

ZAGREGOWANA MOBILNOŚĆ A POZIOM NIERÓWNOŚCI PŁACOWYCH

Karol Flisikowski

Katedra Nauk Ekonomicznych

Politechnika Gdańska

e-mail: karol.flisikowski@pg.gda.pl

Streszczenie: Praca przedstawia rozważania nad zależnością między poziomem nierówności płacowych a uogólnioną, zagregowaną mobilnością płac. Większość analiz prowadzonych w tym zakresie bazuje na twierdzeniu Friedmana (1962), iż wśród dwóch społeczeństw z jednakowymi rozkładami dochodów, to właśnie kraj z najwyższym poziomem mobilności jest najbardziej egalitarny. Badania nad ogólnym pojęciem nierówności i ich wpływem na mobilność prowadzili między innymi: Burkhauser (1997), Buchinsky, Hunt (1999), Dickens (2000), Cardoso (2006). Bardzo ciekawe analizy w ostatnich latach w tym zakresie przeprowadzili również Kopczuk, Saez, Song (2010). Na podstawie indywidualnych danych sięgających 1937 roku (USA) przedstawili oni kompleksowe badania wpływu nierówności na poziom mobilności płacowych. Nierówność rocznych płac układała się w kształcie krzywej „U”, opadając gwałtownie w 1953 roku, następnie przechylając się ku górze. Krótkoterminowe wskaźniki mobilności natomiast otrzymano na niskich poziomach. Nawiązując do samej struktury płac, ruchliwość w górnych partiach rozkładu okazała się bardzo stabilna (nie wykazano znaczących wahań od lat 70-tych XX wieku). Badania nad zależnością mobilność płac – nierówności i teorii krzywej o kształcie litery „U” stały się niezwykle popularne także w ostatnich latach. Niniejsza praca weryfikuje dotychczas przeprowadzone badania w tym zakresie, a także wprowadza element nowości – mobilność mierzona jest na wysoce zagregowanych danych, na poziomie sektorów gospodarki.

Słowa kluczowe: mobilność, nierówności, zagregowana mobilność, nierówności płac, miary mobilności, mobilność sektorowa

WSTĘP

W literaturze przedmiotu natrafić można na bardzo podobne próby wyjaśnienia determinant kształtujących poziom mobilności płacowej. Do najczęściej wymienianych w literaturze przedmiotu jak i w badaniach empirycznych determinant mobilności międzysektorowej (skrót: MMS) należą: stopień specyficznej dla sektora akumulacji wiedzy, szeroki wachlarz restrykcji instytucjonalnych rynku pracy, jak też poziom nierówności płacowych i zagregowanego bezrobocia.

Celem niniejszej pracy jest dokonanie próby odpowiedzi na pytanie, czy zagregowana na poziomie sektorowym mobilność międzysektorowa płac wykazuje istotny związek z poziomem nierówności płacowych.

Niniejsza praca jest rozszerzeniem metodycznym dotychczas przeprowadzonych badań w tym zakresie - wprowadza element nowości, jakim jest pomiar mobilności dokonywany na wysoce zagregowanych danych, na poziomie sektorów gospodarki.

MOBILNOŚĆ MIĘDZYSEKTOROWA A NIERÓWNOŚCI

Większość badań nad związkiem mobilności międzysektorowej i poziomu nierówności płacowych bazuje na twierdzeniu Friedmana (1962), iż wśród dwóch społeczeństw z jednakowymi rozkładami dochodów, to właśnie kraj z najwyższym poziomem mobilności jest bardziej egalitarny. Friedman wskazuje też na to, iż wyższa mobilność płacowa jest oznaką bardziej dynamicznej, elastycznej i wydajnej gospodarki, a także jest czynnikiem wyrównującym szanse.

