

GOSPODARKA NARODOWA

3
(235)
Rok LXXX/XXI
marzec
2011

Stanisław CICHOCKI*
Joanna TYROWICZ*

Determinanty zatrudnienia nierejestrowanego w Polsce w okresach wysokiej i niskiej koniunktury gospodarczej

Wprowadzenie

Zjawisko zatrudnienia nierejestrowanego budzi wiele kontrowersji. Zazwyczaj w debacie publicznej podkreśla się „niemoralne” motywy pracowników funkcjonujących w tzw. szarej strefie – w przeciwieństwie do formalnie zatrudnionych. Osoby te nie tylko unikają płacenia podatków, ale także składek na ubezpieczenia społeczne, co jest „jazdą na gapę” w przypadku powszechnych systemów opieki zdrowotnej. Rzadziej pojawiają się głosy sugerujące, że dla części pracowników formalne zatrudnienie może po prostu nie być dostępne, bo alternatywa w postaci zatrudnienia formalnego nie istnieje albo wiąże się ze zbyt wysokimi kosztami (np. dojazdu).

Z perspektywy badacza oczywistym jest, że w rzeczywistości pracujący w szarej strefie to zarówno ci, którzy próbują unikać opodatkowania jak i ci, którzy decydują się na taką formę zatrudnienia wobec ograniczonych możliwości wyboru. Naturalnie nasuwającym się wnioskiem jest także tzw. cykliczność nierejestrowanego zatrudnienia. W ujęciu podstawowym szara strefa jest antycykliczna, ponieważ dominuje efekt redukcji kosztów zatrudnienia – w okresie dekonunktury pracodawcy i pracownicy ograniczają pozapłacowe nakłady związane z formalnym zatrudnieniem, by uniknąć redukcji rentowności. Dodatkowo, przy rosnącym bezrobociu, maleje siła przetargowa pracowników, co

* S. Cichocki jest pracownikiem Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego i Narodowego Banku Polskiego, e-mail: scichocki@wne.uw.edu.pl, zaś J. Tyrowicz – Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Narodowego Banku Polskiego i Rimini Center for Economic Analysis, e-mail: jtyrowicz@wne.uw.edu.pl. Artykuł wpłynął do redakcji w lutym 2011 r.

umożliwia pracodawcy praktycznie jednostronne ustalanie warunków pracy. Te uwarunkowania wskazywałyby na antycykliczność tzw. szarej strefy.

Jednak doświadczenia krajów Ameryki Łacińskiej ujawniły także odwrotny schemat dostosowań. W rzeczywistości, większą elastyczność – niezbędną w warunkach malejącego popytu – „zapewnia” sektor nieformalny, powodując, że to w tym segmencie rynku pracy obserwowane są relatywnie większe redukcje zatrudnienia, ale także szybsze odbudowanie popytu na pracę. Te przesłanki dają podstawy do obserwowanego w krajach Ameryki Łacińskiej oraz np. we Włoszech procyklicznego zachowania zatrudnienia nierejestrowanego.

Wydaje się, że dla pełnego zrozumienia charakteru tego zjawiska ważniejsze od zachowania zagregowanego zatrudnienia w szarej strefie zdaje się być określenie, *kogo* to zjawisko dotyczy oraz czy i jak *zmienia* się to w zależności od fazy cyklu. W okresach dekonjunktury – relatywnie wysokiego bezrobocia i relatywnie niewielkiego popytu na pracę – zjawisko wymuszania nieuregulowanego stosunku pracy może być częstsze wobec osób, które i tak w tym czasie borykają się z wyjątkowymi trudnościami na rynku pracy. Z drugiej strony, w okresach wyższego napięcia na rynku pracy – lepszej koniunktury i niższego bezrobocia – zatrudnienie w szarej strefie w większym stopniu może zależeć od preferencji pracowników, więc dotyczyć może w większym stopniu osób, dla których taka strategia jest optymalna i wiąże się z unikaniem opodatkowania.

Celem niniejszego badania jest empiryczna weryfikacja tych intuicji. W oparciu o dane jednostkowe Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) identyfikujemy specyficzną grupę pracowników tzw. szarej strefy w Polsce. Estymowane są dwa modele dwumianowe: dla osób bezrobotnych oraz dla osób zatrudnionych. Podobnie do innych badań w tym zakresie, estymacje przeprowadzamy w dwóch punktach „szczególnych” dla polskiego rynku pracy. Pierwszym takim okresem jest rok 2003, w którym stopa bezrobocia osiągnęła rekordowy poziom 20% i ponad 40% wśród osób młodych. Drugim analizowanym okresem jest rok 2008 – czas najniższego od początku transformacji bezrobocia a także niespotykanej wcześniej w Polsce presji płacowej i wzrostu wynagrodzeń, szczególnie dla pracowników fizycznych i ze średnimi kwalifikacjami.

Wyniki dla Polski potwierdzają wnioski z innych krajów: zarówno wielkość firmy zatrudniającej, jak i sektor zatrudnienia są czynnikami decydującymi, co wskazuje na proces sortowania się pracowników oraz tzw. dualny rynek pracy. Spośród populacji osób pracujących, czynniki takie jak niski poziom kwalifikacji czy zamieszkiwanie na terenach mało zindustrializowanych są istotnymi determinantami zatrudnienia nierejestrowanego. Wyniki wskazują jednak także na znaczną heterogeniczność tego zjawiska w Polsce – przykładowo zmienne, takie jak wykształcenie czy wiek pozostają mało istotnymi determinantami zatrudnienia w szarej strefie spośród osób bezrobotnych.

Artykuł ma następującą strukturę. W pierwszej kolejności, omówiona została literatura przedmiotu, ze szczególnym uwzględnieniem uwarunkowań cykliczności szarej strefy. W następnej części opisujemy dane oraz przyjętą metodę

badawczą. Część czwarta poświęcona została omówieniu wyników. W ostatniej sekcji podsumowujemy wyniki analiz, wskazując także na ważne implikacje dla polityki rynku pracy w Polsce.

Omówienie literatury

Literatura dotycząca 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 strefy¹. W kolejnych badaniach nad szarą strefą więcej uwagi poświęcano jej determinantom [Johnson, Kaufmann, Zoido-Lobaton, 1996]. Ponieważ szara strefa jest zjawiskiem złożonym, a także definicyjnie pojemnym, większość badań dokonuje doprecyzowania co dokładnie rozumiane jest pod tym hasłem. Na potrzeby niniejszego badania, ze względu na dostępność danych, pojęcie szarej strefy zawężamy do tzw. pracy nierejestrowanej, czyli podejmowania zatrudnienia bez formalnej umowy o pracę². Przywołując literaturę przedmiotu, posilkujemy się zatem głównie pracami analizującymi ten konkretny, wybrany aspekt szarej strefy³.

Z badań wynika, że szara strefa – rozumiana zarówno wąsko, jako zatrudnienie nierejestrowane, jak i szeroko, jako unikanie wszystkich form opodatkowania – jest znacznie większa w krajach transformujących się niż w gospodarkach rozwiniętych [Friedman i in., 2000]. Powyższa teza sprawdza się również w przypadku 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]. Renooy 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.

Byłe gospodarki centralnie planowane są szczególnie dotknięte problemem pracy nierejestrowanej [Schneider i Enste, 2000], [Eilat i Zinnes 2002], [Schneider, 2002]. Państwa Europy Środkowej i Wschodniej charakteryzują się także

¹ Schneider i Enste [2000] dokonali kompleksowego przeglądu definicji szarej strefy, jej rozmiarów, przyczyn, konsekwencji i metod pomiaru.

² Odnosimy się tylko do sytuacji, gdy zatrudnienie nierejestrowane jest głównym czy wręcz jedynym zarobkowym źródłem dochodowym, wyłączając spod analiz zjawiska, takie jak dodatkowa praca nierejestrowana czy też wynagrodzenie tylko częściowo wypłacane w postaci zarejestrowanej i podlegającej opodatkowaniu, a częściowo na podstawie ustnej, nieformalnej umowy między pracodawcą a pracownikiem.

³ Od tej pory będziemy się wymiennie odwoływać do pojęcia „szara strefa” oraz „zatrudnienie nierejestrowane”. Mamy świadomość, że „szara strefa” to obszar analiz wykraczający daleko poza rynek pracy, obejmujący także nierejestrowanie działalności gospodarczej lub części obrotu gospodarczego w ramach zarejestrowanej działalności gospodarczej. Na potrzeby tego opracowania, dla płynności wywodu, utożsamiamy tak zdefiniowane zatrudnienie nierejestrowane z szerszym pojęciem szarej strefy.

tradycjami nieformalnych związków między 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].

Literatura badająca zachowanie zatrudnienia nierejestrowanego w cyklu koniunkturalnym dzieli się na dwa podstawowe nurty. Zgodnie z tradycyjnym podejściem praca nierejestrowana może być traktowana jako swoisty „bufor” w okresach słabszej koniunktury gospodarczej: osoby tracące w tym okresie zatrudnienie chętniej zgodzą się na pracę nierejestrowaną, by zapewnić sobie (i ewentualnie rodzinie) jakiegokolwiek źródło dochodu. Ze względu na unikanie składek i opodatkowania, tego typu stosunek pracy jest także znacząco tańszy dla pracodawcy, który w okresie dekoniunktury jest szczególnie zainteresowany redukcją kosztów. To klasyczne podejście sugerowałoby zatem wzrost liczby pracujących w sposób nierejestrowany oraz wzrost rozmiarów szarej strefy w momentach spowolnienia gospodarczego.

Antycykliczne zachowanie pracy nierejestrowanej zostało potwierdzone w literaturze światowej. Busato i Chiarini [2004] zaproponowali i wykalibrowali dwusektorowy model DSGE dla gospodarki włoskiej. Wykazali oni, że szara strefa zachowuje się antycyklicznie. Również Loayza i Rigolini [2006] potwierdzili antycykliczne zachowanie szarej strefy. Podkreślają oni dwa stylizowane fakty: (1) w krajach o większym nieoficjalnym zatrudnieniu antycykliczne zachowanie szarej strefy jest słabsze i (2) w długim okresie wyższy poziom nieoficjalnego zatrudnienia jest sprzężony z niższym PKB *per capita*⁴.

