



Jan Acedański

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Ekonomii
Katedra Metod Statystyczno-Matematycznych w Ekonomii
jan.acedanski@ue.katowice.pl

ZWYCZAJE KONSUMPCYJNE A NIERÓWNOŚCI MAJĄTKOWE W MODELACH MIĘDZYPOKOLENIOWYCH

Streszczenie: Celem pracy jest analiza skutków występowania zależnych preferencji w postaci zwyczajów konsumpcyjnych dla kształtowania się nierówności majątkowych. Według badanej koncepcji konsumenci oceniają swoją konsumpcję względem spożycia w pewnej grupie referencyjnej. W pracy wykorzystano realistyczny model międzypokoleniowy, którego parametry dobrano na podstawie polskich danych. Badania symulacyjne wskazują, że w większości przypadków uwzględnienie zwyczajów konsumpcyjnych prowadzi do niewielkiego lub umiarkowanego zmniejszenia nierówności. Jednak gdy punkt odniesienia to średnia konsumpcja w całej populacji, a rola zwyczajów jest duża, obserwuje się silny wzrost koncentracji majątku. W artykule okazano również, że konsumpcja osób w podobnym wieku nie może stanowić wyłącznego punktu referencyjnego w modelach ze zwyczajami, gdyż takie założenie skutkuje nierealistycznymi profilami wiekowymi konsumpcji.

Słowa kluczowe: zwyczaje konsumpcyjne, modele międzypokoleniowe, nierówności majątkowe.

JEL Classification: C63, D31, E21.

Wprowadzenie

W ostatnich latach coraz większą uwagę zwraca się na znany od dawna fakt, że preferencje konsumentów nie są niezależne [Smith, 1759; Veblen, 1899; Duesenberry, 1949]. Oznacza to, że w dużym stopniu oceniają oni poziom swojej konsumpcji przez pryzmat pewnego punktu odniesienia. Tym punktem odniesienia jest zazwyczaj poziom konsumpcji pewnej grupy referencyjnej bądź

też przeszły poziom życia, do którego konsumenci przywykli. W tym pierwszym przypadku mówi się o zwyczajach konsumpcyjnych lub zazdrości (ang. *external habits, envy, keeping up with the Joneses*), natomiast w drugim używa się określenia „przyzwyczajenia” (ang. *internal habits*). Występowanie zwyczajów konsumpcyjnych pozwala nie tylko na wyjaśnienie znanych z mikroekonomii, psychologii czy finansów paradoksów Veblena [1899], Easterlina [1974] oraz premii akcyjnej [Abel, 1990], ale również ma istotne znaczenie dla analizy problemów makroekonomicznych, szczególnie z zakresu polityki fiskalnej [Ljungqvist, Uhlig, 2000; Aronsson, Johansson-Stenman, 2014] i monetarnej [Leith, Moldovan, Rossi, 2012].

Celem niniejszej pracy jest analiza konsekwencji uwzględnienia zwyczajów konsumpcyjnych dla kształtowania się nierówności majątkowych. Wykorzystano typowy makroekonomiczny model międzypokoleniowy (ang. *overlapping generations*; Auerbach, Kotlikoff, 1987), którego parametry kalibrowane są na podstawie polskich danych. Analizowano, w jakim stopniu różne grupy referencyjne konsumentów oraz zmiany siły oddziaływania zwyczajów zmieniają poziom koncentracji majątku w modelu.

Omawiany problem rozpatrywany był do tej pory w literaturze w bardzo ograniczonym zakresie. Jedynie Caballe i Moro-Egido [2008] wykazali analitycznie, że wzrost znaczenia zwyczajów prowadzi do spadku nierówności majątkowych. Jednak efekt ten był niewielki i dotyczył tylko ograniczonego zakresu współczynnika determinującego rolę zwyczajów. Ponadto wykorzystali oni bardzo uproszczony model, z dwoma kohortami, logarytmiczną funkcją użyteczności oraz liniową funkcją produkcji. Podobne teoretyczne rozważania zawiera praca Alvareza-Cuadrado i van Longa [2012], którzy dodatkowo koncentrowali się na roli spadków.

Również inne dotychczasowe prace dotyczące roli zwyczajów w modelach międzypokoleniowych [Fisher, Heijdra, 2009; Mino, Nakamoto, 2016; Hori, 2016] wykorzystują bardzo proste, teoretyczne modele, z niewielką liczbą kohort oraz innymi silnymi założeniami umożliwiającymi uzyskanie analitycznych wyników. W niniejszej pracy po raz pierwszy analizowany jest realistyczny model międzypokoleniowy uwzględniający osiemdziesiąt kohort oraz zróżnicowanie konsumentów wewnątrz poszczególnych kohort. Parametry modelu kalibrowane są na podstawie różnorodnych danych zarówno makro-, jak i mikroekonomicznych.

Praca składa się z czterech części. W pierwszej prezentowany jest model międzypokoleniowy. W drugiej omawia się dane wykorzystane do kalibracji parametrów. Wyniki badań symulacyjnych zawiera część trzecia. Pracę kończy podsumowanie.

1. Model

W niniejszej pracy wykorzystano typowy model międzypokoleniowy z ryzykiem idiosynkratycznym, zastosowany w pracy Acedańskiego [2016]. Jedy- nym czynnikiem losowym w modelu, wpływającym na wysokość dochodów konsumentów, jest ich status na rynku pracy. Stąd model ten można traktować jako rozszerzenie klasycznego modelu Krusella i Smitha [1998] na przypadek skończonego czasu życia konsumentów, ale w wersji bez wahań zagregowa- nych. W modelu występują trzy grupy podmiotów: przedsiębiorstwa, konsu- mencji oraz rząd. Dla uproszczenia notacji w dalszej części pracy pomijane są indeksy czasowe, a zmienne z kolejnego okresu oznaczane są primami.

