

# Iluzja pieniądza i motywacyjna wartość płac w świetle statystyki ekonomicznej

Dr Julian Daszkowski | Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie | [jdaszk@wp.pl](mailto:jdaszk@wp.pl)

## Abstrakt

### Cel

W artykule podjęto próbę eksploracji niektórych związków między teoretycznymi terminami motywacyjnej teorii oczekiwań pracowniczych a oficjalnymi danymi statystyk ekonomicznych.

### Metodologia

Szeregi czasowe decylowych wskaźników nominalnych i realnych płac w Polsce przeanalizowano w sposób podobny do regresji kwantylowej.

### Wnioski

Wszystkie decylove wskaźniki płac nominalnych rosną, ale ich realne wartości rosną tylko dla najwyższych z nich, przy niemal niezmiennych poziomach pozostałych wskaźników realnych w latach 1992–2008.

### Ograniczenia badawcze/konsekwencje

Opisane efekty jako warunki konieczne dla wystąpienia iluzji pieniądza prawdopodobnie mogą kształtować subiektywne oczekiwania w różny sposób nie tylko

**dla płac nominalnych i realnych, ale także odmiennie dla płac wysokich niż dla płac niskich.**

Oryginalność

**W przeszukanej literaturze nie znaleziono analizy tego typu.**

JEL: A12, J31, C22, C82, D03

## | Wprowadzenie

Przez ponad sto lat ekonomiści tzw. neoklasycznego, dominującego nurtu swojej nauki przechodzili do porządku dziennego nad wezwaniami, aby korzystać z dorobku innych dziedzin społecznych. Wezwania takie głosili zresztą, oprócz Thorsteina Veblena, i później prominentni uczeni z ich grona (np. Williamson 1967, przytoczony w polskim przekładzie w: Hardt 2010; Solow 1979, w: Daszkowski 2008a: 249, przypis 18; Leibenstein 1979). Dopiero jednak pod koniec XX wieku w monografiach ekonomicznych zamieszczano deklaracje, według których „ostatnim krzykiem mody lat osiemdziesiątych” jest teoria płacy wydajnościowej, zakładająca, że „wydajność (wysiłek lub efektywność) robotnika nie są niezależne od płacy, a raczej płaca realna i wysiłek robotnika są przynajmniej w pewnym sensownym przedziale współzależne” (Botwinick 1992; Snowden et al. 1998: 324). Dla psychologów lub specjalistów zarządzania deklaracja ta ujawnia to, w co wcześniej po prostu nie chcieli wierzyć, woleli bowiem raczej przypuszczać, że za dobrze nie rozumieją interpretacji złożonych matematycznych struktur modeli neoklasycznej ekonomii niż jasno stwierdzić, że w żaden sposób nie uwzględniają one motywacji pracowniczych.

Jednak w faktycznie oddzielonej od ekonomii nauce i praktyce zarządzania od dawna próbowano wykorzystywać rozmaite koncepcje motywacji, gdyż najpóźniej od Frederica Winsłowa Taylora na przełomie XIX i XX wieku (Taylor 1903; 1911) płacowe motywacje pracowników najemnych uznano za jeden z kluczowych elementów wpływających na efekty ekonomiczne każdego przedsiębiorstwa. Długotrwała obojętność neoklasycznych ekonomistów w tej sprawie przyniosła wiele negatywnych konsekwencji, ponieważ w rezultacie próbowali oni opisywać i wyjaśniać odstępstwa od swoich modeli w kategoriach bądź incydentalnych zakłóceń, bądź, co gorzej, nieracjonalnych interwencji, oporów lub sprzeciwów. Prawie nigdy natomiast nie uznawali swojej odpowiedzialności za niepożądane skutki realizowania ich teoretycznych zaleceń, a co najwyżej oskarżali o to rozmaite kręgi swoich teoretycznych oponentów lub, ich zdaniem, niewystarczająco kompetentnych praktyków (por. np. Galbraith 2005; Stiglitz 2010).

Wierząc w zasygnalizowaną na wstępie zmianę stosunku ekonomistów do koncepcji motywacyjnych, podjęto dalej próbę wykazania, że integracja podejścia psychologicznego i ekonomicznego

jest nie tylko możliwa, ale w sposób naturalny dla obu dziedzin jednocześnie pozwala w nowy sposób wykorzystywać wiele istniejących już od dawna informacji statystycznych.

W tym celu wykorzystano graficzne wizualizacje tendencji rozwojowych miar pozycyjnych rozkładów wynagrodzeń w latach 1992–2008, gdyż dla miar pozycyjnych, w przeciwieństwie do średniej arytmetycznej wraz z jej ekonometrycznymi wariantami, można zaproponować psychologiczną interpretację, ugruntowaną w motywacyjnej teorii wartości oczekiwanej. Choć w ekonometrii tego typu wizualizacje traktuje się jako zaledwie wstępne wyniki (np. Józwiak i Podgórski 1998: 452; Krzysztofiak i Urbanek 1979: 330; Zeliaś 1997: 75), to opracowywane dane wydają się należeć tej kategorii, co do której lepiej jest powstrzymać się od głębszych analiz ekonometrycznych (Aczel 2000: 624–625), zwłaszcza że dla wartości kalkulacyjnych występuje efekt zwany punktem zwrotnym tendencji (Dittmann 2000: 63–64). Jednak i w psychologicznych, i w ekonomicznych interpretacjach miar pozycyjnych wynagrodzeń istnieje także swojego rodzaju kontrowersja co do różnicy między siłą wpływu nominalnych i realnych wskaźników wartości wynagrodzeń. Pożądane jest zatem zbadanie, czy rozkłady i dynamika kalkulacyjnych, nominalnych oraz realnych wskaźników wartości wynagrodzeń prowadzą do zbieżnych, czy do rozbieżnych wniosków.

## | Teorie motywacji

Trzeba wyraźnie podkreślić, że nie wszystkie proponowane przez psychologów koncepcje motywacji są należycie uzasadnione. Xymena Gliszczyńska (1971: 39–84; 1981: 9–53) jako pierwsza w Polsce podnosiła, że ani tzw. zwana teoria hierarchii potrzeb Maslowa z jej wszystkimi wariantami, ani teoria Herzberga, ani występujące w tzw. koncepcjach *human relations* założenie o pozytywnym wpływie satysfakcji pracowniczej na wydajność pracy nie zostały udokumentowane właściwie przeprowadzonymi badaniami psychologicznymi. Trwająca poza środowiskami psychologów popularność tych koncepcji oraz niesłuszne przekonanie o ich naukowej i praktycznej wartości mają całkowicie pozanaukowe źródła. Tak na przykład wskazywano, że ekonomiści mogą mieć poczucie, że teoria hierarchii potrzeb Maslowa jako założenie o zasadzie malejących rezultatów jest psychologiczną wersją koncepcji użyteczności krańcowej, chociaż nie spełnia tzw. kryterium demarkacji Poppera, czyli nie może być w żaden sposób sfalsyfikowana, gdyż każdy stan rzeczywistości musi być z nią zgodny (Daszkowski 2008: 120).

