

Przepływy na polskim rynku pracy – co mówią nam miesięczne dane bezrobocia rejestrowanego?

Michał Gradzewicz^{*}, Paweł Strzelecki^{**}

STRESZCZENIE

Artykuł przedstawia wyniki analizy cykliczności przepływów na polskim rynku pracy opartych na metodyce zaproponowanej przez Shimer (Shimer 2007). Wyznaczone na podstawie tej metody prawdopodobieństwa z miesięcznych danych z urzędów pracy są porównane z prawdopodobieństwami znalezienia i utraty pracy wyznaczonych na podstawie kwartalnych przepływów opartych na danych BAEL. Prawdopodobieństwa otrzymane na podstawie obydwu metod kształtują się relatywnie podobnie (są istotnie dodatnio skorelowane w czasie) i w zbliżony sposób opisują rozwój sytuacji na rynku pracy.

Z przeprowadzonej analizy korelacyjnej wynika, że procesem najsilniej kształtującym stopę bezrobocia w cyklu koniunkturalnym jest proces tworzenia nowych miejsc pracy, choć znaczenie procesu likwidacji miejsc pracy wzrasta zdecydowanie w okresach spowolnienia, a szczególnie w pierwszej fazie recesji. Przeprowadzone analizy wskazują także na wzrost dynamiki obu omawianych przepływów na rynku pracy. Pod koniec lat 90-tych wzrostowi bezrobocia towarzyszyły głębokie i długotrwałe negatywne tendencje zmian prawdopodobieństw znalezienia i utraty pracy. Bieżące spowolnienia związane było początkowo z gwałtownymi zmianami obu prawdopodobieństw, które następnie ustabilizowały się na „gorszych” poziomach. Może to sugerować, że obecny okres trudniejszej sytuacji na rynku pracy powinien być krótszy.

Wyznaczone na podstawie analizy korelacyjnej powiązanie wyliczonych prawdopodobieństw z dynamiką PKB jest mniej klarowne – siła korelacji jest ogólnie niższa, a relatywnie bardziej związanym z PKB wydaje się być proces likwidacji miejsc pracy. Choć ekonomiczna interpretacja tego zjawiska jest utrudniona, to związane może być to z odmiennym charakterem cykliczności PKB, w przypadku którego stosunkowo duże znaczenie mają fluktuacje o krótkich okresach (podobnie jak w przypadku procesu likwidacji miejsc pracy), nie zawsze wpływające na zmiany stopy bezrobocia.

Ponadto, biorąc pod uwagę długookresowe wahania obu prawdopodobieństw i najprawdopodobniej relatywnie małą głębokość i krótki okres bieżącego spowolnienia gospodarczego, można oczekiwać, że w czasie przyszłego ożywienia gospodarczego rynek pracy będzie bardziej elastycznie dostosowywał się do zmieniającego się otoczenia, niż w trakcie poprzednich ożywień gospodarczych.

^{*} Instytut Ekonomiczny NBP

^{**} Instytut Ekonomiczny NBP, Instytut Statystyki i Demografii SGH

1. WSTĘP

Standardowa analiza zmian zachodzących na rynku pracy koncentruje się zwykle na zmianach zachodzących w zasobach osób bezrobotnych oraz pracujących. Informacje tego typu są podstawą bieżącej oceny sytuacji na rynku pracy (publikacje GUS) oraz są powszechnie wykorzystywane w modelach gospodarki.

Tymczasem liczba osób szukających pracę w gospodarce oraz w konsekwencji – stopa bezrobocia jest wypadkową przyływów i odpływów do/z bezrobocia, będących wynikiem procesów tworzenia i destrukcji miejsc pracy w gospodarce (jak również przepływów do/z nieaktywności ekonomicznej), a wielkość tych przepływów jest wielokrotnie większa niż wielkość samych zmian liczby pracujących czy bezrobotnych. Taki sposób opisu zjawisk zachodzących na rynku pracy można znaleźć między innymi w badaniach Blancharda i Diamonda (Blanchard et al. 1990) jak również w badaniach powstających wraz z rozwojem modeli rynku pracy opisujących zmiany na rynku pracy poprzez decyzje podmiotów w skali mikro takich jak np.: model poszukiwań pracy (Mortensen & Pissarides 1994)

Stopniowo analizy rynku pracy za pomocą przepływów pomiędzy różnymi kategoriami osób stały się także często wykorzystywanym narzędziem w badaniach empirycznych, przydatnym w analizach wpływu podaży i popytu, elastyczności rynku pracy oraz dynamiki przechodzenia pomiędzy różnymi sektorami gospodarki (Davis et al. 1998)

Jedną z najżywiej dyskutowanych kwestii w literaturze dotyczącej przepływów na rynku pracy jest problem cykliczności przepływów pomiędzy zatrudnieniem i bezrobociem, a więc zachowania się kreacji miejsc pracy i destrukcji miejsc pracy w cyklu koniunkturalnym.

Część badań pokazuje, że kreacja nowych miejsc pracy jest zdecydowanie bardziej związana z cyklem koniunkturalnym niż destrukcja miejsc pracy (Shimer 2007), podczas gdy wcześniejsze analizy wiązały wahania cykliczne raczej z wahaniami destrukcji miejsc pracy (Davis et al. 1998) Część badań wskazuje też, że rozróżnienie wpływu cyklu na wahania kreacji i destrukcji miejsc pracy może zależeć od metod oceny całościowego wpływu każdego z przepływów oraz danych używane w analizach (Fujita & Ramey 2007) oraz dodatkowo uwzględniania przepływów z i do aktywności zawodowej (Yashiv 2006).

Nasilenie przepływów związanych z kreacją i destrukcją miejsc pracy oraz cykliczność tych zachowań różnią się pomiędzy krajami. Cykliczne zmiany kreacji miejsc pracy wydają się mieć większe znaczenie dla cyklicznych zmian bezrobocia w krajach anglosaskich o relatywnie elastycznych warunkach zatrudnienia, natomiast w krajach Europy Zachodniej cykliczny wpływ kreacji i destrukcji miejsc pracy na wahania bezrobocia w cyklu koniunkturalnym jest podobny (Elsby et al. 2007).

Analizy przepływów na polskim rynku pracy wykorzystywane były w ostatnich 20 latach do identyfikacji bezrobocia strukturalnego grup o największych i najmniejszych prawdopodobieństwach znalezienia i utraty pracy (Socha & Sztanderska 2000) oraz poszukiwań stopy bezrobocia równowagi w polskiej gospodarce zdefiniowanej jako bezrobocie przy stałych przepływach na rynku pracy (Gora 2000). Przepływy na polskim rynku pracy były także traktowane jako miary same w sobie poprawniej opisujące zmiany na rynku pracy w latach 1990-tych (Kucharski 2001) oraz jako narzędzie do analiz przepływów międzysektorowych siły roboczej (Rutkowski 2002), (H. Ingham & M. Ingham 2005), jak również w kontekście analizy konsekwencji coraz szerszego wykorzystywania przez pracodawców umów na czas określony (Bukowski et al. 2008). Ponadto, w pracy (Strawinski 2009) dokonano oceny cykliczności zmian w prawdopodobieństwach przepływów na rynku pracy, z której wynika, że w Polsce relatywnie większy wpływ na kształtowanie się

bezrobocia miał proces kreacji miejsc pracy, choć znaczenie procesu destrukcji oraz przepływów do/z nieaktywności zawodowej jest niezaniebdywalne.

Klasyycznym podejściem pozwalającym na wyodrębnienie przepływów na rynku pracy jest obserwacja tych samych osób w kolejnych momentach czasu (dane panelowe lub informacje o stanie na rynku pracy w przeszłości). W przypadku Polski jedynym źródłem danych pozwalających na tego typu analizy były dane Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Badania do tej pory prowadzone na polskich danych były jednak obarczone pewnymi niedoskonałościami, o różnorodnych przyczynach. Po pierwsze, w analizach na podstawie danych BAEL powstaje problem niespójności przepływów opracowanych na podstawie połączonych informacji o jednostkach z danymi przekrojowymi, co wynika z selektywnego wykuszania się panelu oraz braku możliwości uwzględniania wag przekrojowych. Po drugie, problemy z pomiarem zjawiska mogą wynikać z niedoszacowań przepływów wynikających z analiz przepływów w czasie dyskretnym z częstotliwością kwartalną lub nawet roczną, a nie ciągłym (tzn. nieuwzględniających przepływów, które zaczynały się w tym samym stanie w którym się kończyły). Po trzecie, pewne problemy może stwarzać ograniczona dostępność jednostkowych danych BAEL oraz opóźnienie wynikające z metody ich zbierania i publikowania, utrudniające stosowanie tych analiz do bieżącej oceny sytuacji na rynku pracy.

Niniejszy artykuł zawiera opis alternatywnego sposobu wyznaczania przepływów oraz prawdopodobieństw zmiany statusu na rynku pracy, w oparciu o miesięczne dane bezrobocia rejestrowanego. Użycie danych miesięcznych pozwala na szybszą interpretację zmian stopy bezrobocia i identyfikację odpowiedzialnych za nie procesów gospodarczych. Ponadto metoda ta jest oparta na danych dotyczących całej populacji osób zarejestrowanych jako bezrobotne, co automatycznie zapewnia reprezentatywność jej wyników. Dodatkowo, wysoka częstotliwość danych i uwzględnienie korekty związanej z opisem procesu w czasie ciągłym eliminuje problem niedoszacowania przepływów pomiędzy momentami obserwacji. Ograniczeniem zastosowania metody jest uproszczenie analizy. Mianowicie, na poziomie dostępnych danych miesięcznych niemożliwe jest włączenie do analizy przepływów uwzględniających stan nieaktywności, co implikuje stosowanie uproszczonego modelu dwustanowego rynku pracy i może potencjalnie zaburzać interpretację uzyskanych wyników. Ponadto zastosowanie metody wymaga przyjęcia definicji bezrobocia opartej na rejestracji, a nie na faktycznym poszukiwaniu i gotowości do pracy.