Pojęcie mobilności płacowej jest bardzo blisko spokrewnione z nierównościami płac, zarówno w wymiarze przejściowym jak i trwałym i jest regulowane przez relatywne zmiany w poziomach obu tych składników. Rozwój trwałych nierówności może być spowodowany poprzez rosnące pokłady kapitału ludzkiego takie jak np.: zwrot nakładów na edukację, trening przy pracy – staż, umiejętności, doświadczenie oraz innych czynników stałego – trwałego elementu płacy. Oznacza to, iż wzrosłaby również relatywnie pozycja płacowa wysoko wykwalifikowanych pracowników [Mincer 1974; Hause 1980]. Niektóre ze zmian składowych stałych mogą wpływać jednocześnie na składowe przejściowe nierówności płac. Przykładem takiej sytuacji może być np. okres, w którym dokonują się zmiany na linii technologia – umiejętności pracowników. Może zarówno występować nagły wzrost popytu na specyficzne umiejętności jak i spadek stabilności struktur płacowych, jako że firmy mogą obawiać się braku pokrycia tych specyficznych umiejętności przez swoich pracowników [Katz, Autor 1999]. Z drugiej jednak strony część badaczy ostrzega, iż rosnące zwroty nakładów na umiejętności mają znacznie większy wpływ na długookresowe nierówności płac niż wzrost w składniku trwałym nierówności [Katz, Autor 1999; Moffitt, Gottschalk 2002].



Badania nad ogólnym pojęciem nierówności i ich wpływem na mobilność prowadzili między innymi: Burkhauser i in. (1997), Buchinsky, Hunt (1999), Dickens (2000), Cardoso (2006). Bardzo ciekawe analizy w ostatnich latach w tym zakresie przeprowadzili również Kopczuk, Saez, Song (2010). Na podstawie indywidualnych danych sięgających 1937 roku (USA) przedstawili oni kompleksowe badania wpływu nierówności na poziom mobilności płacowych. Nierówność rocznych płac układała się w kształcie krzywej „U”, opadając gwałtownie w 1953 roku, następnie przechylając się ku górze. Krótkoterminowe wskaźniki mobilności natomiast otrzymano na niskich poziomach. Nawiązując natomiast do samej struktury płac, ruchliwość w górnych partiach rozkładu okazała się bardzo stabilna (nie wykazano znaczących wahań od lat 70-tych XX wieku).

Badania nad zależnością mobilność płac – nierówności i teorie krzywej o kształcie litery „U” stały się niezwykle popularne. Dotyczyły one nie tylko mobilności indywidualnej, ale także np. stanowiskowej, sektorowej. Manovskii i in. (2009) zweryfikowali tę teorię na gruncie indywidualnych danych dotyczących stanowisk. Otrzymane rezultaty pokazały, iż w nisko i wysoko opłacanych zawodach prawdopodobieństwo zmiany pracy było najwyższe (ponad $\frac{3}{4}$ badanych zasobów wykazywało tę cechę). Wyjątek stanowili pracownicy pozostający w tej samej firmie oraz w przedsiębiorstwach o spadkowej produktywności (tam z kolei jedynie najgorzej lub też najlepiej opłacani decydowali się odejść).

Z zagadnieniem krzywej „U” wiąże się kilka teorii. Po pierwsze nawiązać należy do badań McCall (1990) oraz Neala (1999) wywodzących się z kolei z pierwotnej wersji teorii przedstawionej przez Jovanovic (1979). Przedstawia ona ideę, jakoby stanowiska były jednakowe pod względem wymagań dotyczących umiejętności, lecz pracownicy odnajdywali je w pewnych momentach czasu jako niezwykle osobliwe. Badania nawiązujące do tego trendu przewidują, iż pracownicy o niskich płacach opuszczają stanowisko, a ich następny wybór jest czysto przypadkowy. Po drugie w modelach rozszerzających nieco pojęcie zasobu kapitału ludzkiego Lucasa i in. (1974) takich jak np. badania prowadzone przez Kambourov, Manovskii (2005), czy też Alvarez, Shimer (2009), wyjaśnia się nachylenie krzywej poprzez fakt, iż pracownicy o niskim poziomie płacy (czyli niejako kapitału ludzkiego) są pierwszymi w kolejności do zmiany pracy (w przypadku spadku popytu na pracę), natomiast pracownicy o płacach wysokich zwykle czekają na poprawę okoliczności rynkowych. W przypadku wzrostowego trendu popytu, nikt nie zmienia stanowiska pracy. Płaca, którą otrzymuje osoba podejmująca nową pracę jest niezależna od otrzymywanej na poprzednim stanowisku.

