

Czynniki ruchliwości dochodowej w krajach transformacji gospodarczej

Brunon Górecki, profesor

Katedra Statystyki i Ekonometrii, Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Karol Kuhl, magister

Katedra Statystyki i Ekonometrii, Wydział Nauk Ekonomicznych UW

1. Wstęp

Celem badania jest określenie czynników kształtujących mobilność dochodową w Polsce i na Węgrzech w okresie transformacji systemowej. Punktem odniesienia jest sytuacja w Wielkiej Brytanii w tym samym okresie.

Ruchliwość dochodowa jest procesem przekształcającym rozkład dochodów danej populacji w okresie początkowym w rozkład dochodu w okresie końcowym [Fields, Ok, 1999]. Jest jedną ze składowych szerszego procesu mobilności społecznej [Goldhamer, 1972.]. Mobilność dochodowa danej społeczności zależy od indywidualnych cech jednostek oraz od instytucjonalnych ram, w których te jednostki funkcjonują. Zgodnie z hipotezą cyklu życia tempo wzrostu dochodów jednostek zmienia się wraz z wiekiem. Zakładając sprzyjające okoliczności zewnętrzne, przyrosty dochodu w okresie życia zawodowego zwiększają się aż do osiągnięcia wieku emerytalnego i następnie szybko się zmniejszają. Tym samym wiek powinien być istotnym czynnikiem mobilności dochodowej. Mobilność dochodowa osób tradycyjnie lepiej radzących sobie w życiu, tzn. wykształconych, przedsiębiorczych mężczyzn, powinna się kształtować wyraźnie korzystniej niż mobilność osób radzących sobie gorzej (kryterium radzenia sobie w życiu jest poziom osiąganych dochodów). Z badań przeprowadzonych w 1995 roku [Beskid, 1999] wynika, że grupy zawodowe, w których przeważają mężczyźni, osiągają najwyższe dochody. Osoby należące do grupy dyrektorów oraz kadry kierowniczej osiągały przeciętnie dochody w wysokości 305% średniego wynagrodzenia, osoby należące do grupy inteligencji nietechnicznej — 201%, osoby należące do grupy przedsiębiorców — 172%, a osoby należące do grupy inteligencji technicznej — 141% [Beskid, 1999]. W gospodarkach podlegających transformacji te ogólne reguły są szczególnie widoczne, ponieważ wzmacniają je intensywne procesy przemian ekonomicznych i społecznych [Górecki, 2000].

2. Dane

Przedmiotem analizy jest zjawisko ruchliwości dochodowej osób, których głównym źródłem utrzymania przez cały czas badania była praca albo własna

działalność gospodarcza. Tym samym pominięto kwestie utraty i podjęcia pracy. Dane pochodzą z międzynarodowego projektu PACO, którego celem jest tworzenie porównywalnych baz danych panelowych. Próba z Polski obejmowała 3002 osoby badane w latach 1994–1996, próba z Węgier — 938 osób badanych w latach 1992–1994, a próba z Wielkiej Brytanii — 3428 osób badanych w latach 1991–1993. Brytyjskie i węgierskie dochody jednostek były dochodami całorocznymi skorygowanymi o inflację i wyrażonymi w pieniądzu z pierwszego roku badania (odpowiednio 1991 i 1992). Ponieważ w Polsce respondenci byli badani w różnych miesiącach kolejnych lat, ich dochody zostały wyrażone w złotych denominowanych na styczeń 1994 roku. Reprezentatywność prób opiera się na ich dużych liczebnościach. W badaniu analizowano trzy grupy czynników wpływających na ruchliwość zarobkową:

- cechy indywidualne jednostek: płeć, wiek, wykształcenie oraz rodzaj wykonywanego zajęcia (praca zarobkowa albo własna działalność gospodarcza);
- status rodzinny: posiadanie małżonka, posiadanie dzieci;
- warunki zewnętrzne: stopa bezrobocia w województwie.

Niestety ograniczenia baz danych uniemożliwiły przeprowadzenie pełnej analizy dla Węgier i Wielkiej Brytanii.

