

Kreacja i destrukcja miejsc pracy w polskiej gospodarce w świetle publikowanych danych miesięcznych

Michał Gradzewicz*, Paweł Strzelecki#

Nadesłany: 18 maja 2011 r. Zaakceptowany: 15 września 2011 r.

Streszczenie

Artykuł przedstawia nową metodę szacowania przepływów zatrudnienia na polskim rynku pracy na podstawie danych z urzędów pracy oraz analizę cykliczności tych przepływów. Wykorzystano w nim metodykę zaproponowaną przez Schimera (2007). Prawdopodobieństwa przepływów do i z bezrobocia kształtują się podobnie jak prawdopodobieństwa wyznaczone na podstawie mikrodanych z BAEL (uwzględniających przepływy do i z nieaktywności) oraz na podstawie metod opartych na relacji liczby wakatów do liczby osób bezrobotnych. Oznacza to, że zaproponowana metoda pozwala na uzyskiwanie informacji o zmianach przepływów na rynku pracy spójnych z innymi źródłami, ale znacznie wcześniej i na podstawie powszechnie dostępnych danych. Całkowita ocena oddziaływania kreacji i destrukcji miejsc pracy na bezrobocie zależy od metody dekompozycji. Metody dekompozycji dostosowane do polskiej specyfiki wskazują na nieznacznie większy wpływ destrukcji miejsc pracy. Z kolei analiza korelacji standardowych oraz dynamicznych wskazuje na większe znaczenie kreacji miejsc pracy. Niezależnie od metody obserwacje wskazują, że oddziaływanie destrukcji miejsc pracy jest szczególnie wyraźne w początkowych okresach recesji i determinuje wzrost bezrobocia. Wpływ tworzenia miejsc pracy wydaje się natomiast bardziej równomiernie rozłożony w cyklu koniunkturalnym i odgrywa relatywnie większą rolę w trakcie wychodzenia z recesji.

Słowa kluczowe: bezrobocie, kreacja miejsc pracy, destrukcja miejsc pracy, cykl koniunkturalny

JEL: J23, J63, J64

* Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: michal.gradzewicz@nbp.pl.

Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Statystyki i Demografii.

1. Wstęp

Standardowa analiza zmian zachodzących na rynku pracy koncentruje się zwykle na zmianach liczby osób bezrobotnych oraz pracujących. Informacje tego typu są podstawą bieżącej oceny sytuacji na rynku pracy i powszechnie wykorzystuje się je w modelowaniu gospodarek. Tymczasem liczba osób szukających pracy w gospodarce oraz, w konsekwencji, stopa bezrobocia mogą być postrzegane jako wypadkowa napływów do bezrobocia i odpływów z niego, będących wynikiem tworzenia i destrukcji miejsc pracy w gospodarce¹. Wielkość tych przepływów jest wielokrotnie większa niż zmiany liczby pracujących czy bezrobotnych. Taki opis zjawisk zachodzących na rynku pracy można znaleźć m.in. w pracy Blanchard i in. (1990) oraz w badaniach powstających wraz z rozwojem modeli rynku pracy, opisujących zmiany na rynku pracy przez pryzmat decyzji podmiotów w skali mikro. Należy do nich np. model poszukiwań pracy (Mortensen, Pissarides 1994).

W polskiej literaturze analizy przepływów na rynku pracy były wykorzystywane w ostatnich 20 latach do identyfikacji bezrobocia strukturalnego grup o największych i najmniejszych prawdopodobieństwach znalezienia i utraty pracy (Socha, Sztanderska 2000) oraz do poszukiwań stopy bezrobocia równowagi, rozumianej w polskiej gospodarce jako bezrobocie przy stałych przepływach na rynku pracy (Góra 2000). Przepływy pomiędzy zatrudnieniem, bezrobociem i nieaktywnością były również wykorzystywane do opisu zmian na rynku pracy w latach 90. XX w. (Kucharski 2001). Bardziej dezagregowane przepływy posłużyły jako narzędzie analiz zmian struktury sektorowej gospodarki (Rutkowski 2002; Ingham, Ingham 2005), jak również do analizy konsekwencji coraz częstszego wykorzystywania przez pracodawców umów na czas określony (Bukowski i in. 2008). Ponadto w pracy Strawińskiego (2009) dokonano oceny cykliczności zmian wartości prawdopodobieństw przepływów na rynku pracy. Wynika z niej, że oba procesy – kreacji i destrukcji miejsc pracy – odgrywały w Polsce istotną rolę, ale większy wpływ na kształtowanie się bezrobocia w całym okresie 1995–2008 miała kreacja miejsc pracy.

Badania dotyczące przepływów na rynku pracy, w odróżnieniu od zazwyczaj wykorzystywanych analiz zmiennych zasobowych, takich jak liczba pracujących czy stopa bezrobocia, wymagają dodatkowych danych i procedur postępowania. W praktyce powszechnie stosowanym podejściem pozwalającym na wyodrębnienie przepływów na rynku pracy jest obserwacja statusu tych samych osób w kolejnych okresach (z wykorzystaniem danych panelowych lub informacji o rynku pracy w przeszłości). W Polsce jedynym źródłem danych pozwalającym na tego typu analizy z częstotliwością kwartalną są mikrodane z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Jednak ze względu na ich ograniczoną dostępność oraz czas potrzebny na opracowanie danych z tak dużego badania ankietowego, oszacowane na tej podstawie przepływy na rynku pracy trudno wykorzystywać do analiz bieżącej sytuacji.

Niniejszy artykuł ma dwa cele. Po pierwsze, przedstawiono w nim alternatywną metodę oszacowania przepływów na rynku pracy, wykorzystującą miesięczne dane o bezrobociu rejestrowanym. Ponadto oceniono jej wiarygodność przez zestawienie jej wyników z przepływami oszacowanymi na podstawie danych BAEL za pomocą metody gwarantującej spójność z publikacjami GUS.

¹ Na zmiany bezrobocia mogą również oddziaływać napływy spoza rynku pracy i odpływy do nieaktywności jednak są one w mniejszym stopniu powiązane ze stanem gospodarki.

Po drugie, na podstawie szeregów prawdopodobieństw znalezienia i utraty pracy podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, który z procesów – kreacja czy destrukcja miejsc pracy – ma większy wpływ na kształtowanie się bezrobocia w cyklu koniunkturalnym.

Użycie danych miesięcznych pozwala na szybszą interpretację zmian stopy bezrobocia i identyfikację odpowiedzialnych za nie procesów gospodarczych. Ponadto metoda ta opiera się na danych dotyczących wszystkich zarejestrowanych bezrobotnych, co powinno zapewniać odporność na trudne do oszacowania procesy migracji². Dodatkowo, uwzględnienie w metodzie przepływów zachodzących między momentami obserwacji (za pomocą modelu z czasem ciągłym) eliminuje potencjalny problem niedoszacowania tych przepływów.

Ograniczenia używanej metody wiążą się z uproszczonym charakterem modelu oraz korzystaniem jedynie ze statystyk urzędów pracy. Dostępne dane miesięczne nie pozwalają na uwzględnienie w analizie stanu nieaktywności, w związku z czym konieczne jest stosowanie uproszczonego modelu dwustanowego rynku pracy, mogącego zaburzać interpretację uzyskanych wyników. Ponadto zastosowanie tej metody wymaga przyjęcia definicji bezrobocia opartej na rejestracji, a nie na faktycznym poszukiwaniu i gotowości do pracy. Zastosowanie proponowanej metody musi być zatem poprzedzone analizą, na ile jej wyniki odzwierciedlają wiedzę na temat kreacji i destrukcji miejsc pracy w polskiej gospodarce pochodzącą z innych źródeł.

W artykule zaprezentowano weryfikację zasadności używania uproszczonego modelu oparte- go na danych miesięcznych pochodzących z urzędów pracy do opisu zmian na rynku pracy spójnego z innymi źródłami danych empirycznych. W tym celu przepływy oszacowane za pomocą zaproponowanej metody zostały porównane z szacunkami wyznaczonymi na podstawie mikrodanych danych BAEL używanych w innych pracach poświęconych polskiemu rynkowi pracy. W tym przypadku metoda określania przepływów na podstawie mikrodanych została tak rozwinięta, aby zapewnić spójność przepływów z publikowanymi przez GUS danymi reprezentatywnymi dla całej populacji Polski. Ponadto w ramach weryfikacji porównano uzyskane prawdopodobieństwa znalezienia pracy z prawdopodobieństwami wynikającymi z relacji między liczbą wakatów a liczbą bezrobotnych.

Jednym z zagadnień najczęściej poruszanych w literaturze przedmiotu jest cykliczność przepływów pomiędzy zatrudnieniem a bezrobociem. Z części badań wynika, że kreacja nowych miejsc pracy jest zdecydowanie bardziej związana z cyklem koniunkturalnym niż ich destrukcja (Shimer 2007), podczas gdy wcześniejsze analizy wiązały wahania cykliczne głównie z wahaniami destrukcji miejsc pracy (Davis, Haltiwanger, Schuh 1998). Niektóre z badań wskazują także, że rozróżnienie wpływu cyklu na kreację i destrukcję miejsc pracy może zależeć od metod oceny całościowego oddziaływania każdego z przepływów oraz od danych używanych w analizach (Fujita, Ramey 2007), a także od uwzględnienia przepływów z i do bierności zawodowej (Yashiv 2006). Nasilenie przepływów związanych z kreacją i destrukcją miejsc pracy oraz cykliczność tych zachowań różnią się w poszczególnych krajach. Wydaje się, że cykliczne zmiany kreacji miejsc pracy mają największe znaczenie dla koniunkturalnych zmian bezrobocia w Stanach Zjednoczonych i w Wielkiej Brytanii – krajach o relatywnie elastycznych warunkach zatrudnienia, natomiast w państwach Europy kontynentalnej cykliczny wpływ kreacji i destrukcji miejsc pracy na wahania bezrobocia w cyklu koniunkturalnym jest zbliżony (Elsby, Hobijn, Sahin 2008). Duże znacze-

² W przypadku danych BAEL ostateczne wyniki są zależne od egzogenicznych szacunków migracji, które wpływają na wagi, za pomocą których uogólniane są wyniki próby.

nie dla wyników analiz cykliczności może mieć silne założenie przyjmowane w większości metod, że wszyscy bezrobotni mają jednakowe szanse na znalezienie pracy. Możliwość negatywnego wpływu czasu pozostawania bezrobotnym na szanse znalezienia pracy bywa uwzględniana w nielicznych analizach (Elsby, Michaels, Solon 2009), ponieważ wymaga skomplikowanych zabiegów technicznych.