Częścią artykułu jest również badanie zachowania się obu wyznaczonych prawdopodobieństw w cyklu koniunkturalnym, zdefiniowanym zarówno względem warunków panujących na rynku pracy (mierzonego stopa bezrobocia), jak i ogólnego poziomu aktywności gospodarczej (mierzonego dynamiką PKB). Analiza w tym zakresie obejmuje zarówno użycie standardowego narzędzia w literaturze, jakim jest analiza korelacji Pearsona, jak również omówienie wniosków wynikających z zastosowania metod spektralnych, w szczególności korelacji dynamicznych.

W artykule zaprezentowana została także weryfikacja zasadności używania uproszczonego modelu bazującego na danych miesięcznych oraz rejestracji w urzędzie pracy jako definicji bezrobocia do opisu zmian na rynku pracy. W tym celu wyniki przepływów opracowanych na podstawie zaproponowanej metody zostały porównane z przepływami wyznaczonymi na podstawie danych BAEL używanymi w innych pracach dotyczących przepływów na polskim rynku pracy. Także w tym przypadku metoda uzyskiwania przepływów na podstawie mikrodanych została ulepszona poprzez zastosowanie dodatkowej korekty tak, aby zapewnić spójność przepływów z publikowanymi przez GUS danymi reprezentatywnymi dla całej populacji Polski.

2. METODYKA ANALIZY

Zastosowana metoda badania opiera się na pracach Shimera (Shimer 2007) oraz Rogersona i Shimera (Rogerson & Shimer 2010) i wprowadza kilka założeń upraszczających ujęcie problemu. Mianowicie, jak już wspomniano wcześniej, z analizy wyłączone zostaną przepływy do/z nieaktywności ekonomicznej, czyli dotyczy 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 trakcie okresu t i nie ma na nie wpływu ani heterogeniczność bezrobotnych i zatrudnionych ani długość ich przebywania w odpowiednim stanie.

Podstawowy model wyrażony jest w czasie ciągłym (choć zakłada, że obserwacje dostępne są w czasie dyskretnym) i uwzględnia fakt, że w trakcie trwania danego okresu (miesiąca) w sposób ciągły i ze stałą w danym okresie intensywnością następują przepływy do/z bezrobocia. Oznaczmy, zgodnie z metodyką Shimera, okres t jako przedział czasowy $[t, t+1)$ oraz założmy, że napływ do bezrobocia w trakcie okresu t można przybliżyć procesem Poissona ze stałą w okresie t intensywnością $x_t = -\log(1 - X_t)$, natomiast odpływ – analogicznym procesem z 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, $e_{t+\tau}$ oraz $u_{t+\tau}$ - odpowiednio liczbą osób pracujących oraz bezrobotnych w momencie $t+\tau$, natomiast $u_t^s(\tau)$ - liczbą krótkookresowo bezrobotnych, czyli osób bezrobotnych w okresie $t+\tau$, ale pracujących w trakcie okresu $[t, t+\tau]$. 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 dana jest równaniami różniczkowymi:

$$\dot{u}_{t+\tau} = e_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}f_t \quad (1)$$

$$\dot{u}_t^s(\tau) = e_{t+\tau}x_t - u_t^s(\tau)f_t. \quad (2)$$

Shimer najpierw wyliczył, bezpośrednio z danych statystycznych, prawdopodobieństwo F_t a następnie, warunkowo względem niego rozwiązał układ (1)-(2), aby wyznaczyć spójne z nim implikowane prawdopodobieństwo X_t . Posłużył się on mianowicie zależnością:

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

zgodnie z którą liczba bezrobotnych w momencie $t+1$ dana jest przez liczbę bezrobotnych w momencie t , którzy nie znaleźli pracy w trakcie trwania okresu t (ta część bezrobotnych określona jest przez $1 - F_t = e^{-f_t}$, powiększoną o nowych bezrobotnych, którzy napłynęli w trakcie trwania okresu t . Zatem prawdopodobieństwo znalezienia pracy w okresie t , F_t dane jest wzorem:

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

Natomiast intensywność napływu do bezrobocia x_t i prawdopodobieństwo utraty pracy w okresie t , X_t , można wyznaczyć na podstawie rozwiązania równania (1) w przód:

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

gdzie $l_t = e_t + u_t$ oznacza liczbę aktywnych zawodowo. Ze względu na fakt, że intensywność x_t jest dana w sposób uwikłany w równaniu (5), w praktyce wyznacza się ją za pomocą metod numerycznych¹.

W alternatywny sposób prawdopodobieństwo utraty pracy, nazwijmy je \tilde{X}_t , można również przybliżyć korzystając z dyskretnej i uproszczonej wersji równania (5), które nie uwzględnia możliwości utraty i znalezienia pracy w trakcie trwania okresu t , czyli posługując się następującym równaniem ruchu opisującym liczbę osób bezrobotnych:

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

Mianowicie, zakładając, że $\tilde{F}_t = F_t$, to z równania (6) można wyznaczyć prawdopodobieństwo utraty pracy jako: $\tilde{X}_t = \frac{u_t^s}{e_t}$. Warto również zauważyć, że równanie (5)

zbiega do równania (6) w przypadku gdy okres czasu jest dostatecznie krótki lub ekwiwalentnie, gdy intensywności f_t i x_t są dostatecznie niskie. W tych przypadkach błąd popełniany przez nieuwzględnienie istnienia przepływów w trakcie trwania poszczególnych okresów jest zaniedbywany.

¹ 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.

3. DANE STATYSTYCZNE

Do wyznaczenia prawdopodobieństw F_t i X_t na podstawie opisanych wyżej równań posłużono się miesięcznymi danymi o stopie bezrobocia, liczbie bezrobotnych oraz liczbie bezrobotnych nowozarejestrowanych, jak również liczbie osób wyrejestrowujących się z tytułu podjęcia pracy, pochodzących z Urzędów Pracy (tzw. bezrobocie rejestrowane), obejmującymi okres 1M1995-8M2010. Liczbę aktywnych zawodowo i pracujących wyznaczono w sposób spójny w analizowanym układzie, na podstawie danych o stopie bezrobocia i liczby bezrobotnych zarejestrowanych. Z kolei, do wyznaczenia indeksu restrykcyjności rynku pracy posłużono się danymi GUS o bezrobociu rejestrowym oraz liczbie wakatów zgłoszonych w danym miesiącu do urzędów pracy.

Ponieważ równania teoretyczne zakładają, że moment obserwacji danych t wyznacza początek okresu, a dane empiryczne obserwowane są na końcu okresu, odpowiednie wielkości wyznaczono za pomocą równań, w których zmienne o charakterze zasobowym są odpowiednio przesunięte w czasie.

Ponadto, Shimer szacował prawdopodobieństwo znalezienia pracy na podstawie wzoru (4) wykorzystując do szacunku wielkości u_{t+1}^s dane o liczbie bezrobotnych przebywających na bezrobociu nie więcej niż 4 tygodnie. W przypadku polskich danych, lepszą i bardziej wiarygodną wielkością, na której można oprzeć szacunek F_t jest liczba osób wyrejestrowujących się w danym miesiącu z tytułu podjęcia pracy², która mierzy bezpośredni przepływ pomiędzy stanami bezrobocia i pracy. Zatem, prawdopodobieństwo znalezienia pracy wyznaczane jest 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 tytułu podjęcia pracy. Z kolei prawdopodobieństwo utraty pracy $X_t = 1 - e^{-x_t}$ wyznaczono, podobnie jak Shimer, z zależności:

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

lub, w wersji uproszczonej, nie uwzględniającej możliwości wielokrotnej zmiany stanu na rynku pracy w trakcie trwania miesiąca (przy założeniu, że $\tilde{F}_t = F_t$):

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

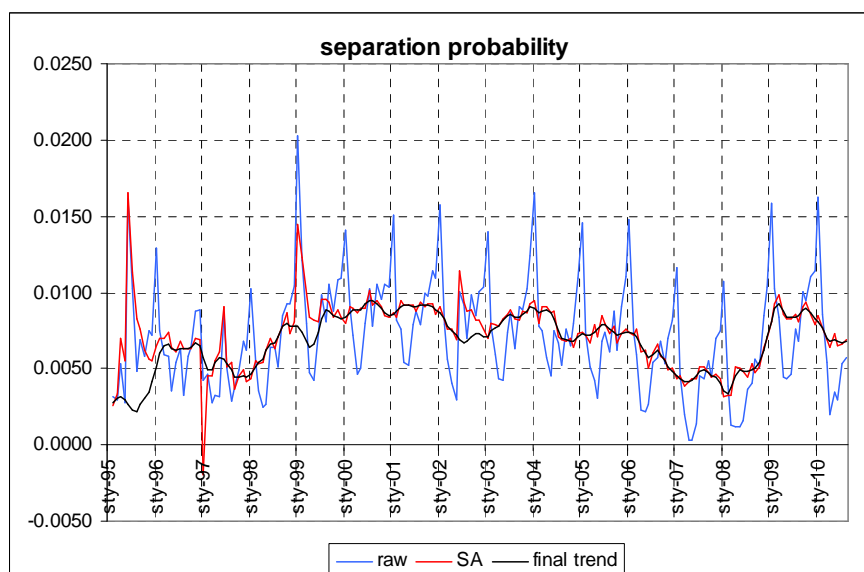
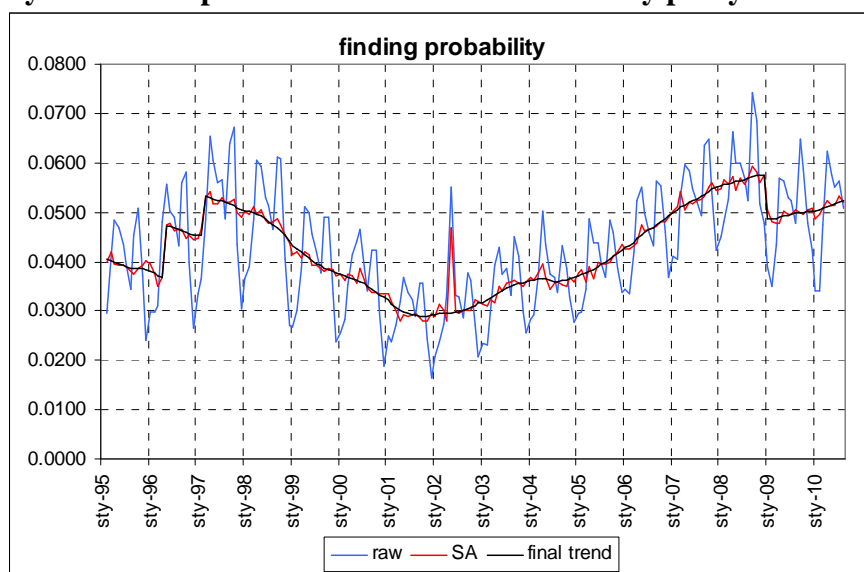
² W danych rejestrowych różnica pomiędzy nowymi rejestracjami bezrobotnych a wszystkimi wyrejestrowanymi równa jest zmianie liczby bezrobotnych w danym okresie i w tym sensie dane te są spójne z przedstawionymi wyżej równaniami ruchu liczby osób bezrobotnych. Z drugiej strony, nie wszyscy bezrobotni wyrejestrowujący zaczynają pracę, czyli stanowią przepływ pomiędzy bezrobociem a zatrudnieniem. Ponieważ używana metoda do wyznaczenia prawdopodobieństw opiera się na poprawnym szacunku prawdopodobieństwa F_t , zatem oparcie wyliczeń na wyrejestrowujących się z tytułu podjęcia pracy jest uzasadnione. Ponadto, przeprowadzone przez autorów porównania tak wyliczonych prawdopodobieństw i prawdopodobieństw opartych na liczbie nowych rejestracji (analogicznie do Shimera) z odpowiednikami pochodzącymi z danych BAEL, wskazuje, że wyliczenia prezentowane w tekście są zdecydowanie bliższe danym BAELu, zarówno w sensie poziomu samych prawdopodobieństw (wyrażonych w ujęciu kwartalnym w przypadku danych miesięcznych, por. przypis 6), jak i ich korelacji.