Pośrednie a jednocześnie ugruntowane teoretycznie przesłanki dla antycyklicznego zachowania nierejestrowanego zatrudnienia przedstawili Boeri i Garibaldi [2002]. Wykorzystując model poszukiwań i dopasowania na rynku pracy (ang. *search and matching*) pokazali, iż nieoficjalne zatrudnienie i bezrobocie są ze sobą wzajemnie powiązane poprzez kanał presji płacowej oraz tzw. napięcia na rynku pracy. Zmniejszenie bezrobocia prowadzi w ich koncepcji do naturalnego spadku napięć na rynku pracy oraz wzrostu presji płacowej, co redukuje zatrudnienie nieoficjalne. Ten model daje także bardzo wyraźne przesłanki dla polityki gospodarczej wskazując, że próby ograniczania zatrudnienia nierejestrowanego spowodują w zasadzie automatycznie wzrost bezrobocia, *ceteris paribus*, ponieważ sam fakt występowania takiej formy pracy jest dowodem na brak alternatyw w pewnych segmentach rynku pracy, które pozwoliłyby części pracowników zastąpić pracę nierejestrowaną regularnym zatrudnieniem. Z drugiej strony, Kolm i Larsen [2003] pokazują wpływ ograniczeń nielegalnego zatrudnienia na przepływy między bezrobociem a szarą strefą. Twierdzą oni, iż wzmoczone kary za nielegalne zatrudnienie prowadzą do wyższych oczekiwań płacowych w szarej strefie. W konsekwencji, oczekiwania

⁴ Należy zaznaczyć, że duża część literatury odnośnie do szarej strefy i cyklu gospodarczego odnosi się do gospodarki włoskiej. Jest to spowodowane istnieniem dużej ilości oficjalnych danych dobrej jakości, np. danych długookresowych dostarczanych przez włoski urząd statystyczny (ISTAT).

płacowe w gospodarce oficjalnej relatywnie się obniżają, co zachęca firmy do przenoszenia działalności z szarej strefy do gospodarki oficjalnej.

Hipoteza antycyklicznego zachowania szarej strefy znajduje również potwierdzenie u Carillo i Pugno [2004]. W ramach modelu równowagi ogólnej wskazali na funkcjonowanie dwóch stabilnych równowag: „dobrej” z dużą liczbą przedsiębiorstw, wysoką produktywnością i dochodem oraz „złą” z odwrotnymi charakterystykami. Realne dane gospodarcze wykorzystane przez nich do kalibracji wydają się potwierdzać w znacznym stopniu taką specyfikację gospodarki.

Z drugiej strony w literaturze ugruntowany jest przeciwny pogląd mówiący o procyklicznym zachowaniu pracy nierejestrowanej. Przy uregulowanym rynku pracy, koszty obniżania zatrudnienia są dla pracodawców znaczące. W wielu gospodarkach – na przykład Ameryki Łacińskiej – formalne i nieformalne zatrudnienie są zjawiskami funkcjonującymi równolegle. W takich warunkach, zredukowanie pracowników zatrudnionych „na czarno” jest mniej obciążające dla pracodawcy ze względu na relatywnie większą elastyczność takiej formy zatrudnienia. Wówczas szara strefa jest segmentem rynku silniej reagującym na negatywny szok popytowy w gospodarce realnej, a więc dostęp do zatrudnienia w niej staje się nieproporcjonalnie mniejszy, podczas gdy nie zachodzą istotne zmiany w dostępie do zatrudnienia formalnego.

Hipotezę o procyklicznym zachowaniu pracy nierejestrowanej potwierdza Bovi [2006] dla rozwiniętej gospodarki uprzemysłowionej, tj. Włoch. Za pomocą dwuwymiarowego modelu VAR opartego na danych o pracy nierejestrowanej publikowanych regularnie przez ISTAT wskazuje on na istotną dodatnią korelację pomiędzy wielkością nieoficjalnego zatrudnienia a dochodem. Dowodzi on również, iż powyższy wynik jest efektem zróżnicowanego zachowania poszczególnych sektorów gospodarki w cyklu koniunkturalnym: część z nich zachowuje się procykliczne, inne antycykliczne a jeszcze inne nie wykazują własności koniunkturalnych. Chiarini i Marzano [2007], wykorzystując te same dane dotyczące nieoficjalnego zatrudnienia, jak i dane dotyczące unikania opodatkowania, potwierdzili główne tezy Bovi (2006).

Podstawy teoretyczne do wyników świadczących o procykliczności zaprezentowali Ihrig i Moe [2001]. W modelu równowagi cząstkowej analizowana jest *explicité* decyzja dotycząca podjęcia pracy w sektorze formalnym lub nieformalnym. Po oszacowaniu modelu dla wybranych krajów azjatyckich wskazali oni na negatywną korelację pomiędzy PKB i nieoficjalnym zatrudnieniem. Także Fiess i inni [2007] wykazali, iż dynamika zatrudnienia w sektorze oficjalnym i nieoficjalnym są skointegrowane dla Argentyny, Brazylii, Kolumbii oraz Meksyku. Tym samym kwestionują oni tradycyjny pogląd dotyczący dualnej i rozłącznej natury sektora oficjalnego i nieoficjalnego na rynku pracy.

By pełniej uwzględnić rozważania dotyczące cykliczności, Roca i inni [2001] wprowadzili szarą strefę do modelu realnego cyklu koniunkturalnego i wykalibrowali go dla gospodarki amerykańskiej. Ich główne wnioski wskazują na negatywne zależności pomiędzy stopą aktywności zawodowej, szarą strefą i wahaniami produktu: niska stopa aktywności zawodowej jest związana

z większą szarą strefą i większymi zmianami oficjalnego zatrudnienia. Podążając tym tropem Bosch i Maloney [2006, 2007], Bosch i inni [2007] oraz Bosch i Maloney [2008] analizowali zmiany między sektorami dla różnych krajów Ameryki Łacińskiej stwierdzając, iż: (1) migracje do nieformalnego zatrudnienia w silniejszym stopniu odpowiadają zmianom pracy niż ukrytemu bezrobociu; (2) przepływy z sektora nieoficjalnego do oficjalnego i przepływy w drugą stronę zachowują się procyklicznie; (3) w konsekwencji zatrudnienie nieoficjalne jest antycykliczne.

Pierwsze badania nad szarą strefą w Polsce pojawiły się jeszcze przed transformacją. Jej rozmiary próbowali zmierzyć Wiśniewski [1985] jak również Bednarski, Kokoszczyński i Stopyra [1988]. Po rozpoczęciu transformacji Cassel i inni [1989], a także Bednarski [1992] przedstawili dokładny opis natury tego zjawiska w Polsce. 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 badania⁵, jednak ze względu na brak danych oraz trudną do uchwycenia naturę tego zjawiska, badania szarej strefy w Polsce 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 kwerendę nt. zatrudnienia nierejestrowanego oraz szacuje jego rozmiar [Johnson, Kaufmanni Zoido-Lobaton, 1996], [Schneider, 2007]. Niewiele jest także analiz zachowania pracy nierejestrowanej w cyklu koniunkturalnym. Tyrowicz i Cichocki [2011] weryfikują hipotezę cykliczności różnicy w wynagrodzeniach w gospodarce formalnej i nieformalnej, znajdując podstawy do stwierdzeń o słabej procykliczności wynagrodzeń w szarej strefie w Polsce.

Wydaje się, że postulaty dotyczące cyklicznego charakteru szarej strefy dają się połączyć na gruncie zarówno teoretycznym, jak i empirycznym. Jeśli zatrudnienie nierejestrowane stanowi istotny segment rynku pracy (albo ze względu na skalę albo w kategoriach krańcowych) jego procykliczny charakter wynikający z większej elastyczności zdaje się dominować – wskazują na to doświadczenia krajów Ameryki Łacińskiej czy badania sektorowe z Włoch. Z drugiej strony, jeśli szara strefa jest zjawiskiem trwałym, ale równocześnie marginalnym dla całego rynku pracy, dominujące stają się własności wskazujące na antycykliczność, czyli rola napięć na rynku pracy oraz presji płacowej. Jednak powyższe analizy wykazują pewne oczywiste braki. Koncentrując się na rozmiarach szarej strefy i/lub nierejestrowanego zatrudnienia oraz ich cykliczności, rzadko weryfikują determinanty tego zjawiska. Nie wiedząc, kogo – którego segmentu rynku pracy – to zjawisko dotyczy trudno w sposób poinformowany ukształtować oczekiwania co do jego cykliczności oraz wiarygodnego uzasadnienia otrzymanych wyników. Dlatego wydaje się, że

⁵ Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową [1995] oszacował, że około 30% dorosłych Polaków podejmuje częściowo lub całkowicie nieoficjalne zatrudnienie.

mikroekonomiczna analiza determinant zatrudnienia nierejestrowanego jest nie tylko kierunkiem niezbędnym, ale także obiecującym wiele w kontekście analiz makroekonomicznych. Częściowo lukę tę zapełniają Kriz i inni [2007], omawiając determinanty zatrudnienia w szarej strefie w Estonii na podstawie badań dotyczących tzw. płac kopertowych

W tym kierunku idą także Merikuell i Staehr [2010]. Korzystają oni z bazy danych dotyczącej warunków pracy i życia na Litwie, Łotwie i Estonii w 1998 r. i 2002 r. a zawierającej również informacje na temat tzw. płac kopertowych. Merikuell i Staehr [2010] badają wpływ zarówno charakterystyk społeczno-demograficznych respondentów (do których zaliczają: wiek, płeć, wykształcenie, pochodzenie etniczne, posiadanie drugiego miejsca zatrudnienia, bycie osobą samozatrudnioną, stanowisko w miejscu pracy), jak i charakterystyk związanych z pracodawcą (takich jak: wielkość, sektor działalności, zmiana wielkości zatrudnienia w ciągu 12 miesięcy poprzedzających badanie) na fakt wykonywania pracy nierejestrowanej. W tym celu estymują model dwumianowy przyjmując jako zmienną objaśnianą fakt wykonywania pracy nierejestrowanej. Model estymowany jest osobno dla każdego kraju w roku 1998 i 2002 oraz osobno dla każdego kraju na połączonych zbiorach danych z dwóch powyższych lat.