Ostatnim trendem w literaturze, który zdaje się częściowo tłumaczyć zjawisko istnienia krzywej „U” jest zapoczątkowany przez Roya (1951) model absolutnej przewagi: wysoko opłacani pracownicy na stanowiskach o niskim poziomie produktywności opuszczają je, gdy produktywność spada w czasie w porównaniu do tej, która obecna jest na „lepszem” stanowisku. Standardowa



wersja tego modelu, jak i liczne badania w tej kwestii, np. Moscarini (2001), zdają się potwierdzać tę tezę jedynie połowicznie (na niskim, lub tylko na wysokim poziomie płac). Do zwolenników teorii krzywej „U” w kontekście mobilności i nierówności płacowej w literaturze wymienić można również takich autorów jak np.: Lindert (2000), czy też Ferrie (2008).

MATERIAŁ STATYSTYCZNY

Do analizy wybrano grupę 19 krajów należących do Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (ang. Organization for Economic Cooperation and Development, w skrócie OECD). Zakres czasowy analizy dotyczy lat 1994 - 2010. Zgromadzony i oczyszczony, a także ujednoczony przez autora materiał statystyczny dotyczący sektorowych płac w krajach OECD w całości pochodzi z bazy danych udostępnionej przez Międzynarodową Organizację Pracy (ang. International Labour Organization – ILO)¹. Do 2013 roku jej baza danych nosiła nazwę Laborsta i zawierała dane statystyczne do roku 2008. Od roku 2014 bazę Laborsta zastąpiła ujednoczona, nowsza jej wersja, zawierająca także dane z 2009 i 2010 roku (Ilostat²). W bazach tych dostępne są dane dotyczące rynku pracy dla 230 krajów i terytoriów, w tym około 100 różnorodnych wskaźników (rocznych, krótkookresowych).

Dane makroekonomiczne wybranych do analizy mobilności krajów OECD pochodzą z bazy danych statystycznych Ilostat (wskaźnik nierówności płacowych – współczynnik Giniego).

Analiza mobilności międzysektorowej płac, a następnie jej porównanie z poziomem nierówności płacowych w grupie krajów OECD wymaga, aby spełniony został szereg podstawowych warunków, zabezpieczających rzetelność i pełną interpretowalność otrzymanych wyników:

- jednakowy wymiar czasowy analizy mobilności płac badanych krajów,
- jednakowa klasyfikacja sektorowa działalności gospodarczej ISIC³ dla danych dotyczących płac we wszystkich badanych krajach w rozpatrywanym wymiarze czasowym.

Spójność zarówno czasowa jak i klasyfikacyjna struktur płacowych zachowana jest w pełni w 9 z 19 wybranych do analizy krajach. Częściowe braki danych występują głównie w strukturach płacowych (m. in. często prezentowano je w postaci połączonych sektorów np. A+B (rolnictwa i rybołówstwa), lub też istniały braki danych w wybranych sektorach we wszelkich dostępnych źródłach

¹ Adres internetowy bazy: <http://laborsta.ilo.org>

² Adres internetowy bazy: <http://www.ilo.org/ilostat/>

³ ISIC - akronim angielskiej nazwy: The International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (tłum.: Międzynarodowa Standardowa Klasyfikacja Rodzajów Działalności).

danych. Stąd, aby wykorzystać dane z całej grupy 19 krajów, do analizy mobilności wykorzystano tę samą część struktury sektorowej (połączono sektory A oraz B) – zachowana została w ten sposób w maksymalnym możliwym stopniu porównywalność w zakresie rozpatrywanych krajów.