W artykule zbadano kształtowanie się prawdopodobieństw utraty i znalezienia pracy w cyklu koniunkturalnym, zdefiniowanym warunkami panującymi na rynku pracy i mierzonym za pomocą stopy bezrobocia. W analizie wykorzystano standardowe narzędzie, jakim jest analiza korelacji, jak również metody spektralne, w szczególności korelacje dynamiczne. Ponadto dokonano dekompozycji wariacji bezrobocia na zmiany związane z tworzeniem miejsc pracy oraz wywołane przez ich destrukcję. W celu zapewnienia porównywalności metody dekompozycji zmian bezrobocia zaczerpnięto z aktualnej literatury przedmiotu. Otrzymane wyniki zależą od przyjętych metod i nie pozwalają na wyraźne potwierdzenie przewagi destrukcji lub kreacji miejsc pracy w wyjaśnianiu zmian bezrobocia w Polsce.

2. Metodyka analizy

2.1. Metoda Shimera

Zastosowana metoda badania opiera się na pracach Shimera (2007) oraz Rogersona i Shimera (2010) i wprowadza kilka założeń upraszczających ujęcie problemu, podyktowanych głównie ograniczeniami źródła danych. Z analizy wyłączono mianowicie przepływy do i z bierności zawodowej, czyli dotyczy ona przepływów wyłącznie pomiędzy stanem bezrobocia i pracy. Ponadto zakłada się, że prawdopodobieństwo znalezienia pracy przez bezrobotnego, F_t , oraz utraty pracy przez osobę pracującą, X_t , są stałe w okresie t i niezależne od indywidualnych charakterystyk bezrobotnego lub pracującego, a w szczególności nie są funkcją okresu ich pozostawania w danym stanie.

Podstawowy model wyrażony jest w czasie ciągłym, z uwzględnieniem dyskretnego charakteru pomiaru zmiennych charakteryzujących rynek pracy. Wzięto w nim pod uwagę, że w danym okresie (miesiącu) w sposób ciągły i ze stałą intensywnością następują przepływy pomiędzy zasobem osób bezrobotnych i pracujących. Dla momentów pomiaru $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ okres t jest utożsamiany, zgodnie z pracą Shimera (2007), z przedziałem czasowym $[t, t+1)$. Przy opisanych wyżej założeniach napływ do bezrobocia w okresie t można opisać procesem Poissona ze stałą w okresie t intensywnością $x_t = -\log(1 - X_t)$, natomiast odpływ – procesem Poissona ze stałą w okresie t intensywnością $f_t = -\log(1 - F_t)$, gdzie F_t oraz X_t są prawdopodobieństwami zmiany stanów.

Niech $\tau \in [0, 1)$ będzie czasem, który upłynął od ostatniego pomiaru $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ zmiennych charakteryzujących rynek pracy, z kolei e_t oraz u_t – odpowiednio liczbą osób pracujących oraz bezrobotnych w chwili t , a $u_t^s(\tau)$ – liczbą krótkookresowo bezrobotnych, czyli osób bezrobotnych w momencie $t + \tau$, ale pracujących w dowolnym momencie $t' \in [t, t + \tau)$. Warto zauważyć, że $u_{t+1}^s \equiv u_t^s(1)$ oznacza łączną liczbę krótkookresowo bezrobotnych pod koniec okresu t .

Przy tych oznaczeniach liczba bezrobotnych i krótkookresowo bezrobotnych zmienia się zgodnie z równaniami różniczkowymi (1)–(2):

$$\begin{aligned}\dot{u}_{t+\tau} &= e_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}f_t \\ \dot{u}_t^s(\tau) &= e_{t+\tau}x_t - u_t^s(\tau)f_t\end{aligned}\quad (2)$$

Metodyka Shimera polega na wyznaczeniu bezpośrednio z danych statystycznych prawdopodobieństwa F_t (służącego do określenia intensywności f_t), a następnie, warunkowo względem niego, rozwiązania układu (1)–(2) względem x_t , aby wyznaczyć prawdopodobieństwo utraty pracy X_t . Do wyznaczenia prawdopodobieństwa znalezienia pracy Shimer posłużył się zależnością:

$$u_{t+1} = (1 - F_t)u_t + u_{t+1}^s \quad (3)$$

Zgodnie z nią na liczbę bezrobotnych w momencie $t+1$ składa się liczba osób pozostających bez pracy w okresie t (ta część bezrobotnych określona jest przez $1 - F_t = e^{-f_t}$) i liczba nowych bezrobotnych, którzy napłynęli w okresie t . Na podstawie tej zależności prawdopodobieństwo F_t dane jest wzorem:

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t} \quad (4)$$

Intensywność napływu do bezrobocia x_t i prawdopodobieństwo utraty pracy w okresie $t(X_t)$ można wyznaczyć na podstawie rozwiązania równania (1) ze względu na u_{t+1} :

$$u_{t+1} = \frac{(1 - e^{-f_t - x_t})x_t}{f_t + x_t}l_t + e^{-f_t - x_t}u_t \quad (5)$$

gdzie $l_t = e_t + u_t$ oznacza liczbę aktywnych zawodowo.

Ze względu na to, że intensywność x_t jest dana w sposób uwikłany w równaniu (5), w praktyce wyznacza się ją za pomocą metod numerycznych³.

Prawdopodobieństwo utraty pracy (oznaczymy je dla odróżnienia symbolem $\tilde{X}_t$) można również przybliżyć, korzystając z dyskretnej i uproszczonej wersji równania (5), która nie uwzględnia efektu utraty i znalezienia pracy w okresie t i posługując się następującym równaniem ruchu opisującym liczbę osób bezrobotnych:

$$u_{t+1} = \tilde{X}_t e_t + (1 - \tilde{F}_t)u_t \quad (6)$$

Zakładając, że $\tilde{F}_t = F_t$, z równania (6) można wyznaczyć prawdopodobieństwo utraty pracy jako: $\tilde{X}_t = \frac{u_{t+1}^s}{e_t}$. Warto również zauważyć, że w przypadku granicznym, gdy okres t jest dostatecznie krótki lub gdy $f_t + x_t$ jest dostatecznie małe, równanie (5) ulega uproszczeniu do równania (6).

³ Ze względu na fakt, że $l_t > u_t$, prawa strona równania (5) jest rosnąca względem x_t , co zapewnia istnienie rozwiązania względem tej zmiennej.

2.2. Zastosowanie metody Shimera na podstawie danych o bezrobociu rejestrowanym

Do wyznaczenia prawdopodobieństw F_t i X_t na podstawie opisanych wyżej równań posłużono się miesięcznymi danymi o stopie bezrobocia, liczbie osób bezrobotnych oraz liczbie nowo zarejestrowanych bezrobotnych, jak również liczbie osób wyrejestrowujących się z powodu podjęcia pracy. Dane te GUS zbiera z urzędów pracy (tzw. bezrobocie rejestrowane). Obejmują one okres styczeń 1995 – sierpień 2010 r. Liczbę aktywnych zawodowo i pracujących wyznaczono na podstawie danych o stopie bezrobocia i liczby bezrobotnych zarejestrowanych. Do wyznaczenia indeksu restrykcyjności rynku pracy posłużono się dodatkowo danymi GUS o liczbie wakatów zgłoszonych w danym miesiącu do urzędów pracy.

Ponieważ równania teoretyczne zakładają, że moment obserwacji danych t wyznacza początek okresu, a dane empiryczne mierzone są jako stan na koniec okresu, zmodyfikowano równania, odpowiednio przesuwając w czasie zmienne o charakterze zasobowym.

Ponadto Shimer szacował prawdopodobieństwo znalezienia pracy na podstawie wzoru (4), wykorzystując do obliczenia wielkości u_{t+1}^s dostępne w USA dane o liczbie osób będących bezrobotnymi dłużej niż cztery tygodnie. W przypadku Polski lepszą i bardziej wiarygodną wielkością, na której można oprzeć szacunek F_t , jest liczba osób wyrejestrowujących się w danym miesiącu z powodu podjęcia pracy⁴. Zmienna ta mierzy bezpośredni przepływ pomiędzy stanami bezrobocia i pracy. Prawdopodobieństwo znalezienia pracy jest zatem wyznaczane na podstawie zależności:

$$F_t = \frac{u_t^{emp}}{u_{t-1}} \quad (7)$$

gdzie u_t^{emp} jest liczbą osób wyrejestrowanych z urzędów pracy z powodu podjęcia pracy.

Z kolei prawdopodobieństwo utraty pracy $X_t = 1 - e^{-x_t}$ wyznaczono z zależności:

$$u_t = \frac{(1 - e^{-f_t - x_t})x_t}{f_t + x_t} l_{t-1} + e^{-f_t - x_t} u_{t-1} \quad (8)$$

lub w wersji uproszczonej:

$$\tilde{X}_t = \frac{u_t - (1 - \tilde{F}_t)u_{t-1}}{e_{t-1}} \quad (9)$$

⁴ W danych rejestrowych różnica między liczbą nowo zarejestrowanych bezrobotnych a liczbą wszystkich wyrejestrowanych równa jest zmianie liczby bezrobotnych w danym okresie i w tym sensie dane te są spójne z przedstawionymi wyżej równaniami zmian liczby osób bezrobotnych. Z drugiej strony nie wszyscy bezrobotni wyrejestrowujący się zaczynają pracę, czyli stanowią przepływ pomiędzy bezrobociem a zatrudnieniem. Ponieważ metoda używana do wyznaczenia prawdopodobieństw opiera się na poprawnym oszacowaniu prawdopodobieństwa F_t , oparcie wyliczeń na wyrejestrowujących się z tytułu podjęcia pracy jest uzasadnione. Ponadto przeprowadzone przez autorów porównanie prawdopodobieństw opartych na liczbie nowych rejestracji (analogicznie do Shimera) z prawdopodobieństwami opartymi na danych BAEL wskazuje, że wyniki metody empirycznej zaprezentowanej w artykule są zdecydowanie bliższe danym BAEL pod względem przeciętnego poziomu i korelacji badanych charakterystyk F_t .

3. Analiza wyników

3.1. Wyniki obliczeń miesięcznych przepływów na rynku pracy

Zastosowanie metodyki Shimera pozwala na obliczenie prawdopodobieństw przepływów na rynku pracy dla polskiej gospodarki, (por. wykres 1 w Aneksie). Szeregi czasowe wykorzystane w dalszej analizie zostały pozbawione składnika sezonowego za pomocą metody TRAMO/SEATS zaimplementowanej w pakiecie Demetra.

Z kolei na wykresie 2 przedstawiono porównanie prawdopodobieństw utraty pracy (po usunięciu wahań sezonowych) określonych za pomocą pełnego modelu i jego uproszczonej postaci granicznej, czyli wyznaczonych z równania (8) lub (9). Różnice pomiędzy nimi są nieznaczne; niemal identyczne są również ich charakterystyki cykliczne. Wynika to z faktu, że dane obserwowane są z częstotliwością miesięczną, czyli relatywnie wysoką, a więc prawdopodobieństwa przepływów w trakcie miesiąca są stosunkowo niskie. W analizach kwartalnych lub rocznych uwzględnienie ciągłości procesów zachodzących na rynku pracy powinno wyraźniej wpływać na otrzymywane wyniki. W dalszej części artykułu, niezależnie od uzyskanego tutaj wyniku, stosowano prawdopodobieństwa przepływów wynikające z pełnego modelu.