Uzyskane wyniki wskazują na pewne wspólne cechy osób z krajów objętych badaniem determinujące podejmowanie pracy nierejestrowanej, lecz dotyczą one przede wszystkim charakterystyk pracodawcy. Osoby zajmujące niższe pozycje w hierarchii służbowej, pracujące w małych podmiotach gospodarczych mają istotnie większe prawdopodobieństwo wykonywania pracy nierejestrowanej. Prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej jest również większe dla osób zatrudnionych w budownictwie lub handlu i transporcie. Pozytywny wpływ ma także dodatnia zmiana wielkości zatrudnienia w ciągu ostatnich 12 miesięcy poprzedzających badanie co wskazywałoby, iż rozrastające się podmioty zaspokajają swoje potrzeby w zatrudnieniu poprzez pracę nierejestrowaną. Natomiast prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej przez kobietę lub mężczyznę, osoby o różnym wieku i różnych poziomach wykształcenia nie jest statystycznie różne pomiędzy sektorem formalnym i nieformalnym⁶.

Podsumowując należy wskazać na istnienie wielu empirycznych badań analizujących zachowanie szarej strefy w cyklu koniunkturalnym. O ile nie ma zgodności odnośnie pro- lub antycykliczności tego zachowania o tyle poszczególne badania są przekonujące jeśli chodzi o uzasadnienie powiązań między zmianami w rozmiarach szarej strefy a wahaniami produktu. Tablica 1 przedstawia syntetyczne zestawienie literatury istotnej dla celów niniejszego badania.

⁶ W celu sprawdzenia odporności uzyskanych wyników Merikuell i Staehr [2010] szacują również model wielomianowy (zmienna objaśniana przyjmuje 3 poziomy: brak wykonywania pracy nierejestrowanej, sporadyczne jej wykonywanie oraz częste jej wykonywanie), a także uporządkowany model binarny. Uzyskane w ten sposób wyniki i wnioski nie różnią się od tych uzyskanych w zwykłym modelu selekcji.

Tablica 1

Zestawienie literatury

	Autor (rok)	Dane: zakres	Dane: typ	Metoda
Antycykliczne zachowanie szarej strefy	Boeri i Garibaldi [2002]	Włochy a) 1996-1998 b) 1993-1996	a) dane sektorowe b) dane jednostkowe (LFS)	analiza przepływów
	Kolm i Larsen [2003]	–	–	model teoretyczny
	Carillo i Pugno [2004]	–	–	model teoretyczny
	Busato i Chiarini [2004]	Włochy, 1q1970-4q1995	szeregi czasowe	kalibracja modelu DSGE
	Loayza i Rigolini [2006]	42 kraje, 1986-2004	dane przekrojowe i szeregi czasowe	regresja liniowa
Procykliczne zachowanie szarej strefy	Roca i inni [2001]	USA, 1962-1990	szeregi czasowe	kalibracja modelu RBC
	Ihrig i Moe [2001]	8 krajów azjatyckich, 1976-1990	szeregi czasowe	regresja liniowa
	Bovi [2006]	Włochy, 1980-2002	szeregi czasowe	VAR
	Chiarini i Marzano [2007]	Włochy, 1980-2004	szeregi czasowe	analiza statystyczna
	Fiess i inni [2007]	4 kraje Ameryki Łacińskiej, 1q1983-4q2004	szeregi czasowe	VAR
	Bosch i Maloney [2006]	Meksyk, 1q1987-4q2002	dane jednostkowe (LFS)	analiza przepływów
	Bosch i Maloney [2007]	Argentyna, Meksyk, Brazylia, 1982-2001	dane jednostkowe (LFS)	analiza przepływów
	Bosch i Maloney [2008]	Meksyk, Brazylia, 1983-2001	dane jednostkowe (LFS)	analiza przepływów
	Bosch i inni [2007]	Brazylia, 1983-2001	dane jednostkowe (LFS)	analiza przepływów
	Tyrowicz i Cichocki [2010]	Polska, 1q1995-4q2007	dane jednostkowe (LFS)	propensity score matching (PSM)
Determinanty	Kriz i inni [2007]	Estonia, 2002, 2004	dane jednostkowe	model logitowy
	Merikuell i Staher [2010]	Estonia, Litwa, Lotwa, 1998, 2002	dane jednostkowe	model logitowy

Źródło: zestawienie własne

Z drugiej strony powyższe badania charakteryzują się istotnymi brakami: skupiając się na badaniu rozmiarów szarej strefy rzadko weryfikują determinanty tego zjawiska. Dodatkowo dość ograniczona jest liczba badań zajmujących się zmianami szarej strefy w krajach transformujących się, a w szczególności jej zachowaniem w cyklu koniunkturalnym. Niniejsze opracowanie próbuje

zapełnić tę lukę w dwojaki sposób. Po pierwsze, badane są determinanty podejmowania pracy nierejestrowanej w Polsce. Po drugie, analizowane jest ich zachowanie w cyklu koniunkturalnym.

Stylizowane fakty na temat szarej strefy w Polsce na podstawie BAEL

Zjawisko pracy nierejestrowanej jest w Polsce o tyle dobrze zdiagnozowane, że określono w jakich skupia się sektorach gospodarki oraz jakich pracowników najczęściej obejmuje. Jednak zarówno popyt, jak i podaż pracy nierejestrowanej mogą przejawiać pewne własności cykliczne. Analiza zmian w determinantach podejmowania zatrudnienia nierejestrowanego w zależności od koniunktury gospodarczej pozwala określić bardziej wszechstronnie rolę jaką szara strefa pełni w gospodarce. W ujęciu podstawowym tzw. dynamika zmienności szarej strefy powinna mieć charakter procykliczny ze względu na znacznie niższe koszty dostosowań zatrudnienia w sektorze nieformalnym. Z drugiej jednak strony, tzw. szara strefa zapewnia znacznie większą elastyczność przedsiębiorcom, co w warunkach podniesionego ryzyka prowadzenia działalności gospodarczej mogłoby skutkować antycyklicznym zachowaniem zatrudnienia nierejestrowanego.

Dane BAEL pozwalają na przyjrzenie się specyficznej podgrupie osób wykonujących pracę nierejestrowaną. Kategoria ta dotyczy osób deklarujących się jako osoby zarejestrowane w urzędzie pracy, które jednocześnie okazują się być zatrudnionymi i uzyskującymi wynagrodzenie. Choć kategoria ta nie wyczerpuje wszystkich znamion zatrudnienia nierejestrowanego⁷, jest bardzo użyteczna dla analiz cykliczności tego segmentu rynku pracy z dwóch powodów. Po pierwsze, mowa o tzw. klasycznej szarej strefie czyli o osobach z całą pewnością nieposiadających formalnego stosunku pracy z tym lub z innym pracodawcą (w przeciwnym razie nie mogłyby być zarejestrowane w urzędzie pracy). Po drugie, znacząca większość polskich bezrobotnych nie pobiera zasiłku dla osób bezrobotnych (w zależności od fazy cyklu jest to pomiędzy 75% a 85% ogółu bezrobotnych). Oznacza to, że z niewielkim prawdopodobieństwem badana kategoria składa się z osób zainteresowanych statusem bezrobotnego w celu uzyskania świadczenia finansowego⁸. W rzeczywistości dane wskazują, że mniej niż 3% analizowanej populacji deklaruje pobieranie zasiłku dla osób bezrobotnych.

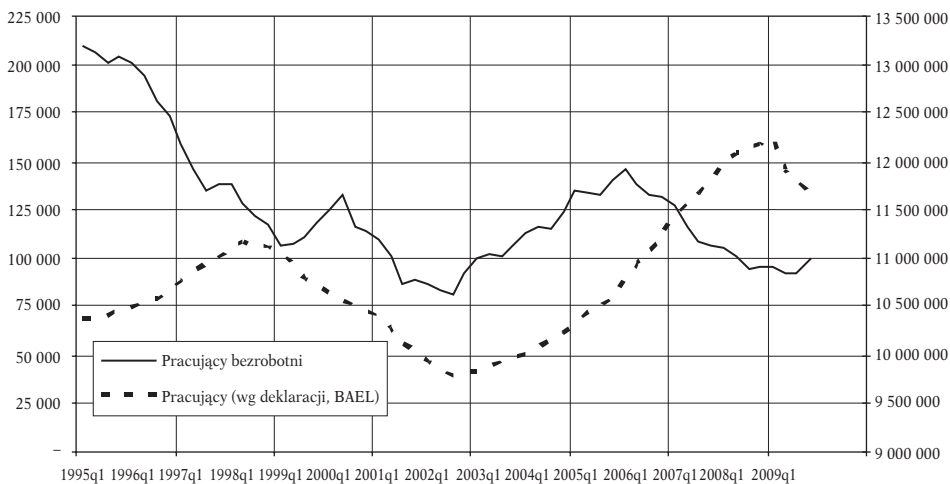
W badaniu analizowano dwie kategorie statusu na rynku pracy. Pierwsza kategoria została wygenerowana na podstawie odpowiedzi na pytanie w ankiecie BAEL: „Czy w badanym tygodniu wykonywał/wykonywała Pan (Pani) jakąkol-

⁷ Pozostałe kategorie to osoby otrzymujące tylko część wynagrodzenia nieformalnie oraz osoby formalnie nieaktywne (np. beneficjenci pomocy społecznej nie zarejestrowani w urzędzie pracy), które jednocześnie wykonują pracę zarobkową. Dane BAEL nie dostarczają informacji o tych kategoriach osób pracujących w szarej strefie.

⁸ Świadczenia w ramach pomocy społecznej przyznawane są na podstawie sytuacji dochodowej rodziny, a nie oficjalnego statusu danego członka gospodarstwa domowego na rynku pracy.

wiek pracę przynoszącą zarobek lub dochód?”. Druga kategoria została wygenerowana na podstawie odpowiedzi na pytanie w ostatniej części ankiety BAEL: „Czy jest Pan/Pani zarejestrowany w urzędzie pracy jako osoba bezrobotna?”. Z przecięcia tych dwóch cech (twierdząca odpowiedź na oba pytania), wygenerowana została zmienna określająca zatrudnienie nierejestrowane ogółem. Tak zdefiniowana szara strefa obejmuje w Polsce od ok. 200 tys. w połowie lat 90. do około 100 tys. w chwili obecnej, por. wykres 1.