Najlepiej przebadaną i najużyteczniejszą, chociaż jednocześnie konceptualnie najtrudniejszą teorią motywacji pracowniczej, jest obecnie (Locke i Latham 2004) teoria wartości oczekiwanej, w pierwotnej wersji zaproponowana przez Vrooma (1964) jako jedno z zastosowań modelu subiektywnie oczekiwanej użyteczności (tzw. SEU), a następnie niejako skodyfikowana przez Lawlera (1968) oraz potem przez Portera i Lawlera (1971). Jej opisy są dostępne w tak wielu polskich podręcznikach psychologii (np. Gliszczyńska 1991) i zarządzania (np. Griffin 1996: 469–486), że ich powtarzanie nie wydaje się tutaj celowe. Kluczowym elementem tej teorii jest teza o tym, że nagrody (w psychologicznym, a nie w potocznym sensie tego słowa – zob. Reber 2000, hasła „nagroda” i „wzmocnienie”) wpływają na zachowanie pracownika wtedy, gdy

w jego przekonaniu prawdopodobieństwa uzyskania i wartość takich nagród wyraźnie zależą od poziomu jego wysiłku i zaangażowania w pracę.

Podstawowymi nagrodami dla pracowników obecnie są cyklicznie otrzymywane płace. Ich bieżąca pieniężna wartość odzwierciedla nie tylko siłę nabywczą w jej ekonomicznym znaczeniu, ale, poprzez odnośnienie jej do wcześniejszych wypłat tego pracownika, kształtuje jego przekonania o współzależności (lub jej braku) między wysiłkiem a nagrodą. Z kolei porównywanie własnych płac z wyobrażeniami o płacach innych ludzi wpływa na samoocenę kompetencji, miejsca w strukturze społecznego prestiżu i wreszcie na ocenę sprawiedliwości systemu wynagrodzeń (Daszkowski 2011; Daszkowski 2008a: 155–164; Daszkowski 2008b). Te wszystkie wyobrażenia są wyznacznikami pracowniczego wysiłku i wynikającej z niego produktywności w stopniu co najmniej takim samym jak tzw. tradycyjne czynniki ekonomiczne.

Zainteresowania teoretyków i praktyków zarządzania koncentrują się jednak na próbach manipulowania przekonaniem pracowników po to, aby nakłonić ich do jak największego wysiłku kosztem jak najmniejszych nagród pieniężnych. Siłą rzeczy wspomagają ich w tym psychologowie, bardziej zajmujący się subiektywnymi przekonaniem pracowników niż ich obiektywnymi uwarunkowaniami. Tymczasem w pewnych elementach statystyki ekonomicznej zawarte są empiryczne oszacowania obiektywnego prawdopodobieństwa osiągnięcia płac o danej wysokości. Nie są one tożsame z subiektywnymi przekonaniem ludzi, ale je współkształtują razem z wieloma innymi składnikami (Gliszczyńska 1981: 188–190; Daszkowski 2008a: 155–164), którym w dotychczasowej literaturze przypisywano bez należytej argumentacji przesadne lub wręcz decydujące znaczenie.

## Interpretacje statystycznego zróżnicowania wynagrodzeń

Najczęściej spotykana metoda analizy wynagrodzeń odwołuje się do ich przeciętnych wartości brutto w rozmaitych przekrojach trzech typowych agregatów (przedsiębiorstwa, branży, regionu). Czasami dodaje się do tego agregaty wielkości jednostek organizacyjnych oraz typu własności (publiczne–prywatne). Dane tego rodzaju pochodzą ze standardowych i obowiązkowych sprawozdań statystycznych, w których jednostki organizacyjne podają sumę wypłaconych wynagrodzeń brutto oraz przeciętne zatrudnienie. Nie można przy tym zapominać, że wartości płac brutto są wielkościami czysto kalkulacyjnymi i różnią się zarówno od nominalnych płac netto otrzymywanych przez pracowników, jak i od kosztów ponoszonych przez pracodawcę z tytułu zatrudniania tychże pracowników.

Metoda śledzenia dynamiki i zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń (np. Daszkowski 2005 i 2010) pozwala na tylko bardzo zgrubne szacowanie empirycznych prawdopodobieństw osiągnięcia płac o danej wysokości. Jednak GUS od co najmniej 1955 r. okresowo prowadzi migawkowe (ostatnio dla października lat parzystych) i reprezentatywne badania rzeczywistego zróżnicowania indywidualnych płac (właściwa interpretacja opracowań na ten temat wymaga starannego uwzględniania charakteru próby i jej podziałów). Do 1989 r. wyniki tych badań opatrywano

rozmaitymi klauzulami poufności, ale następnie zniesiono wszystkie formalne ograniczenia dostępu, pozostawiając tylko ograniczenia techniczno-organizacyjne, polegające na konieczności zlokalizowania tych wyników w archiwach organów statystyki publicznej, chociaż dla okresu 1955–1999 opublikowano je dla skali całej gospodarki (Daszkowski 2002: 168–171).

Zróżnicowanie wynagrodzeń w powyższych badaniach przedstawiane jest m.in. w postaci decylowych miar pozycyjnych (*Zasady metodyczne statystyki rynku pracy i wynagrodzeń*, 2008: 87). Interpretacja takich miar w terminach motywacyjnej teorii wartości oczekiwanej wskazuje, że empiryczne prawdopodobieństwo osiągnięcia wynagrodzenia wyższego od pierwszej miary decylowej jest rzędu 90%, empiryczne prawdopodobieństwo osiągnięcia wynagrodzenia wyższego od drugiej miary decylowej jest rzędu 80% i poprzez kolejne miary decylowe dochodzi do dziesięcioprocentowego prawdopodobieństwa przekroczenia dziewiątej miary decylowej. W konkretnym przykładzie oznacza to, że nauczyciele szkół wyższych z prawdopodobieństwem 90% mogli w październiku 2008 oczekiwać wynagrodzenia brutto wyższego od 2238,81 zł, z prawdopodobieństwem 50% wynagrodzenia brutto wyższego od 3132,86 zł i z prawdopodobieństwem 10% wynagrodzenia wyższego od 8778,11 zł (*Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2008 r.*, 2009, tabela 13). Nie warto jednak uważać tych liczb za wartości dokładne, bo są one oszacowaniami obciążonymi błędem większym niż błąd oszacowania odpowiednich przeciętnych, wynoszący od 0,5% do nawet 30% (*Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2008 r.*, 2009, tabela 15).

Wskazanie zawodu, dla którego szacuje się prawdopodobieństwa osiągnięcia danej wartości płac brutto, wiąże się z rozszerzającą interpretacją jednego ze sformułowań Maxa Webera (2002: 32–33), uważającego, że „pewien stosunek społeczny może dawać jego uczestnikom szanse urzeczywistnienia wewnętrznych czy zewnętrznych interesów”, przy czym „Zawłaszczono szanse nazywamy »prawami«”. Wprawdzie Weberowi chodziło raczej o prawa w sensie norm społecznych, ale trudno oprzeć się chęci potraktowania tzw. naukowych praw ekonomii rynkowej jako szczególnego przypadku norm kulturowych, a nie wolnych od kulturowych uwarunkowań obiektywnych zasad dynamiki społecznej.

