



„Badanie struktury i zmian rozkładu wynagrodzeń w Polsce w latach 2000-2006”

Izabela Marcinkowska, Anna Ruzik, Paweł Strawiński, Mateusz Walewski

Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz
Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej

Warszawa 2008

Spis treści:

Wprowadzenie.....	3
1. Przegląd literatury	4
2. Metodologia i dane.....	14
3. Analiza zmian rozkładu nierówności płacowych, ogólne wskaźniki.....	22
4. Analiza ekonometryczna determinantów zmian zróżnicowania płac oraz zróżnicowania stopni kreacji i destrukcji zatrudnienia.....	40
5. Analiza zróżnicowania wynagrodzeń.....	57
Podsumowanie	80
Bibliografia.....	84
Aneks.....	87

Wprowadzenie

Celem opracowania jest scharakteryzowanie zmian struktury i rozkładu wynagrodzeń w Polsce w latach 1996-2006. Zbadano mechanizmy stojące za zmianami w rozkładzie płac, w tym względną siłę oddziaływania różnych czynników.

Transformacja gospodarcza na początku lat 90. miała duży wpływ na rynek pracy: poskutkowało spadkiem płac realnych – zatrzymanym w 1994 r. – i zmianą ich rozkładu. Różnice między wynagrodzeniami najniższymi i najwyższymi wzrosły, zaś ich rozkład zbliżył się do przeciętnego dla krajów OECD. Nasza analiza przeprowadzona została dla okresu po zakończeniu głównego etapu transformacji gospodarczej, kiedy na rynek pracy zaczęły działać podobne siły jak w innych krajach, czyli od drugiej połowy lat dziewięćdziesiątych XX wieku. W latach 1995–1998 rozwój gospodarczy wpływał na polepszenie sytuacji na rynku pracy, zaś kryzys rosyjski i cykliczne osłabienie wzrostu w latach 2001-2002 działały negatywnie. Przystąpienie do Unii Europejskiej w 2004 r. zaowocowało między innymi większymi możliwościami legalnego zatrudnienia poza granicami i przesunięciem części podaży pracy do innych krajów.

W zależności od tego jak i w wyniku jakich mechanizmów zmienia się rozkład wynagrodzeń, różne mogą być implikacje dla ogólnej sytuacji na rynku pracy oraz położenia na tym rynku poszczególnych grup pracowników. Postawiliśmy tezę o potencjalnym wpływie czterech zjawisk na obserwowane w ostatnich latach zmiany struktury wynagrodzeń w Polsce:

- rozwój technologiczny promujący wysokie kwalifikacje (ang. *Skill-Biased Technical Change*),
- zmiany siły przetargowej pracowników wobec pracodawców, wynikające zarówno z cech przedsiębiorstw (branża, wielkość, sektor własności, rodzaj prowadzonych negocjacji płacowych) jak i z panującej sytuacji makroekonomicznej,
- zmiany popytu na produkty lub usługi branż,
- zmiany na regionalnych rynkach, wpływ sytuacji na lokalnym rynku pracy na płace w tym regionie..

Empiryczne analizy przeprowadzone w opracowaniu opierały się na indywidualnych danych dwóch badań GUS: październikowego badania wynagrodzeń oraz badania aktywności ekonomicznej ludności¹.

¹ Dziękujemy Departamentowi Analiz Ekonomicznych i Prognoz Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej za udostępnienie baz danych.

1. Przegląd literatury

Teorie kształtowania się płac wyjaśniają, jakie czynniki wpływają na wysokość wynagrodzenia za pracę. Obejmują one wiele różnych podejść, począwszy od teorii mówiącej, że płace robotników kształtują się na poziomie minimum wystarczającym do egzystencji i od XIX-wiecznego podejścia opartego na określaniu płac za pomocą produktywności krańcowej, którego rozwinięciem są teorie kapitału ludzkiego. Późniejsi badacze zauważali wpływ popytu i podaży pracy, cykli koniunkturalnych oraz wzajemnej relacji siły przetargowej pracodawców i pracowników na kształtowanie się wynagrodzeń. Wreszcie w ostatnich dekadach coraz częściej analizowany jest wpływ zmian technologicznych na płace w różnych branżach i zawodach.

W zależności od przyjętego punktu widzenia i cech analizowanego rynku pracy, różne czynniki uznaje się za istotne. Przykładowo, wyjaśniając różnice w wynagrodzeniu pracowników o różnym stażu pracy teorie kapitału ludzkiego (np. Becker, 1962) wskazują na zmiany indywidualnej produktywności związanej z wiekiem i stażem, teorie płacy efektywnej (np. Lazear, 1981) mówią, że pracodawcy płacą więcej, żeby motywować pracowników bez ponoszenia kosztów kontroli, zaś teoria *insider-outsider* poszukuje źródła różnic w wynagrodzeniach w kosztach związanych z rotacją różnych grup pracowników (zależnych m.in. od ich stażu).

Poniżej opisano główne założenia i wnioski z wybranych podejść wyjaśniających zmiany płac.

Teorie produktywności krańcowej

Według podręcznikowej klasycznej analizy rynek jest najskuteczniejszą instytucją alokacji zasobów, doprowadzając do zrównoważenia podaży i popytu oraz ustalenia wynagrodzenia, odpowiadającego produktywności krańcowej wszystkich czynników (Hicks, 1973). Zatem na doskonale elastycznym konkurencyjnym rynku pracy, na którym firmy maksymalizują zyski i wszyscy mają dostęp do pełnej informacji, przyjmuje się, że pracownicy opłacani są na poziomie swojej produktywności krańcowej.

Poziom kapitału ludzkiego pracowników (mierzony w szczególności za pomocą wykształcenia i doświadczenia zawodowego) wpływa na ich produktywność i tym samym na wysokość uzyskiwanego wynagrodzenia, co pozwala podejmować indywidualne decyzje o inwestycjach w podniesienie poziomu kapitału ludzkiego.

Tradycyjnym sposobem określania zależności wynagrodzeń oraz wykształcenia jest logliniowe równanie Mincer (1974). Nie pozwala ono jednak na ocenę produktywności pracowników ani stwierdzenie, czy różnice w wynagrodzeniach odzwierciedlają różnice w produktywności. Pewnym rozwiązaniem tego problemu są podejścia, pozwalające na łączną estymację równań płac i funkcji produkcji, która prowadzi do bezpośredniego porównania różnic płac i produktywności (np. Hellerstein i inni, 1999).

W tym podejściu zmiana popytu na towary jakiejś branży może mieć także wpływ na wynagrodzenia. Relatywny wzrost popytu sprawia, że konsumenci skłonni są zapłacić wyższą cenę za produkty sektora, co skutkuje podniesieniem się produktywności krańcowej.

Siła związków zawodowych, negocjacje płacowe

Lindbeck i Snower (1989, 2002) skonstruowali model, który pomaga zrozumieć mechanizmy, za pośrednictwem których osoby pracujące (*insiders*) mogą wpływać na poziom zatrudnienia i płac w gospodarce. Zatrudnieni są pracownikami z doświadczeniem. Pozycja tej grupy jest dosyć silna, bowiem koszty związane ich zwolnieniem i zastąpieniem nowymi osobami są dla pracodawców wysokie. Zatrudnieni biorą udział w negocjacjach płacowych (indywidualnie lub za pośrednictwem związków zawodowych), mogą współpracować z zarządem dla dobra firmy albo wywoływać strajki i obniżać produktywność, co niekorzystnie wpływa na morale zawodowe. Niezatrudnieni (*outsiders*) nie mają wpływu na żadną z tych rzeczy. Mogą to być bezrobotni, zatrudnieni w segmencie gorszych prac albo pracujący na czarno. W pracy Lindbecka i Snowera zanalizowano jak zatrudnieni zdobywają przewagę na rynku, jak ją wykorzystują i w jaki sposób ich działania wpływają na niezatrudnionych.

Źródłem przewagi zatrudnionych na rynku pracy są koszty związane z zatrudnieniem i zwalnianiem pracowników (ang. *labour turnover costs*), chroniące tych, którzy są w zatrudnieniu i ograniczające możliwości zatrudnienia osób pozostających bez pracy. Koszty te są rodzajem kosztów transakcyjnych i prowadzą do ustalenia wynagrodzeń na poziomie przewyższającym produktywność krańcową a także minimalny poziom wystarczający do zmotywowania obecnych pracowników (czyli postulowany przez teorię płacy efektywnej).

Natura kosztów związanych z zatrudnianiem i zwalnianiem pracowników może być różna. Przy zatrudnianiu wiążą się one z koniecznością rekrutacji i przeszkolenia nowych osób, przy zwalnianiu to koszty odpraw czy nawet kar za zwolnienie pracownika. W wypadku rynków z niedoskonałą informacją można mówić o dodatkowych źródłach kosztów. Lindbeck i Snower wspominają m.in. o dwóch:

- gdy awans zależy od przeszłych dokonań, większe zagrożenie zwolnieniem może doprowadzić do mniejszego zaangażowania w pracę obecnie pracujących osób i ich niższej produktywności, co niekorzystnie wpływa na działalność firmy,
- inwestorzy i akcjonariusze mogą traktować informację o tym, że firma zwalnia pracowników jako sygnał ryzyka złej kondycji finansowej, co dodatkowo chroni pozycję zatrudnionych osób.

Wielkość kosztów zwalniania i zatrudniania wpływa na siłę w relacjach z pracodawcami obecnych pracowników (*insiders*) w ich negocjacjach płacowych i potencjalnych pracowników (*outsiders*) w rozmowach o zatrudnieniu.

Twórcy teorii *insider-outsider* biorą pod uwagę wpływ pracowników (związków zawodowych) na poziom płac, nie zajmują się zaś oddziaływaniem firm na tę samą wielkość. Dlatego ta teoria może być traktowana jako komplementarna do podejścia płacy efektywnej. Przy jej pomocy można wyjaśniać zjawiska na wielu rynkach pracy, na których koszty przepływu siły roboczej są znaczące, a pracownicy uczestniczą w negocjacjach płacowych. Teoria insider-outsider stała się podstawą dalszych badań, które wskazują, że związki zawodowe – rozumiane jako główna reprezentacja pracowników w krajach rozwiniętych – oraz obowiązujące zasady negocjacji płacowych mają wpływ na kształtowanie się wynagrodzeń w gospodarce.

Kiedy wzrost nierówności płacowych występuje na skutek nierównej siły przetargowej pracodawców i pracowników w różnych segmentach gospodarki, wtedy najwyższy wzrost płac obserwujemy w przedsiębiorstwach i sektorach z najsilniej

zorganizowaną reprezentacją pracowniczą, czyli na przykład dużych przedsiębiorstwach przemysłowych.

Innym zagadnieniem związanym z wpływem negocjacji płacowych na kształtowanie się płac jest powiązanie stopnia zorganizowania (centralizacji) negocjacji płacowych na poziomie gospodarki i sytuacją na rynku pracy. Calmfors i Driffil (1988) pokazali, że dynamika wynagrodzeń najniższa jest w systemach o najbardziej zdecentralizowanych lub całkowicie zcentralizowanych negocjacjach płacowych, zaś najwyższa w przypadku negocjacji płacowych na poziomie branż – czyli średnio scentralizowanym. W tym ostatnim wypadku jest to skutkiem dużej siły branżowych związków zawodowych, które nie biorą pod uwagę efektów zewnętrznych wzrostu płac, jak dzieje się to w przypadku, gdy negocjuje się scentralizowane. Badania OECD (2004) pokazują, że w rzeczywistości wyższy udział pracowników objętych układami zbiorowymi i związkowymi negocjacjami płacowymi prowadzonymi w sposób scentralizowany występuje w krajach o niższym zróżnicowaniu płac w gospodarce. Dlatego sposób ustalania wynagrodzeń w poszczególnych branżach może być zmienną wykorzystywaną do objaśnienia różnic w wynagrodzeniach między nimi.

Rozwój promujący wysokie kwalifikacje (ang. *Skill-Biased Technical Change*)

Badanie wpływu zmian technologicznych na wynagrodzenia rozwijało się w ekonomii rynku pracy w drugiej połowie XX wieku. Realnym zjawiskiem, które leżało u podstaw zainteresowania taką zależnością były, obserwowane od drugiej połowy lat 70., zmiany na rynku pracy w USA i wielu innych krajach rozwiniętych. Nastąpił znaczny wzrost podaży pracowników lepiej wykształconych, a jednocześnie zwiększała się różnica między płacami i perspektywami zatrudnienia osób z niskimi i wysokimi kwalifikacjami. Teorie tłumaczące te zjawiska można pogrupować.

W pierwszej grupie są teorie oparte na hipotezie, że wpływ na obserwowane zjawiska miała zmiana struktury gospodarek w sposób, który stwarza większy popyt na produkty wytwarzane w sektorach, które zgłaszają popyt na pracowników o wyższych kwalifikacjach.

Inną hipotezą jest zmiana struktury specjalizacji krajów w produkowaniu różnych produktów, wynikająca z liberalizacji handlu międzynarodowego (np. Leamer, 1998). Przykładowo, zgodnie z modelem Heckschera-Ohlina, kraje OECD mają przewagę komparatywną w produkcji wymagającej wykwalifikowanej siły roboczej.

Coraz większa liczba ekonomistów skłania się do przyjęcia wyjaśnienia obserwowanych zmian zgodnego z hipotezą rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje (SBTC) (Acemoglu, 1998 i 2002, Haskel i Slaughter, 1998, Allen 2001), który daje pracownikom posługującym się nowymi technologiami oraz pracującymi w branżach o wysokim stopniu innowacyjności znaczne korzyści w postaci wyższych płac.

Gdy nierówności płacowe występują na skutek SBTC to rosną przede wszystkim płace pracowników wykwalifikowanych w sektorach, w których obserwujemy najszybszy postęp technologiczny. Płace w innych sektorach lub płace pracowników o niskich kwalifikacjach relatywnie obniżają się. Wpływ tego zjawiska na sytuację na rynku pracy – przede wszystkim wielkość i strukturę bezrobocia – będzie różnił się w zależności od elastyczności płac w danej gospodarce. Acemoglu (2002) twierdzi, iż w USA, gdzie płace są elastyczne, SBTC skutkuje wzrostem nierówności płacowych, w Europie natomiast, gdzie płace są sztywne, prowadzi do spadku stopy zatrudnienia i wzrostu bezrobocia wśród pracowników gorzej wykwalifikowanych.

Wyczerpujący przegląd badań empirycznych, przede wszystkim dla krajów OECD, można znaleźć w Sanders i Weel (2000). Wnioski z tych badań potwierdzają, że rozwój

technologiczny promujący wysokie kwalifikacje zachodzi we wszystkich krajach OECD, zaś wzrost popytu na wysokie kwalifikacje jest obserwowany w tych samych branżach w różnych krajach.

W ostatnich latach Autor, Levy i Murnane (2003) zaproponowali bardziej rozbudowaną teorię wyjaśniającą wpływ rozwoju technologicznego (w szczególności zastosowania komputerów) na rynek pracy. Pokazali, że maszyny i odpowiednie oprogramowanie mogą zastąpić pracę człowieka przy czynnościach powtarzalnych, dla których da się opracować pewien algorytm, niemożliwe jest jednak zastąpienie zadań nie rutynowych, czyli pracy wysokich specjalistów, ale także niektórych prostych prac, jak np. układanie towarów na półkach sklepowych. Udowodnili, że w branżach, gdzie wykonuje się czynności rutynowe, nastąpiło w największym stopniu zastępowanie takiej pracy komputerami.

Jednym z pierwszych autorów opracowań analizujących w sposób całościowy różnice w poziomie i rozkładach wynagrodzeń w różnych branżach w pierwszej połowie XX wieku w USA był Cullen (1956). Bazując na danych *Census of Manufacturers* podjął on próbę przeanalizowania przyczyn, wyjaśniających strukturę wynagrodzeń między branżami. Pokazał, że struktura płac w tym okresie nie była stała, wpływ na jej zmiany miał głównie zmieniający się popyt na produkty różnych branż. Istniały branże, które przez niemal pół wieku zachowały uprzywilejowaną pozycję, co przekładało się także na wyższe relatywne płace zatrudnionych w nich pracowników (np. branża drukarska, przetwórstwa ropy naftowej, stoczniowa). Z drugiej strony istniały także sektory gospodarki (np. branża tytoniowa, produkcja opakowań czy przetwórstwo żywności), które w tym samym okresie nie poprawiły swojej pozycji. Zróżnicowanie między branżami zmniejszało się zwykle w najwyższej i najniższej fazie cyklu koniunkturalnego.

Bardziej współcześnie (od lat 70.) badacze wyjaśniali znaczący wzrost nierówności płacowych w USA, proponując i testując wiele teorii, między innymi:

- wyjaśnienie przez zmiany popytu (np. rozwój technologii),
- wyjaśnienie przez zmiany podaży pracy (imigracja siły roboczej o niskich kwalifikacjach),
- wyjaśnienie przez wpływ instytucji (ograniczenie roli związków zawodowych, płaca minimalna).

Przykładowo Lee (1999) badał, czy na obserwowany w USA w latach 1980. wzrost nierówności płacowych – oprócz zjawiska SBTC – wpływ mógł mieć spadek federalnej płacy minimalnej. Wyniki wskazywały, że wpływ ten mógł być istotny i odpowiadał za dużą część obserwowanego wzrostu w rozwarstwieniu wynagrodzeń w niższych grupach decylowych, w szczególności w wypadku kobiet.

Berman, Bound i Machin (1998) badali wpływ zmian technologicznych na rynek pracy w kilkunastu krajach rozwiniętych² w latach 1970-1990 w sektorach wytwórczych. Pokazali, że w każdym kraju w badanym okresie nastąpiło znaczne zwiększenie popytu na wykwalifikowanych pracowników, często z towarzyszącym temu wzrostem wynagrodzeń tej grupy. Względne wynagrodzenia pracowników nieprodukcyjnych wzrosły przeciętnie o 4% w latach 1980.. Największy, siedmioprocentowy, wzrost miał miejsce w USA. Udział pracowników produkcyjnych o niższych kwalifikacjach w zatrudnieniu ogółem spadł we

² Badane kraje to: USA, Wielka Brytania, Norwegia, Luksemburg, Zachodnie Niemcy, Szwecja, Japonia, Australia, Dania, Finlandia, Austria, Belgia.

wszystkich krajach, choć można tu zaobserwować różnice. W krajach, w których elastyczność płac była wysoka (USA i Wielka Brytania), spadek wynagrodzeń pracowników niewykwalifikowanych był większy, w krajach Europy kontynentalnej obniżka popytu na niskie kwalifikacje poskutkowała wzrostem bezrobocia.

Goos i Manning (2003) potwierdzili, że rozwinięta przez Autora, Levy i Murnane'a (2003) teoria SBTC lepiej wyjaśnia zjawiska zachodzące w niskopłatnych zawodach w Wielkiej Brytanii, które doprowadziły do powstania segmentu lepszych i gorszych zawodów (*lovely and lousy jobs*).

Płace w krajach regionu Europy Środkowo-Wschodniej

Cały region

Przed analizą zmian w rozkładzie płac w Polsce warto spojrzeć na wynagrodzenia w państwach Europy Środkowo-Wschodniej, które podobnie przechodziły transformację w ostatnich piętnastu latach XX wieku.

Svejnar (1999) omawia sytuację, w jakiej były kraje tego regionu przed rozpoczęciem transformacji i zjawiska zachodzące na rynku pracy po rozpoczęciu przejścia do gospodarki wolnorynkowej. Przemiany gospodarcze w Europie Środkowo-Wschodniej przebiegały w różnym tempie i według nieco odmiennych scenariuszy³, zaś w pierwszych latach towarzyszył im spadek produktu krajowego brutto, spadek płac realnych, zmiana rozkładu dochodów i wzrost bezrobocia. Przed transformacją nie rejestrowano oficjalnego bezrobocia (z założenia każdy mógł mieć pracę), zaś płace ustalane były w dużym zakresie centralnie. Od rozpoczęcia transformacji wynagrodzenia zaczęły stopniowo kształtować się w wyniku wolnorynkowych mechanizmów, zmian popytu i podaży. Po deregulacji cen i wynagrodzeń w pierwszym okresie wiele krajów w regionie wprowadziło ograniczenia dotyczące wzrostu wynagrodzeń w firmach państwowych.

Analizy dotyczące nierówności płacowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej prowadzone były szczególnie na podstawie danych z okresu pierwszych lat transformacji. Newell i Reilly (1999) przeprowadzili oszacowania stóp zwrotu z edukacji i ich zmian w dziewięciu krajach regionu⁴ w pierwszej połowie lat 90. (w Czechach i Słowacji między 1984 a 1992 rokiem). Estymacja równań Mincer na danych o indywidualnych pracownikach pokazała, że we wszystkich krajach w badanych okresach zwrot z edukacji znacznie podniósł się, najsilniej w Rosji i byłych republikach radzieckich, zaś najmniej w Czechach i Słowacji. Różnice w zmianie tych stóp zwrotu między krajami mogły być jedną z przyczyn zróżnicowania w rozkładzie płac. Jednocześnie nie znaleziono istotnych różnic w zmianach płac kobiet i mężczyzn.

Zwrot z edukacji w krajach transformacji badali także Boeri i Terrel (2002), potwierdzając taki sam kierunek zmian, jak poprzedni badacze. Przeciętnie w badanym regionie w czasach komunizmu dodatkowy rok edukacji skutkował wzrostem wynagrodzeń o około 2-5%. W połowie lat 90. zwrot ten podniósł się do 5-9%, czyli poziomu porównywalnego z obserwowanym w niektórych krajach Europy Zachodniej i w Stanach Zjednoczonych. Wyjątkiem wśród krajów transformacji są tu Niemcy Wschodnie⁵, które po zjednoczeniu automatycznie przyjęły zachodniemiecki system instytucji rynku pracy.

³ Omówienie głównych zagadnień można znaleźć np. u Balcerowicza (1997).

⁴ Analizowane kraje to Rosja, Polska, Uzbekistan, Kazachstan, Czechy, Słowacja, Węgry, Jugosławia, Azerbejdżan.

⁵ Podobnej zależności nie zaobserwowano także dla mężczyzn w Bułgarii, o czym wspomina Svejnar (1999).

Spowodowało to szybszy wzrost płac w relacji do produktywności i wypchnięcie na bezrobocie pracowników, którzy pozostaliby w zatrudnieniu, gdyby struktura płac zmieniała się wolniej i zapewniała więcej miejsc pracy opłacanych na niskim poziomie w pierwszym okresie transformacji.

W krajach transformacji analizowano też powiązanie pomiędzy instytucjonalnym kształtem rynku pracy i płacami. Przykładem takiej analizy jest opracowanie Köllő i Mickiewicza (2004), w którym autorzy badali determinanty krótkookresowej dynamiki zmian płac na Węgrzech w latach 1996-1999 na podstawie bazy danych przedsiębiorstw. Stwierdzili, że nie można odrzucić hipotezy o wpływie negocjacji między pracownikami a pracodawcami na obserwowane zmiany. W szczególności istotne okazały się różnice w strukturze własności badanych przedsiębiorstw, co miało związek z siłą reprezentacji pracowników w nich zatrudnionych i odsetkiem pracowników należących do związków zawodowych. Silniejsza pozycja przetargowa pracobiorców, prowadząca do zmian wynagrodzeń, w sprywatyzowanych firmach była słabsza niż w firmach państwowych, zaś najslabsza w firmach prywatnych z większościowym udziałem kapitału zagranicznego.

Polska

Wśród badań dotyczących Polski dominują podejścia empiryczne. Poniżej przedstawiono ich omówienie. Przyjęto układ chronologiczny, od opracowań na temat wynagrodzeń w początkowych latach transformacji systemowej (lub tuż przed jej rozpoczęciem) do opisujących najnowsze zmiany.

Cykle koniunkturalne istotnie wpływały na zmiany w strukturze zawodowej pracowników, w konsekwencji różnicując płace na rynku. W latach 1993–1998 miał miejsce gwałtowny wzrost ekonomiczny, charakteryzujący się utrzymaniem się zatrudnienia na umiarkowanym poziomie, spadkiem bezrobocia oraz silnym wzrostem PKB. Następne lata przyniosły recesję, doprowadzającą do dużego wzrostu bezrobocia oraz spadku aktywności zawodowej. Zachodzące w tym czasie zmiany miały istotny wpływ na nasilenie wzrostu nierówności płacowych.

Analizy ekonomiczne, dotyczące zmian w strukturze płac w krajach transformacji takich jak Polska, przyjmowały za punkt początkowy najczęściej połowę lat osiemdziesiątych. Przykładowo, Keane i Prasad (2006), którzy analizowali zmiany w strukturze płac od 1985 r., pokazali, iż zróżnicowanie wynagrodzeń wśród całej populacji ludzi pracujących było dość stabilne przed okresem transformacji (lata 1985-88). Następnie, na początku 1989 nierówności płacowe gwałtownie wzrosły i zmiany te trwały do 1992 roku. Kolejne dwa lata charakteryzowały się ponownie stabilnym wzrostem nierówności. W latach 1988–1994 współczynnik Giniego wzrósł gwałtownie z 0,221 do 0,261 i pozostał relatywnie niezmienny w następnym okresie.

Porównanie rozkładów płac między prywatnym a państwowym sektorem wskazuje, iż zróżnicowanie wynagrodzeń rosło szybciej w sektorze prywatnym, mimo że wśród pracowników sektora państwowego również obserwowano jego znaczący wzrost. Między 1988 a 1996 r. współczynnik zróżnicowania decylogowego w sektorze państwowym wzrósł o 10%, zaś w prywatnym o 16%.

W celu analizy wpływu struktury zatrudnienia na wzrost nierówności płacowych w badanym okresie Keane i Prasad przeprowadzili dekompozycję zmian w wynagrodzeniach na komponent wynikający z przepływu zatrudnionych osób między analizowanymi grupami oraz ze zmian nierówności płacowych wewnątrz grup. Jak wynika z badań, 52% wzrostu wariancji płac było wyjaśnianych wewnątrzsektorowym wzrostem nierówności w wynagrodzeniach,

zaś tylko 32% wzrostu nierówności było spowodowane przesunięciem się pracowników z sektora państwowego do prywatnego. Również w strukturze zatrudnienia między gałęziami cały wzrost nierówności płacowych wynika z wewnątrz-gałęziowych zmian w wariancji wynagrodzeń, a nie ze zmian w strukturze zatrudnienia między gałęziami.

Wewnątrzgrupowe zróżnicowanie wynagrodzeń zbadane zostało również w czterech grupach osób pracujących z różnym poziomem wykształcenia: podstawowym, zawodowym, średnim oraz wyższym. Jak wynika z badań, w okresie przed transformacją poziom zróżnicowania wynagrodzeń był dość podobny w każdej z grup. Następnie w okresie transformacji nierówności płacowe w każdej grupie rosły w innym tempie. W konsekwencji, największy wzrost nierówności płacowych obserwowano wśród osób z wyższym wykształceniem. Dla osób z wykształceniem co najwyżej zasadniczym wzrost zróżnicowania płac był raczej umiarkowany. Przeprowadzone badania wskazują, iż stopa zwrotu z edukacji silnie wzrosła w okresie transformacji. Osoby z wykształceniem wyższym zarabiały o 23% więcej niż osoby z podstawowym wykształceniem w roku 1987. W roku 1996 różnica ta wynosiła już 41%. Estymacje przeprowadzone dla prywatnego i państwowego sektora wskazują na silniejszy wzrost stopy zwrotu z edukacji w sektorze prywatnym w porównaniu do publicznego. Premia płacowa dla mężczyzn w stosunku do kobiet spadła o około 5% w pierwszych latach transformacji, a następnie silnie wzrosła do około 30% w roku 1992. Prawie dwukrotnie wzrosła płaca osób pracujących w miastach w porównaniu z osobami zatrudnionymi na wsi.

Podobne badania przeprowadzone przez Rutkowskiego (1996) dla tego samego okresu wskazują, iż w latach 1991-1993 nastąpił wyraźny, chociaż raczej umiarkowany wzrost nierówności płacowych w Polsce. Znacznie większe zróżnicowania pojawiły się w strukturze płac sektora prywatnego (w porównaniu do państwowego). Nierówności płacowe były dużo większe wśród osób pracujących umysłowo niż wśród pracowników fizycznych oraz zaobserwowano rosnący zwrot z edukacji dla osób wykształconych. Wzrost ten był silniejszy w sektorze prywatnym.

Kot (1999) badał rozkłady płac w różnych działach gospodarki w latach 1992–1996 dla pracowników zatrudnionych na cały etat. Największe zróżnicowanie między wynagrodzeniami występowało wówczas w działach: pośrednictwo finansowe, handel, nieruchomości, administracja publiczna, zaś najbardziej „egalitarnymi” działami były: edukacja, ochrona zdrowia i opieka społeczna oraz górnictwo.

Puhani (1997) analizował zmiany w rozkładzie i strukturze *godzinowych* wynagrodzeń w latach 1992-1995. Zmiany w nierównościach płacowych dla całej populacji były niewielkie. Dla ludzi z mniejszymi zarobkami płace się ustabilizowały, zaś dla osób zarabiających lepiej płace systematycznie rosły. Podobnie jak u Rutkowskiego (1996) sprawdza się hipoteza, iż okres transformacji spowodował, iż bogaci się stali bogatsi, zaś biedni (tzn. o niskich zarobkach) nie stali się biedniejsi.

Co ciekawe, analiza zmian w wariancji wynagrodzeń między sektorem prywatnym a publicznym pokazała, iż wzrost nierówności był mniejszy w sektorze prywatnym w porównaniu do sektora państwowego. Rezultat ten jest odmienny od tych znalezionych w poprzednio omawianych opracowaniach. Wynika on najprawdopodobniej z odmiennych miar płac wziętych do analizy (płace godzinowe *versus* miesięczne). Wyższe zróżnicowanie płacowe w sektorze prywatnym wynikało przede wszystkim z większej liczby przepracowanych godzin.

Puhani także podkreślił silny wzrost stopy zwrotu z edukacji, który jednak nie wpływał na zróżnicowanie płac między pracownikami fizycznymi a umysłowymi (*ceteris*

paribus). Analiza struktury płac za pomocą równania Mincera potwierdziła powyższy rezultat, sugerując nadal silnie rosnącą premię płacową dla osób o wykształceniu wyższym.

Dekompozycja zmian w nierównościach płacowych ze względu na cechy osobowe, na tzw. efekt współczynników i efekt rezydualny bada, jak zmiany w indywidualnych charakterystykach pracowników wpływają na zróżnicowanie płac między nimi, a jak na to zróżnicowanie wpływają zmiany we współczynnikach poszczególnych cech (zmiany w premii płacowej za posiadanie danej cechy). Mimo, że w analizowanym okresie nie zaobserwowano dużego wzrostu nierówności płacowych, zmiany zwrotów z poszczególnych cech silnie wpłynęły na zróżnicowanie płac między osobami zatrudnionymi. Jednak, jako że cechy pracujących wpłynęły w sposób negatywny na wzrost nierówności płacowych, efekt netto zmian jest niewielki. Zmiany w cechach osobistych osób wpłynęły negatywnie ze względu na rosnący odsetek sektora prywatnego w zatrudnieniu (gdzie w analizowanym okresie nierówności płacowe rosły wolniej).

Publikacja Puhaniego (2000), będąca kontynuacją poprzedniej pracy, estymuje zależność między prawdopodobieństwem bezrobocia a poziomem płac w Polsce w latach 1994-1998. Przeprowadzona analiza wskazuje, iż w latach 1994-1998 relatywna płaca godzinowa malała dla osób młodych (16-25 lat), dla osób z wykształceniem zawodowym i dla osób zatrudnionych w górnictwie, czy energetyce. W tym samym okresie, prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym malało dla osób między 16 a 25 rokiem życia, dla osób z wykształceniem wyższym i dla osób pracujących umysłowo. Z kolei dla osób z wykształceniem podstawowym prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym rosło. Opisane rezultaty wskazują, iż zmiany w strukturze płac w Polsce mają dwojaki wpływ na zmiany w sztywności płac pracowników. Obserwuje się malejącą sztywność płacową tylko w grupie pracowników młodych (16-25 lat), gdzie spadek popytu na pracę powodował spadek płac nie wpływając na zmniejszenie prawdopodobieństwa bycia zatrudnionym. Z kolei w grupie osób pracujących z wykształceniem podstawowym spadek popytu wpływał na zwiększenie prawdopodobieństwa bycia bezrobotnym, sugerując sztywność wynagrodzeń.

Newell i Socha (1998) w badaniu rozkładu płac w Polsce między rokiem 1992 a 1995 wskazują, iż również wymiana międzynarodowa produktów, czyli zmiany w popycie na dobra przyczyniały się do wzrostu nierówności płacowych. Obroty z zagranicą wzrosły po roku 1990. W 1994 r. eksport wzrósł o 18,3%, zaś w roku 1995 o 16,7%. Zmieniła się w tym okresie jego struktura i wzrósł popyt na pracowników w gałęziach przemysłu, którego produkty eksportowano (np. w produkcji). Doszło do przesunięć w strukturze zatrudnienia między gałęziami oraz do wzrostu premii płacowej osób zatrudnionych w sektorach eksportujących swe produkty.

Badanie rozkładu płac przeprowadzone przez Newella i Sochę (2005) opiera się na analizie danych BAEL dla lat 1992–2002. Główne wyniki wskazują na niewielkie zmiany rozkładu płac dla lat 1992–2000. Z kolei w roku 2001 i 2002 obserwowano duży ich wzrost. Współczynnik Giniego między rokiem 1994 a 2000 utrzymywał się na niezmiennym poziomie 0,238 i zaczął rosnąć w roku 2001 do poziomu 0,270. Ten wzrost nierówności płacowych był spowodowany umiarkowanym wzrostem liczby pracowników z niższymi płacami (konsekwencją relatywnego spadku płacy minimalnej). W badanym okresie nadal obserwowano rosnącą liczbę osób z wykształceniem wyższym oraz spadek aktywności zawodowej. Obserwowano również wzrost liczby kobiet na rynku pracy oraz spadek liczby osób w stanie małżeńskim. Wzrost rozmiaru sektora prywatnego przyczyniał się do szybszego i większego wzrostu dyspersji płacowej w porównaniu z sektorem publicznym. Nadal silny był wzrost stopy zwrotu z edukacji dla osób z wykształceniem co najmniej średnim (mniejszy w sektorze publicznym). Poza tym, obserwowano silny wzrost premii płacowej dla osób pracujących umysłowo, szczególnie specjalistów i osób na

stanowiskach menadżerskich oraz pracowników technicznych. Ciekawym zjawiskiem zaobserwowanym w tym badaniu był rosnący zwrot z posiadanego doświadczenia w sektorze publicznym i mniejszy w sektorze prywatnym.

Wpływ lokalnego bezrobocia na płace wydawał się mieć wpływ tylko w sektorze prywatnym. W sektorze państwowym przy ustalaniu płac pracowników przeważają związki zawodowe oraz regulacje państwowe, a nie sytuacja rynkowa i siły popytu i podaży.

Analiza poszczególnych kwantyli rozkładu wynagrodzeń wskazała, iż wiele czynników kształtujących płacę ma większy wpływ w górnej części rozkładu płac. Przykładowo, straty kobiet w różnicach płacowych w porównaniu z mężczyznami rosły wraz z przesuwaniem się do wyższych kwantyli rozkładu. Zwrot z pracy w sektorze prywatnym był ujemny w pierwszych kwantylach oraz dodatni w końcowym ogonie rozkładu. Wynika z tego, iż sektor prywatny generuje większe nierówności płacowe *ceteris paribus*. Premia płacowa dla pracowników umysłowych rosła wzdłuż całego rozkładu.

Newell i Socha (2007) uzupełnili swoje badania dla następnych lat (do roku 2004) w kolejnej publikacji. Główne rezultaty wykazują, iż zmiany w rozkładzie godzinowych płac osób były znaczne i wynosiły od 10% do 20%, zależnie od przyjętej metodologii. Jednak wzrost nierówności prawie w całości miał miejsce między rokiem 1998 a 2002, niewiele zmieniło po tym okresie. W analizowanych latach nastąpiło silne zróżnicowanie między średnim wynagrodzeniem w populacji, a średnimi płacami menadżerów, osób zatrudnionych w zawodach technicznych i tych z podstawowym wykształceniem. Osoby pracujące umysłowo, posiadające techniczne umiejętności zarabiałły coraz więcej, pracownicy z wykształceniem podstawowym – coraz mniej. Wariancja płac wewnątrz niektórych grup zawodowych i edukacyjnych silnie rosła. Zjawisko to obserwować można w grupie specjalistów, menadżerów, wśród osób z wykształceniem wyższym oraz podstawowym.

Dekompozycja zmian wariancji płac godzinowych według grup edukacyjnych wykazała, iż wzrost wariancji wynagrodzeń wewnątrz grupy osób z wykształceniem wyższym i podstawowym wyjaśniał ok. 52% całościowej wariancji płac. Obie te grupy stanowiły w sumie tylko 25% wszystkich zatrudnionych. Analogiczna dekompozycja według zawodów wykazała, iż różnicowanie płac wśród specjalistów czy zawodów menadżerskich stanowiła 25% zróżnicowania płac ogółem. Również tutaj, odsetek pracujących w tych zawodach był niewielki i wynosił 16%.

Sektory pracochłonne, takie jak rolnictwo, sektor węglowy czy wytwórczy traciły na znaczeniu. Odsetek osób pracujących w budownictwie zmieniał się cyklicznie, przy znacznym wzroście liczby pracowników w latach 90. i ich spadku po roku 1999. Analiza czynników, mogących wpływać na wzrost nierówności płacowych, wskazuje, iż nie było możliwym zidentyfikowanie, które sektory powodują wzrost zróżnicowania płacowego.

Podsumowując, wśród głównych przyczyn zmian w strukturze wynagrodzeń w Polsce zidentyfikowanych w literaturze przedmiotu przede wszystkim wyróżnia się przejście od gospodarki centralnie planowanej do wolnorynkowej i wszelkie rynkowe przeobrażenia, jakie w konsekwencji zaistniały, w tym powstanie, a następnie rozwój, sektora prywatnego. W latach późniejszych rolę odgrywały dodatkowo takie czynniki jak cykle koniunkturalne, zmiany w popycie na wybrane dobra i usługi, siła przetargowa pracowników czy zmiany instytucjonalne.

Zmiany rozkładu wynagrodzeń od początku transformacji wiązały się również ze zmianą poziomu wykształcenia siły roboczej.

Również silne zmiany w poziomie bezrobocia na rynku pracy wpływały na nasilenie zróżnicowania płacowego. Po dynamicznym wzroście ekonomicznym lat 90., nastąpił silny spadek liczby osób zatrudnionych. Lata 1999-2003 charakteryzowały się rosnącym i trwałym bezrobociem. Te cykliczne zmiany mogły być przyczyną zwiększającej się w tym okresie wariacji w płacach (Newell i Socha, 2007). potwierdzili, iż bezrobocie zazwyczaj ma większy wpływ na płace osób o niższych kwalifikacjach i z niższym wynagrodzeniem. W momencie, kiedy podaż pracy przewyższa popyt, elastyczny rynek powinien dostosować płace osób, które powinny maleć i doprowadzać do ogólnej równowagi rynkowej. Z kolei mimo dużego wzrostu bezrobocia w niektórych sektorach gospodarki, płace w nich utrzymywały się na tym samym poziomie, ewentualnie niewiele wzrastały. Zjawisko to wskazuje na silną sztywność płac, w szczególności wśród najniższych wynagrodzeń, w sektorze prywatnym lub zmonopolizowanym (Puhani, 1997; Brzoza-Brzezina i Socha, 2007).

2. Metodologia i dane

Jak wspomniano we wprowadzeniu, celem badania było wyjaśnienie zmian mechanizmów kształtujących poziom oraz zróżnicowanie płac w Polsce w latach 2000-2006. Wyróżniliśmy cztery podstawowe czynniki, które mogły potencjalnie decydować bądź decydowały o tych zmianach:

- mechanizm tzw. rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje (STBC),
- zróżnicowanie i zmiany siły przetargowej pracowników wobec pracodawców wynikające zarówno z cech przedsiębiorstw (branża, wielkość, sektor własności, rodzaj prowadzonych negocjacji płacowych) jak i z panującej sytuacji makroekonomicznej,
- zróżnicowanie popytu na produkty przedsiębiorstw i jego zmiany w zależności od branży oraz popytu lokalnego,
- dynamika (wielkości i zmiany) zróżnicowanie regionalnego.

Dla realizacji tak postawionego celu przeprowadzone zostały trzy rodzaje powiązanych ze sobą badań, na podstawie danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) dla lat 2000-2006 oraz danych z Październikowych Badań Wynagrodzeń (PBW) dla lat 1996-2004:

1. Analiza statystyczna struktury płac w poszczególnych latach, w szczególności analiza zmian rozkładu nierówności płacowych z użyciem wybranych wskaźników nierówności.
2. Analizy ekonometryczne determinantów zmian płac z użyciem zbiorów BAEL oraz PBW.
3. Analiza wariancji płac w poszczególnych latach.

Ad.1

Pokazany został wpływ czterech czynników na kształtowanie się płac i ich zróżnicowanie. Każdy z nich w odmienny sposób wpływa na średni poziom płac i ich wariancję. Wzrost popytu na produkcję danego sektora lub wzrost produktywności w danym sektorze powinien przekładać się na wzrost przeciętnego wynagrodzenia, nie zmieniając jednak jego wariancji. Jeżeli wzrostowi płac towarzyszy wzrost zróżnicowania w danym sektorze, jest to przesłanką do twierdzenia, iż płace determinowane są także przez inne czynniki. Na przykład, gdy rośnie zróżnicowanie płac ze względu na wykształcenie to może zachodzić zjawisko wzrostu technologicznego promującego wysokie kwalifikacje. W takim przypadku, w ramach gałęzi, rosną płace jedynie osób o wysokich kwalifikacjach.

Podstawowe relacje mogą być zakłócone przez czynniki instytucjonalne. W firmach państwowych wzrost płac może być w mniejszym stopniu powiązany ze zwiększaniem efektywności działania, ze względu na większy opór administracji i większą siłę związków zawodowych. W gałęziach o relatywnie silniejszych związkach zawodowych zróżnicowanie płac powinno być relatywnie niższe i w mniejszym stopniu zależeć od wyniku finansowego.

W pierwszej fazie naszych badań dokonaliśmy pomiaru zróżnicowania płac oraz określiliśmy dynamikę tego zróżnicowania w zależności od różnych czynników. Najprostszą miarą spotykaną w literaturze obejmującej statystykę społeczną są wskaźniki zróżnicowania kwantylowe. Mają one kilka zalet. Po pierwsze, ich obliczenie nie wymaga skomplikowanych operacji, po drugie ich wielkości są łatwe w interpretacji, po trzecie są niewrażliwe na występowanie obserwacji nietypowych.

Najczęściej spotykaną miarą jest zróżnicowanie decylowe 90/10. Jest to stosunek dochodu osoby z górnego decyla do dochodu osoby z dolnego decyla rozkładu dochodów. Jego interpretacja jest intuicyjna, wskaźnik informuje, ile razy więcej zarabia osoba z górnego decyla rozkładu w stosunku do osoby z dolnego decyla. Pewną wadą jest skupienie się na krańcach rozkładu badanej cechy i ignorowanie zmian zachodzących w centralnej części rozkładu.

Jedną z miar uwzględniających zmiany w całym rozkładzie badanej cechy jest wskaźnik Giniego. Wskaźnik ten jest miarą stopnia zróżnicowania (nierówności) płac oraz innych zmiennych w rzeczywistych systemach ekonomicznych. Współczynnik Giniego wyznaczany jest na podstawie krzywej Lorenza. Jest on równy ilorazowi pola figury ponad krzywą Lorenza oraz pola pod hipotetyczną krzywą odzwierciedlającą idealnie równomierny rozkład badanej cechy. Jeśli pole wspomnianej figury ponad krzywą Lorenza oznaczymy przez T i wartość powierzchni pola pod krzywą hipotetyczną zostanie znormalizowane do $\frac{1}{2}$, to współczynnik Giniego można zapisać za pomocą następującego wzoru algebraicznego:

$$Gini = 2\left(\frac{1}{2} - (1 - T)\right) = 1 - 2(1 - T) \quad [1]$$

Jego wartości mieszczą się w przedziale domkniętym od 0 (absolutna równość) do 1 (absolutna nierówność). Im jest on wyższy, tym mniejsza frakcja populacji posiada większą frakcję płac i odwrotnie. Jest to miara bardzo często wykorzystywana do analiz i porównań, łatwa do stworzenia i reprezentatywna⁶. Wykorzystywany on jest praktycznie we wszystkich badaniach traktujących o zmianach w rozkładzie wynagrodzeń i nierównościach płacowych.

Wskaźniki Giniego są miarą rekomendowaną przez Organizację Narodów Zjednoczonych do spraw Rozwoju. Dzięki temu stały się popularną miarą wykorzystywaną w ilościowych badaniach pomocy społecznej i ubóstwa. Jest to miara syntetyczna. Jej zaletą jest fakt, iż może być obliczona na podstawie danych o dużym stopniu agregacji, zachowując przy tym swoje właściwości. Niewielką wadą jest to, że dla celu pomiaru skuteczności danej polityki społecznej wartość wskaźnika musi być odniesiona do wartości obliczonej dla innego okresu lub grupy. Jednak ta ułomność jest niewielka w stosunku do prostoty i walorów poznawczych wskaźnika. Wynika ona raczej ze stwierdzenia, że zawsze większa ilość informacji daje lepszy obraz badanej rzeczywistości.