Wykres 1. Pracujący (prawa skala) oraz pracujący bezrobotni (lewa skala)

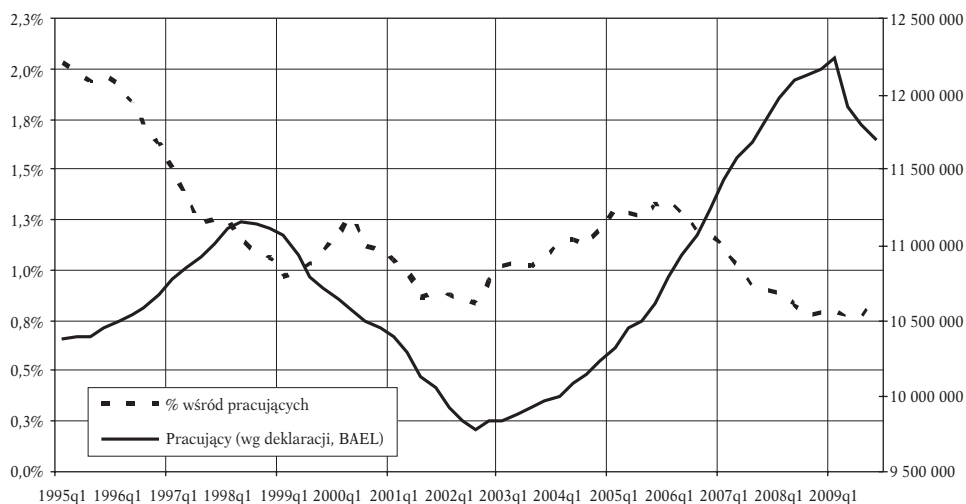


Źródło: BAEL, obliczenia własne

Liczba pracujących bezrobotnych zachowuje się mało stabilnie w trakcie analizowanego okresu, jednak trudno znaleźć wyraźne powiązanie pomiędzy bezwzględными zmianami zatrudnienia formalnego i nieformalnego – pierwszy ze spadków w szarej strefie jest opóźniony wobec całości zatrudnienia, a wzrost oraz drugi spadek mają charakter wyprzedzający. Silny trend spadkowy obserwowany w latach 1995-1998 jest związany prawdopodobnie bardziej ze zmniejszającą się zasadniczo w tym okresie liczbą osób bezrobotnych po tzw. pierwszej fali bezrobocia z wczesnych lat 90.

Nie wydaje się także, by istniała relacja między zatrudnieniem formalnym i nieformalnym, gdy pod uwagę weźmiemy odsetek bezrobotnych pracujących w populacji pracujących ogółem, por. wykres 2. W okresie największych wahań zatrudnienia, odsetek zachowuje się względnie stabilnie, sugerując, że zmiany zatrudnienia w ramach nieformalnego segmentu rynku pracy zachodziły proporcjonalnie do zmian obserwowanych na całej gospodarce, a zatem lekko procyklicznie. Jednak wniosek ten nie znajduje potwierdzenia w danych poza latami 1999-2005.

Wykres 2. Pracujący (prawa skala) oraz pracujący bezrobotni wśród pracujących w % (lewa skala)



Źródło: BAEL, obliczenia własne

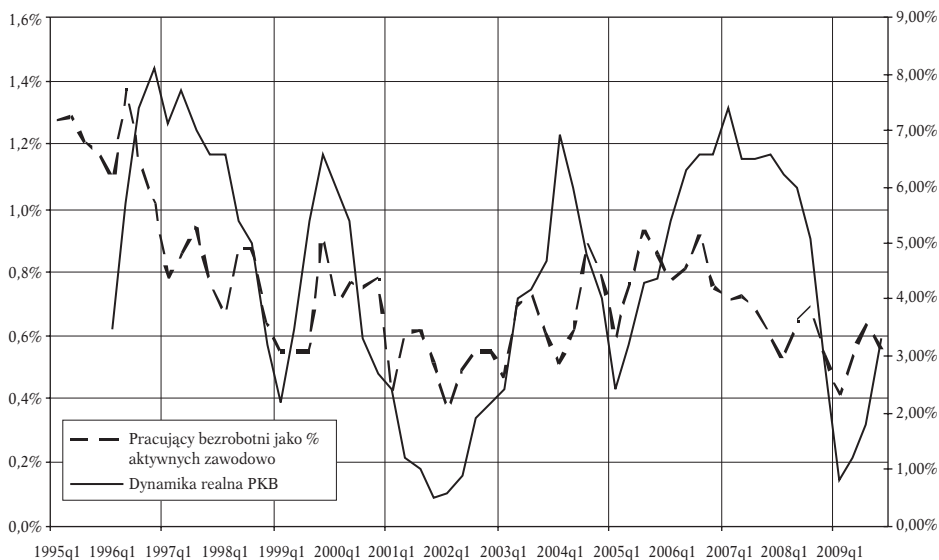
Także prosta analiza cykliczności wielkości szarej strefy względem zmian w tempie wzrostu PKB nie wydaje się dawać satysfakcjonujących rezultatów. Korelacja między odsetkiem bezrobotnych pracujących (w populacji aktywnych zawodowo ogółem) a PKB oszacowana na okresie 1995q1 – 2009q4 wynosi ok. 0,55 i jest statystycznie istotna na 1% poziomie ufności, wykres 3. Współczynnik ten jest jednak niestabilny na podpróbach tego okresu, często przyjmując wartości nieistotne. Korelacja opóźniona dawała jeszcze słabsze wyniki – ok. 0,40 do 0,48 w zależności od liczby opóźnień. Wskazywałoby to na słabą procykliczność relacji pomiędzy pracą nierejestrowaną, przy czym dostosowania po stronie zatrudnienia następują z pewnym opóźnieniem w stosunku do zmian tempa wzrostu gospodarczego.

Do podobnych wniosków można dojść analizując zachowanie udziału bezrobotnych deklarujących zatrudnienie i stopę bezrobocia: wzrostom (spadkom) stopy bezrobocia towarzyszy spadek (wzrost) udziału bezrobotnych deklarujących zatrudnienie. Własności statystyczne wskazują jednak na brak istotności statystycznej tej relacji – dopiero przy zastosowaniu opóźnienia o dwa kwartały współczynnik staje się istotny na poziomie istotności 10% przyjmując wartość $-0,23$.

Brak silnej korelacji wskazywałby, że w przeciwieństwie do krajów latynoamerykańskich oraz np. Włoch – w Polsce zatrudnienie nierejestrowane nie jest ani procykliczne, ani antycykliczne. Jeśli zatem prawdziwa byłaby teoria, że szara strefa pełni funkcje „bufora” zapewniającego bardziej elastyczną podaż pracy – w Polsce efekt zagregowany nie wydaje się tego potwierdzać. Możliwe jest oczywiście, że brak korelacji związany jest z heterogeniczną reakcją poszczególnych pracowników oraz gałęzi gospodarki. Jednak, podobnie jak

trudno wykazać zależność cykliczną wielkości zagregowanych, struktura osób zatrudnionych w nieformalnym segmencie rynku również nie ulega znacznym zmianom.

Wykres 3. Cykl koniunkturalny (prawa skala) a pracujący bezrobotni (lewa skala) w Polsce



Źródło: GUS i BAEL, obliczenia własne

Wobec braku przekonującej korelacji między cyklem koniunkturalnym a zatrudnieniem nierejestrowym, teoria „buforu” nie wydaje się mieć w Polsce zastosowania. By jednak podważyć lub potwierdzić ją w sposób rygorystyczny w dalszym ciągu pracy przedstawiamy wyniki badania mikroekonometrycznego próbując przeanalizować zmiany w determinantach selekcji do pracy w szarej strefie.

Metoda badawcza i opis wykorzystanych zmiennych

Podstawowym pytaniem badawczym, na które próbuje odpowiedzieć niniejszy artykuł dotyczy wpływu koniunktury gospodarczej na skłonność do podejmowania zatrudnienia w szarej strefie – jest to zarazem pytanie o skalę dobrowolności pracy nierejestrowanej. By udzielić przybliżonej odpowiedzi na te pytania, oszacowano model wykorzystując dane BAEL za rok 2003 i 2008. Badanie na danych dla tych dwóch różnych okresów pozwala na uchwycenie dwóch różnych momentów na polskim rynku pracy: okresu słabszej koniunktury i wysokiego bezrobocia (zwłaszcza wśród osób młodych) w 2003 roku i wysokiego tempa wzrostu gospodarczego, któremu towarzyszyło dynamicznie obniżające się bezrobocia w 2008 roku. W konsekwencji możliwe będzie empiryczne przeanalizowanie determinant podejmowania pracy nierejestrowa-

nej i zweryfikowanie pojawiających się w literaturze hipotez dotyczących tych determinant [GUS, 2005], [MPiPS, 2008]. Po drugie, możliwe będzie zbadanie potencjalnego zróżnicowania tych determinant w zależności od momentu cyklu koniunkturalnego. Obydwa badania uzupełniają istotną lukę w literaturze odnoszącej się do szarej strefy w krajach transformujących się.

W celu zbadania determinant zatrudnienia nierejestrowanego i ich zmian estymowane są dwa równania selekcji do szarej strefy: (i) spośród osób pracujących oraz (ii) spośród osób zarejestrowanych w urzędzie pracy jako bezrobotne. Pierwsze ujęcie można utożsamiać z określaniem czynników warunkujących zatrudnienie nierejestrowane jako sytuację „wyboru” – jest niewykluczone, że dany pracodawca nie jest zainteresowany zawarciem formalnej umowy i w tym sensie w danej relacji pracodawca-pracownik brak formalizacji stosunku pracy może być przejawem silniejszej pozycji negocjacyjnej pracodawcy. Jednak już sam fakt zaliczania się do grupy osób pracujących świadczy o zmaterializowaniu popytu na czyjąś pracę. Drugie ujęcie można utożsamiać z sytuacją „przymusu”. Dla osoby bezrobotnej – czyli pozbawionej możliwości czynnego uczestnictwa w rynku pracy – nieformalne zatrudnienie pełni funkcję jedynego łącznika z rynkiem pracy.