1.1. Sektor przedsiębiorstw

W sektorze produkcyjnym funkcjonuje nieskończona liczba identycznych przedsiębiorstw, które można scharakteryzować, odwołując się do koncepcji jednego reprezentatywnego producenta. Wytwarza on jeden wyrób, wykorzystu- jąc w tym celu kapitał i pracę dostarczone przez konsumentów. Proces produkcji opisuje standardowa funkcja produkcji Cobba–Douglasa:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha}, \quad (1)$$

gdzie K oznacza zagregowany zasób kapitału, L to łączna efektywna podaż pra- cy, natomiast parametr α reprezentuje elastyczność produkcji ze względu na kapitał. Dodatkowo zakłada się, że przedsiębiorstwa działają na doskonale kon- kurencyjnym rynku. W rezultacie płaca W oraz stopa procentowa R równe są krańcowym produktywnościom kapitału oraz pracy:

$$W = (1-\alpha)ZK^\alpha L^{-\alpha}, \quad R = \alpha ZK^{\alpha-1} L^{1-\alpha}. \quad (2)$$

1.2. Konsumenty

Zakłada się, że w gospodarce funkcjonuje nieskończona liczba konsumen- tów o skończonym czasie życia, którzy różnią się ze względu na wiek a , poziom wykształcenia s , status na rynku pracy ε oraz zasób kapitału k . Tam, gdzie jest to niezbędne dla właściwego zrozumienia tekstu, poszczególni konsumenci indek- sowani są literą i .

Konsumenty wchodzi na rynek pracy w wieku 20 lat, pracują do ukończe- nia 59. roku życia, a następnie przechodzą na emeryturę i żyją maksymalnie do

99 lat. W efekcie czas życia jednostki w modelu nie przekracza 80 lat. W wieku produkcyjnym konsumenci albo pracują ($\varepsilon = 1$), albo są bezrobotni ($\varepsilon = 0$). Ci, którzy pracują, dostarczają $\xi_s \cdot \xi_a$ jednostek efektywnej pracy, otrzymując w zamian wynagrodzenie netto w wysokości $(1 - \tau)\xi_s \xi_a W$, gdzie ξ_s oraz ξ_a oznaczają współczynniki wydajności zależne odpowiednio od poziomu wykształcenia oraz wieku, τ reprezentuje stopę opodatkowania, natomiast W jest średnią płacą w gospodarce. Bezrobotni otrzymują zasiłki proporcjonalne do średniej płacy w wysokości $\theta_u(1 - \tau)\bar{\xi}W$, gdzie θ_u oznacza stopę zastąpienia, natomiast $\bar{\xi}$ przedstawia średnią wydajność osób pracujących. Emeryci uzyskują emeryturę proporcjonalną do płacy osób zatrudnionych w ostatnim roku przed emeryturą $\theta_r(1 - \tau)\xi_s \xi_{a=59}W$, przy czym θ_r oznacza stopę zastąpienia. Stąd dochód z pracy konsumenta d można zapisać jako:

$$d = \begin{cases} (1 - \tau)\xi_s \xi_a W & \text{gdy } a < 60 \text{ oraz } \varepsilon = 1 \\ \theta_u(1 - \tau)\bar{\xi}W & \text{gdy } a < 60 \text{ oraz } \varepsilon = 0. \\ \theta_r(1 - \tau)\xi_s \xi_{a=59}W & \text{gdy } a \geq 60 \end{cases} \quad (3)$$

Dodatkowo konsumenci otrzymują dochody w postaci odsetek od zgromadzonego kapitału przy stopie oprocentowania netto równej $R - \delta$, gdzie R jest stopą procentową brutto, a δ oznacza stopę deprecjacji kapitału.

Konsument dąży do maksymalizacji oczekiwanej zdyskontowanej użyteczności z konsumpcji. W pracy zakłada się, że konsumenci, którzy umierają, zostawiają cały swój majątek pokoleniu, które właśnie wchodzi na rynek pracy, jednak motyw pozostawienia spadku nie jest uwzględniony w funkcji użyteczności konsumentów. W związku z tym funkcja chwilowej użyteczności dana jest wzorem:

$$U(c, h) = \frac{(c - \theta h)^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma}, \quad (4)$$

gdzie c oznacza konsumpcję, h – zwyczaj konsumpcyjny, parametr θ określa siłę wpływu zwyczajów, natomiast γ determinuje krzywiznę funkcji użyteczności. W sytuacji, gdy zwyczaj nie mają znaczenia ($\theta = 0$), parametr γ tożsamy jest ze współczynnikiem względnej awersji do ryzyka.

1.2.1. Zwyczajne konsumpcyjne

W pracy analizowane są cztery wersje zwyczajów konsumpcyjnych tożsamych ze średnią konsumpcją w różnych grupach wiekowych oraz według poziomu wykształcenia. Niech μ_a oznacza udział konsumentów w wieku a w populacji, μ_s – udział konsumentów z poziomem wykształcenia s , natomiast $\bar{c}_{a,s}$ będzie średnim poziomem konsumpcji w grupie konsumentów w wieku a oraz z wykształceniem s . Wtedy poszczególne warianty rozważanych zwyczajów można zdefiniować następująco:

- 1) zwyczaj globalne, w których konsumenci porównują swoją konsumpcję ze średnim spożyciem w całej populacji:

$$h_{a,s} = h = \sum_s \mu_s \sum_a \mu_a \bar{c}_{a,s}; \quad (5)$$

- 2) zwyczaj specyficzne dla danego poziomu wykształcenia, gdzie konsumenci porównują swoje spożycie ze średnią konsumpcją osób, z tym samym poziomem wykształcenia:

$$h_{a,s} = h_s = \sum_a \mu_a \bar{c}_{a,s}; \quad (6)$$

- 3) zwyczaj specyficzne dla danej grupy wiekowej, w której konsumenci porównują konsumpcję ze średnią konsumpcją osób w tym samym wieku:

$$h_{a,s} = h_a = \sum_s \mu_s \bar{c}_{a,s}; \quad (7)$$

- 4) zwyczaj specyficzne dla danej grupy wiekowej i dla danego poziomu wykształcenia, gdzie osoby porównują swoje spożycie ze średnim spożyciem osób w tym samym wieku i z tym samym poziomem wykształcenia:

$$h_{a,s} = \bar{c}_{a,s}. \quad (8)$$

1.2.2. Problem decyzyjny konsumenta

W każdym okresie konsument w wieku a stoi przed następującym problemem decyzyjnym. Przy danym zasobie kapitału k oraz dochodzie związanym z pracą d musi zdecydować, jaką część posiadanego majątku skosztować,