3. Miary mobilności i ich własności

Miary mobilności można podzielić na dwie grupy. Pierwsza z nich obejmuje miary liczone na podstawie danych zbiorczych. Należą do niej między innymi współczynniki korelacji dochodu w okresach początkowym i końcowym oraz miary oparte na macierzach przejścia, takie jak współczynnik braku mobilności oraz indeks Bartholomew (zwany również absolutnym przeskokiem). Druga grupa obejmuje miary obliczane na poziomie indywidualnym. Należą do niej miary zarówno absolutnej zmiany (np. zmiana wielkości dochodu), jak i zmiany względnej dochodu jednostki (np. zmiana miejsca-rangi w rozkładzie dochodu).

Macierze przejścia są narzędziem bardzo często używanym do analizy mobilności społecznej, ponieważ w zwięzły sposób opisują rozkład zmiennej w dwóch momentach. Do ich wyznaczenia konieczny jest podział próby na n rozłącznych grup w obydwu badanych okresach. Elementem i, j macierzy przejścia jest liczba p_{ij} wyrażająca udział w próbie osób, które w pierwszym roku badania znajdowały się w i -tej grupie, a w roku ostatnim — w j -tej grupie [Fabig, 1999]. W niniejszym artykule użyte zostały decylowe macierze przejścia. Współczynnik braku mobilności jest sumą elementów diagonalnych i przydiagonalnych macierzy przejścia. Indeks Bartholomew, zwany inaczej absolutnym przeskokiem, jest to średni ważony bezwzględny przeskok (zmiana decyla). Wagami są prawdopodobieństwa wystąpienia odpowiednich przeskoków oszacowane na podstawie ich częstości w próbie.

Współczynnik korelacji dochodu oraz współczynnik braku mobilności dochodowej można traktować jako miary stabilności dochodowej, ponieważ

obydwa przyjmują wyższe wartości, gdy dochody w dwóch okresach są do siebie zbliżone. Ponadto obydwa przyjmują wartości od 0 do 1 (w praktyce badań mobilności współczynnik korelacji jest zawsze dodatni). W wyniku odjęcia wartości tych współczynników od jedności otrzymuje się miary ruchliwości dochodowej (oznaczone w tekście asteryskiem *).

W niniejszym artykule obliczenia dokonane na podstawie danych zbiorczych posłużyły wstępnemu określeniu różnic mobilności występujących pomiędzy różnymi grupami społeczno-demograficznymi. Dane indywidualne zostały wykorzystane do ekonometrycznej weryfikacji prawidłowości zaobserwowanych na danych zbiorczych oraz do porównania międzynarodowego.

Tabela 1.

Odsetek osób o zerowych dochodach w badanych panelach

	ogółem	płeć		wykształcenie				wiek			
		męż.	kob.	podst.	zaw.	śred.	wyż.	<29	30-39	40-49	50+
Polska	7	10	3	4	6	8	8	4	7	7	7
Węgry	8	5	11	19	8	3	3	10	7	7	8
W. Brytania	15	20	8	7	13	15	23	14	25	11	16

Źródło: obliczenia własne.

Niestety jedynie w przypadku Polski dostępne były autorom dane dotyczące lokalnego bezrobocia, posiadania dzieci oraz charakteru zajęcia przynoszącego dochód. Ponadto jedynie na podstawie danych polskich możliwe było obliczenie decylogowych macierzy przejścia. Przeszkodą była zbyt duża liczba osób o zerowych dochodach (zob. tabela 1.).

4. Hipotezy

1. Mobilność dochodowa w krajach transformujących się jest większa niż w krajach rozwiniętych.
2. Dochody osób starszych oraz tradycyjnie lepiej radzących sobie w życiu (wykształconych przedsiębiorczych mężczyzn) są bardziej stabilne niż dochody pozostałych osób — co oznacza, że ich mobilność dochodowa jest mniejsza.
3. Siła oddziaływania czynników mobilności dochodowej jest uzależniona od poziomu dochodu jednostki.
4. Stopa zmiany dochodu jednostki jest uzależniona od stopy zmian z poprzednich okresów (czynnik krótkookresowy) oraz od ogólnego poziomu dochodu jednostki (czynnik długookresowy).
5. Status rodzinny oraz stopa bezrobocia są istotnymi czynnikami ruchliwości dochodowej.

6. Dochody gospodarstw domowych są bardziej stabilne niż dochody jednostek. Jest to równoważne ze stwierdzeniem, że gospodarstwa domowe charakteryzuje mniejsza mobilność dochodowa.

