

# Źródła zatrudnienia nierejestrowanego w Polsce

Stanisław Cichocki\*, Joanna Tyrowicz#

Nadesłany: 9 września 2009 r. Zaakceptowany: 21 stycznia 2010 r.

---

## Streszczenie

Wyróżnia się dwie podstawowe przyczyny podejmowania tzw. nierejestrowanego zatrudnienia, czyli świadczenia pracy na rzecz kogoś bez odprowadzania należnych składek i podatków. Po pierwsze wysoki klin podatkowy może czynić oficjalne zatrudnienie nieopłacalnym (indywidualna minimalna wymagana płaca jest wyższa niż przychody z zatrudnienia netto). Wówczas realną przyczyną zatrudnienia nierejestrowanego byłaby chęć uniknięcia opodatkowania. Po drugie, sztywności na rynku pracy mogą powodować, że dla niektórych pracowników rejestrowane zatrudnienie może być po prostu nieosiągalne, przynajmniej czasowo. Powodowałoby to poszukiwanie szans zarobkowych poza granicami oficjalnego rynku pracy.

To rozróżnienie jest przydatne, bo pozwala na sformułowanie empirycznie weryfikowalnej hipotezy na temat źródeł nierejestrowanego zatrudnienia. W przypadku pierwszej motywacji należałoby się spodziewać, że zarobki osób w tzw. szarej strefie są wyższe niż osiągnęte przez podobne osoby zatrudnione formalnie. Druga motywacja sugerowałaby natomiast odwrotną relację i faktycznie niższe zarobki osób pozostających poza oficjalnym rynkiem pracy.

W artykule używamy unikatowej bazy danych pochodzącej z badania dotyczącego pracy nierejestrowanej, wykorzystujemy techniki dekompozycji oraz metodę dopasowywania na podstawie miary podobieństwa (*propensity score matching*). Następnie pokazujemy, że pracujący w szarej strefie mają niższe zarobki niż osoby formalnie zatrudnione, *ceteris paribus*.

---

**Słowa kluczowe:** zatrudnienie nierejestrowane, szara strefa, rynek pracy

**JEL:** O17, J22, P37

\* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: scichocki@wne.uw.edu.pl.

# Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: jtyrowicz.wne.uw.edu.pl.

## 1. Wstęp

Teoria podsuwa wiele potencjalnych powodów podejmowania decyzji, by nie formalizować stosunku pracy, zarówno przez pracodawcę, jak i zatrudnionego. Często używane są argumenty dotyczące klina podatkowego czy płacy minimalnej, wskazujące, że dla pracodawcy zawarcie umowy o pracę jest zbyt kosztowne w porównaniu z krańcową wartością produktu pracownika (*marginal value of product*, MVP). Także dla pracownika koszty zarejestrowania zatrudnienia mogą czasem przewyższać korzyści netto związane z pobieranym wynagrodzeniem. W konsekwencji szara strefa byłaby przejawem segmentacji rynku pracy. Zjawisko to nie musi się przy tym wiązać z regulacjami prawnymi lub podatkowymi – może być także spowodowane infrastrukturalnymi barierami uczestniczenia w rynku pracy.

Z drugiej strony część badaczy wskazuje, że klin podatkowy może także zachęcać do podejmowania pracy „na czarno”. Zgodnie z tą koncepcją właśnie motywy podatkowe byłyby głównym czynnikiem sprzyjającym nierejestrowanemu zatrudnieniu w wielu gospodarkach rynkowych, włączając gospodarki rozwinięte (por. Lemieux, Fortin, Frechette 1994). Fugazza i Jacques (2004) skonstruowali model, w którym część podmiotów działa w szarej strefie, ponieważ są w stanie w pełni uniknąć opodatkowania i (lub) innych regulacji narzuconych przez rząd. Autorzy wskazują, że częściowe unikanie opodatkowania w ich modelu jest powszechne, gdyż pracownicy różnią się oceną indywidualnych kosztów nieprzestrzegania regulacji (agenci różnią się cechami oraz percepcją tych cech). Kopczyk (2001) rozważa natomiast alternatywne źródła heterogeniczności, skupiając się na tych, które nie są skorelowane z umiejętnościami, charakterystykami demograficznymi oraz – jeśli można to racjonalnie uzasadnić – dostępem do rynku pracy.

Zgodnie z opisanym powyżej podejściem sformułowano dwie hipotezy tłumaczące zatrudnienie w szarej strefie. Hipoteza pierwsza – segmentacji rynku pracy – sugeruje, że niektórzy pracownicy mogą mieć ograniczony dostęp do oficjalnego zatrudnienia, co zmusza ich do zaakceptowania nieformalnego zatrudnienia. Oznaczałoby to wynagrodzenia *de facto* niższe niż osób pracujących formalnie. Bariery mogą znajdować się poza bezpośrednim otoczeniem instytucjonalnym rynku pracy i być np. związane z kosztami dojazdu. Z drugiej strony pracownicy mogą wybierać nieformalne zatrudnienie w celu uniknięcia opodatkowania. Wówczas częściowe lub pełne nierejestrowanie pracy jest motywowane korzyściami finansowymi. Obniżenie w ten sposób obciążeń podatkowych i paropodatkowych powoduje, że wynagrodzenia są *de facto* wyższe niż u osób zatrudnionych formalnie. Należy podkreślić, że oba te zjawiska mogą istnieć równocześnie, gdyż różne osoby (heterogeniczni agenci) poddawane są różnym bodźcom (heterogeniczne rynki pracy), a ponadto odmiennie na nie reagują: czasem zgodnie z hipotezami, a czasem nie. Dowody mikroekonometryczne mogą jedynie wskazać, które ze źródeł zatrudnienia nierejestrowanego dominuje w konkretnym kraju.

W niniejszym artykule używamy unikatowej bazy danych pochodzącej z badania nad nierejestrowanym zatrudnieniem w Polsce. Na tej podstawie podejmujemy próbę oceny, czy niższe średnie zarobki osób deklarujących zatrudnienie w szarej strefie są uzasadnione charakterystykami tej populacji. Uwzględniając indywidualną heterogeniczność konstruujemy grupę kontrolną odpowiadającą charakterystykom pracowników z szarej strefy. Głównym pytaniem badawczym jest to, czy nierejestrowane zatrudnienie w Polsce odpowiada strategii maksymalizowania dochodu przez jednostkę. Wyniki potwierdzają, że (*ceteris paribus*) gdyby osoby zatrudnione w szarej strefie miały

możliwość zatrudnienia formalnego, ich zarobki byłyby wyższe niż deklarowane obecnie, jakkolwiek efekt ten zdaje się skoncentrowany w dolnej części rozkładu płac. Uważamy powyższy fakt za dowód istnienia barier dostępu do zatrudnienia.

Używamy dekompozycji oraz metody dopasowywania na podstawie miary podobieństwa (PSM – *propensity score matching*), aby uwzględnić heterogeniczność determinant formalnego i nieformalnego wynagrodzenia. Wyniki wskazują, że cechy pracowników szarej strefy są korzystniejsze z perspektywy rynku pracy, podczas gdy ich zarobki są niższe niż oficjalnie zatrudnionych „statystycznych bliźniaków”. Nieobserwowalna heterogeniczność jest znaczna, jednak rezultaty wydają się odporne na metody estymacji.