a jaką zaoszczędzić na przyszłość, maksymalizując przy tym zdyskontowaną oczekiwaną użyteczność. Problem ten można formalnie zapisać jako¹:

$$\max_{c_a, k_{a+1}} E \sum_{j=0}^{99-a} \beta^j q_{a+j, a+j+1} U(c_{a+j}, h_{a+j}) \text{ p.w.}, \quad (9)$$

$$k_{a+j+1} = (1 - \delta + R)k_{a+j} + d_{a+j} - c_{a+j}, \quad (10)$$

$$k_{a+j+1} \geq \underline{k}_s, \quad j = 0, 1, \dots, 99 - a, \quad (11)$$

gdzie E oznacza operator wartości oczekiwanej, β – współczynnik dyskontowy, $q_{a, a+1}$ – prawdopodobieństwo przeżycia jednego roku dla konsumenta w wieku a , natomiast δ to stopa deprecjacji kapitału. Równanie (10) opisuje sekwencję ograniczeń budżetowych, natomiast (11) określa limit zadłużenia konsumenta. Należy podkreślić, że limit zadłużenia jest ustalany osobno dla każdej grupy wykształcenia s .

Z uwagi na ograniczenie w postaci nierówności, warunki optymalności decyzji konsumenta określone są przez twierdzenie Kuhna–Tuckera. Przyjmując one następującą postać:

$$(c_a - \theta h_a)^{-\gamma} - \lambda_a = \beta q_{a, a+1} E[(c_{a+1} - \theta h_{a+1})^{-\gamma} (1 - \delta + R_{a+1})], \quad (12)$$

$$k_{a+1} = (1 - \delta + R)k_a + d_a - c_a, \quad (13)$$

$$k_{a+1} \geq \underline{k}_s, \quad \lambda_a \geq 0, \quad \lambda_a (k_{a+1} - \underline{k}) = 0, \quad (14)$$

gdzie λ_a oznacza mnożnik Lagrange’a związany z limitem zadłużenia (11), przy $j = 0$. Jeżeli ograniczenie to nie jest wiążące, wtedy $\lambda_a = 0$. Równanie (12), nazywane również równaniem Eulera, jest znanym z literatury warunkiem optymalności międzyokresowej. Konsument powinien wybrać taki poziom bieżącej konsumpcji, aby strata użyteczności związana z niewielkim zmniejszeniem konsumpcji bieżącej (określona przez lewą stronę równania) była równoważona przez wzrost użyteczności z tytułu dodatkowej konsumpcji w przyszłym okresie, uzyskanej dzięki zwiększonym oszczędnościom (określony przez prawą stronę równania).

¹ Dla uproszczenia notacji pominięte zostały indeksy reprezentujące pozostałe zmienne stanu, czyli s , ε oraz k .

1.3. Rząd

Jedyną rolą rządu w modelu jest wypłata emerytur i zasiłków dla bezrobotnych. Wydatki te finansowane są z podatków nakładanych na dochody z pracy. W każdym okresie budżet jest zbilansowany, co oznacza, że stopa opodatkowania równa jest:

$$\tau = \frac{WYD}{DOCH}, \quad (15)$$

gdzie:

$$WYD = \theta_u \bar{\xi} \int I(a(i) < 60, \varepsilon(i) = 0) di + \theta_r \xi_{a=59} \int \xi_s(i) I(a(i) \geq 60) di, \quad (16)$$

$$DOCH = \int \xi_s(i) \xi_a(i) \cdot I(a(i) < 60, \varepsilon(i) = 1) di + \theta_u \bar{\xi} \int I(a(i) < 60, \varepsilon(i) = 0) di + \theta_r \xi_{a=59} \int \xi_s(i) I(a(i) \geq 60) di, \quad (17)$$

przy czym indeksem i opisani są poszczególni konsumenci, natomiast $I(\cdot)$ jest funkcją wskaźnikową.

1.4. Struktura stochastyczna modelu

W modelu występują dwa stochastyczne szoki, które oddziałują niezależnie na poszczególnych konsumentów. Są nimi status na rynku pracy oraz szok określający długość życia. Dynamika obu szoków opisywana jest dwoma niezależnymi, dwustanowymi, niejednorodnymi łańcuchami Markowa. Macierze przejścia dla statusu na rynku pracy $\mathbf{P}_\varepsilon(a, s)$ zależą od wieku oraz poziomu wykształcenia konsumenta, natomiast prawdopodobieństwa przeżycia są jedynie funkcją wieku. Należy podkreślić, że w rozważanej wersji modelu zakłada się, że poziom wykształcenia konsumentów nie ulega zmianie i jest stały przez cały okres życia.

Brak szoków zagregowanych oddziałujących jednocześnie na wszystkich konsumentów sprawia, że w modelu nie występują wahania agregatów makroekonomicznych, takich jak stopa procentowa czy produkcja globalna. Szoki oddziałujące niezależnie na poszczególnych konsumentów skutkują fluktuacjami ich majątku, determinując jednocześnie poziom nierówności majątkowych.

1.5. Numeryczna aproksymacja funkcji konsumpcji oraz inwestycji gospodarstw

Problem decyzyjny konsumenta określony równaniami (12)-(14) nie ma analitycznego rozwiązania. W celu wyznaczenia funkcji polityki określającej bieżącą konsumpcję $c_a = c(a, s, \varepsilon, k)$ oraz poziom oszczędności $k_{a+1} = k(a, s, \varepsilon, k)$ konieczna jest numeryczna aproksymacja rozwiązania. W tym celu zastosowano metodę iteracji równania Eulera (12) zaproponowaną w pracy [Maliar, Maliar, Valli, 2010]. Równanie to w finalnej wersji uzyskuje się, wyznaczając z równania (13) c_a i wstawiając je do równania (12). W efekcie otrzymuje się:

$$k_{a+1} = (1 - \delta + R)k_a + d_a - \theta h_a - \left[\lambda_a + \beta q_{a,a+1} E \left(\frac{1 - \delta + R}{[(1 - \delta + R)k_{a+1} + d_{a+1} - k_{a+2} - \theta h_{a+1}]^\gamma} \right) \right]^{-\frac{1}{\gamma}} \quad (18)$$

Algorytm użyty do aproksymacji rozwiązania problemu decyzyjnego konsumenta, uwzględniający również wyznaczenie stacjonarnego poziomu kapitału w gospodarce oraz zwyczajów, był analogiczny do algorytmu użytego w pracy Acedańskiego [2015]. Szczegółowy opis jest dostępny na życzenie u autora.