3.2. Przepływy a zmiany stanów

Wykres 3 obrazuje kolejną istotną cechę rynku pracy – znaczne wielkości przepływów prowadzących do obserwowanych zmian bezrobotnych. Średnia zmiana miesięczna (w ujęciu absolutnym) liczby osób bezrobotnych w okresie styczeń 1995 – sierpień 2010 r. wyniosła około 29 tys. osób. Z kolei średnie miesięczne wielkości przepływów na rynku pracy były niemal pięciokrotnie wyższe i wyniosły około 112 tys. osób napływających do bezrobocia oraz około 117 tys. osób odpływających z niego. Dynamika przepływów na rynku pracy jest zatem bardzo wysoka w stosunku do zmiany liczby osób bezrobotnych.

3.3. Własności cykliczne przepływów

Analiza kształtowania się wyznaczonych prawdopodobieństw oraz stopy bezrobocia pozwala na sformułowanie pewnych wniosków dotyczących znaczenia procesów kreacji i destrukcji miejsc pracy w cyklu koniunkturalnym oraz wpływu tych procesów na stopę bezrobocia (formalnej analizie tego ostatniego wątku poświęcony jest rozdział czwarty).

Wykres 1 przedstawia prawdopodobieństwa znalezienia i utraty pracy na tle stopy bezrobocia rejestrowanego. Obrazuje on wyraźną odwrotną zależność pomiędzy bezrobociem a prawdopodobieństwem znalezienia pracy oraz słabsze powiązanie prawdopodobieństwa utraty pracy z bezrobociem. Miara F_t cechuje się raczej dłuższymi wahaniami, podobnymi do wahań bezrobocia, z kolei miara X_t wydaje się bardziej zmienna w krótkich okresach, choć widoczne są również wyraźne wahania o niższej częstotliwości. Ponadto wydaje się, że znaczenie destrukcji miejsc pracy jest większe w początkowych okresach recesji i jest główną przyczyną wzrostu bezrobocia. Wpływ

tworzenia miejsc pracy jest bardziej równomiernie rozłożony w cyklu koniunkturalnym i odgrywa relatywnie większą rolę w okresach wychodzenia z recesji.

Tę pierwszą obserwację potwierdza analiza korelacyjna⁵ – współczynnik korelacji miary F_t ze stopą bezrobocia (por. tabela 2) wynosi -0,88 i jest (co do modułu) znacznie wyższy niż analogiczny współczynnik dla miary X_t , czyli 0,45. Wydaje się zatem, że w cyklu koniunkturalnym relatywnie większe znaczenie dla kształtowania się stopy bezrobocia ma tworzenie nowych miejsc pracy⁶. Jest to zgodne z wynikami uzyskanymi dla wielu gospodarek świata (por. Rogerson, Shimer 2010), jak też dla Polski (por. Strawiński 2009). Mimo to formalne sposoby dekompozycji zmienności bezrobocia nie dają wyraźnych wniosków w tym zakresie – por. rozdział czwarty.

Uzyskane rezultaty potwierdza analiza korelacji dynamicznych w dziedzinie częstotliwości (por. wykres 4, obrazujący rozkład współczynnika korelacji dla różnych częstotliwości, wyrażonych w kwartałach). Powiązanie pomiędzy F_t i U_t jest silne (co do modułu) zarówno dla mniejszych, jak i większych częstotliwości i oscyluje pomiędzy -0,7 a -0,9. Z kolei związek prawdopodobieństwa X_t ze stopą bezrobocia jest słaby (blisko granicy istotności) dla krótszych okresów wahań (od czterech do 12 kwartałów), a korelacja dynamiczna rośnie wraz z wydłużaniem horyzontu analizy, do około 0,6 w długim okresie. W całym zakresie częstotliwości utrzymuje się jednak na poziomach niższych (co do modułu) niż w przypadku korelacji dynamicznej F_t z bezrobociem.

Oba prawdopodobieństwa cechują się stosunkowo silnym wyprzedzeniem względem stopy bezrobocia⁷ – korelacje krzyżowe pomiędzy miarami obu wyznaczonych prawdopodobieństw a stopą bezrobocia są najwyższe (co do modułu) dla opóźnień rzędu dziewięciu miesięcy (dla prawdopodobieństwa F_t) oraz 11 miesięcy (dla prawdopodobieństwa X_t). Również przesunięcia fazowe (miara spektralna związków w czasie pomiędzy analizowanymi zmiennymi, niestosowana tutaj) wskazują na wyprzedzający charakter obu prawdopodobieństw względem bezrobocia (silniejszy w przypadku prawdopodobieństwa X_t). Wyprzedzenie zaczyna być istotne statystycznie dla okresów wahań powyżej dwóch lat i rośnie wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego.

4. Dekompozycja zmian stopy bezrobocia

Istotnym zadaniem badawczym związanym z analizą przepływów na rynku pracy jest ocena oddziaływania kreacji i destrukcji miejsc pracy na zmiany bezrobocia. W poprzednim rozdziale znalazły się pewne wzmianki na ten temat, oparte głównie na analizie korelacyjnej, poniżej sformułowana zostanie odpowiedź wykorzystująca bardziej formalną metodykę. Prace badawcze w tym

⁵ Pewne zastrzeżenia co do przeprowadzonej analizy korelacyjnej może budzić potencjalna niestacjonarność analizowanych zmiennych. Przeprowadzone testy statystyczne (testy ADF, DF GLS, KPSS oraz ERS Point-Optimal) są niekonkluzywne w kwestii stacjonarności analizowanych zmiennych, a ich wyniki różnią się w zależności od testu i przyjętych kryteriów doboru opóźnień zmiennych. Warto jednak pamiętać, że wszystkie analizowane zmienne są ograniczone do przedziału (0, 1) i powinny być traktowane jako stacjonarne procesy stochastyczne, ewentualnie charakteryzujące się długą pamięcią.

⁶ Warto wspomnieć, że znaczenie likwidacji miejsc pracy rośnie w okresie dekonunktury i to jeden z istotnych czynników wzrostu bezrobocia. Z kolei do spadków bezrobocia bardziej przyczynia się tworzenie nowych miejsc pracy. Szersze omówienie tego tematu i wprowadzenie do formalnych metod pomiaru relatywnego znaczenia obu przepływów znajdzie się w rozdziale czwartym.

⁷ Rekurencyjny charakter równań opisujących dynamikę bezrobocia (por. wyprowadzenia w pracy Elsby, Hobijn, Sahin 2008) powoduje, że bieżący poziom bezrobocia zależy od całej historii prawdopodobieństw znalezienia i utraty pracy. W konsekwencji bieżące wartości prawdopodobieństw informują nie tylko o bieżącej, ale i o przyszłej zmianie bezrobocia.

zakresie są stosunkowo nowe i wciąż trwa polemika między naukowcami. Wyniki badań są bowiem niejednoznaczne, co z jednej strony jest skutkiem zastosowanych metod, a z drugiej – specyfiki krajów poddanych analizie. Dyskusja na ten temat została zapoczątkowana w pracy Shimera (2007), który wskazał na wpływ kreacji miejsc pracy na wahania stopy bezrobocia. Kolejne prace na ten temat, z których najważniejsze to: Elsby, Hobijn, Sahin (2008), Petrongolo, Pissarides (2001), Fujita, Ramey (2007), osłabiły wynik Shimera. Po pierwsze, jego obserwacje dotyczyły gospodarki USA i trudno je zastosować do innych krajów. Po drugie, metoda dekompozycji zmian bezrobocia ma duże znaczenie dla wyniku (stąd w niniejszej pracy zastosowano różne metody wskazane w literaturze) i konieczne jest uwzględnienie w obliczeniach rozbieżności pomiędzy bezrobociem w stanie równowagi a rzeczywistym.

Większość z przywołanych prac opiera się na aproksymacji równania zmian bezrobocia wokół stanu równowagi. Pozwala to na dekompozycję zmian bezrobocia na niezależne części, na które wpływają oba procesy – tworzenia i destrukcji miejsc pracy. W stanie ustalonym zachodzi zależność:

$$u_t^* = \frac{x_t}{x_t + f_t} \approx u_t \quad (10)$$

a zmiany bezrobocia można podzielić na zmiany wywołane przez dwa rozłączne (względem f_t i x_t) czynniki:

$$\Delta u_t \approx ff(f_t, \dots) + fx(x_t, \dots) \quad (11)$$

W takim przypadku udziały poszczególnych czynników w łącznej zmianie bezrobocia można wyznaczyć za pomocą odpowiednio zdefiniowanych współczynników β_i :

$$\beta_f = \frac{\text{cov}(ff(f_t, \dots), \Delta u_t)}{\text{var}(\Delta u_t)} \quad \beta_x = \frac{\text{cov}(fx(x_t, \dots), \Delta u_t)}{\text{var}(\Delta u_t)} \quad (12)$$

Jeśli aproksymacja rzeczywistego bezrobocia za pomocą wzoru (10) jest dokładna, to suma współczynników β_i powinna być bliska jedności. Elsby, Hobijn, Sahin (2008) pokazują, że jest to prawdą jedynie w przypadku wybranych gospodarek (np. USA), a w krajach charakteryzujących się silnymi zmianami bezrobocia (np. Hiszpania) przybliżenie dane wzorem (10) jest niedokładne. Przykładem takiego kraju jest Polska (por. wykres 5), która doświadczyła bardzo silnych wahań stopy bezrobocia.

Przywoływane opracowania różnią się założeniami co do postaci funkcyjnej dla ff i fx , zakładają natomiast zgodnie, że aproksymacja (10) jest dokładna. Jedynie⁸ Elsby, Hobijn, Sahin (2008) wprowadzili metodę, która pozwala bezpośrednio uwzględnić odchylenia stopy bezrobocia od stanu ustalonego w dekompozycji i w zasadzie jest najbardziej użyteczna w przypadku Polski. W tabeli 1 przedstawiono wyniki dekompozycji zmian bezrobocia na zmiany wynikające z kreacji i destrukcji miejsc pracy⁹.

⁸ Problem dokładności aproksymacji stanu ustalonego dotyczy również metody zaproponowanej w artykule Fujity i Ramey'a (2007), choć rozwiązano go dzięki przekształceniu danych za pomocą filtru Hodricka-Prescotta w celu wyznaczenia zmiennego w czasie bezrobocia w stanie ustalonym.

⁹ Aby poprawić dokładność aproksymacji danej wzorem (10), wykorzystano komponenty trendu z procedury odsezonowania, nieuwzględniające zmienności o bardzo dużej częstotliwości.