Zmienną zależną w obu estymacjach jest fakt wykonywania pracy nierejestrowanej (zmienna binarna). Osoby zarejestrowane jako bezrobotne i jednocześnie pracujące – czyli świadczące pracę nierejestrowaną – stanowiły w roku 2003 i podobnie w roku 2008 ok. 1,5% wszystkich osób pracujących wg BAEL. Zakładając, iż zgodnie z badaniami GUS [GUS, 2005] jak również Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej [MPiPS, 2008] liczba osób w Polsce wykonujących pracę nierejestrowaną w powyższym okresie wynosiła około 10% pracujących, analizowana w niniejszym badaniu populacja stanowi około 15% wszystkich osób wykonujących pracę nierejestrowaną. Z drugiej strony, choć niewątpliwie analizowana w niniejszym badaniu grupa osób pracujących w szarej strefie jest tylko jedną z kategorii osób wykonujących pracę nierejestrowaną⁹, jest to populacja w tym sensie kluczowa, że jedynie w odniesieniu do niej można mieć pewność, że nie jest aktywna na rynku pracy w innej formie (np. jako osoby oficjalnie zatrudnione i „dorabiające” poza podstawowym miejscem pracy w szarej strefie, osoby zatrudnione częściowo oficjalnie a częściowo nieoficjalnie, oraz osoby samozatrudnione ukrywające część lub całość obrotu). W tym sensie jest to populacja najbliższa omawianym wcześniej ujęciom teoretycznym. Po drugie, także z perspektywy społecznej to właśnie ten segment zatrudnienia nierejestrowanego stanowi problem najbardziej palący. Zarobkowanie dodatkowe – choć powiązane ze zjawiskami, takimi jak „biedni pracujący” (ang. *working poor*) – czy też podejmowanie zatrudnienia niezależnie od uzyskiwanych świadczeń społecznych są sposobem na poprawę bytu, a nie na jego zapewnienie. Wreszcie, zjawiska takie jak ukrywanie obrotu gospodarczego i unikanie opodatkowania przychodów przez osoby prawne lub osoby samozatrudnione – jakkolwiek istotne z punktu widzenia finansów publicznych

⁹ Patrz przypis 2.

– stanowi problem wtórny wobec zjawisk, takich jak dualny rynek pracy czy brak dostępu do zatrudnienia.

W badaniu wykorzystano zbiory BAEL dla lat 2003 i 2008. Wysoka liczebność populacji pracujących i bezrobotnych przyczynia się do obniżenia wielkości oszacowań błędów standardowych a także uniezależnia wyniki od przypadkowych obserwacji, co stanowiłoby duży problem przy relatywnie niewielkiej skali analizowanego zjawiska.

Ponieważ zmienna zależna jest zmienną dyskretną (przyjmującą wartość równą 1 w przypadku wykonywania pracy nierejestrowanej) do estymacji wykorzystać należy model ze zmienną binarną: probitowy, logitowy lub liniowy model prawdopodobieństwa. Przeprowadzone testy nie wskazywały na słabsze własności pierwszego typu modelu, więc pozostano przy tej specyfikacji¹⁰. Dla poprawy wiarygodności uzyskanych estymacji, zastosowano estymatory z odpornymi błędami standardowymi [Greene, 2000].

Postać modelu może zostać opisana w następujący sposób:

$$\Pr(\text{szara} = 1 | \text{osoba pracuje}) = [1 - \phi(x\beta)]^{1-y} \phi(x\beta)^y \quad (1)$$

$$\Pr(\text{szara} = 1 | \text{osoby bezrobotne}) = [1 - \phi(x\gamma)]^{1-y} \phi(x\gamma)^y \quad (2)$$

gdzie:

y – zmienna zależna (zero-jedynkowa),

x – zmienne niezależne,

β, γ – parametry,

ϕ – funkcja gęstości rozkładu normalnego. W modelu obliczono efekty krańcowe zgodnie ze wzorem:

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x_i} = f(x\beta)\beta_i = \phi(x\beta)\beta_i. \quad (3)$$

Powyższe efekty obliczono dla wartości średnich zmiennych niezależnych co oznacza, iż interpretujemy je jako wpływ jednostkowej zmiany zmiennej niezależnej w stosunku do jej wartości średniej na prawdopodobieństwo wykonywania pracy nierejestrowanej.

Oba modele szacowane były z wykorzystaniem wag udostępnianych przez GUS, które zapewniają reprezentatywność próby dla całej populacji Polaków powyżej 15 roku życia. Biorąc pod uwagę relatywną wielkość populacji pracujących w szarej strefie wobec populacji osób bezrobotnych oraz osób pracujących w BAEL, uwzględnienie wag jest istotne z punktu widzenia efektywności stosowanych estymatorów.

¹⁰ Test poprawności dopasowania Hosmer'a-Lemshow'a (ang. *goodness of fit*) jak również własności predykcyjne dla modelu probitowego nie wskazywały zarówno w przypadku selekcji do szarej strefy spośród bezrobotnych, jak i w przypadku selekcji spośród pracujących na konieczność jego odrzucenia na rzecz modelu logitowego.

Jako zmienne niezależne wykorzystano wszystkie istotne i dostępne w BAEL charakterystyki indywidualne, a także zmienne opisujące pracodawcę. Przede wszystkim, uwzględniono podstawowe charakterystyki społeczno-demograficzne: płeć, wiek (z uwzględnieniem potencjalnej nieliniowości), stan cywilny, poziom wykształcenia oraz wielkość miejsca zamieszkania. Uwzględniona została również zmienna będąca interakcją płci z wiekiem.

Dodatkowo stworzono zmienne mające uchwycić charakterystyki związane z osobami, u których na podstawie prostej analizy danych, jak również na podstawie literatury [GUS, 2005], [MPiPS, 2008], można przypuszczać występowanie większego prawdopodobieństwa podjęcia pracy nierejestrowanej. Do takich zmiennych zaliczana jest zmienna „młodzież”, która obejmuje osoby poniżej 30 roku życia oraz zmienna będąca interakcją tej zmiennej z płcią.

W modelu odnoszącym się do równania selekcji do szarej strefy spośród osób pracujących możliwe było także wykorzystanie zawodu oraz informacji o sekcji PKD, w której zatrudniona jest dana osoba. Zmienne te miały na celu uchwycenie osób, u których można przypuszczać występowanie większego prawdopodobieństwa podjęcia pracy nierejestrowanej. Prosta analiza danych jak również literatura wskazują, iż dużą częścią osób wykonujących pracę nierejestrowaną stanowią osoby młode a także osoby o niskich kwalifikacjach, zwłaszcza na terenach wiejskich, a w mniejszym stopniu na terenach miejskich [GUS, 2005], [MPiPS, 2008]. Można podejrzewać, iż dla tych osób praca nierejestrowana często stanowi jedyną możliwość pracy, jedyną alternatywę wobec pozostawania na bezrobociu. Natomiast osoby o wysokich kwalifikacjach, a zwłaszcza zamieszkujące w miastach mają znikomy udział w ogóle osób wykonujących pracę nierejestrowaną [MPiPS, 2008]. Również w sektorach, w których najczęściej można spotkać zatrudnienie nierejestrowane dużą część pracowników stanowią osoby o niskich kwalifikacjach lub o niskich poziomach wykształcenia.

Stworzono także zmienną odpowiadającą poziomowi kwalifikacji zawodowych – korzystając z klasyfikacji zawodów wyróżnione zostają zawody wysoko-, średnio- i niskokwalifikowane. Stworzone zostały również interakcje tej zmiennej z miejscem zamieszkania, co pozwala na otrzymanie zmiennych odpowiadających zawodom wysokokwalifikowanym i niskokwalifikowanym w miastach oraz niskokwalifikowanym na obszarach wiejskich. Dodatkowo wyróżnione zostają osoby o wykształceniu wyższym zamieszkałe w miastach.

W przypadku charakterystyk związanych z pracodawcą uwzględniono wielkość podmiotu gospodarczego wyróżniając mikrofirmy oraz małe i średnie przedsiębiorstwa [Merikuell, Staehr, 2010], [Fajnzylber i inni, 2006]. Skonstruowano także zmienne mające określić sektory, w których najczęściej można spotkać zatrudnienie nierejestrowane: rolnictwo, budownictwo i handel [MPiPS, 2008], [Merikuell, Staehr, 2010]. Powstały również interakcje tych zmiennych ze zmiennymi odpowiadającymi zawodom niskokwalifikowanym, niższemu poziomowi wykształcenia (poniżej wykształcenia średniego ogólnokształcącego) oraz ze zmienną „młodzież”.

Tablica 2
Struktura osób pracujących, bezrobotnych i bezrobotnych pracujących na podstawie BAEL (w %)

	2003			2008		
	Bezrobotni	Pracujący	Szara strefa	Bezrobotni	Pracujący	Szara strefa
Zmienna						
Płeć (1 = kobieta)	52,4%	47,2%	40,8%	53,6%	47,0%	43,1%
Młodych (1 = poniżej 30 r.ż.)	47,5%	25,6%	45,5%	45,6%	25,9%	44,7%
Młode kobiety	24,3%	11,1%	20,2%	24,0%	11,3%	21,1%
Wiek	33,3	38,8	33,3	34,0	39,1	33,9
Panna/kawaler	37,8%	18,8%	36,9%	37,5%	20,8%	38,8%
Mąż/mężatka	56,4%	75,4%	57,6%	56,1%	73,1%	54,6%
Wykształcenie wyższe	3,0%	16,3%	3,1%	3,8%	18,9%	4,6%
Wykształcenie średnie	9,8%	11,9%	7,3%	10,3%	12,3%	8,2%
Wykształcenie średnie zawodowe	21,2%	26,8%	19,5%	21,3%	26,2%	20,0%
Wykształcenie zawodowe	44,5%	33,4%	44,5%	43,2%	32,4%	42,3%
Wykształcenie podstawowe	21,6%	11,5%	25,6%	21,4%	10,2%	25,0%
Miasta (1 = ponad 50 tys. mieszkańców)	28,2%	42,4%	25,6%	27,3%	40,9%	25,5%
Tereny wiejskie	44,5%	30,7%	45,7%	45,1%	32,4%	46,0%
Mikroprzedsiębiorstwo		21,6%	57,9%		19,2%	53,3%
MŚP		74,8%	36,6%		75,9%	38,6%
Budownictwo, rolnictwo lub handel		7,0%	24,5%		7,6%	25,0%
– osoby poniżej 30 r.ż.		1,8%	8,3%		2,0%	8,3%
– osoby o niższych kwalifikacjach		5,5%	23,8%		6,2%	24,2%
– osoby o wyższ. zawodowym lub niższym		8,6%	26,4%		9,7%	27,4%
Zawody wysokokwalifikowane w miastach		9,9%	1,1%		10,3%	1,3%
Zawody niskokwalifikowane w miastach		15,9%	14,4%		14,7%	14,3%
Zawody niskokwalifikowane, tereny wiejskie		18,6%	37,2%		19,3%	36,0%
Liczba obserwacji	39 816	129 598	2 196	48 309	189 123	2 741

Uwagi: Odsetki w tablicy przedstawiają udział danej grupy w populacji, której liczebność podana jest w ostatnim wierszu. Status na rynku pracy wg BAEL, szara strefa zdefiniowana jak w opisie powyżej.