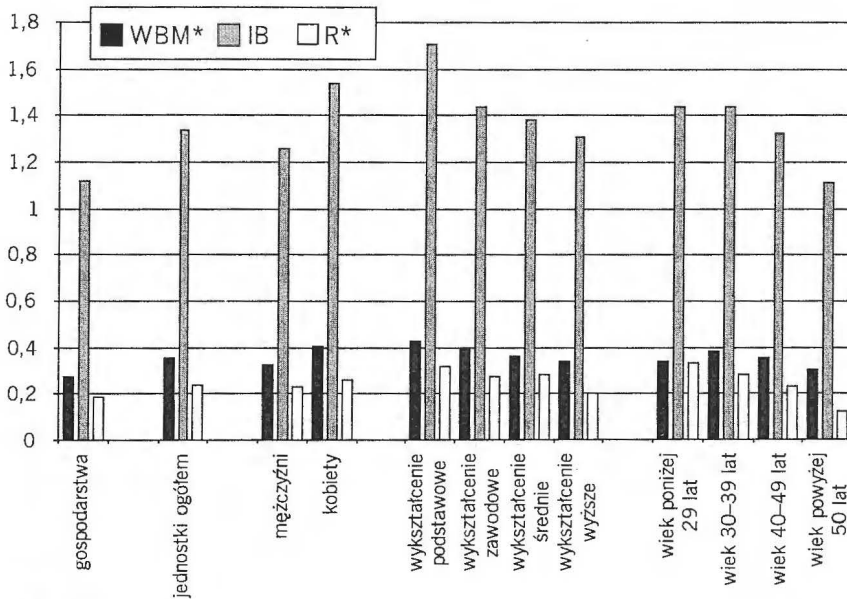
5. Analiza na poziomie ogólnym

Rys. 1. przedstawia wartości współczynnika braku mobilności (WBM*), indeksu Bartholomew (IB) oraz współczynnika korelacji (R^*) dla danych polskich z lat 1994–1995.

Wnioski wynikające z rys. 1. są następujące:

1. Mobilność dochodowa gospodarstw domowych była w badanym okresie niższa od mobilności dochodowej jednostek zarobkujących.
2. Mobilność dochodowa wśród mężczyzn była niższa od mobilności dochodowej wśród kobiet.
3. Mobilność dochodowa jednostek zmniejsza się ze wzrostem poziomu wykształcenia.
4. Mobilność dochodowa jednostek zmniejsza się z wiekiem.

Wnioski 1. i 2. są potwierdzone przez wszystkie zastosowane miary mobilności.



Rys. 1.

Mobilność dochodowa w Polsce w latach 1994–1995

Uwaga: przedstawione na wykresie wartości WBM* i R^* są wynikiem odjęcia pierwotnych wartości WBM i R od jedności (zob. par. 3).

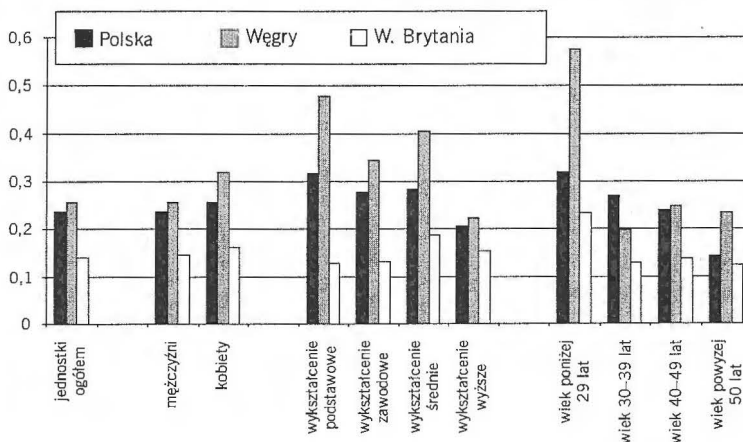
Źródło: obliczenia własne.