Metody zakładające dostateczną dokładność aproksymacji stanu ustalonego bezrobocia (czyli oparte na pracach: Elsby, Hobijn, Sahin 2008; Petrongolo, Pissarides 2001; Shimer 2007) wskazują na kreację miejsc pracy jako główny czynnik odpowiedzialny za zmienność bezrobocia w cyklu koniunkturalnym, czyli zgodnie z analizą korelacyjną przeprowadzoną w rozdziale trzecim. Z kolei metody uwzględniające niedokładność aproksymacji stanu ustalonego (czyli oparte na pracach: Elsby, Hobijn, Sahin 2008; Fujita, Ramey 2007) wskazują na większe znaczenie procesu destrukcji miejsc pracy w kształtowaniu bezrobocia. Te drugie wydają się bardziej przydatne w przypadku Polski, jednak nie są spójne z przeprowadzoną wcześniej analizą korelacyjną. Na podobną niejednoznaczność, przynajmniej dla danych dotyczących gospodarki USA, wskazują również omawiane w tym rozdziale badania.

5. Weryfikacja wyników

5.1. Przepływy na podstawie danych miesięcznych a trójstanowy model oparty na danych BAEL

Ważnym sprawdzianem wiarygodności wyników otrzymanych za pomocą zaproponowanej metody jest zestawienie otrzymanych dzięki niej prawdopodobieństw tworzenia i destrukcji zatrudnienia z przepływami oszacowanymi na podstawie danych BAEL.

Metoda wyznaczania przepływów na rynku pracy na podstawie danych BAEL wyraźnie różni się od zaproponowanej dla danych miesięcznych, gdyż dane BAEL pozwalają bezpośrednio wyznaczyć prawdopodobieństwa zmian statusu (stanu) tych samych osób na rynku pracy dzięki obserwacji w kolejnych kwartałach. Użycie tych danych wymaga opracowania panelowych mikrodanych. Otrzymane wyniki mogą się różnić nie tylko z powodu odmiennych metod obliczania przepływów, lecz także ze względu na podstawowe różnice pomiędzy wymienionymi źródłami danych.

Pierwszą z różnic jest inna definicja osoby bezrobotnej. W przypadku bezrobocia rejestrowanego za bezrobotnego uważa się osobę zarejestrowaną w urzędzie pracy. W przypadku BAEL uznanie kogoś za bezrobotnego opiera się na definicji Międzynarodowej Organizacji Pracy (ILO) i następuje na podstawie odpowiedzi na pytania zawarte w ankiecie. Weryfikuje ona, czy dana osoba nie wykonuje płatnej pracy, czy aktywnie poszukuje pracy i jest gotowa do jej podjęcia. Analizy wykorzystujące dane BAEL (Cichocki i in. 2011) oraz dane z badania „Diagnoza społeczna 2009” (Czapiński, Panek 2009) wskazują, że osoby spełniające definicję BAEL stanowiły przeciętnie około 60% zarejestrowanych bezrobotnych. Pozostałe osoby były klasyfikowane głównie jako nieaktywne zawodowo lub pracujące w szarej strefie. Liczba bezrobotnych wg BAEL nie jest jednak znacznie niższa od rejestrowanych, gdyż uzupełniają ją osoby, które z różnych powodów nie rejestrują się w urzędach pracy. Wspomniane różnice mogą mieć dwojakie skutki dla dalszych analiz. Z jednej strony grupy bezrobotnych wyodrębnione na podstawie obu definicji nieco różnią się pod względem intensywności poszukiwań pracy. Z drugiej strony zmiany warunków rejestracji w urzędach pracy mogą mieć wpływ na wielkość bezrobocia i przepływów, a przez to na wyniki analizy opartej na danych z bezrobocia rejestrowanego.

Drugą podstawową cechą różniącą pomiary bezrobocia jest sposób uogólniania danych na całą populację oraz oszacowanie liczby pracujących (por. wykres 6), która jest potrzebna do oceny

zmian liczby aktywnych zawodowo (sumy pracujących i bezrobotnych). W przypadku bezrobocia rejestrowanego dane o liczbie bezrobotnych pochodzą bezpośrednio z urzędów pracy w całej Polsce, ale liczba osób pracujących jest oszacowywana przez GUS na podstawie danych z innych źródeł. W przypadku danych BAEL wyniki ankiety dotyczące liczby bezrobotnych oraz pracujących są uogólniane na całą populację na podstawie szacunków populacji GUS. Różnice między populacjami pracujących określonymi według tych metod mają przede wszystkim podłoże definicyjne, ale mogą też odzwierciedlać niedoszacowanie migracji zagranicznych w danych BAEL¹⁰. Dla oceny przepływów na rynku pracy znaczenie mają nie tyle utrzymujące się różnice między powyższymi oszacowaniami, ile wahania tych różnic w czasie.

Trzecią różnicą pomiędzy porównywanymi danymi jest brak możliwości uwzględnienia w metodzie opartej na danych miesięcznych przepływów pomiędzy nieaktywnością a bezrobociem. Mogą one mieć znaczenie dla zmian bezrobocia. W metodzie opartej na danych BAEL uwzględnione zostały wszystkie możliwe przepływy pomiędzy pracą, bezrobociem i nieaktywnością – w tym napływy i odpływy z nieaktywności do bezrobocia (por. wykres 7). Analiza zmian liczby bezrobotnych spowodowanych przepływami pomiędzy bezrobociem a nieaktywnością wskazuje, że w wyniku napływu osób nieaktywnych zawodowo liczba bezrobotnych rosła do końca 2006 r. oraz w 2009 r., z kolei w latach 2006–2008 oddziaływanie to było wyraźnie ujemne. W latach 1995–2007 stale zmniejszał się współczynnik aktywności zawodowej, m.in. na skutek odchodzenia bezrobotnych z rynku pracy. W przeciwną stronę działał natomiast stały wzrost w latach 1995–2010 liczby osób w wieku produkcyjnym, wiążący się m.in. ze zmianą statusu młodych osób z nieaktywnych zawodowo na bezrobotnych.

W celu porównania szeregów uzyskanych z obu źródeł danych zestawiono szeregi kwartalnych prawdopodobieństw znalezienia pracy (F_t) oraz utraty pracy (X_t). W przypadku metody wykorzystującej dane o częstotliwości miesięcznej wymagało to przeliczenia prawdopodobieństw na okresy kwartalne. W przypadku danych BAEL bezpośrednio wykorzystano informacje o liczbie osób pracujących i bezrobotnych w dwóch kolejnych kwartałach. Pewną innowacją wprowadzoną w niniejszej pracy jest również korekta przepływów obliczonych na podstawie panelowych danych BAEL tak, aby były spójne z publikacjami GUS dotyczącymi liczby pracujących, bezrobotnych i nieaktywnych BAEL¹¹ opracowanymi na podstawie analizowanych zbiorów danych.

Porównanie szeregów prawdopodobieństw uzyskanych za pomocą obu metod (por. wykres 8) wskazuje, że prawdopodobieństwa uzyskania pracy przez osoby bezrobotne są podobne i zmieniają się w taki sam sposób. Z kolei prawdopodobieństwa odpływu z zatrudnienia do bezrobocia są, począwszy od 1997 r., nieco wyższe w przypadku danych pochodzących z rejestracji, jednak charakteryzują się podobnymi tendencjami.

¹⁰ Liczba pracujących według BAEL jest wyższa od liczby pracujących według GUS, służącej do obliczeń stopy bezrobocia rejestrowanego. Wynika to z faktu, że w BAEL definicja obejmuje pracę niezależnie od liczby przepracowanych godzin. Ponadto uwzględniona jest także praca w gospodarstwach rolnych. Niedoszacowanie liczby emigrantów w BAEL może wynikać z tego, że badanie to nie obejmuje gospodarstw domowych, które wyemigrowały w całości, co może powodować zawyżenie szacunków dotyczących całkowitej populacji używanej do uogólniania wyników, a w związku z tym także zawyżenie szacunków liczby pracujących.

¹¹ Liczba osób zmieniających swój status na rynku pracy została obliczona na podstawie obserwacji tych osób w kolejnych kwartałach w BAEL. Tak uzyskane dane nie zawierały wag istotnych dla osiągnięcia reprezentatywności i możliwości uogólniania wyników na całą populację Polski. Dane te mogły być również obciążone przez proces wykruszania się panelu. W celu korekty tych wad surowego zbioru danych wykorzystano metodę Iterative Proportional Fitting (Schoen, Jonsson 2003), która pozwala na uzyskanie estymatorów największej wiarygodności przepływów zgodnych z danymi makro BAEL wykorzystującymi wagi. Korekta danych zmieniła nieco wartości przepływów, ale nie wpłynęła na ocenę tendencji w danych.

Powyższe wnioski potwierdziła również analiza korelacyjna (por. tabela 2), wskazująca ponadto na większą zgodność w zakresie tworzenia miejsc pracy. Może się to wiązać z bardziej jednoznaczным określeniem zmian stanu oraz mniejszą liczbą źródeł błędów w przypadku przechodzenia z bezrobocia do zatrudnienia. W przypadku przechodzenia z pracy do bezrobocia na oszacowania większy wpływ ma liczba pracujących oraz różnice między definicjami bezrobocia. W przypadku danych dotyczących prawdopodobieństwa przejścia z bezrobocia do zatrudnienia największą zgodność notowano w okresach lepszej koniunktury, z kolei dodatnia korelacja zmniejszała się (por. wykres 9), ale była istotna statystycznie w okresie spowolnienia 1999–2002. Zwiększenie różnic pomiędzy oboma szeregami właśnie w tym okresie mogło być wynikiem stosowania wobec zarejestrowanych bezrobotnych aktywnej polityki rynku pracy, która mogła łagodzić spadki prawdopodobieństwa uzyskania pracy przez osoby zarejestrowane w porównaniu z osobami bezrobotnymi wg BAEL, ale niezarejestrowanymi. Statystycznie istotna dodatnia korelacja była w większości okresów obserwowana także w przypadku szeregów odzwierciedlających destrukcję miejsc pracy.

Dla wyjaśnienia źródeł bezrobocia duże znaczenie ma oddziaływanie przepływów na zmiany liczby bezrobotnych. Obie metody uzyskiwania danych o przepływach prowadzą do stosunkowo spójnych wniosków w tym zakresie. Warto jednak dodać, że w kilku wyróżnionych okresach zmiany przepływów są odmienne (por. wykres 10). Najważniejsze różnice wynikały z nieco innego kształtowania się mierników bezrobocia w czasie (bezrobocia rejestrowanego i bezrobocia BAEL) oraz różnic w metodyce pomiaru samych przepływów, polegających na uwzględnieniu większej liczby osób przepływających z i do bezrobocia w modelu opartym na danych miesięcznych. W przypadku danych kwartalnych zmiana stanu na rynku pracy mogła być obserwowana jedynie co kwartał. Model oparty na danych miesięcznych zakładał czas ciągły, a zatem uwzględniał możliwość np. utraty pracy i jej ponownego znalezienia w ciągu kwartału, co nie zostałoby odnotowane w przypadku przepływów zaobserwowanych w BAEL. Ponadto wyraźne rozróżnienie w danych BAEL osób bezrobotnych od nieaktywnych oraz uwzględnienie zmian populacji uwypuklało wpływ na bezrobocie innych czynników niż przepływy z i do zatrudnienia.