Artykuł ma następującą konstrukcję. Rozdział drugi zawiera krótki przegląd literatury oraz aktualnych badań dla Polski i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W rozdziałach trzecim i czwartym omówiono bazę danych i metody badawcze. W rozdziale piątym prezentowane są wyniki analizy. Wraz z wnioskami sugerujemy pewne kierunki dalszych badań.

## 2. Przegląd literatury

Literatura na temat szarej strefy jest bardzo obszerna. W pierwszych pracach na temat tego zjawiska wprowadzono proste definicje i podstawowe, statystyczne metody pomiaru (Gutmann 1977). Tanzi (1983), a także Frey i Weck-Hanneman (1984) skupili się na bardziej wyrafinowanych metodach pomiaru szarej strefy. W kolejnych badaniach nad szarą strefą więcej uwagi poświęcano jej determinantom (Johnson, Kaufmann, Zoido-Lobaton 1996). Schneider i Enste (2000) dokonali kompleksowego przeglądu definicji szarej strefy, jej rozmiarów, przyczyn, konsekwencji i metod pomiaru.

Dowody jakościowe wskazują na różne możliwe przyczyny nierejestrowanego zatrudnienia. Przykładowo Williams i Windebank (2002), korzystając z 515 wywiadów w dzielnicach brytyjskich miast, wskazali, że osoby o relatywnie wysokich zarobkach angażują się w pracę nierejestrowaną z powodów czysto ekonomicznych. W przypadku pracowników o relatywnie niższych zarobkach przyczyny te mają natomiast głównie charakter społeczny. We wcześniejszej pracy Williams i Windebank (2001) podkreślili, że dla tej grupy pracowników najważniejszym celem nie są korzyści finansowe, lecz zacieśnianie więzi społecznych.

Graversen i Smith (2002) na podstawie danych pochodzących z duńskiego badania ankietowego siły roboczej wyciągnęli odwrotne wnioski. Estymowali dwumianowy model panelowy podaży pracy z efektami losowymi dla opodatkowanej gospodarki oficjalnej i nieopodatkowanej szarej strefy. Wyniki wskazują na przesuwanie przez podatki podaży pracy od rejestrowanego do nierejestrowanego zatrudnienia dla wszystkich poziomów dochodów, co potwierdza hipotezę o unikaniu opodatkowania.

Byłe gospodarki centralnie planowane są szczególnie dotknięte problemem pracy nierejestrowanej (Schneider, Enste 2000; Eilat, Zinnes 2002; Schneider 2002). Państwa Europy Środkowej i Wschodniej charakteryzują się także tradycjami nieformalnych związków pomiędzy pracodawcami a pracownikami, szczególnie w pewnych sektorach gospodarki (Kalaska, Witkowski 1996). Problem ten może z czasem zanikać, jak sugerowali Gardes i Starzec (2002), albo trwać jako stała struktura behawioralna (Dupaigne 2001).

Z badań wynika, że szara strefa jest znacznie większa w krajach transformujących się niż w gospodarkach rozwiniętych (Friedman in. 2000). Powyższa teza sprawdza się również w wypadku rozszerzonej Unii Europejskiej. Rozmiary szarej strefy w krajach „starej” Unii stanowią średnio 18–19% PKB, tymczasem w Europie Środkowo-Wschodniej wynoszą około 31–32% PKB (Schneider 2007). Renomy i in. (2004) oszacowali rozmiar zatrudnienia nierejestrowanego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na poziomie od 9% PKB w Estonii i Czechach do 22% PKB w Bułgarii.

Powyższe analizy wykazują pewne oczywiste braki. Po pierwsze, koncentrując się na rozmiarach szarej strefy i (lub) nierejestrowanego zatrudnienia, rzadko weryfikują determinanty tego zjawiska. Częściowo lukę tę zapełniają Kriz i in. (2007). Omawiając determinanty zatrudnienia w szarej strefie w Estonii, używając oficjalnych danych i badań dotyczących „płac kopertowych”. Choć część badaczy podejmuje próbę identyfikacji powodów unikania opodatkowania (Merikuell, Staehr 2008), dostępne dane zazwyczaj nie pozwalają na zastosowanie podejścia empirycznego w celu rozstrzygnięcia, która z hipotez o źródłach pracy nierejestrowanej sprawdza się na danym rynku pracy.

Pierwsze badania nad szarą strefą w Polsce pojawiły się przed transformacją. Jej rozmiary próbowali zmierzyć Bednarski, Kokoszyczyński i Stopyra (1988). Po rozpoczęciu transformacji Cassel i in. (1989), a także Bednarski (1992) przedstawili dokładny opis tego zjawiska. Powyższe badania dotyczyły jednak głównie konsekwencji dla gospodarki centralnie planowanej i możliwość ich porównywania z analizami innych państw oraz gospodarki Polski po transformacji jest raczej ograniczona. Po 1989 r. zainteresowanie szarą strefą w Polsce wzrosło, czego rezultatem były nowe badania. Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową (1995) oszacował, że około 30% dorosłych Polaków pracuje nieoficjalnie. Jednak badania na ten temat są wciąż rzadkie. W próbach przekrojowych Polska zazwyczaj była ujmowana wraz z innymi krajami. Dane najczęściej pochodziły z Głównego Urzędu Statystycznego (GUS), który okresowo przeprowadza badania nierejestrowanego zatrudnienia oraz szacuje rozmiary szarej strefy (Johnson, Kaufmann, Zoido-Lobaton 1996; Chneider 2007).

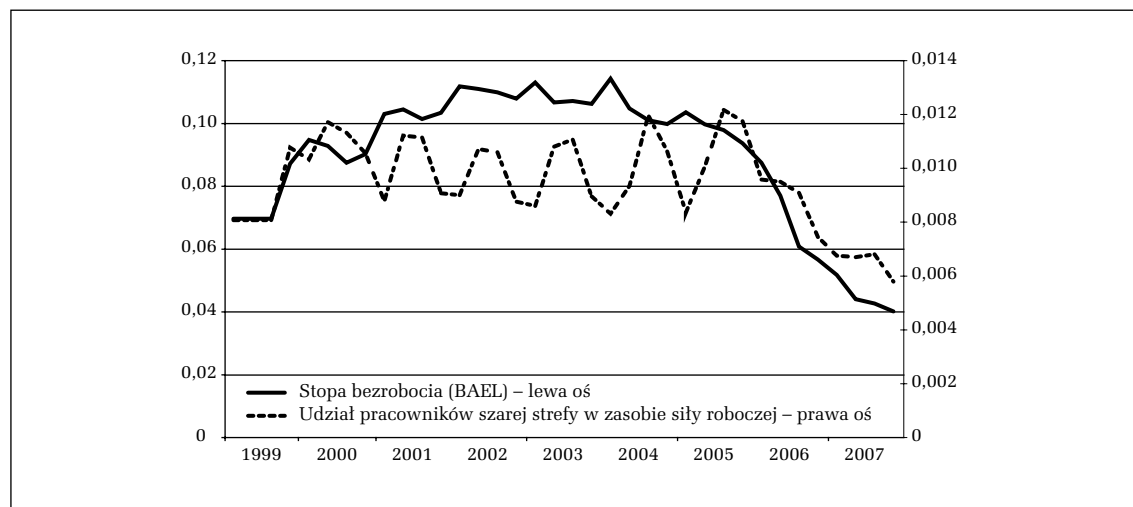
Obecnie rozmiary nierejestrowanego zatrudnienia okresowo szacuje GUS. Zgodnie z najnowszymi dostępnymi danymi około 9,6% siły roboczej pracuje w szarej strefie (GUS 2005). Jest to znacznie mniej niż w początkowym okresie transformacji. Korzystając z indywidualnych deklaracji w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), można przedstawić skalę zjawiska odnoszącego się do osób oficjalnie bezrobotnych lub nieaktywnych zawodowo (korzystających z jakiejś formy pomocy socjalnej), które w rzeczywistości pracują nieoficjalnie (wykres 1). W latach 1999–2007 średnio około 10% osób deklarujących się jako bezrobotne w rzeczywistości pracowało, co odpowiada około 1–2% siły roboczej.