Źródło: BAEL, obliczenia własne

Tablica 2 przedstawia strukturę osób pracujących, bezrobotnych i bezrobotnych pracujących ze względu na wyżej wymienione zmienne. „Pracujący bezrobotni” strukturą są bardziej podobni do populacji bezrobotnych niż do populacji pracujących pod względem płci, wieku, stanu cywilnego oraz poziomu wykształcenia a także miejsca zamieszkania. Zatrudnienie nierejestrowane zdecydowanie częściej występuje w mikrofirmach niż w sektorze MŚP. Warto także podkreślić, że choć w każdym sektorze gospodarki można się z nim spotkać, koncentruje się w trzech podstawowych sektorach: budownictwo, rolnictwo, handel. Częstsze jest także występowanie zatrudnienia nierejestrowanego na terenach wiejskich, w szczególności w odniesieniu do osób o niższym poziomie kwalifikacji. Jest to zjawisko głównie obejmujące osoby o niższych kwalifikacjach, słabszym wykształceniu, a także zdecydowanie częściej osoby młode¹¹. Można nawet podejrzewać, że przy niższym wykształceniu i kwalifikacjach dla osób mieszkających na terenach wiejskich w niektórych regionach Polski jest to praktycznie jedyna dostępna forma aktywnego funkcjonowania na rynku pracy.

Jednak powyższe charakterystyki nie ulegają istotnym zmianom pomiędzy rokiem 2003 i 2008. Nieznacznie wzrósł odsetek kobiet oraz kobiet młodych. Poprawę struktury wykształcenia obserwujemy pomiędzy rokiem 2003 i 2008 we wszystkich populacjach, więc te zmiany wśród pracowników nierejestrowanych należy położyć na karb ogólnych trendów, a nie zmiany struktury popytu lub podaży pracy w tym segmencie rynku. Podobnie sprawa ma się z wielkością pracodawcy. Zatem, choć sytuacja na formalnym rynku pracy pomiędzy rokiem 2003 a 2008 zmieniła się zasadniczo, cechy osób pracujących w szarej strefie wydają się nie ulegać zmianom innym niż ogólne trendy na rynku pracy.

Wyniki badania

Tablica 3 ukazuje efekty krańcowe dla modelu probitowego, gdy selekcja do pracy nierejestrowanej odbywa się spośród zarejestrowanych bezrobotnych dla roku 2003 i 2008. Uzyskane dla obu lat wyniki wskazują na rosnące wraz z wiekiem prawdopodobieństwo podejmowania tego rodzaju pracy (choć jednocześnie przyrost tego prawdopodobieństwa jest coraz mniejszy wraz z wiekiem). Dodatkowo, osoby poniżej 30 roku życia cechują się w sposób statystycznie istotny mniejszym prawdopodobieństwem podejmowania pracy nierejestrowanej niż pozostałe. Ten dowód empiryczny zaprzeczałby powszechnemu mniemaniu o podejmowaniu pracy nierejestrowanej głównie przez osoby młode.

Stosunkowo duże na tle pozostałych wartości efektów krańcowych dla płci w obu badanych okresach wskazują na wyższe prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej przez mężczyzn. Pomimo to młode kobiety cechują się dodatnią (i również wysoką) wartością efektów krańcowych. Także

¹¹ Wyniki te są spójne z przeprowadzonymi przez Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej niezależnymi od kwerendy GUS badaniami zjawiska zatrudnienia nierejestrowanego w 2007 r. w Polsce, MPiPS 2008. Choć w niniejszym badaniu analizowano jedynie podpopulację wszystkich osób podejmujących tę formę pracy, charakterystyki strukturalne są jakościowo zbieżne.

stosunkowo wysokie i dodatnie wartości efektów krańcowych uzyskano dla zmiennej „mąż/mężatka”, choć w pozostałych przypadkach efekty krańcowe okazały się nieistotne.

Mieszkańcy miast cechują się relatywnie niższym prawdopodobieństwem podejmowania pracy nierejestrowanej, co wskazywałoby na istotną „buforową” rolę rolnictwa. Jednocześnie dla mieszkańców terenów wiejskich prawdopodobieństwo to nie odbiega w sposób statystycznie istotny od prawdopodobieństwa dla osób zamieszkujących na pozostałych terenach. Uwagę zwraca nieistotność efektów krańcowych dla poziomów wykształcenia w 2003 roku oraz ujemne i istotne wartości tych efektów w roku 2008. Wyniki te wydają się być niezgodne z intuicją, ponieważ wskazują na większe prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej przez osoby bezrobotne z wykształceniem wyższym. Jednak w istocie, wyniki te zdają się potwierdzać, iż w okresie silnej dekonjunktury na rynku pracy zatrudnienie nierejestrowane zatacza coraz szersze kręgi, obejmując także osoby zazwyczaj bardzo pożądane przez pracodawców¹². Przy wysokim bezrobociu, pozycja negocjacyjna pracownika staje się tak niska, że podjęcie pracy nierejestrowanej może być często jedyną możliwością uzyskiwania zarobków.

Poza wykształceniem, wyniki wskazują jednak, iż determinanty selekcji z bezrobocia do pracy nierejestrowanej nie zmieniały się w czasie i nie zależą od cyklu koniunkturalnego. Osoby o tych samych charakterystykach spośród zarejestrowanych bezrobotnych podejmowały pracę nierejestrowaną w 2003 roku, gdy rynek pracy cechował się rekordowo wysokim bezrobociem jak również w 2008 roku, gdy sytuacja na rynku pracy była bardzo korzystna: występowała wtedy najniższa od początku transformacji stopa bezrobocia oraz wysoka presja płacowa. Oznaczałoby to, iż zarówno w momentach dobrej jak i złej konjunktury gospodarczej osoby o pewnych charakterystykach nie mogą znaleźć pracy w sektorze oficjalnym i jedyną alternatywą dla nich jest podjęcie pracy nierejestrowanej. Jednocześnie wskazuje to na niewielką korelację między cyklem koniunkturalnym a pewnym segmentem nierejestrowanego zatrudnienia w Polsce.

Tablica 3

Wyniki estymacji modelu probit

Selekcja do szarej strefy spośród zarejestrowanych bezrobotnych

	2003	2008	Komentarz
Płeć (1 = kobieta)	-0.0348*** (0.00314)	-0.0332*** (0.00289)	Bez zmian
Młodzież (1 = poniżej 30 r.ż)	-0.00885* (0.00516)	-0.00904* (0.00482)	Bez zmian
Młode kobiety	0.0233*** (0.00516)	0.0245*** (0.00477)	Bez zmian

¹² W pewnym stopniu taki wynik może wynikać z poprawy struktury wykształcenia osób bezrobotnych pomiędzy rokiem 2003 a 2008 (por. tablica 2). Jednak efekty krańcowe szacowane były dla średniej, co uwzględnić powinno efekty strukturalne.

cd. tablicy 3

	2003	2008	Komentarz
Panna/kawaler	0.00365 (0.00288)	-0.00153 (0.00267)	
Mąż/mężatka	0.0317** (0.0131)	0.0245** (0.0107)	Bez zmian
Wykształcenie średnie	-0.00755 (0.00655)	-0.0136*** (0.00485)	Spadek
Wykształcenie średnie zawodowe	-0.000851 (0.00848)	-0.0122* (0.00624)	Spadek
Wykształcenie zawodowe	-0.00174 (0.00837)	-0.0150** (0.00665)	Spadek
Wykształcenie podstawowe	0.00994 (0.00929)	-0.00363 (0.00677)	
Miasta (1= ponad 50 tys. mieszkańców)	-0.00750** (0.00296)	-0.00506* (0.00284)	Bez zmian
Tereny wiejskie	-0.00443 (0.00829)	-0.00956 (0.00685)	Bez zmian
Wiek	0.00537*** (0.00101)	0.00463*** (0.000906)	Bez zmian
Wiek ²	-0.00786*** (0.00122)	-0.00658*** (0.00108)	Bez zmian
Liczba obserwacji	42 012	51 050	
Pseudo R2	0.135	0.108	
Przeciętne prawdopodobieństwo	0.0523	0.0537	
Dopasowane prawdopodobieństwo	0.0502	0.0520	
% obserwacji prawidłowo zaklasyfikowanych	94,8	94,3	

Uwagi: W tablicy podano wartości estymatorów efektów krańcowych oraz – w nawiasach – oszacowania błędów standardowych. ***, ** oraz * oznaczają istotność na poziomie 1%, 5% i 10%, odpowiednio. Oznaczenia w kolumnie (Komentarz) na podstawie dwustronnego testu *t-studenta*, gdzie hipotezą zerową jest brak różnicy pomiędzy estymatorami z roku 2003 oraz z roku 2008.

Źródło: obliczenia własne

W tablicy 4 ukazano efekty krańcowe dla modelu probitowego, gdy selekcja do pracy nierejestrowanej odbywa się spośród pracujących. Również w tym przypadku szacowano powyższy model dla 2003 i 2008 roku. Dla obu lat należy zauważyć, iż osoby wykonujące zawody niskokwalifikowane w miastach oraz na terenach wiejskich mają wyższe prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej. Osoby zamieszkałe w miastach mają mniejsze prawdopodobieństwo wykonywania tej pracy niż pozostałe osoby. Podobnie jest w przypadku osób z terenów wiejskich przy czym wynik ten wydaje się być niezgodny z intuicją.

Dla obu lat zmienne „młodość” okazała się nieistotna – nie można więc twierdzić, iż pracujące osoby młode podejmują z większym prawdopodobieństwem pracę nierejestrowaną. W tym sensie wnioski dla Polski różnią się od

wyników badań dla krajów Ameryki Łacińskiej, gdzie zatrudnienie nieformalne stanowi często główny sposób „wejścia” na rynek pracy po zakończeniu szkoły. W przypadku Polski wyłania się obraz, w którym spośród osób bezrobotnych, osobom młodym łatwiej jest znaleźć pracę nieformalną, lecz w populacji pracujących nie ma silnych bodźców wypychających młodzież do „gorszego” segmentu rynku pracy¹³.