Wnioski 3. i 4. nie są potwierdzone przez wszystkie zastosowane miary mobilności. Współczynnik korelacji (R^*) wskazuje na mniejszą mobilność osób z wykształceniem zawodowym od mobilności osób z wykształceniem średnim, natomiast współczynnik braku mobilności (WBM*) oraz indeks Bartholomew (IB) wskazują na większą mobilność wśród osób w wieku 30–39 lat od mobilności wśród osób w wieku 40–49 lat. Występowanie tych niespójności potwierdza konieczność przeprowadzenia analizy na poziomie indywidualnym.

Porównanie mobilności dochodowej (mierzonej na poziomie całych populacji) w trzech badanych krajach zostało przeprowadzone za pomocą współczynnika korelacji (R^*). Rys. 2. przedstawia jego wartości dla badanych krajów.

Wnioski wynikające z tego rys. są następujące:

1. Dochody w Wielkiej Brytanii były bardziej stabilne niż dochody w Polsce i na Węgrzech we wszystkich analizowanych podpróbach. Ponadto różnice w mobilności pomiędzy podpróbami były najmniejsze w Wielkiej Brytanii.
2. Dochody w Polsce były bardziej stabilne niż dochody na Węgrzech we wszystkich podpróbach poza jedną — osób z wykształceniem zawodowym.
3. W trzech analizowanych krajach dochody mężczyzn były bardziej stabilne od dochodów kobiet.
4. Zależność mobilności od wykształcenia nie kształtuje się w ten sam sposób w trzech analizowanych krajach, chociaż jest ona podobna w Polsce i na Węgrzech, tzn. im wyższe wykształcenie, tym mniejsza mobilność (jeśli pominąć wykształcenie zawodowe).
5. Niespodziewanie czynnikiem najbardziej różnicującym poziom mobilności w trzech analizowanych krajach jest wiek.



Rys. 2.

Mobilność dochodowa w Polsce (1994–1995), na Węgrzech (1992–1993) i W. Brytanii (1991–1992), współczynniki korelacji R^*

Uwaga: przedstawione na wykresie wartości R^* są wynikiem odjęcia pierwotnych wartości R od jedności (zob. par. 3.).

Źródło: obliczenia własne.

6. Analiza na poziomie indywidualnym

Do analizy mobilności na poziomie indywidualnym posłużył następujący model regresji:

$$\log(d_{it}/d_{it-1}) = \alpha_1 \log(d_{it-1}/d_{it-2}) + \alpha_2 \log(d_{it-2}) + \beta \mathbf{x}_{it} + u_{it}$$

w którym d_{it} to dochód i -tej jednostki w t -tym okresie, wektor zmiennych \mathbf{x}_{it} zawiera binarne charakterystyki społeczno-demograficzne (płeć, wykształcenie i wiek), a u_{it} to składnik losowy w postaci białego szumu. Ponieważ dane ze wszystkich 3 krajów obejmują okresy trzyletnie, nie można do estymacji powyższego modelu użyć technik panelowych. Powyższy model umożliwia również analizę kierunku mobilności, która na podstawie danych ogólnych nie została przeprowadzona.

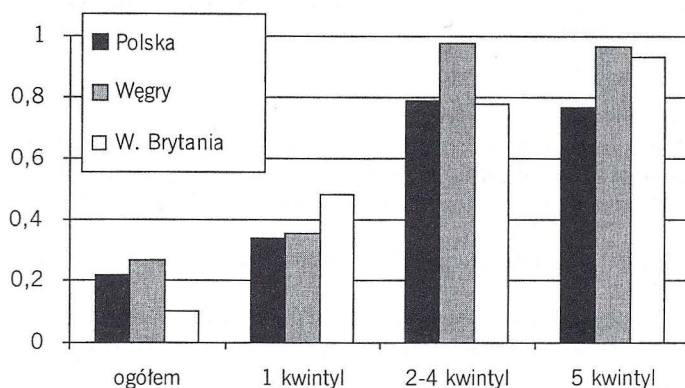
Włączenie do zbioru regresorów wielkości związanych z dochodem osiąganym w poprzednich latach wynika z przeświadczenia autorów, iż zjawisko mobilności dochodowej można uzależnić od czynników krótko- i długookresowych. Stwierdzenie to jest równoważne piątej z hipotez. Dysponując danymi jedynie z trzech kolejnych lat, odpowiednie zmienne modelu zostały przyjęte w taki sposób, aby uniknąć ich współliniowości. Pierwotnym zamiarem autorów było włączenie większej liczby zmiennych charakteryzujących otoczenie jednostek. Niestety ograniczenia baz danych nie pozwoliły na realizację tego zamiaru w pełni.