W badaniu współczynniki nierówności Giniego zostaną obliczone dla różnych grup pracowników, w obliczeniach zostaną uwzględnieni pracownicy pracujący na pełen etat, bez pracujących w rolnictwie indywidualnym. Badany będzie stopień zróżnicowania miesięcznych wynagrodzeń na pełen etat.

⁶ Szczegółowe informacje statystyczne na temat tego współczynnika znajdują się między innymi w: Dorfman, Robert, 1979, *A Formula for the Gini Coefficient*, „The Review of Economics and Statistics” Wol. 61, str.146-149.

badacze zajmujący się kwestiami społecznymi stosują również inne miary, którym trudniej jest nadać jednoznaczną interpretację ekonomiczną. Miarą, która bazuje na teorii informacji i jest członkiem klasy miar entropii jest indeks entropii Theila.

$$Theil = \frac{1}{N} \sum_i \ln\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right) \quad [2]$$

We wzorze (2) element x_i jest wysokością dochodu i-tej osoby, a element \bar{x} jest przeciętnym dochodem w próbie. Miara ta większą wagę przykładą do zmian wielkości badanej cechy (dochodu) dla osób o relatywnie niskim jej poziomie. Pierwszy element po prawej stronie obrazuje udział dochodu i-tej osoby w całkowitym dochodzie społeczeństwa. Jeżeli wszyscy członkowie rozpatrywanej grupy mają ten sam dochód, indeks przyjmuje wartość 0, ponieważ prawy czynnik iloczynu jest równy 0. W przypadku, gdy podział bogactwa jest skrajnie asymetryczny, czyli jedna osoba ma cały dochód, pierwszy czynnik jest równy N, drugi $\ln(N)$, więc indeks przyjmuje wartość maksymalną $N\ln(N)$. Jak widać, maksymalna wartość indeksu nie jest z góry ustalona, a zależy od wielkości próby. Brak unormowania jest poważną wadą tej miary, utrudniającą użycie indeksu do porównań między latami.

Podobną miarą, aczkolwiek o innej interpretacji jest *Theil mean log deviation index*.

$$Theil = \frac{1}{N} \sum_i \frac{x_i}{\bar{x}} \ln\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right) \quad [3]$$

gdzie \bar{x} jest przeciętnym dochodem. Miara ta jest bardziej czuła na zmiany w górnych decylach dochodu.

Niewątpliwą zaletą indeksu Theila jest możliwość dokonania jego dekompozycji na podgrupy. Całkowita wartość indeksu jest równa sumie wartości obliczonej dla poszczególnych grup. Dają one możliwość na rozbiecie całkowitej nierówności na zróżnicowanie międzygrupowe oraz zróżnicowanie wewnątrz zdefiniowanych grup. Co więcej, taka dekompozycja może być przeprowadzona dla dowolnego podziału populacji na grupy. Właśnie tę zaletę indeksów Theila wykorzystujemy dla oceny zmian w zróżnicowaniu dochodów pomiędzy różnymi grupami pracowników.

Inna miarą nierówności dochodowych jest indeks Atkinsona. Cechą ją wyróżniającą jest zdolność do odróżniania zmian wysokości dochodu w różnych kwantylach rozkładu badanej cechy. Tak jak indeks Theila, jest to miara nieunormowana. Jednak, jeżeli zostanie zdefiniowany poziom awersji do nierówności w , który w obliczeniach będzie traktowany jako waga, to problem braku unormowania zniknie. Poziom awersji jest określany przez liczbę $w \in (0,1]$, Gdy wartość w jest bliska zeru indeks jest bardziej czuły na zmiany w prawym końcu rozkładu. Z kolei, gdy $w=1$, indeks staje się bardziej czuły na zmiany na lewym ogonie rozkładu zarobków.

Obliczenia indeksów obrazujących nierówności dochodowe w podziale na różne grupy oraz dekompozycja zmian nierówności na wewnątrz oraz międzygrupowe w poszczególnych latach pozwoli na wstępne wnioskowanie o charakterze dynamiki płac w Polsce według naszych czterech głównych hipotez.

Ad2.

Metodologia tej części badania oparta jest na zmodyfikowanym podejściu wykorzystanym przez Puhaniego (2000). Podobnie jak Puhani (2000) wnioskować będziemy

o naturze mechanizmów kształtujących płace (i zatrudnienie) na podstawie kombinacji wartości współczynników przy odpowiednich zmiennych wyjaśniających w niezależnie estymowanych modeli ekonometrycznych, w których zmiennymi wyjaśnianymi są:

- płace (estymacja modelem log-liniowym),
- prawdopodobieństwo znalezienia zatrudnienia (estymacja modelem logitowym),
- prawdopodobieństwo utraty zatrudnienia (estymacja modelem logitowym).

Równania płacowe estymowane były przy użyciu danych z PBW, natomiast prawdopodobieństwa znalezienia i utraty zatrudnienia na podstawie danych BAEL. Specyfikacje równań dla różnych zmiennych wyjaśnianych były maksymalnie do siebie zbliżone, na ile pozwalały na to różnice w zawartości obu baz danych (inna liczebność zmiennych, inne ich definicje). Pomimo wcześniejszych planów, nie umieszczamy w raporcie wyników estymacji równań płacowych przeprowadzonych na bazie BAEL. Zarówno wcześniejsza literatura, jak i wyniki wstępnych analiz zróżnicowania płac pokazały, iż - o ile nie jest to konieczne z powodu braku innych baz danych lub braku odpowiednich informacji w innych dostępnych bazach - nie należy stosować BAEL do analizy zróżnicowania płac. Baza ta nie jest w wystarczającym stopniu reprezentatywna, szczególnie dla interesujących nas w tym badaniu płac wysokich.

Jako osoby znajdujące pracę zdefiniowaliśmy wszystkich tych, którzy znaleźli zatrudnienie w ciągu ostatnich 12 miesięcy. Jako osoby tracące pracę zdefiniowaliśmy tych, którzy stracili pracę lub zrezygnowali z niej w ciągu ostatnich 12 miesięcy. Takie zdefiniowanie osób znajdujących i tracących zatrudnienie pozwoliło na pracę z pełnymi bazami danych - bez konieczności tworzenia podbaz „quasi panelowych” bądź „panelowych” dla poszczególnych lat.

Celem naszej analizy jest zbadanie wpływu jaki na zróżnicowanie płac w Polsce mogły mieć cztery czynniki, które według naszej hipotezy badawczej kształtowały zmiany struktury płac i zatrudnienia w Polsce w latach 2000-2006, czyli:

- zjawiska SBTC,
- zjawiska segmentacji rynku pracy związanego z różnicami w sile przetargowej pracowników w różnych przedsiębiorstwach,
- różnic w popycie na produkty poszczególnych branż,
- zjawiska tzw. „krzywej płacowej”, (patrz Blanchflower i Oswald, 1990) polegającej na negatywnym wpływie sytuacji na lokalnym rynku pracy na poziom płac w regionie.

Przypomnijmy, że zjawisko SBTC polega na wzroście nierówności płacowych pomiędzy osobami wykształconymi (wykwalifikowanymi) oraz osobami niewykształconymi (niewykwalifikowanymi) na skutek zmian technologicznych, które relatywnie bardziej zwiększają produktywność osób wykształconych. W przypadku gdy wzrost nierówności płacowych jest utrudniony (występuje sztywność płac) SBTC może skutkować zwiększeniem bezrobocia wśród osób z niskimi kwalifikacjami. W związku z tym w przypadku istotnego i rosnącego wpływu tego zjawiska na strukturę płac powinniśmy obserwować następującą kombinację oszacowań współczynników dla zmiennej określającej wykształcenie w estymowanych równaniach:

- pozytywny i rosnący w czasie współczynnik w równaniu płac,

- nieokreślony bądź rosnący współczynnik w równaniu prawdopodobieństwa zatrudnienia,
- spadający bądź nieokreślony współczynnik w równaniu prawdopodobieństwa utraty pracy.

Podobna logika interpretacyjna zastosowana była także dla wyjaśnienia innych zjawisk. Przy czym dla każdego zjawiska interesowały nas w szczególności następujące zmienne:

- dla zjawiska segmentacji rynku: wielkość przedsiębiorstwa, staż w przedsiębiorstwie, sektor własności lub zmienne multiplikatywne będące kombinacją powyższych (przy założeniu że największą siłę przetargową mają pracownicy o długim stażu w dużych przedsiębiorstwach sektora publicznego),
- dla zbadania różnic popytowych: rodzaj działalności ekonomicznej (branża) pracodawcy,
- dla zbadania zjawiska „krzywej płacowej” – zmienne regionalne.

We wstępnej fazie opracowywania metodologii projektu planowaliśmy także przeprowadzenie estymacji na danych połączonych dla wszystkich lat objętych analizą, „pooled data”. Analiza takiej bazy danych pozwoliłaby kontrolować także czynniki koniunkturalne, poprzez wykorzystanie zmiennych zerojedynkowych dla poszczególnych lat projektu, oraz kontrolować regionalne czynniki makroekonomiczne na poziomie województw dla lepszej analizy czynnika regionalnego. Plany te zostały zarzucone w powodów technicznych⁷. Analiza taka mogłaby jednak być w przyszłości istotnym uzupełnieniem i rozwinięciem przedstawionych poniżej wyników.

Ad3

Analiza wariacji jest metodą statystyczną zaproponowaną przez R.A.Fishera, dekompozycji wariacji na potencjalnie ortogonalne czynniki. Z punktu widzenia poprawności metodologicznej ortogonalność zmiennych jest sprawą kluczową. Z tego powodu nie możliwe jest zdefiniowanie *a priori* formy funkcyjnej równań determinujących wartości poszczególnych czynników. Podstawową metodą, która jest ściśle powiązana z modelem regresji liniowej, jest podział całkowitej wariacji na część, którą można przypisać uwzględnionym w modelu rozpatrywanego zjawiska czynnikom oraz część resztową.

$$SS_{TOT} = SS_{VAR} + SS_{ERR} \quad [4]$$

W badaniu model dekompozycji wariacji został wykorzystany do sprawdzenia, jaką część zróżnicowania płac można przypisać zmianom struktury wykształcenia pracującej populacji, jaką część zróżnicowania i zmienności płac wynika z likwidacji miejsc pracy, a jaką można połączyć z tworzeniem nowych stanowisk.

W tym celu, dla danych z każdego roku osobno zostały utworzone oddzielne modele. Na ich podstawie oszacowano wartości zmienne sztuczne (instrumentalne) odzwierciedlające poziom i zmienność poszczególnych czynników. Jest to konieczne, z uwagi na małą liczbę okresów (dane kwartalne 2000-2006) i dużą liczbę potencjalnie istotnych zmiennych.

⁷ Brak wystarczającej pamięci w dostępnym sprzęcie informatycznym.

Jako miarę wykształcenia zamierzamy użyć wykształcenia z bazy BAEL. Alternatywnym rozwiązaniem byłoby zbudowanie równania wykształcenia w postaci wielomianowej, o logitowej formie analitycznej. Jako czynniki determinujące każdy poziom wykształcenia byłyby użyte informacje demograficzne takie jak wiek, płeć, czy miejsce zamieszkania oraz prawdopodobieństwo wzrostu poziomu kwalifikacji. Wybór między alternatywami został dokonany w sposób zapewniający minimalizację korelacji między instrumentem dla wykształcenia o pozostałymi instrumentami.

Jako wskaźników dla tworzenia oraz likwidacji miejsc pracy przede wszystkim użyto informacji o liczbie nowozatrudnionych osób w danym kwartale, ponadto o wielkości firmy oraz branży gospodarki. Dodatkowo zostały uwzględnione czynniki makroekonomiczne, takie jak stopa bezrobocia, czy liczba osób gotowych podjąć pracę w najbliższym okresie. Te wszystkie informacje pozwalają skonstruować równanie prawdopodobieństwa zatrudnienia

$$Pr(zatrudnienie) = f(\text{zmiennne demograficzne}, \text{zmiennne makroekonomiczne}) \quad [5]$$

Oraz równania prawdopodobieństwa utraty pracy

$$Pr(zwolnienie) = f(\text{zmiennne demograficzne}, \text{zmiennne makroekonomiczne}) \quad [6]$$

Na podstawie każdego z równań dla każdej osoby obliczone zostały prawdopodobieństwa teoretyczne, zastosowane potem jako instrumenty w modelu analizy wariancji płacy.

Jako zmienną objaśnianą w modelu płac można przyjąć alternatywnie następujące wielkości:

- (1) płacę podaną przez respondentów w BAEL,
- (2) zmienną teoretyczną obliczoną z równania płacy,
- (3) różnicę (1)-(2), czyli nadwyżkę płacy rzeczywistej nad teoretyczną.

Model (3) dostarcza informacji który z rozpatrywanych czynników ma największy wpływ na zróżnicowanie płac. Znak dodatni przy zmiennej i duża część wyjaśnienia wariancji wskazywałaby na duży wpływ czynnika i jego dużą „odpowiedzialność” za zróżnicowanie. Niska, ujemna lub nieistotna wartość informowałaby, że ten czynnik nie ma wpływu.

Analiza została przeprowadzona zarówno na poziomie kraju, jak i poszczególnych województw. Pierwsza pozwoliła na zbadanie ogólnych tendencji w gospodarce, druga odsłoniła zróżnicowanie regionalne zachodzących zjawisk. Celem tej części badania będzie uchwycenie ogólnych tendencji w polskiej gospodarce. Będzie ona stanowić tło dla dalszych rozważań na poziomie gałęzi i branż.

Dane

Październikowe Badanie Wynagrodzeń (PBW) jest nieregularnym badaniem płac pracowników. Obejmuje ono przedsiębiorstwa zatrudniające powyżej 10 pracowników, w związku z czym nie jest reprezentatywne dla całej populacji pracujących. Jednak z uwagi na sposób zbierania danych – dane przekazywane przez działy księgowości przedsiębiorstw – są to informacje wiarygodne. Pewną wadą badania jest fakt, iż nie jest ono przeprowadzane w pełni regularnie. W ostatnich dziesięciu latach badanie przeprowadzono w październiku 1996, 1998, 1999, 2001, 2002 oraz 2004. Jak widać w pewien sposób został zachwiany dwuletni cykl badania.

Jakość danych pochodzących z badania BAEL została przeanalizowana np. przez Mycielskiego, Morawskiego i Mycka (2007). Stwierdzają oni, iż pomimo losowego doboru gospodarstw domowych do próby, stosowany przez GUS schemat losowania powoduje nadmierną reprezentację gospodarstw domowych z małych województw i relatywnie niedostateczną liczbę obserwacji pochodzących z województw o większej liczbie ludności.

Główną konkluzją płynącą z przeprowadzonego studium jest rosnący w kolejnych latach badania problem odmowy odpowiedzi na pytanie o wysokość płac. Pomimo tego, mechanizm decydujący o braku udzielenia odpowiedzi na pytanie o wysokość wynagrodzenia jest odmienny od mechanizmu determinującego stan partycypacji w rynku pracy, wobec tego uwzględnienie nielosowego charakteru pracującej części populacji oraz przeważenie próby są wystarczające do rozszerzenia analizy na całą Polskę. W przypadku badań dotyczących wyłącznie pracującej części populacji wystarczy, ale również jest niezbędne, przeważenie próby.

Dane płacowe w bazie danych BAEL zawierają informacje o wysokości płac netto. W związku z tym, z racji progresywnego systemu podatkowego w Polsce, pokazują rozkład wynagrodzeń spłaszczony w stosunku do rozkładu obliczonego na podstawie płac brutto. Może to prowadzić do istotnego niedoszacowania zróżnicowania płac oraz niedoszacowania skali zmian tego zróżnicowania, szczególnie gdy następują one w górnych decylach rozkładu. W naszych oszacowaniach – w celu zapewnienia choćby częściowej porównywalności między wynikami z różnych baz – wybrano z BAEL informacje o pracownikach najemnych pracujących na cały etat.

Innego typu problemy dotyczą danych pochodzących z PBW. Jest to badanie niereprezentatywne *a-priori*. Brak reprezentatywności wynika z konstrukcji badania. Mimo wszystko, analizy wykonywane na podstawie tych danych można uogólniać, ale jedynie na populację pracującą w przedsiębiorstwach zatrudniających powyżej 9 osób.

Tabela 2.1. Porównanie struktury zawodowej próby BAEL oraz PBW dla roku 2004

Zawody ISCO	PBW	BAEL
Liczba obserwacji w próbie w tysiącach	569,5	34,9
Liczba reprezentowanych pracowników w tysiącach	5 820	5 957
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	6,22	4,24
Specjaliści	20,14	12,86
Technicy i inny średni personel	16,96	14,37
Pracownicy biurowi	9,79	8,68
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	6,57	12,19
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	0,29	0,11
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	17,1	22,52
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	13,74	14,11
Pracownicy przy pracach prostych	9,19	10,15

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PWB oraz BAEL

Po dokonaniu porównania struktury próby pochodzącej z PBW ze strukturą BAEL doszliśmy do dość oczywistych wniosków. Badanie wynagrodzeń obejmuje osoby zatrudnione w dużych przedsiębiorstwach, wobec tego, tak jak należało się spodziewać, w tej

próbie znajduje się więcej osób o wysokich kwalifikacjach w porównaniu z próbą pochodzącą z BAEL. Należy pamiętać, że próba w badaniu PBW jest próbą przedsiębiorstw i nie jest reprezentatywna dla całej Polski (np. niedostatecznie reprezentowane są obszary wiejskie i małe miejscowości), natomiast badanie BAEL nosi cechy reprezentatywności, choć występują w niej braki odpowiedzi na pytanie o płace. Analogicznie w bazie BAEL jest relatywnie więcej osób wykonujących prace nie wymagające wysokich kwalifikacji zawodowych.

Po drugie baza, PBW zawiera dużo więcej obserwacji niż baza BAEL. W związku z tym, należy spodziewać się iż miary zróżnicowania dochodów obliczone na podstawie danych PBW będą przyjmować wyższe wartości niż analogiczne wskaźniki obliczone na podstawie danych BAEL. Ta odmienna specyfika obu baz danych zostanie wykorzystana przy interpretacji. Dane BAEL pomogą w dokładny sposób wyjaśnić zróżnicowanie międzygrupowe, natomiast na podstawie badania płac będzie można lepiej zdiagnozować, co się dzieje wewnątrz analizowanych grup ze względu na ich znacznie większe liczebności.

3. Analiza zmian rozkładu nierówności płacowych, ogólne wskaźniki

Jak wspomniano w poprzednim rozdziale, pierwszym etapem naszych badań było pokazanie zróżnicowania płac oraz określenie dynamiki tego zróżnicowania w zależności od różnych czynników. Zostały użyte cztery miary zróżnicowania dochodów: współczynnik Giniego, współczynnik Theila, Atkinsona oraz analiza decyli. Miary te posiadają odmienne cechy statystyczne, przykładowo, współczynnik Giniego jest wrażliwy na zmiany w strukturze płac w okolicach mediany, współczynnik Theila wrażliwy jest na zmiany w dolnej części rozkładu, zaś współczynnik Atkinsona w górnej. Dla celów naszego badania ważny jest kierunek zmian poziomu nierówności w ostatnich latach. Rezultaty z tej części analizy są bazą dla badań pogłębionych przeprowadzonych w dalszej części raportu.

3.1. Dane

Zaprezentowane wyniki opierają się na indywidualnych danych przeprowadzanych co dwa lata październikowego badania wynagrodzeń (PBW) oraz cokwartalnego badania aktywności ekonomicznej ludności (BAEL), omówionych w poprzednim rozdziale.

Dostępne PBW obejmują lata 1996-2004. Badania przeprowadzane są na próbach wielkości ok. 600 000–700 000 osób i obejmują osoby pełnozatrudnione, pracujące w firmach powyżej dziewięciu pracowników, które przepracowały pełen miesiąc kalendarzowy. Objęto nim jednostki gospodarki o wszystkich rodzajach działalności, należące zarówno do sektora publicznego, jak i prywatnego. Analizowane są wynagrodzenia *brutto* ogółem, zawierające premie, płace za nadgodziny, nagrody. Po uogólnieniu wyniki są reprezentatywne dla populacji pełnozatrudnionych (patrz aneks, tabela A.3.1) w firmach powyżej 9 pracujących. W PBW informacje o miesięcznych wynagrodzeniach pracowników są dokładne. W ich skład wchodzi miesięczne osobowe wynagrodzenia brutto za październik danego roku, wraz ze wszystkimi przysługującymi im dodatkami oraz wynagrodzeniami wypłaconymi za okresy dłuższe niż miesiąc. Dane dotyczące płac zostały podane w złotych. Jak wspomniano, badanie to ma jednak kilka wad. Przerwy pomiędzy badaniami są dość długie i w dodatku nieregularne, zwykle dwa lata, czasem rok, brakuje bardziej szczegółowych informacji o pracownikach, takich jak ich cechy demograficzne czy historia pracy. Wadą jest również fakt, iż badanie przeprowadzane jest na pracownikach pełnozatrudnionych w firmach powyżej dziewięciu pracowników. Zawęża to reprezentatywność danej próby w stosunku do całej populacji.

Obliczenia na podstawie BAEL były przeprowadzane na próbie pracowników najemnych pracujących w pełnym wymiarze czasu pracy według odpowiedzi udzielonej przez respondenta w badaniu. Wybrano obserwacje, dla których istniała informacja o większych od zera wynagrodzeniach *netto* (bez braków danych). Są to ważone wagami BAEL połączone dane dla czterech kwartałów. Badanie obejmuje także pracowników, pracujących w firmach zatrudniających do 9 osób, co pozwala to na pewne uzupełnienie informacji o zróżnicowaniu płac w małych firmach w porównaniu z październikowym badaniem wynagrodzeń. Próba dla każdego roku miała od 35 000 do 43 000 obserwacji, co po przeważeniu pozwoliło uogólnić wyniki na populację o wielkości ok. 6-7,5 mln. Wady tej bazy danych zostały przedyskutowane z poprzednim rozdziałem. W szczególności należy przypomnieć o brakach danych o wynagrodzeniach dochodzących do 30% wszystkich obserwacji dla pełnozatrudnionych pracowników

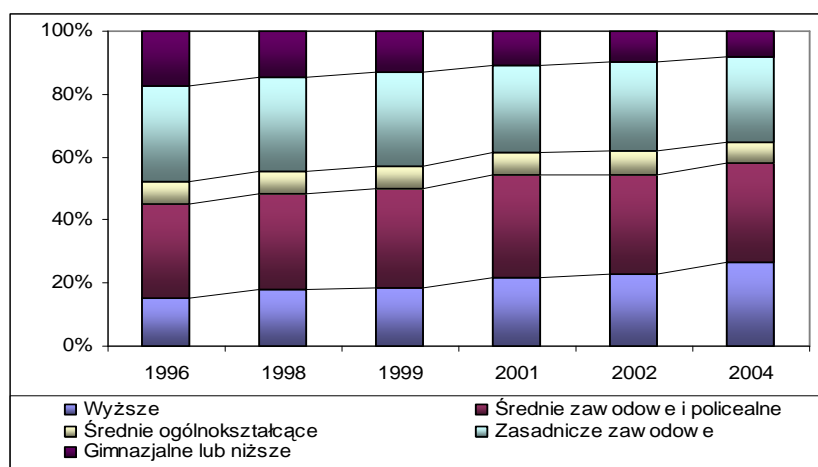
3.2. Struktura zatrudnionych

Obydwa wykorzystywane badania pokazują podobne trendy zmian zatrudnienia według różnych cech, choć udział osób o różnych cechach jest różny, co wynika z omówionych powyżej różnic między PBW i BAEL. Liczby, do których odnosimy się poniżej, można znaleźć w tabelach A.3.1. oraz A.3.3. w aneksie.

Struktura zatrudnionych według poziomu edukacji ulega w badanym okresie istotnym zmianom (patrz wykresy 3.1 i 3.2.). Wśród pracujących coraz większy odsetek stanowią osoby o wykształceniu wyższym. Według PBW w roku 1996 stanowiły one tylko 15,3% przebadanej próby, w roku 2004 odsetek ten wzrósł do prawie 27%. BAEL szacuje odsetek zatrudnionych z wyższym wykształceniem na ok. 16% w 2000 roku, 20,3% w 2004 roku i niemal 23% w 2006 roku. Jednocześnie bardzo istotnie obniżył się odsetek pracujących posiadających wykształcenie co najwyżej gimnazjalne (z 17% w roku 1996 do prawie 8% w roku 2004 wg PBW i z 9% w 2000 r. do 6,5% w 2006 r. wg BAEL). Niewiele spadł udział pracujących z wykształceniem zasadniczym zawodowym.

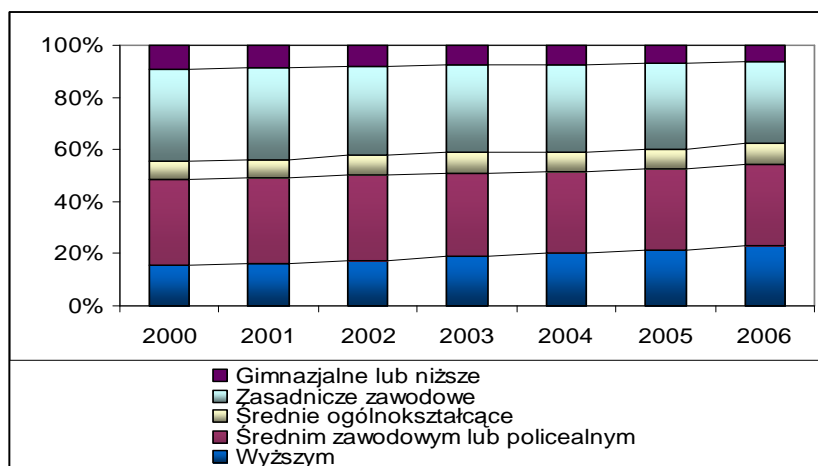
Na zmiany w poziomie edukacji mają wpływ dwa mechanizmy. Pierwszy to zwiększający się odsetek ludzi młodych dłużej się kształcących i wchodzących na rynek pracy dopiero po osiągnięciu wykształcenia wyższego. Drugi mechanizm to wychodzenie z rynku pracy i większe trudności ze znalezieniem zatrudnienia przez ludzi o gorszym poziomie edukacji.

Wykres 3.1. Struktura populacji według poziomu wykształcenia (w procentach)



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Wykres 3.2. Struktura populacji według poziomu wykształcenia (w procentach)



Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

W analizowanym okresie nie następowały znaczące zmiany w rozkładzie pełnozatrudnionych kobiet i mężczyzn, kobiety stanowiły średnio 48% pracujących w PBW i 46% w BAEL.

Niewiele zmieniał się również rozkład pracowników z różnym poziomem doświadczenia zawodowego w danej firmie. Ok. 55% badanych w PBW pracowało w obecnym przedsiębiorstwie do dziewięciu lat włącznie, zaś gdy dołączymy również małe firmy, czyli popatrzymy na próbę BAEL, odsetek ten przekracza 60%. Około 16-18% pracowników pozostaje w jednej firmie ponad 19 lat, przy tym w sektorze państwowym ludzie pracują dłużej u jednego pracodawcy.

Jak oczekiwano w badanym okresie odsetek zatrudnionych w sektorze państwowym umiarkowanie spadał, co jest konsekwencją procesu prywatyzacji oraz kreacji nowych firm. Ponieważ sektor prywatny zdominowany jest przez małe i średnie przedsiębiorstwa (patrz np. Socha, 2005), które w PBW nie są brane pod uwagę, odsetek osób pracujących w sektorze prywatnym jest wyższy w przypadku danych BAEL. Badając zmiany w rozkładzie pracowników według grup zawodowych zaobserwować można powolny wzrost udziału w zatrudnieniu najemnym specjalistów, techników i innego średniego personelu oraz grupy: parlamentarzysty, wyżsi urzędnicy i kierownicy. Z kolei spada liczba zatrudnionych przy pracach prostych, robotników przemysłowych i rzemieślników, przy nieznacznym wzroście w ostatnich latach udziału operatorów i monterów maszyn i urządzeń. Również coraz mniej popularne są takie zawody jak rolnicy, ogrodnicy leśnicy i rybacy. Zmiany te wskazują na znaczną redukcję liczby pracujących w zawodach prostych, wymagających mniejszych umiejętności, a na wzrost liczby zatrudnionych w pracach wymagających bardziej specyficznych umiejętności.

W rozkładzie zatrudnionych według sekcji EKD maleje liczba osób zatrudnionych w rybołówstwie i rybactwie (wg PBW z 10% ogółu pracujących w 1996 r. do 2% w roku 2004), górnictwie i kopalnictwie (wg PBW z 4,7% do 1,5%, choć według BAEL odsetek odpowiadających pozostał taki sam). Z kolei istotnie wzrasta uczestnictwo w takich branżach jak: obsługa nieruchomości, usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej, administracja publiczna. Głównymi branżami, zatrudniającymi badanych najemnych pracowników jest przetwórstwo przemysłowe, handel i naprawy, edukacja, ochrona zdrowia i opieka społeczna.

Bardzo niewiele zmieniała się struktura zatrudnionych w firmach o różnej wielkości. Na podstawie PBW zaobserwować można, iż między rokiem 1996 a 2004 zwiększył się odsetek zatrudnionych w firmach od 10 do 50 pracowników (z ok. 20% do 26%), zaś w firmach największych (od 100 pracowników wzwyż) odsetek ten zmalał. Według BAEL między 2001 a 2006 r. odsetek osób pracujących w firmach do 10 zatrudnionych wynosił około 16% (inna klasyfikacja wielkości firmy w 2000 r. nie pozwala na porównanie informacji).

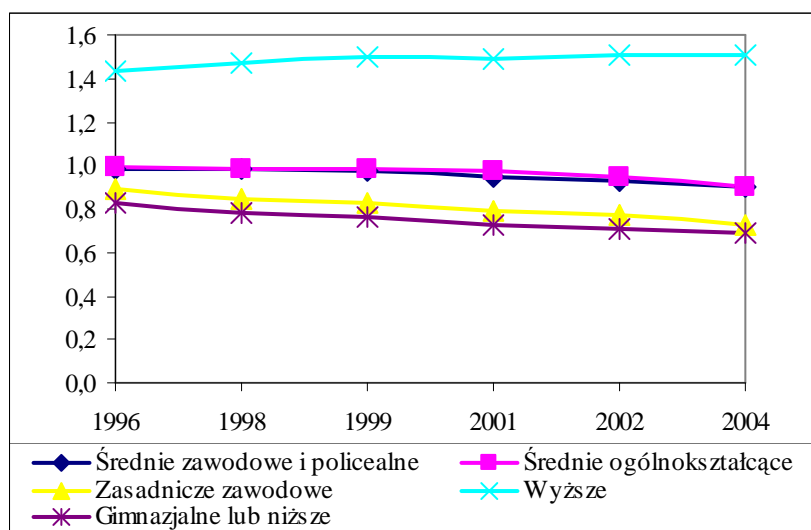
3.3. Struktura wynagrodzeń

Zachodzące zmiany w strukturze wynagrodzeń w analizowanych latach przedstawione zostały jako zmiany relacji przeciętnych płac poszczególnych grup do przeciętnego wynagrodzenia populacji pracujących. Poniżej przedyskutowano relację do przeciętnych wynagrodzeń brutto różnych grup na podstawie październikowych badań płac (por. aneks, tabela A.3.2). Dane o płacach netto zaprezentowane są w tabeli A.3.4 w aneksie.

Zatrudnieni posiadający wykształcenie wyższe należeli do osób najlepiej zarabiających w ciągu całego badanego okresu. Osoby te otrzymywały średnio 143% przeciętnego wynagrodzenia w roku 1996. W 2004 r. wielkość ta wynosiła już 151%. Rozbieżności płacowe osób z wyższym wykształceniem w porównaniu do zarobków osób z co najwyżej gimnazjalnym poziomem edukacji są jeszcze większe. Wynagrodzenie pracowników drugiej grupy stanowiło 58% wynagrodzenia osób z wyższym wykształceniem w roku 1996, w roku 2004 stosunek ten spadł do 46%. Powstają coraz większe rozbieżności płacowe między osobami wyżej wykształconymi, a pozostałymi grupami osób.

Porównanie zmian w relacji przeciętnych płac grup edukacyjnych do płacy średniej prowadzi do następujących wniosków. Przeciętne płace wszystkich grup edukacyjnych w stosunku do płacy przeciętnej maleją. Wyjątek stanowi, wspomniane wcześniej, wynagrodzenie osób z wyższym poziomem edukacji. Przykładowo, płaca osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym stanowiła 83% przeciętnej płacy w roku 1996, zaś w roku 2004 już tylko 69% (wykres 3.3).

Wykres 3.3. Relacja przeciętnych wynagrodzeń brutto do średniej według wykształcenia



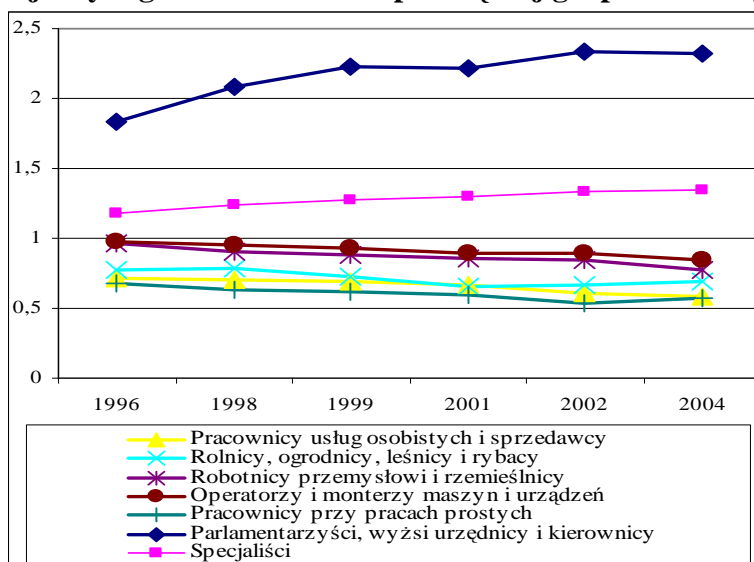
Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Znaczne zmiany w rozkładzie płac w czasie obserwuje się również między grupami zawodowymi. Najlepiej zarabiającą grupę zawodową w całym okresie badawczym stanowią parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy oraz kierownicy. Statystycznie rzecz biorąc osoba, która znalazła się w tej grupie badanych zarabia 183% przeciętnego wynagrodzenia w roku 1996. Wielkość ta wynosi aż 232% w roku 2004. Również płace specjalistów rosną, z 118% w 1996 r. do 134% w roku 2004.

W pozostałych grupach zawodowych w analizowanym okresie przeciętne wynagrodzenia maleją w stosunku do średniego wynagrodzenia całej populacji. Osoby zatrudnione przy pracach prostych zarabiają najmniej. Ich płaca stanowi zaledwie 67% płacy średniej w 1996 r. i różnica ta się znacznie pogłębia spadając do ok. 56% średniej płacy w 2004 r..

Analiza płac przeciętnych wskazuje na rosnące nierówności płacowe. Zauważyć również należy, iż zmienna grupy zawodowe jest silnie pozytywnie skorelowana z poziomem edukacji (współczynnik korelacji tych dwóch zmiennych oscyluje w granicach 0,74 – 0,76).

Wykres 3.4. Relacja wynagrodzeń brutto do przeciętnej grup zawodowych



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Interesującym faktem są zaobserwowane w danych zmniejszające się różnice płacowe pomiędzy województwami. Województwo, w którym przeciętne płace są najwyższe, to województwo mazowieckie. W roku 1999 płace w tym województwie stanowiły 130% płacy przeciętnej w Polsce, w kolejnych latach relacja ta wzrosła o ok. 5 punktów, by w roku 2004 spaść z powrotem do 130%. Drugim województwem, gdzie pracownicy są najwyżej opłacani jest województwo śląskie, ale również tutaj płace maleją w stosunku do płacy średniej (w 1999 r. przeciętna płaca w województwie śląskim wynosiła 107% płacy przeciętnej, zaś w roku 2004 już tylko 98%). W 1996 r. najmniej zarabiano w województwie lubelskim, podkarpackim, warmińsko-mazurskim i lubuskim. Kolejne lata przynoszą wzrost płac w większości województw, wyrównując tym samym poziom nierówności płacowych. W 2004 r. nadal najgorzej opłacani byli pracownicy województwa podkarpackiego i warmińsko-mazurskiego.

W przeciwieństwie do tego co można znaleźć w literaturze przedmiotu, w całym badanym okresie płace brutto sektora publicznego przewyższały wynagrodzenia sektora prywatnego. W roku 1996 stanowiły one 86% przeciętnych płac, zaś w sektorze publicznym 105%. W kolejnych latach różnice te malały, by zacząć ponownie wzrastać od roku 2002 i zatrzymać się na poziomie 106% płacy średniej w sektorze publicznym i 95% w sektorze prywatnym. Również płace netto rejestrowane w BAEL pokazują, że w badanych latach w sektorze publicznym zarabiano przeciętnie lepiej.

Istnieje kilka przyczyn takich zmian w strukturze płac między sektorami. Dodatkowo, rozkład poziomu edukacji w poszczególnych sektorach jest inny. W sektorze publicznym zatrudnionych jest więcej osób z wykształceniem wyższym a mniej z zawodowym niż w sektorze prywatnym. Przykładowo, w roku 1996 odsetek osób z wykształceniem wyższym wynosił odpowiednio 19% w sektorze publicznym i ok. 8% dla sektora prywatnego. Z kolei w sektorze publicznym pracowało około 43% osób z wykształceniem co najwyżej zawodowym. Liczba ta dla prywatnego sektora wyniosła 58%. W kolejnych latach obserwuje się wzrost odsetka pracowników z wyższym wykształceniem w obu sektorach. Jednocześnie odsetek osób z wykształceniem zawodowym i poniżej maleje. W roku 2004 już 39% zatrudnionych to osoby o wykształceniu wyższym, a 23% z wykształceniem co najwyżej zawodowym w sektorze publicznym. Liczby te dla drugiego sektora wynosiły odpowiednio 17% i 44%. W konsekwencji, większy odsetek liczby osób z wyższym wykształceniem, przeciętnie lepiej zarabiających, powoduje, iż średnie wynagrodzenie w sektorze publicznym rosło.

Mimo, iż nie jest bezpośrednim celem tego badania analiza nierówności płacowych między kobietami a mężczyznami, istotność i powszechność tego problemu skłoniła nas do analizy zarobków ze względu na płeć respondentów. Okazuje się, że mimo deklaracji mających na celu zachęcanie do wyrównania poziomu płac między kobietą a mężczyzną nadal obserwuje się lukę płacową między tymi grupami pracowników. W latach 1996 a 2004 płaca kobiet stanowiła średnio 79-83% płacy mężczyzn⁸.

Analiza wynagrodzeń według sektorów EKD nie wskazuje na znaczne zmiany w zróżnicowaniu płacowym ani wewnątrz, ani między grupami. W analizowanym okresie najlepiej zarabiały osoby pracujące w górnictwie i kopalnictwie - ok.175% średniej pensji w roku 1996. Wielkość ta spadała, osiągając 148% średniego wynagrodzenia w roku 2004). Grupą, w której płace umiarkowanie rosły, osiągając 166% przeciętnej płacy w roku 2004 jest pośrednictwo finansowe. W pozostałych grupach płace kształtowały się na poziomie 130% - 90% płacy średniej. Najmniej zarabiano w ochronie zdrowia, rybołówstwie i rybactwie (ok.70-85% średniej pensji).

3.4. Nierówności płacowe

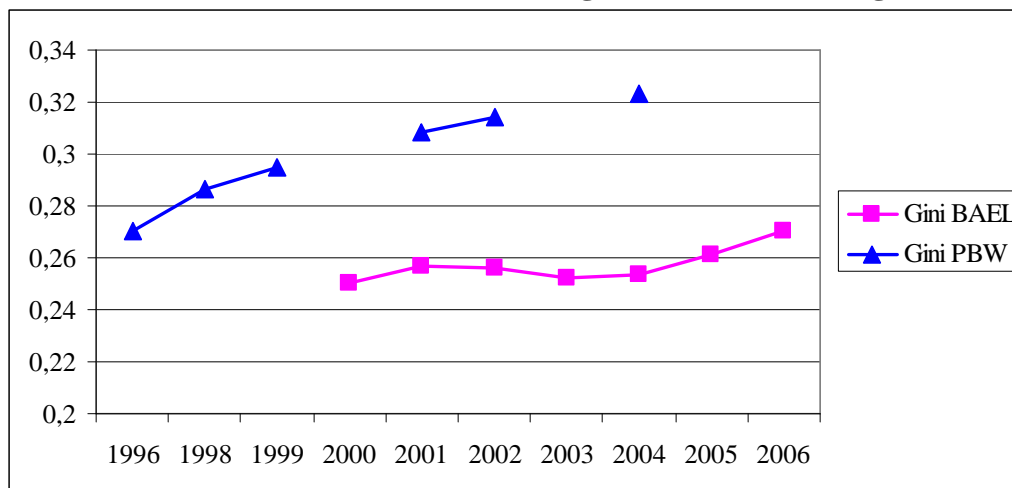
Szybszy wzrost płac w niektórych grupach zatrudnionych, zaś wolniejszy w innych oraz zmieniająca się struktura zatrudnienia sprawiają, iż nierówności płacowe na rynku pracy rosną. W tej części rozdziału zaprezentujemy główne kierunki tych zmian. PBW – jako najbardziej wiarygodne źródło informacji o płacach brutto, prezentuje sytuację począwszy od

⁸ Patrz dla porównania: Reilly, B, 2002, „The Gender Pay Gap in the Transition Economies. A Survey of the Existing Literature” Artykuł przygotowany na Seminarium :The poverty reduction and economic management group – Eastern Europe and Central Asian Region, World Bank, Washington DC; Newell, A. i B. Reilly, 2001, „The Gender pay Gap in Transition from Communism, Some Emplirical Evidence”, *Economic Systems*, vol. 25, str. 287-304.

1996 r. Informacje z BAEL o wynagrodzeniach netto pozwoliły pokazać sytuację od 2000 do 2006 roku, czyli później niż dostępne indywidualne dane z PBW.

Okazuje się, że pomimo pewnych niedoskonałości obu baz danych, wyniki analiz rozkłady wynagrodzeń dały podobne wyniki (wykres3.5.)

Wykres 3.5. Wskaźnik Gini w latach 1996-2004 wg PBW i 2000-2006 wg BAEL.



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW i BAEL

Współczynnik Gini dla płac brutto z PBW wskazuje na ciągły i stabilny wzrost nierówności płacowych w latach 1996-2004 (średnio o 3-4 punkty procentowe w każdym badaniu), potwierdzając tym samym wyniki analiz znalezione do tej pory w literaturze⁹. Przy porównaniach współczynników Theila oraz Atkinsona należy przypomnieć, że ich wartości zależą od liczebności próby, różnej w poszczególnych latach i badaniach.

Tabela 3.1. Rozkład płac brutto, 1996-2004

Rok\Miara	Współczynnik Giniego	Współczynnik Thiela	Współczynnik Atkinsona	p90/p10	p90/p50	p50/p10
1996	0,278	0,140	0,117	3,330	1,701	1,959
1998	0,288	0,158	0,126	3,318	1,712	1,937
1999	0,300	0,175	0,136	3,489	1,748	1,995
2001	0,312	0,189	0,147	3,688	1,838	2,007
2002	0,322	0,200	0,156	3,925	1,923	2,042
2004	0,332	0,217	0,165	4,035	1,949	2,072

Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

⁹ Newell, Socha, 2007; Newell, Socha, 2005, czy Keane, Prasad, 2002.

Tabela 3.2. Rozkład płac netto, 2000-2006

Rok\Miara	Współczynnik Giniego	Współczynnik Thiela	Współczynnik Atkinsona	p90/p10	p90/p50	p50/p10
2000	0,250	0,125	0,174	2,667	1,778	1,499
2001	0,257	0,128	0,182	2,833	1,735	1,634
2002	0,256	0,128	0,182	3,000	1,800	1,667
2003	0,252	0,118	0,180	3,000	1,800	1,667
2004	0,253	0,117	0,180	3,065	1,900	1,613
2005	0,261	0,125	0,188	3,077	2,000	1,538
2006	0,270	0,136	0,198	2,857	1,818	1,572

Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Interesującym dopełnieniem obrazu zmian nierówności jest analiza decyli, która dobrze prezentuje zmiany w końcach rozkładu. Wskazuje ona na silnie rosnące nierówności płacowe między osobami z ostatniego decyla w porównaniu z pierwszym decylem rozkładu. Z powodu braku częstszych danych trudno jest określić, kiedy zmiany te nastąpiły gwałtowniej, a kiedy były łagodniejsze i jakie czynniki mogły mieć na nie wpływ. Analizując zmiany w płacach ludzi najbogatszych w porównaniu do mediany zarobków obserwuje się dużo mniejszy wzrost rozbieżności płacowych. Porównanie płac osób najbiedniejszych do mediany wskazuje, iż to głównie w tym przedziale zróżnicowanie się pogłębiało. Oznacza to, iż ludzie najbiedniejsi stawali się relatywnie coraz biedniejsi i różnice płacowe między nimi a pozostałymi analizowanymi decylami rosły. Odwrotną tendencję można zaobserwować dopiero w ostatnim roku na podstawie danych BAEL. Trudno jednak stwierdzić, czy to odwrócenie trendu, jednoroczny spadek relacji wynagrodzeń najwyższych do medianowych i najniższych, czy może skutek zmiany struktury braków odpowiedzi na pytanie o wynagrodzenie w BAEL.