Inne charakterystyki stosunków społecznych, dla których GUS przeprowadza oszacowania decylowych miar rozkładów wynagrodzeń, czyli w proponowanej tu interpretacji, oszacowania prawdopodobieństw osiągnięcia płac brutto o rozmaitych wartościach, obejmują regiony, sekcje działalności, płeć, grupy wiekowe, poziomy wykształcenia, staż pracy. Nie ma jednak publikacji, a według informacji z GUS, nawet roboczych czy wewnętrznych opracowań, prezentujących rozkłady miar pozycyjnych według klasyfikacji krzyżowych, dla na przykład wynagrodzeń w sekcjach działalności w zależności od poziomu wykształcenia (robi się to tylko dla przeciętnych i w pewnym zakresie dla płci zatrudnionych). Opracowania tego typu GUS jest gotów robić na swoich danych na odpłatne zlecenie (udostępnianie danych surowych jest wykluczone ustawą o statystyce publicznej, nakazującej zachowywanie w tajemnicy wszystkich danych indywidualnych).

Niestety, ciągłe zmiany klasyfikacji zaburzają porównywalność wieloletnich danych w przekrojach branżowych, terytorialnych i zawodowych. W gruncie rzeczy nawet wyniki ogółem (dla

gospodarki jako całości) w kolejnych latach pochodzą z nieco innych populacji (w próbach zmienia się przyjmowana wielkość zakładów i charakterystyki zatrudnionych) oraz dotyczą nieco innych cech wynagrodzeń. Niemniej jednak każdorazowe badanie dostarcza informacji wprost pasujących do wymagań motywacyjnej teorii wartości oczekiwanej, a wieloletnia dynamika danych ogółem umożliwia ostrożne wnioskowanie o empirycznych uwarunkowaniach subiektywnych poglądów pracowniczych.

## | Różnicowanie płac w październiku 2008

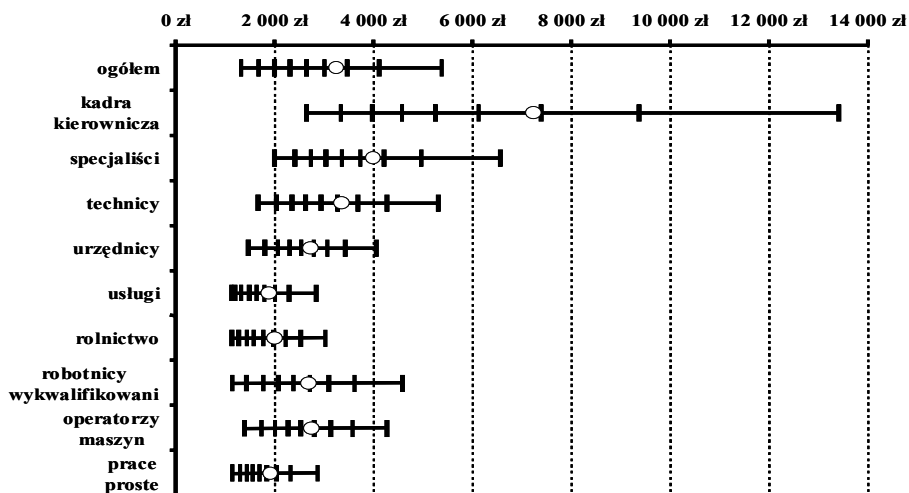
Obszerne publikowane tabele wyników (oraz jeszcze obszerniejsze dostępne tylko w GUS na konkretną prośbę) mogą być przedstawiane jako skondensowane wykresy, omijające fałszywe wrażenie groszowej dokładności oszacowań (Daszkowski 2002: 38–65). W odniesieniu do wynagrodzeń zależnych od wykonywanego zawodu GUS posługuje się oficjalną Klasyfikacją Zawodów, zbudowaną jako hierarchiczny system grupowania i różnicowania względnie stałych zarobkowych czynności pracowniczych. Na najwyższym poziomie znajduje się dziesięć tzw. wielkich grup zawodów, podzielonych na niższym poziomie na kilkadziesiąt średnich grup zawodów i po kolejnych podziałach na ponad 440 zawodów elementarnych i ponad 2300 specjalności (stale aktualizowany zbiór informacji na ten temat w zakładce *Klasyfikacja zawodów* – [www.psz.praca.gov.pl](http://www.psz.praca.gov.pl)).

Graficzne zaprezentowanie różnicowania wynagrodzeń dla większej liczby zawodów wymaga bardzo dużych powierzchni (Daszkowski 2002, wkładka formatu A1). Ale dla zilustrowania samej zasady można ograniczyć się właśnie do wielkich grup zawodów, pamiętając, że w miarę przechodzenia do głębszych poziomów klasyfikacji ujawniają się coraz to nowe szczegóły i różnice. Wykresy z oznaczonymi miarami pozycyjnymi (w tym przypadku granicami grup decylowych) nie wymagają przyjmowania żadnych wstępnych założeń co do kształtu rozkładów, chociaż pomijają 10 procent płac najniższych i dziesięć procent płac najwyższych.

Na rysunku 1 nazwy wielkich grup zawodów przekształcono i skrócono do co najwyżej dwóch słów, z tym że na początku znajdują się oszacowania dla całej populacji jeszcze bez jej różnicowania. Pionowe kreski na „drabinkach” tu oznaczają, licząc od lewej, kolejne miary decylowe wynagrodzeń w całej grupie zawodów, kółeczka zaś symbolizują przeciętne wynagrodzenie w tej grupie zawodów. Piąta kreska jest medianą.

Prawostronna skośność rozkładów wynagrodzeń zarówno dla całej gospodarki, jak i dla wszystkich grup zawodów przejawia się jako usytuowanie przeciętnej znacznie powyżej mediany, co oznacza, że płace większości pracowników są niższe od wynagrodzenia przeciętnego. Innym przejawem tej samej właściwości jest to, że rozpiętość wynagrodzeń powyżej mediany jest na ogół ponaddwukrotnie większa od rozpiętości wynagrodzeń poniżej mediany. Można więc sądzić, że różnicowanie wysokich wynagrodzeń jest zawsze większe od różnicowania niskich wynagrodzeń i to niezależnie od tego, w obrębie jakiej kategorii klasyfikacyjnej jest rozpatrywane.

Rysunek 1 | Zróżnicowanie wynagrodzeń brutto w październiku 2008 r. w wielkich grupach zawodów



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Realne prawdopodobieństwa osiągnięcia wysokich płac są wyraźnie związane z pełnieniem funkcji kierowniczych. Co ciekawe, według obowiązujących w Polsce i w Europie klasyfikacji zawodów, dla obejmowania wielu funkcji kierowniczych formalnie nie wymaga się wyższego wykształcenia, choć wymagania takie stawia się grupie zawodów specjalistycznych. Wprawdzie większość kadry kierowniczej w Polsce ma już wyższe wykształcenie, ale porównanie kadry kierowniczej i specjalistów sugeruje, że raczej to nie ono wyznacza rozkłady prawdopodobieństwa uzyskiwania wysokich płac.