POMIAR MOBILNOŚCI MIĘDZYSEKTOROWEJ

W pracy stosowane jest najmniej popularne rozwiązanie – zagregowane do poziomu sektorów dane oraz estymacja z użyciem modelu prawdopodobieństwa Markova [Markov 1906]. Macierze przejść są szeroko stosowanym narzędziem w analizie mobilności i kompleksowo obrazują zmiany, jakie zachodzą w rozkładach płac, dochodów, czy też wszelkich innych zmiennych, w czasie. W przypadku analiz dynamiki dochodów, czy też płac, szczególnie popularne jest dzielenie rozkładu na kwantyle, a następnie obserwacja dynamiki za pomocą macierzy przejścia. Tego typu przypadek wymaga jednak stosowania danych indywidualnych i nie jest rozpatrywany w niniejszej pracy. Niezwykle rzadko sięgano jak dotąd w badaniach po dane zagregowane. Również w przypadku stosowania modeli Markowa (a nie jak wspomniano już wcześniej opisowej analizy wg kwantyli) w celu szacowania macierzy przejść autorzy najczęściej używali różnego rodzaju mikrodanych (w większości pochodzących z krajowych bądź międzynarodowych baz danych panelowych).

W przypadku danych o wysokim stopniu agregacji nie jest możliwe zastosowanie estymatora największej wiarygodności. Jednakże, jeśli szereg czasowy struktur danych jest wystarczająco długi, możliwe jest oszacowanie macierzy przejść z użyciem danych zagregowanych wykorzystując metody programowania kwadratowego. Założyć wówczas należy, iż zamiast obserwacji indywidualnych przejść, obserwować będziemy jedynie zagregowane proporcje, $y_j(t)$ oraz $y_i(t-1)$, które reprezentują proporcje obserwacji z sektorów j oraz i w dwóch kolejnych okresach czasu. Zgodnie z niezwykle istotnymi badaniami nad techniką estymacji markowskich macierzy przejść dla zagregowanych danych przeprowadzonymi przez Lee, Judge, Zellner (1970) można w tym przypadku również dokonywać zapisu w formie macierzowej. Autorzy ci sugerują zminimalizowanie sumy kwadratów błędów w równaniu poprzez zastosowanie metody najmniejszych kwadratów, z wyłączeniem ograniczeń liniowych prawdopodobieństw przejścia p_{ii} . Metoda najmniejszych kwadratów jest wg nich równoważna rozwiązaniu problemu programowania kwadratowego. Podejście to było kontynuowane przez Kalbfleisch, Lawless (1984) oraz Kalbfleisch, Lawless, Vollmer (1983), a także w pracy Jones (2005). MacRae (1977) zauważa, iż wariancja błędu szacowanego prawdopodobieństwa przejścia zależy od wielkości y_{t-1} , a więc używając estymacji metodą najmniejszych kwadratów otrzymamy zgodne, lecz nie efektywne oceny.

W przypadku macierzy prawdopodobieństw przejść oszacowanych procedurą Markowa, reprezentującą zmiany na przestrzeni lat w poziomach płac w

strukturze sektorowej w danym kraju, sam proces mobilności rozumiany jest jako wszelkie odstępstwo od macierzy, w której obserwujemy jedynki na głównej przekątnej. W przeciwnym przypadku idealnej mobilności – sytuacja nie jest już tak łatwa do określenia, gdyż sam układ elementów macierzy może w specyficznych przypadkach doprowadzić do błędnych wniosków [Bartholomew 1996]. Aby uniknąć tego typu sytuacji, w opracowaniu skalarnej wielkości opisującej na podstawie macierzy przejścia zjawiska mobilności, które łatwo mogłoby zostać poddane interpretacji, brano pod uwagę szereg własności, które taki wskaźnik powinien posiadać (m. in. normalizacja, monotoniczność, maksymalna mobilność, silna niemobilność, silne maksimum mobilności).

W pracy wykorzystano wskaźnik, który jest najczęściej stosowanym indeksem we wszelkich tego typu (bazujących na macierzach prawdopodobieństw przejść) badaniach mobilności, przedstawionym w pracy Bartholomea (1982) –

wskaźnik IB określony wzorem: $IB = \frac{m - m \sum_{i=1}^m \pi_i p_{ii}}{m - 1}$, gdzie: m oznacza liczbę

stanów (sektorów), p_{ii} – prawdopodobieństwo przejścia, natomiast π_i – waga. W szczególnym przypadku, kiedy $\pi_i = 1/m$ indeks IB jest równoważny indeksowi Prais – Shorrocksa. Wskaźnik ten nie spełnia warunku normalizacji. Bazuje on wyłącznie na informacji pochodzącej z głównej przekątnej macierzy przejść. Dla kwantylowych macierzy przejść, gdzie wagi w liczniku wskaźnika są jednakowe dla każdej klasy (z m klas - sektorów), możliwa jest normalizacja tego wskaźnika. Z oczywistych względów nie może ona być jednak stosowana dla macierzy sektorowych.