Analiza współczynnika Giniego w każdej z grup edukacyjnych wskazuje na największe zróżnicowanie płac, jakie istnieje wewnątrz grupy osób z wykształceniem wyższym zaś najmniejsze dla zatrudnionych z wykształceniem gimnazjalnym albo niższym. Różne badania pokazują jednak różne kierunki zmian zróżnicowania płac wewnątrz grupy osób z wykształceniem wyższym. Według PBW między rokiem 1996, a 2004 współczynnik Giniego wzrósł w sumie o ponad 4%. Dane BAEL pokazują niewielki spadek zróżnicowania płac między 2000 a 2004 rokiem i wzrost w latach 2005 i 2006. Dla porównania nierówności płacowe wśród osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym i niżej praktycznie nie ulegały zmianom bądź malały w badanym okresie.

Tabela 3.3. Współczynnik Giniego płac brutto w grupach edukacyjnych, lata 1996-2004

Wykształcenie/Rok	Wyższe	Śr.zawodowe i policealne	Średnie ogólnokształcące	Zasadnicze zawodowe	Gimnazjalne lub niższe
1996	0,302	0,252	0,263	0,260	0,243
1998	0,330	0,255	0,270	0,245	0,234
1999	0,341	0,262	0,277	0,250	0,241
2001	0,339	0,269	0,286	0,255	0,244
2002	0,340	0,276	0,285	0,264	0,252
2004	0,344	0,276	0,295	0,248	0,239

Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Tabela 3.4. Współczynnik Giniego płac netto w grupach edukacyjnych, lata 2000-2006

Wykształcenie/Rok	Wyższe	Śr.zawodowe i policealne	Średnie ogólnokształcące	Zasadnicze zawodowe	Gimnazjalne lub niższe
2000	0,303	0,225	0,236	0,197	0,195
2001	0,298	0,227	0,257	0,197	0,196
2002	0,298	0,225	0,251	0,201	0,196
2003	0,281	0,225	0,233	0,198	0,193
2004	0,274	0,227	0,236	0,199	0,188
2005	0,280	0,234	0,244	0,203	0,191
2006	0,288	0,240	0,250	0,209	0,199

Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Jednym z czynników mogących wpływać na rosnące zróżnicowanie płacowe wśród osób o wyższych kwalifikacjach jest coraz większy odsetek pracujących z tym poziomem wykształcenia. Efekt ten może wynikać z faktu, iż wzrost podaży pracy ludzi z wyższym poziomem wykształcenia zwiększa heterogeniczność tej grupy (różne typy ukończonych uczelni, dodatkowe umiejętności, itp.), zaś większy wybór dla pracodawców pozwala na wyższe wynagradzanie tych, którzy posiadają dodatkowe kwalifikacje. Z kolei malejący udział pracujących z wykształceniem niższym (zasadnicze zawodowe, bądź co najmniej gimnazjalne) powoduje, iż płace w tej grupie nie ulegają istotnemu zróżnicowaniu.

Przeprowadzona do tej pory analiza wskazuje na kilka czynników. Po pierwsze, znacząco wzrasta wynagrodzenie osób z wyższym poziomem wykształcenia w stosunku do płacy przeciętnej oraz zwiększa się liczba pracujących z tym poziomem wykształcenia. Z kolei średnie płace pozostałych grup edukacyjnych relatywnie maleją. Te silne zmiany w strukturze płac wynikają przede wszystkim z rosnącego popytu pracodawców na osoby o wyższym wykształceniu, spadku zainteresowania pracownikami o niskim poziomie edukacji oraz o niedopasowaniu podaży pracowników do wymagań popytu. Silny wzrost płac w najlepiej zarabiających grupach zawodowych (parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy, kierownicy oraz specjaliści) i zwiększający się odsetek osób tam pracujących przyczyniają się do wzrostu nierówności. Dodatkowo, spadek relatywnych płac zatrudnionych przy pracach prostych zwiększa poziom nierówności.

3.5. Dekompozycja

Jedną z zalet współczynnika Theila jest możliwość jego dekompozycji, która pozwala na analizę czynników stojących za zmianami w poziomie nierówności płacowych. Dekompozycja ma na celu podzielenie zróżnicowania wynagrodzeń na dwie części. Część pierwsza „międzygrupowe zróżnicowanie płacowe” pokazuje, jak bardzo różnice między grupami wpływają na obserwowane różnice w wynagrodzeniach. Część „zróżnicowanie wewnątrzgrupowe” pokazuje, na ile płace wpływają na to zróżnicowania wewnątrz poszczególnych grup.

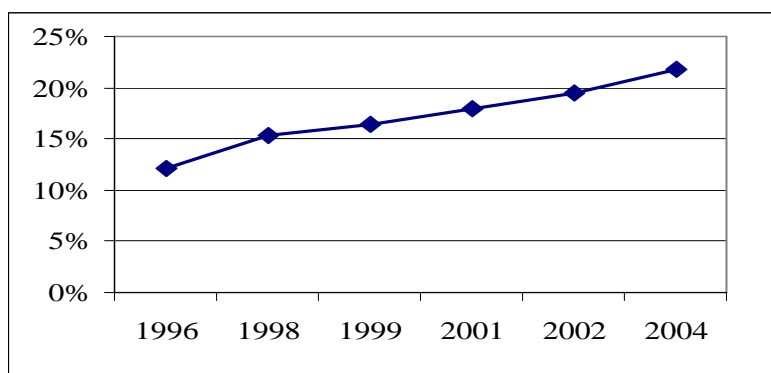
W naszym badaniu użyta została miara względna, która mówi, ile procent wartości współczynnika Theila stanowi międzygrupowe zróżnicowanie płac. Dla każdej z analizowanych hipotez podzieliliśmy próbę na poszczególne grupy istotne dla celów badania. Zdefiniowano różne podgrupy osób pracujących, które pozwoliły wyodrębnić różne ich segmenty, pomocne w późniejszym prześledzeniu nierówności wewnątrzgrupowych oraz międzygrupowych:

- Zróżnicowanie ze względu na płeć,
- działania mechanizmu *Skill-Biased Technical Change*,
- zmian nierówności regionalnych,
- różnic w sytuacji poszczególnych sektorów EKD,
- zmiany roli i siły przetargowej osób pracujących i poszukujących pracy (teoria *insiders-outsiders*).

Wykształcenie i zawód

By móc zbadać SBTC jako jeden z czynników warunkujących wzrost nierówności płacowych, próba została podzielona na pięć grup edukacyjnych (wykształcenie wyższe, średnie zawodowe i policealne, średnie ogólnokształcące, zasadnicze zawodowe, gimnazjalne i poniżej).

Wykres 3.6. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – grupy wykształcenia



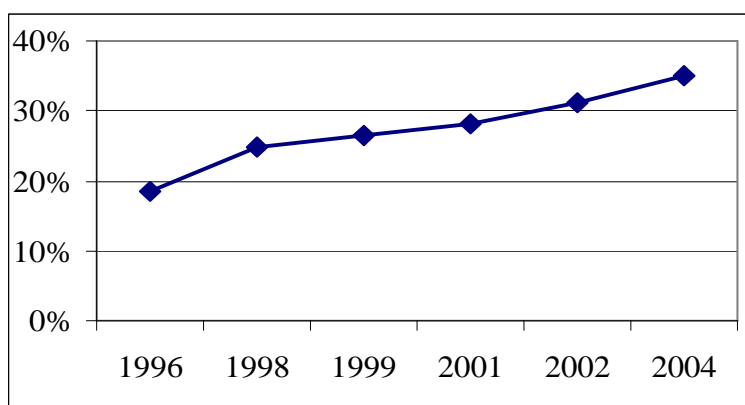
Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Przeprowadzona analiza wskazuje, iż zróżnicowanie płacowe między grupami edukacyjnymi rośnie (wykres 3.6). Stanowi ono 12% wartości współczynnika Theila w 1996 r. i rośnie do 22% w roku 2004. Oznacza to, iż jest coraz większa różnica między

przeciętnymi płacami osób z różnym poziomem wykształcenia. Jest to po części potwierdzeniem zjawiska opisanego w poprzednim podrozdziale, iż wynagrodzenia osób z wykształceniem wyższym rosną szybciej niż dla pozostałych grup. Co więcej, rezultat ten sugeruje, iż istnieje na rynku mechanizm rozwoju technologicznego promującego kwalifikacje. Przyczyną może być wspomniany rosnący popyt na pracowników o wysokich kwalifikacjach oraz niedopasowanie struktury podaży do popytu. W efekcie nadwyżki popytu na wysokie kwalifikacje nad ich podażą pracownicy z wyższym wykształceniem stają się grupą uprzywilejowaną na rynku pracy, bardziej poszukiwaną i jej płace wzrastają. Rezultaty badań znalezionych w literaturze¹⁰ wskazują na rosnącą wysoką stopę zwrotu z edukacji dla tego typu osób.

Dekompozycję współczynnika Theila przeprowadzono również na grupach zawodowych według klasyfikacji ISCO-88, w podziale na dziewięć głównych grup zawodowych. Jak oczekiwano, międzygrupowe zróżnicowanie płacowe rośnie (wykres 3.7), przy czym wykonywany zawód bardziej różnicuje zarobki niż poziom formalnego wykształcenia.

Wykres 3.7. Udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – grupy zawodowe.



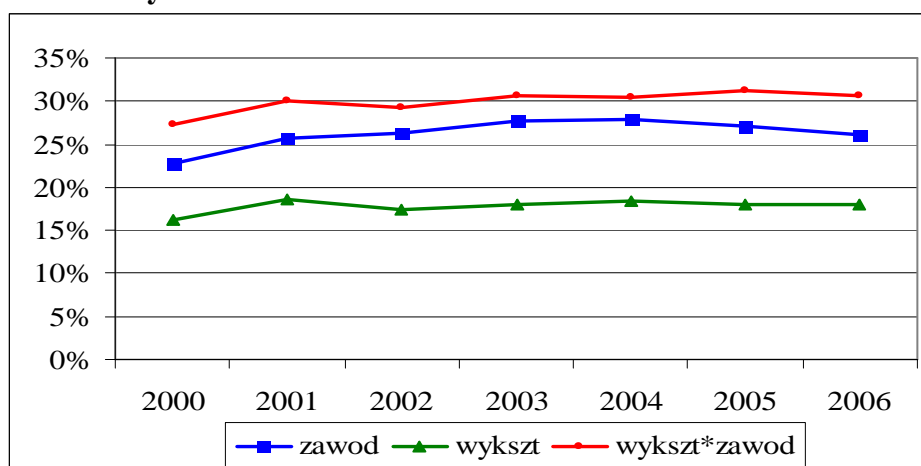
Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Zróżnicowanie to stanowi odpowiednio od prawie 20% do 35% wartości współczynnika Theila w latach 1996-2004. Spowodowane było to wzrostem płac grup najlepiej zarabiających w porównaniu do przeciętnej płacy oraz relatywnie coraz niższymi płacami osób zatrudnionych przy pracach prostych. Dodatkowo, efekt ten pogłębia rosnący odsetek osób zatrudnionych w lepiej zarabiających grupach zawodowych. Poszukując przyczyn tak zmieniającej się struktury płac pamiętać należy o silnej pozytywnej korelacji jaka istnieje między tą zmienną a poziomem wykształcenia.

Mniejszy wzrost zróżnicowania międzygrupowego płac we współczynniku Theila można dostrzec na danych BAEL, zaś między rokiem 2005 a 2006 widać nawet nieznaczny spadek wagi wykonywanego zawodu (wykres 3.8) dla wyjaśniania zróżnicowania między płacami.

¹⁰ Dla przykładu: Newell, A. i B. Reilly, 1997, „Rates of Return to Educational Qualifications In the Transition Economies”, *Discussion Paper in Economics*, University of Sussex; Barrow, M., 1998, „Education after communism – the experience of central and eastern European countries”, *School of social sciences, University of Sussex*.

Wykres 3.8. Udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – grupy zawodowe i wykształcenie.



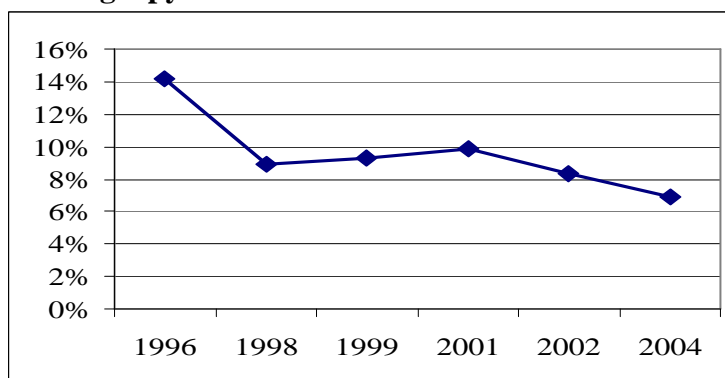
Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Branże

Dla zbadania hipotezy mówiącej, iż to różnice w popycie na produkty różnych branż mogą być przyczyną rosnących różnic płacowych między poszczególnymi grupami pracowników, próba została podzielona na piętnaście sekcji EKD.

W latach 1996-2004 obserwuje się znaczny spadek w międzygrupowych nierównościach płacowych (patrz wykres 3.8). Międzygrupowa różnica płacowa stanowiła ok. 14% wartości współczynnika Theila w roku 1996 i wielkość ta zmalała do 7% w roku 2004.

Wykres 3.9. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac brutto we współczynniku Theila – grupy EKD



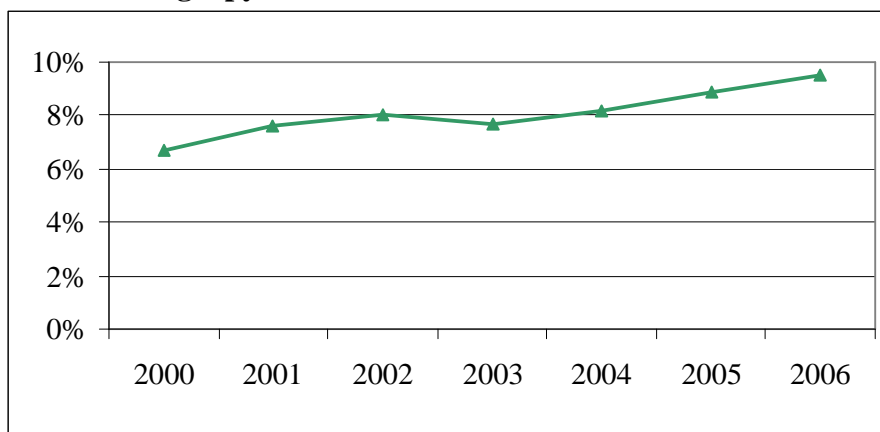
Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Między pracownikami z różnych grup działalności płace nie różnicują się, zaś rosnące nierówności wynikają z wewnątrzgrupowych zmian płacowych. W rzeczywistości, obserwuje się zmianę struktury zatrudnionych w poszczególnych grupach EKD. W każdej grupie rośnie procent osób z wykształceniem wyższym, a maleje z co najwyżej zawodowym poziomem edukacji. Pozostałe cechy osób, jakimi dysponujemy, mają rozkłady bardzo zbliżone w czasie. Zatem można uznać, iż zmieniająca się struktura poziomu wykształcenia wpływa na

wewnątrzgrupowe zmiany w strukturze płac, a międzygrupowe zróżnicowanie odgrywa coraz bardziej marginalną rolę. Otrzymane wyniki pozwalają na przypuszczenie, iż zmiana struktury popytu nie były motorem warunkującym zmiany w strukturze wynagrodzeń w latach 1996-2004.

Hipoteza ta mogłaby jednak potencjalnie być potwierdzona w oparciu o BAEL, który od 2003 roku pokazuje wzrost udziału zróżnicowania międzygrupowego płac netto według sekcji EKD (wykres 3.10).

Wykres 3.10. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac netto we współczynniku Theila – grupy EKD

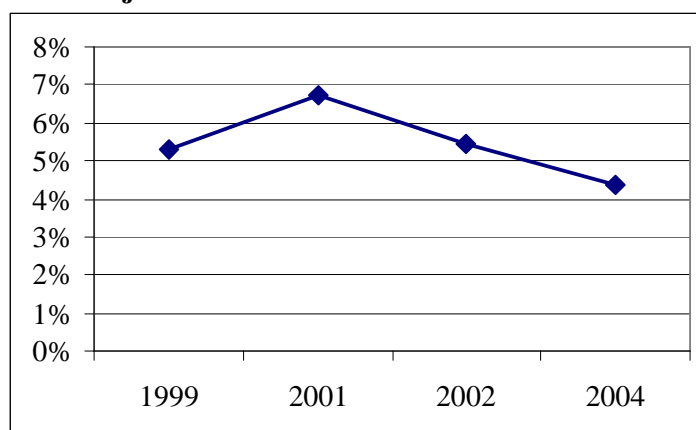


Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Różnice między województwami

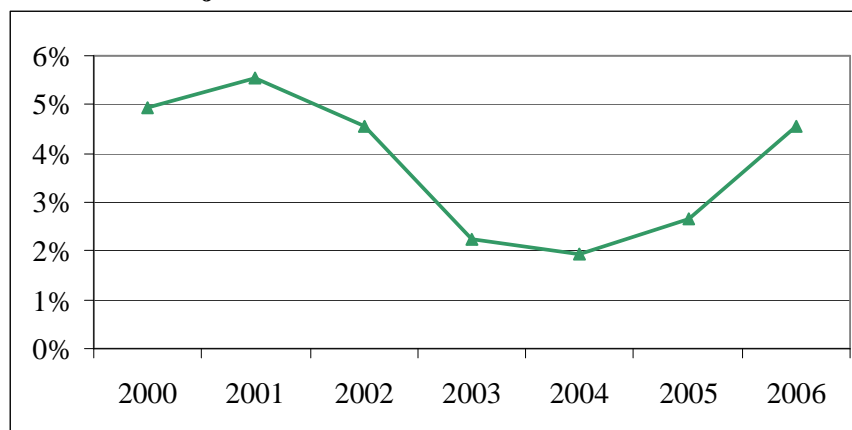
By odpowiedzieć na pytanie, czy istnieją różnice regionalne, próba została tym razem podzielona na 16 województw. Ze względu na niemożność przeliczenia starego podziału województw na nowy w badaniu struktury wynagrodzeń, analiza dla PBW rozpoczyna się od roku 1999. Pamiętać należy, że województwo w przypadku PBW to miejsce funkcjonowania firmy a w przypadku BAEL miejsce zamieszkania respondenta.

Wykres 3.11. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac brutto we współczynniku Theila – województwa.



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Wykres 3.12. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac netto we współczynniku Theila – województwa



Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Zarówno BAEL jak i PBW pokazują od roku 2001 spadek międzywojewódzkiego zróżnicowania płac a wzrost wewnątrz-grupowego zróżnicowania (wykresy 3.11 i 3.12). Jednak BAEL sugeruje wzrost w kolejnych dwóch latach.

Jak pokazano powyżej, relacja średniej płacy w każdym z województw do przeciętnej płacy ogółem maleje w województwach, gdzie zarabia się najwięcej (mazowieckie, śląskie). Z kolei w większości województw biedniejszych relatywne płace rosną. Dodatkowymi czynnikami mającymi wpływ na zmniejszenie zróżnicowania płac między województwami jest, podobnie jak w powyższym przypadku, zmiana struktury wykształcenia w poszczególnych województwach. Wzrost odsetka pracujących z wykształceniem wyższym obserwuje się w każdym województwie, to z kolei wpływa na zróżnicowanie płac wewnątrz grup. Zatem, nie jest możliwym stwierdzenie, iż to wzrost nierówności płacowych między województwami warunkuje wzrost nierówności w wynagrodzeniach ogółem. Niestety, dostępne dane nie pozwalają na określenie przyczyn zachodzących zmian.

Siła pracowników – teorie insider-outsider (sektor własności, staż w firmie, wielkość firmy)

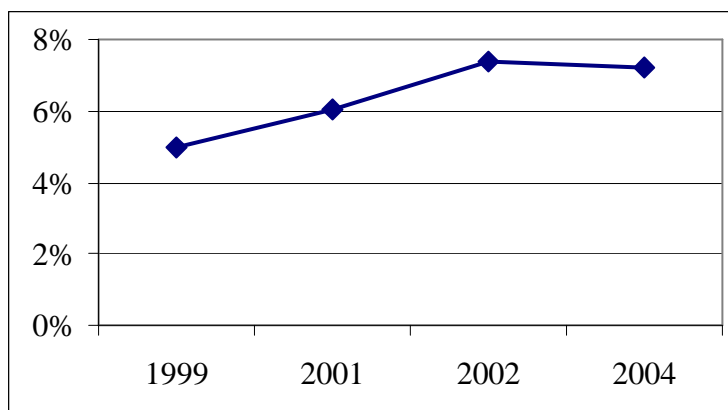
Kolejnym czynnikiem mogącym mieć wpływ na zmianę w strukturze płac i wzrost nierówności wynagrodzeń jest rosnąca siła przetargowa osób już zatrudnionych. Osoby posiadające pracę są to często pracownicy długoletni, bardzo doświadczeni, reprezentujący kapitał ludzki specyficzny dla danej firmy i dobrze wynagradzani (ang. *insiders*). W efekcie swojej uprzywilejowanej pozycji wykorzystują oni posiadaną siłę w negocjacjach płacowych, tym samym zwiększając różnice zarobkowe na rynku.

W celu analizy hipotezy, że siła pracowników *insiders* wyjaśnia część zróżnicowania wynagrodzeń, została utworzona zmienna, będąca iloczynem grup zmiennych już istniejących, które dobrze przybliżają siłę przetargową osób. Zmienna ta jest multiplikatywną następujących charakterystyk: staż w firmie, wielkość firmy i publiczny albo prywatny sektor własności. Staż w firmie został podzielony na sześć przedziałów (rok lub mniej, 2-4 lata, 5-9 lat, 10-14 lat, 15-19 lat, 20 i więcej lat stażu pracy w obecnej firmie). Podział firm według ich wielkości był inny dla PBW i BAEL, ze względu na inne dostępne informacje. Dla BAEL stworzono trzy grupy (firmy do 10 pracowników, firmy od 11 do 49 pracowników, firmy 50

i więcej pracowników), zaś dla PBW cztery grupy (od 10 do 49 pracowników, od 50 do 99 pracowników, od 100 do 999 pracowników, 1000 i więcej pracowników).

Jak wynika z przeprowadzonych obliczeń, międzygrupowe zróżnicowanie płacowe w tak utworzonych grupach w analizowanych latach rośnie (patrz wykres 3.12.). Między rokiem 1999 a 2002 wzrost ten wynosił niewiele ponad 2% (z 5% do 7,4%), zaś w roku 2004 spadł niewiele do 7,2%. Jakie grupy możemy podejrzewać o posiadanie większej siły przetargowej na rynku pracy? By to stwierdzić, sprawdzono, jak zmieniała się relacja wynagrodzeń każdej z grup do średniej płacy. Najlepiej zarabiały osoby pracujące w sektorze prywatnym w dużych firmach (powyżej tysiąca pracowników). Osoby ze stażem od 3 do 9 lat w danym przedsiębiorstwie zarabiały najwięcej, następnie klasyfikują się osoby o stażu powyżej 19 lat. Relacja ich płac do płacy przeciętnej silnie rośnie w latach 1999–2001, następnie pozostaje na relatywnie niezmiennym poziomie 150% wynagrodzenia średniego. Co ciekawe, bardzo szybko rośnie płaca osób o długim stażu (powyżej 20 lat) pracujących w dużych firmach sektora państwowego (ze 127% wynagrodzenia przeciętnego w roku 2001 do 144% w 2004r.), goniąc tym samym rozbieżności płacowe końca lat dziewięćdziesiątych. Podobne zmiany zauważa się we wszystkich przedsiębiorstwach sektora publicznego (płace osób z ponad 20-stoletnim doświadczeniem rosną). Najmniej zarabiają pracownicy sektora prywatnego firm małych (od 10 do 50 pracowników) zatrudnione do roku, a ich relatywne płace maleją (średnio z 76% płacy średniej w roku 1999 do 65% w roku 2004).

Wykres 3.13. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – siła przetargowa pracowników.

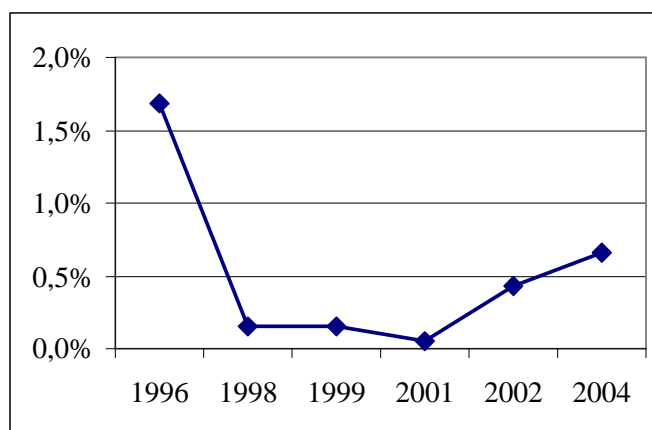


Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Zatem przeprowadzone analizy wskazują, iż siła przetargowa niektórych grup pracujących (np. pracowników z długim stażem sektora publicznego) rośnie, w konsekwencji wpływając na zróżnicowanie płacowe w populacji pracujących.

Dekompozycja współczynnika Theila na wewnątrz- i międzysektorowe zmiany w nierównościach płacowych wskazuje na bardzo marginalny udział międzysektorowego zróżnicowania płac w zróżnicowaniu ogółem. Oznacza to, iż prawie całość zróżnicowań wynika z wewnątrz-sektorowych zmian w płacach.

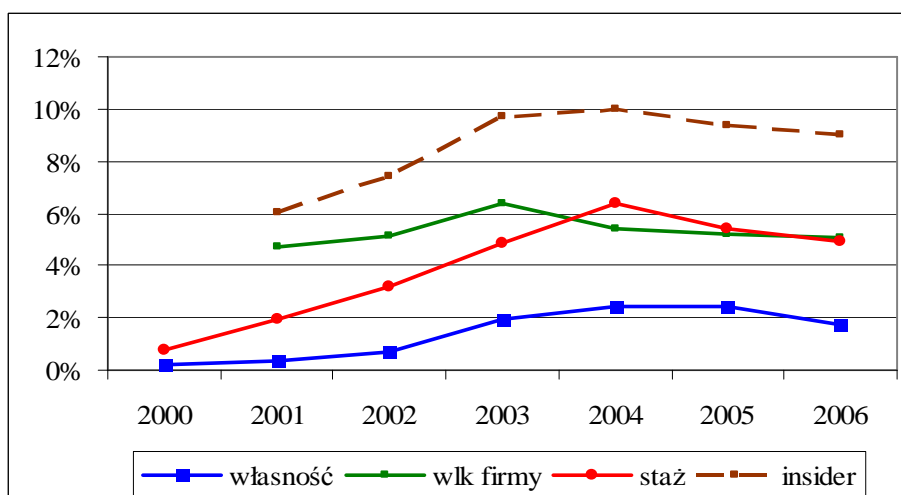
Wykres 3.14. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – sektor własności.



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

W przypadku BAEL siła *insiders* jest nawet większa, jeśli chodzi o wpływ na zróżnicowanie wynagrodzeń między grupami pracowników o różnej sile (wykres 3.15). Przy tym od 2004 r., czyli mniej więcej podobnie jak dla danych PBW, można zauważyć spadek znaczenia zróżnicowania płac między wyróżnionymi grupami.

Wykres 3.15. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – sektor własności, wielkość firmy i staż pracownika w firmie.



Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

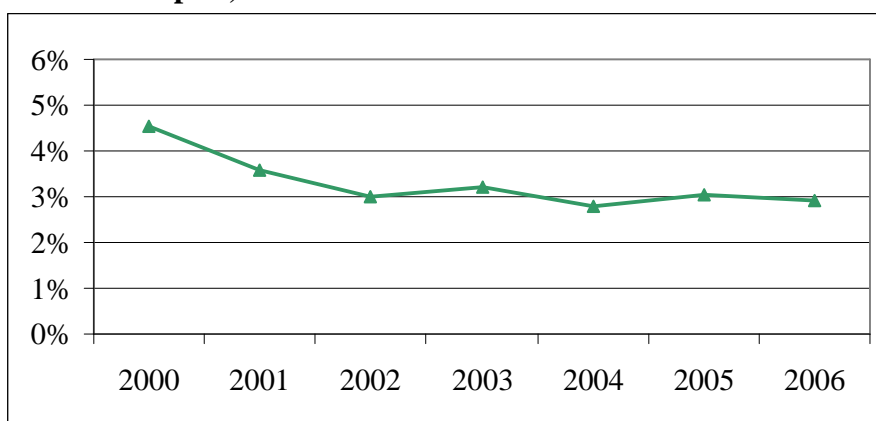
Płeć

Na koniec, pomimo tego, iż nie leży to w zakresie naszych zainteresowań w tej pracy, spójrzmy jeszcze, czy różnice między zarobkami kobiet i mężczyzn w dużym stopniu wyjaśniają ogólne zróżnicowanie płac. Jak zostało pokazane wcześniej, przeciętna płaca kobiet stanowi średnio 80-82% wynagrodzenia mężczyzny. Jednak dekompozycja przeprowadzona dla tych dwóch grup siły roboczej wskazuje na malejące zróżnicowanie płacowe między kobietami a mężczyznami, a przyczyn w zróżnicowaniu płac upatruje

w wewnątrz-grupowym zróżnicowaniu (patrz wykresy 3.16 i 3.17). Rezultaty te potwierdzają wyniki dotychczas przeprowadzanych badań¹¹.

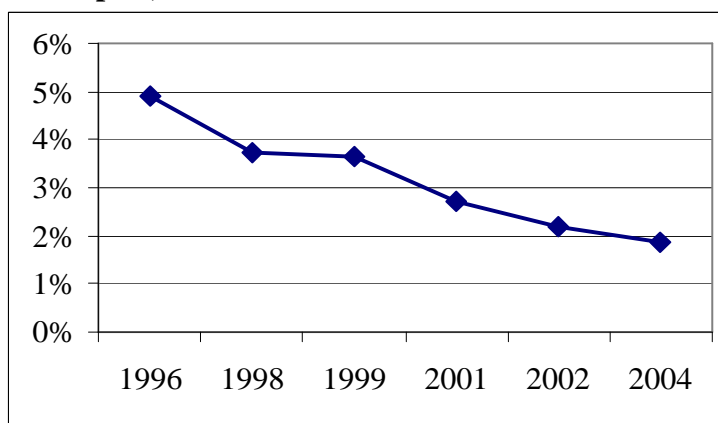
Udział zróżnicowania płac między kobietami a mężczyznami był w badanym okresie coraz mniej ważny dla wyjaśniania ogólnego zróżnicowania wynagrodzeń, dla którego bardziej istotne było zróżnicowanie w ramach tych grup.

Wykres 3.16. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – płć, BAEL



Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL

Wykres 3.17. Procentowy udział międzygrupowego zróżnicowania płac we współczynniku Theila – płć, PBW



Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

3.6. Wnioski cząstkowe

Podsumowując, nierówności płacowe w okresie 1996-2006 rosły, na co wpływ miało kilka czynników. Po pierwsze, rosnący odsetek ludzi z wyższym wykształceniem wchodzących na rynek pracy oraz silny wzrost ich relatywnych wynagrodzeń. Drugim czynnikiem było malejące relatywne wynagrodzenie osób z wykształceniem co najwyżej

¹¹ Patrz przykładowo: Newell, A. i B. Reilly, 2001, „The Gender pay Gap in Transition from Communism, Some Empirical Evidence”, *Economic Systems*, vol. 25, str. 287-304.

gimnazjalnym. Przeprowadzona dekompozycja pozwala na wysunięcie dwóch kluczowych hipotez dotyczących mechanizmów wpływających na wzrost nierówności płacowych. Po pierwsze, istnieje mechanizm tzw. rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje, co ma również uzasadnione przełożenie na wzrost nierówności płacowych między grupami zawodowymi. Drugim mechanizmem, mogącym wpływać na zmianę struktury wynagrodzeń, jest siła przetargowa osób już zatrudnionych w firmach, które posiadając kapitał ludzki specyficzny dla danej firmy i umiejętności niezbędne dla jej działania, wpływają na decyzje menadżerów dotyczące płac, zwiększając tym samym międzygrupowe różnice płacowe.

4. Analiza ekonometryczna determinantów zmian zróżnicowania płac oraz zróżnicowania stopni kreacji i destrukcji zatrudnienia

4.1. Zmiany wpływu kwalifikacji na sytuację na rynku pracy

Pierwszym czynnikiem, który według naszej hipotezy badawczej mógł mieć istotny wpływ na rosnące zróżnicowanie płac w Polsce w ostatnich latach jest tzw. rozwój technologiczny promujący kwalifikacje (SBTC). Wysokie prawdopodobieństwo istotnej roli tego czynnika dla kształtowania wynagrodzeń potwierdziły nasze wstępne analizy statystyczne, mówiące o rosnącej roli nierówności między grupami wykształcenia i głównych grup zawodów w ogólnym wskaźniku nierówności płac według indeksu Theila. W tej części raportu przedstawiamy wyniki kolejnych analiz dotyczących tego zagadnienia według metodologii opisanej w drugim rozdziale.

Zgodnie z przyjętą metodologią przeprowadziliśmy estymację serii modeli ekonometrycznych, w których zmiennymi zależnymi były kolejno: płace, prawdopodobieństwo znalezienia pracy w ostatnim roku oraz prawdopodobieństwo utraty pracy w ostatnim roku.

Regresje płacowe szacowane były na podstawie informacji z bazach danych Październikowe Badania Wynagrodzeń¹² z lat 1996-2004 dostępnych w cyklu dwuletnim, z wyjątkiem badania, które powinno było odbyć się w roku 2000, a odbyło się w latach 1999 i 2001. Do estymacji użyto dwóch rodzajów równań o następujących specyfikacjach:

$$(1) \ln W = \beta_0 + \beta_1 ISCO + \beta_2 EDU + \beta_3 ISCO * EDU + \sum_i \beta_i CON_i$$

$$(2) \ln W = \beta_0 + \beta_1 ISCO + \beta_2 YES + \beta_3 ISCO * YES + \sum_i \beta_i CON_i$$

gdzie: W oznacza płacę całkowitą, $ISCO$ oznacza zmienną zerojedynkową dla grup zawodowych (od 1 do 9), EDU oznacza zmienną zerojedynkową dla poziomu wykształcenia (wyższy, średni zawodowy, średni ogólny, zawodowy, gimnazjalny i poniżej), YES ¹³ oznacza lata nauki określone za pomocą szczegółowych informacji o poziomie wykształcenia pracownika dostępnych w PBW, a CON_i to seria zmiennych kontrolnych: wiek, kwadrat wieku, płeć, region, wielkość przedsiębiorstwa, kod EKD przedsiębiorstwa, formę własności przedsiębiorstwa.

Obie specyfikacje opisują wpływ jednostkowych zmian wartości zmiennych niezależnych ciągłych na procentową (w przybliżeniu) zmianę płacy, w przypadku zmiennych zerojedynkowych procentowe różnice płac dla danej wartości zmiennej w porównaniu do wartości bazowej.

Stosując specyfikację (1) uzyskiwaliśmy opis zróżnicowania procentowego oczekiwanych płac w zależności od zawodu i wykształcenia pracownika, to znaczy: procentową różnicę pomiędzy płacą, jakiej oczekiwać może pracownik legitymujący się poziomem wykształcenia „x” i pracujący w zawodzie „y” wobec identycznego pod innymi

¹² Estymacji równań płacowych dokonaliśmy także używając danych z BAEL. Nie prezentujemy ich jednak opracowaniu. Otrzymane wyniki **nie wskazywały**, by jakkolwiek z analizowanych przez nas mechanizmów miał w analizowanym okresie wpływ na wzrost nierówności płacowych, bądź nie prowadziły do jednoznacznych konkluzji.

¹³ Sposób przeliczenia poziomów edukacji na lata nauki: wyższe i powyżej - 17 lat, policealne - 14, średnie zawodowe - 13, średnie ogólnokształcące - 12, zasadnicze zawodowe - 11, gimnazjum - 9, podstawowe - 8, niepełne podstawowe - 6

kontrolowanymi w modelu charakterystykami pracownika z grupy bazowej (w tym przypadku robotnika wykwalifikowanego z wykształceniem zawodowym). Wzrost tego zróżnicowania wskazywał będzie na coraz silniejszy wpływ umiejętności na wysokość płacy, co będzie zgodne z logiką SBTC.

Stosując specyfikację (2) uzyskiwaliśmy współczynniki opisujące procentowy przyrost płacy z każdego roku nauki dla pracowników w różnych zawodach. Wzrost tych współczynników, szczególnie dla osób wykonujących zawody wymagające większych kwalifikacji, będzie zgodny z logiką wynikającą z teorii SBTC.

Podobne estymacje przeprowadziliśmy używając danych BAEL dla prawdopodobieństwa znalezienia zatrudnienia (kreacji zatrudnienia) oraz dla prawdopodobieństwa jego utraty (destrukcji zatrudnienia). W obu przypadkach z racji na charakter zmiennych zależnych, estymowane modele były logitowe¹⁴. Współczynniki w modelach mają więc postać ilorazów szans (*odds ratios*)¹⁵. W modelach logitowych nie zastosowano zmiennych multiplikatywnych, ponieważ ich interpretacja, a także sposób policzenia efektów całościowych są niejasne. W modelach estymowanych na danych BAEL z racji na bogatszą zawartość tej bazy, w odniesieniu do cech pracowników i ich miejsca pracy, inny jest także zestaw zmiennych kontrolnych (CON_i), poza zmiennymi użytymi w modelu płac dodano także zmienną określającą klasę wielkości miejscowości. Estymacje przeprowadzone na podstawie danych BAEL obejmują (w cyklu rocznym) lata 1997-2006 (z wyjątkiem lat 1998-1999).

Wszystkie estymacje zostały przeprowadzone niezależnie dla każdego roku. Wynikiem analiz są tablice współczynników przy interesujących nas zmiennych dla poszczególnych lat. Na podstawie różnic pomiędzy wartościami współczynników dla poszczególnych lat określamy zmiany w czasie siły (elastyczności), z jaką zmienne niezależne wpływają na zmienne zależne w badanym okresie. Gdy dana zmienna okazywała się nieistotna statystycznie, to w przypadku modelu liniowego (dla płac) przypisywaliśmy współczynnikiem wartość „0”, a przypadku modeli logitowych ustalaliśmy wartość ilorazu szans równą „1”.

Nasze wyniki jednoznacznie potwierdzają, że wykształcenie oraz pozycja zawodowa pracownika istotnie i coraz silniej w badanym okresie wpływały na zróżnicowanie płac (Patrz Wykres 4.1).

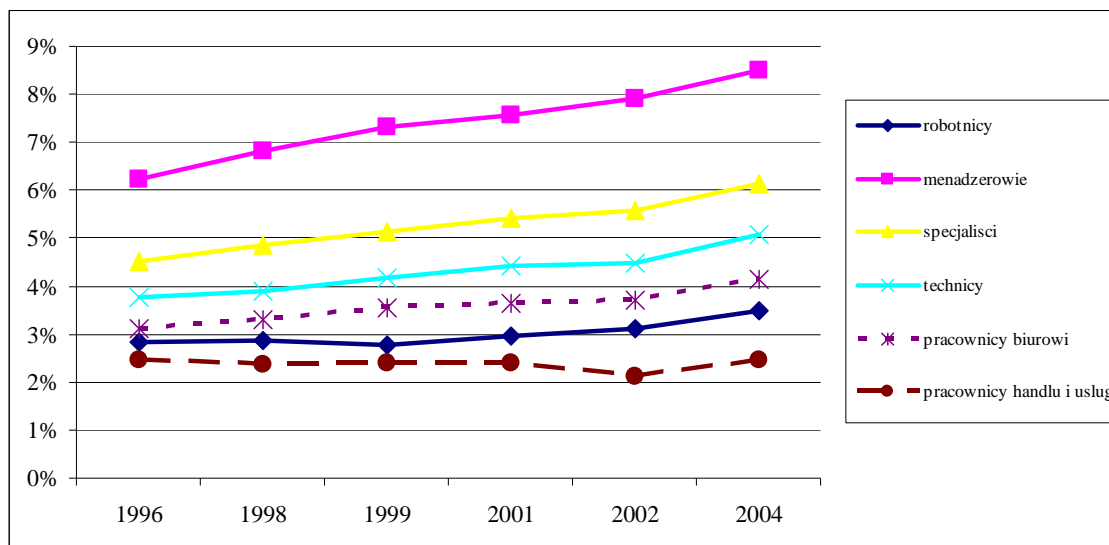
¹⁴ Model logitowy stosuje się gdy zmienna zależna ma postać zerojedynkową, tzn. gdy estymujemy wpływ czynników niezależnych na prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia zależnego (w naszym przypadku znalezienia bądź utraty pracy w ostatnim roku). Funkcja logitowa ma następującą formę:

$$y = \frac{1}{1 + e^{-f(X)}}$$

gdzie X to zestaw cech niezależnych, a f(X) jest zwykłą funkcją liniową, y to prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia zależnego.

¹⁵ W przypadku ciągłych zmiennych niezależnych ilorazy szans wynikają z jednostkowej ich zmiany, a w przypadku zmiennych zerojedynkowych w stosunku to wartości bazowej. Na przykład jeśli prawdopodobieństwo danego zdarzenia dla wartości „x” zmiennej niezależnej „a” wynosi 50% czyli szansa zajścia tego zdarzenia wynosi (50/50), a dla wartości bazowej tej samej zmiennej 40% (szansa = (40/60), to iloraz szans („odds ratio”) obliczamy w następujący sposób.
(50/50)/(40/60) = (5*6)/(5*4)=30/20=1,5.

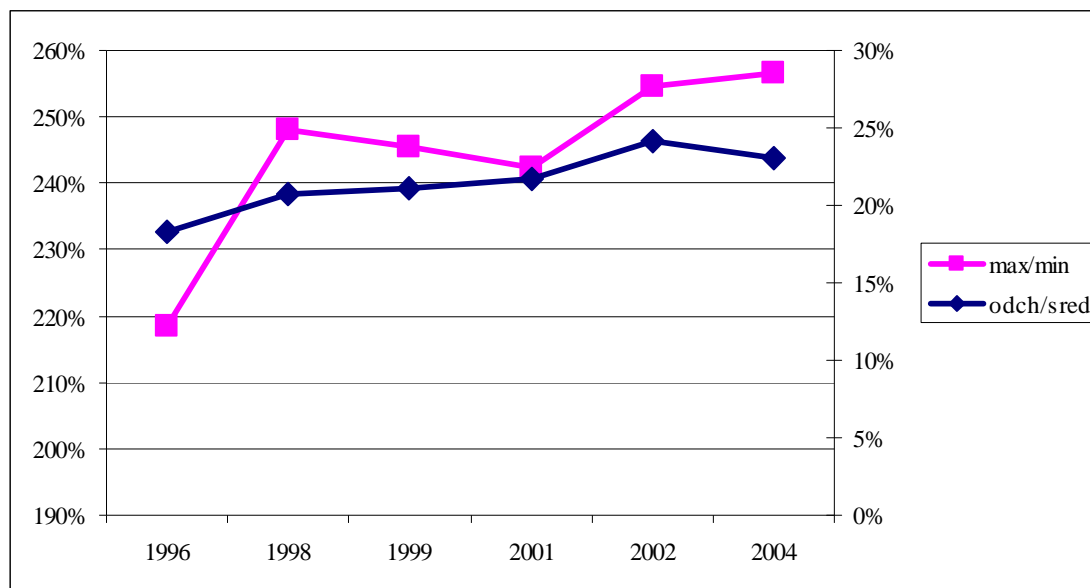
Wykres 4.1 Panel A Zwrot z edukacji dla poszczególnych grup zawodowych w Polsce w latach 1996-2004



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Zwrot z edukacji (czyli procentowy przyrost płacy wynikający z każdego dodatkowego roku nauki) rośnie w latach 1996-2004 dla większości badanych grup zawodowych (patrz Wykres 4.1, panel A). Największe korzyści płacowe związane z liczbą lat nauki osiągają pracownicy wykonujący prace wymagające największych kwalifikacji: czyli menadzerowie, (powyżej 8% wzrost oczekiwanej płacy dla każdego roku nauki) oraz specjaliści i technicy. W przypadku tych grup zawodowych największa jest także dynamika wzrostu zwrotu z edukacji (około 35% w ciągu badanego okresu). Ważne jest jednak to, iż wykształcenie staje się coraz bardziej istotne także dla robotników przemysłowych i rzemieślników (wzrost zwrotu z edukacji o 22%), podobne wyniki osiągamy dla operatorów maszyn i urządzeń (17%, grupa nie pokazana na rysunku) oraz dla pracowników biurowych (wzrost o 33%). Wzrostu znaczenia edukacji nie obserwujemy wśród pracowników usług. Niejednoznaczne wyniki otrzymujemy w przypadku innych grup zawodowych: rolników oraz osób wykonujących prace proste (grupy nie pokazane na wykresie).

