 (0,176)

Uwaga: specyfikacja testu – zob. Teräsvirta (1994) oraz Bruzda (2007).

Tabela 9

Model VECM 1 – pełny system przy założeniu słabej egzogeniczności konsumpcji i aktywów

Zmienne objaśniające	Równanie		
	Δc_t	Δnpy_t	Δfa_t
1	0,015 (5,97)	0,007 (1,34)	0,026 (4,57)
Δc_{t-1}	-0,406 (-3,1)	0,647 (2,47)	-0,567 (-1,89)
Δnpy_{t-1}	-0,091 (-1,73)	-0,357 (-3,41)	-0,088 (-0,74)
Δfa_{t-1}	0,061 (1,55)	-0,017 (-0,22)	0,262 (2,90)
$[c_{t-1} - 0,889npy_{t-1} - 0,111fa_{t-1}]$	–	1,431 (7,6)	–
D_t^{08q3}	-0,01 (-0,63)	-0,003 (-0,1)	-0,163 (-4,4)
D_t^{09q1}	0,01 (0,65)	0,013 (0,39)	-0,262 (-6,98)
s_1	0,051 (6,17)	-0,191 (-11,5)	-0,022 (-1,2)
s_2	-0,0009 (-0,08)	-0,107 (-4,59)	-0,001 (-0,04)
s_3	0,015 (2,18)	-0,062 (-4,51)	-0,002 (-0,13)
σ	0,015	0,031	0,036

Uwagi: wartości statystyki t w nawiasach; pogrubione elementy oznaczają zmienne statystycznie istotne w danym równaniu na poziomie istotności co najmniej 5%; σ oznacza błąd standardowy oszacowanego równania.

Tabela 10

Model VECM 1 – system po redukcji

Zmienne objaśniające	Równanie		
	Δc_t	Δnpy_t	Δfa_t
1	0,012 (5,83)	–	0,02 (4,00)
Δc_{t-1}	-0,207 (-2,34)	0,84 (4,24)	–
Δnpy_{t-1}	–	-0,267 (-3,13)	–
Δfa_{t-1}	–	–	0,163 (2,06)
$[c_{t-1} - 0,889npy_{t-1} - 0,111fa_{t-1}]$	–	1,433 (7,82)	–
D_t^{08q3}	–	–	-0,14 (-4,18)
D_t^{09q1}	–	–	-0,279 (-8,35)
s_1	0,048 (8,76)	-0,196 (-13,7)	–
s_2	–	-0,105 (-5,72)	–
s_3	0,009* (1,75)	-0,067 (-5,3)	–
σ	0,016	0,031	0,037
Wektorowa normalność reszt Chi-kw. (6) – wartość testu		9,5067 [0,1470]	
Test EGE-AR wektorowej autokorelacji reszt rzędu 1–4 F(36,124) – wartość testu		1,4461 [0,0712]	
Wektorowa heteroskedastyczność reszt F(78,210) – wartość testu		2,0239 [0,0000]	
Test ilorazu wiarygodności restrykcji nadiden- tyfikujących Chi-kw. (14) – wartość testu		21,237 [0,0957]	

Uwagi: wartości statystyki t w nawiasach; uwzględniono zmienne statystycznie istotne w danym równaniu na poziomie istotności co najmniej 5%; * oznacza istotność na poziomie 10%; σ oznacza błąd standardowy oszacowanego równania; specyfikacja testów poprawności oszacowanego systemu – zob. Doornik, Hendry (2007); w nawiasach kwadratowych podano graniczny poziom istotności.