Powyższy model regresji został oszacowany w czterech wariantach: dla wszystkich jednostek ogółem, dla jednostek osiągających najniższe dochody (z pierwszego kwintyla), dla jednostek osiągających najwyższe dochody (z piątego kwintyla) oraz dla pozostałych jednostek. Wyniki estymacji znajdują się na końcu artykułu.

Przedstawione na rys. 3. współczynniki R^2 poszczególnych modeli wskazują na to, że wyspecyfikowane czynniki ruchliwości oddziałują z różnym natężeniem w poszczególnych grupach zamieszkałości. Najbardziej chaotyczny charakter ma mobilność osób najmniej zarabiających. Dotyczy to wszystkich krajów, przy czym w Wielkiej Brytanii, inaczej niż w krajach transformacji, najbardziej regularny charakter ma mobilność osób najwięcej zarabiających.

Ocenami parametrów regresji istotnymi statystycznie we wszystkich krajach i wariantach były oceny wyrazu wolnego oraz przy obydwu zmiennych dochodowych, przy czym statystyki t przy zmiennych dochodowych zdecydowanie przewyższały analogiczne statystyki przy pozostałych zmiennych. Tym samym potwierdzona została hipoteza mówiąca o istnieniu krótko- oraz długookresowych mechanizmów mobilności dochodowej. Oceny parametrów przy wszystkich zmiennych dochodowych były ujemne, a ich wartości bezwzględne były większe w wyższych grupach dochodowych. Wynika z tego, iż efektem oddziaływania zarów-

no krótko- jak i długookresowych mechanizmów mobilności dochodowej jest zmniejszanie różnic w osiągniętych dochodach.



Rys. 3.

Współczynniki determinacji liniowej R^2

Źródło: obliczenia własne.

Żadna spójna dla wszystkich krajów i wariantów zależność nie wyłoniła się z analizy wpływu płci, wieku oraz wykształcenia na mobilność na poziomie indywidualnym.

Dane dla Polski obejmują również informacje dotyczące statusu rodzinnego oraz stopy bezrobocia. Zostały one włączone do rozszerzonego zestawu modeli. Zdecydowana większość ocen parametrów przy dodanych zmiennych okazała się statystycznie nieistotna, a poprawa jakości dopasowania modeli była znikoma. Wyjątkiem była zmienna opisująca posiadanie dzieci oraz stopa bezrobocia. Zatem nie można jednoznacznie stwierdzić, że status rodzinny czy stopa bezrobocia są czynnikami kształtującymi ruchliwość dochodową. Szczegóły wszystkich oszacowań znajdują się na końcu artykułu.

7. Podsumowanie

Przedstawione w artykule wyniki analizy ruchliwości dochodowej na poziomie ogólnym oraz indywidualnym pozwoliły na weryfikację przedstawionych hipotez:

1. Gospodarstwa domowe charakteryzują się większą stabilnością dochodów niż jednostki.
2. Większa stabilność dochodów charakteryzuje osoby starsze oraz lepiej radzące sobie w życiu.
3. Procesy transformacji ustrojowej zwiększają mobilność dochodową.
4. Poziom dochodu wpływa na ruchliwość dochodową jednostek.
5. Stopy zmian dochodu jednostek są uzależnione od czynników krótko- i długookresowych.

6. Status rodzinny oraz stopa bezrobocia nie wywierają znaczącego wpływu na stopy zmian dochodu jednostek.

Ponadto analiza regresji ukazała istnienie krótko- i długookresowych mechanizmów wyrównujących dochody.

Bibliografia

- Beskid L., 1999, *Wygrani/przegrani w procesie transformacji*, w: Beskid L. (red.), *Zmiany w życiu społecznym Polaków w gospodarce rynkowej*, IFiS PAN, Warszawa.
- Canto O., 2000, *Income Mobility in Spain: How Much is There?*, „Review of Income and Wealth” nr 1.
- Fabig H., 1999, *Income Mobility and the Welfare State*, „Journal of European Social Policy” t. 9 (4).
- Fields G. S., Ok E. A., 1999, *The Measurement of Income Mobility*, w: Silber J., *Handbook of Income Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Goldhamer H., 1972, *Social Mobility*, w: Sills D. L. (red.), *International Encyclopedia of the Social Sciences*, tom XIII, The Macmillan Company & The Free Press, New York.
- Górecki B., 2000, *Dynamika zarobków w krajach przechodzących transformację i w krajach Unii Europejskiej*, „Ekonomista” nr 5.
- Sills D. L., 1972 (red.), *International Encyclopedia of the Social Sciences*, tom XIII, The Macmillan Company & The Free Press, New York.