4. ANALIZA WYNIKÓW

4.1 Wyniki obliczeń miesięcznych przepływów na rynku pracy

Zastosowanie metodyki Shimera (2007) pozwala na obliczenie prawdopodobieństw przepływów na rynku pracy dla polskiej gospodarki, co przedstawia Rys. 1. Ze względu na fakt, że dane wejściowe do analizy charakteryzują się sezonowością, oba prawdopodobieństwa również zmieniają się w trakcie roku w sposób sezonowy. Finalne szeregi, poddane późniejszej analizie zostały pozbawione komponentu sezonowego przy pomocy metody TRAMO/SEATS zaimplementowanej w pakiecie Demetra.

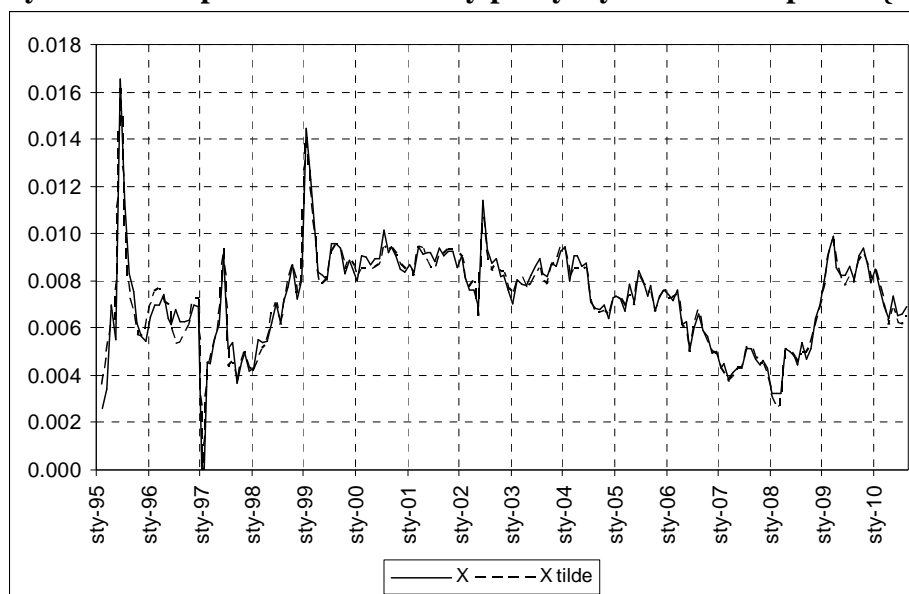
Rys. 1 Prawdopodobieństwa znalezienia i utraty pracy



źródło: obliczenia własne

Z kolei rysunek 2 przedstawia porównanie prawdopodobieństw utraty pracy (po usunięciu wahań sezonowych) z lub bez uwzględnienia przepływów mających miejsce w trakcie trwania danego okresu, czyli wyznaczonych z równania (8) lub za pomocą wzoru (9). Różnice pomiędzy dwoma szeregami są nieznaczne, niemal identyczne są również ich charakterystyki cykliczne. Niewielkie różnice w obu definicjach prawdopodobieństwa wynikają najprawdopodobniej z relatywnie krótkiego odstępu pomiędzy momentami obserwacji, czyli miesiącami, co implikuje stosunkowo niskie prawdopodobieństwa przepływów w trakcie miesiąca oraz bardzo niskie prawdopodobieństwa zdarzenia dwukrotnej zmiany stanu na rynku pracy w trakcie miesiąca. W analizach kwartalnych lub rocznych znaczenie tego zjawiska powinno być większe. Niezależnie od tego wyniku w dalszej części artykułu stosowano wartości przepływów wynikające z modelu zdefiniowanego w czasie ciągłym.

Rys. 2 Prawdopodobieństwa utraty pracy wyznaczone za pomocą 2 metod

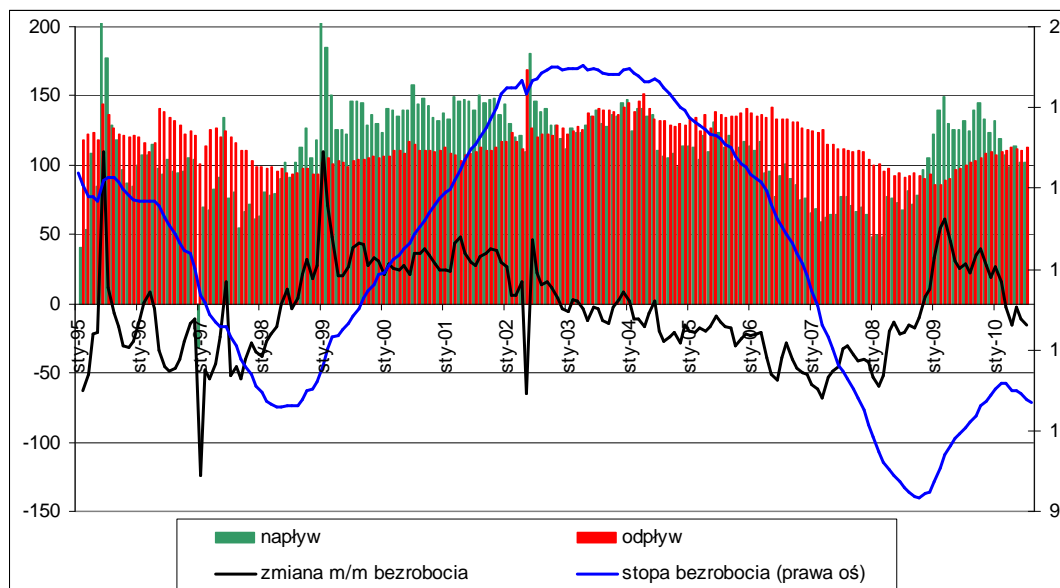


źródło: obliczenia własne

4.2 Przepływy a zmiany stanów

Rys. 3 obrazuje kolejną istotną cechę rynku pracy – znaczne wielkości przepływów prowadzących do obserwowanych zmian bezrobotnych. Średnia, co do modułu, zmiana miesięczna liczby osób bezrobotnych w okresie styczeń 1995 - sierpień 2010 wyniosła ok. 29 tys. osób, natomiast średnie wielkości przepływów na rynku pracy były niemal pięciokrotnie wyższe i wyniosły ok. 112 tys. osób średniomiesięcznie napływających do bezrobocia oraz ok. 117 tys. osób z niego odpływających.

Rys. 3 Napływy i odpływy do/z bezrobocia w ujęciu absolutnym (w tys. osób)



źródło: obliczenia własne

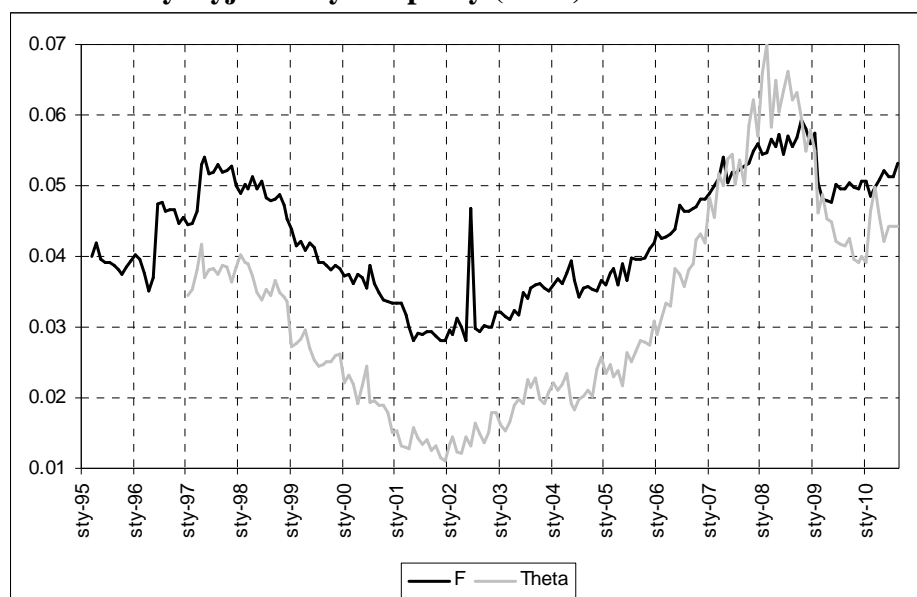
4.3 Prawdopodobieństwo znalezienia pracy a indeks restrykcyjności rynku pracy