2. Kalibracja parametrów

Opis kalibracji parametrów modelu podzielono na trzy części. Najpierw opisywane są zasady doboru wartości prawdopodobieństw przejścia oraz wydajności pracy. Następnie charakteryzowane są wartości pozostałych parametrów. Na końcu omówione zostaje zagadnienie kalibracji parametru determinującego siłę zwyczajów. Przyjęte wartości są w większości przypadków takie same, jak w pracy Acedańskiego [2016].

2.1. Macierze przejścia oraz wydajność pracy

Podstawą do kalibracji prawdopodobieństw przejścia pomiędzy stanami zatrudnienia i bezrobocia były dane dotyczące średniej stopy bezrobocia i średniego czasu trwania bezrobocia względem wieku oraz poziomu wykształcenia, pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności. Wykorzystano uśrednione wartości dla okresów ożywienia i recesji z cytowanej pracy Acedań-

skiego [2016]. Wykorzystane interpolowane profile wiekowe stóp bezrobocia ilustruje rysunek 1. W odniesieniu do średniego czasu pozostawania bez pracy, był on niezależny od poziomu wykształcenia i wynosił 14 miesięcy dla konsumentów w wieku 20-39 lat oraz 18,6 miesiąca dla pozostałych osób.

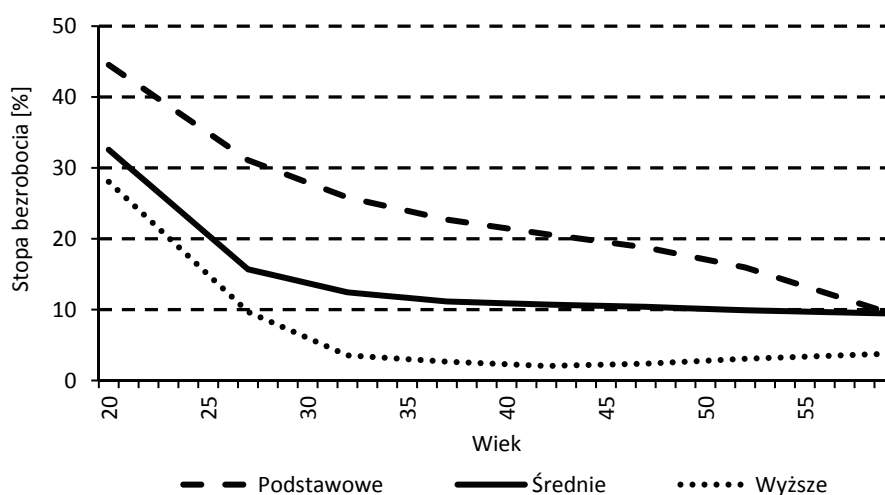
Wartości poszczególnych składowych macierzy przejścia obliczano w następujący sposób. Dla prawdopodobieństw pozostania w stanie bezrobocia p_{uu} stosowano następujący wzór:

$$p_{uu}(a) = 1 - u_l^{-1}(a), \quad (19)$$

gdzie u_l oznacza średni czas trwania bezrobocia. Natomiast prawdopodobieństwa utraty pracy p_{eu} obliczano jako:

$$p_{eu}(a, s) = [\bar{u}(a+1, s) - \bar{u}(a, s) \cdot (1 - p_{uu}(a))] \cdot [1 - \bar{u}(a, s)]^{-1}, \quad (20)$$

gdzie \bar{u} oznacza średnią stopę bezrobocia.



Rys. 1. Stopa bezrobocia w Polsce według wieku oraz poziomu wykształcenia

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych BAEL.

Do kalibracji współczynników wydajności pracy wykorzystano dane dotyczące średnich wynagrodzeń pochodzące z Badania Struktury Wynagrodzeń przeprowadzonego przez Eurostat w 2010 roku, które zestawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości parametrów określających wydajność pracy

	Wykształcenie				Wiek			
	Podst.	Średnie	Wyższe		20-29	30-39	40-49	50-59
ξ_s	0,845	1	1,765	ξ_a	0,748	1	0,984	0,941

Źródło: Opracowanie własne.

2.2. Pozostałe parametry

Wartości pozostałych parametrów modelu zestawiono w tabeli 2. Udział kapitału w funkcji produkcji oszacowano na podstawie danych OECD z lat 1995-2012, uzyskując wartość $\alpha = 0,41$. Stopa deprecjacji kapitału δ oraz współczynnik dyskontowy β dobrano tak, aby realna stopa procentowa oraz udział inwestycji w PKB w modelu zbliżone były do wartości obserwowanych w Polsce, równych odpowiednio 5,3% oraz 24%. Stopień krzywizny funkcji użyteczności γ równy jest 2, co jest wartością często spotykaną w literaturze.

Tabela 2. Wartości pozostałych parametrów modelu

Opis	Parametr	Wartość
udział kapitału w funkcji produkcji	α	0,41
stopa deprecjacji kapitału	δ	0,072
współczynnik dyskontowy	β	0,98
krzywizna funkcji użyteczności	γ	2
stopa zastąpienia zasiłków dla bezrobotnych	θ_u	0,2
stopa zastąpienia emerytur	θ_r	0,6
udział osób z wykształceniem podstawowym, średnim i wyższym	μ_s	{0,111; 0,680; 0,209}
limit zadłużenia	\bar{k}_s	$-0,083(1 - \tau)W\xi_s$
znaczenie zwyczajów	θ	{0; 0,1; 0,3; 0,5; 0,7; 0,8}

Źródło: Opracowanie własne.