Zaplanowane lub narzucone okolicznościami wykonywanie danego zawodu, czyli zajęcie wyraźnie określonej pozycji społecznej, wydaje się jednym z najważniejszych wyznaczników realizowania aspiracji płacowych. Szanse na indywidualne zwiększenie przyszłych wynagrodzeń pracowniczych mogą zatem zależeć bardziej od ich rozpiętości w ramach zawodu, a mniej od efektów pracy. Przy takich uwarunkowaniach dążenia pracowników niekoniecznie są nakierowane na ilość i jakość pracy, lecz na dotarcie do najkorzystniejszej pozycji społecznej.

## Dynamika wieloletniego zróżnicowania miar pozycyjnych płac nominalnych brutto

Dynamikę wieloletniego zróżnicowania płac brutto można prześledzić dla wielu poziomów odrębnych grup zawodów, choć niektóre kryteria klasyfikacyjne ulegały takim zmianom, że trzeba pewne z nich wykluczać, a dla innych rozważać wprowadzanie specjalnych poprawek. Tak na przykład zawód „pielęgniarki” był kiedyś zaliczany do wielkiej grupy „techników”, ale od niedawna jest włączony do wielkiej grupy „specjalistów”. Wynagrodzenia pielęgniarek należały do najniższych w grupie „techników”, a więc skutkiem zmiany podziału klasyfikacyjnego może

być podniesienie oszacowań miar pozycyjnych płac w grupie techników i obniżenie w grupie specjalistów. Jednak tego typu zmiany nie powinny wywierać wpływu na oszacowania dla wszystkich zawodów łącznie.

Zestawienie decyli wynagrodzeń brutto ogółem z badań GUS zawiera tabela 1.

**Tabela 1 | Górne granice grup decylowych (decyle) wynagrodzeń brutto w złotych w gospodarce polskiej według danych GUS**

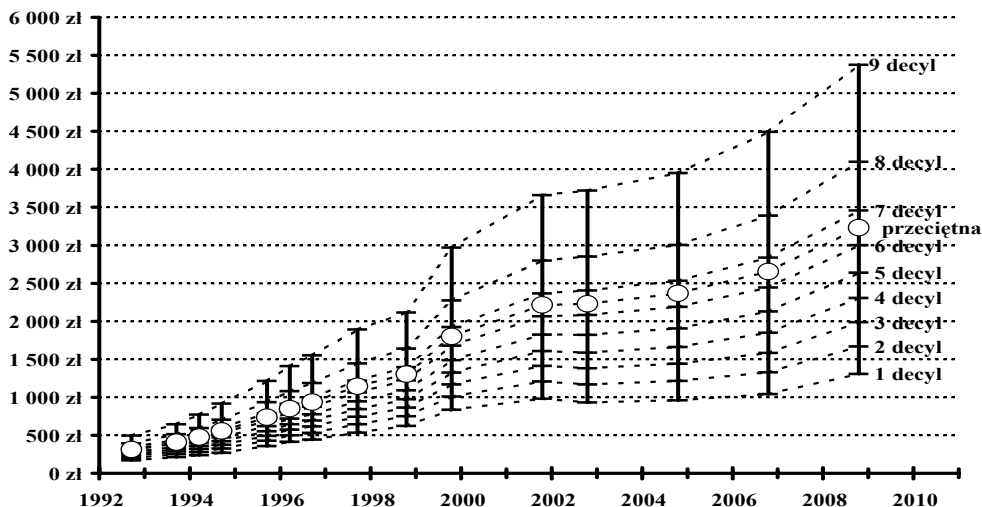
Rok	centyl 10	centyl 20	centyl 30	centyl 40	centyl 50	centyl 60	centyl 70	centyl 80	centyl 90	Przeciętna w próbie
wrzesień 92	169,40 zł	199,80 zł	225,10 zł	249,60 zł	275,10 zł	304,00 zł	340,40 zł	394,20 zł	494,60 zł	313,20 zł
wrzesień 93	213,20 zł	252,00 zł	286,70 zł	320,10 zł	350,00 zł	394,00 zł	443,30 zł	514,90 zł	645,50 zł	406,60 zł
marzec 94	235,90 zł	281,10 zł	322,10 zł	361,70 zł	403,20 zł	450,90 zł	509,40 zł	596,10 zł	771,10 zł	473,70 zł
wrzesień 94	270,90 zł	326,20 zł	374,10 zł	420,90 zł	470,20 zł	526,70 zł	599,10 zł	706,60 zł	917,10 zł	555,20 zł
wrzesień 95	358,45 zł	428,66 zł	491,23 zł	553,34 zł	619,98 zł	692,18 zł	790,59 zł	935,89 zł	1 217,11 zł	737,05 zł
marzec 96	413,62 zł	499,04 zł	572,64 zł	643,78 zł	718,19 zł	803,72 zł	915,65 zł	1 082,41 zł	1 409,94 zł	849,74 zł
wrzesień 96	442,88 zł	533,30 zł	615,80 zł	694,68 zł	777,85 zł	875,12 zł	1 000,49 zł	1 187,88 zł	1 551,70 zł	936,63 zł
wrzesień 97	535,29 zł	643,69 zł	745,48 zł	842,18 zł	945,64 zł	1 064,88 zł	1 219,88 zł	1 447,19 zł	1 893,66 zł	1 145,79 zł
październik 98	622,07 zł	750,21 zł	864,08 zł	973,90 zł	1 090,00 zł	1 224,00 zł	1 395,97 zł	1 641,29 zł	2 115,84 zł	1 304,35 zł
październik 99	834,66 zł	1 011,23 zł	1 170,82 zł	1 324,54 zł	1 486,90 zł	1 680,13 zł	1 924,18 zł	2 275,56 zł	2 969,64 zł	1 800,31 zł
październik 01	981,02 zł	1 209,28 zł	1 412,53 zł	1 609,45 zł	1 825,91 zł	2 066,29 zł	2 366,73 zł	2 798,27 zł	3 662,11 zł	2 216,55 zł
październik 02	932,48 zł	1 170,11 zł	1 381,86 zł	1 588,84 zł	1 820,73 zł	2 085,57 zł	2 408,03 zł	2 852,42 zł	3 721,87 zł	2 229,80 zł
październik 04	961,01 zł	1 217,17 zł	1 442,64 zł	1 661,30 zł	1 907,60 zł	2 190,05 zł	2 534,10 zł	3 006,46 zł	3 950,50 zł	2 368,52 zł
październik 06	1 040,66 zł	1 329,56 zł	1 585,86 zł	1 849,24 zł	2 130,42 zł	2 444,76 zł	2 838,53 zł	3 391,45 zł	4 492,20 zł	2 654,13 zł
październik 08	1 306,78 zł	1 668,53 zł	1 989,23 zł	2 307,06 zł	2 639,51 zł	3 001,92 zł	3 458,74 zł	4 100,94 zł	5 376,33 zł	3 232,07 zł

Źródło: *Informacje i opracowania statystyczne GUS*, zmieniające się tytuły z wynikami reprezentatywnych i migawkowych badań różnicowania wynagrodzeń w gospodarce polskiej. Dane dla lat 1992–1994 po denominacji, dane od 1999 r. ze zmienioną definicją płacy brutto po tzw. drugim ubruttowieniu w wyniku reformy systemu rozliczania składek na ubezpieczenie społeczne.