Według teorii przepływów na rynku pracy prawdopodobieństwo znalezienia pracy F_t jest silnie powiązane z tzw. indeksem restrykcyjności rynku pracy, będącym relacją pomiędzy popytem a podażą pracy, a zdefiniowanym jako $\theta_t \equiv \frac{v_t}{u_t}$, gdzie v_t jest miarą wakatów

zgłaszanych przez sektor przedsiębiorstw, a u_t liczbą osób bezrobotnych. Związek ten jest implikowany przez założenie istnienia zagregowanej funkcji dopasowań na rynku pracy, przedstawiającej liczbę nowo zawiązanych umów o pracę (dopasowań) jako funkcji liczby wolnych miejsc pracy (wakatów zgłaszanych przez przedsiębiorstwa) i poszukujących pracy (bezrobotnych). Często przyjmowaną w literaturze i potwierdzoną empirycznie (por. przegląd literatury zawarty w pracy (Petrongolo & Pissarides 2001) a w przypadku Polski pracę (Roszkowska 2009)) postacią tej zależności jest jednorodna funkcja Cobba-Douglasa o postaci $m_t = \sigma_{m,t} u_t^\sigma v_t^{1-\sigma}$, gdzie m_t jest liczbą nowych kontraktów 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: $F_t = \frac{m_t}{u_t} = \sigma_{m,t} u_t^{\sigma-1} v_t^{1-\sigma} = \sigma_{m,t} \theta^{1-\sigma}$ i jest rosnące względem indeksu restrykcyjności rynku pracy.

Rys. 4 Prawdopodobieństwo znalezienia pracy na tle indeksu restrykcyjności rynku pracy (theta)



źródło: obliczenia własne

Rys. 4 przedstawia kształtowanie się w czasie obu tych wielkości i obrazuje, że postulowana przez teorię poszukiwań zależność pomiędzy F_t a θ_t jest obecna w dostępnych danych miesięcznych. Potwierdza to również wysoka wartość³ współczynnika korelacji pomiędzy obiema zmiennymi, wynosząca 0,94, co (dodatkowo w stosunku do przeprowadzonej dalej analizy porównawczej otrzymanych wyników z danymi BAEL) pozytywnie weryfikuje otrzymane rezultaty.

4.4 Cykliczność przepływów na tle stopy bezrobocia

Analiza kształtowania się obu wyznaczonych prawdopodobieństw na tle stopy bezrobocia pozwala wysnuć kilka ciekawych wniosków dotyczących znaczenia procesów kreacji i destrukcji miejsc pracy w cyklu koniunkturalnym oraz znaczenia tych procesów dla kształtowania się zagregowanej stopy bezrobocia.

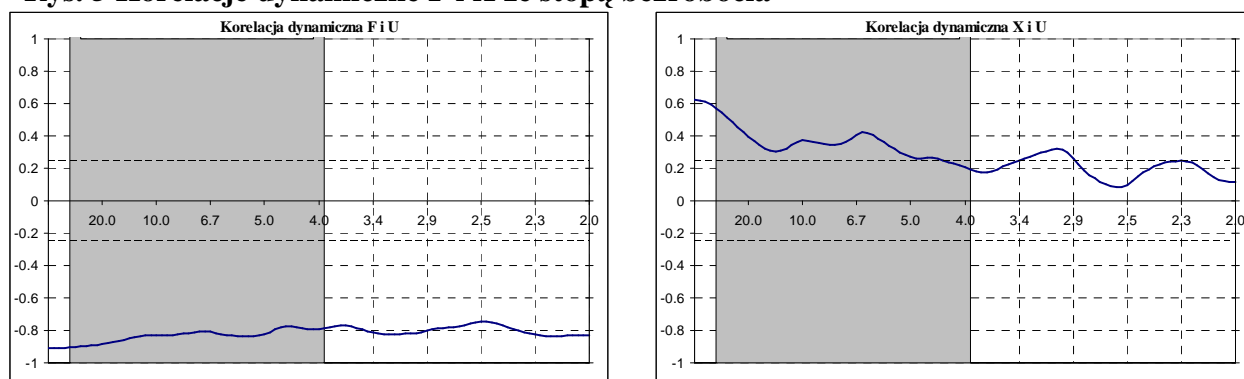
Rysunek 6 przedstawia prawdopodobieństwa znalezienia i utraty pracy na tle stopy bezrobocia rejestrowanego, obrazując znacznie większą zmienność w cyklu koniunkturalnym tej pierwszej wielkości. Potwierdza to analiza korelacyjna⁴ – współczynnik korelacji miary F_t

³ Związek pomiędzy obiema zmiennymi nie jest idealny ze względu na: a) nieliniowy charakter zależności, b) możliwość zmian efektywności procesu dopasowań oraz c) ewentualne błędy pomiaru liczby zgłaszanych przez przedsiębiorstwa wakatów (tutaj przyjęto wakaty zgłaszane w urzędach pracy).

⁴ Pewne zastrzeżenia co do przeprowadzonej analizy korelacyjnej może budzić kwestia potencjalnej niestacjonarności analizowanych zmiennych. Różnorodne testy statystyczne (przeprowadzono testy ADF, DF GLS, KPSS oraz ERS Point-Optimal) są niekonkluzywne w kwestii stacjonarności analizowanych zmiennych a wyniki różnią się pomiędzy testami oraz w zależności od przyjętych kryteriów doboru opóźnień zmiennych w testowych specyfikacjach. Warto jednak pamiętać, że wszystkie analizowane zmienne są definicyjnie ograniczone do przedziału $\langle 0,1 \rangle$ i raczej powinny być traktowane jako procesy stochastyczne o długiej pamięci.

ze stopą bezrobocia (por. również Tab. 1) wynosi $-0,89$ i jest (co do modułu) znacznie wyższy niż analogiczny dla miary X_t , czyli $0,41$. Obserwacja ta świadczy o tym, że w cyklu koniunkturalnym relatywnie większe znaczenie dla kształtowania się stopy bezrobocia ma proces generowania nowych miejsc pracy⁵ – co jest spójne zarówno z wynikami uzyskanymi dla wielu gospodarek świata (por.(Rogerson & Shimer 2010)), jak też i dla Polski (por. (Strawinski 2009) w oparciu o dane BAEL).

Rys. 5 Korelacje dynamiczne F i X ze stopą bezrobocia



Źródło: obliczenia własne w oparciu o kod Matlaka autorstwa Pawła Skrzypczyńskiego.

Szarym obszarem zaznaczono okresy tradycyjnie utożsamiane z wahaniami koniunkturalnymi, czyli wahaniami o okresach pomiędzy 4 a 40 kwartałami.

Obserwacje te potwierdza również analiza korelacji dynamicznych w dziedzinie częstotliwości (por. Rys. 5, obrazujący rozkład współczynnika korelacji dla różnych częstotliwości, dla wygody wyrażonych w okresach mierzonych w kwartałach). Powiązanie korelacyjne pomiędzy F_t i U_t jest silne (co do modułu) zarówno dla krótszych, jak i dłuższych częstotliwości i oscyluje pomiędzy $-0,7$ a $-0,9$. Z kolei w przypadku X_t , związek tego prawdopodobieństwa ze stopą bezrobocia jest słaby (blisko granicy istotności) w krótszym okresie (od 4 do 12 kwartałów) a korelacja dynamiczna rośnie wraz z wydłużaniem horyzontu analizy, do ok. $0,6$ w długim okresie. W całym zakresie częstotliwości utrzymuje się jednak na poziomach niższych (co do modułu) niż w przypadku korelacji prawdopodobieństwa znalezienia pracy z bezrobociem.

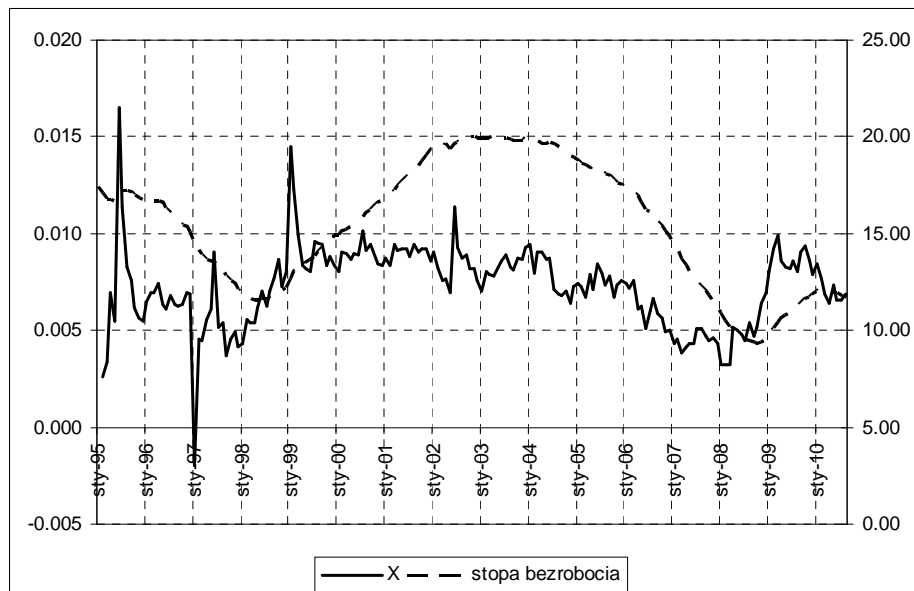
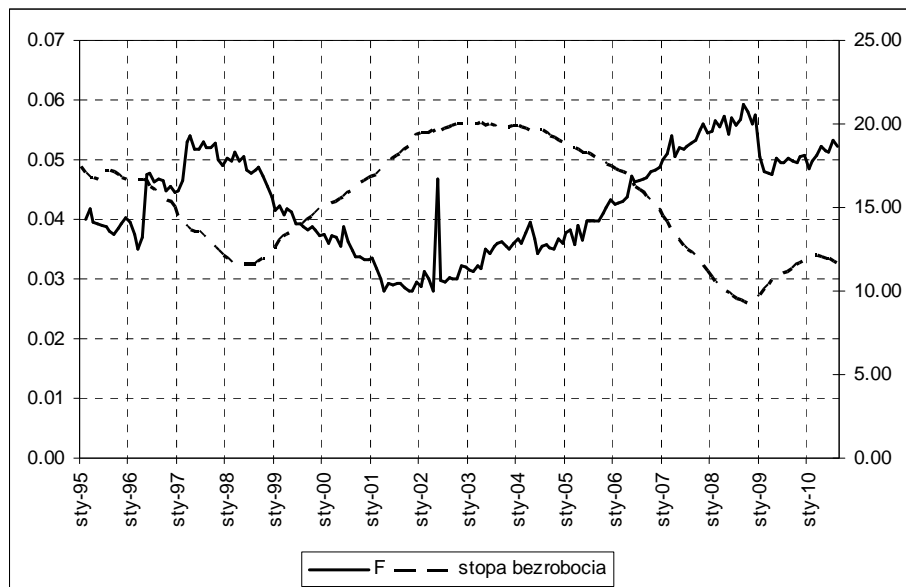
Interesujące jest również porównanie kształtowania się obu prawdopodobieństw w poszczególnych okresach wzrostu i spadku bezrobocia. Warto zwrócić uwagę, że spadkowi stopy bezrobocia w okresie 1Q1995-1Q1998 towarzyszył wzrost prawdopodobieństwa F_t (który ustabilizował się w IIQ1997) oraz stabilne kształtowanie się X_t z obniżeniem się tej ostatniej wielkości w IIIQ1997.