Najważniejsze rozbieżności pomiędzy tendencjami zaobserwowanymi w wyniku zastosowania obu metod dotyczą początkowych okresów wzrostów bezrobocia I kwartał 1998 – I kwartał 1999 r. oraz IV kwartał 2009 – II kwartał 2010 r. Napływy do bezrobocia zwiększały się wówczas znacznie szybciej w przypadku danych z rejestrów urzędów pracy. Ponadto znacznie większe napływy do bezrobocia rejestrowanego w I kwartale 1999 r. mogły być skutkiem reformy służby zdrowia, która powiązała rejestrację w urzędach pracy z nabywaniem prawa do bezpłatnej opieki medycznej przez osoby niepracujące. Gwałtowne pogorszenie sytuacji na rynku pracy zmniejszało również liczbę bezrobotnych BAEL nierejestrujących się w urzędach pracy (por. Cichocki i in. 2011), co ograniczało przepływy z zatrudnienia do bezrobocia w danych rejestrowych.

Analizy oparte na danych kwartalnych BAEL pozwoliły ponadto na rozróżnienie oddziaływania na bezrobocie napływów i odpływów do i z nieaktywności oraz zmian populacji. Oddziaływanie to, oznaczone jako pozostałe przepływy (por. wykres 10), nie zmienia istotnie wyników, choć nie powinno być pomijane, i w przybliżeniu odpowiada zmianom przepływów pomiędzy nieaktywnością a bezrobociem (por. wykres 7).

5.2. Prawdopodobieństwo znalezienia pracy a indeks restrykcyjności rynku pracy

Uzyskane w artykule oszacowania prawdopodobieństw znalezienia pracy można również zweryfikować stosując alternatywne podejście teoretyczne. Według teorii przepływów na rynku pracy prawdopodobieństwo znalezienia pracy F_t jest silnie powiązane z tzw. indeksem napięć na rynku pracy, będącym relacją pomiędzy popytem a podażą pracy, zdefiniowanym jako $\theta_t \equiv \frac{v_t}{u_t}$, gdzie v_t jest miarą wakatów zgłaszanych przez przedsiębiorców, a u_t liczbą osób bezrobotnych. Związek ten opiera się na zagregowanej funkcji dopasowań na rynku pracy, przedstawiającej liczbę nowo zawartych umów o pracę (dopasowań) jako funkcję liczby wolnych miejsc pracy (wakatów zgłaszanych przez przedsiębiorstwa) i poszukujących pracy (bezrobotnych). Często wykorzystywaną w literaturze i potwierdzoną empirycznie postacią tej zależności (por. przegląd literatury zawarty w pracy Petrongolo, Pissarides (2001), a w przypadku Polski pracę Roszkowskiej (2009)) jest jednorodna funkcja Cobba-Douglasa $m_t = \sigma_{m,t} u_t^\sigma v_t^{1-\sigma}$, gdzie m_t jest liczbą nowych umów o pracę, $\sigma_{m,t}$ mierzy (możliwie zmienną w czasie) efektywność procesu dopasowań, a σ jest parametrem z przedziału (0, 1). Przy tych założeniach prawdopodobieństwo znalezienia pracy dane jest zależnością: $F_t = \frac{m_t}{u_t} = \sigma_{m,t} u_t^{\sigma-1} v_t^{1-\sigma} = \sigma_{m,t} \theta_t^{1-\sigma}$ i rośnie względem indeksu napięć na rynku pracy.

Wykres 11 przedstawia prawdopodobieństwa znalezienia pracy uzyskane na podstawie danych rejestrowych na tle indeksu napięć na rynku pracy, obrazując postulowaną przez teorię poszukiwań zależność pomiędzy F_t a θ_t . Potwierdza ją również wysoka wartość¹² współczynnika korelacji pomiędzy obiema zmiennymi, wynosząca 0,94. Oprócz wcześniejszego porównania otrzymanych wyników z danymi BAEL jest to dodatkowym potwierdzeniem otrzymanych rezultatów.

6. Podsumowanie

Artykuł przedstawia wyniki badań opartych na metodyce zaproponowanej przez Shimera (2007), poświęconych cyklicznemu kształtowaniu się przepływów na rynku pracy. Porównanie prawdopodobieństw znalezienia i utraty pracy wyznaczonych na podstawie danych miesięcznych z rejestracji bezrobotnych w urzędach pracy z kwartalnymi szacunkami opartymi na danych BAEL pozwala stwierdzić, że zmiany prawdopodobieństw wyznaczonych za pomocą obu metod są zbliżone i podobnie opisują rozwój sytuacji na rynku pracy. W konsekwencji, uproszczenia metodyczne związane z wykorzystywaniem danych miesięcznych i pominięciem w analizie przepływów do i z bierności zawodowej nie zniekształcają istotnie obrazu procesów zachodzących na rynku pracy. Ponadto otrzymane prawdopodobieństwa znalezienia pracy wykazują bardzo silną korelację z indeksem napięć na rynku pracy, zgodną z teorią przepływów opartą na funkcji dopasowań.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że jednoznaczna ocena wpływu kreacji i destrukcji miejsc pracy na bezrobocie jest trudna, gdyż różne metody dekompozycji bezrobocia dają odmienne rezultaty. Z jednej strony metody dekompozycji teoretycznie najlepiej dostosowane do polskiej specyfiki (uwzględniające istnienie rozbieżności pomiędzy bezrobociem w stanie ustalonym a rzeczywistym bezrobociem) wskazują na dość równomierny wpływ obu procesów (z pewną przewagą destrukcji

¹² Związek pomiędzy obiema zmiennymi nie jest idealny ze względu na: nieliniowy charakter zależności, możliwość zmian efektywności procesu dopasowań oraz ewentualne błędy pomiaru liczby zgłaszanych przez przedsiębiorstwa wakatów (tutaj przyjęto wakaty zgłaszane w urzędach pracy).

miejsc pracy). Z drugiej strony pozostałe metody dekompozycji zmienności bezrobocia, jak również przeprowadzona analiza korelacyjna wskazują, że w kształtowaniu bezrobocia większe znaczenie ma proces kreacji miejsc pracy. Ponadto sugerują, że destrukcja miejsc pracy nabiera szczególnego znaczenia w początkowych okresach recesji. Wpływ procesu tworzenia miejsc pracy wydaje się natomiast bardziej równomiernie rozłożony w cyklu koniunkturalnym i odgrywa większą rolę w trakcie wychodzenia z recesji. W świetle uzyskanych wyników można stwierdzić, że polityka państwa nastawiona na ochronę zatrudnienia w sytuacji spowolnienia gospodarczego może odgrywać rolę w pierwszej fazie spowolnienia (wzmacniając efekt chomikowania pracy (Strzelecki, Wyszyński, Saczuk 2009), ale ma ograniczoną skuteczność w długim okresie, gdy kreacja nowych miejsc pracy najsilniej wpływa na pojawienie się trwałych, pozytywnych zmian na rynku pracy.