Wykres 4.1 Panel B Zróżnicowanie oczekiwanych płac pomiędzy grupami określonymi poprzez wykonywany zawód i posiadane wykształcenie w Polsce w latach 1996-2004



Źródło: Obliczenia własne na podstawie baz danych z PBW. Na wykresie nie pokazujemy wykresów zwrotu z edukacji dla: rolników, wykonujących prace proste oraz operatorów maszyn. Do obliczania statystyk zróżnicowania płac nie były brane pod uwagę wyniki dla rolnictwa.

Wyniki te zgodne są z logiką wynikająca z teorii SBTC. Zwrot z edukacji rośnie najszybciej dla grup zawodowych, których kwalifikacje w największym stopniu korzystają lu których kwalifikacje stają się coraz bardziej przydatne wraz z postępem technologicznym, (specjaliści, technicy, ale także pracownicy biurowi i pewne grupy robotników). Postęp ten nie ma natomiast większego znaczenia lub ma wpływ negatywny na pracowników nie stykających się w swojej pracy z nowoczesnymi technologiami łatwo przez takie technologie zastępowalnych (pracownicy handlu, usług dla ludności czy osoby wykonujące prace proste/mechaniczne).

Widzimy także coraz większe zróżnicowanie oczekiwanych płac związane jednocześnie z poziomem wykształcenia, oraz zawodem wykonywanym przez pracownika (Patrz Wykres 4.1 Panel B). W roku 1996 rozpiętość płac wynikająca z kombinacji tych charakterystyk wynosiła około 219% (tzn. że *ceteris paribus* płaca menadżera z wykształceniem wyższym, była 2,2 razy wyższa niż płaca osoby z wykształceniem podstawowym wykonującej prace proste). W roku 2004 rozpiętość ta wynosiła już 256% (najwyższe płace mieli tu znów menadżerowie z wyższym wykształceniem, a najniższe osoby z wykształceniem podstawowym pracujące w handlu i usługach dla ludności).

Rośnie także bardziej ogólna miara zróżnicowania wynagrodzeń determinowanego wykształceniem i zawodem pracownika, czyli stosunek odchylenia standardowego do średniej oczekiwanej płacy. W roku 1996 stosunek ten wynosił 18%, a w roku 2004 już 23%.

Warto także zauważyć, iż zróżnicowanie płac rośnie nieco szybciej w grupach „zawodowo-edukacyjnych” osiągających płace powyżej średniej. Jest to zgodne z faktem większego przyrostu zwrotu z edukacji dla zawodów wymagających większych kwalifikacji (Wykres 4.1 Panel A).

Drugim elementem analizy były estymacje równań, w których zmienną zależnymi były prawdopodobieństwa podjęcia lub utraty pracy, a dokładnie:

- tego, iż o danych charakterystykach osobistych i miejsca pracy pracuje w aktualnym miejscu pracy krócej niż rok, dalej określamy to prawdopodobieństwem znalezienia pracy, lub zamiennie kreacją zatrudnienia,
- oraz tego, iż osoba o danych charakterystykach osobistych i miejsca pracy pracująca rok wcześniej zrezygnowała z pracy albo utraciła ją (nie zachowała jej) do chwili badania, dalej określamy to prawdopodobieństwem utraty pracy lub destrukcją zatrudnienia.

Zanim przejdziemy do analizy otrzymanych wyników, trzeba zwrócić uwagę na to, iż w przypadku analizy dotyczącej zależności pomiędzy kwalifikacjami i zdefiniowanymi przez nas powyżej kreacją i destrukcją zatrudnienia nie należy brać pod uwagę bezwzględnych wartości wyliczonych współczynników przy ilorazach szans, a jedynie ich ewolucję w czasie. Przyczyną takiej sytuacji jest fakt, iż zmienne zależne obejmują nie tylko proces tworzenia i destrukcji miejsc pracy, ale także rotację pracowników, która jest wyższa dla osób gorzej wykształconych i wykonujących prostsze prace. Skutkuje to tym, że prawdopodobieństwo, iż stanowisko pracy dla osoby wykonującej zawód robotniczy zostało zajęte w ciągu ostatniego roku, jest wyższe niż w przypadku osoby wykonującej zawód specjalisty. Jednocześnie jednak dla robotnika wyższe jest także prawdopodobieństwo utraty pracy.

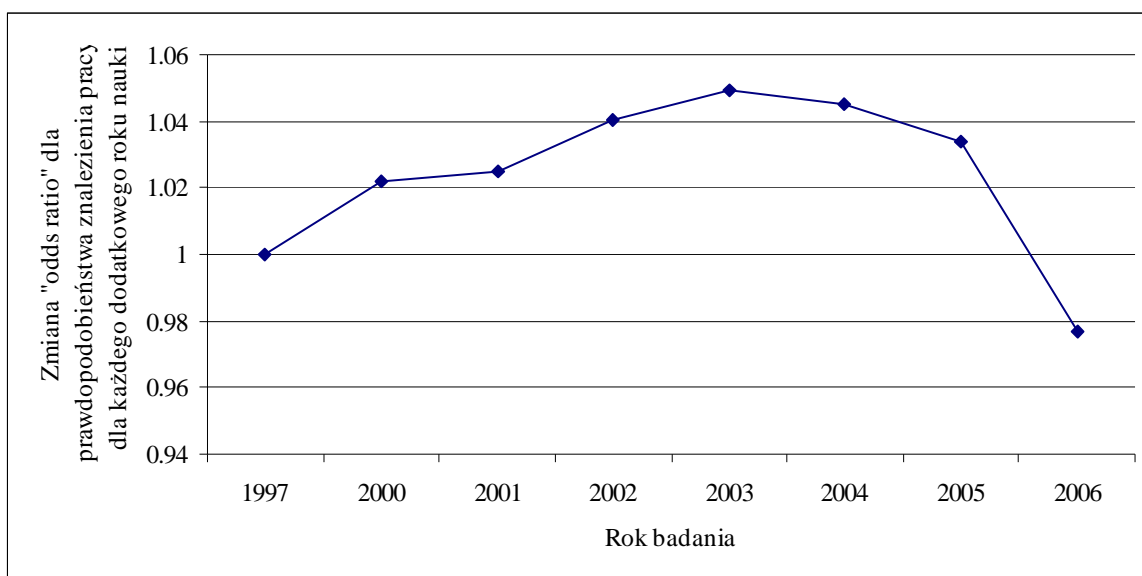
Tak jak już wspominaliśmy w przypadku estymacji modeli logitowych ze względu na trudności interpretacyjne nie używaliśmy zmiennych multiplikatywnych.

Wyniki wydają się potwierdzać hipotezę o istotnej roli zmian technologicznych, skutkujących wzrostem relatywnego popytu na osoby wyżej wykształcone dla rozwoju sytuacji na Polskim rynku pracy w ciągu ostatnich lat (wykresu 4.2 i 4.3). Z drugiej strony wydaje się, iż wpływ ten objawiał się najsilniej w czasie, gdy na rynku pracy panowała dekonjunktura.

W okresie, gdy sytuacja na rynku pracy pogarszała się (lata 1997-2002) i jednocześnie rósł pozytywny wpływ wykształcenia na płace (wykres 4.1), rósł także pozytywny wpływ wykształcenia na prawdopodobieństwo znalezienia pracy i jednocześnie zwiększył się i utrzymywał na wysokim poziomie (czyli każdy rok nauki w *większym stopniu* obniżał szanse utraty pracy) wpływ wykształcenia na prawdopodobieństwo utraty pracy (patrz wykres 4.2). Następnie, gdy konjunktura na rynku pracy zaczęła się poprawiać (od roku 2003), relatywne szanse zatrudnieniowe zaczęły być coraz mniej zależne od wykształcenia.

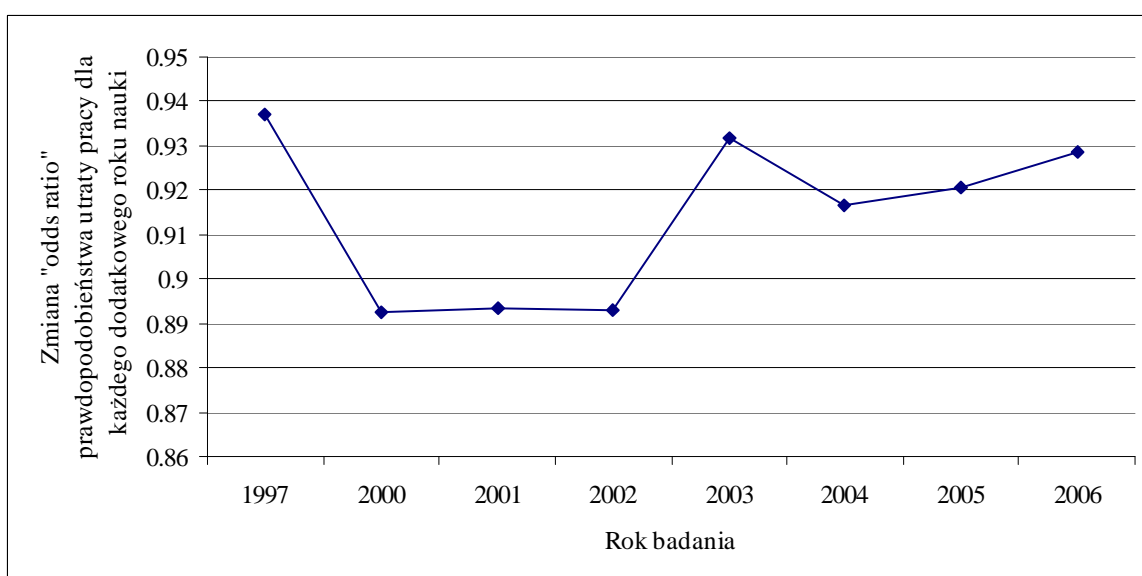
Podobne rezultaty otrzymujemy analizując zmiany w czasie relatywnych szans znalezienia i utraty pracy dla osób o różnym poziomie wykształcenia. Na Wykresie 4.3, z powodów opisywanych powyżej, współczynniki przy poszczególnych poziomach wykształcenia zostały zindeksowane (1997=1), tak że obserwujemy wyłącznie ich zmiany w czasie, a nie bezwzględne wartości. Dla wszystkich analiz grupą bazową były tu osoby z wykształceniem wyższym.

Wykres 4.2 Panel A Wpływ wykształcenia, każdego dodatkowego roku nauki na prawdopodobieństwo znalezienia pracy w latach 1997-2006



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

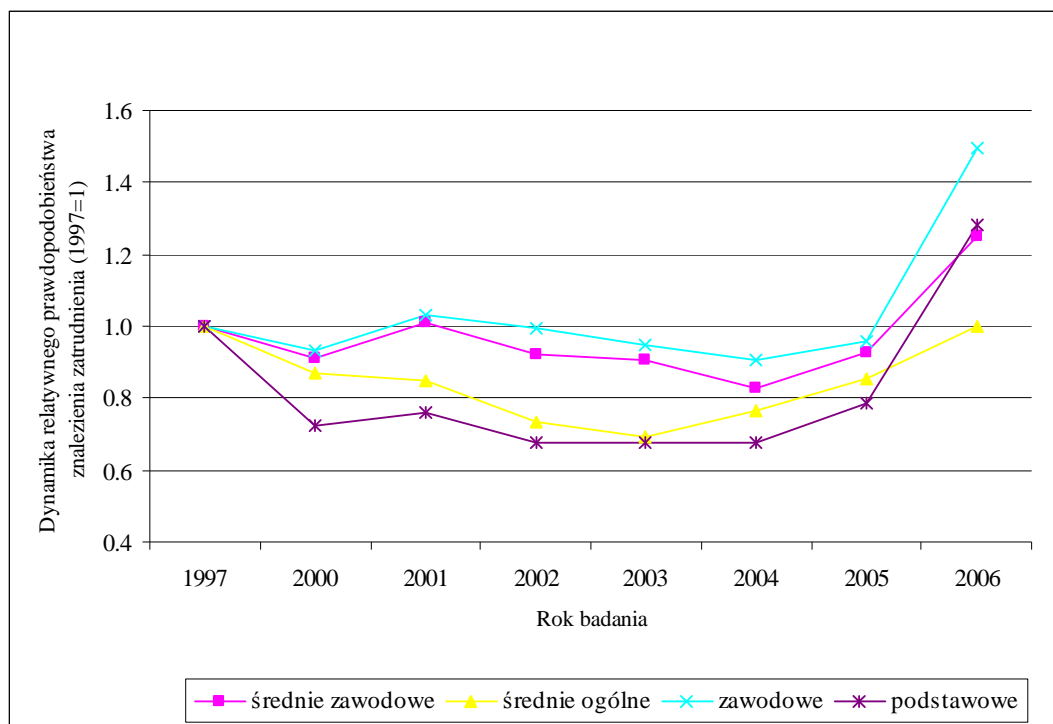
Wykres 4.2 Panel B Wpływ wykształcenia, każdego dodatkowego roku nauki na prawdopodobieństwo utraty pracy w latach 1997-2006



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Relatywne szanse znalezienia pracy dla grup słabiej wykształconych były niższe niż w okresie startowym przez większość badanego okresu (Wykres 4.3 , Panel A). Najgłębszego pogorszenia relatywnej sytuacji na rynku pracy w tym jej aspekcie doświadczyły osoby bez ukierunkowanych kwalifikacji, czy to z wykształceniem podstawowym, czy też średnim ogólnym. Potem w miarę poprawy sytuacji na rynku pracy, wzrastają także relatywne szanse zatrudnieniowe tych grup.

Wykres 4.3 Panel A Dynamika zmian relatywnego prawdopodobieństwa znalezienia pracy dla osób z niższymi poziomami wykształcenia w porównaniu do osób z wykształceniem wyższym w latach 1997-2006.



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Z nieco innym przebiegiem zdarzeń mamy do czynienia w przypadku zmian relatywnych szans utraty zatrudnienia (Wykres 4.3 Panel B). Wzrosły one dla wszystkich grup (czyli ich sytuacja się pogorszyła w porównaniu do osób z wykształceniem wyższym) tylko w początkowym okresie – wtedy, gdy ogólna sytuacja na rynku pracy pogarszała się najbardziej. Potem, właściwie w stabilny sposób, następowała poprawa sytuacji.

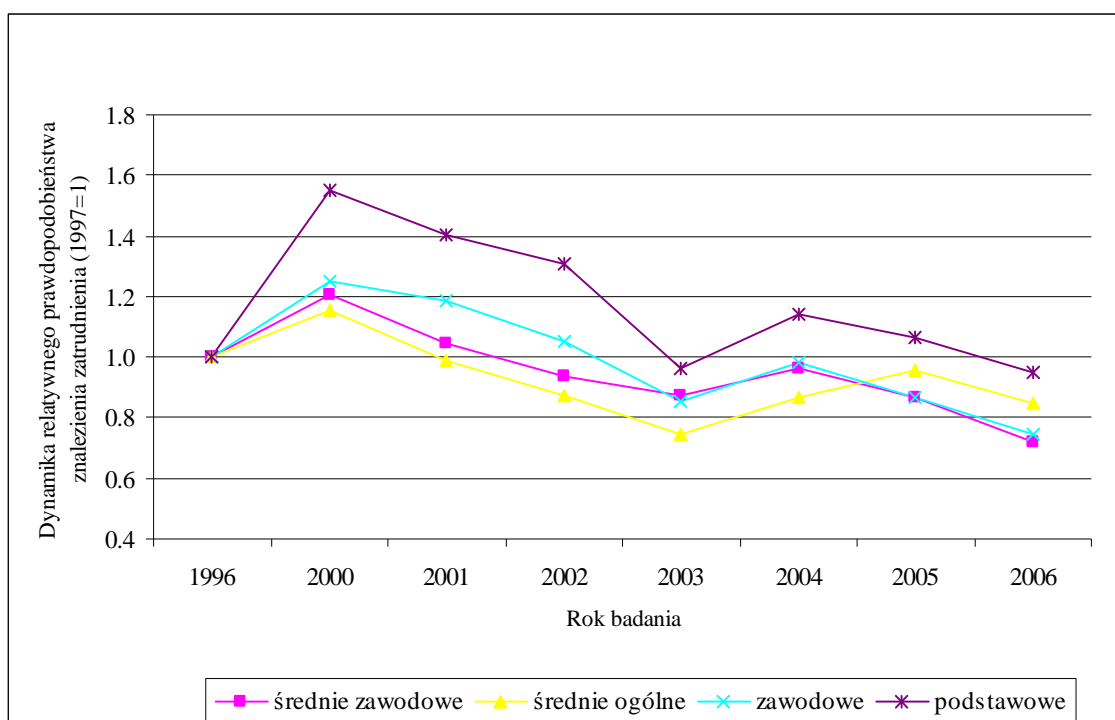
Podsumowując, całym badanym okresie (z powodu dostępności danych obejmującym tylko lata 1996-2004) rosły relatywne oczekiwane płace osób z wyższym wykształceniem i zajmujących wyższe stanowiska pracy. Jest prawdopodobne, jak wykazały wstępne analizy rozkładu płac zaprezentowane w rozdziale 3., że znaczenie edukacji dla płac rosło także w późniejszych latach – do roku 2006¹⁶. Jest to zgodne z teorią SBTC. Na wzrost ten nakładały się w tym czasie zjawiska koniunkturalne dodatkowo pogarszając sytuację osób mniej wykwalifikowanych w pierwszych latach analizowanego okresu. W tym czasie osoby z niskimi kwalifikacjami nie tylko doświadczały relatywnych spadków płac, ale również znacząco pogarszała się ich sytuacja zatrudnieniowa.

Poprawa sytuacji tych osób w następnym okresie – od roku 2003, może być skutkiem dwóch osobnych i równoległych procesów. Po pierwsze poprawiła się ogólna koniunktura

¹⁶ Niektóre wyniki otrzymane przez nas w czasie analizy płac przy użyciu danych BAEL, których nie prezentujemy w tym opracowaniu wskazywały, iż te relatywne płace osób z wyższym wykształceniem i wzrost zwrotu z edukacji mogły utrzymywać się także do roku 2006. Jednocześnie trzeba jednak powiedzieć, iż analizy BAEL (mało wiarygodne w tym względzie) nie wskazywały na jakiegokolwiek zmiany znaczenia edukacji dla płac w całym badanym okresie. De-facto lata 2004-2006 były jedynymi, dla których taki nieznaczny wzrost obserwowaliśmy.

w gospodarce i wzrósł popyt na prostsze prace wykonywane przez osoby gorzej wykwalifikowane. Po drugie zmiany relatywnych płac, które nastąpiły w latach 1997-2002, mogły okazać się wystarczające dla poprawy relatywnej sytuacji zatrudnieniowej tych osób.

Wykres 4.3 Panel B Dynamika zmian relatywnego prawdopodobieństwa utraty pracy dla osób z niższymi poziomami wykształcenia w porównaniu do osób z wykształceniem wyższym w latach 1997-2006.



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL z lat 1997-2006

4.2. Analiza według branż

Dla zbadania hipotezy o ewentualnej roli narastających różnic pomiędzy sytuacją w poszczególnych branżach dla wzrostu zróżnicowania płac w ostatnich latach przeprowadziliśmy estymację równań o specyfikacji bliźniaczej do (1), z tym, że w tym przypadku interesowały nas współczynniki dla poszczególnych branż, w których pracuje bądź pracowała dana osoba. Otrzymane przez nas wyniki nie potwierdzają powyższej hipotezy.

Wyniki estymacji równań płacowych pokazują, iż w okresie 1996-2004 stopień zróżnicowania oczekiwanych płac pomiędzy branżami dla identycznych z punktu widzenia innych cech pracowników nie zmieniał się. (Patrz wykres 4.4). Ogólny wskaźnik zróżnicowania oczekiwanych wynagrodzeń (stosunek odchylenia standardowego wartości współczynników dla poszczególnych branż do ich średniej) w badanym okresie nawet nieco spadł – z 15,5% do 13,2%¹⁷. Nieznacznie wzrósł natomiast stosunek najwyższego oczekiwanego wynagrodzenia (w pośrednictwie finansowym) do najniższego (w ochronie zdrowia i edukacji) z 157% do 172%.

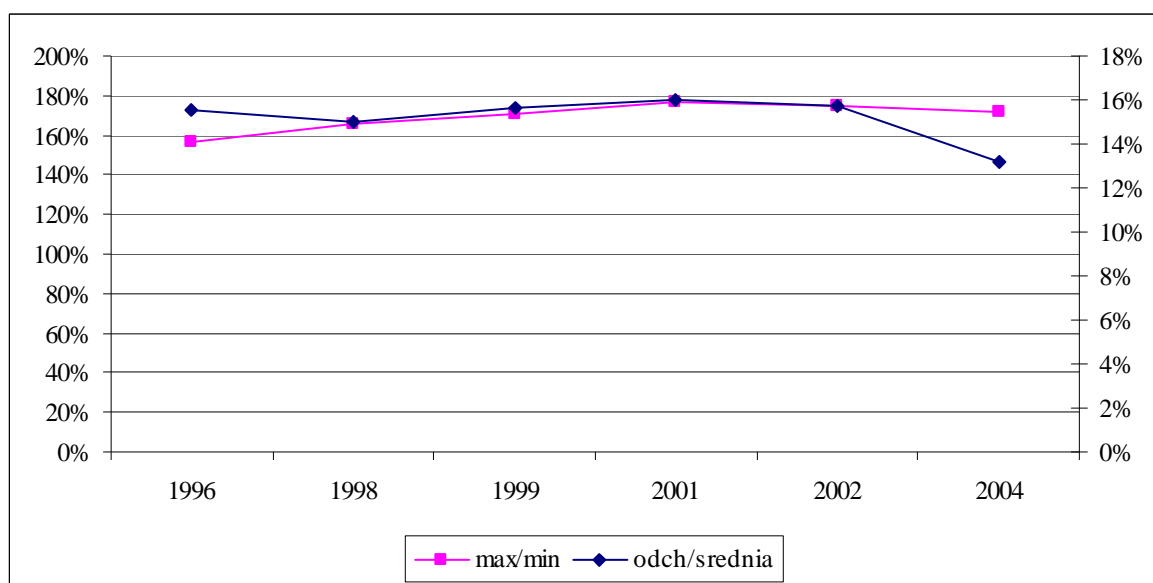
¹⁷ Z naszych analiz wykluczaliśmy następujące branże: górnictwo, rolnictwo oraz rybactwo. Kategorią bazową w naszych estymacjach była Administracja Publiczna i obrona narodowa.

Stabilnemu zróżnicowaniu wynagrodzeń w badanych latach, towarzyszyły pewne wahania poziomu zróżnicowania szans znalezienia i utraty pracy w poszczególnych branżach.

W latach 1997-2000 dynamicznie spadło zróżnicowanie szans utraty pracy pomiędzy poszczególnymi branżami, następnie bardzo silnie rośnie, aż do roku 2003. Jednocześnie cały czas towarzyszył temu wzrost średniej wartości ilorazów szans w badanych branżach w porównaniu do wartości bazowej – administracji publicznej, czyli średnia relatywna sytuacja innych branż pogarszała się (szczegóły - patrz Tabela 4.3 w Aneksie). Potem, gdy sytuacja na rynku pracy poprawiała się zróżnicowanie szans utraty pracy spadało, podobnie jak wartości średnie *ilorazów szans*.

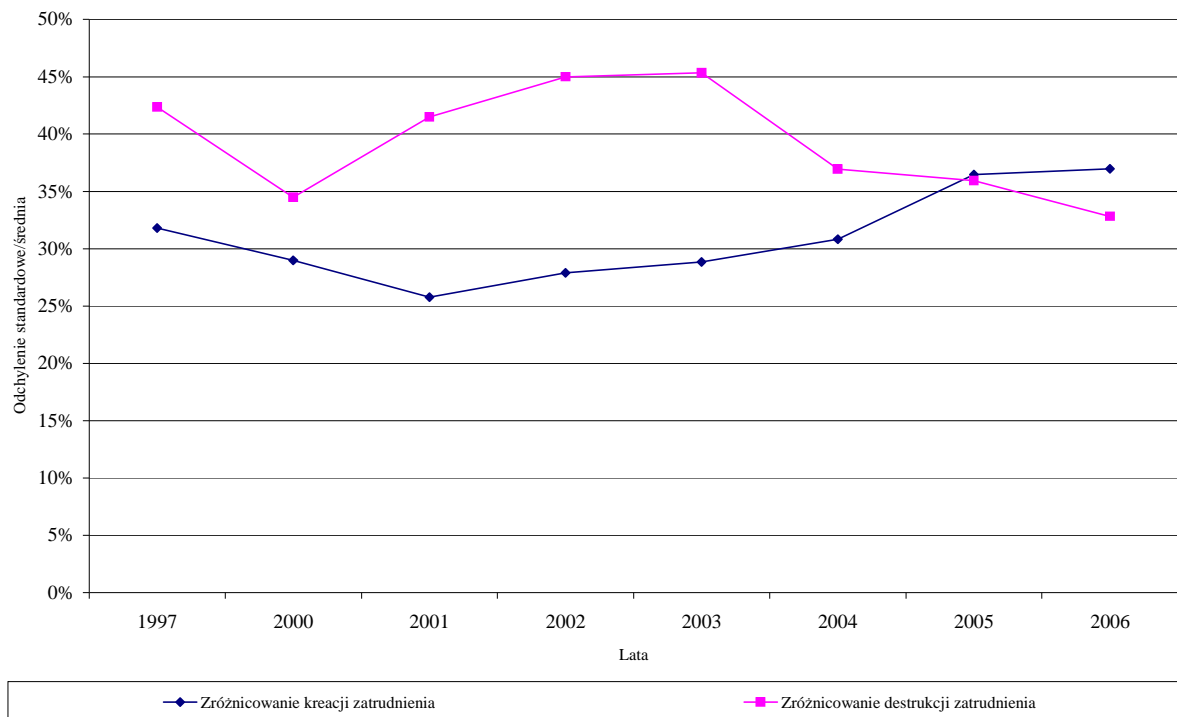
Na początku badanego okresu (do roku 2001) spadało również nieznacznie zróżnicowanie szans znalezienia pracy pomiędzy branżami, potem już stabilnie rośnie. Jednocześnie, po znacznym spadku na początku badanego okresu (do 2000 roku) stabilizowały się, a potem (w 2006 roku) rosły średnie relatywne szanse znalezienia pracy w innych branżach w porównaniu do administracji publicznej. (szczegóły - patrz Tabela 4.3 w aneksie).

Wykres 4.4 Zróżnicowanie oczekiwanych płac według branż (dla pracowników o identycznych innych kontrolowanych charakterystykach) w latach 1996-2004



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Rysunek 4.5 Zróżnicowanie kreacji i destrukcji zatrudnienia pomiędzy branżami w latach 1997(2000) – 2006



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Zmianom tym trudno przypisywać jakieś głębsze podstawy strukturalne. Wydaje się, iż jak wynika z ich przebiegu, miały one raczej charakter koniunkturalny. Do tego wniosku prowadzi niezmienna kolejność branż pod względem stopnia kreacji i destrukcji zatrudnienia. Współczynnik korelacji pomiędzy Ilorazami względnych szans dla poszczególnych branż dla lat 1996 - 2006 wynosi odpowiednio 0,89 i 0,95.

4.3. Region zamieszkania

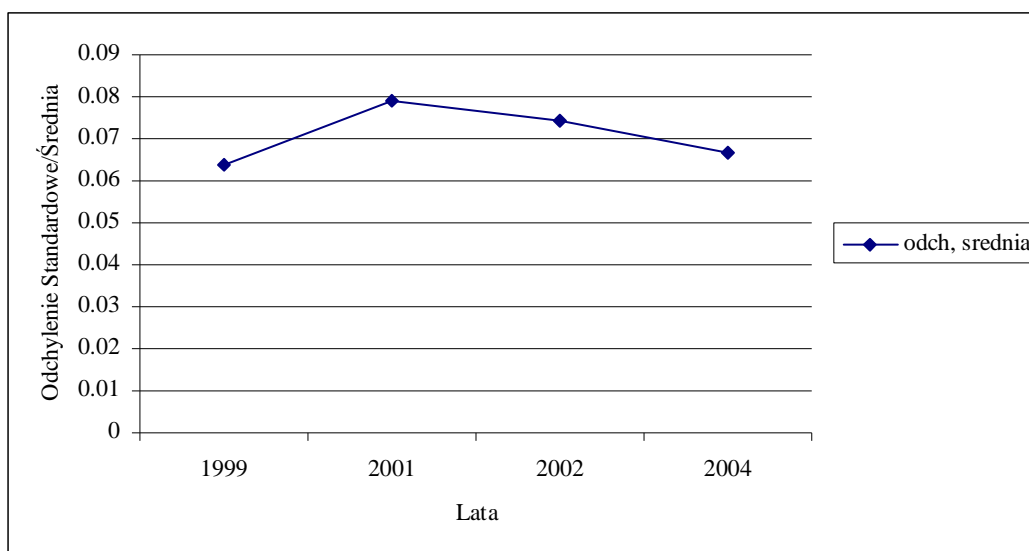
W celu analizy wpływu czynników regionalnych na zróżnicowanie płac w badanym okresie użyliśmy równania o specyfikacji (1). W tym przypadku rozpatrywaną zmienną było województwo.

Analiza wskazuje, iż czynniki regionalne nie miały systematycznego wpływu na wzrost zróżnicowania płac w badanych latach, choć w tym przypadku także następowały niewielkie wahania wynikające głównie z różnego natężenia w regionach czynników koniunkturalnych (Wykres 4.6).

Zróżnicowanie oczekiwanych płac pomiędzy województwami wzrosło między rokiem 1999 i 2001, czyli wtedy, gdy sytuacja na rynku pracy pogarszała się najbardziej. We wszystkich województwach nastąpił w tym czasie relatywny spadek oczekiwanych płac w porównaniu do województwa mazowieckiego (kategoria bazowa w tej analizie). Największy spadek nastąpił w województwach podlaskim (różnica wzrosła z 19% do 25%) i łódzkim (z 18% do 24%). Wraz z poprawą sytuacji na rynku pracy zróżnicowanie oczekiwanych płac pomiędzy województwami zaczęło maleć, a wszystkie województwa ponownie zbliżyły się do mazowieckiego (szczegóły – patrz Tabela A.4.4 w Aneksie).

Opisane wahania nie miały wpływu na klasyfikację województw pod względem wielkości oczekiwanej płacy. Praktycznie nie zmieniła się ona pomiędzy rokiem 1999 i 2004. Najwyższych płac niezmiennie oczekiwać można w województwie mazowieckim, najniższych natomiast w województwach tzw. ściany wschodniej oraz w świętokrzyskim. Korelacja pomiędzy współczynnikami dla poszczególnych województw dla lat 1999 i 2004 wynosi 0,94.

Wykres 4.6 Zróżnicowanie płac pomiędzy województwami w latach 1999-2004

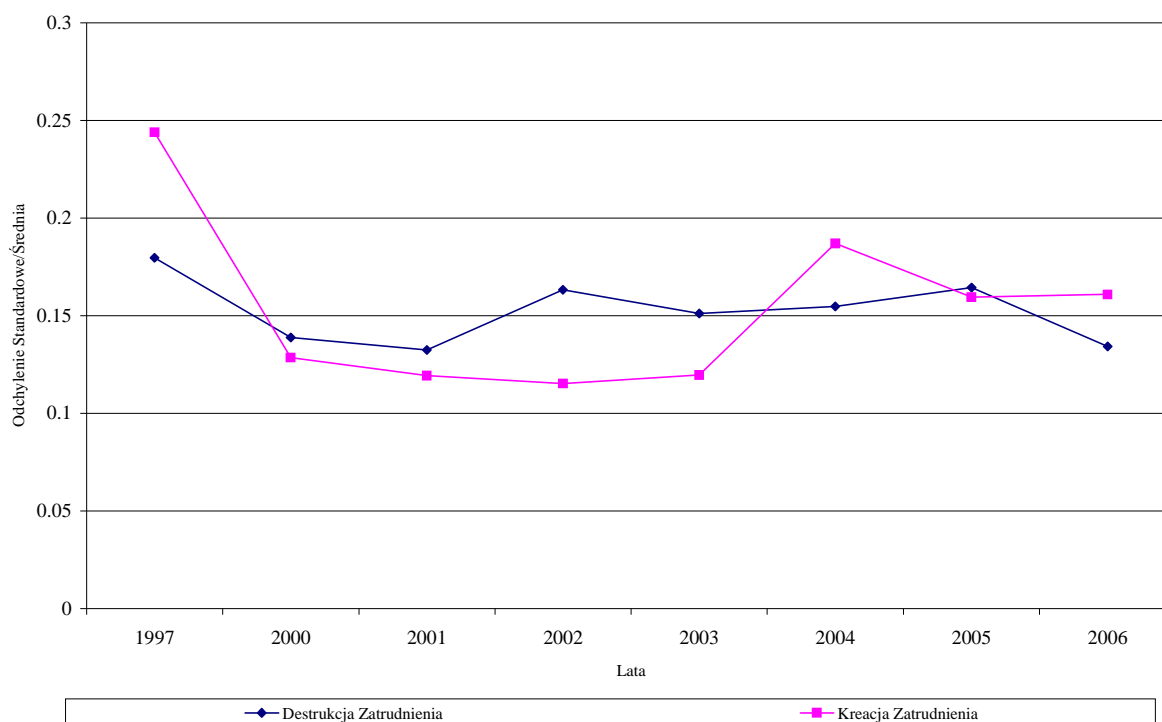


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Zmiany zróżnicowania szans znalezienia i utraty pracy pomiędzy województwami także nie przebiegają według jakiegokolwiek stabilnego wskazującego na istotne strukturalne czynniki trendu. Jedynie pomiędzy rokiem 1997 a 2000 zaobserwowaliśmy dynamiczny spadek regionalnego zróżnicowania w kreacji zatrudnienia (Wykres 4.6). Analogiczny spadek zróżnicowania współczynników dotyczących destrukcji zatrudnienia jest znacznie niższy. W następnych latach nie obserwowaliśmy żadnych istotnych zmian zróżnicowania destrukcji zatrudnienia.

Można zauważyć, iż zróżnicowanie regionalne kreacji zatrudnienia pozostawało na niskim poziomie przez cały okres, gdy sytuacja na rynku pracy była trudna. Było to jednak związane przede wszystkim z ogólnie niskimi szansami zatrudnieniowymi w całym kraju. Potem, gdy ogólna sytuacja na rynku pracy zaczęła się poprawiać (od roku 2004) odnotowano wyraźny wzrost zróżnicowania kreacji zatrudnienia (Tabela A.4.4 w Aneksie).

Wykres 4.6 Regionalne zróżnicowanie kreacji i destrukcji zatrudnienia 1997-2006



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

4.4. Oczekiwana siła przetargowa pracowników

Ostatnią badaną hipotezą, dotyczącą przyczyn pogłębienia się zróżnicowania płac w Polsce w ostatnich latach, był wzrost znaczenia siły przetargowej pracowników już obecnych w firmach, czyli tzw. „insiders’ power”.

Przyjęliśmy założenie, zgodne z istniejącą, omówioną w Rozdziale 1 literaturą, że największą siłą przetargową mają pracownicy z długim stażem i zależy ona przede wszystkim od wielkości przedsiębiorstwa - czym większe przedsiębiorstwo tym silniejsi pracownicy, oraz od sektora własności – z silniejszymi reprezentacjami pracowniczymi w firmach państwowych. W związku z tym wykonaliśmy dwa rodzaje estymacji dotyczących płac:

$$(3) \ln W = \beta_0 + \beta_1 WW + \beta_2 STAZ_G + \beta_3 WW * STAZ_G + \sum_i \beta_i CON_i$$

$$(4) \ln W = \beta_0 + \beta_1 WW + \beta_2 STAZ + \beta_3 WW * STAZ + \sum_i \beta_i CON_i$$

gdzie: W oznacza płacę całkowitą, WW oznacza zmienną zerojedynkową dla kombinacji wielkości i sektora własności przedsiębiorstwa¹⁸, $STAZ_G$ oznacza zmienną zerojedynkową dla przedziałów stażu¹⁹, $STAZ$ liczbę lat przepracowanych w przedsiębiorstwie, a CON_i to seria zmiennych kontrolnych: wiek, kwadrat wieku, płeć, region, wykształcenie, zawód i kod

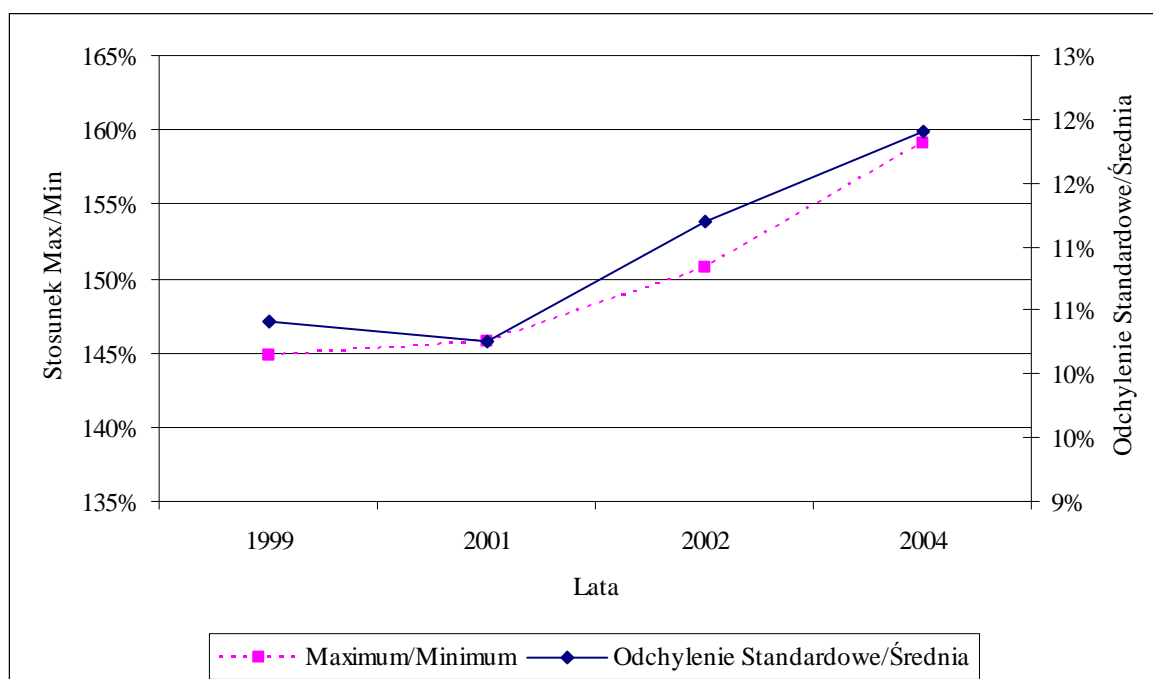
¹⁸ Wyróżniliśmy dwa rodzaje sektora własności przedsiębiorstwa – publiczne i prywatne, oraz trzy rodzaje wielkości: firma mała – do 50 pracowników, średnia – do 250 pracowników i duża – powyżej 250 pracowników. Razem daje to 6 kombinacji wielkość-własność.

¹⁹ Wyodrębniliśmy następujące przedziały stażu dla grup: do 2 lat, od 2 do 5 lat, od 5 do 10 lat, oraz powyżej 10 lat.

EKD (branże) przedsiębiorstwa. Niestety, estymacje powyższych modeli zacząć mogliśmy dopiero od roku 1999 – wcześniej w badaniu płac nie było informacji o stażu pracy w danej firmie.

Estymacje modeli logitowych, na podstawie bazy danych BAEL dla prawdopodobieństw zatrudnienia i zwolnienia w ostatnim roku nie mogły z przyczyn logicznych w pierwszym przypadku i z powodu braku danych w drugim przypadku, dotyczyć stażu. W bazie BAEL nie ma także informacji o wielkości ostatniego miejsca pracy dla osoby niepracującej, więc nie mogliśmy zastosować tej zmiennej w estymacjach dotyczących prawdopodobieństwa zwolnienia. W związku z tym, w zastosowanych równaniach dla prawdopodobieństwa zatrudnienia użyto tylko zmiennej opisującej kombinację wielkości i sektora własności przedsiębiorstwa, a w przypadku estymacji dla prawdopodobieństwa zwolnienia tylko sektora własności.

Rysunek 4.7 Panel A Zróżnicowanie płac ze względu na kombinację sektora własności, wielkości przedsiębiorstwa oraz stażu.



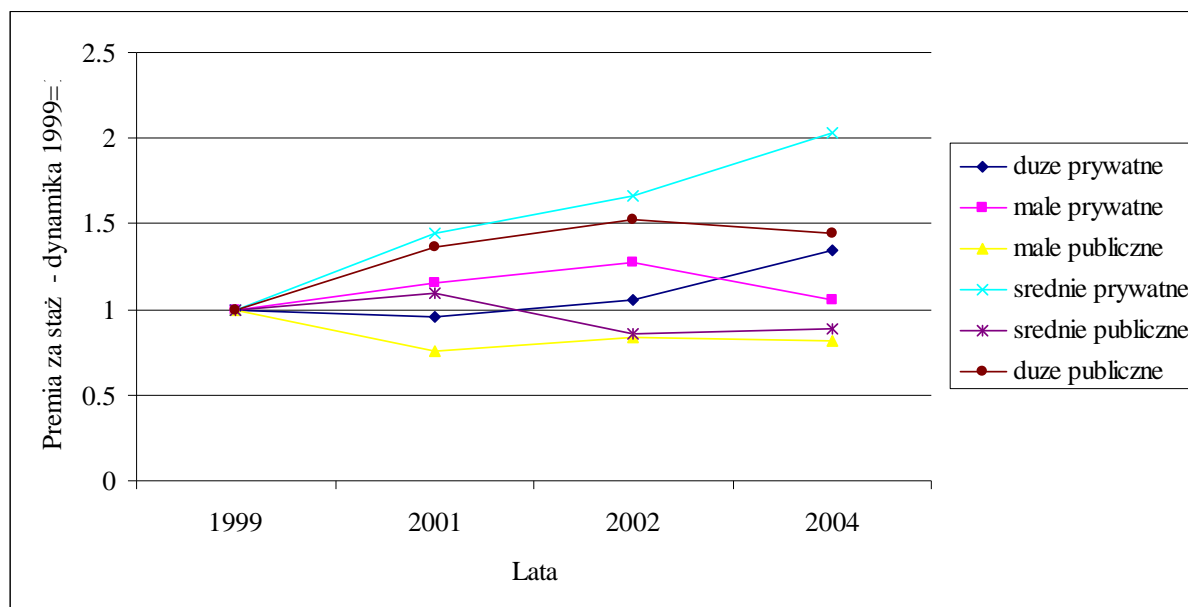
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Otrzymane przez nas wyniki dotyczące płac wskazują na rosnący wpływ siły *insiders* na płace pracowników²⁰. Po pierwsze, rośnie zróżnicowanie oczekiwanych płac ze względu na kombinację sektora własności, wielkości przedsiębiorstwa oraz długości stażu (Rysunek 4.7). Jednocześnie, najwyższych płac oczekiwać mogą osoby pracujące powyżej 6 lat w dużych firmach sektora publicznego lub powyżej 10 lat w dużych firmach prywatnych. Niezmiennie najniższe oczekiwane płace notujemy w małych i średnich firmach prywatnych oraz małych firmach publicznych dla osób o krótkim stażu (Patrz Tabela A.4.5 w Aneksie).

²⁰ Analiza dekompozycji wskaźnika Theila wykonana na danych BAEL dla późniejszych lat, 2004-2006, wskazuje iż następnym wpływ ten mógł zmaleć.

Nasza analiza pokazuje także, w jakich firmach w ostatnim okresie najszybciej rosła „premia za staż”, („seniority premium”) czyli procentowy przyrost wynagrodzenia z każdym dodatkowym rokiem pracy w firmie. Wyniki przedstawiamy na Wykresie 4.8 w formie zindeksowanej, tak by wyraźniej widać było dynamiki zmian.

Wykres 4.8 Dynamika „premii za staż” w zależności od wielkości i sektora własności firmy w latach 1999-2004

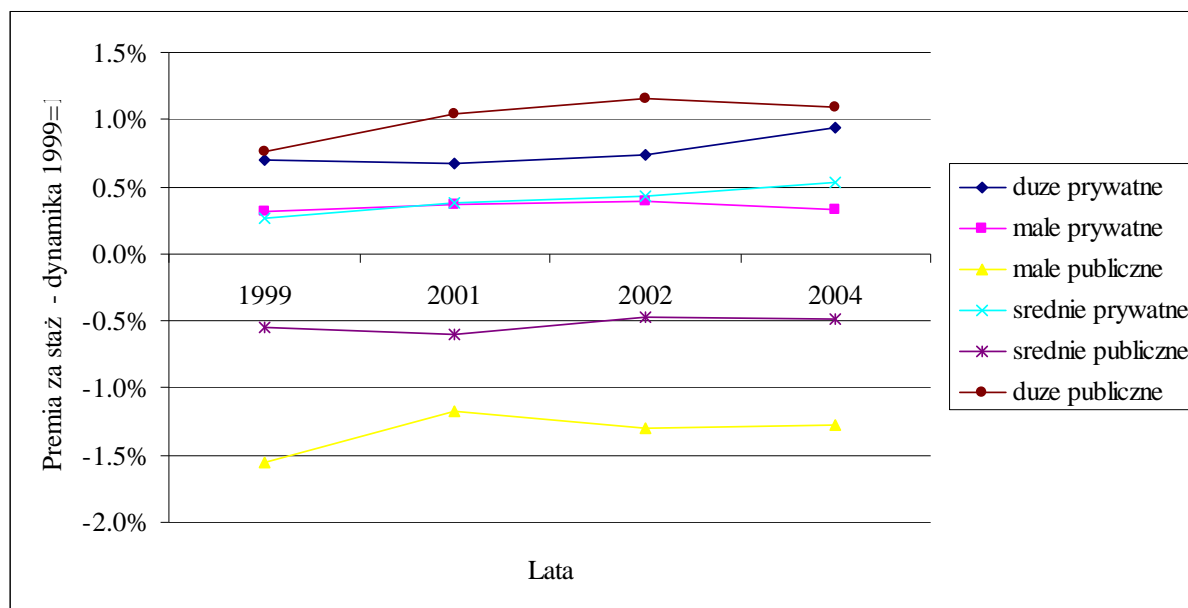


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Wzrost „premii za staż” obserwujemy w ostatnich latach w średnich i dużych firmach prywatnych oraz dużych firmach publicznych, przy czym najszybszy wzrost dotyczy średnich firm prywatnych. Nie rośnie ona natomiast istotnie innych rodzajach firm.