Począwszy od września 1998 r. stopa bezrobocia zaczęła rosnąć, jednak już wcześniej nastąpiły zmiany w obu prawdopodobieństwach – najwcześniej widoczne w prawdopodobieństwie utraty pracy, które zaczęło rosnąć od października 1997 r. Z kolei prawdopodobieństwo znalezienia pracy, po pewnym okresie stabilizacji, zaczęło obniżać się od czerwca 1998 r. Zatem, zmiany w obu prawdopodobieństwach, obserwowane z pewnym

⁵ Choć warto tu wspomnieć, że znaczenie procesu likwidacji miejsc pracy rośnie w okresie dekonunktury i jest on jednym z istotnych czynników stojących za wzrostami stopy bezrobocia. Z kolei za spadki bezrobocia odpowiedzialny jest w większej mierze proces generowania nowych miejsc pracy.

wyprzedzeniem, przyczyniły się do wzrostu stopy bezrobocia w trakcie analizowanego okresu IIIQ1998-IQ2002 r. W początkowym okresie wzrostu bezrobocia następował jednoczesny spadek intensywności procesu tworzenia nowych miejsc pracy oraz wzrost intensywności procesu likwidacji miejsc pracy. Od połowy 1999 r. nastąpiła stabilizacja intensywności procesu likwidacji miejsc pracy i dalszy wzrost bezrobocia był spowodowany wyłącznie kontynuacją spadkowej tendencji prawdopodobieństw znalezienia pracy, trwającej do pierwszej połowy 2002 r.

Rys. 6 Prawdopodobieństwa znalezienia (F) i utraty pracy (X) na tle stopy bezrobocia rejestrowanego



źródło: obliczenia własne

W okresie 1Q2002-IIQ2004 stopa bezrobocia ustabilizowała się na poziomie bliskim 20%, czemu towarzyszyły początkowo relatywnie stabilne oba prawdopodobieństwa. Od IIIQ

2002 r. zaczął się coraz intensywniejszy wzrost procesu tworzenia miejsc pracy, który jednak nie przełożył się na znaczący spadek bezrobocia ze względu na wciąż relatywnie wysokie prawdopodobieństwa utraty pracy.

Począwszy od połowy 2004 r. wyraźnemu osłabieniu uległ proces likwidacji miejsc pracy, co przy kontynuacji zarysowanej wcześniej tendencji wzrostowej prawdopodobieństw znalezienia pracy doprowadziło do spadku stopy bezrobocia, trwającego do końca 2008 r. W trakcie tego okresu nastąpił dalszy trwały i stosunkowo silny wzrost intensywności procesu tworzenia nowych miejsc pracy czemu towarzyszyły coraz niższe prawdopodobieństwa utraty pracy.

Począwszy od IIQ2008 r. nastąpił wzrost intensywności procesu likwidacji miejsc pracy, a przez cały 2008 r. proces tworzenia miejsc pracy zachowywał się relatywnie stabilnie. Doprowadziło to do wyhamowania malejącej tendencji stopy bezrobocia. W listopadzie 2008 r., wraz z sygnałami nadchodzącej recesji ogólnoswiatowej i wzrostem niepewności co do wzrostu gospodarczego w Polsce, proces tworzenia nowych miejsc pracy wyraźnie zahamował, czemu towarzyszył również gwałtowny wzrost prawdopodobieństwa utraty pracy. Doprowadziło to do wzrostu stopy bezrobocia, począwszy od przełomu 2008 i 2009 r.

Od maja 2009 r. nastąpiła względna stabilizacja, na niskim poziomie, procesu tworzenia miejsc pracy, a do października 2009 r. również na podwyższonym poziomie utrzymywały się prawdopodobieństwa utraty pracy, czemu towarzyszył dalszy wzrost bezrobocia. Od listopada 2009 r. rozpoczął się proces spadku prawdopodobieństw utraty pracy, co doprowadziło najpierw do wyhamowania spadków bezrobocia, a następnie od kwietnia 2010 r. jego powolny spadek. W ostatnich miesiącach spadek prawdopodobieństwa utraty pracy uległ wyhamowaniu. Od marca 2010 r. nastąpił również pewien wzrost intensywności procesu tworzenia miejsc pracy, przyczyniając się do spadku bezrobocia w ostatnich miesiącach poddanych analizie.

Z porównania kształtowania się obu prawdopodobieństw w dwóch okresach recesyjnych oraz obserwacji zachowania się ich w ostatniej recesji można wysnuć pewien wniosek o trwałości obserwowanej w ostatnich miesiącach poprawy sytuacji na rynku pracy. Po pierwsze, okresowi poprzedniego silnego wzrostu bezrobocia towarzyszyły głębokie i długotrwałe negatywne tendencje zmian obu prawdopodobieństw. W trakcie bieżącego spowolnienia obserwowaliśmy początkowo gwałtowane zmiany prawdopodobieństw, które następnie ustabilizowały się na „gorszych” poziomach. Może to sugerować, że okres trudniejszej sytuacji na rynku pracy powinien być krótszy niż w trakcie poprzedniego spowolnienia. Po drugie, obserwowana w ostatnich miesiącach 2010 r. poprawa sytuacji na rynku pracy, a w szczególności nieznaczny spadek stopy bezrobocia była w większym stopniu spowodowana wyhamowaniem procesu likwidacji miejsc pracy przy nieznacznie rosnącej, choć wciąż utrzymującej się na niskim poziomie intensywności procesu tworzenia miejsc pracy. Może to świadczyć, że przedsiębiorstwa wciąż działają w warunkach wysokiej niepewności i wstrzymują się z decyzjami związanymi z tworzeniem nowych miejsc pracy, a obserwowaną poprawę na rynku pracy trudno jest jeszcze określić jako trwałą. Doświadczenia historyczne pokazują, że dopiero istotny wzrost intensywności procesu tworzenia miejsc pracy zapewnia stabilną poprawę sytuacji na rynku pracy i trwały spadek stopy bezrobocia.

4.5 Cykliczność przepływów na tle PKB

Odmienne wnioski co do cykliczności obu prawdopodobieństw można wysnuć z analizy powiązania obu prawdopodobieństw⁶ z dynamiką PKB. Tab. 1 pokazuje, że zarówno F_t , jak i X_t są słabiej powiązane z dynamiką PKB (w szczególności z dynamiką kwartalną) niż ze stopą bezrobocia. Ponadto, w przypadku stopy bezrobocia, znacznie silniej związany z nią jest proces tworzenia miejsc pracy, a odwrotna relacja ma miejsce w przypadku powiązania obu prawdopodobieństw z PKB.

Tab. 1 Korelacje przepływów z PKB i stopa bezrobocia

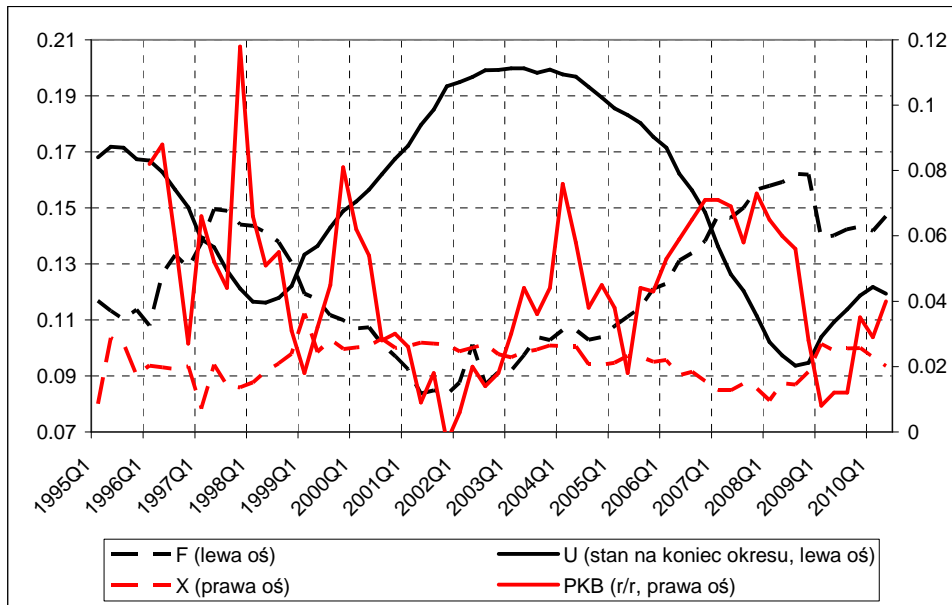
	cykliczność względem PKB i U	
	F	X
PKB (dynamika r/r)	0.43	-0.60
PKB (dynamika q/q sa)	0.15	-0.30
Stopa bezrobocia	-0.89	0.41

Trudno jest jednoznacznie ocenić i zinterpretować to zjawisko z perspektywy ekonomicznej, choć może być to związane z różną charakterystyką cykliczności PKB i stopy bezrobocia z jednej strony, a prawdopodobieństw F_t i X_t z drugiej strony, co obrazuje Rys. 7. Mianowicie, zmiany bezrobocia są bardziej rozłożone w czasie, a jego wahania mają dłuższy charakter (i nie wszystkie krótkookresowe fluktuacje PKB prowadzą do wyraźnych zmian w stopie bezrobocia), co jest również charakterystyką procesu tworzenia miejsc pracy. Natomiast PKB charakteryzuje się relatywnie krótszymi cyklami, jest bardziej zmienne⁷ i to jest również własność prawdopodobieństwa X_t .