Tabela 11

Model VECM 2 – system po redukcji

Zmienne objaśniające	Równanie				
	Δc_t	Δnpy_t	Δfa_t	ΔR_t	$\Delta \Delta p_t$
1	0,016 (7,36)	0,011 (2,61)	0,018 (4,31)	–	–
Δc_{t-1}	-0,643 (-6,87)	–	-0,282* (-1,81)	–	–
Δnpy_{t-1}	–	-0,214 (-2,57)	–	–	0,212 (7,27)
Δfa_{t-1}	0,078 (2,57)	–	0,302 (4,75)	–	–
ΔR_{t-1}	–	–	–	0,464 (4,41)	–
$\Delta \Delta p_{t-1}$	–	–	–	–	-0,478 (-8,09)
$[c_{t-1} - 0,896npy_{t-1} - 0,104fa_{t-1}]$	–	1,596 (7,71)	–	–	-0,307 (-3,28)
$[R_{t-1} - \Delta p_{t-1}]$	–	–	–	–	0,837 (5,25)
D_t^{97q3}	–	–	–	0,007 (3,16)	-0,027 (-2,1)
D_t^{08q3}	–	–	-0,143 (-5,65)	–	–
D_t^{09q1}	–	–	-0,246 (-9,85)	–	–
s_1	0,042 (8,88)	-0,214 (-15,9)	–	–	–
s_2	0,017 (2,72)	-0,065 (-3,93)	–	–	0,029 (4,06)
s_3	–	-0,086 (-7,82)	–	–	-0,028 (-7,01)
σ	0,016	0,034	0,038	0,002	0,018
Wektorowa normalność reszt Chi-kw. (10) – wartość testu			15,750 [0,1070]		
Test EGE-AR wektorowej autokorelacji reszt rzędu 1–4 F(100,151) – wartość testu			1,3961 [0,0318]		
Wektorowa heteroskedastyczność reszt F(300,272) – wartość testu			0,84037 [0,9293]		
Test ilorazu wiarygodności restrykcji nadidentyfikujących Chi-kw. (39) – wartość testu			53,884 [0,0568]		

Uwagi: wartości statystyki t w nawiasach; uwzględniono zmienne statystycznie istotne w danym równaniu na poziomie istotności co najmniej 5%; * oznacza istotność na poziomie 10%; σ oznacza błąd standardowy oszacowanego równania; specyfikacja testów poprawności oszacowanego systemu – zob. Doornik, Hendry (2007); w nawiasach kwadratowych podano graniczny poziom istotności.

Tabela 12

Przyczynowość Grangera i silna egzogeniczność zmiennych – model VECM 1

Testowana zmienna	Wartość testu ilorazu wiarygodności (jeden stopień swobody)	Graniczny poziom istotności testu
Brak przyczynowości Grangera		
<i>c</i>	5,423 (2)	0,066
<i>npy</i>	4,621 (2)	0,099
<i>fa</i>	5,698 (2)	0,058
Silna egzogeniczność		
<i>c</i>	5,581 (3)	0,134
<i>npy</i>	47,959 (3)	0,000
<i>fa</i>	7,016 (3)	0,071