Uśredniona stopa zastąpienia zasiłków dla bezrobotnych dla przyjętego średniego czasu trwania bezrobocia równa jest około 20%, zgodnie z szacunkami van Vlieta i Caminady [2012]. Bieżąca stopa zastąpienia emerytur w Polsce według szacunków OECD [2015] wynosi 60%. Średnie udziały konsumentów według poszczególnych grup wykształcenia w Polsce w latach 1998-2014 równe są: 11,1% (podstawowe), 68% (średnie) oraz 20,9% (wyższe). Limit zadłużenia w poszczególnych grupach według poziomu wykształcenia ustalono w proporcji do średniej płacy w danej grupie, tak by odsetek osób z ujemnym majątkiem netto w modelu odpowiadał wartości obserwowanej w Polsce, równej około 4%

według danych NBP [2015]. W efekcie przyjęto $k_s = -0,083(1-\tau)W_{\xi_s}^{\xi}$, co odpowiada średniej miesięcznej płacy netto w każdej grupie.

2.3. Znaczenie zwyczajów

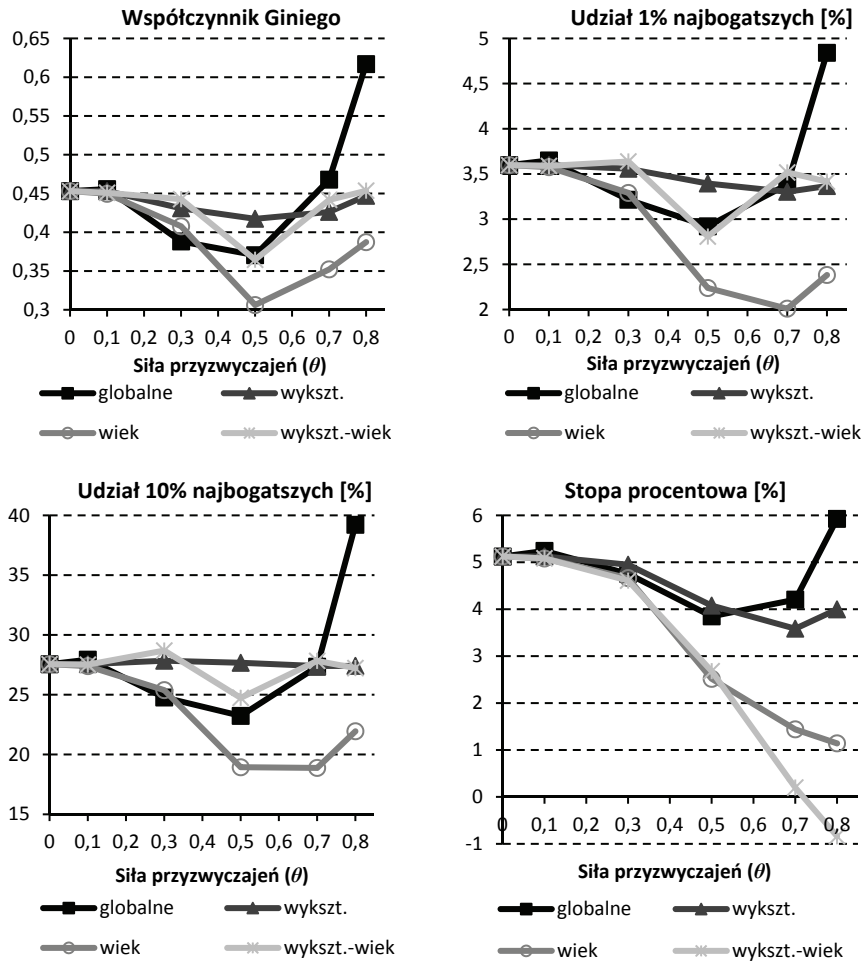
W literaturze brak jest jednomyślności na temat siły oddziaływania zwyczajów na podejmowanie decyzji konsumpcyjnych, co ma istotne znaczenie dla kalibracji współczynnika θ . Badania ogólnie potwierdzają dominującą rolę konsumpcji względnej w stosunku do konsumpcji absolutnej, przynajmniej w odniesieniu do niektórych dóbr [Alpizar, Carlsson, Johansson-Stenman, 2005; Corazzini, Esposito, Majorano, 2012], jednak dokładne szacunki siły zwyczajów cechuje duża rozbieżność. Jak podają Leigh, Moldovan i Rossi [2012], wyniki badań mikroekonomicznych wskazują na wartości z przedziału 0,29-0,5 [zob. także: Alvarez-Cuadrado, Casado, Labeaga, 2016], natomiast oszacowania uzyskane z modeli makroekonomicznych są znacznie wyższe, z przedziału 0,6-0,98. Z uwagi na tak duży rozrzut, w pracy rozważanych jest kilka wartości współczynnika determinujących siłę zwyczajów: $\theta \in \{0; 0,1; 0,3; 0,5; 0,7; 0,8\}$.

2.4. Nierówności majątkowe w modelu

Należy zwrócić uwagę, że wykorzystany model w wersji bez zwyczajów generuje zbyt niskie zróżnicowanie majątku w stosunku do obserwowanego w rzeczywistości w Polsce. Wartości implikowane przez model można odczytać na rysunku 2 w przypadku $\theta = 0$. Współczynnik Giniego dla majątku równy jest w modelu około 0,45. Tymczasem według badań ankietowych NBP [2015] w Polsce jest on równy 0,58, przy czym jest on prawdopodobnie niedoszacowany z uwagi na zbyt niski udział osób z najwyższym dochodem w próbie, na co zwracają uwagę autorzy raportu. Podobnie udział majątku 10% najbogatszych osób w majątku ogółem w modelu jest zbyt niski (niecałe 28%) w stosunku do wartości obserwowanej (37%).

3. Wyniki

Na rysunku 2 przedstawiono zależność pomiędzy współczynnikiem θ determinującym siłę zwyczajów a różnymi miarami nierówności majątkowych oraz stopą procentową w rozważanym modelu.



Rys. 2. Wpływ zmian siły zwyczajów na nierówności majątkowe oraz stopę procentową w modelu

Źródło: Opracowanie własne.