W graficznej metodyce analizowania wieloletniego różnicowania miar pozycyjnych wynagrodzeń brutto ich wartości konwencjonalnie traktuje się jako funkcję czasu i nanosi na wykres. Na rysunku 2 poziome tym razem kreski na „drabinkach” znowu oznaczają kolejne miary pozycyjne, a kółeczka przeciętne. Przerywane linie łączące te same miary służą wyłącznie do prowadzenia wzroku, a nie do oznaczania wartości przejściowych, czas jest zaś określany z dokładnością co do miesiąca bez uwidaczniania tego znacznikami na osi poziomej.



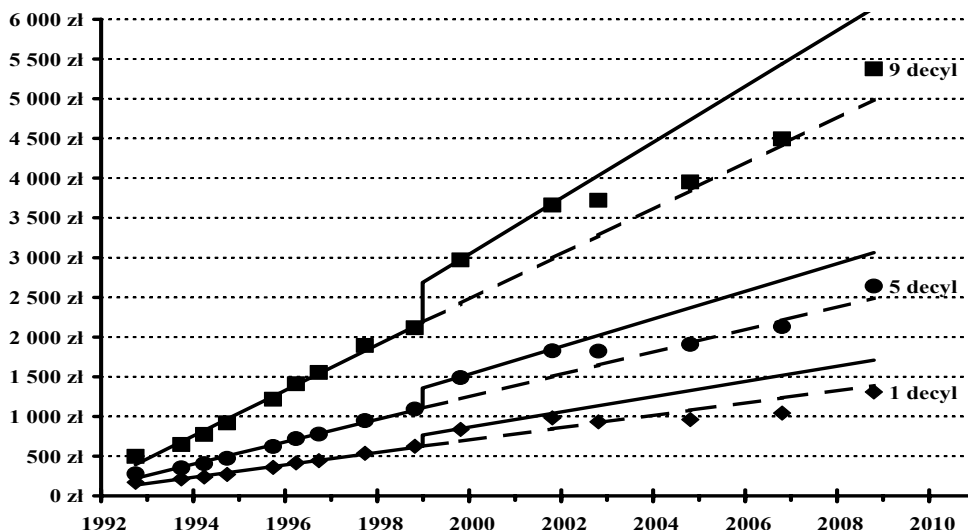
Rysunek 2 | Zróżnicowanie wynagrodzeń brutto w gospodarce polskiej w latach 1992–2008



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Połączenie miar pozycyjnych liniami prowadzącymi wzrok nasuwa przypuszczenie, że tworzą one układ analogiczny do tego, który uprzednio wskazano dla dynamiki przeciętnych wynagrodzeń (Daszkowski 2010). Wyznaczenie trendów liniowych dla danych z lat 1992–1998 i przedłużenie ich w dwu wersjach (odpowiednio o takich samych równaniach dla lat po 1998 r. i alternatywnych równaniach otrzymanych jako wynik odpowiedniego pomnożenia poprzednich równań przez 1,230164, czyli przez oficjalny wskaźnik tzw. drugiego ubruttwienia płac) przedstawiono na rysunku 3 dla pierwszej, piątej i dziewiątej miary decylowej. Dziewięć punktów wyznaczających dla każdej miary osobno trend liniowy w latach 1992–1998 i odpowiednio po sześć punktów od 1999 r. (odpowiadających łącznie tzw. czasowej gęstości próbkowania w badaniach GUS) nie pozwoliłoby ze zbyt dużą pewnością wypowiadać się o kształcie dynamiki, gdyby nie to, że właśnie odtwarza ona warianty prawidłowości stwierdzonej dla znacznie liczniejszych oraz zebranych w inny sposób wynagrodzeń przeciętnych.

Rysunek 3 | Pierwszy, piąty i dziewiąty decyl wynagrodzeń brutto w gospodarce według danych GUS na tle swoich liniowych trendów empirycznych z lat 1992–1998 oraz ich możliwych wariantów późniejszych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Dalsza analiza musi jednak uwzględnić fakt, że z dniem 1 stycznia 1999 r. nastąpiła zmiana definicji płacy brutto. Należy zatem rozpatrzyć, jak kształtowała się dynamika zróżnicowania nominalnych płac netto oraz dynamika zróżnicowania ich realnej wartości.

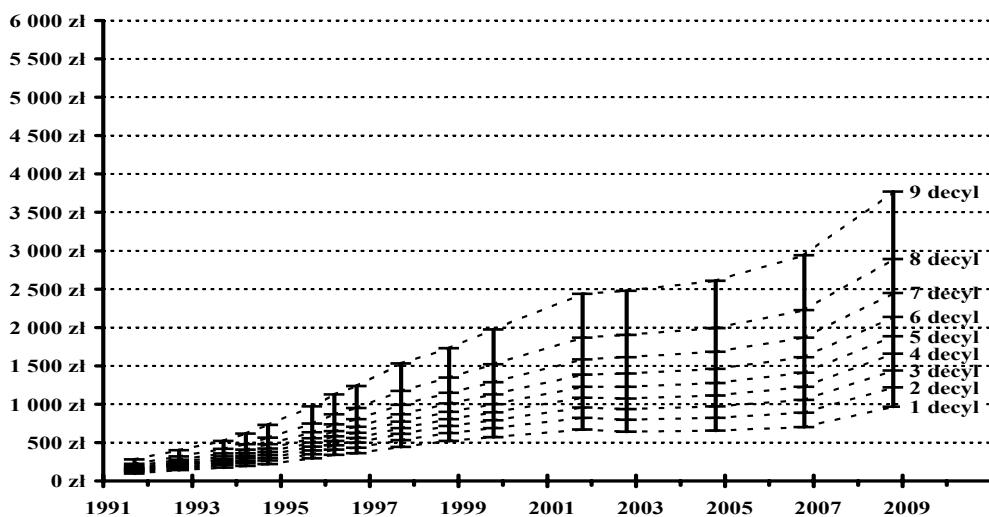
### Dynamika wieloletniego zróżnicowania miar pozycyjnych płac nominalnych netto

Metodykę przekształcania statystycznie ewidencjonowanych płac brutto na płace netto prezentowano i wykorzystywano już uprzednio na kilka sposobów. Próbowano pokazać, w jak zdegenerowanej i wskutek tego starannie przemilczanej formie tzw. reforma systemu ubezpieczeń społecznych zmniejszyła obciążenie płac najlepiej zarabiających, praktycznie zachowując uprzedni poziom obciążeń dla 90% zatrudnionych (Daszkowski 2004a) oraz porównano rozkład obciążeń dla Polski i Europy (Daszkowski 2006). W opracowaniach tego typu podawano algorytmy przekształcania płac brutto o danej wartości w odpowiadające im wartości płac netto. Obecnie można to zresztą robić, posługując się tzw. kalkulatorami płac, dostępnymi w licznych portalach internetowych.