WYNIKI ANALIZY EMPIRYCZNEJ

Wyniki przeprowadzonej analizy mobilności płac w układzie sektorowym, z użyciem macierzy prawdopodobieństw przejścia, wraz z poziomem nierówności płacowych wyrażonych współczynnikiem Giniego przedstawiono w Tabeli 1.

Jak już wspomniano, wskaźnik IB nie spełnia warunku normalizacji, a więc jego wartości nie należą do zakresu od 0 do 1. Najniższą zagregowaną mobilność płacową obserwujemy w Holandii, Słowenii, Wielkiej Brytanii, Czechach, Norwegii, natomiast najwyższą w Meksyku, Szwecji, Nowej Zelandii, Finlandii, Danii czy też w Australii.

Tabela 1. Wyniki analizy mobilności międzysektorowej płac oraz poziom nierówności płac.

LP	Kraj	IB	Gini
1	Australia	3,1772	0,07514
2	Czechy	2,5088	0,1907
3	Dania	2,8209	0,0952
4	Estonia	2,9153	0,1784
5	Finlandia	3,6368	0,0653
6	Holandia	1,9345	0,0807
7	Izrael	3,2046	0,2792
8	Kanada	2,3795	0,1634
9	Korea	3,0987	0,1308
10	Meksyk	3,4111	0,2436
11	Norwegia	1,8698	0,0955
12	Nowa Zelandia	4,1289	0,1261
13	Polska	2,0962	0,1718
14	Portugalia	3,0079	0,1947
15	Słowacja	2,1633	0,1668
16	Słowenia	1,9936	0,1217
17	Szwecja	3,4791	0,0656
18	W. Brytania	1,8855	0,1127
19	Węgry	2,4912	0,2075

Źródło: obliczenia własne

W drugiej kolejności dokonano zestawienia poziomów nierówności płacowych z otrzymanymi wskaźnikami mobilności płac zmierzonymi przy użyciu miary IB. Wyniki przedstawiono w zestawieniu zawartym w Tabeli 2 (współczynnik korelacji rang Spearmana wraz z testem istotności statystycznej). Jak wynika z przedstawionej analizy zależności nieparametrycznej, w pełnym ujęciu⁴ współczynnik korelacji rangowej (R) uzyskał dość znaczną wartość i dodatni znak. Jedynie w przypadku całościowego porównania (dla wszystkich rozpatrywanych krajów) poziomów nierówności płacowych z mobilnością płacową wskaźnik ten wykazał niższe natężenie związku.

⁴ 19 przypadków wynika z połączenia w analizie korelacji wyników analizy mobilności zarówno dla krajów o pełnej jak i niepełnej klasyfikacji sektorowej (brak informacji o sektorze rolniczym), 9 krajów - pełna klasyfikacja.

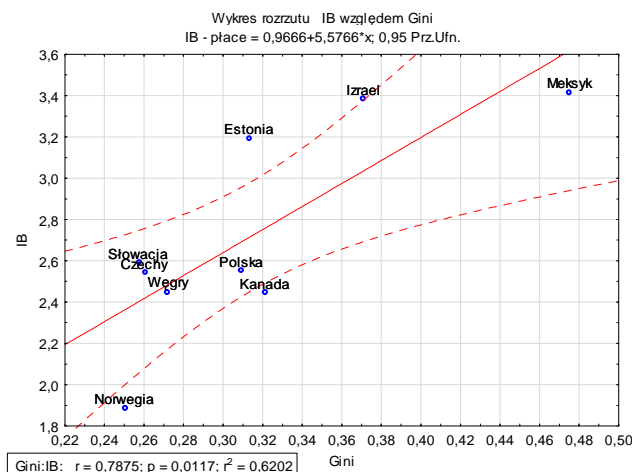
Tabela 2. Wyniki analizy korelacji rang Spearmana – mobilność / poziom nierówności płac.