Bez głębszej analizy pozostaje jednak wiele ważnych zagadnień, przede wszystkim determinanty podejmowania pracy w szarej strefie. Częściowo ta luka poznawcza może zostać zapełniona dzięki badaniu Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej przeprowadzonemu w 2007 r. Obejmowało ono próbę losową około 18 000 osób i umożliwiło przeprowadzenie pierwszej analizy zjawiska nieoficjalnego zatrudnienia w Polsce<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Oficjalny całościowy raport z badania dostępny jest na stronie internetowej Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, <http://www.mpips.gov.pl>. Obejmuje on analizę wielkości zjawiska zatrudnienia nierejestrowanego oraz – ze względu na komponent socjologiczny – także badanie postaw wobec szarej strefy.

Wykres 1

Bezrobotni i osoby ze statusem bezrobotnego deklarujące zatrudnienie w latach 1999–2007  
(dane kwartalne)



Źródło: BAEL.

### 3. Charakterystyka bazy danych

Zbiór danych wykorzystany w niniejszym badaniu powstał w wyniku połączenia dwóch baz stworzonych podczas projektu badawczego dotyczącego pracy nierejestrowanej, przeprowadzonego przez Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych dla Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej w okresie maj – czerwiec 2007 r. Na potrzeby naszej analizy połączyliśmy:

a) bazę danych zawierającą 18 121 obserwacji członków gospodarstw domowych w wieku powyżej 15 lat z 8000 przebadanych gospodarstw domowych; pytania zadawane respondentom dotyczyły zarówno charakterystyk demograficznych, jak i aktywności ekonomicznej (wliczając deklaruowane dochody) oraz ich stosunku do szarej strefy;

b) bazę danych zawierającą informacje o 1003 respondentach w wieku od 16 do 75 lat, którzy deklarują zatrudnienie w szarej strefie; pytania dotyczyły społeczno-ekonomicznych determinant oraz indywidualnych zarobków.

Obie bazy danych zebrano podczas tego samego badania, w którym respondenci byli pytani przede wszystkim o stosunek do nierejestrowanego zatrudnienia, ale także status na rynku pracy. Dobór próby do obu baz danych był warstwowy na podstawie lokalizacji terytorialnej (16 województw) oraz wielkości miejscowości zamieszkania<sup>2</sup>. Dla obu baz danych warstwowania dokonano niezależnie, opierając się na każdej z charakterystyk, w następnym kroku losowano proporcjonalnie gospodarstwa domowe z wybranych gmin. Rejestr gmin wraz wielkością populacji sporządzono na podstawie Narodowego Spisu Powszechnego z 2002 r.

<sup>2</sup> Powyższe klasy zawierały: obszary wiejskie, miasta poniżej 10 tys. mieszkańców, miasta poniżej 20 tys. mieszkańców, miasta poniżej 50 tys. mieszkańców, miasta poniżej 100 tys. mieszkańców, miasta poniżej 200 tys. mieszkańców, miasta poniżej 500 tys. mieszkańców, miasta poniżej 1 mln mieszkańców oraz Warszawę.

Tabela 1  
Statystyki opisowe

Zmienna	Łącznie		Zatrudnienie formalne		Zatrudnienie nierejestrowane		Różnice między próbami	
	średnia	mediana	średnia	mediana	średnia	mediana	średnia (statystyka <i>t</i> )	mediana (statystyka <i>z</i> )
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Deklarowane zarobki	1349,92 (11,12)	1200	1353,31 (10,83)	1200	1328,34 (44,22)	1000	0,5485 (0,58)	7,918 (0,00)
Płeć (udział kobiet)	48%		49%		46%		1,11 (0,26)	1,11 (0,27)
Sytuacja rodzinna (udział mających rodzinę)	72%		75,1%		58,8%		8,48*** (0,00)	9,25*** (0,00)
Wiek	37,5 (11,25)	37	37,76 (10,91)	37	35,8 (13,11)	33	3,76*** (0,00)	5,23*** (0,00)
Wykształcenie średnie lub wyższe	21%		22%		11%		8,65*** (0,00)	7,05*** (0,00)
Zatrudnienie nierejestrowane	13%							
Liczba obserwacji	5473		4698		739			

Uwagi: sprawozdano tylko próbę, na której można było oszacować równania płac (czyli jedynie obserwacje, dla których dostępna była informacja o zarobkach). Kursywą oznaczono nieistotne wyniki testów. W nawiasach podano oszacowania błędów standardowych średniej w kolumnach (1), (3) oraz (5) oraz *p-value* statystyk testowych w kolumnach (7) i (8). W przypadku zmiennych dyskretnych – płeć, wykształcenie i sytuacja rodzinna – zastosowano test wskaźników struktury.

Źródło: dane z badania MPiPS (2008).

Pytania dotyczące szarej strefy i nierejestrowanego zatrudnienia zadawane były zarówno pośrednio, jak i bezpośrednio. Oprócz pytania respondentów, czy są zatrudnieni nieoficjalnie, proszono ich również o odpowiedzi na temat form nieformalnych relacji z pracodawcami. Uwzględniono następujące możliwości: (1) część podatków i składek na ubezpieczenia społeczne od wynagrodzenia nie jest płacona, (2) umowa o pracę z obecnym pracodawcą ma postać ustną, (3) wynagrodzenie określone w umowie o pracę jest niższe niż wypłacane w rzeczywistości. O nierejestrowanym zatrudnieniu mówimy wtedy, gdy w miejscu pracy zachodzi którakolwiek z wymienionych powyżej sytuacji. Należy przy tym podkreślić, że zarobki deklarowane przez poszczególne osoby obejmowały w trzecim przypadku całość wynagrodzenia<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Zgodnie z polskim prawem każda z wyżej wymienionych okoliczności stanowi nierejestrowane zatrudnienie. Ponadto, nierejestrowane dochody z pracy nie mogą zostać w pełni zadeklarowane przez pracowników, gdyż w Polsce to pracodawca odprowadza składki na ubezpieczenia społeczne.