3.1. Nierówności majątkowe

W odniesieniu do miar nierówności można zauważyć, że w zdecydowanej większości przypadków są one niższe niż w modelu bez przyzwyczajęń ($\theta = 0$). Dla przykładu, przy niewielkiej sile zwyczajów $\theta = 0,3$ współczynnik Giniego obniża się z wartości 0,45 do wartości niższej niż 0,4 dla zwyczajów globalnych. Najniższe wartości współczynnika, niezależnie od typu rozważanych zwyczajów, występują dla $\theta = 0,5$. Dla zwyczajów specyficznych względem poziomu

wykształcenia współczynnik spada do około 0,42, dla zwyczajów globalnych oraz specyficznych typu wiek–wykształcenie analizowana miara równa jest około 0,37. Największy spadek jest obserwowany dla zwyczajów specyficznych względem wieku, gdzie współczynnik Giniego wynosi około 0,3.

Dalszy wzrost siły zwyczajów prowadzi do wzrostu nierówności, przy czym w większości przypadków nie jest on na tyle duży, aby poziom koncentracji majątku przekroczył poziom obserwowany w warunkach braku zwyczajów. Wyjątkiem są tu jedynie przyzwyczajenia globalne, gdzie poziom nierówności w modelu wzrasta bardzo wyraźnie. Dla $\theta = 0,8$ współczynnik Giniego przekracza wartość 0,6, a więc osiąga wartość wyższą w stosunku do wartości podawanej w raporcie NBP.

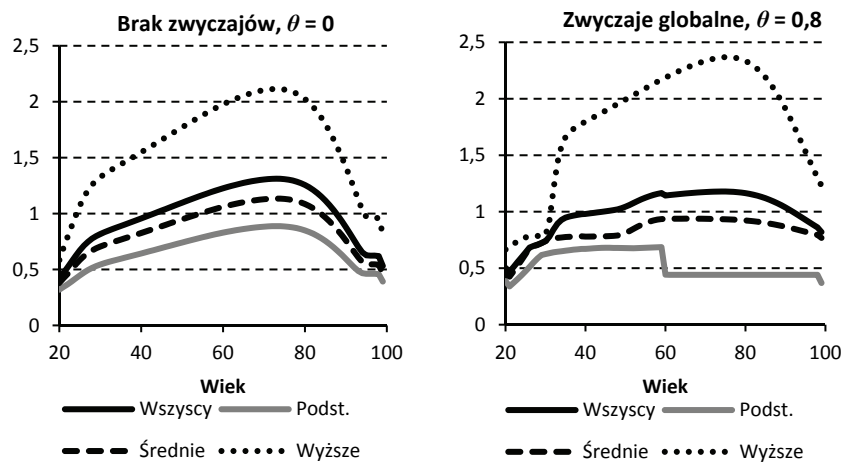
Bardzo podobne wyniki można zaobserwować dla pozostałych miar nierówności. W miarę wzrostu siły zwyczajów udział majątku najbogatszych konsumentów początkowo obniża się, po czym zaczyna wzrastać. Największy spadek dotyczy zwyczajów specyficznych dla poszczególnych grup wiekowych – dla $\theta = 0,5$ omawiana miara obniża się z poziomu 28% do 19%. Tymczasem dla zwyczajów globalnych przy $\theta = 0,8$ udział majątku najbogatszego decyla zbliża się do 40%, a więc podobnie jak w przypadku współczynnika Giniego, przekracza wartość obserwowaną w Polsce.

3.2. Stopa procentowa

Na prawym dolnym wykresie rysunku 2 przedstawiono efekt zmiany siły zwyczajów w odniesieniu do stopy procentowej. Także dla tej zmiennej obserwujemy podobne zależności, jak w przypadku miar koncentracji majątku. Uwzględnienie zwyczajów wymusza na konsumentach większe oszczędności, które służą do wygładzenia konsumpcji w cyklu życia. Większe oszczędności skutkują natomiast obniżeniem stopy procentowej. Wzrost oszczędności jest szczególnie widoczny, gdy punktem odniesienia dla oceny konsumpcji jest jej średni poziom odnotowany wśród konsumentów w tym samym wieku. Jest on na tyle duży, że przy $\theta = 0,8$ stopa procentowa staje się ujemna. Duży spadek stopy procentowej jest również widoczny w przypadku zwyczajów specyficznych typu wiek–wykształcenie. Tymczasem wprowadzenie do modelu zwyczajów globalnych przy dużych wartościach współczynnika θ prowadzi do wzrostu stopy procentowej, a więc i niższych oszczędności.

3.3. Profile konsumpcji

Uwzględnienie zwyczajów konsumpcyjnych prowadzi również do zmian profili wiekowych konsumpcji, które przedstawiono na rysunkach 3 oraz 4. Na rysunku 3 porównano uśrednione profile według poziomu wykształcenia w sytuacji braku zwyczajów oraz w warunkach silnych ($\theta = 0,8$) zwyczajów globalnych. Można zauważyć, szczególnie w odniesieniu do ogółu konsumentów, że w tym drugim przypadku konsumpcja cechuje się mniejszymi wahaniami w czasie. Efekt wygładzania konsumpcji nie pojawia się w przypadku osób z najwyższymi dochodami, których konsumpcja prawie zawsze przewyższa poziom referencyjny.