⁶ W przypadku analizy w przedziałach kwartalnych, miesięczne miary prawdopodobieństwa X_t oraz F_t wyrażono w kwartalnych przedziałach korzystając z zależności $X_t^Q = 1 - (1 - X_t)(1 - X_{t+1})(1 - X_{t+2})$, gdzie τ jest kwartałem obejmującym miesiące $\{t, t+1, t+2\}$ oraz analogicznie dla prawdopodobieństwa znalezienia pracy.

⁷ Obserwacja ta jest ciekawa w kontekście wyników pracy Gradzewicza, Growca, Hagemejera i Popowskiego (Gradzewicz et al. 2010), którzy zidentyfikowali dwa rodzaje cykli w aktywności ekonomicznej w Polsce, mierzonej PKB – krótszy, związany z relatywnie krótkimi cyklami w popycie eksportowym i wartości dodanej przemysłu oraz dłuższy, związany z bardziej rozłożonymi w czasie wahaniami popytu wewnętrznego i w konsekwencji wartości dodanej sektora usług rynkowych i budownictwa. Dalsza analiza w tym kontekście wykracza jednak poza ramy niniejszego opracowania.

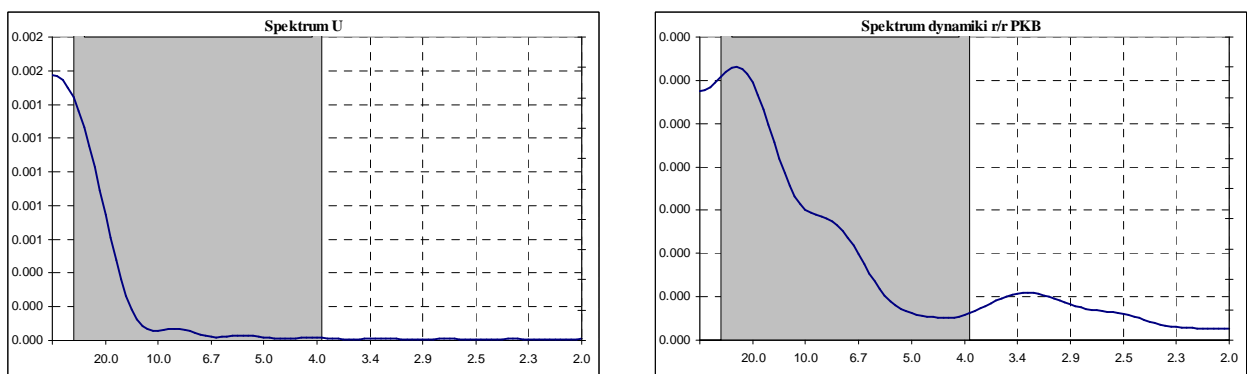
Rys. 7 Kwartalne wielkości prawdopodobieństw F i X oraz stopy bezrobocia (U) i dynamiki PKB



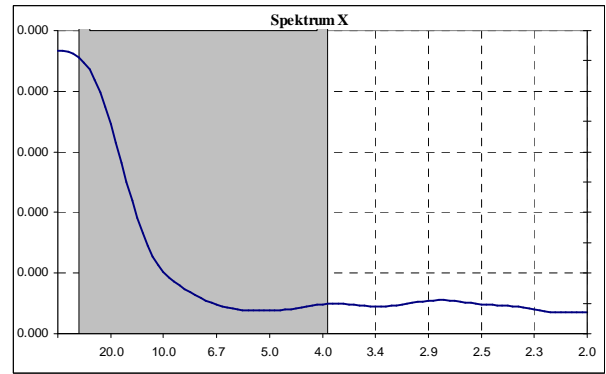
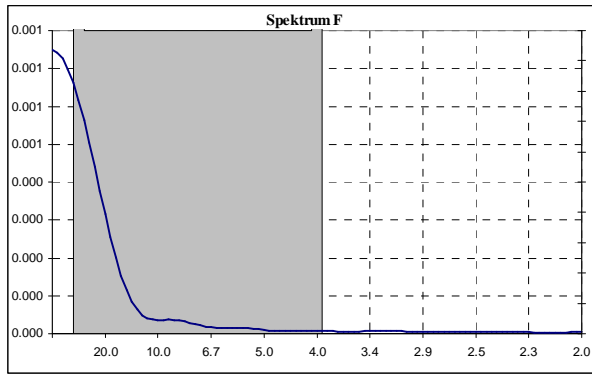
Źródło: obliczenia własne

Potwierdza to również analiza gęstości spektralnej (por. Rys. 8). Wahania cykliczne stopy bezrobocia koncentrują się głównie w niższych częstotliwościach, o okresie powyżej 3 lat, co ma również miejsce w przypadku prawdopodobieństwa znalezienia pracy. Z kolei w przypadku dynamik rocznych PKB⁸, choć tu również większość zmienności przypada na niższe częstotliwości, to jednak dużo większy udział w łącznej wariancji tej zmiennej mają wahania o okresie do 3 lat (w szczególności od 2 do 3 lat). Podobną charakterystyką spektralną cechuje się prawdopodobieństwo utraty pracy.

Rys. 8 Gęstość spektralna stopy bezrobocia, dynamiki r/r PKB oraz prawdopodobieństw F i X



⁸ Analiza przeprowadzona dla kwartalnych, odsezonowanych zmian PKB dała jakościowo podobne rezultaty, również w kontekście opisanych później korelacji dynamicznych.

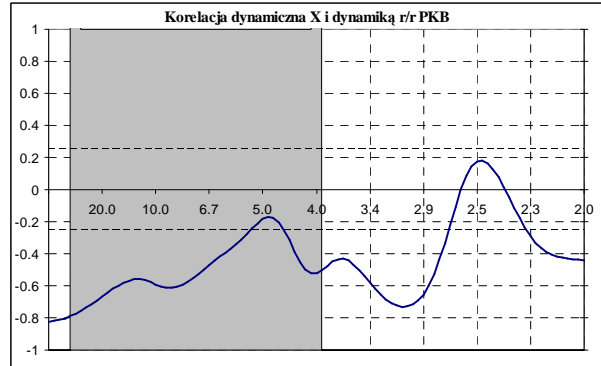
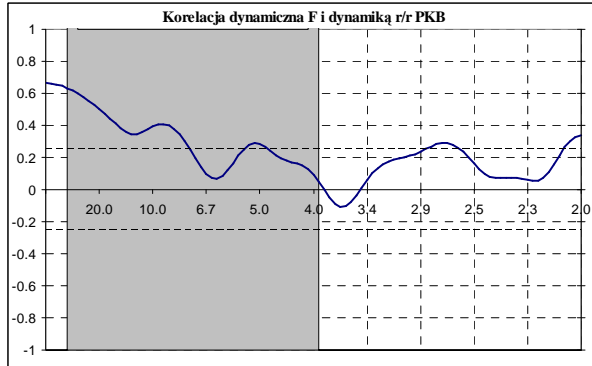


Źródło: obliczenia własne w oparciu o kod Matlaka autorstwa Pawła Skrzypczyńskiego.

Szarym obszarem zaznaczono okresy tradycyjnie utożsamiane z wahaniami koniunkturalnymi, czyli wahaniami o okresach pomiędzy 4 a 40 kwartałami.

Analiza korelacji dynamicznych prawdopodobieństw F_t i X_t z dynamiką PKB (por. Rys. 9) wskazuje, że w krótkim okresie proces tworzenia miejsc pracy jest słabo, a dla wielu częstotliwości nieistotnie statystycznie powiązany z dynamiką PKB. Dopiero dla wahań cyklicznych o okresie powyżej 3 lat korelacja rośnie, aby w dłuższym okresie osiągnąć wartość bliską 0,7. Z kolei prawdopodobieństwo X_t jest niemal w całym paśmie wahań koniunkturalnych istotnie powiązane (antycykliczne) z PKB a wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego analiza korelacja rośnie, do -0,8 w długim okresie.

Rys. 9 Korelacje dynamiczne F i X z dynamiką r/r PKB



Źródło: obliczenia własne w oparciu o kod Matlaba autorstwa Pawła Skrzypczyńskiego.

Szarym obszarem zaznaczono okresy tradycyjnie utożsamiane z wahaniami koniunkturalnymi, czyli wahaniami o okresach pomiędzy 4 a 40 kwartałami.