Przyjmowano więc dalej, że oszacowania miar decylowych wynagrodzeń brutto (czyli górnych granic grup decylowych tych wynagrodzeń) można przekształcać w odpowiadające im wartości wynagrodzeń netto. Dla miesięcznego badania w danym roku posługiwano się właściwymi dla niego wskaźnikami potrąceń składek i zaliczek na podatek dochodowy, ale zakładano, że

ewentualne ulgi podatkowe są rozliczane w roku następnym i nie wpływają na wynik przekształconego oszacowania. Zakładano także, że w miesiącach poprzedzających badanie płaca nie była wyższa i wobec tego ewentualne przekraczanie progów wynikało tylko z pomnożenia miary decylowej płacy z badanego miesiąca przez liczbę poprzedzających je miesięcy w roku. Na uzyskanym w takiej procedurze rysunku 4 zachowano dla porównania taką samą skalę osi pionowej jak na rysunkach 2 i 3, z identycznymi oznaczeniami, choć z pominięciem wartości przeciętnych. Oś poziomą rozpoczęto jednak od 1991 r.

Rysunek 4 | Zróżnicowanie wynagrodzeń netto w gospodarce polskiej w latach 1992–2008



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i aktów prawnych.

Dla wartości netto chwilowe spowolnienie tempa przyrostu wysokich wynagrodzeń w latach 2001–2005 jest już zauważalne bez dodatkowych relatywizacji graficznych, ale i tak przewyższa ono znacznie tempo przyrostu wynagrodzeń niskich, które w tym samym czasie pozostają właściwie w stagnacji. Różnica taka jest nieuchwytna w dynamice wartości przeciętnych (Daszkowski 2010).

## Dynamika wieloletniego zróżnicowania miar pozycyjnych płac realnych netto

W warunkach inflacji nominalne wartości wynagrodzeń netto mają siłę nabywczą zależną od momentu wypłacania. Wykorzystując podawane w Biuletynach Statystycznych GUS wskaźniki wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, posłużono się nawiązaniem łańcuchowymi (tzn. iloczynami wszystkich miesięcznych wskaźników między okresem początkowym i kolejnymi okresami późniejszymi – Józwiak i Podgórski 1998: 490; Krzysztofiak i Urbanek 1979: 339–340; Kendall i Buckland 1986) dla uzyskania wartości inflacji między odległymi mie-

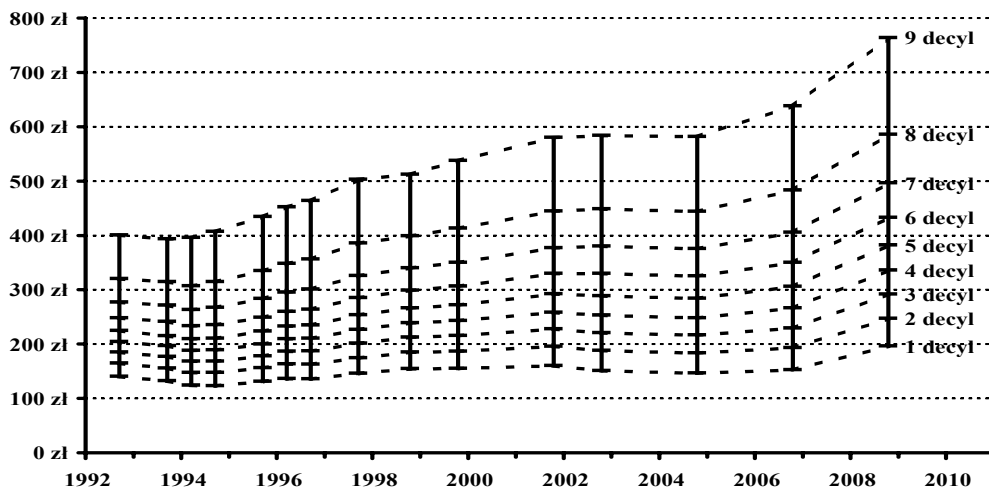
siącami badania rozkładów wynagrodzeń. W rezultacie ustalono, że 100 zł w październiku 2008 r. ma taką samą siłę nabywczą jak 20,25 zł we wrześniu 1992 r., jak 26,83 zł we wrześniu 1993 r., jak 31,52 zł w marcu 1994 r., jak 36,40 zł we wrześniu 1994 r., i po dojsciu do dwu przedostatnich wyników badania rozkładów wynagrodzeń otrzymuje się jako równowartość tej siły nabywczej 90,88 zł w październiku 2004 r. i 93,36 zł w październiku 2006 r. Przedstawiając to odwrotnie (tzn. mnożąc wartość dla pierwszego miesiąca przez odpowiednie iloczyny wskaźników, a nie dzieląc, jak w poprzednim przypadku, wartość dla ostatniego miesiąca przez takie same iloczyny), można identyfikować siłę nabywczą 100 zł we wrześniu 1992 r. z siłą nabywczą 132,49 zł we wrześniu 1993 r., a dalej z 155,65 zł w marcu 1994 r., z 179,75 zł we wrześniu 1994 r., i tym razem przeskakując do dwu ostatnich badań, z 461,02 zł w październiku 2006 r. oraz z 493,83 zł w październiku 2008 r.

Na rysunku 5 nierównomierne, ale konsekwentne tempo przyrostu wyższych poziomów wynagrodzeń realnych kontrastuje ze stagnacją ich niższych poziomów, podlegających na przemian niewielkim obniżkom i podwyżkom. Wyraźny wzrost wynagrodzeń realnych odnotowany na podstawie badań GUS z października 2008 r. jest w chwili obecnej trudny do interpretacji. Może to być początek jakiejś zmiany, ale może to też być efekt modyfikacji metodologicznych badania czy statystycznych fluktuacji gospodarki, próby lub danych.

Przekształcenie płac brutto w płace netto tylko nieznacznie zmniejsza stosunek dziewiątego do pierwszego decyla (rysunek 6), ponieważ w Polsce progresja obciążania płac brutto składkami i podatkiem należy do najsłabszych w Europie, przy typowo europejskim obciążeniu przeciętnym (Daszkowski 2006: 61). Oznacza to wyższe niż w Europie obciążanie płac niskich i niższe obciążanie płac wysokich, bo stały wzrost zróżnicowania płac w Polsce (Daszkowski 2004c) już kilka lat temu doprowadził do wskaźników rozwarstwienia większego niż w niemal wszystkich krajach Unii Europejskiej (Daszkowski 2008c; 2004b).