Aneks. Szczegóły estymacji

Estymacje zostały przeprowadzone metodą najmniejszych kwadratów. Zastosowano wsteczną eliminację zmiennych nieistotnych (przy 10-procentowym progu istotności). Zmienne, dla których nie podane zostały statystyki t (w nawiasach), nie znalazły się w ostatecznym modelu. Tabela 2. zawiera wyniki estymacji modeli dla trzech krajów, natomiast tabela 3. — wyniki estymacji modeli rozszerzonych. Zmienną objaśnianą w obydwu wypadkach był logarytm stopy zmiany dochodu w okresie końcowym (zob. s. 11 i 12).

Abstract Income Mobility Factors in Transforming Economies

The subject of this article is the comparison of the strength of influence of income mobility factors in Poland, Hungary, and the UK. The choice of countries is the result of a hypothesis claiming that socio-economic transformation should intensify income mobility. Analysis is conducted by means of correlation coefficients, transition-matrix-based measures and regression models. Individual and household income data comes from the PACO panel database and covers the years 1991–1996.

Tabela 2.

Wyniki estymacji modeli dla trzech krajów [zmienna objaśniana — $\log(d_t/d_{t-1})$]

grupa	kraj	R ²	$\log(d_{t-2})$	$\log(d_{t-1}/d_{t-2})$	x_{1t}	x_{2t}	x_{5t}	x_{6t}	x_{7t}	x_{9t}	x_{10t}	x_{11t}
ogółem	Polska	0,2167	-0,0280 (-5,244)	-0,4024 (-28,57)	0,2891 (8,7958)	-0,0421 (-2,649)	—	—	—	—	-0,0378 (-2,193)	-0,0573 (-2,448)
	Węgry	0,2672	-0,4370 (-14,53)	-0,4672 (-16,30)	3,2651 (11,967)	—	—	—	0,3544 (2,1052)	0,6428 (3,2226)	0,5326 (2,5815)	0,5448 (2,3107)
	W. Brytania	0,1014	-0,0805 (-9,906)	-0,2943 (-18,75)	0,5879 (9,8442)	-0,1541 (-4,060)	—	—	—	—	—	-0,1015 (-2,295)
kwintyl 1	Polska	0,3380	-0,0583 (-5,557)	-0,5586 (-16,92)	0,3182 (4,1493)	-0,1570 (-3,142)	-0,1284 (-2,081)	-0,1329 (-1,999)	-0,3065 (-2,650)	—	—	—
	Węgry	0,3566	-0,5989 (-7,870)	-0,5231 (-7,324)	3,5659 (6,0802)	-1,558 (-2,775)	—	-1,065 (-1,854)	-1,578 (-1,931)	—	—	1,4608 (2,1551)
	W. Brytania	0,4856	-0,5183 (-23,59)	-0,6126 (-18,98)	1,5672 (6,8874)	-1,639 (-14,11)	-0,6602 (-3,554)	-0,3695 (-2,881)	-0,7451 (-5,640)	0,2818 (1,3621)	0,2170 (1,0742)	0,3611 (1,7983)
kwintyle 2-4	Polska	0,7865	-0,8231 (-72,91)	-0,8667 (-75,33)	4,6454 (73,791)	0,0682 (7,3081)	0,0414 (2,8793)	0,0745 (5,1772)	0,1487 (7,9502)	—	0,0355 (3,8040)	0,0335 (2,6127)
	Węgry	0,9755	-0,9785 (-135,2)	-0,9852 (-137,9)	8,8268 (123,91)	0,1384 (6,5129)	0,0916 (3,2091)	0,2017 (7,2612)	0,3659 (10,303)	0,0712 (2,4183)	0,0686 (2,2501)	0,0850 (2,4070)
	W. Brytania	0,7779	-0,7483 (-83,25)	-0,8135 (-81,62)	4,6921 (81,417)	0,2713 (17,936)	0,1737 (6,0193)	0,1079 (5,9049)	0,2894 (14,891)	0,0308 (1,8278)	—	-0,0335 (-1,774)
kwintyl 5	Polska	0,7667	-0,7518 (-34,25)	-0,8603 (-43,08)	4,8856 (36,134)	—	—	—	0,1447 (6,4978)	—	—	—
	Węgry	0,9642	-0,9493 (-38,65)	-1,003 (-70,17)	9,6028 (39,415)	—	—	—	0,1694 (3,2330)	—	—	—
	W. Brytania	0,9349	-0,9817 (-60,03)	-0,9908 (-71,29)	7,4127 (61,266)	0,0669 (1,9372)	-0,1028 (-1,540)	—	—	—	—	—