Klasyfikacja sektorowa	N	R	t(N-2)	p
Pełna	9	0,783333	3,334136	0,012520
Pełna + niepełna	19	0,377444	1,72927	0,100873

Źródło: obliczenia własne

Zależność tę przedstawiono również na Rysunku 1 dla krajów o pełnej klasyfikacji sektorowej (linia regresji wraz z 95 – procentowym przedziałem ufności). Współczynnik korelacji liniowej Pearsona w przypadku związku z poziomem mobilności płacowej wynosi $r = 0,785$ i jest istotny statystycznie ($p = 0,0117$). Zależność ta, mierzona współczynnikiem determinacji r^2 , wyniosła ponad 0,62, co oznacza, iż nierówności płacowe objaśniają ruchliwość płac w zakresie międzysektorowym w 62%. W pozostałych 38%, wpływ na mobilność mają pozostałe, nie uwzględnione w analizie czynniki.

Rysunek 1. Międzysektorowa mobilność płac a poziom nierówności płacowych.



Źródło: obliczenia własne

WNIOSKI I REKOMENDACJE

Podsumowując należy podkreślić, iż zarówno mobilność międzysektorowa płac wykazała w przypadku badania z użyciem indeksu IB niezwykle silną, dodatnią oraz istotną statystycznie zależność z poziomem nierówności płacowych (wyrażonych współczynnikiem Giniego). Nadmienić należy, iż analiza dotyczy wyłącznie okresu 1994 – 2010 oraz wybranych krajów OECD. Miała ona charakter pilotażowy nie tylko z tego względu, lecz również z powodu wykorzystania zagregowanych danych oraz dokonania na ich podstawie estymacji markowskich

macierzy przejścia, włącznie z kalkulacją miernika mobilności wynikającego z układu prawdopodobieństw przejść.

Na podstawie przeprowadzonych w niniejszej pracy analiz empirycznych można dokonać twierdząco odpowiedzi na postawione we wstępie pytanie badawcze, iż wyższemu poziomowi nierówności płacowych odpowiada wyższe natężenie mobilności międzysektorowej płac. Dodatni współczynnik korelacji liniowej wykazał wysokie natężenie i istotność statystyczną dla krajów o pełnej klasyfikacji ($r = 0,787$, $p = 0,01$, $r^2 = 0,62$). Również pomiar nieparametryczny w grupie krajów o pełnej, jak i niepełnej klasyfikacji sektorowej wykazał pozytywną zależność, niezmiernie silną w grupie krajów o pełnej klasyfikacji ($R = 0,78$, $p = 0,01$). Jak się jednak okazało, nie jest to jednak wystarczające w celu zaobserwowania na wykresie rozrzutu (zarówno dla próby liczącej wszystkie rozpatrywane kraje, jak i tylko te, o pełnej klasyfikacji sektorowej) przebiegu regresji w kształcie krzywej „U”. W celu kontynuowania procesu jej weryfikacji rekomendowane jest dalsze zgłębianie przedstawionej w pracy analizy, poprzez zastosowanie szerszej próby badawczej oraz zakresu czasowego, włącznie z pełniejszym układem klasyfikacji sektorowej ISIC 3.1. oraz najnowszym ISIC 4.

BIBLIOGRAFIA

- Bartholomew D. J. (1982) *Stochastic models for social processes*, Wiley, New York.
- Bartholomew D. J. (1996) *The statistical approach to social measurement*, Academic Press, New York.
- Buchinsky M., Hunt J. (1999) Wage mobility in the United States, *Review of Economics and Statistics*.
- Burkhauser R. V., Poupore J. G. (1997) A cross-national comparison of permanent inequality in the United States and Germany, *Review of Economics and Statistics*.
- Cardoso A. R. (2006) Wage mobility: Do institutions make a difference?, *Labour Economics*, 13, 387–404.
- Dickens R. (2000) The evolution of individual male earnings in Great Britain: 1975-95, *Economic Journal*, 110, 27–49.
- Ferrie J. (2008) *Moving through time: mobility in America since 1850*, Cambridge University Press.
- Friedman M. (1962) Capitalism and freedom: the relation between economic freedom and political freedom, *apitalism and Freedom*, 7–17.
- Hause J. C. (1980) The fine structure of earnings and the on-the-job training hypothesis, *Econometrica*, 48, 1013–1029.
- Jones T. (2005) Estimating Markov transition matrices using proportions data: an application to credit risk, IMF Working Paper No. 219.
- Jovanovic B. (1979) Firm-specific capital and turnover, *Journal of Political Economy*.
- Kalbfleisch J. D., Lawless J. F. (1984) Least-squares estimation of transition probabilities from aggregate data, *Canadian Journal of Statistics*, Vol. 12, no. 3, 169–82.
- Kalbfleisch J.D., Lawless J.F., Vollmer W.M. (1983) Estimation in Markov models from aggregate data, *Biometrics*, 39, 907-919.