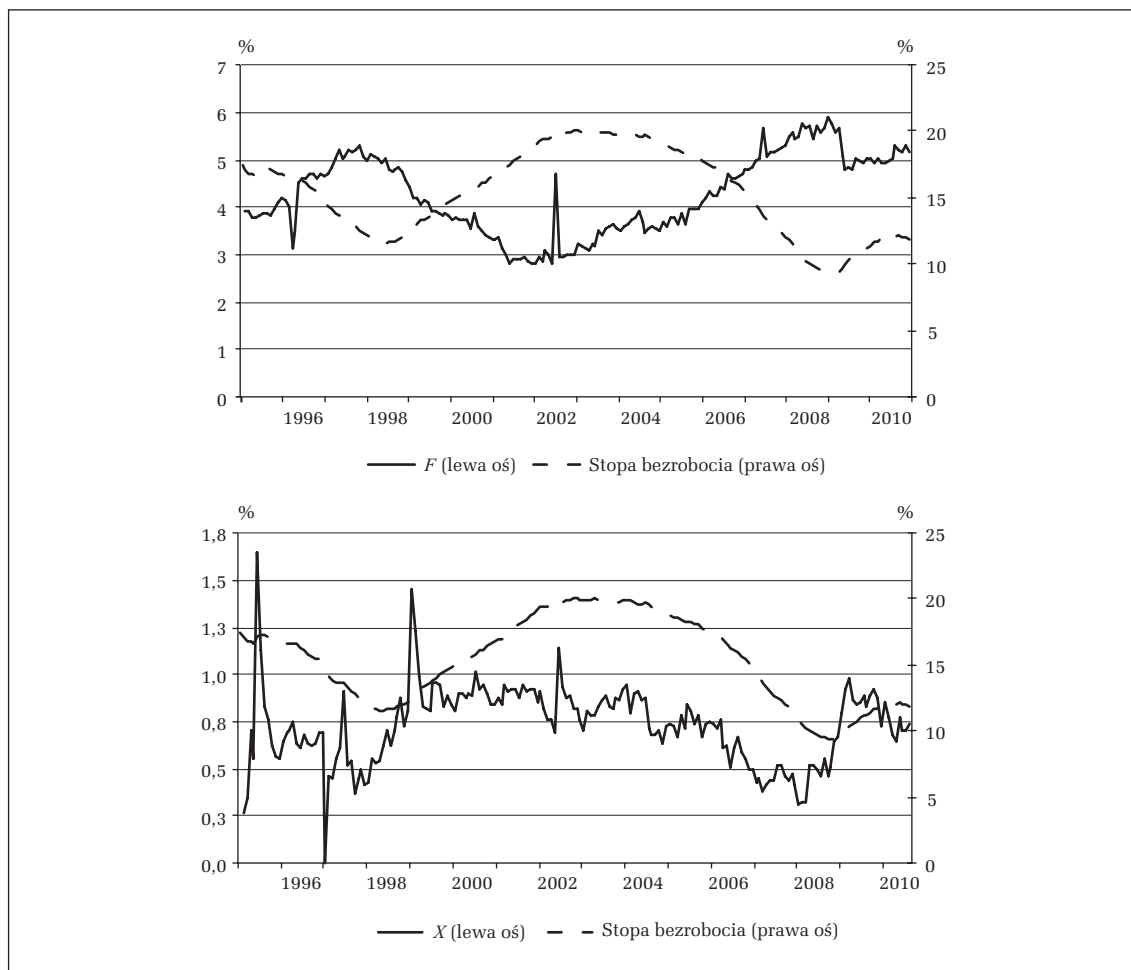
Bibliografia

- Blanchard O.J., Diamond P., Hall R.E., Murphy K. (1990), The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 85–155.
- Bukowski M., Lewandowski P., Koloch G., Baranowska A., Magda I., Szydłowski A., Bober M., Bieliński J., Zawistowski J., Sarzalska M. (2008), *Employment in Poland 2007: Security on flexible labour market*, University Library of Munich, <http://econpapers.repec.org/RePEc:pra:mprapa:14284>.
- Cichocki S., Strzelecki P., Tyrowicz J., Wyszyński R. (2011), *Kwartalny raport o rynku pracy – I kw. 2011 r.*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, http://www.nbp.pl/publikacje/rynek_pracy/rynek_pracy_03_2011.pdf.
- Czapiński J., Panek T., red. (2009), *Diagnoza Społeczna 2009. Warunki i jakość życia Polaków. Raport*, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa.
- Davis S.J., Haltiwanger J.C., Schuh S. (1998), *Job Creation and Destruction*, The MIT Press, Cambridge.
- Elsby M.W.L., Michaels R., Solon G. (2009), The Ins and Outs of Cyclical Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 84–110.
- Elsby M., Hobijn B., Sahin A. (2008), *Unemployment Dynamics in the OECD*, NBER Working Paper, 14617, <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:14617>.
- Fujita S., Ramey G. (2007), *Reassessing the Shimer facts*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, <http://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedpwp:07-2>.
- Góra M. (2000), Rynek pracy w świetle ciągłej restrukturyzacji, w: *Tworzenie zatrudnienia i restrukturyzacja ekonomiczna*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa.
- Ingham H., Ingham M. (2005), *Labour flows into and out of Polish agriculture: a micro-level analysis*, Lancaster University Management School, Economics Department, <http://ideas.repec.org/p/lan/wpaper/002169.html>.
- Kucharski L. (2001), *Przepływy na rynku pracy w latach dziewięćdziesiątych*, Uniwersytet Łódzki.
- Mortensen D.T., Pissarides C.A. (1994), Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment, *Review of Economic Studies*, 61(3), 397–415.
- Petrongolo B., Pissarides C.A. (2001), Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function, *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431.

- Rogerson R., Shimer R. (2010), *Search in Macroeconomic Models of the Labor Market*, NBER Working Paper, 15901, <http://www.nber.org/papers/w15901>.
- Roszkowska S. (2009), Aggregate Matching Function. The Case of Poland. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1(2), 157–177.
- Rutkowski J. (2002), Tworzenie i likwidacja miejsc pracy, w: *Reformy strukturalne a polityka pieniężna*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Schoen R., Jonsson S.H. (2003), Estimating multistate transition rates from population distributions, *Demographic Research*, 9(1), 1–24.
- Shimer R. (2007), *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*, NBER Working Paper, 13421, <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:13421>.
- Socha M., Sztanderska U. (2000), *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Strawiński P. (2009), Ins and Outs of Polish Unemployment, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1(3), 243–259.
- Strzelecki P., Wszyński R., Saczuk K. (2009), Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji, *Bank i Kredyt*, 40(6), 77–104.
- Yashiv E. (2006), *U.S. Labor Market Dynamics Revisited*, Institute for the Study of Labor, <http://econpapers.repec.org/RePEc:iza:izadps:dp2455>.

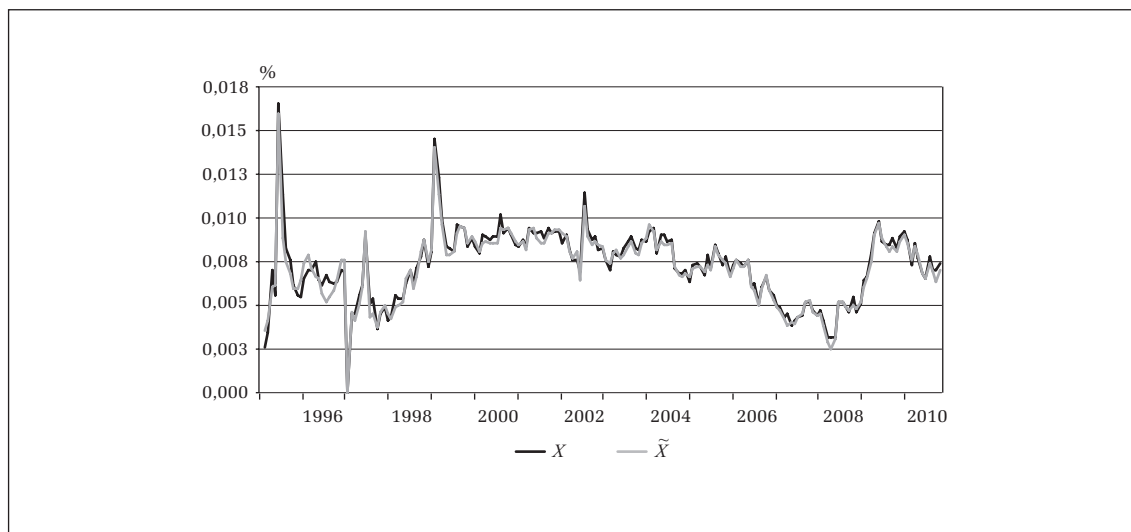
Aneks

Wykres 1

Prawdopodobieństwa znalezienia (F) i utraty pracy (X) na tle stopy bezrobocia rejestrowanego

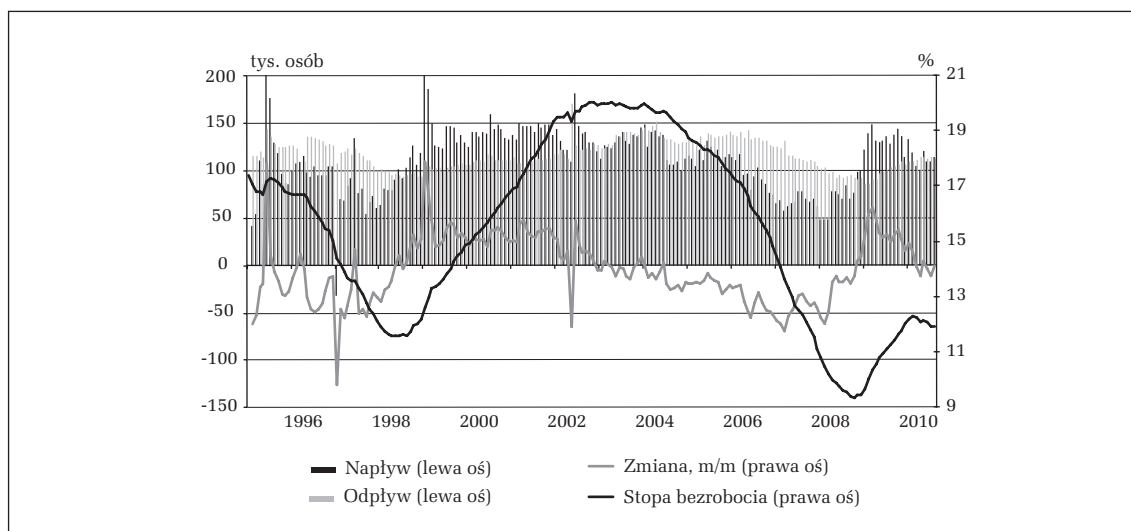
Wykres 2

Prawdopodobieństwa utraty pracy wyznaczone za pomocą dwóch metod



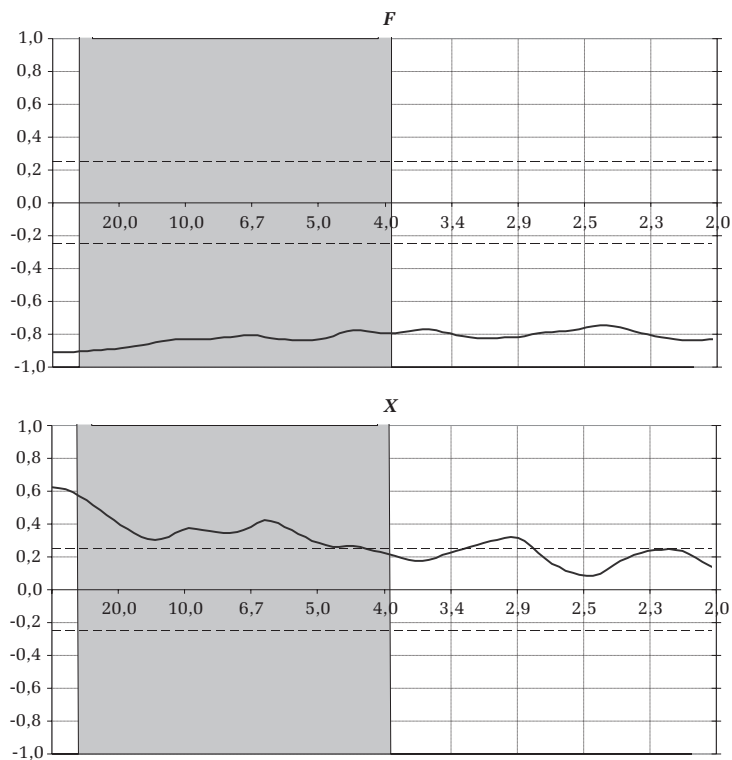
Wykres 3

Napływy i odpływy do i z bezrobocia w ujęciu absolutnym



Wykres 4

Prawdopodobieństwa znalezienia (F) i utraty (X) pracy na tle stopy bezrobocia rejestrowanego

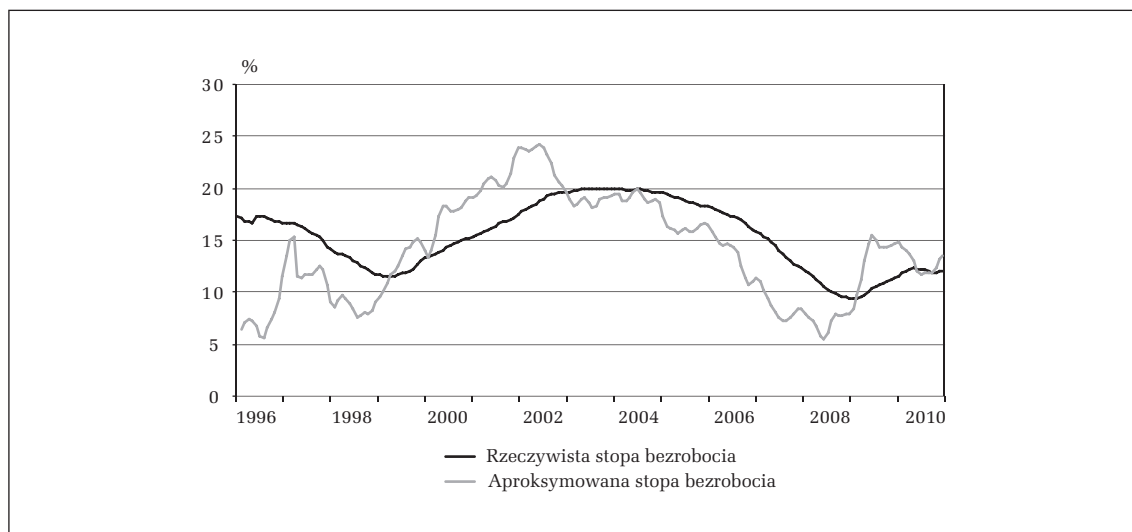


Źródło: obliczenia z wykorzystaniem kodu Matlab autorstwa Pawła Skrzypczyńskiego.