Respondentów pytano o deklarowane przychody z zatrudnienia. Oficjalne dane na temat zarobków byłyby potencjalnie bardziej wiarygodne niż deklaracje, jednak nie są one dostępne. Z drugiej strony ankieta miała charakter dobrowolny i badawczy (nie powodowała żadnych konsekwencji podatkowych), więc wydaje się prawdopodobne, że podane dochody były zgodne ze stanem faktycznym.

Baza danych ma jednak wiele braków i nieścisłości. Mimo że respondenci mogli nie deklorować dochodów (osobne kodowanie takiej odpowiedzi w bazie danych), w wielu przypadkach brak jakiegokolwiek informacji na ten temat. Po wyeliminowaniu tych obserwacji uzyskano zbiór liczący zaledwie 5437 osób, spośród których 739 deklorowało zatrudnienie nieformalne, a 4698 formalne (osoby deklarujące brak aktywności na rynku pracy zostały w niniejszej analizie pominięte). Ten zbiór stanowi podstawę dalszej analizy<sup>4</sup>. Tabela 1 przedstawia statystyki opisowe bazy danych.

Zgodnie z tabelą 1 średnie zarobki osób pracujących w szarej strefie i deklarujących oficjalne zatrudnienie są porównywalne, jakkolwiek test różnicy median Wilcozona (w wersji Manna-Whitneya) wyraźnie wskazuje na różnicę pomiędzy tymi populacjami. Już te wstępne wyniki są interesujące. Potwierdzenie przez analizę niższych dochodów osób zatrudnionych w szarej strefie wskazywałoby na ograniczony dostęp części pracowników do rynku pracy. W takiej sytuacji można mówić o przymusie działania w szarej strefie. Alternatywna hipoteza sugerowałaby, że pracownicy (i pracodawcy) preferują tę formę zatrudnienia, przy czym powody mogą być odmienne i obejmować m.in. unikanie opodatkowania i krótkowzroczność<sup>5</sup>. Z tego powodu niezbędna jest odpowiednia technika ekonometryczna w celu rozróżnienia oddziałujących w przeciwnych kierunkach determinant wynagrodzenia pracy.

#### 4. Zastosowane metody badawcze

W celu przetestowania hipotez: czy nierejestrowane zatrudnienie jest jedyną szansą na uzyskanie dochodu z pracy czy też daje większe korzyści nieformalnie zatrudnionym, stosujemy dwie techniki analityczne – dekompozycje oraz metodę PSM. Odpowiadają one dwóm przeciwnym przekonaniom *ex ante* o naturze nieobserwowalnej heterogeniczności.

Dyskryminacja na rynku pracy zachodzi wtedy, gdy rzeczywiste średnie zarobki członka konkretnej grupy nie są identyczne ze średnimi zarobkami na doskonale funkcjonującym rynku pracy. Zastosowanie korekty Heckmana (1979) do Mincerowskiego równania płacy pozwala skorygować wyniki o wpływ nielosowej (systematycznej względem determinant) nieobserwowalnej heterogeniczności. Korzystając z dekompozycji zaproponowanej w następujących pracach: Oaxaca (1973), Binder (1973), Juhn, Murphy, Pierce (2000), Fields, Yoo (2000), Modruch, Sicular (2002), można oszacować wielkości oraz kierunek dyskryminacji pod warunkiem, że tylko uwzględnione czynniki nielosowe (systematyczne determinanty wynagrodzeń) są źródłem potencjalnego zróżnicowania zarobków. Sama korekta (Heckman 1979) nie wystarcza jednak do oszacowania skali dyskryminacji, ponieważ elastyczność wynagrodzeń względem determinant może się także systematycznie różnić w podgrupach. Z tego powodu decydująca staje się procedura dekompozycji.

<sup>4</sup> Tym samym niniejsze badanie dystansuje się od części wyników opublikowanych w raportach konsorcjum CASE/IPISS przygotowanych dla MPiPS. Na podstawie tego samego wyjściowego zbioru danych nie było bowiem możliwe zreplikowanie wielu z prezentowanych w tych raportach wyników.

<sup>5</sup> Mamy tu na myśli podejmowanie decyzji jedynie z uwzględnieniem najbliższej przyszłości bez zastanawiania się np. nad potencjalnie odległym w czasie okresem pobierania świadczeń emerytalnych.

Można też przyjąć przeciwne założenie dotyczące natury nieobserwowalnej *ex ante* heterogeniczności. Jeśli selekcja do szarej strefy byłaby losowa po uwzględnieniu indywidualnych charakterystyk, to zastosowanie dekompozycji z korektą Heckmana może prowadzić do nieprawidłowych wyników. Przykładowo może to być sytuacja, w której model dobrze opisuje zjawiska zaledwie w jednej z subpopulacji (Rosenbaum i Rubin 1983; Heckman, Ichimura, Todd 1997; 1998). Używając metody PSM, można skonstruować grupę kontrolną, czyli taką, której obserwowane charakterystyki są podobne do analizowanej grupy. Wykorzystując założenia o losowości w obrębie grupy kontrolnej, tj. losowości po uwzględnieniu dopasowania według kryteriów, a następnie oszacowaną na ich podstawie miarę podobieństwa, można określić średnią wielkość wynagrodzenia wśród osób zatrudnionych w szarej strefie i w grupie kontrolnej osób oficjalnie zatrudnionych.

#### 4.1. Dekompozycja

W celu przeanalizowania źródeł zróżnicowania wynagrodzeń pracowników o wysokich i niskich płacach Binder (1973) zdekomponował objaśniany składnik równania płac na: (1) różnicę między potencjałami tych dwóch grup, tak jak jest ona wyceniana przez równanie płac grupy o wysokich płacach, oraz (2) różnicę między wyceną cech grupy o niskich płacach przez równanie płac grupy o wysokich płacach a wyceną tych cech przez równanie płac grupy o niskich płacach. Blinder nazwał pierwszą część wielkością przypisywaną potencjałowi, a drugą część wielkością przypisywaną współczynnikom. Uważał, że druga część powinna być rozpatrywana jako odzwierciedlenie dyskryminacji: „występuje tylko wtedy, gdy rynek różnie wynagradza identyczne zestawy cech, jeśli należą do członków innych [...] grup, [...] jest zatem odzwierciedleniem dyskryminacji [...]” (s. 454, tłum. aut.).

Juhn Murphy i Pierce (2000) rozwinęli metodę Oaxaca-Blindera, aby umożliwić dekompozycję całego rozkładu dochodu, a nie tylko średniej w obu analizowanych podpopulacjach. Z kolei Fields i Yoo (2000) oraz Modruch i Sicular (2002) skupili się w dekompozycji na przypisaniu poszczególnym czynnikom, takim jak wiek i wykształcenie, udziałów w zróżnicowaniu płac w ramach jednej populacji. W niniejszej analizie przeprowadzamy obie dekompozycje, korzystając z równania płacy z korektą Heckmana; źródłem dyskryminacji jest typ zatrudnienia: rejestrowany lub nierejestrowany. Równanie płac (podobnie jak równanie selekcji) uwzględnia typowe zmienne takie, jak płeć, wiek i wykształcenie (a także interakcje między nimi); równanie selekcji zawiera dodatkową zmienną: stan cywilny.