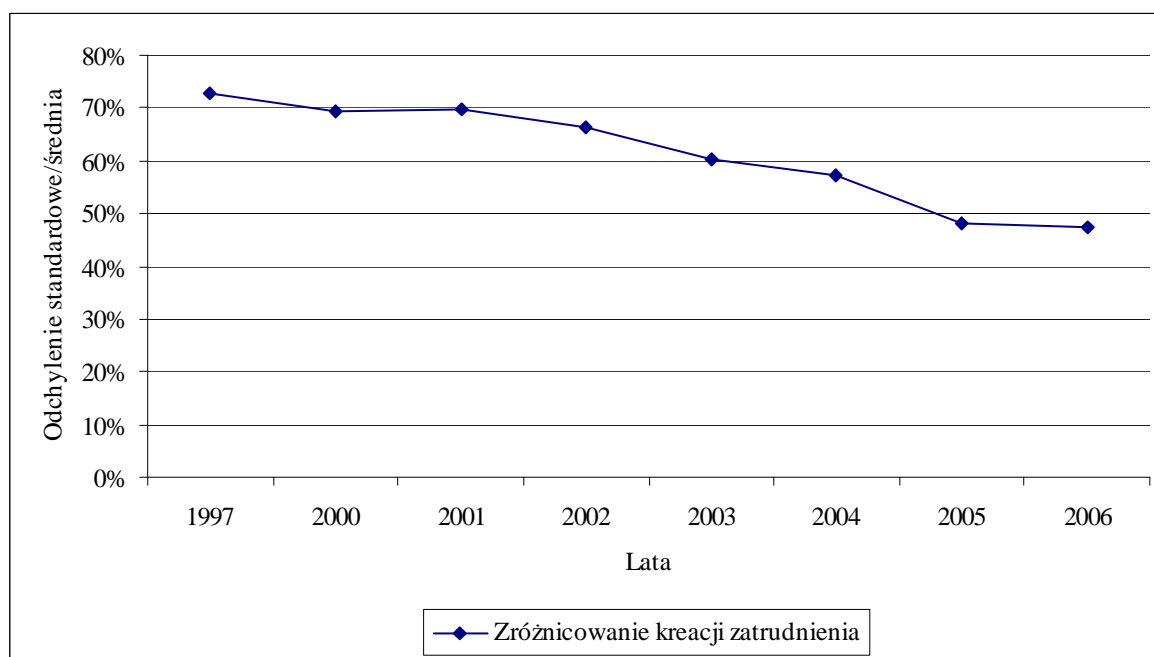
Co do poziomu „premii za staż”, to wciąż jest on najwyższy w dużych firmach publicznych i prywatnych (Patrz Rysunek 4.9). Po okresie dynamicznego wzrostu premia za staż w średnich firmach prywatnych jest około dwukrotnie niższa niż w firmach dużych z obu sektorów. Ciekawe jest to, iż w małych i średnich firmach publicznych premie za staż są ujemne. Oznacza to, iż wraz z długością pracy w firmie spada oczekiwana płaca dla pracowników o identycznych innych charakterystykach. Nie można na podstawie dostępnych informacji wyjaśnić zjawiska, ale wydaje się to być interesujący obszar dla dalszych szczegółowych badań. Może to na przykład oznaczać, iż starsi (pod względem stażu) pracownicy tego rodzaju firm, pomimo kontrolowania przez nas takich charakterystyk jak wykonywany zawód, czy wykształcenie są jakichś powodów mniej wartościowi lub wykonują mniej płatne prace niż pracownicy młodszy. Z drugiej strony, ponieważ mamy do czynienia z firmami publicznymi, to możliwe jest także działanie mechanizmu poza-rynkowego.

Wykres 4.9 „Premia za staż” w latach 1999-2004 w zależności od wielkości i sektora własności firmy.



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych z PBW.

Wykres 4.10 Zróżnicowanie kreacji zatrudnienia ze względu na wielkość²¹ i sektor własności firmy w latach 1998-2006



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

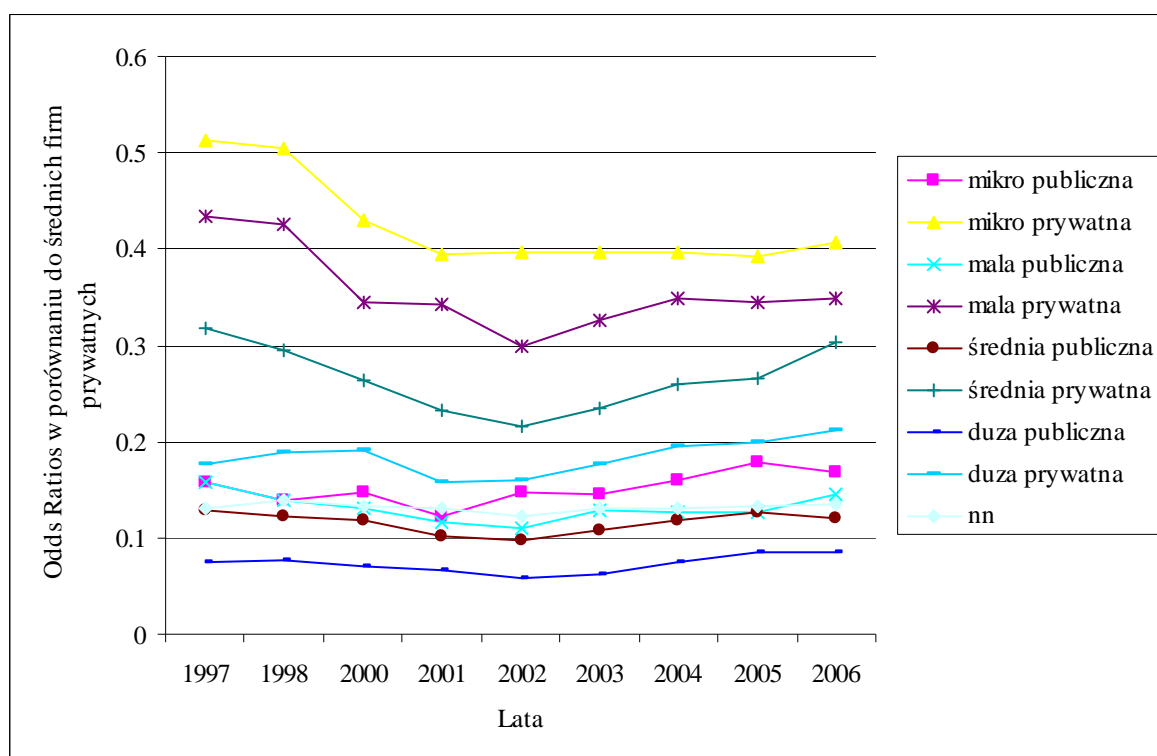
Wraz ze wzrostem zróżnicowania płac ze względu na staż, wielkości i sektor własności firmy spada zróżnicowanie kreacji zatrudnienia (Patrz Wykres 4.10). Dzieje się tak

²¹ W analizie wykonanej na podstawie danych BAEL inna jest klasyfikacja wielkości firm: firma mikro – do 5 zatrudnionych, firma mała – 6-19 zatrudnionych, firma średnia – 20-100 zatrudnionych, firma duża – powyżej 100 zatrudnionych.

właściwie w całym badanym okresie z wyjątkami w okresach 2000-2001 i 2005-2006, kiedy zróżnicowanie utrzymuje się na stabilnym poziomie.

W tym przypadku jednak nie tyle interesująca jest dynamika zróżnicowania kreacji zatrudnienia ile dynamika samych relatywnych szans zatrudnieniowych dla poszczególnych kombinacji wielkości i sektora własności firm (Wykres 4.11). Okazuje się, iż w badanym okresie spada cały czas relatywne (wobec grupy bazowej – średnich firm prywatnych) prawdopodobieństwo znalezienia pracy w małych i mikro przedsiębiorstwach prywatnych. Nie zmienia się natomiast relatywne prawdopodobieństwo znalezienia pracy w większych firmach i w sektorze publicznym.

Wykres 4.11 Iloraz szans znalezienia pracy dla poszczególnych kombinacji sektora własności i wielkości firm w latach 1997-2006



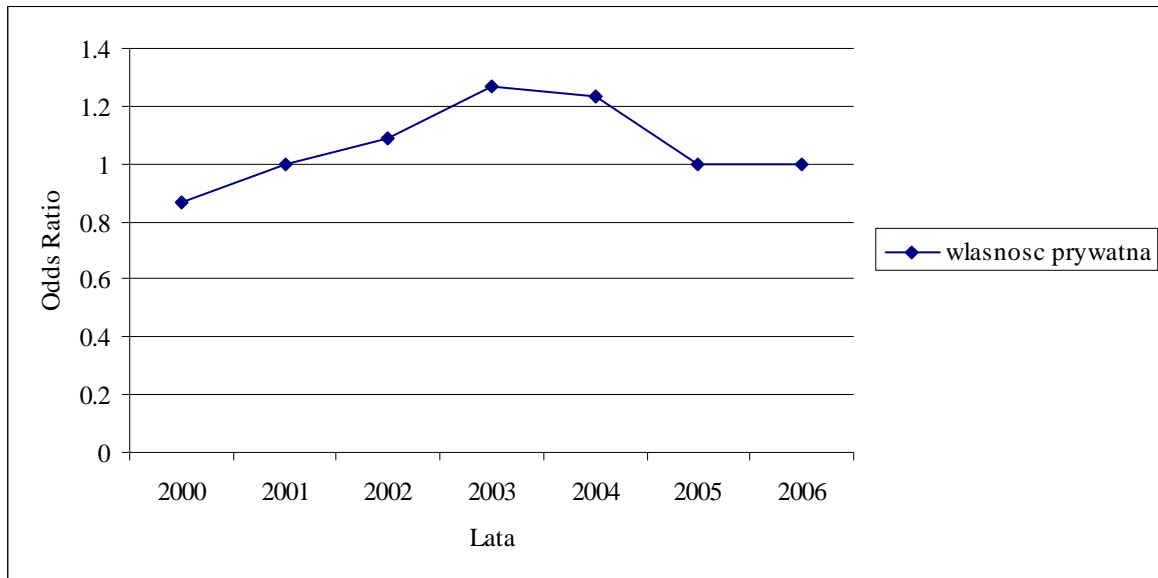
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Poprawa relatywnych szans na znalezienie pracy w dużych i/lub państwowych firmach wobec małych i prywatnych przedsiębiorstw (a także towarzysząca temu poprawa bezwzględnych wskaźników kreacji zatrudnienia – patrz Tabela A.4.5 w Aneksie). Nasza analiza pokazuje, iż duże (i także średnie) firmy, szczególnie prywatne, jednocześnie coraz bardziej cenią swoich doświadczonych pracowników (coraz więcej im płacą – patrz Wykres 4.8) i zwiększają kreację zatrudnienia. Wydaje się, iż w ten sposób objawiający się wzrost znaczenia *insiders*, nie blokujący kreacji zatrudnienia, a jedynie zwiększający premię za staż, nie jest groźny dla rozwoju sytuacji na Polskim rynku pracy w najbliższym czasie.

Wyniki analizy dotyczącej wpływu sektora własności przedsiębiorstwa na prawdopodobieństwo utraty pracy, wskazują jedynie na istotne czynniki koniunkturalne. W roku 1997 prawdopodobieństwo zwolnienia z firmy prywatnej było niższe niż w przypadku firmy publicznej (Wykres 4.12). Następnie w sytuacji pogarszającej się

koniunktury relatywne prawdopodobieństwo zwolnienia z firmy prywatnej rośnie – dzieje się tak aż do roku 2003. W następnych latach, sektor własności przestał być istotną determinantą prawdopodobieństwa zwolnienia z pracy.

Wykres 4.12 Wpływ sektora własności na prawdopodobieństwo utraty zatrudnienia



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

5. Analiza zróżnicowania wynagrodzeń

W badaniu model dekompozycji wariancji zostanie wykorzystany do sprawdzenia, jaką część zróżnicowania płac można przypisać zmianom struktury wykształcenia pracującej populacji, jaką część zróżnicowania i zmienności płac wynika z likwidacji miejsc pracy, a jaką można połączyć z tworzeniem nowych stanowisk.

ANOVA, czyli analiza wariancji jest techniką, która pierwotnie służyła do analizy cech statystycznych o charakterze dychotomicznym lub nominalnym. Dla tego typu danych ma dobrze opisane właściwości statystyczne oraz znane są rozkłady statystyk testowych stosowanych w diagnostyce poprawności. W przypadku zmiennych o charakterze ciągłym zalecane jest użycie modelu regresji.

Potencjalne czynniki determinujące zróżnicowanie poziomu płac mają dwojaki charakter. Część z nich jest reprezentowana przez zmienne dyskretne a tylko nieliczne przez zmienne o charakterze ciągłym. Z tego powodu zdecydowaliśmy się na zastosowanie techniki ANOVA. W tym celu dokonaliśmy przekodowania zmiennych ciągłych na zmienne dyskretne. Szczegółowy sposób postępowania zostanie przedstawiony w dalszej części rozdziału.

Ze względu na fakt, iż wyniki przeprowadzonej dekompozycji wariancji są do pewnego stopnia uwarunkowane przyjętym podziałem czynników na kategorie, w trakcie prac przeanalizowano wiele specyfikacji. W niniejszym raporcie zostaną zaprezentowane wyniki uzyskane na podstawie dwóch wybranych sposobów kodowania zmiennych. Należy zaznaczyć, iż za każdym razem uzyskane wyniki były zbliżone. Oznacza to, że sposób kodowania zmiennych ma bardzo niewielki, lub nawet żaden wpływ na uzyskiwane rezultaty.

Analiza została przeprowadzona zarówno na poziomie kraju, jak i poszczególnych województw. Pierwsza pozwoliła na zbadanie ogólnych tendencji w gospodarce, druga odsłoniła zróżnicowanie regionalne zachodzących zjawisk. Celem tej części badania jest uchwycenie ogólnych tendencji w polskiej gospodarce.

5.1 Dane Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności

Pierwszym i podstawowym zbiorem danych, na podstawie którego zostały wykonane oszacowania parametrów modeli ekonometrycznych, były informacje pochodzące z BAEL. Pomimo tego, iż zbiór ten posiada pewne znane, niepożądane z punktu widzenia przeprowadzanego badania cechy, takie jak z roku na rok malejąca reprezentatywność wskutek odmów uczestnictwa w badaniu, oraz spłaszczenie rozkładu zarobków w efekcie nadmiernej reprezentacji osób o niskich dochodach i niedostatecznej reprezentacji osób o wysokich dochodach (por. Morawski, Mycielski, Myck 2006), posiada również niezaprzeczalne cechy, które wskazują na zasadność jego użycia. Po pierwsze, jest to ogólnopolska próba, która co do zasady jest reprezentatywna. Ponadto, poza informacjami o wysokości uzyskiwanych zarobków netto, w bazie znajdują się dość bogate charakterystyki demograficzne i społeczno-ekonomiczne opisujące respondentów. Ich uwzględnienie jest wskazane w modelach, których zadaniem jest próba wyjaśnienia mechanizmu kształtowania się płac.

Przed przystąpieniem do przeprowadzenia stosownych analiz dostosowano zbiór danych empirycznych do założonych celów badania. Najważniejszym z nich jest analiza rozkładu wynagrodzeń. W większości przypadków uzyskiwana płaca uzależniona jest od

liczby przepracowanych godzin. Nie wszystkie osoby pracujące pracują na pełen etat. Wśród pracowników są osoby pracujące na część etatu, na więcej niż jeden etat, czyli posiadający prace dodatkową, oraz pracujący na własny rachunek. Ponieważ w głównym polu zainteresowania badania są wynagrodzenia osób zatrudnionych na podstawie stosunku pracy w badaniu uwzględnione zostały jedynie osoby, które pracują na pełen etat i jednocześnie, dla których praca zarobkowa stanowi podstawowe źródło utrzymania.

Również ważnym potencjalnym problemem jest wpływ pojedynczych osób o bardzo wysokich zarobkach na wyniki analizy. Aby go uniknąć postanowiliśmy usunąć 1% obserwacji o najniższych deklarowanych zarobkach, oraz 1% obserwacji o zarobkach najwyższych. W ten sposób analizie zostanie poddane 98% całkowitego rozkładu zarobków, bez uwzględnienia wartości skrajnych.

Pewnym problemem związanym z interpretacją wyników, występującym w każdym badaniu ekonometrycznym, jest duża liczba uwzględnionych zmiennych. Z jednej strony teoria ekonometrii wskazuje, że należy uwzględnić wszystkie istotne dla zjawiska czynniki, gdyż ich pominięcie prowadzi do rezultatów, które są obciążone i nieefektywne. Z drugiej strony, nadmierna liczba parametrów wymagających oszacowania i interpretacji utrudnia wyłowienie ważnych związków przyczynowo skutkowych.

Mając na uwadze powyższe problemy zdecydowaliśmy się wyjaśniać stopień zróżnicowania zarobków za pomocą sztucznych agregatowych zmiennych odpowiadających za jakość siły roboczej, tworzenie (znajdywanie) nowych miejsc pracy i zamykanie (utrata) istniejących. Zmienne sztuczne zostały utworzone jako wartości dopasowane odpowiednich modeli prawdopodobieństwa. Opis konstrukcji znajduje się w tabeli 5.1.

Tabela 5.1. Zmienne sztuczne

Zmienna sztuczna	Zmienne objaśniające
Finder	wielkość firmy, własność firmy, EKD, zawód, wykształcenie, klasa miejscowości, województwo, wiek, płeć
Looser	wielkość firmy, własność firmy, EKD, zawód, wykształcenie, klasa miejscowości, województwo, wiek, płeć
Jakość	Wykształcenie

Źródło: Opracowanie własne

Zmienna *finder* jest zmienną indykatorem przyjmującą wartość jeden, jeżeli badana osoba znalazła lub zmieniła miejsce pracy w przeciągu ostatniego roku. Ma ona za zadanie przybliżyć proces kreacji nowych miejsc pracy w gospodarce. Na podstawie wartości oszacowań parametrów modelu prawdopodobieństwa o logistycznej dystrybucji tłumaczącego rzeczywiste wartości zmiennej *finder* obliczane są wartości dopasowane, które następnie używane są w dalszej analizie.

Zmienna *looser* jest zmienną wskazującą, czy badana osoba straciła pracę w przeciągu ostatniego roku. Analogicznie do zmiennej *finder*, na podstawie modelu logitowego obliczane są wartości dopasowane, które służą jako zmienne przybliżające (ang. *proxy variables*) podczas dalszej analizy.

Początkowo zamierzaliśmy skonstruować sztuczną zmienną *jakość* jako wynik modelu zależności między cechami demograficznymi a wyższym wykształceniem. Jednak w ten

sposób utworzony instrument okazał się w małym stopniu skorelowany z rzeczywistymi poziomami wykształcenia²². Dlatego też jego zastosowanie okazało się niecelowe, gdy związek między wariancją instrumentu a rzeczywistym zróżnicowaniem wykształcenia okazał się być bardzo słaby.

Wobec tego zdecydowano, że zmienną reprezentującą jakość siły roboczej jest poziom wykształcenia mierzony imputowaną liczbą ukończonych lat nauki. W naszym podejściu każdemu osiągniętemu poziomowi wykształcenia przypisujemy minimalną liczbę lat przewidzianą przez system kształcenia w Polsce dla jego osiągnięcia. Takie podejście, w odróżnieniu do zastosowania poziomów wykształcenia posiada tę zaletę, iż łatwo jest oszacować potencjalne zyski z wydłużania procesu edukacyjnego. Pewną niedogodnością jest założenie, iż efekt wykształcenia jest liniowy, podczas gdy literatura i liczne badania wskazują na jego silną nieliniowość i malejące zwroty z edukacji z kolejnych lat nauki (Morawski, Myck, Nicińska 2007, Strawiński 2007).

Dodatkowo dla każdej osoby obliczono płacę teoretyczną wykorzystując równanie płac typu Mincer z uwzględnieniem charakterystyk demograficznych pracowników oraz cech pracodawców.

Następnie oszacowano modele analizy wariancji dla trzech zmiennych zależnych. Po pierwsze, starano się wytłumaczyć rzeczywisty poziom zróżnicowania płac. Zróżnicowanie może mieć przyczyny natury popytowej bądź podaźowej. O pierwszych świadczyć mogą relatywnie wysokie płace nowozatrudnianych pracowników, o drugich wysoka rotacja ludzi. Aby stwierdzić czy na rynku płace kształtowane są przez czynniki popytowe, czy podaźowe przeprowadzono dwie dodatkowe analizy. W pierwszej z nich zmienną objaśnianą jest zróżnicowanie teoretycznej płacy. Gdy okaże się ono mniej wyjaśniać niż zróżnicowanie rzeczywiste, będzie to wskazywać na znajdowanie się rynku pracy w równowadze. W drugiej badany jest wpływ poszczególnych czynników na wyjaśnienie różnicy pomiędzy płacą teoretyczną a rzeczywistą. Ta analiza pozwoli stwierdzić czy większą rolę odgrywają czynniki oddziałujące na popyt na pracę czy oddziałujące na podaź pracy.

Tabela 5.2. ANOVA. Procent wyjaśnionej wariancji logarytmu płacy

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Finder	0,8839%	2,1089%	4,7015%	5,0394%	5,8964%	5,6724%	2,2503%
Looser	3,2358%	2,9312%	1,7392%	1,7782%	1,8881%	2,7111%	5,0569%
Education	2,8320%	3,4788%	5,4993%	7,2193%	7,3049%	7,2336%	6,2341%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

W tabeli 5.2 przedstawiono wyniki podstawowego modelu. Na ich podstawie widać, iż najważniejszym czynnikiem determinującym wariancję płac jest poziom wyposażenia w kapitał ludzki. Czynniki związane z edukacją wyjaśniają taki sam procent wariancji wynagrodzeń jak czynniki związane z tworzeniem i likwidacją miejsc pracy łącznie. Można też zaobserwować rosnące znaczenie wykształcenia w wyjaśnianiu zróżnicowania rzeczywistego poziomu płac.

²² Rezultaty przeprowadzonej analizy mogą zostać dostarczone na prośbę zamawiającego.

Tabela 5.3. ANOVA. Procent wyjaśnionej wariancji logarytmu teoretycznej płacy

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Finder	3,4656%	6,0204%	17,0860%	20,4089%	25,0844%	22,5168%	10,8838%
Looser	12,9776%	7,0168%	2,3312%	2,1560%	1,7023%	4,3715%	8,9542%
Education	3,1300%	6,8595%	14,6720%	20,3427%	23,2396%	16,9642%	12,1845%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

W tabeli 5.3 ukazane są czynniki decydujące o zróżnicowaniu płac teoretycznych. Na ich wariancję wpływ mają wykształcenie określające jakość siły roboczej oraz popyt na nowych pracowników. Wyniki modą wskazywać na brak równowagi na rynku pracy, gdyż obserwowane zróżnicowanie płac teoretycznych znacznie przewyższa rzeczywistą wariancję płac. Jednak w badaniu wystąpił pewien problem natury metodologicznej. Jeśli zwrócimy uwagę na wartości współczynników korelacji pomiędzy instrumentem określającym tworzenie miejsc pracy *finder*, a zmienną przybliżającą utratę miejsc pracy *looser*, które znajdują się w tabeli 5.4, to łatwo się jest przekonać, że siła związku pomiędzy nimi zależy od tego, którą grupę zawodową analizujemy. Ponadto, w niektórych grupach zawodowych korelacja jest bardzo silna, co powoduje, że wyniki powyższej analizy trudno jest jednoznacznie zinterpretować. Ewidentnie widać, że wykształcenie ma zasadnicze znaczenie dla pozycji pracownika na rynku pracy i dla kształtowania zarobków, ale na podstawie przeprowadzonej analizy nie jest oczywiste w jaki sposób na sytuację na rynku pracy i zróżnicowanie zarobków wpływają pozostałe rozpatrywane czynniki.

Tabela 5.4. Współczynniki korelacji między instrumentem Finder a instrumentem Looser w poszczególnych grupach zawodowych ISCO-88

Grupa ISCO	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1	0,0736	0,2011	0,1618	0,2039	0,1621	0,1442	0,2168
2	0,1679	0,2090	0,2414	0,2856	0,2119	0,1838	0,2735
3	0,1924	0,2375	0,2528	0,3097	0,2823	0,2592	0,3710
4	0,3779	0,3870	0,3726	0,4634	0,4332	0,4752	0,5644
5	0,5423	0,5846	0,5615	0,6014	0,5922	0,5992	0,6952
6	0,2854	0,3977	0,2618	0,3292	0,4267	0,4839	0,5550
7	0,5217	0,6043	0,5732	0,6337	0,6005	0,5628	0,6093
8	0,2820	0,3612	0,3550	0,4243	0,3689	0,3604	0,4418
9	0,2763	0,4308	0,4077	0,4889	0,4735	0,4545	0,4969

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Na podstawie uzyskanych wyników można pokusić się o sformułowanie następującego wniosku. Rynek pracy w Polsce w zasadzie składa się z dwóch oddzielnych segmentów. Pierwszy, przeznaczony dla ludzi wykształconych o wysokich kwalifikacjach zawodowych (grupy zawodowe 1-3) charakteryzujący się wyższymi płacami, stabilnością

zatrudnienia oraz niską rotacją. Drugim rynkiem jest rynek pracy niskokwalifikowanej i niewykwalifikowanej. Pracowników z tej grupy łatwo jest zastąpić nowymi o zbliżonym poziomie kwalifikacji zawodowych, dlatego też rotacja pracowników jest wyższa, pewność pracy oraz płace są niższe.

W tabeli 5.5 zaprezentowano wyniki modelu wyjaśniającego różnice pomiędzy płacami rzeczywistymi, a teoretycznymi wynikającymi z równania płacy.

Tabela 5.5. ANOVA. Procent wyjaśnionej wariancji logarytmu luki płacowej

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Finder	0,0004%	0,0550%	0,0263%	0,0108%	0,0088%	0,0172%	0,0183%
Looser	0,1123%	0,2099%	0,4685%	0,4925%	0,6241%	0,4874%	0,7098%
Education	1,1674%	0,5166%	0,4015%	0,5417%	0,4606%	0,9097%	1,0087%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Niestety zastosowane instrumenty wyjaśniają jedynie niewielką część różnicy między płacą teoretyczną a płacą rzeczywiście uzyskiwaną przez pracowników. Największa część zróżnicowania płac ponownie tłumaczona jest przez zróżnicowanie wykształcenia pracowników. Korelacja między wykształceniem a płacą jest dodatnia, co wskazuje, że im wyższy jest poziom wykształcenia pracownika, tym więcej on zarabia. Ponadto, osoby o wysokich umiejętnościach zarabiają więcej niż wskazywałaby na to model teoretyczny zarobków. Pewną część zróżnicowania wynagrodzeń tłumaczą czynniki związane z likwidacją i utratą miejsca pracy. Natomiast tworzenie nowych miejsc pracy nie ma wpływu na rozbieżności między płacami teoretycznymi a rzeczywistymi.

Może to wskazywać, że wyższe płace są oferowane lepiej wykształconym pracownikom, jako tym o wyższych umiejętnościach i kwalifikacjach zawodowych. Płace nowo zatrudnianych pracowników zasadniczo nie różnią się od płac przeciętnych w danym sektorze gospodarki. Analizując te wyniki należy pamiętać o zastrzeżeniu jakim jest wysoka korelacja między zastosowanymi instrumentami. Tak, więc powyższe wnioski nie muszą być poprawne.

Przeprowadzono również analogiczną analizę w rozbiciu na poszczególne grupy zawodowe według klasyfikacji zawodów ISCO. W tabeli A.5.1(patrz aneks) zaprezentowane zostały wyniki modelu przypisującego zróżnicowanie poziomu płac poszczególnym czynnikom reprezentowanym przez instrumenty dla poszczególnych grup zawodowych. Cechą charakterystyczną w pierwszych czterech grupach zawodowych jest rosnące znaczenie czynnika *finder* dla wyjaśnienia zróżnicowania płac. W dwóch pierwszych grupach zawodowych (menadżerowie i politycy oraz specjaliści) rośnie udział wykształcenia i czynników związanych z tworzeniem miejsc pracy w wyjaśnianiu różnic płacowych, natomiast zupełnie nic nie wyjaśniają zmienne obrazujące likwidowanie posad.

W grupie 3 i 4 (technicy i pracownicy biurowi) można zaobserwować podobne zależności, z tym, że dodatkowo w odróżnieniu od grup 1 oraz 2, coraz większego znaczenia w wyjaśnianiu zróżnicowania poziomu płac nabierają czynniki związane z likwidacją miejsc pracy. W pozostałych grupach zawodowych trudno jest zaobserwować wyraźne tendencje i zidentyfikować czynniki tłumaczące zróżnicowanie zarobków.

W grupach ISCO-6 do ISCO-9, czyli grup zawodowych skupiających pracowników o relatywnie niższych kwalifikacjach, zaobserwowano wyraźnie rosnący udział wyjaśnienia zróżnicowania poziomu wynagrodzeń przez czynnik związany z utratą pracy.

Tabela A.5.2 zawiera modele dla zróżnicowania płacy teoretycznej. Na podstawie analizy wariancji płac teoretycznych można zaobserwować, że w każdej grupie zawodowej za zróżnicowanie odpowiada jeden główny czynnik. Są to czynniki związane z popytem na pracę i podażą pracy, natomiast praktycznie nie ma znaczenia zróżnicowanie poziomu edukacji. W grupach zawodowych wymagających wyższych kwalifikacji na rozbieżność mają wpływ przede wszystkim czynniki popytowe, a w grupie zawodów wymagających niskich kwalifikacji czynniki związane z podażą pracy.

Takie kształtowanie się płac można wytłumaczyć niedostateczną liczbą pracowników o wysokich kwalifikacjach na rynku pracy. Są oni dobrem rzadkim, więc ich cena rośnie w stosunku do wartości marginalnego produktu ich pracy²³. Odwrotna zależność występuje wśród osób poszukujących pracy niskokwalifikowanej.

Wyniki modelu przedstawione w tabeli A.5.3 opisują różnice między imputowanymi płacami teoretycznymi a ich rzeczywistym poziomem. Na ich podstawie można zaobserwować, że decydującym czynnikiem odpowiedzialnym za występujące zróżnicowanie jest wykształcenie pracowników. Jest on szczególnie istotny w wyjaśnianiu różnic płacowych w grupach zawodów wymagających od pracowników relatywnie wysokich kwalifikacji. Pozostałe czynniki w praktyce mają bardzo ograniczony wpływ na występujące rozbieżności.

Na podstawie powyższych modeli można uwypuklić zarysowaną się tendencję wyjaśniania zróżnicowania zarobków przede wszystkim przez zróżnicowanie poziomu wykształcenia. Niestety, nie jesteśmy w stanie określić czy to zjawisko zachodzi w rzeczywistości, pomimo że zarówno teoria ekonomiczna, inne opracowania dotyczące polskiego rynku pracy, oraz wstępne wyniki tak sugerują. Skonstruowane modele nie pozwalają na udzielenie jednoznacznej odpowiedzi na postawione pytania badawcze, ze względu na występujące problemy metodologiczne. Z tego powodu postanowiono rozszerzyć modele analizy wariancji i przeprowadzić dodatkowe analizy.

Pierwszym krokiem, rozszerzającą przeprowadzoną analizę była rezygnacja ze sztucznych czynników odpowiedzialnych za tworzenie i destrukcję miejsc pracy. Zamiast tego postanowiono zróżnicowanie zarobków przypisać poszczególnym charakterystykom społeczno-demograficznym respondentów, oraz cechom miejsc pracy dostępnym w bazie BAEL. W tabeli 5.6 przedstawiono wyniki analizy dla poszczególnych lat.

Tabela 5.6. ANOVA.

Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności							
Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
wykształcenie	1,93%	1,85%	1,55%	1,54%	1,59%	2,13%	2,34%
Wiek	0,73%	0,72%	1,12%	1,20%	1,07%	1,18%	1,30%
Wiek2	0,48%	0,50%	0,86%	0,89%	0,78%	0,85%	0,99%
Wielkość	0,84%	1,05%	0,98%	0,98%	0,89%	0,93%	1,00%

²³ Na przykład może to wynikać z mechanizmów opisanych przez teorię płac efektywnościowych.

Własność	0,13%	0,08%	0,04%	0,01%	0,05%	0,11%	0,12%
Zawód	4,57%	5,13%	5,72%	5,88%	6,23%	5,92%	5,84%
Klm	1,00%	0,69%	0,68%	0,50%	0,52%	0,51%	0,61%
EKD	4,26%	3,57%	3,75%	3,12%	2,67%	2,81%	2,84%
Płeć	4,16%	3,46%	3,27%	3,07%	3,26%	3,42%	3,79%
województwo	1,44%	1,66%	1,45%	1,25%	1,00%	0,80%	1,28%
Staż	0,21%	0,30%	0,49%	0,66%	0,87%	0,78%	0,77%
RAZEM	19,76%	19,01%	19,91%	19,09%	18,94%	19,44%	20,87%
Interakcje	22,69%	23,59%	23,89%	24,99%	25,64%	25,53%	24,69%
Niewyjaśniona	57,56%	57,40%	56,20%	55,91%	55,42%	55,02%	54,44%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Czynniki uwzględnione w modelu odpowiadają jedynie za 43-45% całkowitej wariancji wynagrodzeń. Czynniki o największym znaczeniu dla tłumaczenia zróżnicowania płac są zawód wykonywany przez pracownika, który wyjaśnia ponad 5% całkowitej wariancji, sektor w jakim pracownik jest zatrudniony, chociaż znaczenie tego czynnika z upływem czasu spada, oraz dwie cechy demograficzne: płeć i wykształcenie. Duże znaczenie płci (około 4% całkowitego zróżnicowania płac) może świadczyć o występującej dyskryminacji kobiet na rynku pracy. Z kolei rosnąca rola wykształcenia (wzrost znaczenia czynnika o 0,5 punktu procentowego) i stażu (wzrost znaczenia czynnika o 0,6 punktu procentowego) może wskazywać, że rynek pracy działa coraz lepiej i właściwie doceniane są wysokie kwalifikacje zawodowe. Takie wyniki zarazem potwierdzają hipotezę rozwoju promującego wysokie kwalifikacje.

Znaczenie zmiennych regionalnych (województwo, klasa miejscowości) wyraźnie spada. W roku 2000 tłumaczyły one 2,54% poziomu zróżnicowania zarobków, podczas gdy w roku 2006 już tylko 1,89%. Zmiana w tej pozycji wynosi prawie 25 procent. Zatem ewidentnie maleje regionalne warunkowe zróżnicowanie zarobków. Może, choć nie musi, to wskazywać na ujednocianie się rynku pracy lub wzrost mobilności terytorialnej pracowników.

Bardzo istotną obserwacją jest, że w każdym roku od 20 do 25% zróżnicowania wysokości płac można przypisać interakcjom pomiędzy uwzględnionymi w badaniu czynnikami. Takie wyniki sugerują, że nie należy wariancji zarobków przypisywać pojedynczym zmiennym, a grupom takich zmiennych, pomiędzy którymi występują współzależności wartości cech. Jednocześnie pogrupowanie pozwoli na połączenie czynników, które samodzielnie w niewielkim stopniu tłumaczą zróżnicowanie płac, ale są istotne z punktu widzenia badania, ponieważ wchodzi w interakcje z innymi czynnikami.

Grupowanie wykonano za pomocą procedury dwuetapowej. W pierwszym etapie za pomocą współczynników korelacji określono siłę zależności pomiędzy czynnikami i dokonano ich pogrupowania. Sposób grupowania ilustruje tabela 5.7. Następnie w każdej z grup przypisano kolejne liczby naturalne każdej unikalnej kombinacji wartości zmiennych składowych, tworząc zmienne sztuczne o charakterze nominalnym. Ich poszczególne wartości

nie mają żadnej interpretacji ekonomicznej, ale one nie są istotne. Dla badania ważne jest wyłącznie zróżnicowanie cech, a nie ich poszczególne wartości.

Tabela 5.7. Zmienne sztuczne

Zmienna sztuczna	Zmienne składowe
Osoba	wiek, płeć, staż pracy
Mieszkanie	województwo, klasa miejscowości
Firma	sektor, EKD, wielkość
Jakość	wykształcenie, zawód

Źródło: Opracowanie własne

Ponadto stworzone sztuczne zmienne agregatowe pozwolą na porównanie wyników uzyskane na podstawie danych BAEL z wynikami otrzymanymi na podstawie danych pochodzących z PBW. Sztuczne ograniczenie liczby rozpatrywanych czynników wydaje się konieczne, ponieważ nie wszystkie zmienne znajdujące się w bazie BAEL mają swoje odpowiedniki w danych płacowych.

Proces tworzenia sztucznych zmiennych agregatowych jest w pewnym stopniu subiektywny. Wyłącznie od badacza zależy w jaki sposób pogrupuje możliwe kategorie zmiennej. Problem grupowania jest ważny ze względu na fakt, iż wariancja danego czynnika jest uzależniona od stopnia jego dezagregacji. Im zmienna przyjmuje więcej poziomów, tym ma potencjalnie wyższą wariancję. W efekcie, w budowanym modelu może w większym stopniu wyjaśniać zmienność zmiennej zależnej, niż w przypadku mniejszego stopnia agregacji zmiennych. Z tego powodu dokonano oszacowania dwóch grup modeli. W pierwszej, której wyniki zawiera tabela 5.8 zmienna osoba przyjmuje 2100 wartości, mieszkanie 47 różnych wartości, firmę opisuje 159 poziomów zmiennej, oraz jakość jest opisywana przez 44 zmiennych.

Tabela 5.8. ANOVA. Wyższy stopień dezagregacji zmiennych

Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności							
Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
osoba	12,46%	12,61%	13,16%	14,39%	14,72%	14,49%	14,53%
mieszkanie	2,53%	2,44%	2,29%	1,70%	1,33%	1,48%	2,01%
firma	5,78%	4,77%	4,67%	4,25%	3,89%	3,77%	3,84%
jakość	14,47%	15,39%	15,28%	15,25%	15,70%	15,51%	15,08%
RAZEM	35,24%	35,22%	35,39%	35,60%	35,64%	35,25%	35,45%
Interakcje	15,49%	16,69%	17,35%	18,10%	18,47%	19,02%	19,31%
Niewyjaśniona	49,27%	48,09%	47,26%	46,31%	45,89%	45,73%	45,24%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Liczba kategorii poszczególnych czynników może posiadać istotny wpływ na uzyskane rezultaty. Aby zbadać jak duży jest wpływ rozbicia czynników na kategorie postanowiono połączyć pewne kategorie i ponownie oszacować modele. W modelach z mniejszą ilością kategorii poszczególnych zmiennych, których wyniki zawiera tabela 5.9, ograniczono liczbę kategorii zmiennej osoba ze względu na fakt, iż wiele z kategorii zawierało po kilka lub wręcz pojedyncze obserwacje. Po wykonaniu grupowania ograniczono liczbę kategorii tej zmiennej do 190.

Tabela 5.9. ANOVA. Niższy stopień dezagregacji zmiennych.

Modele z mniejszą liczbą parametrów							
Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
osoba	4,32%	3,59%	4,04%	4,85%	5,17%	5,26%	5,30%
mieszkanie	2,54%	2,49%	2,29%	1,74%	1,42%	1,42%	2,04%
firma	8,80%	8,03%	7,94%	7,30%	6,53%	6,13%	6,12%
jakość	17,25%	18,59%	18,24%	18,57%	19,34%	19,06%	18,57%
RAZEM	32,91%	32,69%	32,51%	32,45%	32,46%	31,87%	32,04%
Interakcje	9,68%	10,19%	11,13%	11,69%	12,10%	13,17%	13,50%
Niewyjaśniona	57,41%	57,11%	56,37%	55,85%	55,44%	54,96%	54,46%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Niezależnie od przyjętego sposobu kodowania jakość pracowników ma największy udział w wyjaśnianiu zróżnicowania obserwowanego poziomu wynagrodzeń. W zależności od przyjętego modelu tłumaczy 14-17% zróżnicowania poziomu płac. Zmienne opisujące miejsce zamieszkania pracownika wyjaśniają około 2% całkowitej wariancji płac. Charakterystyki firmy wyjaśniają około 4% wariancji w modelu z większą liczbą kategorii, oraz około 6% całkowitego zróżnicowania w modelu z mniejszą liczbą kategorii czynnika osoba. Wskazuje to na występujące interakcje pomiędzy charakterystykami firm, a cechami demograficznymi pracowników. Jakość, której główną składową jest wykształcenie wyjaśnia około 15% w pierwszym modelu, oraz około 18% wariancji płac w modelu z mniejszą ilością kategorii. Zatem należy sądzić, że jakość również jest w pewien sposób powiązana z charakterystykami demograficznymi osób.

Warto zauważyć, że niezależnie od przyjętego sposobu kodowania zmiennych w modelu, współwystępowanie pewnych kategorii zmiennych objaśniających, czyli interakcje, również wyjaśniają znaczną część zróżnicowania płac. Wobec tego można przypuszczać, że to nie pojedyncze czynniki są odpowiedzialne za występujące różnice płacowe, a raczej decydujące są w tym przypadku ich specyficzne kombinacje.

Na podstawie uzyskanych wyników można pokusić się o postawienie i uzasadnienie tezy, że na zróżnicowanie zarobków wpływa przede wszystkim jakość pracowników. Przez jakość rozumiemy uzyskany poziom wykształcenia i jego kierunek, przybliżony przez wykonywany zawód. Czynniki o mniejszym znaczeniu wydają się być charakterystyki firmy, takie jak wielkość czy własność i cechy demograficzne pracownika. Wpływ miejsca

zamieszkania, przy uwzględnieniu pozostałych czynników, na stopień dywersyfikacji wynagrodzeń jest niewielki w porównaniu z uprzednio wymienionymi czynnikami.

5.2. Dane Październikowego Badania Wynagrodzeń

Biorąc pod uwagę, iż w baza danych PBW jest uboga w porównaniu do bazy BAEL, przez zupełny brak informacji o innych niż wiek i płeć charakterystykach demograficznych badanych pracowników oraz niedostępną informację o przeszłości zawodowej, konstrukcja zmiennych przybliżających kreację i destrukcję miejsc pracy na podstawie tej bazy okazała się niemożliwa. Jednak uwzględnivszy problemy metodologiczne związane ze wstępną analizą danych BAEL za pomocą modelu ANOVA, pominięcie tego etapu badania nie powinno negatywnie wpłynąć na uzyskane rezultaty i wyciągane wnioski.

Przed przystąpieniem do analizy zróżnicowania płac podobnie jak w przypadku danych BAEL pozostawiono jedynie informacje o osobach pracujących na pełen etat. W przypadku tej bazy posłużono się nominalną liczbą godzin pracy w październiku. Ponadto, usunięto 1% obserwacji o najniższych deklarowanych zarobkach, oraz 1% obserwacji o zarobkach najwyższych. W ten sposób analizie zostanie poddane 98% całkowitego rozkładu zarobków. Następnie utworzono cztery zmienne sztuczne. Ich konstrukcja jest zbliżona do zmiennych stworzonych w przypadku analizy danych BAEL. Różnice wynikają z różnic pomiędzy bazami w występujących zmiennych, oraz różnic w stopniu ich agregacji. Opis konstrukcji zmiennych sztucznych przedstawiony jest w tabeli 5.10.

Tabela 5.10. Zmienne sztuczne

Zmienna sztuczna	Zmienne objaśniające
Osoba	wiek, płeć, staż pracy
Mieszkanie	Województwo
Firma	sektor, EKD, wielkość
Jakość	wykształcenie, zawód

Źródło: Opracowanie własne

Następnie przeprowadzono analizę zróżnicowania zarobków ze względu na cztery wyróżnione czynniki. Zmienne sztuczne zostały skonstruowane w taki sposób, iż zmienna osoba przyjmuje 203 wartości. Wystąpił pewien problem ze zmienną mieszkanie. W bazie PBP brak jest informacji o miejscu zamieszkania pracownika. Jedyną dostępną informacją jest województwo, w którym mieści się firma. Biorąc pod uwagę niską mobilność w poszukiwaniu pracy w Polsce można przyjąć, że pracownicy mieszkają tam gdzie pracują. Zatem zmienna mieszkanie przyjmuje 16 wartości. Zmienna firma określa 90 typów firm w zależności od wielkości i rodzaju prowadzonej działalności. Jakość pracowników jest określana przez 53 unikalne kombinacje wykształcenia i zawodu. Nietypowa liczba wartości wynika z faktu, że w rzeczywistości nie ma pracowników o niektórych specyficznych kombinacjach wartości tych zmiennych (np. osoby z wyższym wykształceniem nie wykonują prac prostych, osoby bez wykształcenia nie są zatrudniane jako specjaliści, itd.).