Uwaga: szarym kolorem zaznaczono częstotliwości tradycyjnie utożsamiane z wahaniami koniunkturalnymi, czyli od czterech do 40 kwartałów.

Wykres 5

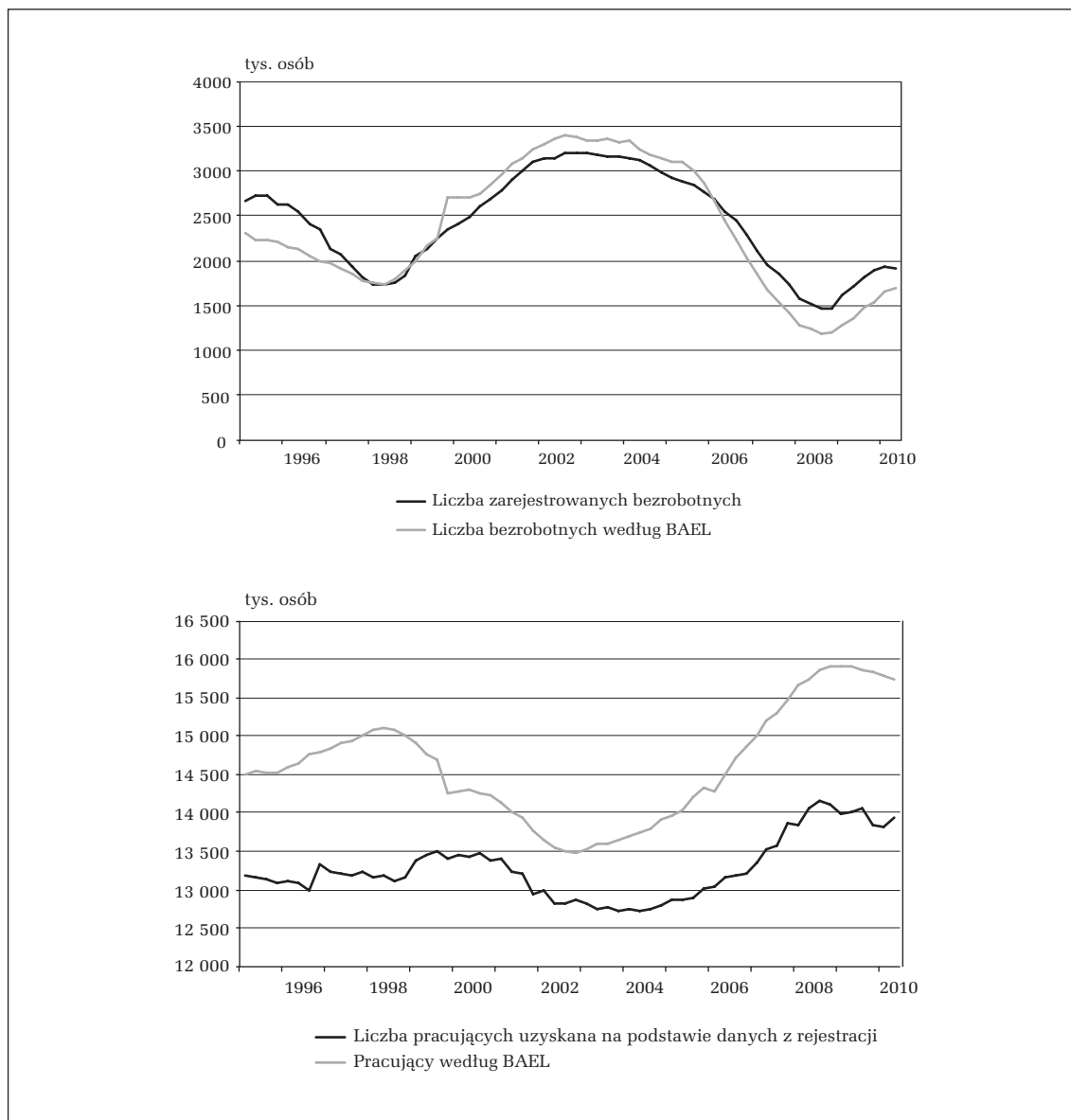
Aproksymowana stopa bezrobocia na tle rzeczywistej



Uwaga: aproksymowana stopa bezrobocia wyznaczona na podstawie trendów odpowiednich szeregów pochodzących z odsezonowania metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 6

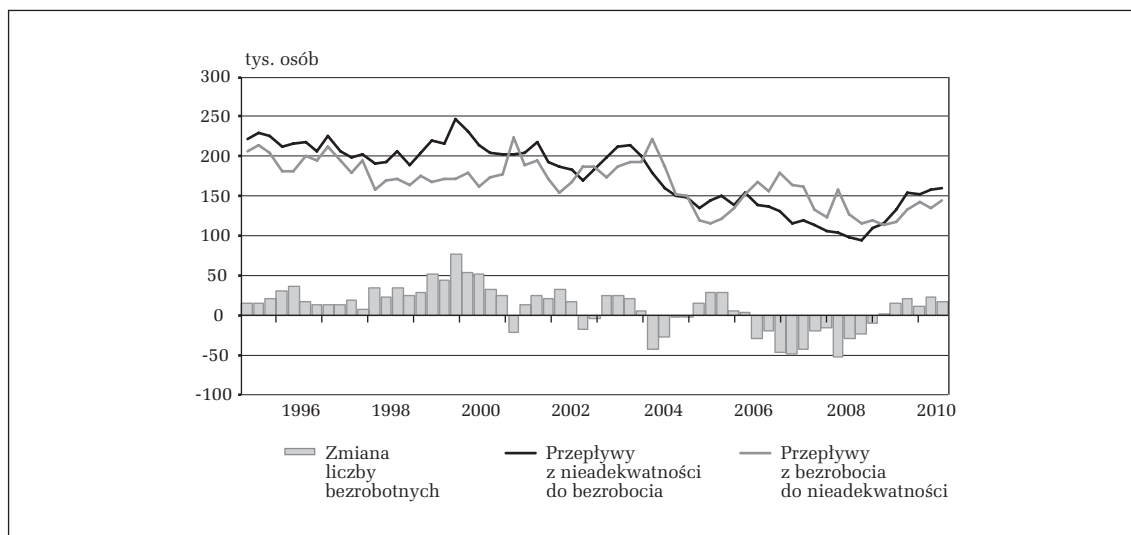
Zmiany liczby bezrobotnych według danych BAEL i urzędów pracy (lewy panel) oraz liczby pracujących według BAEL i implikowanej liczby pracujących według danych urzędów pracy (prawy panel)



Uwaga: szeregi odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 7

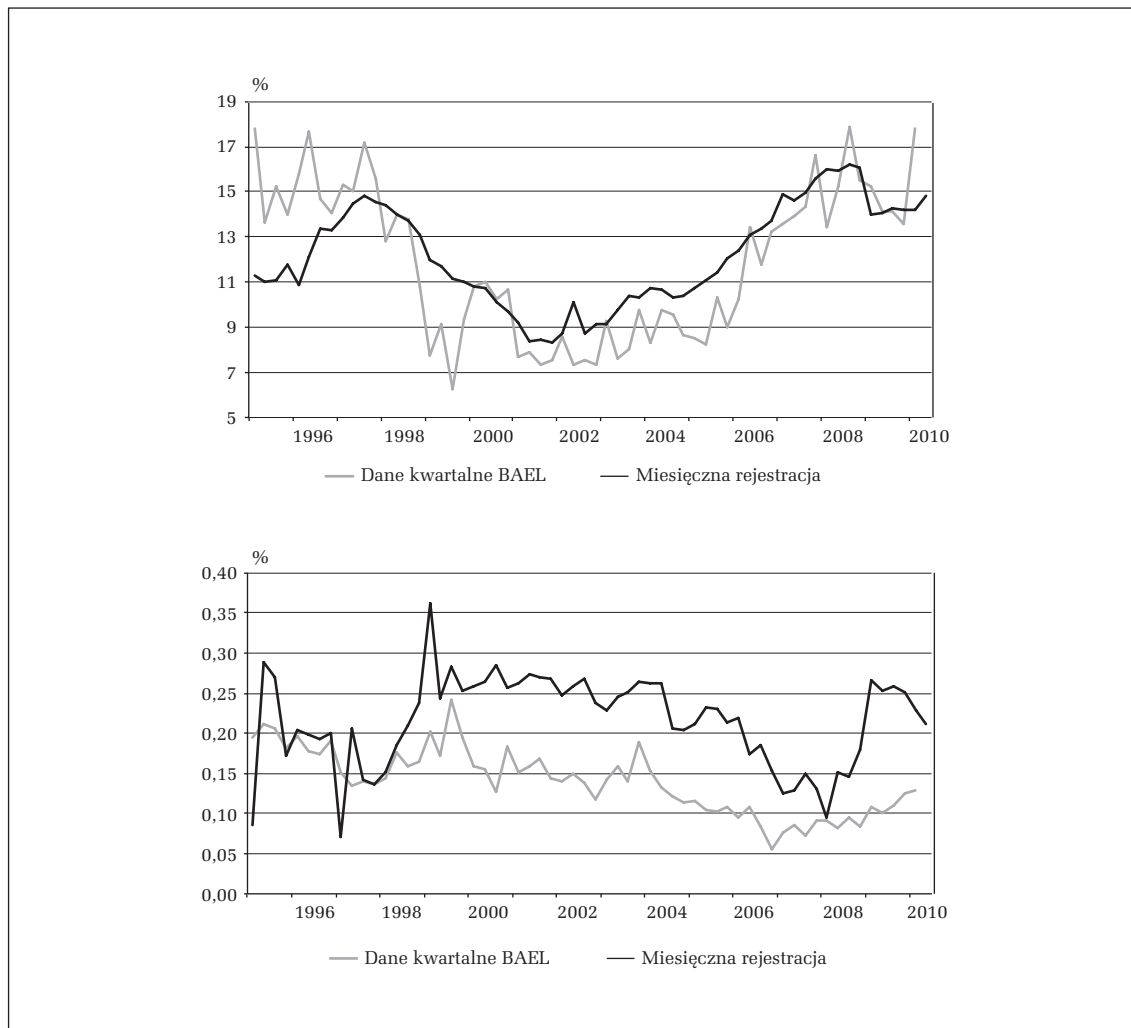
Przepływy pomiędzy nieaktywnością a bezrobociem według BAEL i ich wpływ na zmianę liczby bezrobotnych