Oznaczenia: $\log(d_t/d_{t-1})$ — logarytm stopy zmiany dochodu w okresie końcowym, $\log(d_{t-2})$ — logarytm poziomu dochodu okresu wyjściowego, $\log(d_{t-1}/d_{t-2})$ — logarytm w okresie wcześniejszym, x_{1t} — wyraz wolny, x_{2t} — zmienna binarna wskazująca na płeć męską, x_{5t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie zawodowe, x_{6t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie średnie, x_{7t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie wyższe, x_{9t} — zmienna binarna wskazująca na wiek 30-39 lat, x_{10t} — zmienna binarna wskazująca na wiek 40-49 lat, x_{11t} — zmienna binarna wskazująca na wiek powyżej 50 lat.
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.

Wyniki estymacji modeli rozszerzonych [zmienna objaśniana — $\log(d_t/d_{t-1})$]

grupa	R^2	$\log(d_{t-2})$	$\log(d_{t-1}/d_{t-2})$	x_{1t}	x_{2t}	x_{5t}	x_{6t}	x_{7t}	x_{9t}	x_{10t}	x_{11t}	x_{12t}	x_{13t}	x_{14t}
wszyscy	0,2167	-0,0280 (-5,244)	-0,4024 (-28,57)	0,2891 (8,7958)	-0,0421 (-2,649)	— —	— —	— —	— —	-0,0378 (-2,193)	-0,0573 (-2,448)	— —	— —	— —
kw. 1	0,3380	-0,0583 (-5,557)	-0,5586 (-16,92)	0,3182 (4,1493)	-0,1570 (-3,142)	-0,1284 (-2,081)	-0,1329 (-1,999)	-0,3065 (-2,650)	— —	— —	— —	— —	— —	— —
kw. 2-4	0,7879	-0,8261 (-72,99)	-0,8697 (-75,48)	4,6884 (71,586)	0,0701 (7,5250)	0,0386 (2,6836)	0,0730 (5,0845)	0,1491 (7,9872)	— —	0,0360 (3,8665)	0,0312 (2,4389)	— —	0,0225 (2,2665)	-0,0022 (-2,604)
kw. 5	0,7667	-0,7518 (-34,25)	-0,8603 (-43,08)	4,8856 (36,134)	— —	— —	— —	0,1447 (6,4978)	— —	— —	— —	— —	— —	— —

Oznaczenia: $\log(d_t/d_{t-1})$ — logarytm stopy zmiany dochodu w okresie końcowym, $\log(d_{t-2})$ — logarytm poziomu dochodu okresu wyjściowego, $\log(d_{t-1}/d_{t-2})$ — logarytm stopy zmiany dochodu w okresie wcześniejszym, x_{1t} — wyraz wolny, x_{2t} — zmienna binarna wskazująca na płeć męską, x_{5t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie zawodowe, x_{6t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie średnie, x_{7t} — zmienna binarna wskazująca na wykształcenie wyższe, x_{9t} — zmienna binarna wskazująca na wiek 30-39 lat, x_{10t} — zmienna binarna wskazująca na wiek 40-49 lat, x_{11t} — zmienna binarna wskazująca na wiek powyżej 50 lat, x_{12t} — zmienna binarna wskazująca na posiadanie małżonka, x_{13t} — zmienna binarna wskazująca na posiadanie dzieci, x_{14t} — stopa bezrobocia w województwie.

Źródło: obliczenia własne.