Tabela 5.11. ANOVA.

Październikowe Badanie Wynagrodzeń				
Rok	1999	2001	2002	2004
osoba	3,01%	3,04%	2,82%	5,62%
mieszkanie	1,67%	2,20%	1,91%	1,40%
firma	13,17%	13,31%	12,86%	11,21%
jakość	21,37%	22,58%	23,43%	18,58%
RAZEM	39,22%	41,13%	41,02%	36,81%
Interakcje	8,99%	8,51%	10,45%	8,07%
Niewyjaśniona	51,79%	50,36%	48,52%	55,12%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PBW

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 5.11 można zauważyć, że udział poszczególnych czynników w wyjaśnianiu wariacji zarobków jest stały w czasie. Największą część zróżnicowania tłumaczy, podobnie jak dla analizy przeprowadzone na podstawie danych BAEL, dyspersja jakości – około 22%. Drugim co do ważności czynnikiem są cechy firmy – około 13%. Pozostałe czynniki tłumaczą niewielką część zróżnicowania zarobków. Charakterystyki osób około 3%, miejsce zamieszkania niecałe 2%. W tym samym czasie na interakcje pomiędzy poszczególnymi czynnikami przypada ponad 8% wariacji. Niemniej, warto jest uwypuklić wzrost znaczenia cech pracowników. Zróżnicowanie tej kategorii w roku 2004 tłumaczy o 80% więcej wariacji niż tłumaczone było w roku 1999.

Wyniki zawarte w tabeli 5.11 mogą być jedynie artefaktem wynikającym z przyjętego sposobu kodowania zmiennych. W celu potwierdzenia obserwacji i wzmocnienia wyciągniętych wniosków przeprowadzono analizę zróżnicowania płac odwołując się bezpośrednio do wartości zmiennych wchodzących w skład agregatów.

Tabela 5.12. ANOVA.

Październikowe Badanie Wynagrodzeń				
Rok	1999	2001	2002	2004
wiek	0,11%	0,13%	0,11%	0,12%
doświadczenie	0,93%	1,07%	1,13%	1,71%
płeć	2,15%	1,91%	1,47%	3,36%
województwo	1,83%	2,47%	2,25%	1,50%
sektor	0,00%	0,00%	0,04%	0,03%
wielkość	2,05%	1,71%	2,07%	1,98%
EKD	5,94%	6,22%	5,25%	3,56%
wykształcenie	2,05%	2,21%	2,11%	6,59%

zawód	5,65%	6,13%	7,20%	3,01%
RAZEM	20,73%	21,85%	21,62%	21,86%
Interakcje	26,98%	27,13%	28,71%	24,27%
Niewyjaśniona	52,29%	51,02%	49,67%	53,87%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PBW

Należy odnotować zmianę, jaka nastąpiła pomiędzy rokiem 2002 a 2004. Wzrosło znaczenie zróżnicowania charakterystyk osobistych, a spadło znaczenie jakości, czyli w przybliżeniu poziomu kapitału ludzkiego pracownika, w tłumaczeniu zróżnicowania płac. Ponad dwukrotnie zwiększyła się rola płci pracownika i jego doświadczenia zawodowego w tłumaczeniu zróżnicowania poziomu wynagrodzeń, aż trzykrotnie wzrosła rola wykształcenia. Wyraźnie natomiast spadło znaczenie czynników związanych z lokalizacją geograficzną firmy i jej innymi charakterystykami. Brak nowszych danych uniemożliwia stwierdzenie czy było to jednorazowe odchylenie od stanu ustalonego, czy sygnał wynikający z zachodzących zmian strukturalnych na rynku pracy. Informacje zewnętrzne w stosunku do danych PBW sugerują, że właśnie pomiędzy rokiem 2002 a 2004 rozpoczął się okres transformacji rynku pracy w Polsce.

5.3. Analiza z wykorzystaniem narzędzia DFL

W tej części raportu zaprezentujemy dekompozycję rozkładu zarobków z wykorzystaniem semiparametrycznej procedury zaproponowanej przez DiNardo, Fortin i Lemieux (1996) (w skrócie DFL). Motywacją do rozszerzenia zakresu technik analizy były niezadowolające wyniki modeli opartych o technikę analizy wariancji. Procedura jest zbliżona do dekompozycji Oaxaca (1973). Polega na rozbiciu zmian całego rozkładu płac i wyodrębnieniu czynnika związanego ze zmianami w charakterystykach pracującej populacji. Dekompozycja Oaxaca bazuje na prostych wartościach hipotetycznych (ang. *counterfactuals*) takich jak „ile pracownik zarobiłby, gdyby wszystkie charakterystyki pracowników i rynku pracy pozostały bez zmian, na poziomie średnim?”. Dekompozycja metodą DFL polega na zbudowaniu nie tylko hipotetycznej wartości średniej, ale całego hipotetycznego rozkładu płac. Kluczowym problemem jest skonstruowanie tego hipotetycznego rozkładu. W tym celu wykorzystywane są estymatory gęstości jądrowej (ang. *kernel estimation*) oraz wektory stopnia podobieństwa (ang. *propensity score vectors*). Każda osoba jest łączona w parę z osobą hipotetyczną (ang. *counterfactual*). Następnie hipotetycznej osobie przypisywany jest dochód obliczony z wykorzystaniem jądrowego estymatora gęstości rozkładu zarobków. Kolejnym krokiem jest porównanie rzeczywistego rozkładu płac z rozkładem hipotetycznym. W rezultacie wśród zmian rozkładu płac można wyróżnić zmiany absolutnej wysokości płac, zmiany relatywnych płac, oraz zmiany wynikające ze zmian w cechach pracującej populacji²⁴.

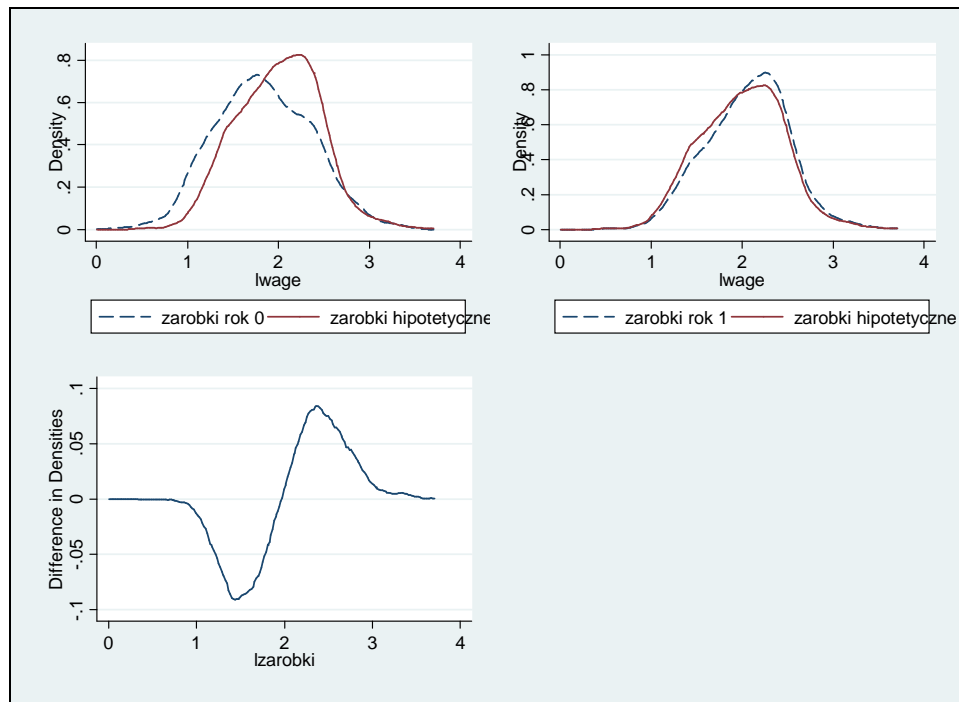
Podczas konstruowania hipotetycznych rozkładów zarobków wykorzystywane są wektory stopnia podobieństwa (ang. *propensity score vectors*, tłum. za Strawiński, 2006) obliczane jako wartość dopasowana funkcji logitowej od wartości zmiennych kontrolnych. Zmiennymi kontrolnymi uwzględnionymi w badaniu są cechy demograficzne pracowników (wiek, kwadrat wieku, płeć, poziom wykształcenia reprezentowany przez grupę zmiennych

²⁴ Wszystkie formuły analityczne można znaleźć w artykule DiNardo, Fortin i Lemieux (1996). Do obliczeń wykorzystano pakiet Stata.

zero-jedynkowych), miejsce zamieszkania (odpowiednie zmienne zero-jedynkowe, określające województwo oraz wielkość miejscowości), oraz charakterystyki opisujące zajmowane stanowisko pracy (typ własności firmy, jej wielkość - grupa zmiennych zero-jedynkowych, zawód wykonywany przez pracownika - grupa zmiennych zero-jedynkowych), branża reprezentowana przez symbol EKD - zmienne zero-jedynkowe).

Efekt działania procedury DFL jest zobrazowany z wykorzystaniem trzech rysunków.

Rysunek 5.1. Przykład



Źródło: Obliczenia własne

Pierwszy panel na rysunku 5.1, w lewym górnym rogu, przedstawia rozkład zarobków rzeczywistych w roku zerowym badania, w stosunku do tego jak ten rozkład wyglądałby obecnie, gdyby populacji pracującej w roku zerowym przypisać obecny poziom zarobków. Drugi panel rysunku 5.1, znajdujący się w prawym górnym rogu przedstawia rozkład rzeczywistych zarobków z chwili obecnej w stosunku do hipotetycznego rozkładu dla chwili obecnej, gdyby struktura osób pracujących obecnie była identyczna jak w roku zerowym badania. Ostatni panel przedstawia różnicę między rzeczywistymi a hipotetycznymi zarobkami w roku 1, gdyby rynek pracy nie uległ zmianom, czyli pracowałyby dokładnie te same osoby jak w roku 0, a zarabiały jak w roku 1.

Odnosząc to do danych wykorzystanych w badaniu oznacza to, że w przypadku danych BAEL:

- ♦ Pierwszy panel rysunku przedstawia:

Rozkłady zarobków rzeczywistych netto w roku 2000 oraz hipotetycznych zarobków netto dla roku 2000. Hipotetyczne zarobki określają, w jaki sposób wyglądałby rozkład płac netto w

roku 2000, gdyby osoby pracujące w roku 2000 otrzymywały zarobki w wysokości takiej jak osoby pracujące w roku 2006.

- ♦ Drugi panel rysunku przedstawia:

Rozkład zarobków rzeczywistych netto z roku 2006 oraz hipotetyczny rozkład zarobków netto dla roku 2006, tzn. takiemu rozkładowi zarobków, jaki były w roku 2006, gdyby struktura osób pracujących w roku 2006 była dokładnie taka jak w roku 2000 i otrzymywałyby one zarobki w wysokości takiej jak w roku 2006. Przez strukturę populacji rozumiana tutaj jest wartość cech opisujących daną grupę pracowników. Ewentualne różnice w rozkładach wynikają ze zmian wartości zmiennych kontrolnych, czyli w przypadku danych pochodzących z BAEL podstawą różnic są różnice w cechach pracowników pełnoetatowych.

- ♦ Trzeci panel rysunku przedstawia:

Różnicę pomiędzy rzeczywistymi zarobkami netto 2006 a hipotetycznymi, gdyby rynek pracy nie uległ zmianom, czyli pracowałyby dokładnie te same osoby jak w roku 2000, a zarabiały jak w 2006.

W przypadku danych Październikowego Badania Wynagrodzeń:

- ♦ Pierwszy panel rysunku przedstawia:

Rozkłady zarobków rzeczywistych brutto w roku 1999 oraz hipotetycznych zarobków brutto dla roku 2004. Hipotetyczne zarobki określają, w jaki sposób wyglądałby rozkład płac w roku 1999, gdyby osoby pracujące w roku 1999 otrzymywały zarobki w wysokości takiej jak osoby pracujące w roku 2004.

- ♦ Drugi panel rysunku przedstawia:

Rozkład zarobków rzeczywistych brutto z roku 2004 oraz hipotetyczny rozkład zarobków dla roku 2004, tzn. takiemu rozkładowi zarobków, jaki były w roku 2004, gdyby struktura osób pracujących w roku 2004 była dokładnie taka jak w roku 1999 i otrzymywałyby one zarobki w wysokości takiej jak w roku 2004. Przez strukturę populacji rozumiana tutaj jest wartość cech opisujących daną grupę pracowników. Ewentualne różnice w rozkładach wynikają ze zmian wartości zmiennych kontrolnych, czyli w przypadku danych pochodzących z PBW, podstawą różnic są różnice w cechach pracowników pełnoetatowych.

- ♦ Trzeci panel rysunku przedstawia:

Różnicę pomiędzy rzeczywistymi zarobkami brutto 2004 a hipotetycznymi, jakie by były gdyby rynek pracy nie uległ zmianom.

Analizując wykresy należy pamiętać, że zmiana rozkładu nie musi oznaczać, że sytuacja wszystkich pracowników danej grupy zmieniła się w jednakowy sposób. Nawet przy ogólnym wzroście poziomu płac, mogą się trafić przypadki, iż praca pojedynczych osób czy grup osób jest gorzej wynagradzana.

Dla danych PBW wybór okresu 1999-2004 został podyktowany chęcią przeprowadzenia analizy w jak największym stopniu zbliżonej do analizy przeprowadzonej na podstawie danych BAEL. Dane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności niestety spłaszczają rzeczywisty rozkład dochodów, z powodu trudności z zebraniem informacji od osób o niskich zarobkach, jak również od osób o zarobkach bardzo wysokich. Dodatkowo, respondenci mają tendencję do ukrywania swoich dochodów. Jak wspomniano, dane pochodzące z PBW są pozbawione tego mankamentu, gdyż wysokość płac raportują

pracodawcy. Z drugiej strony badanie obejmuje wyłącznie przedsiębiorstwa zatrudniające więcej niż 10 osób, więc to badanie nie jest reprezentatywne dla całej gospodarki. Niemniej pozwala poszerzyć informacje zgromadzone w badaniu BAEL, szczególnie o informację o prawym ogonie rozkładu płac.

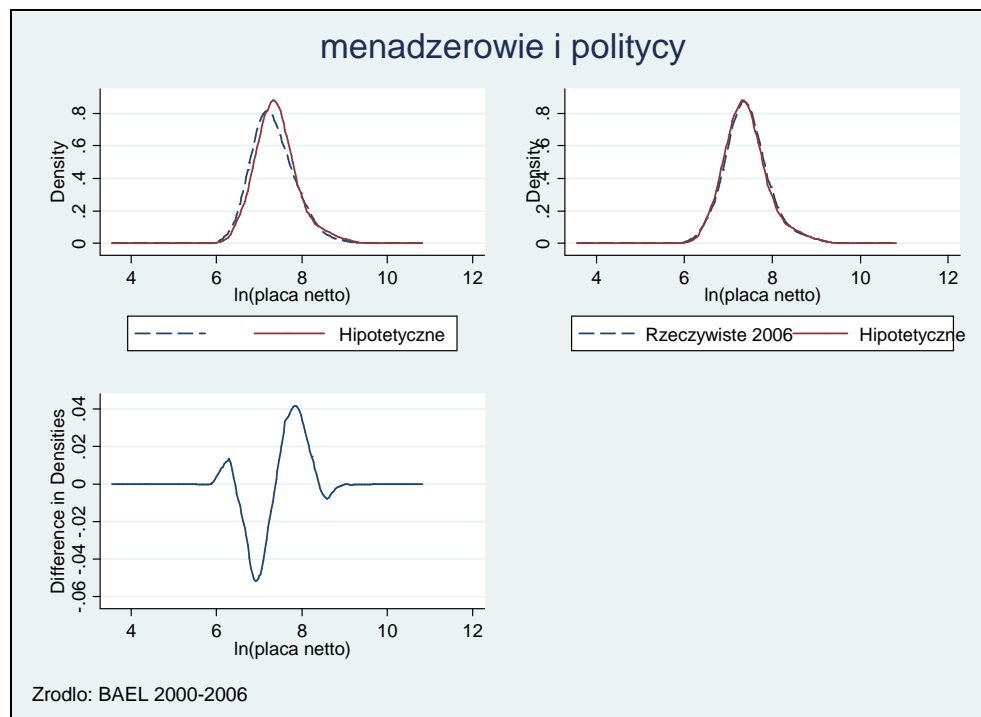
Ze względu na cel opracowania postanowiliśmy bardzo wygładzić prezentowane rozkłady zarobków. Nasza analiza stawia sobie za cel odzwierciedlenie głównych tendencji, czemu zbytne wygładzenie prezentowanych rozkładów nie przeszkadza. Natomiast nie należy stosować zbyt wygładzonych rozkładów do obliczania różnego typu miar zróżnicowania, gdyż proces wygładzania rozkładu zmienia jego dyspersję.

Analiza obejmuje poszczególne duże grupy zawodowe według klasyfikacji ISCO-88. Pominięta jest grupa rolników i rybaków, gdyż pracownicy tej grupy z reguły pracują na własny rachunek, a osoby pracujące na etatach stanowią niecałe 0,3% pracującej populacji, więc po pierwsze zmiany ich dochodów mają niewielki wpływ na ogólne tendencje występujące w gospodarce, po drugie, ze względu na małą liczebność grupy wszelkie szacunki posiadają niską dokładność.

W tekście głównym umieszczono najważniejsze, zdaniem autorów opracowania, wykresy, przedstawiające ewolucję zarobków. Uwzględniono te grupy zawodowe, dla których zaobserwowano wyraźną zmianę struktury zarobków. Ponadto zaobserwowana zmiana była w miarę jednorodna dla całej rozpatrywanej grupy zawodowej. Analiz dla pozostałych grup, dla których trudno jest wyodrębnić jednorodny schemat ewolucji rozkładu płac, zostały umieszczone w załączniku do raportu.

Grupa ISCO-2 Menadzerowie i politycy

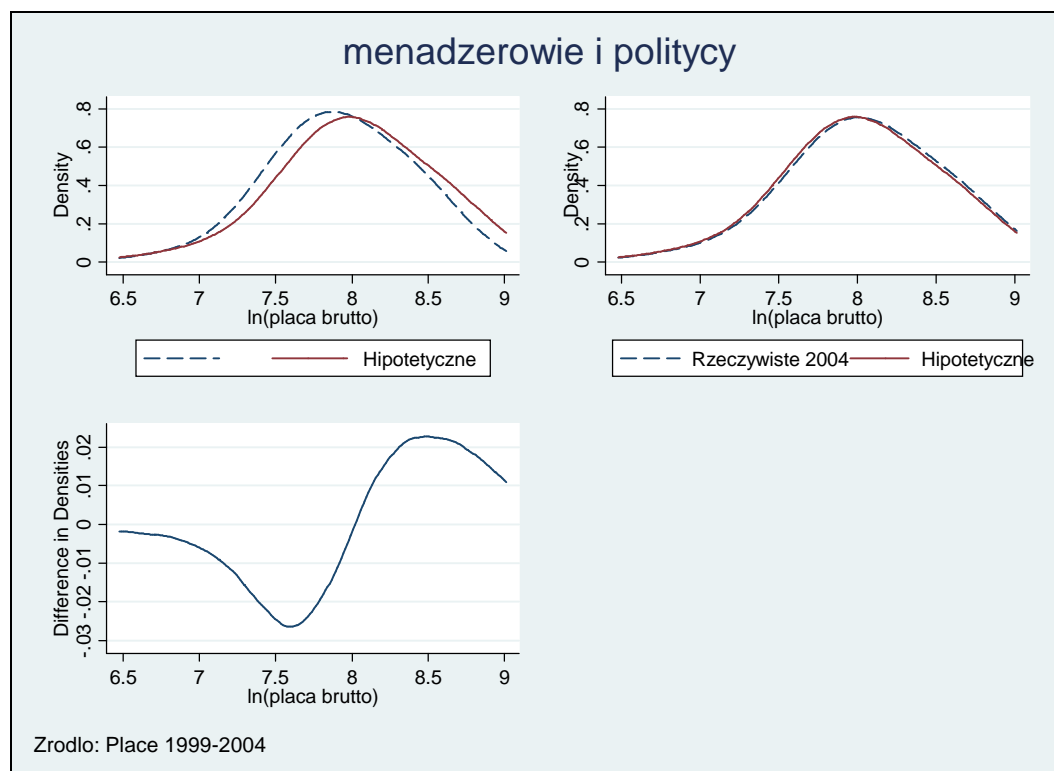
Rysunek 5.2.



Źródło: Obliczenia własne

W grupie menadżerowie i politycy, analizowanej na danych BAEL, widać wyraźny wzrost płac w tej grupie, chociaż nie jest on równy. Zwiększyła się w tej grupie liczba osób zarabiających minimalne stawki. Jednocześnie nieznacznie zmalała liczba osób o bardzo wysokich zarobkach. Niestety, na podstawie analizy całego rozkładu, nie da się jednoznacznie stwierdzić czy wszyscy pracownicy zyskali.

Rysunek 5.3.



Źródło: Obliczenia własne

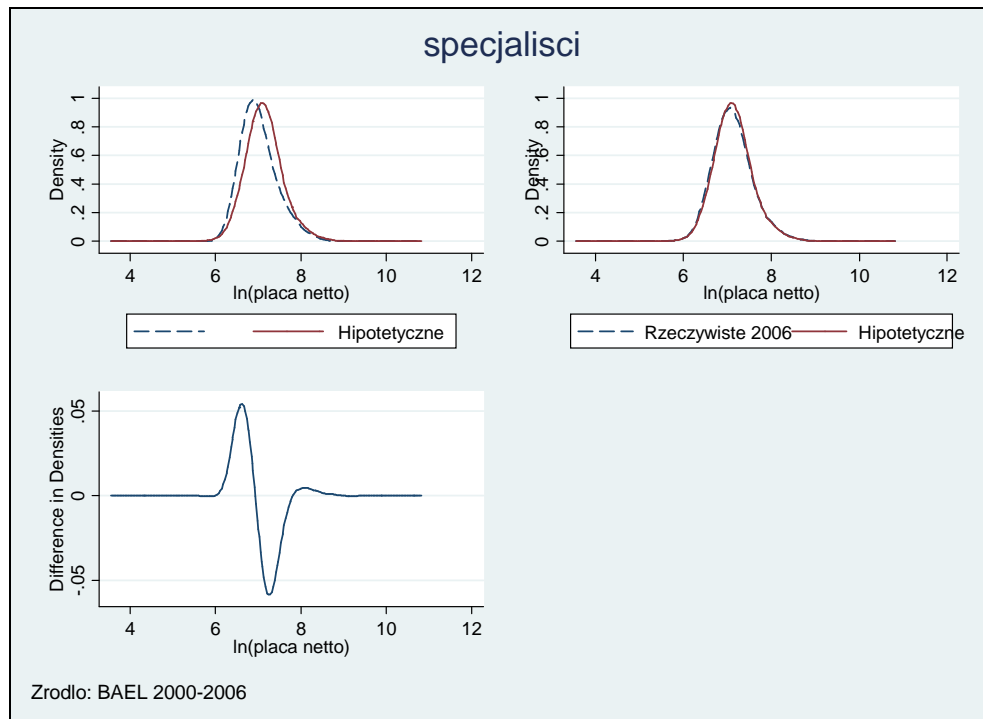
Analiza na PBW także pokazuje, że płace w tej grupie wzrosły. Wyraźnie maleje liczba osób zarabiających poniżej 3000 złotych brutto w cenach roku 1999. Jednocześnie rośnie liczba osób o bardzo wysokich zarobkach, o czym świadczy ogon rozkładu różnic o wartości wyraźnie większej od zera. Charakterystyki osób pracujących nie zmieniły się w sposób istotny. Rozkłady umieszczone na prawym górnym panelu są bardzo do siebie zbliżone. Mimo wszystko daje się zauważyć nieznaczne przesunięcie rozkładu płac w prawą stronę, który jest potwierdzeniem wzrostu. Należy zaznaczyć iż w grupach zawodowych wymagających wysokich umiejętności rośnie relatywne zatrudnienie (por. rozdział 3). Przyczynia się ono do niewielkiego wzrostu liczby osób o najniższych płacach. Można przypuszczać, że nowi pracownicy otrzymują relatywnie niskie wynagrodzenia. Ta tendencja wyraźna jest w danych BAEL, występuje również w danych płacowych.

Grupa ISCO-2. Specjaliści.

Potencjalnie w grupie zawodowej specjalistów znajdują się ludzie o najwyższym poziomie wykształcenia. Zatem jeśli na rynku pracy rzeczywiście występuje efekt przemian

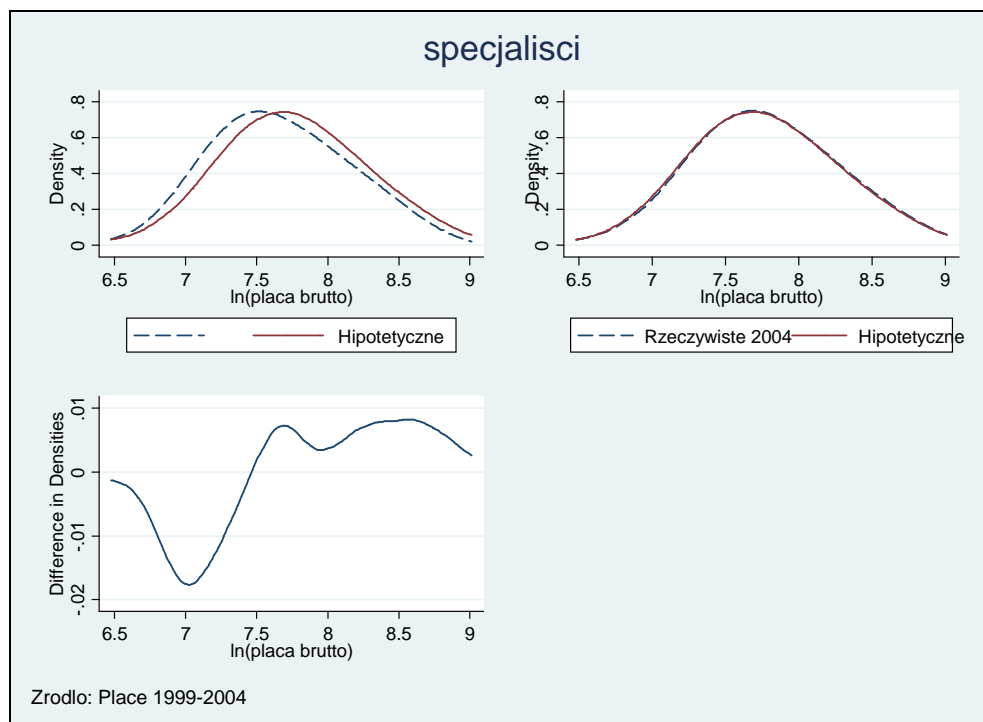
promujących wyższe kwalifikacje w tej grupie zawodowej powinniśmy odnotować duży wzrost poziomu zarobków.

Rysunek 5.4.



Źródło: Obliczenia własne

Rysunek 5.5.



Źródło: Obliczenia własne

Dane z PBW wskazują, że zmniejsza się udział osób o płacach poniżej 1800 złotych w cenach roku 1999, a rośnie udział osób o płacach wyższych. Analiza danych pochodzących ze zbioru BAEL pokazuje, że wzrosła liczba osób o zarobkach poniżej średniej krajowej, natomiast spadła liczba osób o wysokim poziomie płac. Jest to sprzeczne zarówno z intuicją jak i przesłankami potwierdzającymi występowanie zjawiska rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje zawodowe opisanymi w poprzednich rozdziałach. Z kolei z danych uzyskanych z badania PBW (rysunek 5.5) wynika odwrotna tendencja. W celu wyjaśnienia tej dychotomii porównano strukturę próby w obu badaniach.

Tabela 5.16. Przeciętne wynagrodzenia w grupach zawodowych w złotych.

Przeciętne wynagrodzenia	Dane BAEL		Dane BAEL		Dane PBW	
	netto		ubruttowane		Brutto	
Zawody ISCO	2000	2004	1999	2004	1999	2004
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	1 784,69	1 986,51	3 033,97	3 377,07	4 035,80	5 602,87
Specjaliści	1 220,94	1 541,42	2 075,60	2 620,41	2 309,17	3 234,35
Technicy i inny średni personel	1 079,26	1 246,50	1 834,75	2 119,05	1 808,20	2 371,68
Pracownicy biurowi	921,72	1 035,88	1 566,92	1 761,00	1 654,29	2 089,20
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	753,39	845,24	1 280,75	1 436,91	1 259,66	1 437,56
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	740,81	950,34	1 259,38	1 615,57	1 331,78	1 684,19
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	915,49	998,90	1 556,33	1 698,13	1 615,02	1 959,70
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	981,42	1 085,97	1 668,42	1 846,15	1 707,05	2 091,65
Pracownicy przy pracach prostych	703,49	782,30	1 195,94	1 329,92	1 117,87	1 378,78

Źródło: Obliczenia własne

Jak widać na podstawie danych zawartych w tabeli 5.16, rzeczywiście informacje uzyskane z badania BAEL wskazują na przeciętnie niższe płace niż analogiczne dane z PBW. Należy pamiętać, że w ujęciu relatywnym tylko płace w pierwszej i drugiej grupie zawodowej wzrosły w stosunku do średniej płacy. W pozostałych grupach pomimo wzrostu płac nominalnych, w odniesieniu do średniej płacy one spadają (por. podrozdział 3.3 Wykres 3).

Największe rozbieżności w kształtowaniu się zmian rozkładu płac dotyczą grupy specjalistów. W celu wyeliminowania możliwości iż, przyczyną obserwowanych różnic jest inna kompozycja grupy specjalistów w obu bazach dokonano sprawdzenia struktury tej grupy.

Tabela 5.17. Porównanie struktury zawodowej grupy specjalistów w 2004 roku

Grupy zawodów wg ISCO	PBW	BAEL
specjaliści nauk fizycznych, matematycznych i technicznych	20,03	13,76
specjaliści nauk przyrodniczych i ochrony środowiska	13,24	9,96
specjaliści szkolnictwa	21,10	48,63
pozostali specjaliści	45,64	27,64

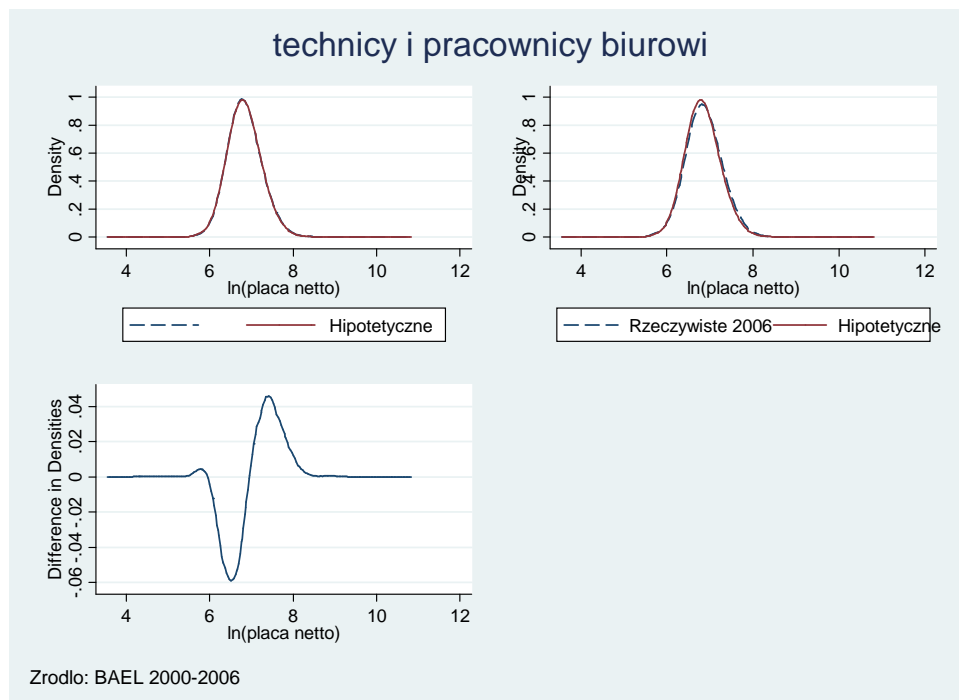
Źródło: Obliczenia własne

Jak widać na podstawie informacji zawartych w tabeli 5.17. struktura grupy specjalistów w badaniu PBW znacznie różni się od struktury z badania BAEL. W tym ostatnim badaniu znacznie większy jest udział specjalistów szkolnictwa. Jest to dość oczywiste, gdyż szkoły nie są objęte badaniem PBW. Specjaliści zatrudnieni w gałęziach nieprodukcyjnych (szkolnictwo) uzyskują przeciętnie niższe wynagrodzenia, szczególnie osoby wchodzące na rynek pracy. Rotacja wśród młodych nauczycieli jest znaczna. Tłumaczy to odmienne rezultaty uzyskane na podstawie różnych zbiorów danych.

Grupa ISCO-3/4. Technicy i pracownicy biurowi.

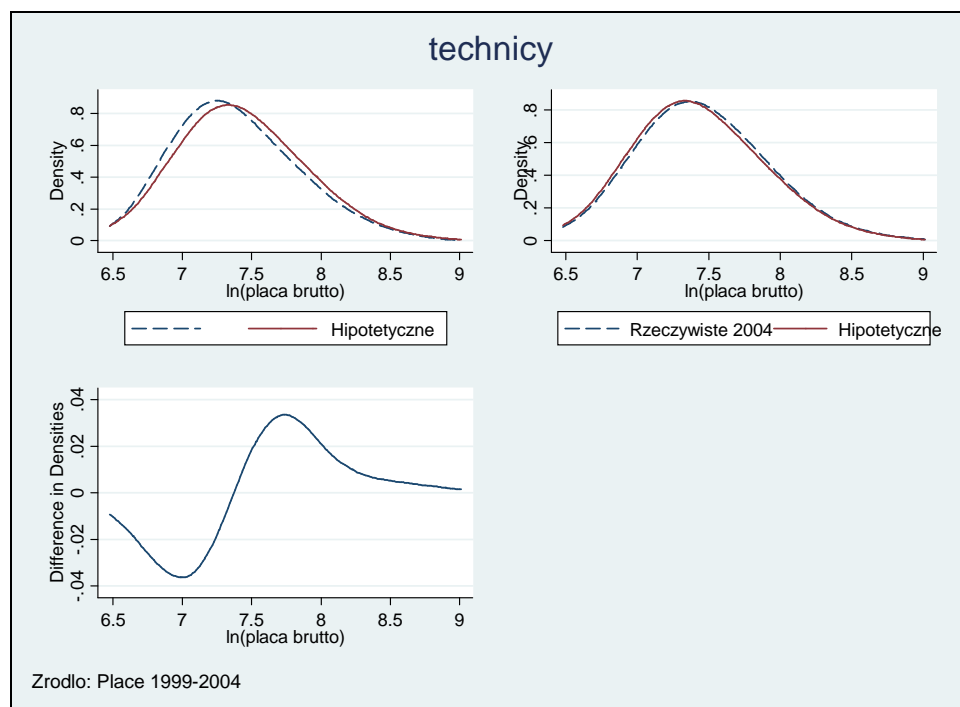
Technicy zaliczani są do pracowników o wysokich kwalifikacjach zawodowych. Pracownicy biurowi nie są zaliczani do pracowników o wysokich kwalifikacjach, niemniej jeżeli teoria rozwoju technologicznego promująca wysokie kwalifikacje jest słuszna, to wraz z rozwojem technologicznym będą się zwiększać wymagania w stosunku do osób zatrudnianych na stanowiskach biurowych. Wstępne analizy przeprowadzone osobno na obu grupach łącznie pokazały, że zarobki w obu grupach ewoluowały w sposób podobny. Sytuacja tych grup poprawiła się w stosunku do roku 1999. Na rysunku 5.6 wyraźnie widać, iż liczba osób o najniższym poziomie płac w tej grupie zmalała, wzrósł natomiast udział osób o wyższych płacach. Analogiczne wnioski można wysnuć analizując dane PBW oraz wykresy rysunku 5.7. Wyłania się podgrupa pracowników o płacach zbliżonych do minimalnej, oraz druga o zarobkach w okolicy średniej krajowej. Jednakże z analizy danych PBW można wysnuć odmienne wnioski. Sugerują one wzrost płac realnych w tej grupie pracowników.

Rysunek 5.6.



Źródło: Obliczenia własne

Rysunek 5.7.



Źródło: Obliczenia własne

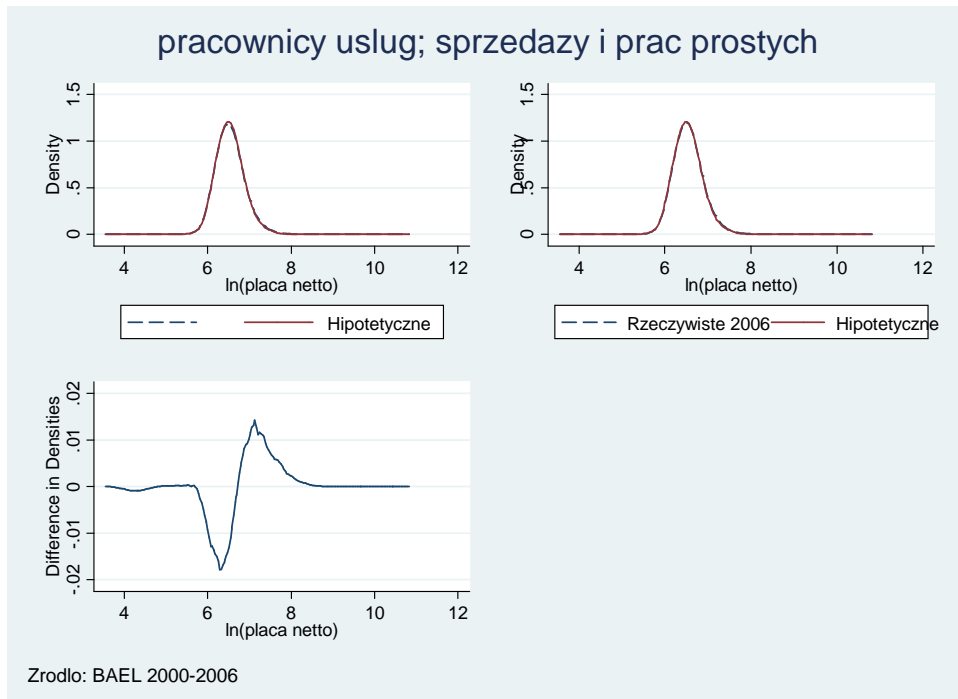
Grupa ISCO-5/9. Pracownicy usług i sprzedaży oraz zatrudnienie przy pracach prostych.

Po przeanalizowaniu zmian rozkładu płac w grupie pracowników usług i zatrudnionych przy pracach prostych zdecydowaliśmy się połączyć również te grupy, ze względu na podobne kwalifikacje pracowników i zbliżony przebieg zmian.

Pracownicy sprzedaży i usług oraz pracownicy zatrudnieni przy tak zwanych pracach prostych są grupą w której zaobserwowano najniższą zmianę poziomu płac. Co prawda według danych BAEL płace w tej grupie wzrosły, o czym świadczy malejąca liczba pracowników o najniższych płacach, i wzrost pracowników o relatywnie wysokich zarobkach. Jednak na podstawie danych PBW (Rysunek 5.11) wyłania się odmienny obraz. Rośnie liczba zatrudnionych za najniższe stawki, spada liczba zatrudnionych o płacach przeciętnych i nie zmienia się liczba pracowników o relatywnie wysokich płacach. Łącząc to z obserwacją, że w tych grupach występuje znaczna rotacja pracowników, można sądzić, że tutaj najsilniej zaznaczają się przemiany rynku pracy. Na nowe miejsca pracy trafiają ludzie dotychczas niezatrudnieni (bezrobotni i młodzież). Część pracowników wyemigrowała.

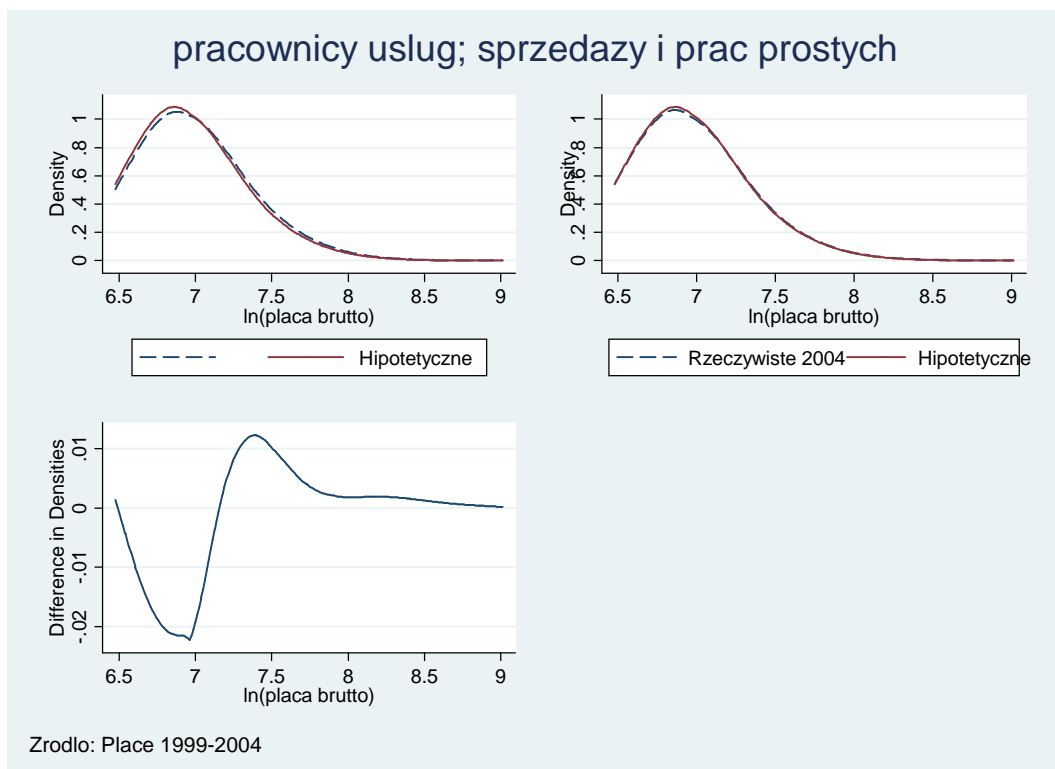
Wy tłumaczeniem różnych obrazów zmian na podstawie różnych zbiorów danych, może być fakt iż najszybsze przemiany na rynku pracy nastąpiły po akcesji Polski do wspólnoty europejskiej. Fakt ten, i związany z nim odpływ pracowników o niskich kwalifikacjach nie został odnotowany w danych PBW, natomiast jest uwzględniony w danych BAEL.

Rysunek 5.8.



Źródło: Obliczenia własne

Rysunek 5.9.



Źródło: Obliczenia własne

W grupach rzemieślników i robotników, oraz operatorów maszyn i urządzeń niezależnie od analizowanego zbioru danych jest wyraźna tendencja wzrostu płac (rysunki

znajdują się w aneksie). Zmniejsza się liczba osób o niskich płacach, zwiększa się liczba pracowników o relatywnie wysokich.

Wytlumaczeniem różnych obrazów zmian na podstawie różnych zbiorów danych, może być fakt iż najszybsze przemiany na rynku pracy nastąpiły po akcesji Polski do wspólnoty europejskiej. Fakt ten, i związany z nim odpływ pracowników o niskich kwalifikacjach nie został odnotowany w danych PBW, natomiast jest uwzględniony w danych BAEL.

5.4. Wnioski cząstkowe.

Wyniki uzyskane na podstawie analizy płac w czterech pierwszych grupach zawodowych, potwierdzają iż nastąpił tam wyraźny wzrost płac. Dodatkowo, im niższy numer grupy (czyli w uproszczeniu im wyższych kwalifikacji wymaga wykonywany zawód) tym obserwowane różnice rozkładów są większe. Zmiany poziomu zarobków w grupie pracowników zatrudnionych przy pracach prostych, w porównaniu do zmian w grupie specjalistów są pomijalnie małe (w tej drugiej grupie zmiany były ponad dziesięciokrotnie większe). Analiza wariancji wskazała, że głównym czynnikiem determinującym zróżnicowanie płac jest wykształcenie.

Bardzo prawdopodobną przyczyną wzrostu zróżnicowania płacowego w populacji jest zjawisko rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje, a także umiejętności. Rosnące zróżnicowanie wewnątrz poszczególnych grup zawodowych wydaje się być skutkiem wzrostu ilości pracowników o wysokich kwalifikacjach. Nowozatrudnieni pracownicy wykonujący specjalistyczne prace na początku nie otrzymują wysokich płac. Z kolei w grupach zawodowych w których przeważają pracownicy o relatywnie niskich kwalifikacjach łatwość zastąpienia pracowników utrzymuje poziom płac na relatywnie niskim, w stosunku do innych grup zawodowych poziomie.