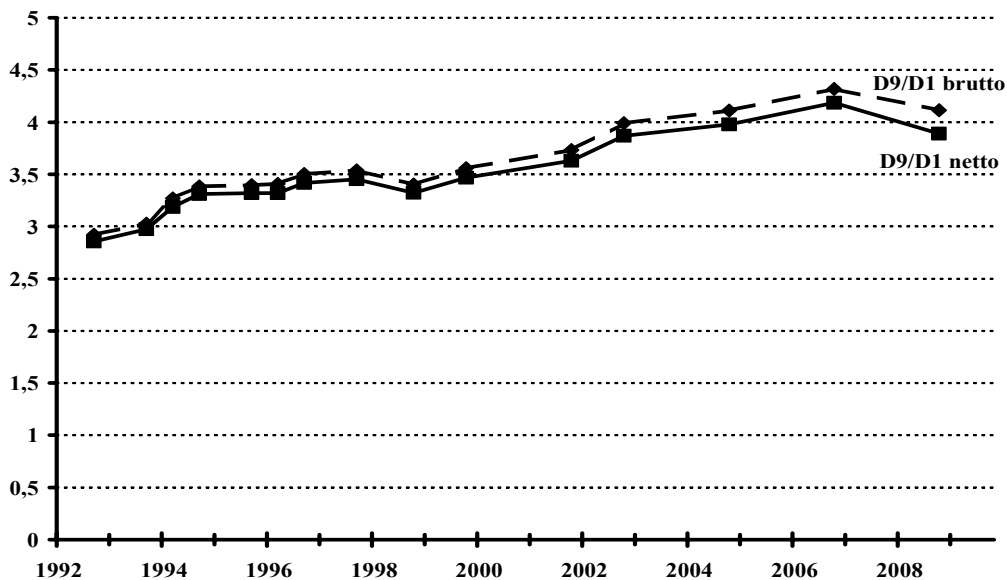
Zmiany zróżnicowania nie można jednak odnotować, przechodząc do oszacowania dynamiki realnej. Z konieczności miary decylowe płac netto w obrębie każdego badanego roku dzielono przez deflator niezależny od poziomu wynagrodzenia, ponieważ GUS nie udostępnia bezpośrednich danych dla innego postępowania.

Rysunek 5 | Zróżnicowanie siły nabywczej płac netto w latach 1992–2008 wyrażone w równowartości złotych z września 1992 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i aktów prawnych.

Rysunek 6 | Współczynniki decylowego zróżnicowania płac brutto i netto w latach 1992–2008 w gospodarce polskiej



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i aktów prawnych.

## Zakończenie

W ramach przedstawionej tu metodyki korzystania z danych statystycznych, oprócz niewątpliwych ustaleń o postaci stylizowanych faktów (Daszkowski 2008a: 131), pojawiają się kolejne pytania. Możliwość oszacowania empirycznych prawdopodobieństw uzyskania płacy o danej wysokości w całej gospodarce musi abstrahować zarówno od właściwości konkretnego pracownika, jak i od posiadanej przez niego wiedzy. Płaca brutto ewidencjonowana w aktach pracowniczych i w statystykach ma inną wartość nominalną niż przekazywana pracownikowi płaca netto, a siła nabywcza jednostki pieniężnej takiego wynagrodzenia zmienia się z miesiąca na miesiąc. Jednoznaczne zależności między płacą brutto, płacą netto i siłą nabywczą jednostki pieniężnej są na tyle złożone i na tyle zmienne, że zniechęcają do trudu analizowania ich na bieżąco nawet przez taką mniejszość, która jest w stanie temu intelektualnie sprostać. Większość dorosłych członków społeczeństwa nie ma bowiem ani informacji, ani kompetencji do przeprowadzenia takich analiz.

Trzeba też zwrócić uwagę na to, że w tradycyjnych analizach ekonomicznych na ogół nie jest jasne, czy włączane w rozmaite modele dane dotyczą nominalnych płac brutto, nominalnych płac netto, nominalnych kosztów pracy, czy też wreszcie realnej siły nabywczej wynagrodzeń. Jeżeli dane o nominalnych płacach brutto pochodzą z oficjalnych informacji statystycznych, to oszacowania ich siły nabywczej mogą obejmować także potrącenia składek i zaliczek na podatek, czyli tej części wynagrodzenia, której pracownik nie otrzymuje i nie może wykorzystywać. Z punktu widzenia teorii i praktyki motywacji jest to albo błąd, albo element konstruowania wskazywanej gdzie indziej iluzji pieniądza (Shafir et al. 1997; Daszkowski 2010).

Iluzja pieniądza ma polegać na tym, że wyciąga się wnioski raczej z dynamiki wartości nominalnych niż z dynamiki wartości realnych. Aby miała ona jakiegokolwiek znaczenie, należy wykazać, że oba typy dynamiki różnią się tak, że prowadzą do odmiennych wniosków.

Analiza dynamiki przeciętnych wynagrodzeń nominalnych brutto w latach 1992–2008 po ujęciu ich w odpowiednio skonstruowane ramy (Daszkowski 2010) zaledwie nasuwa podejrzenie o działaniu iluzji pieniądza. Z kolei przedstawiona powyżej sekwencja analiz zróżnicowania decylowych miar wynagrodzeń zdaje się poświadczać spełnienie koniecznych warunków do wystąpienia iluzji pieniądza. Dla pewnej, na ogół niższej części wynagrodzeń, wnioski analiz bywają zależne od polegania na nominalnych lub realnych wartościach i mogą być wręcz odwrotne – stałe nominalne wzrosty w niektórych okresach okazują się realnymi spadkami. Dla innej, na ogół wyższej części wynagrodzeń, nominalne wzrosty ciągle pozostają wzrostami realnymi, ale o znacznie niższej wartości.

Pesymistyczny wniosek o możliwym zastępowaniu iluzją pieniądza bardziej racjonalnych poglądów na prawdopodobieństwa osiągnięcia płac o konkretnych wartościach jest kolejną konsekwencją uwzględnienia ram tworzonych przez motywacyjną teorię wartości oczekiwanej. Teoria ta jest znacznie bardziej użyteczna niż przypuszczają psychologowie, niemający na ogół kompetencji w zakresie ekonomii, i niż sądzą ekonomiści, do niedawna zapatrzeni tylko w struktury własnej

wiedzy, a pokazanie oczywistych zastosowań takiej teorii do, na przykład, wyjaśnienia obniżania wysiłku w pracy zespołowej (Daszkowski 1988: 120–122) bywa czasami traktowane przez innych jako oryginalne i prekursorskie osiągnięcie naukowe<sup>1</sup>. Teorię tę warto propagować intensywniej, bowiem podstawowy w Polsce podręcznik psychologii ekonomicznej (Tyszka 2004) całkowicie ją ignoruje, a jej wykorzystanie pozwoliłoby wyjaśnić zarówno pewne zniekształcenia naukowych modeli ekonomicznych, jak i przynajmniej część potocznych iluzji pieniądza.