- Kambourov G., Manovskii I. (2005) Accounting for the changing life-cycle profile of earnings, University of Pennsylvania, Mimeo.
- Kambourov G., Manovskii I. (2009) Occupational specificity of human capital, *International Economic Review*, 50, 63–115.
- Katz L., Autor D. (1999) Changes in the wage structure and earnings inequality, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1463–1555.
- Kopczuk W. E. S. (2010) Earnings inequality and mobility in the United States: evidence from social security data since 1937, *Quarterly Journal of Economics*, 125, 91–128.
- Lee T. C., Judge G. G., Zellner A. (1970) Estimating the parameters of the Markov probability model from aggregate time series data, Amsterdam: North Holland.
- Lindert P. (2000) When did inequality rise in Britain and America?, *Journal of Income Distribution*.
- Lucas R., Prescott E. C. (1974) Equilibrium search and unemployment, *Journal of Economic Theory*, Elsevier, vol. 7(2), 188-209.
- MacRae E. (1977) Estimation of time-varying Markov processes with aggregate data, *Econometrica*, vol. 45, 183–98.
- Markov A.A. (1906) Rasprostranenie zakona bol'shikh chisel na velichiny, zavisyaschie drug ot druga, *Izvestiya Fiziko-matematicheskogo obschestva pri Kazanskom universitete*, Ser. 2, 15, 135-156.
- McCall B. P. (1990) Occupational matching: a test of sorts, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 98(1), 45-69.
- Mincer J. (1974) Schooling, experience, and earnings. *Human Behavior & Social Institutions*, No. 2. NBER I.
- Moffitt R. A., Gottschalk P. (2002) Trends in the transitory variance of earnings in the United States, *Economic Journal*, 112.
- Moscarini G. (2001) Excess worker reallocation, *Review of Economic Studies*, 68, 593–612.
- Neal D. (1995) Industry - specific human capital; evidence from displaced workers, *Journal of Labor Economics* 13, 653 – 677.
- Roy A. (1950) The distribution of earnings and of individual output, *Economic Journal*, 6a, 489-503.
- Shimer R., Alvarez F. (2009) Unemployment and human capital, *Meeting Papers 28*, Society for Economic Dynamics.

AGGREGATED MOBILITY VS. WAGE INEQUALITY

Abstract: The paper presents a discussion on the relationship between the level of wage inequality and generalized, aggregate wage mobility. The idea is based on the Friedman's (1962) hypothesis, that among the two populations with equal distributions of income, the country with the highest level of mobility is more egalitarian. Studies on the general concept of inequalities and their impact on mobility performed among others: Burkhauser (1997), Buchinsky, Hunt (1999), Dickens (2000), Cardoso (2006). Very interesting analysis in recent years on this issue is done by Kopczuk, Saez, Song (2010). On the basis of individual data spanning 1937 (in the U.S.) they presented a comprehensive study on the impact of inequality on the level of wage mobility. Inequality of annual wage took a shape of the "U" - curve, dropping sharply in 1953, then tilting upwards. Referring to the pay structure, motility in the upper distribution has proved to be very stable (no significant fluctuations in the 70s of the twentieth century). Research on the relationship of wage mobility - inequality and theories of the "U" - curve have become extremely popular in recent years. This paper tries to verify research in this area with the use of the new approach - mobility measured with the highly aggregated data (intersectoral mobility).

Keywords: mobility, wage mobility, wage inequality, inequality, general mobility, measures of mobility, intersectoral mobility