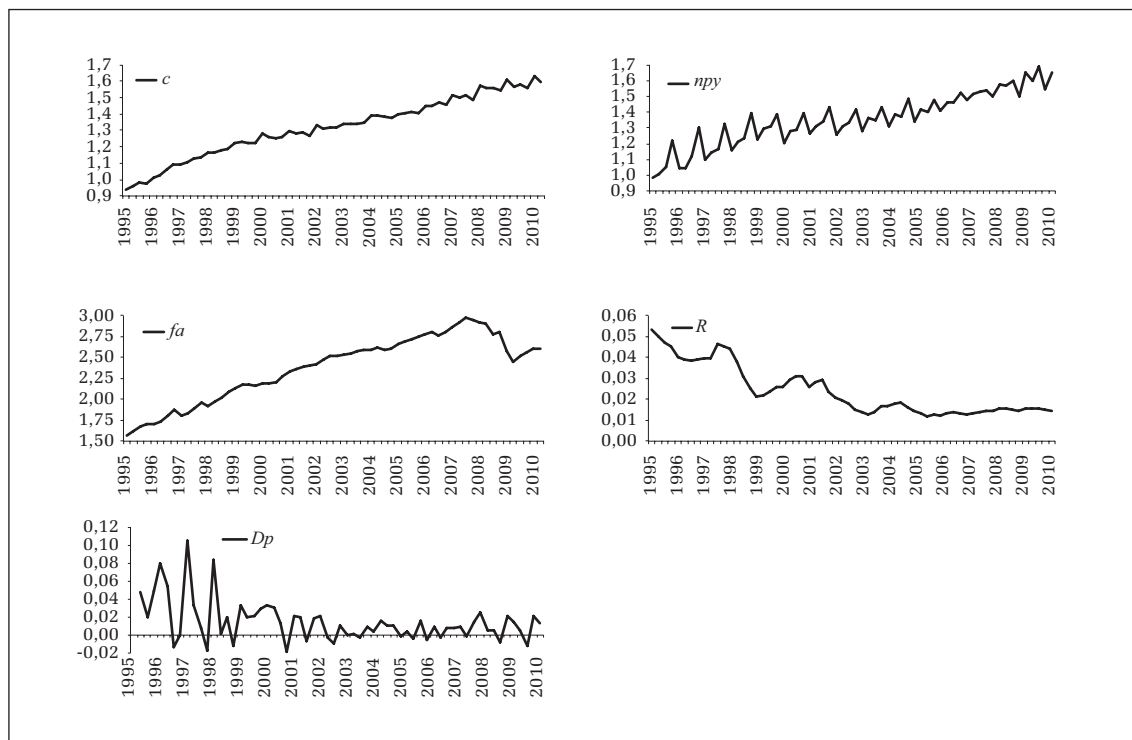
Tabela 13

Przyczynowość Grangera i silna egzogeniczność zmiennych – model VECM 2

Testowana zmienna	Wartość testu ilorazu wiarygodności (jeden stopień swobody)	Graniczny poziom istotności testu
Brak przyczynowości Grangera		
<i>c</i>	7,45 (4)	0,114
<i>npy</i>	9,424 (4)	0,051
<i>fa</i>	10,284 (4)	0,036
<i>R</i>	1,349 (4)	0,853
Δp	23,395 (4)	0,000
Silna egzogeniczność		
<i>c</i>	10,267 (6)	0,114
<i>npy</i>	43,975 (6)	0,000
<i>fa</i>	17,365 (6)	0,008
<i>R</i>	1,687 (6)	0,946
Δp	54,030 (6)	0,000

Wykres 1

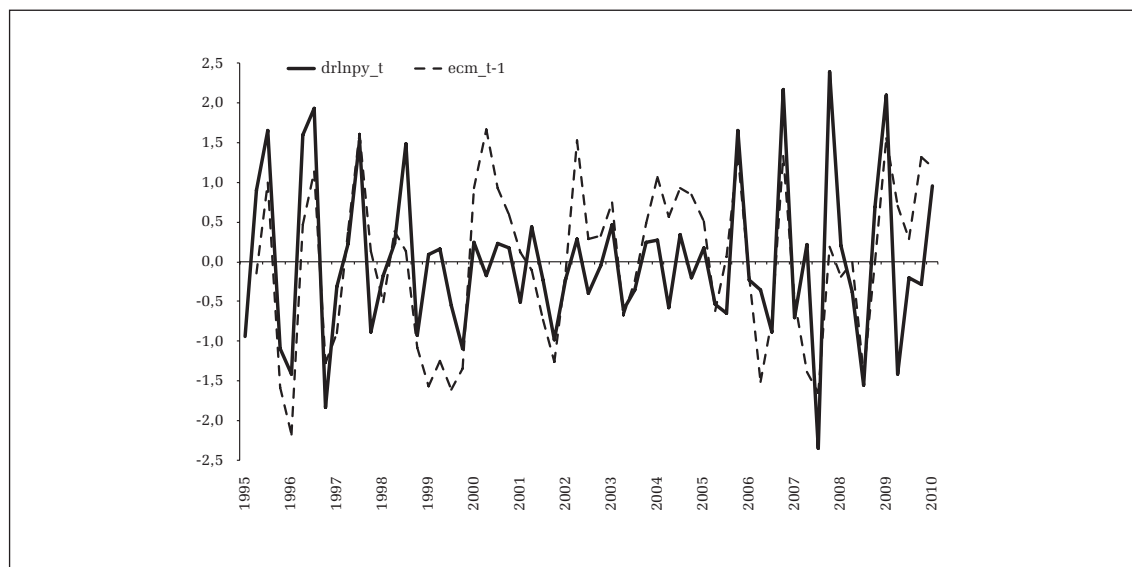
Kształtowanie się zmiennych systemowych



Uwaga: c – logarytm realnej konsumpcji *per capita*, npy – logarytm realnego dochodu z pracy *per capita*, fa – logarytm realnych aktywów finansowych netto *per capita*, R – nominalna stopa procentowa, Δp – stopa inflacji (kwartalna).