#### 4.2. Dopasowanie na podstawie miary prawdopodobieństwa (PSM)

Metoda PSM jest zazwyczaj stosowana do szacowania skutków działań, np. efektywności szkoleń, badań farmaceutycznych, dochodowości konkretnych działań marketingowych albo wpływu instytucji na rozwój gospodarczy. Najważniejsze do spełnienia jest założenie o warunkowej niezależności (*conditional independence assumption*). Ze względu na wiarygodność wyników ważne jest, by dopasowanie oparte wyłącznie na obserwowanych charakterystykach nie pomijało wpływu jakiegś zmiennej jednocześnie kształtującej prawdopodobieństwo należenia do szarej strefy



i wysokości zarobków. W praktyce oznacza to, że nie powinno być żadnego systematycznego źródła, innego niż uwzględnione, które jednocześnie determinowałoby proces selekcji oraz obserwowane rezultaty.

W metodzie PSM jakość estymacji zależy w dużym stopniu od dostępności danych. W niniejszym badaniu wielkość grupy kontrolnej jest stosunkowo duża w porównaniu z wielkością grupy badanej, wobec czego nie ma konieczności stosowania procedury losowania ze zwracaniem. Wybraliśmy zatem estymator jądrowy metodą najbliższego sąsiada – *nearest neighbour kernel matching* (Heckman, Ichimura, Todd 1998). Moglibyśmy też użyć techniki opartej na stratyfikacji, lecz jest ona zawsze arbitralna. Jednocześnie dziesięciokrotnie większa liczebność grupy kontrolnej niż grupy badanej oznacza, że zastosowana technika pod względem jakości statystycznej wydaje się wiarygodna.

Zakres zmiennych w niniejszym badaniu jest raczej ograniczony, jednak profil demograficzny (płeć oraz wiek), a także wykształcenie i indywidualne uwarunkowania (stan cywilny), stanowią wystarczająco różnorodny zakres determinant dla techniki PSM i spełniają wymóg warunkowej niezależności. Weryfikujemy powyższe podejście empirycznie za pomocą testów t-Studenta, jak sugerują Rosenbaum i Rubin (1983). Uzyskane wyniki mają zadowalające właściwości statystyczne, jeśli chodzi o zbilansowanie próby. Wyjątkiem jest wiek – choć średnie pozostały statystycznie różne w grupie badanej i grupie kontrolnej, redukcja obciążenia przekroczyła 60%, co świadczy o wiarygodności uzyskanych wyników.

## 5. Wyniki

By przeprowadzić dekompozycję, należy najpierw wyestymować równanie płac z korektą Heckmana. Niestety w przypadku dwustopniowych równań dla pracowników zatrudnionych nieformalnie prosta zmienna dotycząca aktywności jest niewłaściwa (jeśli ktoś deklaruje zatrudnienie nieformalne, to z definicji pracuje). W związku z tym wykorzystaliśmy inną zmienną, która mogłaby pełnić funkcję zmiennej objaśnianej w równaniu selekcji. Ankieta zawierała pytanie, czy respondent kiedykolwiek pracował bez oficjalnej umowy. Zmienna ta została użyta do wygenerowania syntetycznej miary aktywności wykorzystanej w równaniu selekcji odnoszącym się do zatrudnienia nierejestrowanego.

### 5.1. Dekompozycja

Wyniki estymacji są przedstawione w tabeli 2 kolejno dla całej próby, formalnego oraz nieformalnego zatrudnienia. W estymacji użyliśmy dwustopniowej metody Heckmana (1979), jednak wyniki są takie same przy zastosowaniu estymatora największej wiarygodności. Wszystkie estymacje mają zadowalające właściwości (wysoka istotność statystyki F), a także oczekiwane znaki i zgodne z intuicją różnice między wielkościami estymatorów.

Z regresji łącznej dla obu populacji wynika, że estymator przy zmiennej zero-jedynkowej odpowiadającej za szarą strefę jest statystycznie istotny i ujemny. Po uwzględnieniu indywidualnych charakterystyk przychody z nieformalnego zatrudnienia są zatem niższe niż z zatrudnienia formalnego. Jednak w równaniu pierwszego i drugiego stopnia dla zatrudnienia w szarej strefie obserwujemy słabe dopasowanie modelu do rzeczywistości. Przykładowo, wyniki wskazują na

Tabela 2  
Wyniki dekompozycji

	Cały zbiór		Zatrudnienie formalne		Zatrudnienie nieformalne	
	równanie		równanie		równanie	
	płacy	selekcji	płacy	selekcji	płacy	selekcji
Płeć	-1,052*** (0,045)	-0,430*** (0,023)	-0,243*** (0,027)	-0,109 (0,082)	-0,587*** (0,066)	0,088 (0,062)
Wykształcenie średnie	-0,706*** (0,067)	-0,336*** (0,037)	-0,198*** (0,030)	-0,124 (0,119)	0,468*** (0,119)	0,317*** (0,122)
Wykształcenie zawodowe	-1,213*** (0,070)	-0,581*** (0,038)	-0,330*** (0,042)	-0,062 (0,130)	0,281 (0,205)	0,237*** (0,122)
Wykształcenie podstawowe	-2,154*** (0,099)	-0,981*** (0,049)	-0,492*** (0,070)	-0,432*** (0,165)	0,259 (0,263)	0,357*** (0,141)
Wiek	0,472*** (0,013)	0,158*** (0,016)	0,014 (0,015)	0,150*** (0,023)	0,097*** (0,015)	0,033 (0,025)
Wiek <sup>2</sup>	-0,006*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	0,000 (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001 (0,000)
Szara strefa	-0,444*** (0,44)					
Sytuacja rodzinna		0,316*** (0,078)		0,281*** (0,112)		-0,304*** (0,077)
Liczba obserwacji	5825	15 448	4693	17 286	736	1818
R <sup>2</sup>	–	–	0,19	0,12	0,17	0,04
Statystyka F	627,73***		153,90***	7142,21***	19,81***	61,34***
Równanie selekcji	istotne		istotne		istotne	

## Dekompozycja

	średnia	mediana
Według Juhna, Murphy'ego oraz Pierce'a (1983)		
Różnica	30,6%	18,2%
Wkład charakterystyk	2,5%	2,5%
Wkład wyceny charakterystyk	27,7%	26,3%
Wkład czynnika nieobjaśnionego	0,4%	-10,6%
Według Oaxaca i Blindera (1979)		
Różnica	30,60%	
Wkład czynnika objaśnionego	2,90%	
Wkład czynnika nieobjaśnionego	27,70%	

Uwagi: błędy standardowe w nawiasach. \*\*\*, \*\* i \* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie 1%, 5% i 10%. Wykształcenie wyższe jako poziom bazowy w estymacjach. Stała, zmienne interakcyjne (płeć i wykształcenie) uwzględnione, ale nie sprawozdawane.