W rezultacie przeprowadzonej analizy znaleziono przesłanki wskazujące na potwierdzenie hipotezy rozwoju promującego kwalifikacje w Polsce. Hipotezy o zmianach w sile przetargowej pracowników jako determinancie zmian rozkładu płac nie da się ani odrzucić ani przyjąć. Pewne przesłanki wskazują, iż może ona odrywać rolę w kształtowaniu się płac, szczególnie w odniesieniu do pracowników o niskich kwalifikacjach zawodowych, jednak jej ogólny wpływ na poziom zróżnicowania płac wydaje się być niewielki. Natomiast hipoteza o wpływie zróżnicowania regionalnego na wariancję płac nie znalazła potwierdzenia.

Podsumowanie

Celem naszej analizy była weryfikacja hipotez dotyczących możliwych mechanizmów stojących za rosnącym zróżnicowaniem płac w okresie od końca lat 1990-tych do roku 2006. Mechanizmami, które mogły skutkować wzrostem zróżnicowania płac, poza zmieniającą się koniunkturą, mogły być:

- postęp technologiczny promujący kwalifikacje (*Skill Biased Technical Change*), który powoduje rosnący relatywny popyt na pracowników wykwalifikowanych, co może objawiać się rosnącym zróżnicowaniem płac ze względu na wykształcenie, rosnącym zwrotem z edukacji, a także, gdy struktura płac jest sztywna: relatywnie rosnącym bezrobociem lub spadającym zatrudnieniem osób o niższych kwalifikacjach;
- rosnąca siła przetargowa osób już zatrudnionych wobec tych dopiero szukających pracy (*insiders power*), która skutkuje ograniczoną kreacją zatrudnienia w firmach z silną reprezentacją pracowniczą, a także wzrostem premii za staż (*seniority premium*) w tych firmach;
- zmieniające się różnice w popycie na produkty poszczególnych branż, co skutkuje wzrostem nierówności płacowych pomiędzy branżami;
- zmiana różnic regionalnych, co skutkuje wzrostem nierówności płacowych pomiędzy województwami.

W celu weryfikacji powyższych hipotez zastosowaliśmy trzy rodzaje analiz:

- analizę statystyczną, polegającą przede wszystkim na wszechstronnym i pogłębionym badaniu wskaźników nierówności: Giniego, Atkinsona oraz Theila, a także dekompozycję wskaźnika Theila na zróżnicowanie międzygrupowe i wewnątrz grupowe;
- analizę ekonometryczną determinantów płac uzupełnioną analizą determinantów kreacji i destrukcji zatrudnienia;
- analizę wariancji płac, oraz analizę zmian rozkładu płac.

Wyniki naszego badania nie są jednoznaczne, choć wskazują, iż z czterech analizowanych przez nas czynników dwa wydają się mieć coraz silniejszy wpływ na strukturę wynagrodzeń w Polsce: SBTC oraz wzrost siły przetargowej pracowników, to ostatnie do 2004 roku. Wpływ czynników branżowych na zróżnicowanie płac spadł, a czynników regionalnych pozostał na niezmiennym poziomie.

Analizy statystyczne rozkładów płac, a także struktury zatrudnienia pokazują, iż w badanym okresie zdecydowanie zwiększał się popyt na pracowników o wysokich kwalifikacjach. Wśród ogółu zatrudnionych rósł udział grup zawodowych wymagających wykształcenia co najmniej średniego zawodowego lub wyższego, takich jak robotnicy wykwalifikowani, specjaliści, technicy, oraz kadra zarządzająca. Wyraźnie także zmieniała się relacja średnich wynagrodzeń w zależności od wykształcenia i wykonywanego zawodu.

Na wzrost znaczenie edukacji dla otrzymywanego wynagrodzenia wskazują także wyniki dekompozycji wskaźnika nierówności płac (wskaźnika Theila) na nierówności wewnątrz- i międzygrupowe. Według PBW udział nierówności międzygrupowych pomiędzy

różnymi poziomami wykształcenia w ogólnym poziomie nierówności płacowych wzrósł prawie dwukrotnie (z 12% do 22%), wzrósł także znacząco (z 19% do 36%) udział nierówności pomiędzy grupami zawodowymi. Istotne wydaje się też, iż w grupach o wyższym poziomie wykształcenia i wykonujących zawody wymagające wyższych kwalifikacji, rośnie też wewnątrzgrupowe zróżnicowanie płac. Oznacza to, że nie wszystkie osoby wykształcone i zajmujące najwyższe stanowiska na rynku pracy korzystają w tym samym stopniu ze średniego wzrostu płac w swoich grupach.

Wzrost zróżnicowania oczekiwanych płac w zależności od wykształcenia oraz wykonywanego zawodu jest widoczny także w badaniach ekonometrycznych. Jest to o tyle ważne, iż wyniki te pokazują wpływ (elastyczność) badanych czynników na płace niezależnie od innych cech danego miejsca pracy, czy danej osoby. Badanie ekonometryczne pokazuje też wyraźny wzrost stopnia zwrotu z edukacji. Zwrot z edukacji, czyli procentowy przyrost płacy, wynikający z każdego roku edukacji, jest największy dla grup wysokokwalifikowanych, co nie dziwi, ale także dla tych grup obserwujemy jego najbardziej dynamiczny wzrost. Poza tym, zwrot z edukacji wzrasta także, szczególnie w latach 2001-2004, dla innych grup zawodowych: robotników przemysłowych oraz pracowników biurowych.

Analiza ekonometryczna pokazała także, iż w okresie trudnej sytuacji na rynku pracy, w latach 2000-2003 w bardzo istotny sposób wzrósł wpływ poziomu edukacji oraz związanych z tym lat nauki na prawdopodobieństwo znalezienia oraz utraty pracy. W tym okresie osoby słabiej wykształcone nie tylko doświadczały spadku relatywnych wynagrodzeń, ale jeszcze znacznie zwiększało się prawdopodobieństwo tego, iż utracą i nie będą mogli znaleźć pracy. Gdy sytuacja na rynku pracy zaczęła się poprawiać, znaczenie edukacji dla szans zatrudnieniowych znacznie osłabło.

Na wzrost znaczenia edukacji dla płac wskazują także wyniki analizy wariancji oraz analizy zmian rozkładu płac. Największe zmiany rozkładu wynagrodzeń zostały zaobserwowane w grupach zawodowych bezpośrednio wykorzystujących wykształcenie formalne oraz specyficzne umiejętności pracowników. Jednocześnie odnotowano realny spadek płac osób wykonujących proste prace, nie wymagające wysokich kwalifikacji (prace proste, usługi biurowe). Zmienne związane z kwalifikacjami pracownika, takie jak wykształcenie, zawód, ale także staż pracownika, wyjaśniają znaczący procent wariancji płac, po drugie sumaryczny udział wariancji wyjaśnianej przez te zmienne w całkowitej wariancji płac rośnie w badanym okresie.

Na podstawie przeprowadzanych analiz stwierdzamy, że nie tylko poszczególne czynniki – takie jak wykształcenie, doświadczenie zawodowe oraz wykonywany zawód – decydują o zróżnicowaniu płac. Równie ważne są interakcje tych współczynników. Sam formalny poziom wykształcenia nie jest tak bardzo istotny, gdy nie jest ono odpowiednio ukierunkowane.

Wyniki wszystkich badań potwierdzają także, choć już w znacznie mniejszym stopniu niż w przypadku zwiększającej się roli edukacji, zwiększające się znaczenie siły przetargowej pracowników w kształtowaniu płac.

Dekompozycja wskaźnika nierówności Theila pokazała, iż rośnie udział międzygrupowego zróżnicowania płac w całym zróżnicowaniu dla grup zdefiniowanych poprzez sektor własności, wielkość przedsiębiorstwa oraz staż pracy pracownika. Trzeba jednak zwrócić uwagę na dwa fakty: po pierwsze udział ten jest około 3-4 krotnie niższy niż w przypadku zmiennych kwalifikacyjnych, poza tym tendencja wzrostowa utrzymała się tylko do roku 2002 (w przypadku PBW) i 2003 (w przypadku BAEL). Potem udział ten stabilizuje się lub nawet spada.

Nieco inaczej przedstawiają się wyniki analizy ekonometrycznej, dotyczącej wpływu siły przetargowej pracowników na zróżnicowanie płac. Zróżnicowanie płac ze względu na ten czynnik (zdefiniowany tak samo jak w przypadku analizy statystycznej) jest stabilne w latach 1999-2001 (dla roku 1996 nie było w PBW informacji o stażu), by wzrosnąć w następnych latach. W tym samym czasie rośnie także premia za staż w większości rodzajów przedsiębiorstw. Najbardziej w średnich przedsiębiorstwach prywatnych, ale także w dużych prywatnych i w dużych publicznych. Z drugiej strony nie widać objawów blokowania dostępu do zatrudnienia w dużych i średnich przedsiębiorstwach. Zróżnicowanie szans zatrudnieniowych pomiędzy rodzajami przedsiębiorstw – zdefiniowanymi poprzez wielkość i sektor własności – cały czas spada, i dzieje się tak przede wszystkim z racji na relatywnie spadające szanse zatrudnieniowe w przedsiębiorstwach mniejszych i prywatnych.

Wyniki dotyczące siły przetargowej *insiders* wynikające z analizy wariancji i zmian rozkładu płac nie prowadzą do żadnych wniosków.

Nasze badanie nie potwierdza, aby jakiegokolwiek znacznie we wzroście zróżnicowania płac w badanym okresie mogły odgrywać czynniki regionalne lub branżowe.

Udział nierówności pomiędzy branżami w całości zróżnicowania płac w badanym okresie systematycznie spada i w latach 1996-2004 według danych PBW zmniejsza się prawie dwukrotnie. Z drugiej strony trzeba odnotować, iż zróżnicowanie to rośnie według danych BAEL. Bardzo niestabilny jest natomiast udział nierówności regionalnych, wydaje się jednak, iż w dłuższym okresie znajduje się on w trendzie spadkowym.

Analiza ekonometryczna prowadzi do podobnych wniosków. Ani czynniki branżowe ani regionalne nie zwiększają swojej roli w zróżnicowaniu oczekiwanych płac. Prócz wahań związanych z cyklem koniunkturalnym nie różnicują się także prawdopodobieństwa kreacji i destrukcji zatrudnienia. Do podobnych wniosków prowadzi analiza wariancji i zmian rozkładu płac.

Nasze wyniki wydają się mieć dość istotne, choć nie nowatorskie wnioski dla polityki rynku pracy. Po pierwsze, po raz kolejny potwierdziły rosnącą rolę edukacji dla przyszłej sytuacji na rynku pracy w Polsce. Oznacza to, iż nakłady na edukację, poprawa jej jakości oraz rozwój kształcenia ustawicznego są kluczowym elementem polityki rynku pracy w Polsce. Należy jednak wzorem innych krajów opracować długofalową politykę zatrudnienia i kształcenia, zgodnie z przewidywanymi potrzebami rynku pracy.

Po drugie, rynek pracy w Polsce w zasadzie składa się z dwóch oddzielnych segmentów. Pierwszy, przeznaczony dla ludzi wykształconych o wysokich kwalifikacjach zawodowych (grupy zawodowe 1-3), charakteryzujący się wyższymi płacami, stabilnością zatrudnienia oraz niską rotacją. Drugim rynkiem jest rynek pracy niskokwalifikowanej i niewykwalifikowanej. Pracowników z tej grupy łatwo jest zastąpić nowymi o zbliżonym poziomie kwalifikacji zawodowych, dlatego też rotacja pracowników jest wyższa, pewność pracy oraz płace są niższe. Co więcej, w niedalekiej przyszłości można spodziewać się wzrostu różnic płacowych wśród rzemieślników i operatorów maszyn. Pracownicy znający nowe technologie i adaptujący się do nowych warunków będą uzyskiwać wyższe zarobki, natomiast zatrudnieni w działalności „tradycyjnej” tracić na znaczeniu. Jest to dodatkowy argument, pokazujący konieczność rozwoju systemu edukacji ustawicznej, ale także oznacza potencjalnie wciąż poszerzające się miejsce dla rozwoju ukierunkowanych lokalnie lub branżowo programów typu „outplacement” powiązanych z przeszkoleniami.

Po trzecie, badania nasze pokazały, iż nawet istotna „elastyczność” relatywnych płac w Polsce w latach dekonunktury na rynku pracy nie uchroniła nas przed istotnym spadkiem kreacji zatrudnienia i wzrostem destrukcji zatrudnienia dla grup pracowników niżej

wykwalifikowanych. Jedynym sposobem, by w przypadku przyszłych spadków koniunktury uchronić się przed kolejnym masowym wzrostem bezrobocia, jest zapewnienie tym grupom nie tylko „relatywnej” elastyczności płac, ale także elastyczności realnej. Można to osiągnąć zmniejszając pozapłacowe koszty pracy dla tych grup.

Bardzo ważną obserwacją jest to, iż pomimo rosnącej siły przetargowej pracowników firm dużych i średnich, objawiającej się wzrostem ich relatywnych płac, nie prowadzi to do relatywnego spadku stopnia kreacji zatrudnienia w tych firmach, choć oczywiście bezwzględnie jest on znacznie niższy niż w firmach małych. Może to oznaczać, że obecny wzrost premii za doświadczenie nie jest wynikiem nacisków grup pracowniczych, a rzeczywistym odzwierciedleniem rosnącej wartości doświadczonych pracowników na rynku.

Bibliografia

- Acemoglu, D. (1999), „Changes in Unemployment and Wage Inequality: An Alternative Theory and Some Evidence”, *American Economic Review*, 89(1999), str. 1259-1278.
- Acemoglu, D. (2002) „Technical Change, Inequality, and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, 40, str. 7–72.
- Allen S.G. (2001), „Technology and the Wage Structure”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 2, str. 440-483.
- Autor, D. H, F. Levy, R. J. Murnane (2003), „The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *Quarterly Journal of Economics*, CXVIII, str. 1279-1333.
- Balcerowicz L. (1997), *Socjalizm. Kapitalizm. Transformacja. Szkice z przelomu epok*, PWN, Warszawa.
- Becker G. (1962), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special References to Education*, NY, Columbia University Press.
- Bedi, A.S., A. Cieřlik (2002), „Wages and Wage Growth In Poland. The role of Foreign Direct Investment”, *Economics of Transition*, Vol.10(1), str.1-27.
- Berman, E., J. Bound, S. Machin (1998), „Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, CXII (1998), str. 1245-79.
- Blanchflower, D.G., A. Oswald (1990), „The Wage Curve”, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 92, nr. 2, str. 215-235.
- Boeri T., K. Terrel (2002), „Institutional Evidence of Labor Allocation in Transition”, *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, no 1, str. 51-76.
- Brown C. (1999), „Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income” [w:] *Handbook of Labour Economics*, Vol. 3b.
- Brzoza-Brzezina, M., Socha J. (2007), “Downward nominal wage rigidity in Poland”, National Bank of Poland, *Working paper* No. 41.
- Calmfors L., Driffill J. (1988), *Bargaining Structure, Corporationism and Macroeconomic Performance*, *Economic Policy*, Nr 6.
- Card D., A.B. Krueger (1995), *Myths and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton NJ, Princeton University Press.
- Card, D., J. DiNardo (2002), „Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles,” *Journal of Labor Economics*, XX (2002), str. 733-783.
- Cichomski, B. (2001), „Płaszczyzny nierówności dochodów i wynagrodzeń w Polsce w latach dziewięćdziesiątych”, [w:] *Sprawiedliwość społeczna. Polska lat dziewięćdziesiątych*, Cichomski B., Kozek, W., Morawski, P. i W. Morawski, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Cullen, D. E. (1956), „The Inter-industry Wage Structure, 1899-1950.”, *American Economic Review*, No.46, str. 353-369.

- DiNardo, J., N.M. Fortin, and T.Lemieux (1996) "Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica*, 64(5): 1001-1044.
- Dorfman, R. (1979), „A Formula for the Gini Coefficient”, *The Review of Economics and Statistics* Vol. 61, str.146-149.
- Goos M., A. Manning (2003), *Lousy and Lovely Jobs: the Rising Polarization of Work in Britain*, CEP Discussion Paper Nr 578.
- Haskel J., M. J. Slaughter (1998), *Does the Sector Bias of SBTC Explain Changing Wage Inequality?*, NBER Working Paper No 6565.
- Heckman, J. (1979), „Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica Econometric Society*, Wol.47(1), stro153-61.
- Hellerstein, J. K., D. Neumark, K. R. Troske (1999), „Wages, Productivity and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations”, *Journal of Labor Economics*, VII (1999), str. 409-446.
- Hicks, J.R. (1973), *The Theory of Wages*, 2nd ed.
- Keane, M.P., E.S Prasad (2006), “Changes In the structure of Earnings during the Polish transition”, *Journal of Development Economics*, 80 (2), str. 389-427
- Köllő J., T. Mickiewicz (2004), *Wage Bargaining, Privatisation, Ability to Pay, and Outside Options – Evidence from Hungary*, Centre For The Study Of Economic & Social Change In Europe, Working Paper No. 46
- Kot, S. M.(red.) (1999), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa-Kraków.
- Lazear E. (1981), „Agency,, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions”, *American Economic Review*, 71, str. 606-620.
- Leamer E. (1998), „In Search of Stolper-Samuelson Linkages between International Trade and Lower Wages”, [w:] S. Collin (red.), *Imports, Exports and the American Worker*, Waszyngton DC, Brookings Institution, str. 141-214.
- Lee, D. S. (1999), „Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?”, *Quarterly Journal of Economics*, CXIV, str. 941-1023.
- Lindbeck A., Snower D.J. (1989), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, MIT Press.
- Lindbeck A., Snower D.J. (2002), *The Insider-Outsider Theory: A Survey*, IZA Discussion Paper Nr 534.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia Univ. Press, New York.
- Michał Myck, Leszek Morawski, Jerzy Mycielski (2007) *Employment fluctuations and dynamics of the aggregate average wage in Poland, 1996-2003*¹, *The Economics of Transition* 15 (4), 759–779.
- Morawski L., Myck M, Nicińska A (2007) *Using microsimulation model to get things right: a wage equation for Poland*. (mimeo)

- Newell A., M. Socha (2007), *The Polish Wage Inequality explosion*, *The Economics of Transition* 15 (4), 733–758. Newell, A. (2001), *The Distribution of Wages in Transition Countries*, IZA Discussion Papers, No. 267.
- Newell, A., B. Reilly (1999) "Rates of return to educational qualifications in the transitional economies", *Education Economics*, 7,
- Newell, A., M. Socha (1998), „The roles of privatisation and international trade in changes in the wage distribution in Poland 1992-1995
- Newell, A., M. Socha (2002), „The raising non-manual wage premium in Poland”, University of Sussex, *Discussion Papers in Economics*.
- Newell, A., M. Socha (2005), “The Distribution of Wages in Poland”, *IZA Discussion Paper* No. 1485.
- Newell, A., M. Socha (2007), “The Polish Wages Inequality Explosion”, *IZA Discussion Paper* No. 2644.
- OECD (2001), *Employment Outlook*, OECD, Paryż.
- OECD (2004), *Benefits and Wages: OECD Indicators 2004*, OECD, Paryż.
- Puhani, P.A. (2000), “On the Identification of Relative Wage Rigidity Dynamics:”, *IZA Working Paper Number 343*.
- Puhani, P.A.(1997), “All Quiet on the Wage Front? Gender, Public-Private sector Issues, and Rigidities in the Polish Wage Structure”, *Discussion Paper* No.97-03 E.
- Rutkowski, J. (1996), „High Skills Pay-off: the Changing Wage Structure During Economic Transition in Poland”, *Economics of Transition*, Vol.4, str. 355-371.
- Sanders M., B. ter Weel (2000), *Skill-Biased Technical Change: Theoretical Concepts, Empirical Problems and a Survey of the Evidence*, DRUID Working Paper No. 00-8.
- Socha M., W., J. Weisberg (2002), „Labor Market Transition In Poland: Changing in the Public and Private Sectors.”, *International Journal of Manpower*, Wol. 23, nr.6, str.553-577.
- Speed, T.P. (1987), „What is analysis of variance?”, *The Annals of Statistics*, Vol 15/3, str. 885-910.
- Strawiński, P. (2006), *Efektywność programów pomocy publicznej*, Warszawa, mimeo.
- Strawiński, P. (2008), *Czy w Polsce opłaca się studiować? Wyniki modelu inwestycji w wyższe wykształcenie*. Ekonomista.
- Svejnar J. (1999), „Labor Markets in the Transitional Central and East European Economies.”, [w:] Ashenfelter, O. C. i D. Card (red.), *Handbook of Labour Economics*, Elsevier Science Publishers BV, Vol. 3c, Chapter 42.
- Van Kerm, P. (2003) "Adaptive kernel density estimation" *The Stata Journal*, 3(2): 148-156.

Aneks

Tabela A.3.1. Struktura zatrudnienia badanej populacji PBW

Wyszczególnienie	1996	1998	1999	2001	2002	2004
Ogółem (próba)	608 481	713 516	716 243	625 714	635 904	592 763
Wielkość populacji (w tys.)	6 334	6 709	6 818	5 787	6 266	5 983
Odsetek kobiet	47,52	48,86	47,62	48,14	47,42	47,8
Odsetek mężczyzn	52,48	51,14	52,38	51,86	52,58	52,2
Odsetek pracowników, z wykształceniem						
Wyższym	15,27	17,73	18,65	21,88	23,09	26,84
Średnim zawodowym lub policealnym	30,05	30,9	31,62	32,25	31,47	31,06
Średnie ogólnokształcące	6,61	6,8	6,97	7,15	7,23	6,98
Zasadnicze zawodowe	30,64	30,02	29,6	27,78	28,25	27,24
Gimnazjalne lub niższe	17,43	14,55	13,16	10,94	9,96	7,89
Odsetek pracowników posiadających doświadczenie w danej pracy						
do roku	b/d	b/d	17,6	15,28	17,08	16,98
od roku do 4 lat włącznie	b/d	b/d	21,83	21,67	22,69	21,51
od 5 lat do 9 włącznie	b/d	b/d	20,5	21,73	21,52	22,55
od 10 do 14 włącznie	b/d	b/d	12,87	13,68	13,4	13,91
od 15 do 19 włącznie	b/d	b/d	9,79	10,07	9,22	9,14
od 20 wyżej	b/d	b/d	17,41	17,59	16,1	15,91
Odsetek osób pracujących w sektorze						
Państwowym	67,82	55,54	53,93	50,61	46,85	44,32
Prywatnym	32,18	44,46	46,07	49,39	53,15	55,68
Odsetek pracujących w grupach zawodowych						
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	4,98	4,99	4,73	5,07	5	6,31
Specjaliści	15,77	16,18	16,79	18,36	18,42	19,42
Technicy i inny średni personel	14,79	16,06	15,66	16,04	15,35	16,28
Pracownicy biurowi	10,78	10,99	11,29	11,65	11,22	9,4
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	5,58	6,57	6,92	7,34	8,58	7,72
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	0,45	0,32	0,26	0,37	0,18	0,29
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	24,23	22,09	22,04	19,13	19,16	17,97
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	13,06	12,54	12,66	12,42	12,54	13,38
Pracownicy przy pracach prostych	10,37	10,27	9,66	9,61	9,54	9,24
Podział pracowników ze względu na sekcje EKD						
Rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo	1,44	1,2	1,05	1,3	0,75	1,27
Rybołówstwo i rybactwo	0,1	0,11	0,09	0,06	0,03	0,02
Górnictwo i kopalnictwo	4,72	2,19	3,29	2,88	2,55	1,5
Przetwórstwo przemysłowe	31,82	30,04	29,32	27,27	27,69	28,88
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę	3,33	3,14	3,35	3,4	3,3	3,24
Budownictwo	5,89	6,93	6,83	5,85	5,39	4,45
Handel hurtowy i detaliczny, naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz art., użytku	7,75	9,26	9,44	9,73	11,3	11,97

osobistego i domowego						
Hotele i restauracje	0,77	0,95	0,97	0,94	1,09	1,17
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	9,26	8,03	8,22	8,05	7,29	6,72
Pośrednictwo finansowe	3,28	3,43	3,72	3,76	2,93	3,11
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	4,6	5,21	5,36	6,12	8,75	7,96
Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne i powszechne ubezpieczenia zdrowotne	4,13	5,23	5,13	7,41	5,96	6,64
Edukacja	9,79	10,64	10,3	10,67	10,42	11,79
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	10,92	11,6	10,93	10,44	10,38	8,87
Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna	2,21	2,04	2,01	2,13	2,18	2,42
Wg liczby osób w firmie						
od 10 do 50 pracowników	21,49	23,9	23,72	25,58	27,94	29,48
od 50 włącznie do 100	12,58	15,1	14,45	15,7	15,69	15,83
od 100 włącznie do 1000	40,9	43,45	42,7	42,04	39,37	39,95
od 1000	25,03	17,54	19,12	16,68	16,99	14,75

Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Tabela A.3.2. Przeciętne wynagrodzenie brutto w wybranych grupach

Wyszczególnienie	1996	1998	1999	2001	2002	2004
Ogółem	859,12	1 317,15	1 819,93	2 230,63	2 249,06	2 391,53
Place grup edukacyjnych						
Wyższym	1 230,82	1 933,39	2 721,32	3 316,09	3 393,67	3 604,25
Średnim zawodowym lub policealnym	848,14	1 292,60	1 769,38	2 110,41	2 094,48	2 165,21
Średnie ogólnokształcące	850,31	1 299,95	1 785,70	2 175,75	2 124,26	2 153,72
Zasadnicze zawodowe	769,27	1 119,36	1 506,71	1 766,80	1 745,82	1 729,15
Gimnazjalne lub niższe	713,76	1 034,26	1 386,93	1 628,25	1 602,07	1 653,98
Place w grupach zawodowych						
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	1 571,66	2 742,15	4 041,27	4 948,19	5 238,65	5 547,28
Specjaliści	1 015,26	1 625,60	2 312,83	2 890,20	2 995,53	3 213,16
Technicy i inny średni personel	873,60	1 334,98	1 840,27	2 254,26	2 287,47	2 359,28
Pracownicy biurowi	780,06	1 214,48	1 647,70	1 994,99	2 006,65	2 035,45
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	610,80	930,19	1 250,40	1 492,78	1 370,00	1 386,26
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	665,50	1 030,80	1 323,02	1 461,85	1 508,87	1 640,93
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	827,38	1 186,60	1 609,76	1 912,10	1 893,17	1 863,87
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	840,35	1 255,73	1 688,81	1 993,75	1 998,43	2 016,78
Pracownicy przy pracach prostych	580,59	832,85	1 116,32	1 316,40	1 211,97	1 358,95
Place w województwach						
Dolnośląskie	b/d	b/d	1 748,60	2 119,32	2 036,09	2 301,45

Kujawsko-pomorskie	b/d	b/d	1 622,83	1 930,10	2 012,28	2 129,46
Lubelskie	b/d	b/d	1 568,41	1 931,62	1 948,56	2 200,01
Lubuskie	b/d	b/d	1 610,33	2 054,08	1 961,78	2 174,84
Łódzkie	b/d	b/d	1 642,26	1 975,89	1 964,64	2 141,53
Małopolskie	b/d	b/d	1 722,84	2 068,16	2 105,19	2 315,80
Mazowieckie	b/d	b/d	2 360,33	3 015,27	2 976,49	2 120,23
Opolskie	b/d	b/d	1 678,43	1 988,30	2 179,43	2 242,87
Podkarpackie	b/d	b/d	1 558,79	1 935,33	1 939,35	2 034,16
Podlaskie	b/d	b/d	1 624,50	1 869,98	1 938,44	2 044,81
Pomorskie	b/d	b/d	1 761,18	2 178,75	2 322,32	2 484,20
Śląskie	b/d	b/d	1 949,29	2 299,86	2 351,69	2 333,10
Świętokrzyskie	b/d	b/d	1 634,27	1 962,68	2 024,32	2 193,04
Warmińsko-mazurskie	b/d	b/d	1 616,38	1 937,90	2 048,12	2 030,49
Wielkopolskie	b/d	b/d	1 717,55	2 089,22	2 166,59	2 342,86
Zachodniopomorskie	b/d	b/d	1 743,06	2 124,52	2 200,34	2 342,99
Place w sektorach						
Publiczny	899,51	1 342,78	1 858,77	2 260,70	2 348,46	2 535,16
Prywatny	744,02	1 285,12	1 774,46	2 199,81	2 161,44	2 277,21
Place pracowników w sekcjach EKD						
Rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo	762,4	1 291,12	1 674,46	2 019,75	2 278,76	2 207,27
Rybołówstwo i rybactwo	699,37	1 169,67	1 400,28	1 676,34	2 025,87	2 139,09
Górnictwo i kopalnictwo	1 502,48	2 142,35	2 842,24	3 550,29	3 692,61	3 545,49
Przetwórstwo przemysłowe	809,55	1 252,41	1 703,7	2 052,91	2 074,6	2 176,75
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę	1 133,24	1 633,44	2 329,6	2 631,76	2 762,61	2 813,11
Budownictwo	749,13	1 355,77	1 797,32	2 038,12	2 033,5	2 162,51
Handel hurtowy i detaliczny, naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz art., użytku osobistego i domowego	768,63	1 245,6	1 731,99	2 042,5	2 022,08	2 155,32
Hotele i restauracje	752,35	1 125,32	1 463,55	1 847,77	1 837,75	1 761,94
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	850,44	1 388,45	1 914,83	2 457,33	2 554,78	2 627,65
Pośrednictwo finansowe	1 160,35	1 931,83	2 598,45	3 616,62	3 643,64	3 972,65
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	915,12	1 536,35	2 066,63	2 513,5	2 322,34	2 429,25
Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne i powszechne ubezpieczenia zdrowotne	1 069,99	1 573,86	2 227,95	2 596,93	2 706,4	2 977,07
Edukacja	756,56	1 152,93	1 614,04	2 039,95	2 210	2 555,55
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	696,67	1 018,65	1 346,31	1 656,46	1 723,3	1 850,04
Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna	840,45	1 291,71	1 850,32	2 163	2 156,19	2 437,89

Źródło: obliczenia własne na podstawie PBW

Tabela A.3.3. Struktura zatrudnienia osób biorących udział w BAEL

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Ogółem w tys.	7507	7217	6585	6027	5957	6195	
Kobiety	46,50	46,36	46,82	47,00	45,47	45,27	
Mężczyźni	53,50	53,64	53,18	53,00	54,53	54,73	
Odsetek pracowników, z wykształceniem							
Wyższym	15,72	16,36	17,16	18,92	20,35	21,67	
Średnim zawodowym lub policealnym	33,09	32,69	33,12	32,22	31,08	30,95	
Średnie ogólnokształcące	6,88	7,05	7,63	7,68	7,42	7,38	
Zasadnicze zawodowe	35,12	35,21	33,74	33,52	33,85	33,02	
Gimnazjalne lub niższe	9,19	8,70	8,33	7,66	7,30	6,97	
Odsetek pracowników posiadających doświadczenie w danej pracy							
do roku	18,60	16,99	16,12	17,33	19,44	20,59	
od roku do 4 lat włącznie	21,09	21,95	21,21	20,43	19,49	18,68	
od 5 lat do 9 włącznie	19,28	20,35	21,63	22,21	21,84	21,45	
od 10 do 14 włącznie	13,17	13,38	13,71	13,49	13,59	12,88	
od 15 do 19 włącznie	9,43	9,28	9,57	9,35	9,09	9,23	
od 20 wyżej	18,43	18,05	17,74	17,17	16,51	17,10	
Odsetek osób pracujących w sektorze							
Publicznym	49,80	45,84	45,91	45,30	42,50	41,50	
Prywatnym	50,20	54,16	54,09	54,70	57,50	58,50	
Odsetek pracujących w grupach zawodowych							
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	4,21	4,24	4,14	4,62	4,80	4,70	
Specjaliści	13,24	13,04	13,01	13,82	14,08	17,09	
Technicy i inny średni personel	16,29	15,88	16,21	15,54	14,69	12,29	
Pracownicy biurowi	10,18	10,12	10,29	9,20	8,72	8,53	
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	10,58	11,14	11,85	12,27	12,25	11,84	
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	0,59	0,65	0,64	0,51	0,56	0,58	
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	23,32	23,18	21,83	21,21	21,61	21,73	
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	11,96	11,79	11,94	12,76	13,54	13,56	
Pracownicy przy pracach prostych	9,62	9,96	10,10	10,08	9,70	9,69	
Podział pracowników ze względu na sekcje EKD							
Rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo	2,13	1,92	2,10	2,15	2,20	2,24	
Rybołówstwo i rybactwo	0,09	0,08	0,08	0,09	0,10	0,08	
Górnictwo i kopalnictwo	2,70	2,67	2,66	2,48	2,31	2,36	
Przetwórstwo przemysłowe	26,75	27,50	25,98	26,81	27,63	27,69	
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę	2,63	2,75	2,53	2,41	2,26	2,18	
Budownictwo	7,87	7,55	6,87	6,63	6,33	6,67	
Handel hurtowy i detaliczny, naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz art., użytku osobistego i domowego	12,64	13,10	13,07	13,21	13,35	13,25	
Hotele i restauracje	1,70	1,90	2,05	1,94	1,81	1,87	
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	7,23	7,15	7,31	7,22	7,11	6,94	
Pośrednictwo finansowe	2,98	2,52	2,43	2,13	1,76	1,96	
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	3,56	4,45	4,96	5,02	5,08	5,18	
Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne i powszechne ubezpieczenia zdrowotne	7,18	7,17	7,64	8,14	8,61	8,37	

Edukacja	9,71	9,23	9,51	9,94	10,48	10,44
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	9,30	8,88	9,44	8,65	7,91	7,60
Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna	3,54	3,12	3,35	3,21	3,07	3,17
Wielkość firmy						
do 10 osób	bd	15,32	15,95	16,22	16,31	16,15
11-49 osób	bd	33,12	33,53	33,90	33,31	33,26
50 i więcej osób	bd	51,56	50,52	49,88	50,38	50,59
Województwo						
Dolnośląskie	8,49	7,59	7,78	7,50	8,36	8,65
Kujawsko-pomorskie	5,86	5,90	5,86	5,92	6,21	5,34
Lubelskie	5,57	5,74	5,88	6,41	6,62	6,67
Lubuskie	2,97	2,97	3,40	3,53	3,50	3,53
Łódzkie	7,36	6,94	6,92	7,16	6,92	6,55
Małopolskie	7,68	7,06	7,38	7,35	6,73	5,86
Mazowieckie	13,66	14,37	15,21	13,50	11,99	13,58
Opolskie	2,75	2,62	2,38	2,22	2,30	2,05
Podkarpackie	5,29	4,93	4,92	5,10	5,39	5,38
Podlaskie	3,25	3,19	3,06	3,25	3,12	3,19
Pomorskie	5,28	5,76	5,28	5,26	5,58	5,38
Śląskie	9,82	11,97	11,91	11,61	11,88	12,38
Świętokrzyskie	3,37	2,99	2,58	2,32	2,42	2,74
Warmińsko-mazurskie	4,47	4,35	4,04	4,51	4,81	4,94
Wielkopolskie	9,54	9,30	9,32	10,08	10,14	10,03
Zachodniopomorskie	4,63	4,32	4,07	4,29	4,03	3,74

Źródło: BAEL, obliczenia własne

Tabela A.3.4. Przeciętne wynagrodzenie netto w wybranych grupach

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Ogółem	1023,96	1103,72	1132,21	1132,94	1162,57	1213,05	1298,72
Płace wg wykształcenia							
Wyższe	1492,99	1634,28	1645,90	1606,45	1632,41	1692,13	1818,75
Średnie zawodowe lub policealne	1013,24	1095,74	1110,63	1110,21	1130,05	1178,72	1244,02
Średnie ogólnokształcące	998,49	1089,65	1126,90	1076,85	1094,32	1113,76	1191,66
Zasadnicze zawodowe	891,55	933,96	963,94	963,74	988,16	1020,25	1076,98
Gimnazjalne lub niższe	785,40	834,04	846,75	855,50	869,50	894,28	933,49
Płace w grupach zawodowych							
Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	1947,33	2088,64	2183,11	2110,14	2039,93	2205,04	2338,53
Specjaliści	1300,83	1482,20	1517,43	1506,79	1589,61	1566,93	1696,53
Technicy i inny średni personel	1108,58	1230,05	1251,88	1230,21	1273,17	1398,58	1482,57
Pracownicy biurowi	945,20	1006,52	1052,96	1050,00	1056,19	1076,61	1141,16
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	770,17	822,02	838,46	842,54	865,16	866,82	919,55

Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	752,18	796,50	799,22	809,50	959,50	1000,03	1021,87
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	937,05	987,26	1016,66	1015,60	1025,79	1081,45	1155,08
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	999,04	1049,85	1077,57	1080,29	1110,95	1144,02	1220,52
Pracownicy przy pracach prostych	715,95	756,44	774,06	782,69	795,10	819,80	863,17
Płace w branżach							
Rolnictwo, łowiectwo, leśnictwo, rybołówstwo i rybactwo	874,49	966,46	996,03	970,29	1029,36	1111,72	1139,25
Górnictwo i kopalnictwo	1308,73	1420,18	1508,50	1565,48	1547,46	1618,44	1770,59
Przetwórstwo przemysłowe	972,24	1033,29	1059,25	1052,71	1074,17	1103,31	1166,33
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę	1237,14	1286,66	1296,62	1358,51	1463,00	1525,47	1574,42
Budownictwo	1059,37	1092,32	1098,94	1134,96	1140,31	1209,89	1268,74
Handel, naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz art., użytku osobistego i domowego	927,17	994,77	988,64	989,33	995,98	1031,81	1092,92
Hotele i restauracje	828,17	917,48	916,41	899,26	957,33	971,65	1011,33
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	1110,10	1213,69	1256,07	1268,78	1324,58	1358,94	1491,83
Pośrednictwo finansowe	1424,04	1528,66	1598,38	1546,36	1552,86	1737,08	1925,67
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	1166,99	1401,52	1354,24	1223,66	1223,66	1255,87	1358,10
Adm. publ. i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne i zdrowotne	1223,38	1342,72	1406,30	1384,06	1460,72	1557,56	1642,82
Edukacja	960,18	1057,62	1097,07	1137,34	1214,52	1280,11	1364,77
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	864,46	904,75	958,17	1001,32	1026,39	1064,97	1099,21
Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna	1025,17	1111,43	1152,59	1068,61	1076,27	1147,43	1452,88
Płace w województwach							
Dolnośląskie	1006,95	1109,47	1115,14	1151,96	1190,77	1246,56	1309,07
Kujawsko-pomorskie	927,91	992,75	1040,24	1060,13	1061,33	1089,81	1169,33
Lubelskie	943,39	1032,67	1069,90	1086,13	1135,54	1187,73	1199,26
Lubuskie	966,40	1023,65	1072,11	1073,65	1129,86	1182,35	1191,79
Łódzkie	964,83	1008,73	1039,32	1076,60	1124,07	1130,03	1143,07
Małopolskie	1015,87	1116,23	1107,80	1101,79	1137,79	1150,12	1197,66
Mazowieckie	1298,31	1411,66	1410,17	1317,53	1346,26	1433,56	1602,90
Opolskie	951,40	1026,15	1073,27	1061,84	1137,03	1158,04	1232,90
Podkarpackie	902,68	953,88	1003,29	1061,62	1101,97	1111,04	1135,91
Podlaskie	941,32	1032,59	1089,06	1096,69	1116,14	1193,52	1265,57
Pomorskie	1053,91	1099,92	1128,57	1132,68	1193,34	1247,75	1374,08
Śląskie	1034,52	1114,02	1157,23	1174,23	1206,57	1250,68	1319,15

Świętokrzyskie	930,07	979,75	977,78	976,85	1065,11	1115,52	1117,67
Warmińsko-mazurskie	951,61	1023,37	1070,23	1084,39	1117,10	1149,09	1202,52
Wielkopolskie	970,56	1029,01	1054,28	1096,41	1104,06	1165,55	1254,79
Zachodniopomorskie	1040,28	1077,30	1092,73	1129,05	1113,07	1131,23	1282,34
Place w sektorze							
Publicznym	1046,25	1139,33	1184,57	1217,26	1264,73	1325,11	1408,70
Prywatnym	1001,84	1073,58	1087,76	1063,12	1086,94	1133,56	1224,99

Źródło: BAEL, obliczenia własne

Tabela A.4.1 Współczynniki określające procentową różnicę oczekiwanych płac dla branż (sekcji EKD) z modelu logliniowego. Grupa bazowa Administracja Publiczna.

	1996	1998	1999	2001	2002
Przetwórstwo przemysłowe	-0.159	-0.081	-0.116	-0.093	-0.093
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę	0.073	0.074	0.088	0.094	0.100
Budownictwo	-0.263	-0.044	-0.075	-0.102	-0.093
Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego	-0.216	-0.109	-0.125	-0.139	-0.145
Hotele i restauracje	-0.154	-0.078	-0.103	-0.056	-0.056
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	-0.144	-0.081	-0.088	-0.011	0.000
Pośrednictwo finansowe	0.083	0.132	0.081	0.198	0.200
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	-0.152	-0.087	-0.103	-0.087	-0.087
Edukacja	-0.310	-0.317	-0.333	-0.271	-0.271
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	-0.298	-0.312	-0.362	-0.322	-0.322
Pozostała działalność usługowa, komunalna, społeczna i indywidualna	-0.199	-0.148	-0.130	-0.132	-0.132

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PBW z kolejnych lat. Zmienna zależna logarytm płacy całkowitej.

Tabela A 4.3.2 Estymowane ilorazy szans (*odds ratio*) dla branż (sekcji EKD) z modelach logitowych kreacji i destrukcji zatrudnienia. Branża bazowa Administracja Publiczna.

	1997	2000	2001	2002	2003	2004	2005
dla poszczególnych sekcji EKD - kreacja zatrudnienia							
Przetwórstwo przemysłowe	nieist.	0.53	0.58	0.64	0.61	0.61	0.65
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę	0.45	0.39	0.42	0.32	0.40	0.27	0.33
Budownictwo	1.71	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	1.16	1.40
Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego	nieist.	0.54	0.62	0.70	0.63	0.60	0.61
Hotele i restauracje	nieist.	0.60	0.68	0.80	0.82	0.66	0.72
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	nieist.	0.49	0.55	0.55	0.57	0.63	0.70
Pośrednictwo finansowe	nieist.	0.66	0.61	0.68	0.51	0.58	0.59
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	0.78	0.81
Edukacja	0.59	0.71	0.77	0.78	0.74	0.68	0.60
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	nieist.	0.74	0.80	nieist.	0.70	0.74	0.85
Pozostała działalność usługowa, komunalna, społeczna i indywidualna	nieist.	0.68	0.82	0.81	nieist.	0.73	0.64
dla poszczególnych sekcji EKD - destrukcja zatrudnienia							
Przetwórstwo przemysłowe	nieist.	1.57	1.51	1.61	1.21	0.97	1.17
Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę	0.44	0.63	0.50	0.50	0.61	0.59	0.84
Budownictwo	1.37	1.88	2.46	2.58	2.23	1.82	2.01
Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego	1.26	1.69	1.75	1.83	1.27	1.09	1.28
Hotele i restauracje	1.50	1.85	2.10	1.98	1.91	1.35	1.70
Transport, gospodarka magazynowa i łączność	0.69	0.95	1.19	1.18	0.88	0.72	0.79
Pośrednictwo finansowe	0.52	1.03	0.88	0.95	0.93	1.17	0.98
Obsługa nieruchomości, wynajem, nauka i usługi związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	nieist.	1.16	1.33	1.36	1.05	1.06	1.07
Edukacja	0.57	0.70	0.85	0.74	0.67	0.63	0.72
Ochrona zdrowia i opieka społeczna	0.47	1.09	1.10	0.87	0.66	0.61	0.76
Pozostała działalność usługowa, komunalna, społeczna i indywidualna	nieist.	1.30	1.44	1.34	1.11	0.97	1.14

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z BAEL dla poszczególnych lat. Zmienna zależną w modelach kreacji zatrudnienia było prawdopodobieństwo tego, iż osoba aktualnie zatrudniona znalazła pracę w danym roku, z modelach destrukcji zatrudnienia prawdopodobieństwo tego, iż osoba utraciła pracę w danym roku.

Tabel A.4.3 Współczynniki określające procentową różnicę oczekiwanych płac województw z modelu logliniowego. Grupa bazowa Województwo Mazowieckie

	1999	2001	2002	2004
Dolnoslaskie	-0.170	-0.189	-0.186	-0.156
Kujawsko-Pomorskie	-0.172	-0.216	-0.184	-0.173
Lubelskie	-0.229	-0.259	-0.257	-0.208
Lubuskie	-0.185	-0.185	-0.209	-0.168
Lodzkie	-0.182	-0.238	-0.219	-0.180
Malopolskie	-0.166	-0.194	-0.197	-0.150
Opolskie	-0.173	-0.206	-0.164	-0.160
Podkarpackie	-0.227	-0.237	-0.232	-0.213
Podlaskie	-0.193	-0.253	-0.236	-0.223
Pomorskie	-0.130	-0.135	-0.115	-0.075
Slaskie	-0.136	-0.174	-0.141	-0.125
Swietokrzyskie	-0.211	-0.257	-0.204	-0.191
Warminsko-Mazurskie	-0.170	-0.201	-0.184	-0.191
Wielkopolskie	-0.154	-0.166	-0.149	-0.138
Zachodniopomorskie	-0.132	-0.144	-0.134	-0.116

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PBW z kolejnych lat. Zmienna zależna logarytm płacy całkowitej.