Choć wniosek ten wydaje się stały i niezależny od koniunktury, młode kobiety cechują się systematycznie i niezależnie od cyklu wyższym prawdopodobieństwem podejmowania pracy nierejestrowanej, podczas gdy dla ogółu kobiet jest to prawda tylko w odniesieniu do 2008 roku i w około dwukrotnie mniejszej skali. Wskazywałoby to na relatywnie silnie wykluczający charakter polskiego rynku pracy w odniesieniu do młodych kobiet – zatrudnienie tych osób jest łatwiejsze w sytuacji, gdy pracodawca przestaje być związany regulacjami wynikającymi z kodeksu pracy.

W przypadku poziomów wykształcenia dla 2003 roku uzyskano (podobnie jak dla selekcji spośród zarejestrowanych bezrobotnych) wyniki niezgodne z intuicją: niższe poziomy wykształcenia charakteryzują się mniejszym prawdopodobieństwem podejmowania pracy nierejestrowanej (efekty krańcowe są istotne dla tych zmiennych). Natomiast dla 2008 roku znaki efektów krańcowych dla powyższych zmiennych są zgodne z intuicją: niższymi poziomom wykształcenia odpowiada wyższe prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej. Sugerowałoby to, iż w okresie wysokiego bezrobocia zatrudnienie nierejestrowane w znacznie większym stopniu odpowiada potrzebom pracodawców niż preferencjom pracowników – zataczając coraz szersze kręgi na rynku pracy zaczyna obejmować także osoby z wyższym wykształceniem i relatywnie pożądanymi charakterystykami.

Wniosek ten potwierdza także analiza charakterystyk pracodawców. Choć niezmiennie bardziej prawdopodobne jest podjęcie pracy nierejestrowanej przez osobę zatrudnioną w mikrofirmie, w zależności od cyklu zmienia się rola tradycyjnie „szarych” sektorów: w 2003 roku prawdopodobieństwo zatrudnienia nierejestrowanego jest w nich wręcz niższe niż w pozostałych sektorach gospodarki, natomiast sytuacja jest odwrotna w roku 2008. Podobna zależność dotyczy osób młodych zatrudnionych w tych tradycyjnie „szarych” sektorach. To kolejny dowód na bardziej heterogeniczną i zróżnicowaną strukturę zatrudnienia nierejestrowanego w okresie dekoniunktury niż w okresie wysokiej presji płacowej i napięć na rynku pracy.

Wszystkie te wyniki wskazują w rzeczywistości na silnie cykliczny charakter szarej strefy w Polsce, który jednak nie musi przejawiać się w zależnościach na poziomie zagregowanym ze względu na efekty kompozycyjne. Jednak, w przypadku osób o niskich kwalifikacjach, nieznaczne zmiany efektów krańcowych

¹³ Również całościowa zmienna określająca wiek okazała się nieistotna. Jednak efekt krańcowy dla wieku podniesionego do kwadratu jest istotny i ujemny, co może wskazywać na mniejsze prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej dla osób bardzo młodych oraz najstarszych.

(wzrost w miastach i spadek na terenach wiejskich) odzwierciedlały rosnący popyt w tym segmencie rynku pracy w roku 2008, co zwiększało względną pozycję przetargową pracownika i ułatwiało zawieranie takiej formy kontraktu jaka jest przez pracownika preferowana. Dla części osób wciąż oznacza to zatrudnienie nierejestrowane i unikanie opodatkowania.

Podsumowując uzyskane wyniki dla selekcji do pracy nierejestrowanej spośród pracujących należy zaznaczyć, iż są znacznie bardziej jednoznaczne niż wyniki dla selekcji spośród osób bezrobotnych. Choć systematycznie spośród pracujących pracę nierejestrowaną podejmują z większym prawdopodobieństwem osoby wykonujące zawody o niskich kwalifikacjach, zatrudnione w mikrofirmach, spoza miast i terenów wiejskich, istotne determinanty ulegają zmianom w cyklu koniunkturalnym.

Dość znacznie rosną efekty krańcowe dla zmiennych związanych z poziomami wykształcenia: o ile w 2003 roku efekty te są ujemne (co wydaje się być niezgodne z intuicją) o tyle w 2008 roku wskazują na większe prawdopodobieństwo podejmowania pracy nierejestrowanej przez osoby o niższych poziomach wykształcenia. Może to wskazywać, iż w okresach dobrej koniunktury gospodarczej osoby te próbują „dorobić” sobie poprzez podjęcie pracy nierejestrowanej. Z drugiej strony zmniejszenie się prawdopodobieństwa podjęcia pracy nierejestrowanej dla osób wykonujących zawody niskokwalifikowane na terenach wiejskich jak również dla osób o niższych kwalifikacjach w budownictwie, rolnictwie i handlu zdaje się zaprzeczać powyższemu wnioskowi. Może to również wskazywać, iż dobra koniunktura gospodarcza skłania nawet osoby o niskich kwalifikacjach do ograniczania podejmowania pracy nierejestrowanej. W odniesieniu do tych ostatnich determinant można twierdzić, iż zachowują się one antycyklicznie: w okresach słabszej koniunktury gospodarczej prowadzą do podejmowania pracy nierejestrowanej natomiast w momencie ożywienia gospodarczego skłaniają do jej ograniczania.

Tablica 4

Wyniki estymacji modelu probit

Selekcja do szarej strefy spośród pracujących

	2003	2008	Komentarz
Płeć (1 = kobieta)	0.000676 (0.000912)	0.00184** (0.000735)	Wzrost
Młodzież (1 = poniżej 30 r.ż)	0.000202 (0.00133)	0.000286 (0.00109)	Bez zmian
Młode kobiety	0.00442*** (0.00170)	0.00449*** (0.00142)	Bez zmian
Tereny wiejskie	-0.00832*** (0.00101)	-0.00609*** (0.000809)	Bez zmian
Zawody niskokwalifikowane w miastach	0.00515*** (0.00162)	0.00638*** (0.00143)	Nieznaczny wzrost
Zawody niskokwalifikowane na terenach wiejskich	0.0117*** (0.00189)	0.00794*** (0.00132)	Nieznaczny spadek

cd. tablicy 4

	2003	2008	Komentarz
Wiek	0.000140 (0.000260)	0.00196 (0.000202)	
Wiek ^2	-0.00079*** (0.000301)	-0.000476** (0.000231)	Nieznaczný wzrost
MŚP	-0.0209*** (0.00122)	-0.0203*** (0.00102)	Bez zmian
Panna/kawaler	-0.00467*** (0.000970)	-0.00521*** (0.000807)	Bez zmian
Mąż/mężatka	0.000728 (0.00244)	9.36e-05 (0.00178)	
Wykształcenie średnie zawodowe	-0.00896*** (0.000838)	0.00354*** (0.000635)	Trzykrotny wzrost
Wykształcenie zawodowe	-0.00556*** (0.000760)	0.0121*** (0.00129)	Wzrost
Miasta (1 = ponad 50 tys. mieszkańców)	-0.00741*** (0.000992)	-0.00674*** (0.000788)	Bez zmian
Budownictwo, rolnictwo lub handel	-0.00834*** (0.00233)	0.0316*** (0.0121)	Wzrost
– osoby poniżej 30 r.ż	-0.00537*** (0.000953)	-0.00526*** (0.000688)	Bez zmian
– osoby o niższych kwalifikacjach	0.0126* (0.00675)	0.00860* (0.00492)	Spadek
Liczba obserwacji	94 818	132 591	
Pseudo R2	0.147	0.138	
Przeciętne prawdopodobieństwo	0.0208	0.0180	
Dopasowane prawdopodobieństwo	0.0180	0.0195	
% obserwacji prawidłowo zaklasyfikowanych	98,3	98,2	

Uwagi: W tablicy podano wartości estymatorów efektów krańcowych oraz – w nawiasach – oszacowania błędów standardowych. ***, ** oraz * oznaczają istotność na poziomie 1%, 5% i 10%, odpowiednio. Oznaczenia w kolumnie (Komentarz) na podstawie dwustronnego testu *t-studenta*, gdzie hipotezą zerową jest brak różnicy pomiędzy estymatorami z roku 2003 oraz z roku 2008.

Źródło: obliczenia własne

Należy jeszcze zwrócić uwagę na zmianę efektu krańcowego dla typowych sektorów pomiędzy rokiem 2003 a 2008. O ile w 2003 roku prawdopodobieństwo podjęcia pracy nierejestrowanej przez osoby zatrudnione w firmach z tych sektorów jest mniejsze niż dla pozostałych sektorów (co wydaje się być niezgodne z intuicją) o tyle w 2008 jest ono większe. Może to z kolei wskazywać na procykliczne zachowanie tej determinanty: prowadzi do podejmowania pracy nierejestrowanej w okresach ożywienia gospodarczego a ogranicza je w okresach słabszej koniunktury gospodarczej.

Wnioski

W literaturze obecne są dwa podejścia dotyczące zachowania szarej strefy w cyklu koniunkturalnym. Pierwsze z nich, nazywane tradycyjnym, traktuje pracę nierejestrowaną jako swoisty „bufor” w okresach słabszej koniunktury gospodarczej: osoby tracące w tym okresie zatrudnienie chętniej zgodzą się na pracę nierejestrowaną, by zapewnić sobie (i ewentualnie rodzinie) jakiegokolwiek źródło dochodu. Podejście to sugerowałoby zatem wzrost liczby pracujących w sposób nierejestrowany oraz wzrost rozmiarów szarej strefy w momentach spowolnienia gospodarczego. Alternatywne podejście wskazuje na procykliczne zachowanie pracy nierejestrowanej – przy uregulowanym rynku pracy, koszty obniżania zatrudnienia są dla pracodawców znacząco wyższe w sektorze formalnym.

Badania dotyczące szarej strefy i pracy nierejestrowanej dla krajów transformujących się są rzadkie i przeważnie prowadzone przez urzędy statystyczne. Skupiają się one na ustaleniu rozmiarów powyższych zjawisk, pomijając analizę determinant podejmowania takiej formy pracy oraz jej własności cykliczne. W niniejszym badaniu podjęto próbę uzupełnienia tej luki, poprzez zbadanie determinant podejmowania pracy nierejestrowanej w Polsce oraz ich zachowania w cyklu koniunkturalnym. Na podstawie danych BAEL zbadano specyficzną kategorię sektora nieformalnego, tj. osoby, które będąc zarejestrowane jako bezrobotne jednocześnie deklarują pracę zarobkową. Analizę przeprowadzono w dwóch bardzo charakterystycznych dla polskiego rynku pracy okresach: w roku 2003 cechującym się bardzo wysokim bezrobociem oraz w roku 2008, czyli momentem niskiego bezrobocia i wysokiej presji płacowej.