Źródło: dane z badania MPiPS (2008).

zwiększanie się wynagrodzeń wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia zarówno w całej próbie, jak wśród osób zatrudnionych formalnie. Okazuje się jednak, że w przypadku zatrudnienia nieformalnego jedynie wykształcenie średnie ma istotny i jednocześnie niezgodny z intuicją wpływ na płace. Wpływ wieku na wynagrodzenia w całej próbie i w przypadku zatrudnienia nieformalnego jest dodatni i maleje. W wypadku zatrudnienia formalnego wpływ wieku jest nieistotny, co sugeruje, że jakość próby była niska (szczególnie w tej populacji częste były braki informacji o zarobkach, co podważa reprezentatywność pozostałej próby).

Dekompozycja dowodzi, że różnica między poziomami wynagrodzeń faktycznie jest istotna oraz w większości przypisywana współczynnikom, a nie zróżnicowaniu indywidualnych charakterystyk. W dekompozycji zarówno Juhna, Murphy'ego i Pierce'a, jak i Oaxaca-Blindera różnica między średnimi wynagrodzeniami utrzymuje się na poziomie około 30%, z czego nieznaczną część można przypisać różnicom między wyestymowanymi potencjałami. Około 26,3–27,7% zróżnicowania płac jest wyjaśnione jedynie odmiennym mechanizmem wyceny przez rynek pracy cech osób formalnie i nieformalnie zatrudnionych.

Ze względu na słabą jakość dopasowania w parametrycznym modelu ekonometrycznym płac dla pracujących w szarej strefie wyniki te mogą budzić wątpliwości. W sytuacji, w której większość zaobserwowanego zróżnicowania wynika z wartości parametrów, a parametry nie mają oczekiwanych wielkości ani własności statystycznych dla populacji osób pracujących w szarej strefie, można mieć uzasadnione wątpliwości co do wiarygodności uzyskanych wyników. Z tego względu zdecydowaliśmy się na wykorzystanie także metody nieparametrycznej.

## 5.2. Metoda PSM

Tabela 3 prezentuje wyniki analiz po zastosowaniu PSM. Wyniki przed dopasowaniem wskazują, że osoby pracujące nieformalnie deklarują wyższe zarobki netto niż osoby zatrudnione formalnie. W przypadku gdy grupa kontrolna obejmuje osoby o podobnych charakterystykach, pracujący nieformalnie zarabiają o około 10% mniej od pracujących formalnie. Jednak w obu przypadkach próby cechuje znaczna heterogeniczność, przez co oszacowania błędów są relatywnie duże, a w związku z tym różnice są nieistotne. Z tego względu zdecydowaliśmy się na przeprowadzenie porównań w bardziej homogenicznych podpróbach, dzieląc populację według dwóch kryteriów: (1) zarobki powyżej (poniżej) mediany oraz (2) poziom wykształcenia ponadprzeciętny i poniżej średniego.

Patrząc na potencjalne zróżnicowanie pracowników o wyższych i niższych dochodach, podzieliliśmy próbę (przed dopasowywaniem) na podzbiory osób o zarobkach powyżej i poniżej mediany i powtórzyliśmy analizę zróżnicowania zarobków. W przypadku zarobków powyżej mediany osoby pracujące oficjalnie zarabiają mniej niż osoby zatrudnione nieoficjalnie, przy czym dochody „statystycznych bliźniaków” są wyższe niż ogólne dochody grupy kontrolnej (prawdopodobnie „statystyczni bliźniacy” mają lepsze charakterystyki z perspektywy rynku pracy niż populacja zatrudnionych ogółem). Różnica między zarobkami w przypadku „statystycznych bliźniaków” jest jednak nieistotna. Z kolei w podpróbie poniżej mediany osoby zatrudnione formalnie mają wyższe zarobki niż zatrudnione nieformalnie, a „statystyczni bliźniacy” zarabiają mniej niż grupa kontrolna. Różnice między zarobkami pracujących formalnie i nieformalnie, zarówno w grupie kontrolnej, jak i „statystycznych bliźniaków”, są istotne.

Tabela 3  
Dopasowanie na podstawie miary podobieństwa – wyniki

Deklarowane wynagrodzenie	Zatrudnienie nierejestrowane	Zatrudnienie rejestrowane	Różnica między średnimi	Błąd oszacowania różnicy	Istotność różnicy
<b>Ogółem</b>					
Ogółem	1419,7	1358,6	61,92	33,4	nieistotna
„Bliźniacy”	945,90	1046,62	-100,71	120,64	nieistotna
Liczba obserwacji	680	4757			
<b>Zarobki powyżej mediany</b>					
Ogółem	2482,16	1940,69	541,47	54,85	istotna
„Bliźniacy”	2492,41	2061,04	669,04	457,01	nieistotna
Liczba obserwacji	271	2022			
<b>Zarobki poniżej mediany</b>					
Ogółem	761,27	910,23	-194,07	12,19	istotna
„Bliźniacy”	628,95	755,51	-126,55	42,73	istotna
Liczba obserwacji	409	2643			
<b>Osoby z wykształceniem przynajmniej średnim</b>					
Ogółem	1373,28	1644,37	-271,09	104,14	istotna
„Bliźniacy”	1374,89	1492,87	-118,98	148,34	nieistotna
Liczba obserwacji	79	1063			
<b>Osoby z wykształceniem podstawowym lub gimnazjalnym</b>					
Ogółem	1426,07	1273,37	152,69	34,03	istotna
„Bliźniacy”	997,26	985,93	11,32	152,52	nieistotna
Liczba obserwacji	601	3604			

Uwagi: Tylko obserwacje w zakresie *common support*. Proces dopasowania „bliźniaków” za pomocą estymatora najbliższego sąsiada, jądrowy estymator gęstości, jeden w stosunku do wielu, losowanie bez zwracania.

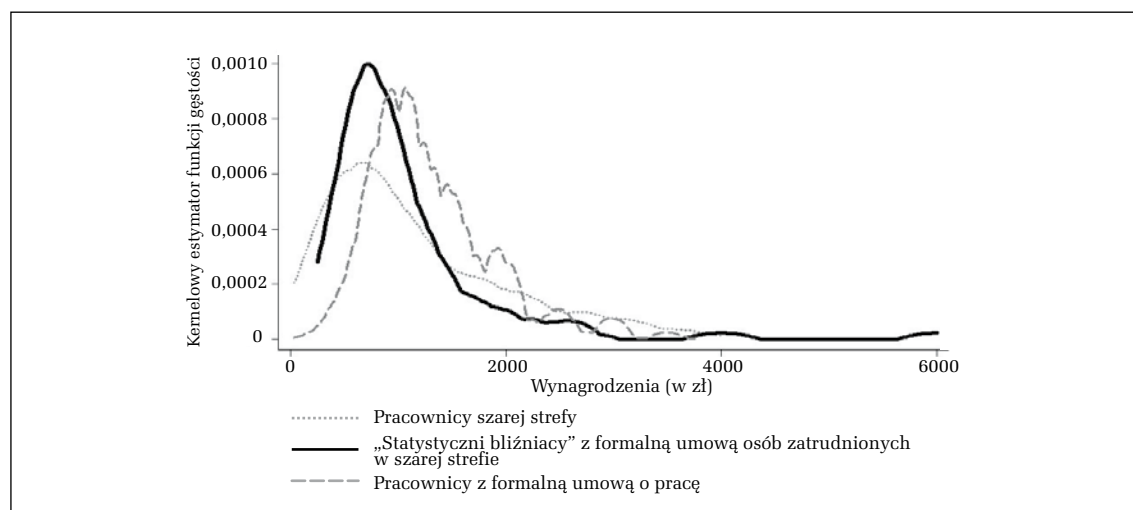
Źródło: dane z badania MPiPS (2008).