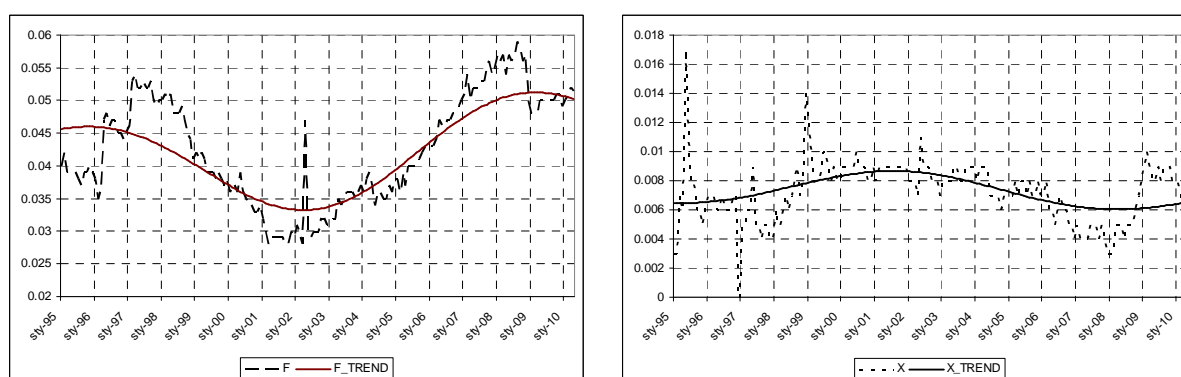
4.6 Trendy

Kolejne ciekawe i potencjalnie istotne informacje można uzyskać na podstawie analizy średniookresowych zmian zachodzących w procesach generowania i destrukcji miejsc pracy, mierzonych prawdopodobieństwami odpowiednio znalezienia i utraty pracy. Warto pamiętać, że stopę bezrobocia U_t można wyznaczyć za pomocą przybliżonej zależności (przy założeniu, że stopa bezrobocia nie zmienia się pomiędzy dwoma kolejnymi okresami):

$$U_t = \frac{u_t}{l_t} \approx \frac{X_t}{X_t + F_t} \quad (10)$$

Zależność ta pokazuje, że dany poziom stopy bezrobocia może zostać osiągnięty przy różnych wielkościach prawdopodobieństw X_t oraz F_t , o ile tylko spełniają one zależność (10). Fakt ten jest bardzo istotny z perspektywy analizy persystencji bezrobocia (czasami nazywanej również histerezą), ze względu na fakt, że odwrotności prawdopodobieństw X_t oraz F_t wyznaczają odpowiednio oczekiwany czas przepracowany w danym miejscu pracy oraz oczekiwany czas pozostawiania na bezrobociu (obie wielkości są uproszczonymi miarami i nie uwzględniają dodatkowego efektu heterogeniczności podmiotów oraz zakładają niezależność prawdopodobieństwa odpłynięcia z danego stanu od czasu przebywania w danym stanie). Zatem, dana stopa bezrobocia występująca przy relatywnie niskich prawdopodobieństwach zmiany stanu na rynku pracy (ekwiwalentnie – krótkich okresach przebywania w danym stanie na rynku pracy) cechuje się wyższą persystencją i wyższym prawdopodobieństwem wystąpienia efektu histerezy, niż ta sama stopa bezrobocia występująca przy relatywnie wysokich prawdopodobieństwach przejścia pomiędzy stanami. Innymi słowy, wielkości przepływów na rynku pracy determinują poziom jego elastyczności, w sensie dostosowywania się do zmieniającego się otoczenia i trwałości tych zmian⁹.

Rys. 10 Długookresowe zmiany w prawdopodobieństwach znalezienia (F) i utraty pracy (X)



źródło: obliczenia własne na podstawie filtru pasmowo-przepustowego Christiano-Fitzgeralda o parametrach odcięcia 2 oraz 120 miesięcy

W tym kontekście interesujące jest przyjrzenie się wynikom analizy zmian w średniookresowych trendach kształtowania się prawdopodobieństw X_t oraz F_t , co przedstawia Rysunek 10. (trendy obu miar wyznaczone zostały przy pomocy filtru pasmowo-przepustowego wyprowadzonego w pracy Christiano i Fitzgeralda (Christiano & Fitzgerald 2003), a trend został zdefiniowany jako obejmujący wahania o okresach przekraczających 10

⁹ Fakt ten wykorzystali m.in. Ljungqvist i Sargent (Ljungqvist & Sargent 1998), tworząc model wyjaśniający różnice w długości trwania okresów wysokiego bezrobocia w krajach europejskich i USA w latach 80-tych i 90-tych właśnie kombinacją relatywnie niewielkich przepływów występujących w gospodarkach europejskich oraz wzroście zmienności otoczenia gospodarczego i w konsekwencji – tempu adaptacji rynku pracy do zmieniającego się otoczenia.

lat (120 m-cy)). Analiza ta pokazuje z jednej strony, że trendy obu prawdopodobieństwo fluktuowały wraz ze zmianami stopy bezrobocia. Z drugiej strony, w przypadku prawdopodobieństwa F_t , zauważalne są również pewne zmiany w poziomach trendu¹⁰. Mianowicie, o ile okresowi wysokiej aktywności gospodarczej w drugiej połowie lat 90-tych towarzyszyły prawdopodobieństwa znalezienia pracy rzędu 4,5% (miesięcznie), o tyle w trakcie ożywienia w drugiej połowie lat 2000-cznych prawdopodobieństwa te podwyższyły się do poziomu 5%. Może być to związane z jednej strony ze zmianami struktury gospodarki na bardziej pracochłonną, w efekcie rosnącego udziału relatywnie bardziej pracochłonnych usług w wytworzonej wartości dodanej. Z drugiej strony może być to związane z bardziej efektywnym procesem dopasowywania popytu z podażą pracy¹¹, choć w tym przypadku badania ekonometryczne (Roszkowska 2009) nie potwierdzają tej hipotezy.

Ponadto, w ostatnim okresie zmiany obu prawdopodobieństw nie są tak głębokie jak obserwowane na przełomie wieku i widoczne są pierwsze oznaki poprawy sytuacji na rynku pracy. Oznacza to, że jeśli te tendencje się utrwalą, nie powinno nastąpić tak znaczne pogorszenie się obu prawdopodobieństw, jak było obserwowane na początku tego dziesięciolecia i przyszły okres ożywienia gospodarczego będzie się cechował relatywnie bardziej elastycznym rynkiem pracy, implikującym mniejsze prawdopodobieństwo wystąpienia efektu histerezy w ewentualnych późniejszych okresach kolejnych spowolnień wzrostu gospodarczego.

¹⁰ Jednocześnie nie można zaobserwować tego typu zmian poziomu prawdopodobieństwa utraty pracy.

¹¹ Proces ten jest również widoczny w przesunięciu krzywej Beveridge'a w trakcie ostatniego ożywienia gospodarczego

5. PORÓWNANIE OTRZYMANYCH PRAWDOPODOBIENSTW PRZEPLYWÓW Z UZYSKANymi NA PODSTAWIE DANYCH BAEL

Z punktu widzenia spójności analiz dynamiki przepływów na polskim rynku pracy ważne wydaje się jednocześnie analizowanie wyników dotyczących prawdopodobieństw tworzenia i destrukcji zatrudnienia uzyskanych zaproponowaną powyżej metodą opartą na danych miesięcznych z informacjami pochodzącymi z bezpośrednich obserwacji przejść na rynku pracy pochodzących z danych panelowych BAEL.

Dane BAEL pozwalają na bezpośrednie wyznaczanie prawdopodobieństw zmian stanu na rynku pracy opartych na obserwacji tych samych osób w kolejnych kwartałach, jednak użycie ich jest znacznie bardziej skomplikowane i opóźnione w czasie (z powodu opóźnień w publikacji danych) w porównaniu z metodą opartą na danych z rejestracji. Ponadto wyniki mogą się różnić ze względu na podstawowe różnice pomiędzy wymienionymi źródłami danych.

Pierwszą z nich jest inna definicja osoby bezrobotnej w obu badaniach. W przypadku bezrobocia rejestrowanego za osobę bezrobotną uważa się osobę zarejestrowaną w urzędzie pracy, w przypadku BAEL kwalifikacja osoby jako bezrobotnej opiera się na definicji ILO¹² i następuje na podstawie odpowiedzi na pytania zawarte w ankiecie. Dla dalszych analiz może to rodzić dwójakiego rodzaju skutki: Z jednej strony obie definicje obejmują nieco inne pod względem intensywności poszukiwań pracy osoby¹³, z drugiej strony zmiany warunków rejestracji osób w urzędach pracy w przeszłości mogą mieć wpływ na wielkość bezrobocia i przepływów a przez to na wyniki analizy.

Drugą podstawową cechą różniącą pomiary bezrobocia jest sposób uogólniania danych na całą populację oraz oszacowanie liczby pracujących, 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 innych danych. W przypadku danych BAEL wyniki ankiety dotyczące liczby bezrobotnych oraz pracujących są uogólniana na całą populację na podstawie szacunków populacji GUS. Różnice pomiędzy populacjami pracujących BAEL i pracujących używanych w obliczeniach stopy bezrobocia rejestrowanego mają przede wszystkim podłoże definicyjne, mogą także odzwierciedlać niedoszacowanie migracji zagranicznych w danych BAEL¹⁴. Dla

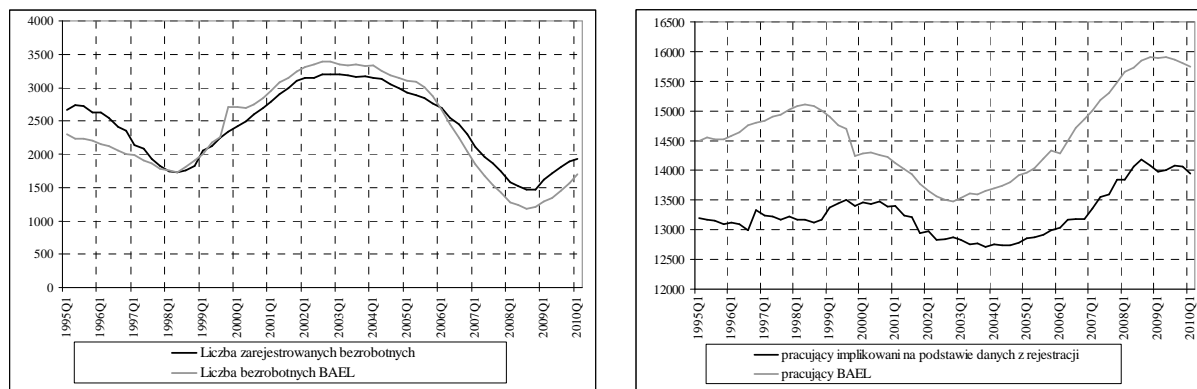
¹² Według definicji ILO (Międzynarodowej Organizacji Pracy) za osobę bezrobotną należy uważać taką, która nie wykonuje płatnej pracy, aktywnie poszukuje pracy i jest gotowa do jej podjęcia. W BAEL osoba zostaje zdefiniowana jako bezrobotna na podstawie odpowiedzi na kilka pytań z kwestionariusza.