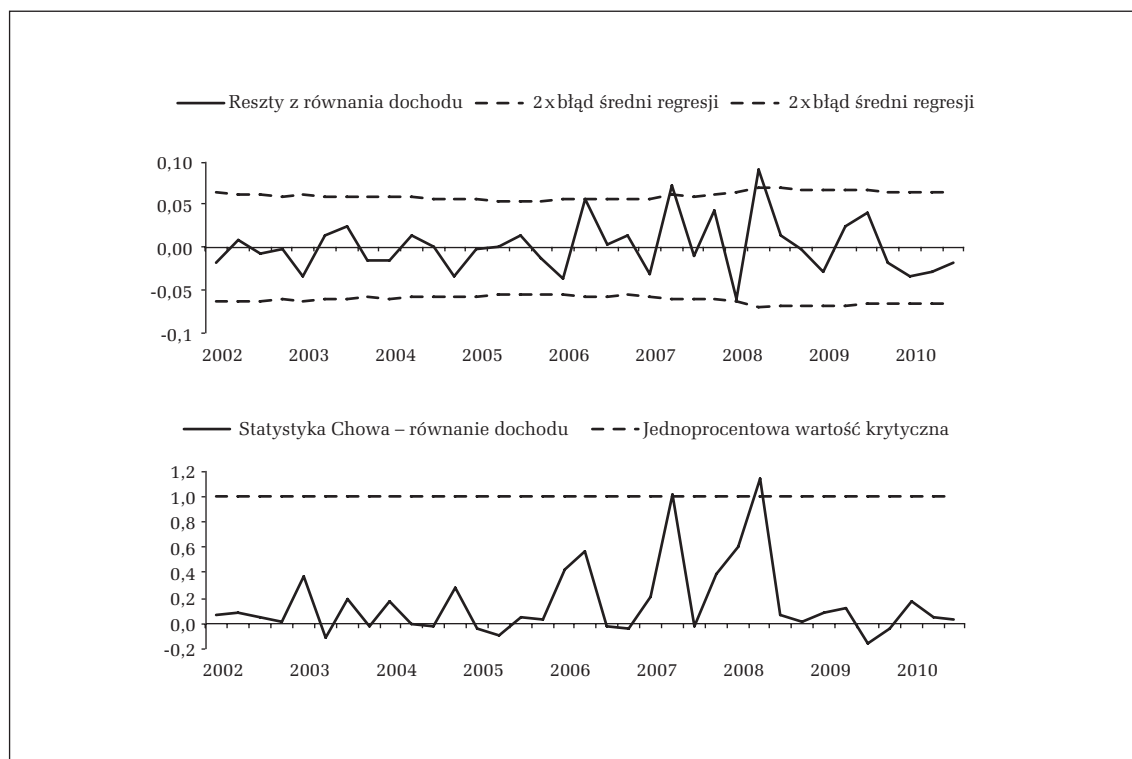
Wykres 2

Opóźnione reszty z oszacowanej relacji kointegrującej (ecm_{t-1}) i tempo wzrostu zagregowanego dochodu z pracy ($drlnpy_t$)



Wykres 3

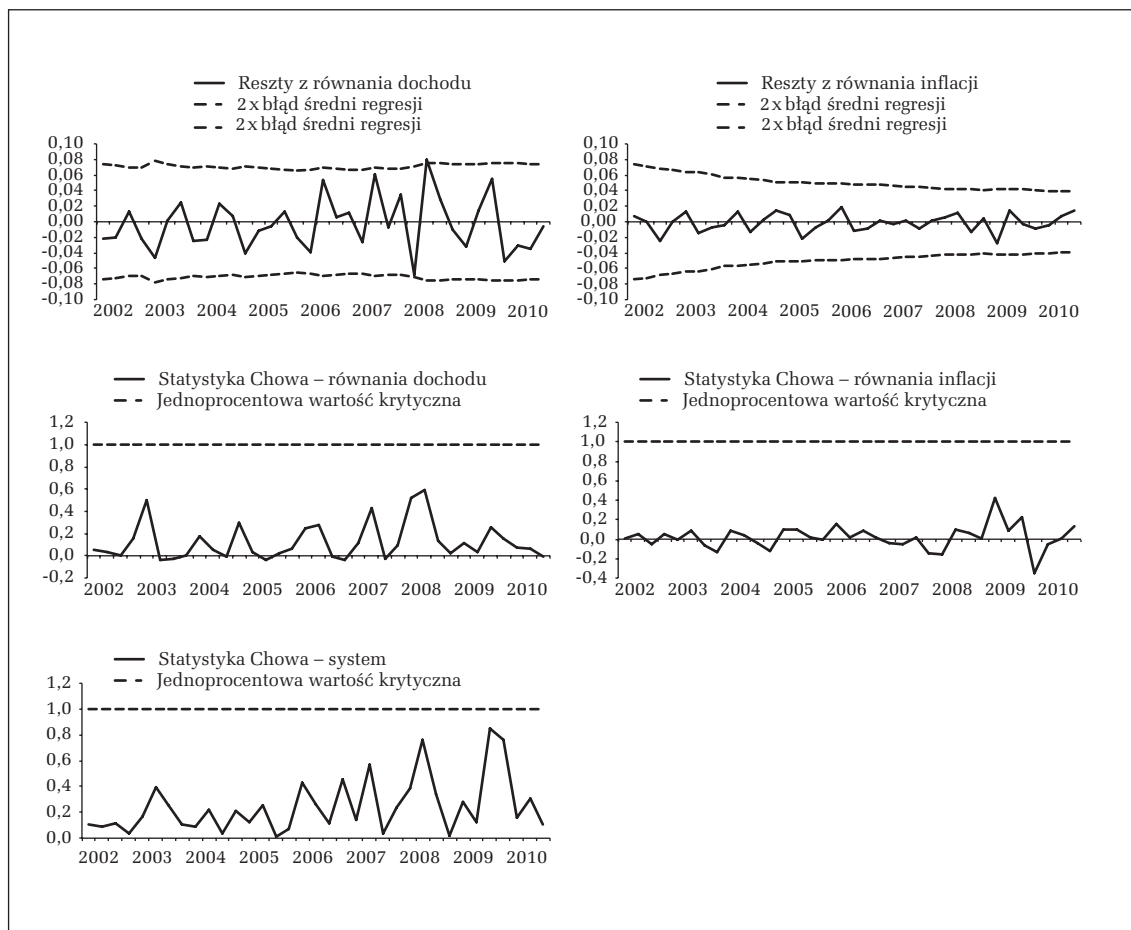
Stabilność równania warunkowego dochodu z pracy modelu VECM 1