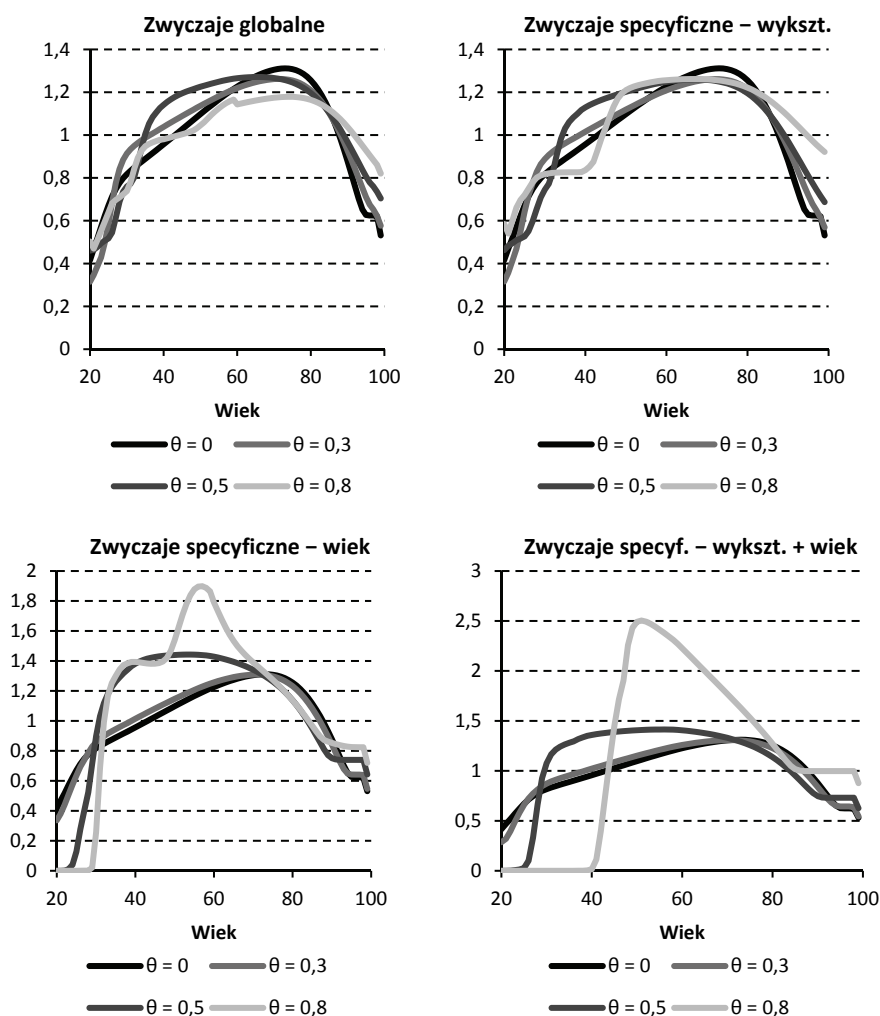
Rys. 3. Profile konsumpcji według poziomu wykształcenia konsumentów

Źródło: Opracowanie własne.

W grupie osób z wykształceniem podstawowym można zaobserwować charakterystyczny spadek konsumpcji w momencie przejścia na emeryturę. Jest to skutek spadku dochodów, który nie jest łagodzony oszczędnościami, których z kolei analizowane gospodarstwa po prostu nie posiadają. Nie chcąc zbyt odstępować od średniego poziomu życia w całej populacji, przeznaczają one na konsumpcję cały bieżący dochód. Mechanizm ten pozwala na wyjaśnienie dużego odsetka gospodarstw domowych nieposiadających żadnych oszczędności, co obserwowane jest w licznych badaniach empirycznych, w tym także w raporcie NBP [2015]. Standardowe modele DSGE nie są w stanie wyjaśnić tego efektu.

Na rysunku 4 zilustrowano uśrednione profile konsumpcji dla ogółu gospodarstw przy różnych typach i sile zwyczajów. W odniesieniu do zwyczajów

globalnych i specyficznych dla danego poziomu wykształcenia, różnice w zagregowanych profilach nie są duże, nawet w przypadku dużej siły zwyczajów. Możliwy do zaobserwowania jest również dyskutowany powyżej efekt wygładzania konsumpcji w czasie, choć nie jest on zasadniczo silny.



Rys. 4. Uśrednione profile konsumpcji w zależności od typu oraz siły zwyczajów

Źródło: Opracowanie własne.

W przypadku, gdy konsumenci porównują się z osobami w tym samym wieku, efekt wygładzania konsumpcji w czasie pojawia się, choć dotyczy tylko osób w średnim wieku i starszych. Osoby młode zmniejszają konsumpcję, dążąc

do gromadzenia oszczędności potrzebnych w późniejszym wieku. Efekt ten jest na tyle silny, że już dla $\theta = 0,5$ konsumpcja kilku pierwszych kohort jest bardzo bliska zera, a w przypadku zwyczajów specyficznych dla danej grupy wiekowej i poziomu wykształcenia zerowa konsumpcja utrzymuje się do 40. roku życia.

Efekt ten można łatwo wyjaśnić z perspektywy założeń przyjętych w modelu. Jeżeli punktem wyjścia do oceny użyteczności z konsumpcji jest poziom konsumpcji osób w tym samym wieku, wtedy bardzo niska konsumpcja osób młodych nie powoduje dużych strat użyteczności, ponieważ pozostałe osoby w tym wieku zachowują się podobnie. Niska początkowa konsumpcja pozwala natomiast na zgromadzenie dużego zasobu oszczędności, który może być wykorzystany w późniejszych fazach cyklu życia.

Profile konsumpcji generowane przez model ze zwyczajami specyficznymi dla poszczególnych kohort wiekowych są oczywiście sprzeczne z obserwacjami rzeczywistych profili. Wynik ten sugeruje, że konsumpcja osób w podobnym wieku nie może być jedynym punktem odniesienia dla oceny użyteczności konsumpcji gospodarstw domowych.

Podsumowanie

W pracy analizowano skutki uwzględnienia zwyczajów konsumpcyjnych w zakresie poziomu koncentracji majątku. Wykorzystano w tym celu typowy model międzypokoleniowy, którego parametry kalibrowane były na podstawie danych z polskiej gospodarki. Rozważano różne typy zwyczajów zewnętrznych, wedle których użyteczność z konsumpcji danej jednostki oceniana jest przez pryzmat konsumpcji w pewnej grupie referencyjnej.

Uzyskane wyniki nie są jednoznaczne. W zdecydowanej większości przypadków uwzględnienie zwyczajów prowadzi do zmniejszenia się nierówności majątkowych, co potwierdza teoretyczne rezultaty uzyskane w pracy Caballe i Moro-Egido [2008]. Jednakże w przypadku często rozważanym w literaturze, czyli gdy punktem odniesienia jest uśredniona konsumpcja w całej populacji i siła zwyczajów jest duża ($\theta = 0,8$), obserwuje się znaczący wzrost koncentracji. Współczynnik Giniego dla majątku wzrasta z poziomu 0,45 do wartości przekraczającej 0,6, a więc powyżej wartości obserwowanej w przypadku zróżnicowania majątkowego w Polsce. W tym przypadku pojawia się także duży odsetek konsumentów nieposiadających żadnych oszczędności, co jest zgodne z wynikami badań empirycznych. Należy zwrócić uwagę, że w wielu niericardiańskich modelach DSGE służących do analizy skutków polityki fiskalnej często wpro-

wadza się *ad hoc* założenie o nieoptymalizujących gospodarstwach domowych konsumujących cały dostępny dochód (ang. *rule of thumb consumers*; Mankiw, 2000). Wyniki uzyskane w tej pracy mogą być wykorzystane jako uzasadnienie dla takiego założenia.