Uwaga: szeregi odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 8

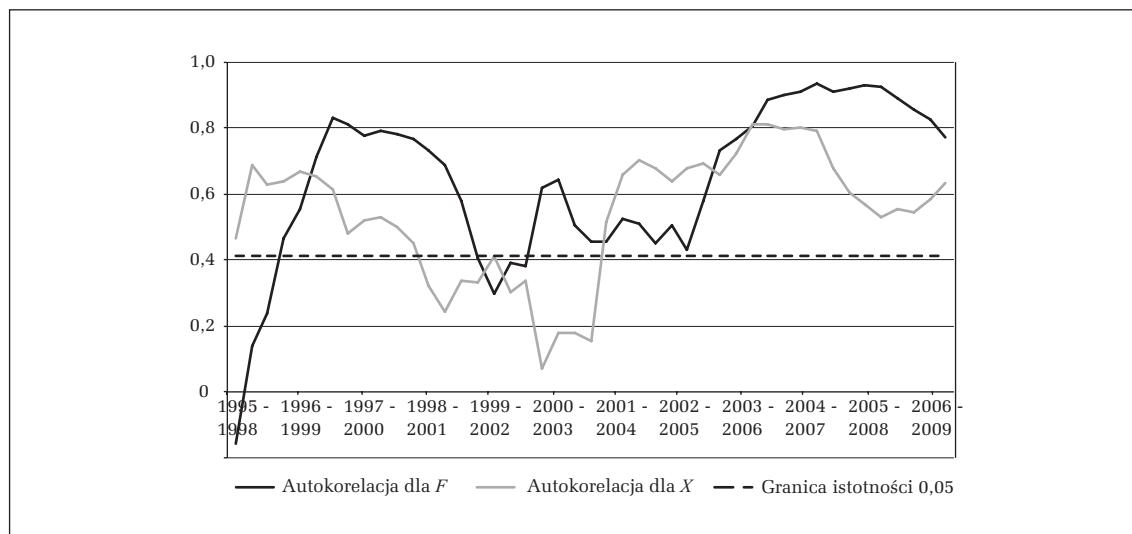
Porównanie kwartalnych prawdopodobieństw znalezienia pracy (F, lewy panel) i utraty pracy (X, prawy panel) otrzymanych na podstawie różnych źródeł danych



Uwaga: dane odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 9

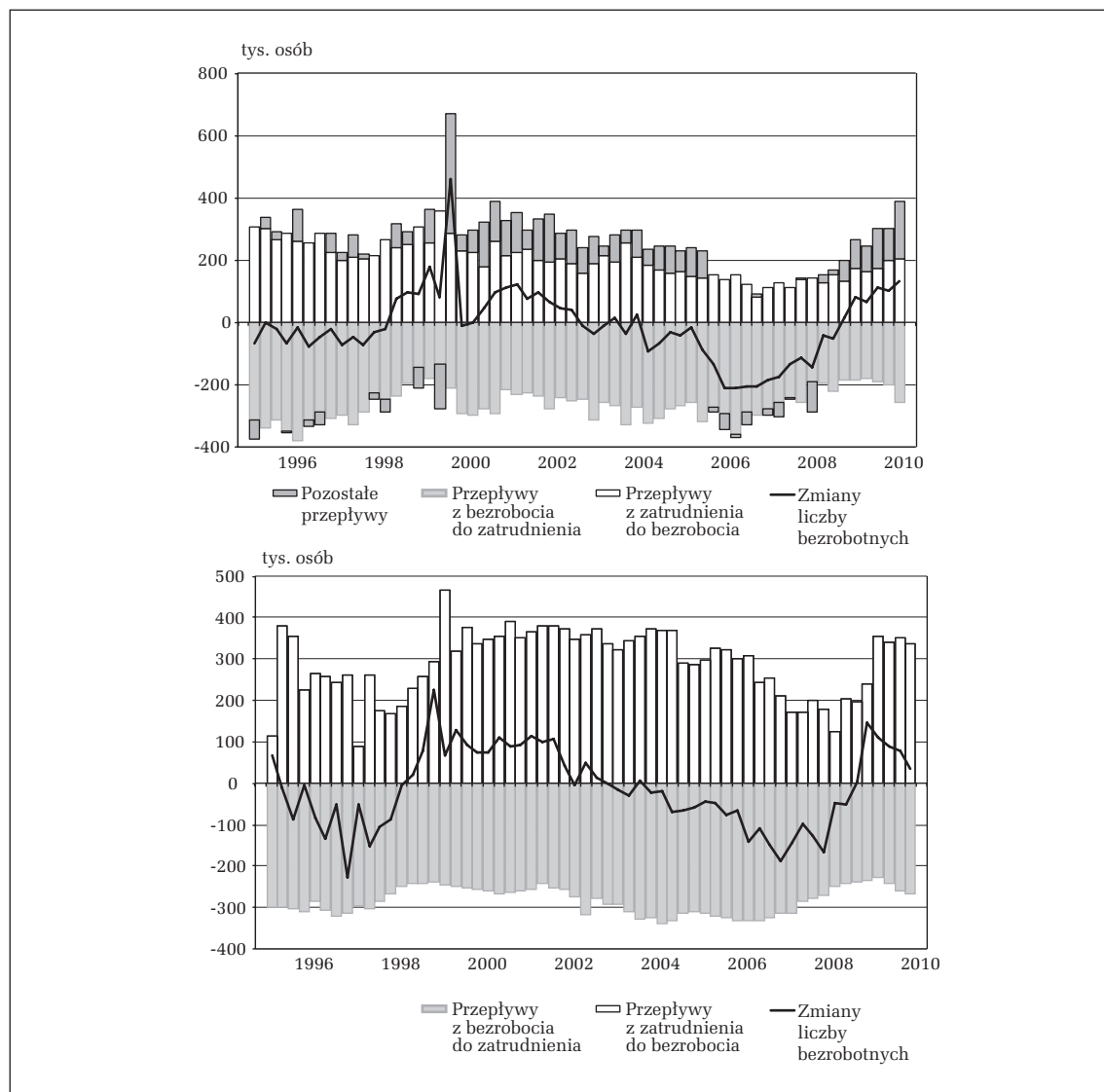
Autokorelacja prawdopodobieństw znalezienia (F) i utraty (X) pracy obliczonych na podstawie danych BAEL i danych z urzędów pracy



Uwaga: szeregi odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 10

Przepływy między pracą a bezrobociem a zmiany liczby bezrobotnych według BAEL (lewy panel) oraz danych z urzędów pracy (prawy panel)



Uwaga: dane odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Wykres 11

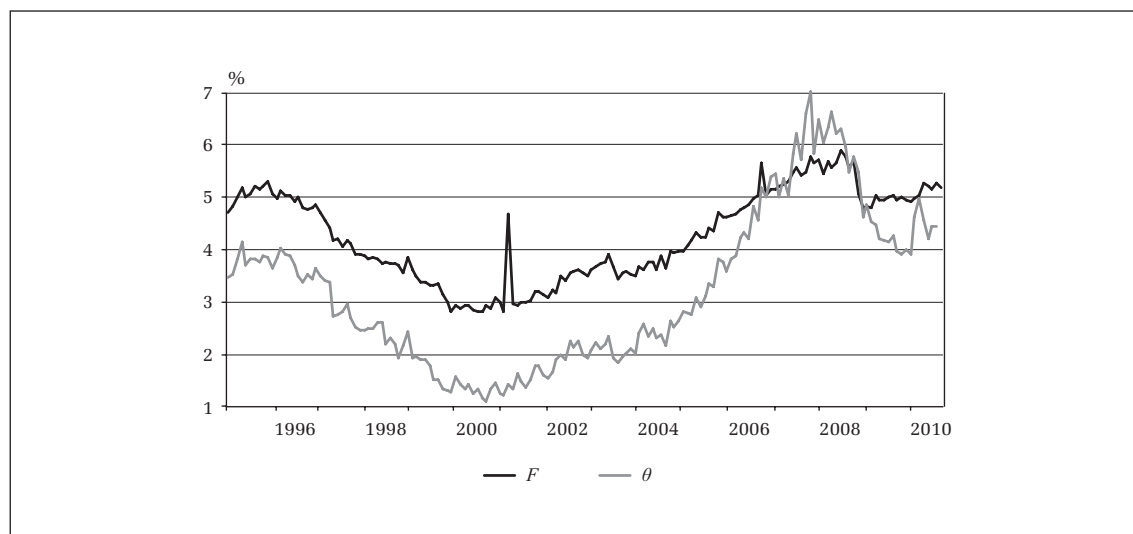
Prawdopodobieństwo znalezienia pracy (F) na tle indeksu restrykcyjności rynku pracy (θ)

Tabela 1

Dekompozycja zmian stopy bezrobocia

	Elsby, Hobijn, Sahin (2008)		Petrongolo, Pissarides (2007)	Fujita, Ramey (2008)	Shimer (2007)
	stan równowagi	poza stanem równowagi	stan równowagi	stan równowagi przybliżony filtrem HP	stan równowagi
$f(t)$ – kreacja miejsc pracy	0,51	0,32	0,56	0,16	0,82
$x(t)$ – destrukcja miejsc pracy	0,49	0,47	0,37	0,84	0,36
Pozostałe		0,03			

Tabela 2

Korelacje przepływów pomiędzy różnie definiowanymi stopami bezrobocia

	X miesięczne	U rejestrwane	F kwartalne	X kwartalne	U BAEL
F miesięczne	-0,666***	-0,884***	0,799***	-0,457***	-0,911***
X miesięczne		0,45***	-0,603***	0,5***	0,49***
U rejestrwane			-0,704***	0,273**	0,963***
F kwartalne				-0,213	-0,814***
X kwartalne					0,253*

Uwaga: istotność współczynników korelacji: *** 0,01; ** 0,05; *0,1.

Job creation and destruction in the Polish economy in light of monthly data

Abstract

The article presents a new method to derive the estimates of labor market flows in Poland using monthly registered unemployment data utilizing the approach proposed by Shimer (2007), together with the analysis of its cyclical properties. The probabilities of moving into and out of unemployment are similar both to their counterparts calculated from LFS micro-data (taking into account flows into and out of inactivity) and with estimates based on vacancy-unemployment relation. Consequently, the proposed method allows to derive the consistent estimates of labor market flows using relatively timely and publicly available information. The assessment of relative importance of job creation and destruction in unemployment changes is method-dependent, with the method probably most suited to the Polish economy stressing the role of job destruction. On the other hand the correlation analysis (both classical and spectral) seems to point to greater importance of job creation in shaping unemployment. The analyses suggest also that job destruction is most important at the very beginning of recession and generates increases of unemployment. The role of job creation seems to be more balanced across the business cycle and is more important in expansionary phase of business cycle.

Keywords: unemployment, job creation, job destruction, business cycle