Uwaga: specyfikacja zaprezentowanych statystyk – zob. np. Doornik, Hendry (2007).

Wykres 4

Stabilność równań warunkowych modelu VECM 2



Uwaga: specyfikacja zaprezentowanych statystyk – zob. np. Doornik, Hendry (2007).

Definicje zmiennych i źródła danych

- c* – wydatki na konsumpcję prywatną (w mln zł), wolumen w cenach stałych 2005 r. policzony metodą nawiązania łańcuchowego *annual overlap* na podstawie danych GUS: wydatki na konsumpcję gospodarstw domowych i instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych w cenach stałych poprzedniego roku oraz w cenach badanego roku w okresie I kwartał 1995 – II kwartał 2010 r.; zmienna zdefiniowana jako logarytm *per capita*;
- npy* – dochód z pracy (w mln zł) w okresie I kwartał 1995 – II kwartał 2010 r., liczony jako dochód do dyspozycji brutto w sektorze gospodarstw domowych i instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych, pomniejszony o dochód z tytułu własności w tym sektorze i skorygowany o wartość podatków kapitałowych; wartość w cenach bieżących przeliczono na wartość w cenach stałych 2005 r. przy użyciu deflatora wydatków na konsumpcję prywatną; zmienna zdefiniowana jako logarytm *per capita*;
- fa* – aktywa finansowe netto gospodarstw domowych (w mln zł), wartość w cenach bieżących publikowana przez NBP za okres IV kwartał 2003 – II kwartał 2010 r.: kwartalne rachunki finansowe; dane za okres I kwartał 1995 – III kwartał 2003 r.: szacunek własny (zob. Zachłód-Jelec 2008); wartość w cenach bieżących przeliczono na wartość w cenach stałych 2005 r. przy użyciu deflatora wydatków na konsumpcję prywatną; zmienna zdefiniowana jako logarytm *per capita*;
- R* – nominalna stopa procentowa, dane Ministerstwa Finansów: oprocentowanie 10-letnich obligacji skarbowych na rynku wtórnym w okresie czerwiec 1999 – czerwiec 2010 r., dane za wcześniejszy okres oszacowano na podstawie danych Ministerstwa Finansów: oprocentowanie 5-letnich obligacji skarbowych na rynku pierwotnym;
- Δp – stopa inflacji – przyrost kwartalny logarytmu deflatora wydatków na konsumpcję prywatną; deflator wydatków na konsumpcję prywatną policzony jako iloraz wydatków na konsumpcję prywatną w cenach bieżących (dane GUS za okres I kwartał 1995 – II kwartał 2010 r.) oraz policzonego wolumenu wydatków na konsumpcję prywatną w cenach stałych z 2005 r.

Dynamic relationships between consumption, income and assets. Conclusions for Poland

Abstract

This paper analyses dynamic relationships between consumption, income and assets. The underlying theoretical model is rational expectations permanent income model. Analysis conducted on the Polish data within the framework of identified VECM models enables empirical verification of the Euler equation vs. consumption function/error correction approach for Poland.

Exogeneity analysis of variables as well as Granger causality of the relevant dynamic models led to the conclusion that dynamic consumption equations stemming from identified VECM models are closer to the Euler equation approach than to consumption function with error correction mechanism.

Keywords: consumption function, Euler equation, dynamic relationships