Tabela A.4.4 Estymowane ilorazy szans dla województw z modelach logitowych kreacji i destrukcji zatrudnienia. Grupa bazowa Województwo Mazowieckie.

	1997	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
dla poszczególnych województw - kreacja zatrudnienia								
Dolnoslaskie	nieist.	1.13	nieist.	1.23	1.21	1.41	1.23	1.18
Kujawsko-Pomorskie	1.45	nieist.	nieist.	1.18	nieist.	1.24	nieist.	nieist.
Lubelskie	1.69	nieist.	nieist.	nieist.	1.16	1.39	1.16	nieist.
Lubuskie	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	1.26	1.42	1.21	nieist.
Lodzkie	nieist.	nieist.	nieist.	1.13	1.18	1.33	1.14	nieist.
Malopolskie	nieist.	0.88	0.74	0.84	0.87	nieist.	0.74	0.71
Opolskie	nieist.	nieist.	0.81	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.
Podkarpackie	nieist.	0.84	0.78	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	0.77
Podlaskie	nieist.	0.83	nieist.	nieist.	1.21	1.31	nieist.	0.77
Pomorskie	1.44	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	1.33	1.16	nieist.
Slaskie	nieist.	0.82	0.87	0.83	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.
Swietokrzyskie	1.52	nieist.	nieist.	nieist.	1.14	1.72	1.43	1.25
Warminsko-Mazurskie	nieist.	nieist.	nieist.	1.24	nieist.	1.35	nieist.	nieist.
Wielkopolskie	nieist.	0.80	0.83	nieist.	0.87	nieist.	nieist.	0.87
Zachodniopomorskie	1.77	1.27	1.15	nieist.	1.22	1.67	1.38	1.24
dla poszczególnych województw - destrukcja zatrudnienia								
Dolnoslaskie	1.21	1.39	1.21	1.30	1.51	1.50	1.41	1.31
Kujawsko-Pomorskie	1.27	1.19	nieist.	1.17	1.40	1.36	1.36	1.40
Lubelskie	nieist.	nieist.	nieist.	1.17	1.28	1.43	1.25	1.33
Lubuskie	nieist.	1.32	1.35	1.43	1.48	1.41	nieist.	1.19
Lodzkie	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	1.40	1.28	1.21	1.15
Malopolskie	nieist.	0.87	0.76	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.
Opolskie	1.26	1.20	nieist.	1.14	1.20	1.31	1.24	1.27
Podkarpackie	nieist.	nieist.	nieist.	0.87	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.
Podlaskie	nieist.	nieist.	nieist.	1.30	1.31	nieist.	nieist.	1.20
Pomorskie	1.22	1.15	nieist.	1.20	1.30	1.29	nieist.	nieist.
Slaskie	nieist.	1.24	nieist.	nieist.	1.20	1.17	nieist.	1.20
Swietokrzyskie	nieist.	1.33	1.20	1.43	1.52	1.59	1.49	1.30
Warminsko-Mazurskie	1.70	1.30	1.21	1.41	1.16	1.21	1.27	1.20
Wielkopolskie	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.	nieist.
Zachodniopomorskie	1.36	1.21	nieist.	1.49	1.58	1.42	1.50	1.54

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z BAEL dla poszczególnych lat. Zmienna zależną w modelach kreacji zatrudnienia było prawdopodobieństwo tego, iż osoba aktualnie zatrudniona znalazła pracę w danym roku, z modelach destrukcji zatrudnienia prawdopodobieństwo tego, iż osoba utraciła pracę w danym roku.

Tabela A.4.5 Współczynniki określające procentową różnicę oczekiwanych płac w zależności od wielkości, sektora własności firmy oraz stażu pracownika z modelu logliniowego. Grupa bazowa pracownik dużej firmy prywatnej (>200 pracujących) o stażu 6-10 lat.

	1999	2001	2002	2004
mała firma prywatna staż do 2 lat	-0.218	-0.203	-0.239	-0.309
mała firma prywatna staż do 3-5 lat	-0.128	-0.108	-0.102	-0.156
mała firma prywatna staż do 6-10 lat	-0.085	-0.060	-0.065	-0.104
mała firma prywatna staż pow. 10 lat	-0.067	-0.048	-0.041	-0.081
mała firma publiczna staż do 2 lat	-0.244	-0.237	-0.249	-0.285
mała firma publiczna staż do 3-5 lat	-0.203	-0.180	-0.185	-0.206
mała firma publiczna staż do 6-10 lat	-0.164	-0.146	-0.167	-0.180
mała firma publiczna staż pow. 10 lat	-0.260	-0.184	-0.193	-0.167
średnia firma prywatna staż do 2 lat	-0.216	-0.189	-0.213	-0.219
średnia firma prywatna staż do 3-5 lat	-0.112	-0.099	-0.103	-0.124
średnia firma prywatna staż do 6-10 lat	-0.073	-0.034	-0.044	-0.059
średnia firma prywatna staż pow. 10 lat	-0.070	-0.040	-0.027	-0.029
średnia firma publiczna staż do 2 lat	-0.126	-0.151	-0.157	-0.179
średnia firma publiczna staż do 3-5 lat	-0.050	-0.082	-0.068	-0.082
średnia firma publiczna staż do 6-10 lat	-0.008	-0.042	-0.042	-0.044
średnia firma publiczna staż pow. 10 lat	-0.114	-0.106	-0.067	-0.050
duża firma prywatna staż do 2 lat	-0.133	-0.155	-0.115	-0.160
duża firma prywatna staż do 3-5 lat	-0.065	-0.065	-0.037	-0.052
duża firma prywatna staż pow. 10 lat	0.028	0.032	0.044	0.067
duża firma publiczna staż do 2 lat	-0.045	-0.079	-0.114	-0.144
duża firma publiczna staż do 3-5 lat	0.045	0.048	0.051	-0.021
duża firma publiczna staż do 6-10 lat	0.072	0.112	0.119	0.089
duża firma publiczna staż pow. 10 lat	0.046	0.113	0.131	0.098

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych PBW z kolejnych lat. Zmienna zależna logarytm płacy całkowitej.

Tabela A.4.4 Estymowane ilorazy szans dla firm o różnej wielkości i sektorze własności z modelach logitowych kreacji zatrudnienia dla sektorów własności w modelach destrukcji zatrudnienia.

	1997	2000	2001	2002	2003	2004	2006
dla typów firm – kreacja zatrudnienia – typ bazowy: średnia firma prywatna							
mikro firma publiczna	nieist.	0.61	0.57	0.78	0.77	0.72	nieist.
mikro firma prywatna	1.94	1.74	1.74	1.95	1.86	1.60	1.4
mała firma publiczna	0.59	0.45	0.49	0.54	0.67	0.57	0.5
mała firma prywatna	1.38	1.30	1.51	1.37	1.40	1.36	1.2
średnia firma publiczna	0.37	0.40	0.41	0.45	0.49	0.47	0.5
duża firma publiczna	0.25	0.24	0.29	0.29	0.31	0.32	0.3
duża firma prywatna	0.44	0.73	0.70	0.79	0.79	0.76	0.7
dla typów firm – destrukcja zatrudnienia – typ bazowy: firma publiczna							
własność prywatna	brak danych	0.86	nieist.	1.09	1.27	1.23	nieist.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z BAEL dla poszczególnych lat. Zmienna zależną w modelach kreacji zatrudnienia było prawdopodobieństwo tego, iż osoba aktualnie zatrudniona znalazła pracę w danym roku, z modelach destrukcji zatrudnienia prawdopodobieństwo tego, iż osoba utraciła pracę w danym roku.

Tabela A.5.1. ANOVA. Procent wyjaśnionej wariancji logarytmu płacy w grupach zawodowych

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
grupa 1							
Finder	0,0339%	0,5959%	0,7489%	3,0879%	7,0741%	4,1678%	3,7102%
Looser	0,0059%	0,1211%	0,0324%	0,1247%	0,3299%	0,1020%	0,3046%
Education	12,6960%	14,1291%	9,4301%	0,1247%	18,5271%	15,6873%	15,1382%
grupa 2							
Finder	0,1627%	0,0026%	0,7544%	3,2290%	5,3657%	4,5315%	3,0999%
Looser	0,8227%	0,3473%	0,3955%	0,4189%	0,5286%	0,0069%	0,0614%
Education	2,7381%	3,3287%	2,7878%	2,9105%	3,3402%	12,7105%	11,2010%
grupa 3							
Finder	0,1359%	0,5419%	3,0485%	3,6672%	2,9317%	6,7278%	4,0828%
Looser	1,3244%	0,6399%	0,0594%	0,0916%	0,0703%	1,3119%	2,0530%
Education	1,9425%	2,4916%	2,6995%	2,0842%	2,2028%	2,1196%	1,0970%
grupa 4							
Finder	1,6746%	1,6840%	4,7094%	9,4550%	9,7682%	9,3696%	5,0207%
Looser	2,0926%	1,2413%	0,4233%	0,3201%	0,2429%	0,8120%	2,1881%
Education	0,0049%	0,0095%	0,5818%	1,0332%	0,9286%	1,2574%	0,6667%
grupa 5							
Finder	0,1056%	0,4934%	1,1779%	1,8093%	1,0315%	0,7236%	0,3266%
Looser	7,3805%	10,9588%	10,0830%	6,3202%	7,9139%	9,1762%	6,4896%

Education	1,0794%	2,6225%	2,1673%	2,9907%	1,8068%	2,2452%	2,6241%
grupa 6							
Finder	6,8356%	1,8689%	3,7427%	3,3577%	0,0275%	0,9122%	0,0036%
Looser	0,1410%	2,1249%	1,1138%	1,7637%	3,6368%	0,0703%	7,6634%
Education	2,5994%	0,1279%	1,6283%	0,2384%	2,4382%	7,9679%	3,1985%
grupa 7							
Finder	0,6038%	3,6930%	3,7822%	4,2410%	4,9319%	5,2251%	2,1064%
Looser	4,1386%	1,8095%	2,6636%	2,1580%	1,7829%	1,4901%	3,6222%
Education	0,1706%	1,6751%	1,3633%	2,0000%	1,7114%	2,0374%	1,1805%
grupa 8							
Finder	3,8929%	3,6464%	4,2701%	4,2555%	4,5877%	5,3895%	1,4118%
Looser	0,9748%	0,5165%	1,2731%	1,5510%	1,0016%	0,4384%	2,3851%
Education	1,8334%	1,6611%	1,5201%	1,5252%	1,3583%	2,1174%	1,4508%
grupa 9							
Finder	0,8590%	0,0830%	0,6309%	0,6996%	0,3278%	0,1001%	0,1823%
Looser	0,8496%	0,2547%	0,7527%	1,9262%	3,1558%	3,3102%	4,5911%
Education	0,0345%	0,1323%	0,3424%	0,1354%	0,0005%	0,0124%	0,1645%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Tabela A.5.2. ANOVA. Procent wyjaśnionej wariancji logarytmu teoretycznej płacy w grupach zawodowych

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
grupa 1							
Finder	0,8210%	3,0085%	4,9772%	10,4944%	11,1033%	9,0736%	5,6408%
Looser	3,4987%	1,8418%	1,0627%	1,4919%	0,8791%	1,8805%	8,2374%
Education	1,0226%	0,0663%	0,2052%	0,0620%	0,0082%	0,0428%	0,4224%
grupa 2							
Finder	0,0372%	0,0103%	1,6203%	5,3698%	7,2104%	5,1391%	3,0462%
Looser	0,0242%	0,0000%	0,8942%	1,0732%	0,8924%	0,0123%	0,0387%
Education	0,0476%	0,0156%	0,1037%	0,1213%	0,1059%	8,2579%	6,8809%
grupa 3							
Finder	0,4001%	1,2049%	6,0532%	12,0587%	12,7132%	15,1807%	8,7336%
Looser	9,3495%	5,2665%	1,4340%	0,0042%	0,0045%	3,9512%	4,7999%

Education	0,2892%	0,0331%	0,0033%	0,0075%	0,0043%	0,5118%	0,8324%
grupa 4							
Finder	5,1036%	7,6937%	18,6154%	29,7079%	29,1259%	27,4942%	12,4110%
Looser	8,9110%	4,6756%	2,5253%	1,1646%	2,4552%	3,6931%	8,1134%
Education	2,2961%	1,8339%	0,6916%	0,5464%	1,5672%	1,2866%	3,8458%
grupa 5							
Finder	0,8370%	2,9680%	11,3675%	16,8956%	15,0070%	11,9088%	4,9311%
Looser	24,6256%	11,3666%	8,0660%	6,5003%	6,9004%	10,6152%	7,6228%
Education	1,0253%	0,3721%	0,0000%	0,1985%	0,1011%	0,0171%	0,0361%
grupa 6							
Finder	23,8792%	29,5182%	61,4211%	65,7996%	47,8554%	44,3198%	23,7162%
Looser	24,6622%	17,4579%	17,5291%	2,9564%	19,0002%	30,3380%	16,1619%
Education	2,9109%	5,9370%	0,6952%	1,1180%	0,7518%	0,3073%	0,3238%
grupa 7							
Finder	7,4828%	13,8064%	23,1430%	30,1754%	37,6211%	31,7840%	16,0783%
Looser	14,8538%	2,2299%	3,2816%	1,3136%	0,2456%	0,4888%	3,6769%
Education	1,1618%	0,0184%	0,0346%	0,0262%	0,2740%	0,1382%	0,1537%
grupa 8							
Finder	15,4345%	23,3664%	37,6291%	47,3288%	46,8502%	40,6948%	23,4394%
Looser	10,2731%	2,4445%	3,2431%	3,4516%	1,8948%	1,4339%	6,8059%
Education	0,3473%	0,0001%	0,1014%	0,4085%	0,2216%	0,1767%	0,1024%
grupa 9							
Finder	0,8003%	0,2652%	2,8652%	5,3053%	4,3886%	2,3286%	0,6216%
Looser	2,9848%	0,2805%	0,0086%	0,2351%	1,2078%	3,5350%	6,6764%
Education	0,6821%	0,0303%	0,2740%	0,0784%	0,0398%	0,4297%	0,9951%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

Tabela A.5.3. ANOVA. Procent wyjaśnionej różnicy płacowej w grupach zawodowych

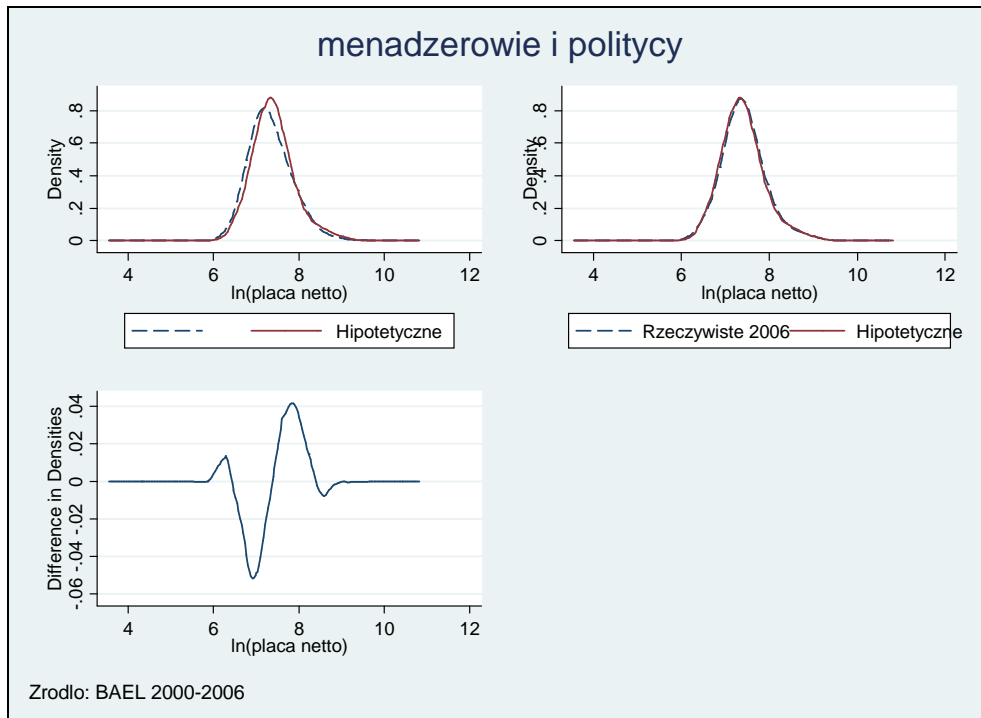
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
grupa 1							
Finder	0,0137%	0,0583%	0,0544%	0,5635%	2,7904%	1,3925%	1,3856%
Looser	0,4787%	0,0344%	0,0276%	0,0083%	0,9145%	0,6444%	0,2240%
Education	20,9581%	19,2100%	12,9704%	20,4255%	25,4329%	20,5722%	21,2796%

grupa 2							
Finder	0,1968%	0,0424%	0,1140%	0,9430%	2,0305%	1,7012%	1,2651%
Looser	0,5858%	0,3217%	0,0311%	0,0328%	0,1620%	0,0001%	0,0017%
Education	3,4007%	4,0641%	3,1923%	3,2665%	3,8818%	6,9433%	6,0965%
grupa 3							
Finder	0,0407%	0,1274%	0,6146%	0,2376%	0,1482%	1,5762%	0,8485%
Looser	0,3108%	0,0552%	0,0424%	0,0446%	0,0936%	0,1599%	0,3684%
Education	4,8128%	3,9074%	3,5554%	2,7630%	3,0499%	3,8539%	2,7663%
grupa 4							
Finder	0,0972%	0,0414%	0,3538%	1,1219%	1,6417%	1,5435%	0,7955%
Looser	0,0064%	0,0792%	0,0040%	0,0504%	0,0028%	0,0280%	0,1397%
Education	0,7992%	0,4955%	1,5524%	1,9943%	2,4465%	2,9266%	3,1801%
grupa 5							
Finder	0,0460%	0,0008%	0,0392%	0,0007%	0,1146%	0,1676%	0,0949%
Looser	0,0146%	4,3370%	4,9468%	2,9821%	3,8789%	3,8626%	2,4937%
Education	3,4986%	3,7782%	2,5954%	3,0374%	1,7261%	2,5710%	3,2573%
grupa 6							
Finder	0,8455%	0,0111%	0,0264%	0,0146%	1,9544%	0,0449%	1,6646%
Looser	5,8294%	0,1887%	0,0045%	1,1989%	0,6410%	0,6713%	3,9973%
Education	5,0025%	1,2436%	2,9235%	0,1195%	3,9938%	9,2638%	4,1114%
grupa 7							
Finder	0,1015%	0,4176%	0,1062%	0,0120%	0,0199%	0,1155%	0,0032%
Looser	0,1933%	0,7380%	1,1634%	1,2056%	1,4414%	1,0849%	1,5675%
Education	0,9615%	2,2072%	1,9062%	2,4140%	1,7029%	2,1873%	1,8690%
grupa 8							
Finder	0,2729%	0,0626%	0,0078%	0,1162%	0,0614%	0,0020%	0,3497%
Looser	0,0634%	0,0431%	0,3378%	0,3426%	0,3182%	0,0784%	0,5217%
Education	3,1022%	1,9210%	1,4133%	1,2270%	1,2941%	1,9681%	1,8406%
grupa 9							
Finder	0,0267%	0,0049%	0,0105%	0,0002%	0,0347%	0,1131%	0,5468%
Looser	0,0766%	0,1446%	0,8804%	1,6035%	2,0751%	1,4728%	1,5775%
Education	0,7896%	0,2339%	0,1426%	0,0523%	0,0180%	0,0296%	0,6195%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL

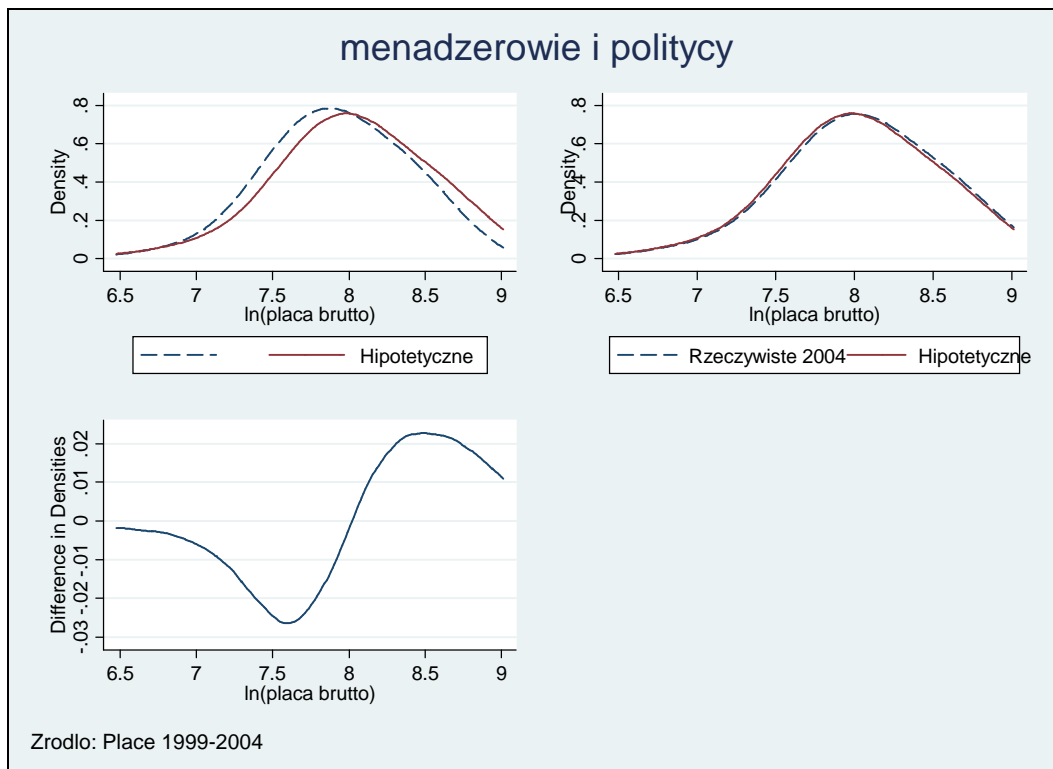
Grupa ISCO-1. Menadżerowie i politycy

Rysunek A. 5.1.



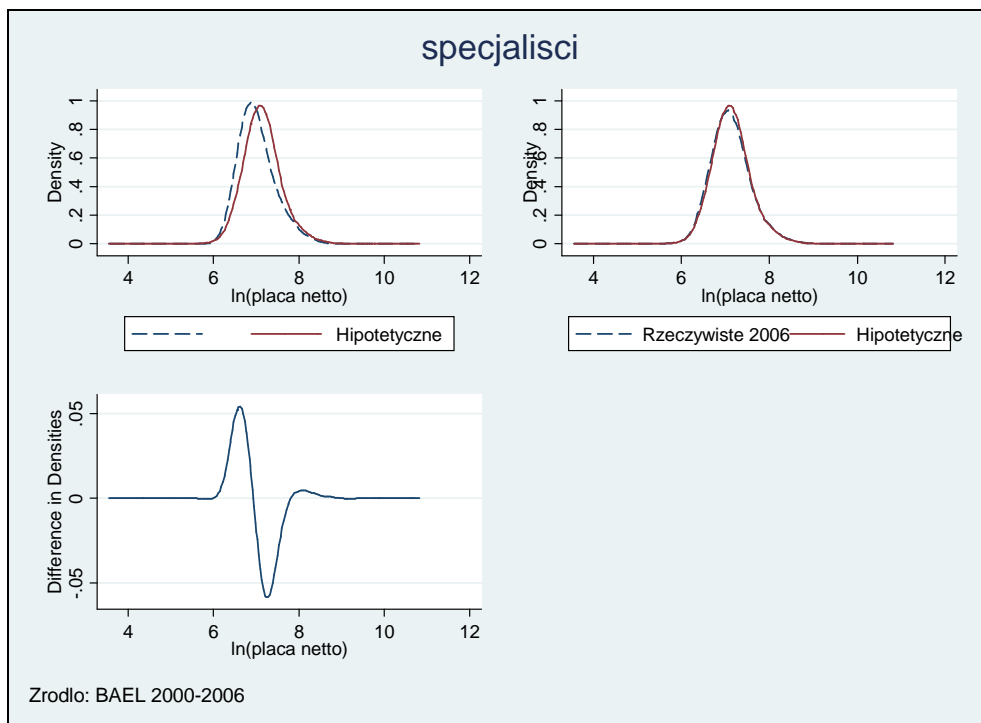
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A. 5.2.



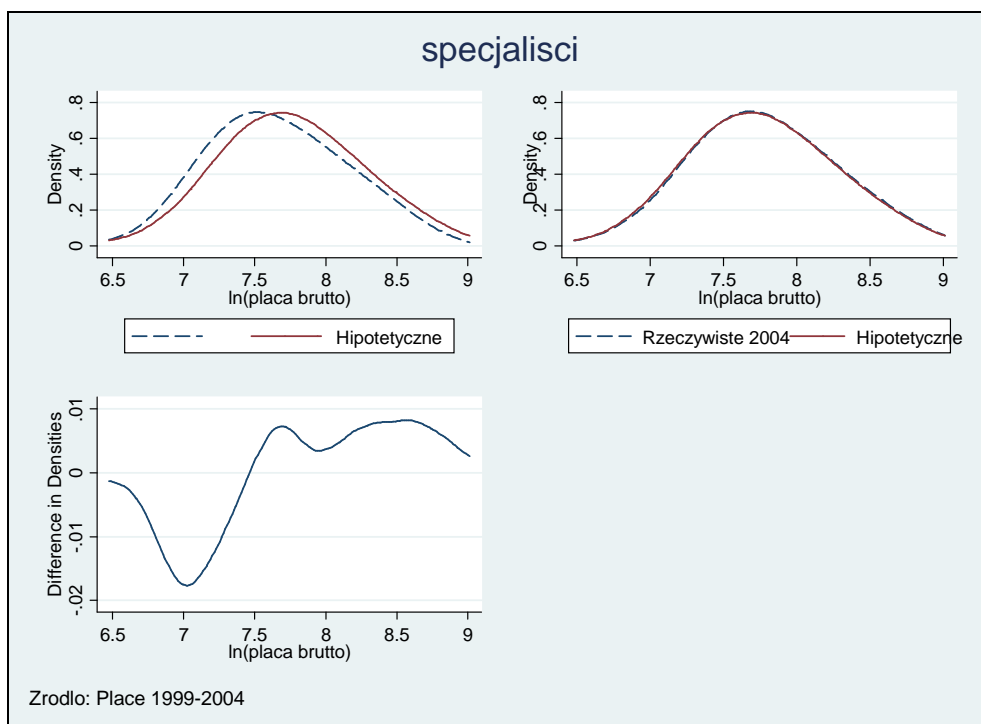
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A. 5.3.



Źródło: Obliczenia własne

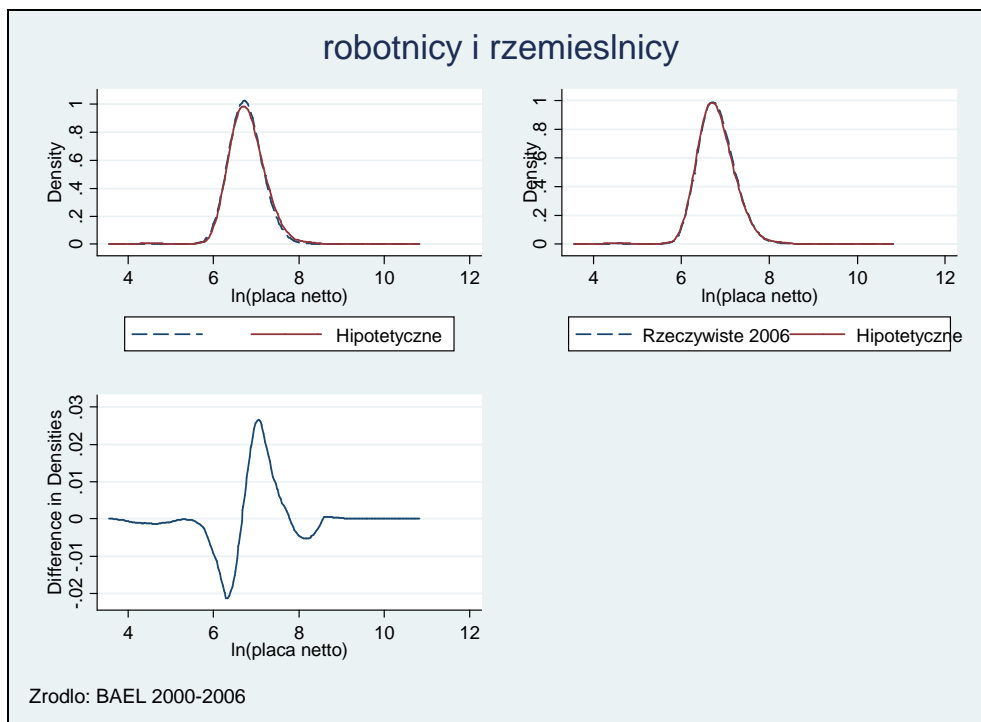
Rysunek A. 5.4.



Źródło: Obliczenia własne

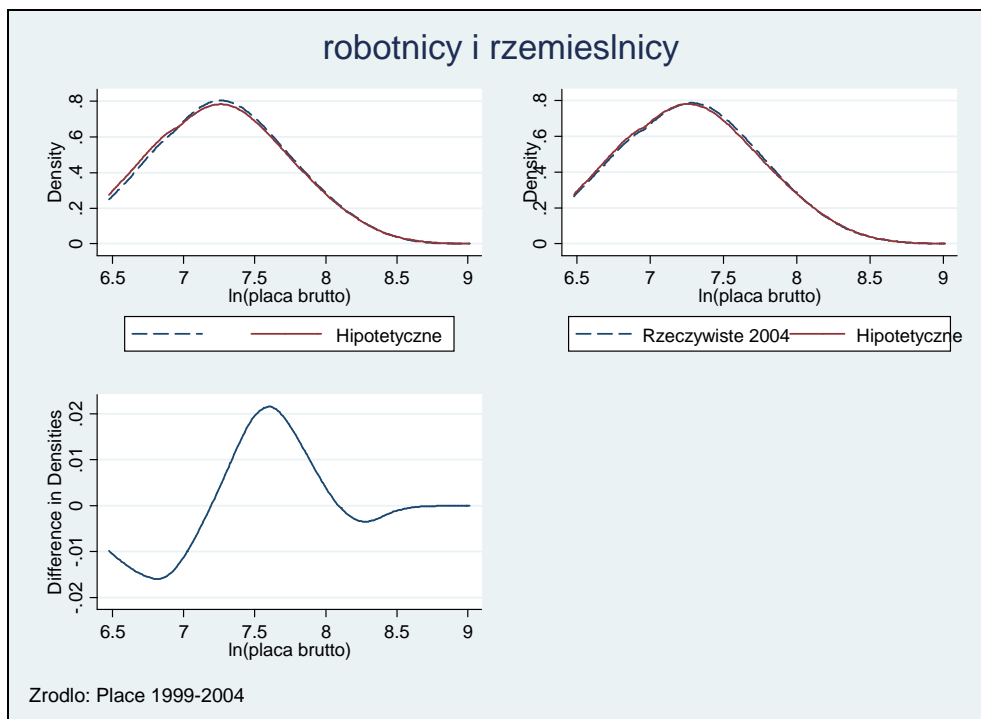
Grupa ISCO-7. Robotnicy i rzemieślnicy

Rysunek A. 5.5



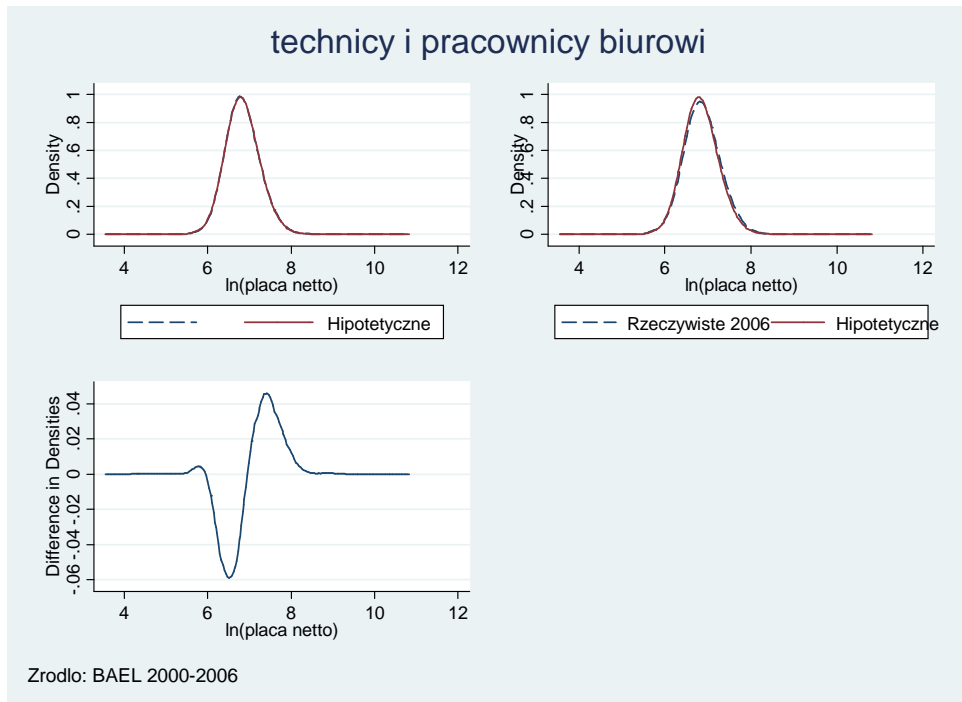
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A. 5.6.



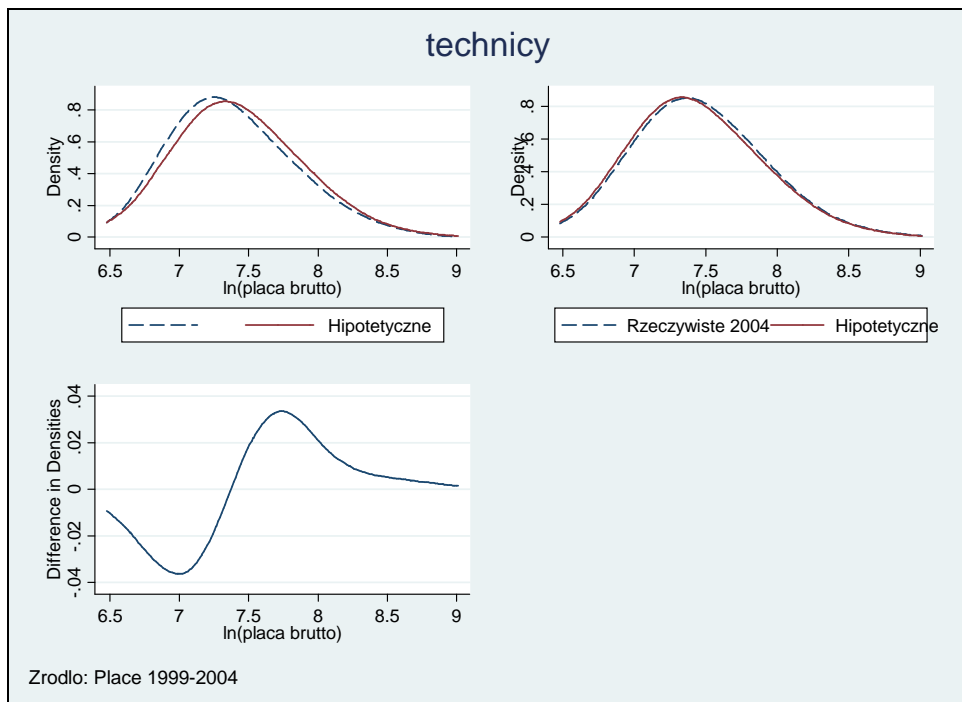
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A. 5.7.



Źródło: Obliczenia własne

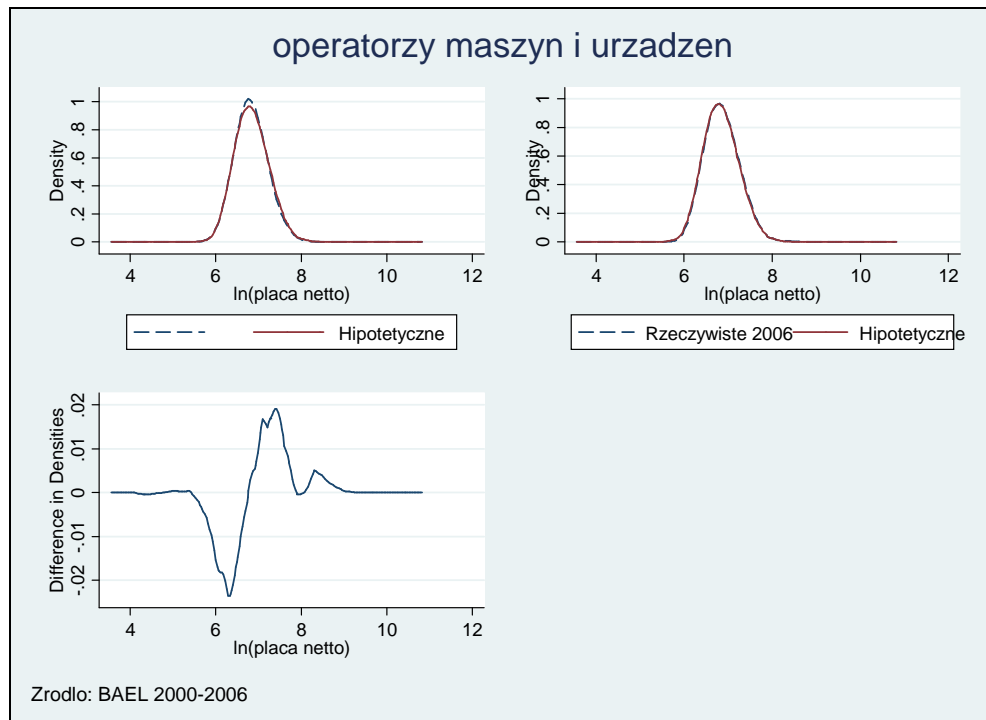
Rysunek A. 5.8.



Źródło: Obliczenia własne

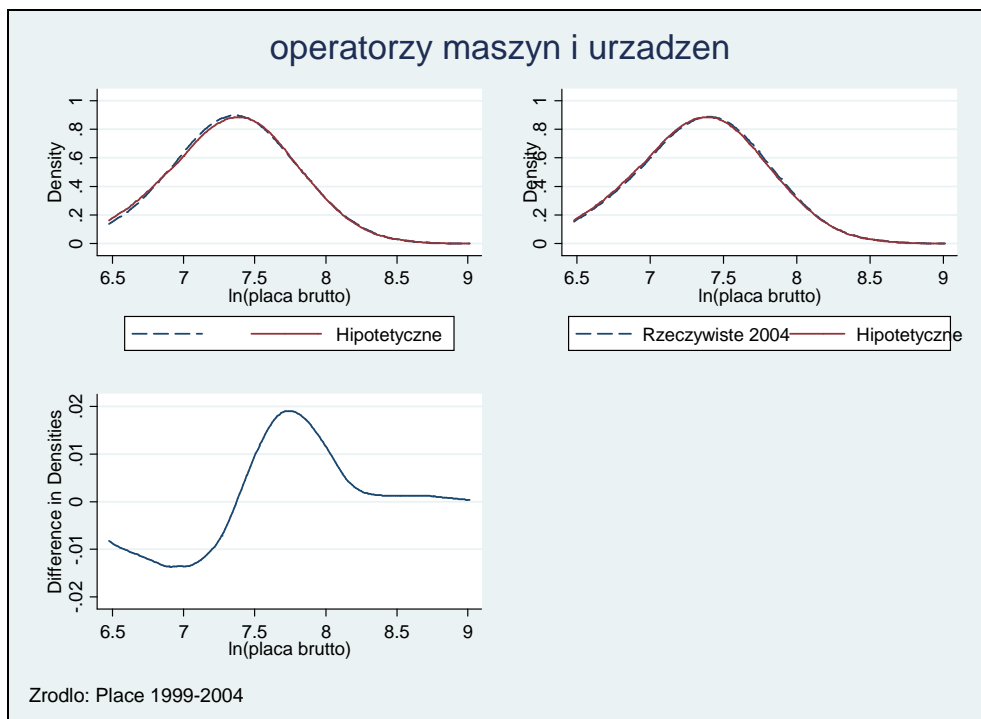
Grupa ISCO1-8.Operatorzy maszyn i urządzeń.

Rysunek A. 5.9



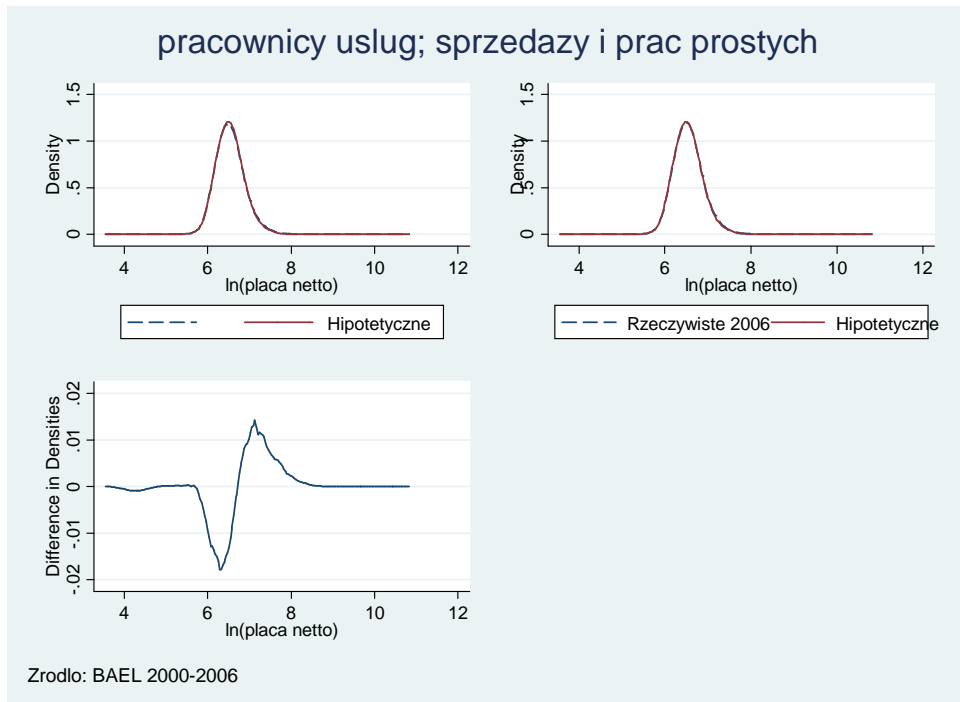
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A. 5.10.



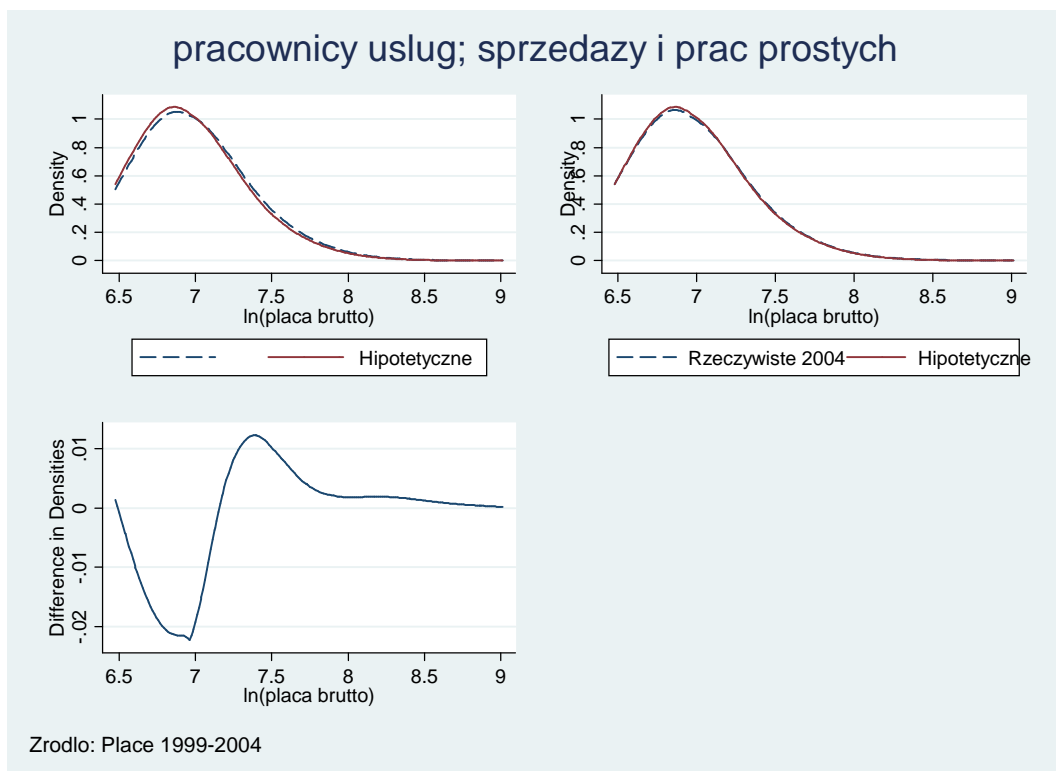
Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A.5.11.



Źródło: Obliczenia własne

Rysunek A.5.12.



Źródło: Obliczenia własne