#### B i b l i o g r a f i a

**Aczel A.D.** (2000) *Statystyka w zarządzaniu*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

**Botwinick H.** (1992) Efficiency wage theory – the latest attempt to square the circle. W: *Persistent inequalities*. Princeton: Princeton University Press, s. 52–61.

**Daszkowski J.** (2011) Teoretyczne i praktyczne aspekty motywacji płacowej w gospodarce polskiej. w: Kieżun W. (red.), *Krytycznie i twórczo o zarządzaniu. Wybrane zagadnienia*. Warszawa: Oficyna a Wolters Kluwer business, s. 565–596.

**Daszkowski J.** (2010) Dynamika przeciętnego wynagrodzenia jako wskaźnik hipotetycznej iluzji pieniądza w motywowaniu pracowników. *Współczesna Ekonomia*, nr 2(14), s. 89–100.

**Daszkowski J.** (2008a) *Retoryczne aspekty wiedzy o zarządzaniu*. Warszawa: VIZJA PRESS&IT.

**Daszkowski J.** (2008b) Liberalna „zasada” sprawiedliwości a dynamika płac w Polsce. *Przegląd Organizacji*, nr 11, s. 28–30.

**Daszkowski J.** (2008c) Zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń w Europie. *Wiadomości Statystyczne*, nr 6, s. 69–77 i IV strona okładki.

**Daszkowski J.** (2006) *Metodologia wstępnej analizy rozkładu obciążeń podatkiem dochodowym od osób fizycznych na przykładzie 2003 roku*. Warszawa: VIZJA PRESS&IT.

**Daszkowski J.** (2005) Eksploracyjna analiza przeciętnych wynagrodzeń. *Wiadomości Statystyczne*, nr 6, s. 35–43 i IV strona okładki.

**Daszkowski J.** (2004a) Oszacowania obciążeń płac składkami i podatkami w Polsce 1992–2002. *Polityka Społeczna*, nr 4, s. 10–13.

**Daszkowski J.** (2004b) Zróżnicowanie wynagrodzeń w Polsce na tle europejskim. *Przegląd Organizacji*, nr 5, s. 30–34.

**Daszkowski J.** (2004c) Dynamika ogólnych nierówności płacowych w Polsce w latach 1989–2002. *Polityka Społeczna*, nr 8, s. 1–4.

**Daszkowski J.** (2002) *Obrazy wynagrodzeń i kosztów pracy w latach 1992–1999 w Polsce*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.

**Daszkowski J.** (1988) *Wpływ pracy grupowej na wysiłek w realizacji zadań*. Wrocław: Ossolineum.

**Dittmann P.** (2000) Prognozowanie na podstawie szeregów czasowych. W: *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

**Galbraith J.K.** (2005) *Gospodarka niewinnego oszustwa. Prawda naszych czasów*. Warszawa: MT Biznes.

**Gliszczyńska X.** (1991) Poznawcze modele motywacji pracowników i Poczuje własnej skuteczności w procesie pracy. W: Gliszczyńska X. (red.), *Psychologiczny model efektywności pracy*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN, s. 18–88.

**Gliszczyńska X.** (1981) *Motywacja do pracy*. Warszawa: KiW.

**Gliszczyńska X.** (1971) *Psychologiczne badania motywacji w środowisku pracy*. Warszawa: KiW.

**Hardt Ł.** (2010) Rozwój ekonomiki kosztów transakcyjnych a wzrost różnorodności współczesnej ekonomii. *Ekonomista*, nr 1, s. 24–25.

**Jóźwiak J., Podgórski J.** (1998) *Statystyka od podstaw*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

**Kendall M.G., Buckland W.R.** (1986) *Słownik terminów statystycznych*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

**Kerr N.L.** (2005) Przyrost motywacji w grupach zadaniowych – aspekty i perspektywy. W: Forgas J.P., Williams K.D., Wheeler L. (red.), *Umysł społeczny*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.

Klasyfikacja zawodów, [www.psz.praca.gov.pl](http://www.psz.praca.gov.pl).

**Krzysztofiak M., Urbanek D.** (1979) *Metody statystyczne*. Warszawa: PWN.

**Lawler E.E.** (1971) *Pay and organizational effectiveness: A psychological view*. New York: McGraw Hill.

**Leibenstein H.** (1979) A branch of economics is missing: micro-micro theory. *Journal of Economic Literature*, Vol. 17, No. 2, s. 477–502.

**Locke E.A., Latham G.P.** (2004) What should we do about motivation theory. *Academy of Management Review*, Vol. 29, No. 3, s. 388–403.

**Porter L., Lawler E.E.** (1968) *Managerial attitudes and performance*. Homewood: Irwin.

**Reber A.S.** (2000) *Słownik psychologii*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.

**Tyszka T.** (2004) *Psychologia ekonomiczna*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.

**Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P.** (1998) *Współczesne nurty teorii makroekonomii*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

**Solow R.** (1980) *On theories of unemployment* (Presidential address delivered at the ninety-second meeting of the Ameri-

<sup>1</sup> „W roku 1993 James Shepperd, a także – niezależnie od niego – Steve Karau i Kim Williams opublikowali artykuły, w których dokonali analizy i integracji badań nad spadkiem motywacji [w pracy zespołowej], opierając się na niemal jednakowych modelach teoretycznych, a mianowicie na modelu oczekiwań-wartości i na modelu instrumentalności (...)” (Kerr 2005: 353).

can Economic Association, December 29, 1979, Atlanta). *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, s. 3.

**Shafir E., Diamond P., Tversky A.** (1997) Money illusions. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXII (2), s. 241–347.

**Stiglitz J.E.** (2010) Słowo wstępne. W: Polanyi K., *Wielka transformacja*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN, s. VII–XVIII.

*Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2008 r.* (2009) Informacje i opracowania statystyczne GUS. Warszawa: GUS, [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

**Taylor F.W.** (1903) *Shop management*. New York: American Society of Mechanical Engineers [przekład polski: (1926) *Zarządzanie zakładem wytwórczym*. Warszawa: Instytut Naukowej Organizacji Pracy przy Muzeum Rolnictwa i Przemysłu.

**Taylor F.W.** (1911) *The principles of scientific management*. New York: Harper&Brothers [przekład polski: (1913) *Zasady organizacji naukowej zakładów przemysłowych*. Warszawa: Wydawnictwo Przeglądu Technicznego].

**Vroom V.H.** (1964) *Work and motivation*. New York: Wiley.

**Weber M.** (2002) *Gospodarka i społeczeństwo. Zarys socjologii rozumiejącej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

**Williamson O.E.** (1967) Hierarchical control and optimum firm size. *Journal of Political Economy*, Vol. 75, s. 123–138.

*Zasady metodyczne statystyki rynku pracy i wynagrodzeń* (2008) Zeszyty metodyczne i klasyfikacje. Warszawa: GUS, [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

**Zeliaś A.** (1997) *Teoria prognozy*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.