Dokonaliśmy również analizy według poziomu wykształcenia (podział próby na podzbiór osób o wykształceniu podstawowym i gimnazjalnym oraz podzbiór osób o wykształceniu przynajmniej średnim). Jednak tutaj w każdej grupie po dopasowaniu różnica stawała się nieistotna. Oznacza to, że po uwzględnieniu indywidualnych determinant produktywności osoby pracujące w szarej strefie są średnio tak samo wynagradzane jak pracownicy zatrudnieni formalnie.

Wniosek ten potwierdza także wykres 2, przedstawiający kernelowy estymator funkcji gęstości zarobków dla osób pracujących formalnie, dla osób pracujących w szarej strefie oraz

Wykres 2

Rozkłady deklarowanych zarobków w zależności od formy zatrudnienia



Źródło: obliczenia na podstawie danych z MPiPS (2008).

osób zatrudnionych formalnie będących ich „statystycznymi bliźniakami”. Rozkład wynagrodzeń osób pracujących w szarej strefie jest zdecydowanie przesunięty w lewo (niższe zarobki) w porównaniu z rozkładem dla osób formalnie zatrudnionych. Rozkład wynagrodzeń „statystycznych bliźniaków” jest także zdecydowanie przesunięty w lewo. Funkcja gęstości wynagrodzeń pracowników szarej strefy ma – podobnie jak pozostałe – stosunkowo dużą dyspersję, co uniemożliwia osiągnięcie istotności w parametrycznych testach na ich momentach.

Wyniki uzyskane za pomocą metody dopasowania na podstawie miar podobieństwa (PSM) są niejednoznaczne. W niektórych przypadkach, np. dla całej próby, wskazują na wyższe zarobki „statystycznych bliźniaków” osób pracujących w szarej strefie niż osób zatrudnionych formalnie. W innych przypadkach, np. dla podzbioru osób o zarobkach poniżej mediany, świadczą o różnicach na niekorzyść osób pracujących w szarej strefie. Jednak często różnice te są nieistotne. Nie pozwala to na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków i może również świadczyć o słabej jakości próby.

## 6. Podsumowanie

Badania nad szarą strefą w krajach transformujących się są rzadkie i zazwyczaj prowadzą je urzędy statystyczne. Skupiają się one głównie na rozmiarach nierejestrowanego zatrudnienia, bez głębszej analizy jego przyczyn i cech osób pracujących w szarej strefie. W niniejszym artykule staraliśmy się odpowiedzieć na pytanie, czy przyczyny zatrudnienia nierejestrowanego mają charakter podatkowy czy wiążą się z nierównym dostępem do rynku pracy. Gdyby dane potwierdziły pierwszą hipotezę, badanie stanowiłoby empiryczne potwierdzenie powtarzanego wielokrotnie preko-

niania, że zakłócenia systemu świadczeniowo-podatkowego czynią oficjalne zatrudnienie nieefektywnym. Analiza dostarcza jednak silniejszych argumentów na rzecz drugiej hipotezy. Wydaje się mianowicie, że dla pewnej grupy pracowników – dość dużej i różnorodnej pod względem wykształcenia i uprawianego zawodu – zatrudnienie rejestrowane jest nieosiągalne i praca w szarej strefie jest jedyną szansą na zarobek. Nie twierdzimy, że jest to prawda uniwersalna i dotyczy każdej osoby nieformalnie zatrudnionej, jednak ta druga motywacja występuje częściej.

W analizie zastosowano techniki dekompozycji oraz metodę dopasowania na podstawie miar podobieństwa (PSM). Dzięki temu możliwe było dopasowanie osób pracujących nieoficjalnie do ich odpowiedników („statystycznych bliźniaków”) mających umowy o pracę, po uwzględnieniu podstawowych społeczno-ekonomicznych determinant indywidualnej sytuacji na rynku pracy. Wyniki wskazują, że pracownicy nierejestrowani są bardziej atrakcyjni w porównaniu z ich, „statystycznymi bliźniakami” pracującymi oficjalnie. Jednak dochody osób pracujących w szarej strefie są niższe niż zatrudnionych legalnie.

Ze względu na słabą jakość zbioru oraz daleką od pożądaną konstrukcją zmiennych nie było możliwe szczegółowe przetestowanie, do jakiego stopnia zamieszkiwanie na terenach peryferyjnych, uprawiany zawód czy gałąź gospodarki wyjaśniają zarówno wielkość barier dostępu do rynku pracy, jak i ewentualne zróżnicowanie zarobków. Należy podkreślić, że bariery te mogą być bardzo zróżnicowane. Bez uwzględnienia w analizie kosztów usunięcia tych barier nie sposób oszacować faktycznych kosztów podjęcia zatrudnienia oficjalnego (np. koszty dojazdu do pracodawcy skłonnego oferować umowę o pracę w innej branży lub na innym lokalnym rynku pracy). Słabości metodologiczne zbioru oraz jakość zebranych danych nakazują zatem ostrożnie interpretować wyniki. Wydaje się jednak, że zastosowane metody pozwalają na określenie przyczyn podejmowania zatrudnienia nierejestrowanego. Powyższe wyniki uważamy za dowód, że wbrew powszechnemu przekonaniu podjęcie zatrudnienia w szarej strefie nie jest w Polsce wyborem, lecz przymusem ekonomicznym związanym z ograniczonymi możliwościami uczestniczenia w oficjalnym rynku pracy.

Zagadnienie przyczyn funkcjonowania w szarej strefie jest pomijane, a badania głównie skupiają się na jej rozmiarach. Uzyskane przez nas rezultaty wskazują, że głównym powodem zatrudnienia nierejestrowanego w Polsce nie jest unikanie opodatkowania ze względu na bardzo duży klin podatkowy. Obniżenie obciążeń podatkowych – choć pożądaną z innych powodów – nie doprowadzi więc do znacznego zmniejszenia zatrudnienia nierejestrowanego w Polsce. Dalsze analizy pozwoliłyby na znalezienie odpowiednich metod redukcji negatywnych konsekwencji zatrudnienia nierejestrowanego. Należy skupić się na zaleceniach dla polityki pracy oraz konkretnych instrumentach mogących ograniczać przyczyny zatrudnienia nierejestrowanego, wynikające w znacznej mierze z utrudnionego dostępu do rynku pracy. Badanie MPiPS – ze względu na braki podstawowych danych i zmiennych – nie umożliwia niestety tych analiz.