W analizie zastosowano model dwumianowy ze zmienną zależną przyjmującą wartość 1 w przypadku wykonywania pracy nierejestrowanej. Zbiór zmiennych niezależnych był obszerny i obejmował charakterystyki społeczno-demograficzne badanych osób, jak również zmienne opisujące pracodawcę. Oszacowań dokonano dla dwóch równań selekcji: (i) spośród osób zarejestrowanych w urzędzie pracy jako bezrobotne oraz (ii) spośród osób pracujących. Pierwsze podejście może być utożsamiane z sytuacją „przymusu” – dla osoby bezrobotnej praca nierejestrowana może być jedyną możliwością obecności na rynku pracy wobec braku alternatywy w postaci pracy rejestrowanej. Drugie podejście może być utożsamiane z sytuacją „wyboru”: wykonywanie pracy nierejestrowanej może wynikać z wyboru pracownika lub pracodawcy.

Uzyskane wyniki dla selekcji spośród osób bezrobotnych nie potwierdzają powszechnego mniemania o podejmowaniu pracy nierejestrowanej przez osoby młode o niższych kwalifikacjach i zamieszkujące na terenach wiejskich. Z drugiej strony, spośród osób pracujących, to właśnie osoby wykonujące zawody niskokwalifikowane charakteryzują się większym prawdopodobieństwem podejmowania pracy nierejestrowanej. Istotnie na wykonywanie tego rodzaju pracy wpływają także niektóre charakterystyki pracodawcy: mikrofirmy oraz przedsiębiorstwa działające w sektorach, takie jak budownictwo, rolnictwo czy handel są bardziej skłonne do nieformalnych relacji z pracownikami.

Analiza cykliczności determinant zatrudnienia w szarej strefie wskazuje na silnie cykliczny charakter tej formy pracy w Polsce w ujęciu sektorowym. Choć spośród osób bezrobotnych wydaje się, że osoby o tych samych charakterystykach podejmowały pracę nierejestrowaną zarówno w 2003 r., gdy rynek pracy charakteryzował się rekordowo wysokim bezrobociem, jak również w 2008 r. gdy sytuacja na rynku pracy była odmienna, w przypadku selekcji spośród osób pracujących poprawa sytuacji na rynku pracy wiązała się z rosnącą pozycją negocjacyjną pracowników i zmniejszaniem „zasięgu” szarej strefy zarówno w ujęciu sektorowym, jak i pod względem kwalifikacji. Niezmiennosc charakterystyk w odniesieniu do selekcji spośród osób bezrobotnych zdaje się także sugerować, że dla części osoby o określonych charakterystykach jedyną alternatywą jest podjęcie pracy nierejestrowanej. Jednocześnie determinanty związane z niskim poziomem kwalifikacji zawodowych oraz specyficznymi sektorami zachowują się antycyklicznie. W okresach dobrej koniunktury gospodarczej zatrudnienie nieformalne koncentruje się w tradycyjnych sektorach i dotyczy osób o niższych kwalifikacjach, lecz w okresach słabszej koniunktury „zasięg” pracy w szarej strefie rośnie.

Wyniki te wskazują na dwa ważne wnioski dla polityki gospodarczej. Po pierwsze, dla pewnych grup praca nierejestrowana jest raczej wyborem niż przymusem i prawdopodobnie wiąże się z unikaniem opodatkowania. W tym kontekście zarówno zwiększenie wykrywalności, jak i obniżanie obciążeń podatkowych i paropodatkowych może przyczynić się do przechodzenia pracowników i firm do sektora formalnego. Jednak w okresach dekoniunktury szara strefa zaczyna obejmować swoim zakresem także inne segmenty rynku, co sugeruje iż pracodawcy nie zwiększą zakresu zatrudnienia formalnego, jeśli borykać się będą musieli z usztywnieniami na rynku pracy. To „dodatkowe” zatrudnienie nierejestrowane związane jest z utrudnionym dostępem do zatrudnienia, tj. wykluczającym charakterem rynku pracy. Instrumenty wspierające mobilność przestrzenną oraz zawodową mogą ograniczyć wzrost szarej strefy w okresach spowolnienia gospodarczego.

Dodatkowo należy wspomnieć o ograniczeniach związanych z niniejszym badaniem. BAEL nie pozwala na analizę wszystkich rodzajów pracy nierejestrowanej a jedynie specyficznej kategorii osób wykonujących pracę nierejestrowaną: tych, które jednocześnie deklarują się jako bezrobotne i wykonujące jakąkolwiek pracę zarobkową. W ten sposób uchwytywana jest tylko część osób pracujących w szarej strefie. Z tego powodu wyniki badania należy traktować z ostrożnością.

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.
- Boeri T., Garibaldi P., [2002], *Shadow activity and unemployment in a depressed labor market*, CEPR Discussion Papers 3433, CEPR, London.

- Bosch M., Goni E., Maloney W., [2007], *The determinants of rising informality in Brazil; evidence from gross worker flows*, IZA Discussion Papers 2970, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bosch M., Maloney W., [2006], *Gross worker flows in the presence of informal labor markets. Evidence from Mexico, 1987-2002*, World Bank, Washington D.C.
- Bosch M., Maloney W., [2007], *Comparative analysis of labor market dynamics using Markov processes: an application to informality*, IZA Discussion Papers 3038, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bosch M., Maloney W., [2008], *Cyclical movements in unemployment and informality in developing countries*, IZA Discussion Papers 3514, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bovi M., [2006], *The Cyclical Behavior of Shadow and Regular Employment*, Working Paper, 62, Institute di Studi e Analisi Economica, Roma.
- Busato F., Charini B., [2004], *Market and underground activities in a two-sector dynamic equilibrium model*, Economic Theory, 23, 831-861.
- Carillo M.R., Pugno M., [2004], *The underground economy and underdevelopment*, Economic System 28(3), 257-279.
- 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.
- Chiarini B., Marzano E., [2007], *Structural and cyclical patterns of underground labour input in Italy from 1980 to 2004*, Discussion Papers 3/2007, Department of Economic Studies, University of Naples „Parthenope”, Italy.
- 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.
- Fajnzylber P., Maloney W.F., Montes Rojas G., [2006], *Micro-firm dynamics in less developed countries: how similar are they to those in the industrialized world? Evidence from Mexico*, World Bank Economic Review, 20, 389-419.
- Fiess N.M., Fugazza M., Maloney W.F., [2007], *Informal Labor Markets and Macroeconomic Fluctuations*, Proceedings of the German Development Economics Conference, Verein fur Sozialpolitik, Goettingen.
- 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.
- Gardes F., Starzec C., [2002], *Polish Households between Transition and Informal Markets*, mimeo, <http://www.rennes.inra.fr/jma2002/pdf/gardes.pdf>
- Greene W., [2000], *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- 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.
- Ihrig J., Moe K.S., [2001], *Tax Policies and Informal Employment: The Asian Experience*, Asian Economic Journal, 15 (41), pp. 369-383.
- Johnson S., Kaufmann D., Zoido-Lobaton P., [1996], *Corruption, Public Finances and the Unofficial Economy*, Discussion Paper, 2169, World Bank, Washington D.C.
- Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, [1995], *Szara strefa w transformacji gospodarki*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Gdańsk.
- 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.

- Kolm A-S., Larsen B., [2003], *Wages, unemployment, and the underground economy*, CESifo working paper 1086, CESifo, Muenchen.
- 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.
- Loayza N.V., Rigolini J., [2006], *Informality Trends and Cycles*, Technical Report, World Bank, Washington D.C.
- Merikuell J., Staehr K., [December 2010], *Unreported Employment and Envelope Wages in Mid-Transition: Comparing Developments and Causes in the Baltic Countries*, Comparative Economic Studies, Vol. 52, Iss. 4, pp. 637-670.
- MPiPS, [2008], *Przyczyny pracy nierejestrowanej, jej skala, charakter i skutki społeczne*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- 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.
- Roca J.C.C., Moreno C.D., Sanchez J.E.G., [2001], *Underground economy and aggregate fluctuations*, Spanish Economic Review, 3, 41-53.
- 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, Bonn.
- 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., [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.
- Tyrowicz J., Cichocki J., [2011], *Employed Unemployed? On shadow employment in transition*, Empirica, w druku.
- Wiśniewski M., [1985], *Źródła i rozmiary drugiego obiegu gospodarczego w Polsce*, Ekonomista, 6, 913-940.

THE DETERMINANTS OF UNREGISTERED EMPLOYMENT IN POLAND DURING PERIODS OF HIGH AND LOW ECONOMIC GROWTH

Summary

The article examines changes in the determinants of unregistered employment in Poland during periods of high and low economic growth. Using Labor Force Survey data and probit models, the authors analyze the structure and determinants of unregistered employment in 2003 and 2008. In 2003 unemployment ran high, while in 2008 joblessness was relatively low and accompanied by high wage pressure. The authors look at two groups of workers in the context of unregistered employment: those officially unemployed and those officially employed but seeking to supplement their incomes by taking up jobs in the unregistered segment of the economy.

After analyzing changes in basic demographic and socioeconomic variables, Cichocki and Tyrowicz conclude that unemployed individuals tend to take up jobs in the unregistered segment of the economy both when the labor market suffers from high unemployment and when wage pressure rises. Generally, the bargaining position

of employees with regard to employers improved when the labor market revived and when the unregistered segment of the economy shrank in terms of both individual sectors and qualifications. Young unemployed people find it relatively easier to get informal work, the authors conclude, while no specific factors force young employees to look for jobs in the shadow economy.

Theoretically, the tax-evading, unregistered segment of the economy could be expected to display pro-cyclical changes, the authors say, shrinking in times of fast economic growth and expanding in periods of poor macroeconomic trends. But in reality the shadow economy provides a considerable measure of flexibility to employers, as a result of which unregistered employment tends to display countercyclical behavior, according to Cichocki and Tyrowicz.

Keywords: unregistered unemployment, tax evasion, shadow economy, business cycle, Labor Force Surveys, probit model