Ponadto pokazano, że profile konsumpcji uzyskane przy założeniu, iż punktem odniesienia do oceny użyteczności jest średnia konsumpcja osób w tym samym wieku, charakteryzują się nierealistycznie niską konsumpcją w początkowych fazach cyklu życia. Wynik ten wskazuje, że konsumpcja osób w tym samym wieku nie może być jedynym punktem odniesienia w przypadku funkcji użyteczności uwzględniających zwyczaje konsumpcyjne.

W niniejszej pracy rozważane są jedynie tak zwane zwyczaje zewnętrzne, w których punkt odniesienia dla danego konsumenta jest w zasadzie niezależny od poziomu jego konsumpcji. Jako alternatywę należałoby wziąć pod uwagę zwyczaje wewnętrzne, gdzie punkt odniesienia jest determinowany przez przeszłą konsumpcję danej jednostki. Zagadnienie to analizowane będzie w kolejnych pracach autora.

Literatura

- Abel A.B. (1990), *Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses*, "American Economic Review", No. 80(2), s. 38-42.
- Acedański J. (2015), *Overlapping Generation Models with Heterogeneous Agents and Aggregate Uncertainty in Macroeconomic Modeling*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie”, nr 5(941), s. 79-96.
- Acedański J. (2016), *Youth Unemployment and Welfare Gains from Eliminating Business Cycles – The Case of Poland*, "Economic Modelling", No. 57, s. 248-262.
- Alpizar F., Carlsson F., Johansson-Stenman O. (2005), *How Much Do We Care About Absolute versus Relative Income and Consumption*, "Journal of Economic Behavior & Organization", No. 56(3), s. 405-421.
- Alvarez-Cuadrado F., Casado J.M., Labeaga J.M. (2016), *Envy and Habits: Panel Data Estimates of Interdependent Preferences*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", No. 78(4), s. 443-469.
- Alvarez-Cuadrado F., van Long N. (2012), *Envy and Inequality*, "The Scandinavian Journal of Economics", No. 114(3), s. 949-973.
- Aronsson T., Johansson-Stenman O. (2014), *Positional Preferences in Time and Space: Optimal Income Taxation with Dynamic Social Comparisons*, "Journal of Economic Behavior & Organization", No. 101, s. 1-23.
- Auerbach A.J., Kotlikoff L.J. (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, Cambridge.

- Caballe J., Moro-Egido A.I. (2008), *The Effect of Aspirations, Habits and Social Security on the Distribution of Wealth*, Barcelona Economics Working Paper Series, Working Paper No. 352.
- Corazzini L., Esposito L., Majorano F. (2012), *Reign in Hell or Serve in Heaven? A Cross-country Journey into the Relative vs. Absolute Perceptions of Wellbeing*, "Journal of Economic Behavior & Organization", No. 81(3), s. 715-730.
- Duesenberry J.S. (1949), *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press, Cambridge.
- Easterlin R. (1974), *Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence* [in:] P. David, M. Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramovitz*, Academic Press, Nowy Jork, s. 89-125.
- Fisher W.H., Heijdra B.J. (2009), *Keeping up with the Ageing Joneses*, "Journal of Economic Dynamics and Control", No. 33(1), s. 53-64.
- Hori T. (2016), *Age-Specific and Society-Wide Habit Formations in an Overlapping Generations Model*, manuskrypt.
- Krusell P., Smith Jr. A.A. (1998), *Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy*, "Journal of Political Economy", No. 106(5), s. 867-896.
- Leith C., Moldovan I., Rossi R. (2012), *Optimal Monetary Policy in a New Keynesian Model with Habits in Consumption*, "Review of Economic Dynamics", No. 15(3), s. 416-435.
- Ljungqvist L., Uhlig H. (2000), *Tax Policy and Aggregate Demand Management under Catching up with the Joneses*, "American Economic Review", No. 90, s. 356-366.
- Maliar L., Maliar S., Valli F. (2010), *Solving the Incomplete Markets Model with Aggregate Uncertainty Using the Krusell-Smith Algorithm*, "Journal of Economic Dynamics and Control", No. 34(1), s. 42-49.
- Mankiw N.G. (2000), *The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy*, "American Economic Review", No. 90(2), s. 120-125.
- Mino K., Nakamoto Y. (2016), *Heterogeneous Conformism and Wealth Distribution in a Neoclassical Growth Model*, "Economic Theory", No. 62(4), s. 689-717.
- NBP (2015), *Zasobność gospodarstw domowych w Polsce. Raport z badania pilotażowego 2014 r.*, Wydawnictwo NBP, Warszawa.
- OECD (2015), *Pensions at a Glance 2015. OECD and G20 indicators*, OECD Publishing, Paris.
- Smith A. (1759), *The Theory of Moral Sentiments*, Clarendon Press, Oxford.
- Van Vliet O., Caminada K. (2012), *Unemployment Replacement Rates Dataset among 34 Welfare States 1971-2009: An Update, Extension and Modification of the Scruggs*, NEUJOBS Special Report No. 2, Leiden University.
- Veblen T.B. (1899), *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*, Modern Library, New York.

**EXTERNAL CONSUMPTION HABITS
AND WEALTH INEQUALITY IN OLG MODELS**

Summary: In the paper, we analyse a role of dependent preferences in the form of external consumption habits in shaping wealth inequality. This idea assumes that consumers assess utility of their consumption relative to consumption in some reference group. We use a realistic overlapping generations model with parameters calibrated on Polish data. The results of the simulation experiments show that in most cases introducing habits decreases inequality slightly or moderately. However, if the mean consumption in the whole population is taken as the reference point and the habit strength is high a substantial increase in wealth concentration is observed. It is also shown that the reference group cannot comprise consumers in the same age alone as it generates unrealistic age-consumption profiles.

Keywords: habits, overlapping generations models, wealth inequality.