## Bibliografia

- Bednarski M. (1992), *Drugi obieg gospodarczy – przesłanki, mechanizmy i skutki w Polsce lat osiemdziesiątych*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Bednarski M., Kokoszcyński R., Stopyra J. (1988), Kształtowanie się rozmiarów drugiego obiegu w Polsce w latach 1977–1986, *Bank i Kredyt*, 8–9, 11–18.

- Blinder A.S. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, 18 (4), 436–455.
- Caliendo M., Kopeinig S. (2008), Some Practical Guidance For The Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), 31–72.
- Cassel D., Jaworski W., Kath D., Kierczynski T., Lutkowski K., Paffenholz H.-J. (1989), *Inflation und Schattenwirtschaft im Sozialismus*, S+W Steuer- und Wirtschaftsverlag, Hamburg.
- Dupaigne M.H.P. (2001), *A Dynamic Macro Model of the Informal Economy*, Working Paper, Center for Economic Research and Graduate Education, Prague.
- Eilat Y., Zinnes C. (2002), The Shadow Economy in Transition Countries: Friend or Foe? A Policy Perspective, *World Development*, 30 (7), 1233–1254.
- Fields G., Yoo G. (2000), Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes, *Review of Income and Wealth*, 46 (2), 136–159.
- Frey B., Weck-Hanneman H. (1984), The Hidden Economy As An “Unobserved” Variable, *European Economic Review*, 26 (1–2), 33–53.
- Friedman E., Johnson S., Kaufmann D., Zoido-Lobaton P. (2000), Dodging the Grabbing Hand: the Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries, *Journal of Public Economics*, 76 (3), 459–493.
- Fugazza M., Jacques J.-F. (2004), Labor Market Institutions, Taxation And The Underground Economy, *Journal of Public Economics*, 88 (1–2), 395–418.
- Gardes F., Starzec C. (2002), *Polish Households between Transition and Informal Markets*, mimeo, <http://www.rennes.inra.fr/jma2002/pdf/gardes.pdf>.
- Graversen E.K., Smith N. (2002), *Tax Evasion and Work in the Underground Sector*, CLS Working Papers 01–2, University of Aarhus, Aarhus School of Business, Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus.
- GUS (2005), *Praca nierejestrowana w Polsce w 2004 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Gutmann P. (1977), The Subterranean Economy, *Financial Analysts Journal*, 33(6), 24–27.
- Heckman J., Ichimura H., Smith J., Todd P. (1998), Characterizing Selection Bias Using Experimental Data, *Econometrica*, 66 (5), 1017–1098.
- Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1997), Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *Review of Economic Studies*, 64, 605–654.
- Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1998), Matching as an Econometric Evaluation Estimator, *Review of Economic Studies*, (65), 261–294.
- Heckman J.J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47 (1), 153–161.
- Johnson S., Kaufmann D., Zoido-Lobaton P. (1998), *Corruption, Public Finances and the Unofficial Economy*, Discussion Paper, 2169, World Bank, Washington D.C.
- Juhn C., Murphy K., Pierce B. (2000), Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy*, 101, 410–442.
- Kalaska M., Witkowski J. (1996), Praca nierejestrowana w Polsce w 1995 roku – wyniki badania ankietowego, w: *Szara gospodarka w Polsce. Rozmiary, przyczyny, konsekwencje*, Studia i Prace, Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS, Warszawa.
- Kopczuk W. (2001), Redistribution When Avoidance Behavior Is Heterogeneous, *Journal of Public Economics*, 81 (1), 51–71.

- Kriz K.A., Meriküll J., Paulus A., Staehr K. (2007), *Why Do Individuals Evade Payroll And Income Taxation In Estonia?*, University of Tartu Working Paper, 49, Tartu.
- Lemieux T., Fortin B., Frechette P. (1994), The Effect of Taxes on Labor Supply in the Underground Economy, *American Economic Review*, 84 (1), 231–254.
- Meriküll J., Staehr K. (2008), *Unreported Employment and Tax Evasion in Midtransition: Comparing Developments and Causes in the Baltic States*, Bank of Estonia Working Papers 2008-06, Bank of Estonia, Tallinn.
- MPiPS (2008), *Przyczyny pracy nierejestrowanej, jej skala, charakter i skutki społeczne*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- Morduch J., Sicular T. (2002), Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China, *The Economic Journal*, 112, 93–106.
- Oaxaca R. (1973), Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.
- Renooy P., Ivarsson S., van der Wusten-Gritsai O., Meijer R. (2004), *Undeclared Work in an Enlarged Union: An In-Depth Study of Specific Items*, European Commission, Directorate-General for Employment and Social Affairs, Brussels.
- Rosenbaum P., Rubin D. (1983), The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effect, *Biometrika*, 70 (1), 41–55.
- Schneider F. (2002), *The Size and Development of the Shadow Economies of 22 Transition and 21 OECD Countries*, IZA Discussion Papers 514, Institute for the Study of Labor.
- Schneider F. (2007), Shadow Economies and Corruption all over the World: New Estimates for 145 Countries, Discussion Paper, University of Linz, Bonn.
- Schneider F., Enste D.H. (2000), Shadow Economies: Size, Causes and Consequences, *Journal of Economic Literature*, 38 (1), 77–114.
- Tanzi V. (1983), *The Underground Economy in the United States: Annual Estimates, 1930–1980*, IMF Staff Papers, 30 (2), Washington D.C.
- Williams C.C., Windebank J. (2001), Beyond Profit-Motivated Exchange: Some Lessons from the Study of Paid Informal Work, *European Urban and Regional Studies*, 8 (1), 49–61.
- Williams C.C., Windebank J. (2002), Why Do People Engage in Paid Informal Work? A Comparison of Higher- and Lower-income Urban Neighbourhoods in Britain, *Community, Work & Family*, 5 (1), 67–83.

## Podziękowania

Autorzy pragną wyrazić podziękowania Karstenowi Staehrowi, Ryszardowi Kokoszcyńskiemu i Mateuszowi Pipieniowi za nad wyraz cenne uwagi. Wdzięczni jesteśmy także za wszystkie propozycje i komentarze zgłoszone przez uczestników seminariów na WNE UW, konferencji WIEM 2009, EEFS 2009 oraz Shadow Economy, Tax Evasion and Social Norms, Universitaet Muenster (Niemcy). Cała odpowiedzialność za ewentualne błędy spoczywa na autorach.



## Causes of unregistered employment in Poland

---

### Abstract

Unregistered employment may follow from two main labour market failures. In the first case, labour taxation distortions in the official market make it ineffective for some agents to engage in registered employment due to a tax wedge, which makes the revenues from unofficial employment higher than the corresponding official ones (tax evasion hypothesis). The alternative explanation refers to labour market tightness – regular employment may be unattainable for workers, prompting them to seek earning opportunities beyond the boundaries of the official labour market (market segmentation hypothesis).

We use a unique data set from a survey on undeclared employment. Using propensity score matching and decomposition techniques, we demonstrate that workers of the shadow economy have lower revenues than their matched official economy counterparts, *ceteris paribus*.

---

**Keywords:** unregistered employment, shadow economy, labour market