¹³ Analizy zależności pomiędzy rejestracją w urzędzie pracy, a faktycznym poszukiwaniem pracy przez osoby bezrobotne wskazują, że tylko ok. 2/3 osób zarejestrowanych w urzędach pracy to osoby, które spełniają jednocześnie definicję ILO. Z drugiej strony podobnie liczna jest grupa osób, które spełniają definicję osoby bezrobotnej, ale z różnych przyczyn nie rejestrują się w urzędach pracy (Czapinski & Panek 2009, s.321). Stąd całkowite liczby osób bezrobotnych wg różnych definicji są do siebie zbliżone.

¹⁴ Liczba pracujących w BAEL jest wyższa od liczby szacunków pracujących GUS w gospodarce używanych do obliczeń stopy bezrobocia rejestrowanego. Wynika to z faktu, iż 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 faktu, iż badanie to nie jest w stanie uchwycić gospodarstw domowych, które wyemigrowały w całości, co może powodować zawyżone szacunki dotyczące całkowitej populacji używanej do uogólniania wyników, a w związku z tym także zawyżone szacunki liczby pracujących.

oceny przepływów na rynku pracy znaczenie mają nie tyle utrzymujące się różnice pomiędzy oszacowaniami liczby pracujących z powyższych źródeł, ale wahania tych różnic w czasie.

Rys. 11 Porównanie zmian liczby osób bezrobotnych według BAEL i rejestracji (lewy panel) oraz liczby pracujących BAEL oraz implikowanej liczby pracujących na podstawie stopy bezrobocia rejestrowanego (prawy panel). Wartości w tys. osób.

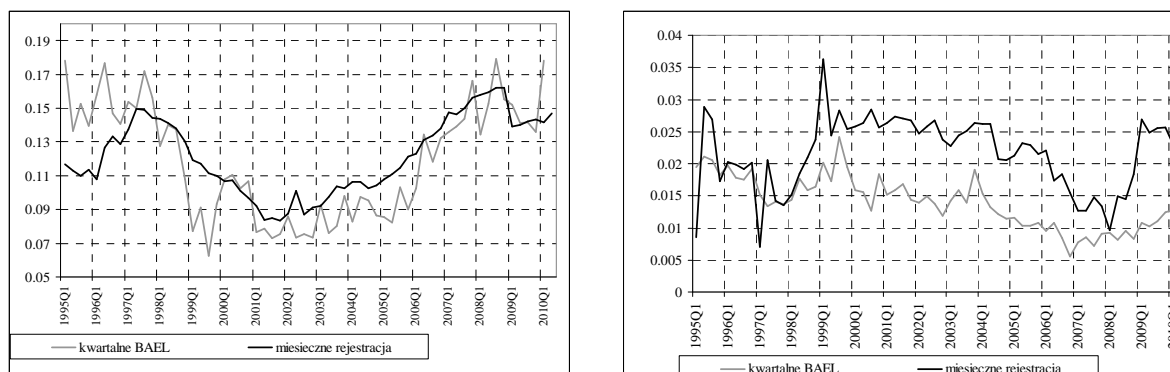


źródło: Obliczenia własne, szeregi odsezonowane TRAMO-SEATS

W celu porównania szeregów uzyskanych z obu źródeł danych zestawione zostały szeregi kwartalnych prawdopodobieństw² znalezienia pracy (F_t) oraz utraty pracy (X_t). W przypadku danych uzyskanych na podstawie metody wykorzystującej dane o częstotliwości miesięcznej wymagało to przekształcenia prawdopodobieństw do postaci kwartalnej, zgodnie z przypisem 6. W przypadku danych BAEL wykorzystane zostały informacje o liczbie osób przepływających pomiędzy pracą i bezrobociem w dwóch sąsiednich kwartałach. Prawdopodobieństwa uzyskane na tej podstawie skorygowane zostały następnie tak, aby odpowiadały dokładnie faktycznym zmianom liczby pracujących i bezrobotnych BAEL¹⁵. Porównanie szeregów prawdopodobieństw uzyskanych za pomocą metody opartej na danych kwartalnych oraz wynikającej z danych BAEL (Rys. 12) wskazuje, że prawdopodobieństwa uzyskania pracy przez osoby bezrobotne w przypadku obu metod mają zbliżone wartości i zmieniają się w analogiczny sposób. Prawdopodobieństwa odpływu z zatrudnienia do bezrobocia są nieco wyższe w prawie całym okresie w przypadku danych pochodzących z rejestracji od 1997 roku. Warto jednak zauważyć, że w przypadku obydwu szeregów obserwowane trendy są podobne.

¹⁵ Liczba osób zmieniających swój status na rynku pracy obliczona została na podstawie obserwacji tych osób w kolejnych kwartałach w BAEL. Tak uzyskane dane nie zawierały wag, które odgrywają ważną rolę w osiąganiu reprezentatywności przez wyniki uzyskiwane na podstawie zbioru BAEL oraz mogły być obciążone poprzez proces wykruszania się panelu. W celu korekty tych wad surowego zbioru danych została wykorzystana metoda *Iterative Proportional Fitting* (Schoen & Jonsson 2003), która jest pozwalająca na uzyskanie estymatorów największej wiarygodności przepływów zgodnych z danymi makro BAEL wykorzystującymi wagi. Korekta danych nie wpłynęła na zmiany trendów obserwowanych w danych.

Rys. 12 Porównanie kwartalnych prawdopodobieństw znalezienia pracy (F, lewy panel) i utraty pracy (X, prawy panel) otrzymanych na podstawie różnych źródeł danych



źródło: Obliczenia własne, dane odsezonowane TRAMO-SEATS

Na podstawie powyższych wykresów można zatem stwierdzić, że niezależnie od metody uzyskane oszacowania prawdopodobieństw są do siebie zbliżone, a ponadto ich wartości zmieniają się w podobny sposób (por. korelacje w Tab. 2). Większa zgodność pomiędzy wynikami dotyczącymi tworzenia miejsc pracy może wynikać z bardziej jednoznacznego określenia zmian stanu oraz mniejszej liczby potencjalnych źródeł błędów w przypadku przechodzenia z bezrobocia do zatrudnienia. W przypadku przechodzenia z pracy do bezrobocia oszacowania w większym stopniu są zależne od szacunków liczby pracujących oraz od różnic definicyjnych stopy bezrobocia, gdyż z różnych przyczyn rejestrować jako bezrobotne mogą się osoby, które według definicji BAEL nie zostałyby uznane za bezrobotne.

Tab. 2 Korelacje przepływów pomiędzy sobą, stopami bezrobocia oraz PKB

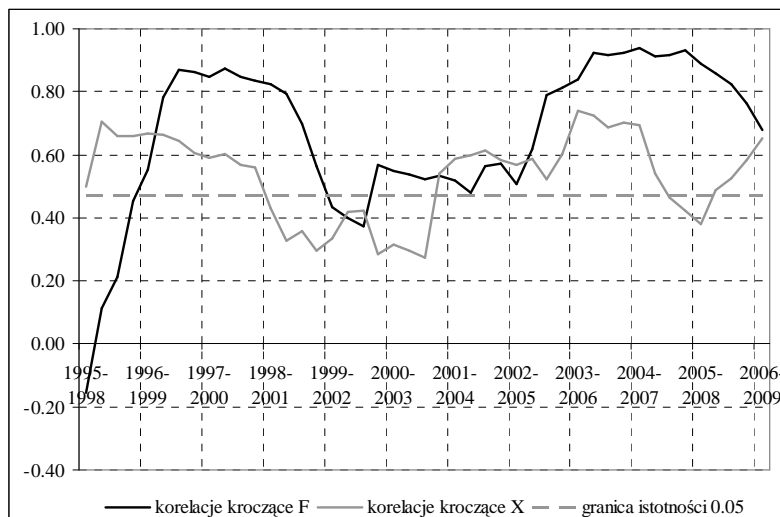
	X miesięczne	U rejestrowane	F kwartalne	X kwartalne	U BAEL	PKB q/q sa
F miesięczne	-0.67***	-0.88***	0.80***	-0.46***	-0.91***	0.19
X miesięczne		0.45***	-0.60***	0.50***	0.49***	-0.24*
U rejestrowane			-0.70***	0.27**	0.96***	-0.11
F kwartalne				-0.21	-0.81***	0.22*
X kwartalne					0.25*	0.00
U BAEL						-0.16

Istotności współczynników korelacji *** 0.01, ** 0.05 *0.1

W przypadku danych dotyczących prawdopodobieństwa przejścia z bezrobocia do zatrudnienia największa zgodność pomiędzy szeregami uzyskanymi z danych z rejestracji oraz z BAEL odnotowywana była w okresach relatywnie lepszej koniunktury natomiast dodatnia korelacja zmniejszała się, ale była istotna statystycznie w okresie spowolnienia 1999-2002. Nasilenie różnic pomiędzy oboma szeregami właśnie w tym okresie mogło być wynikiem stosowania wobec osób zarejestrowanych jako bezrobotni aktywnych polityk rynku pracy, które mogły łagodzić spadki prawdopodobieństwa uzyskania pracy przez osoby zarejestrowane w porównaniu z osobami bezrobotnymi wg BAEL, ale niezarejestrowanymi. Istotnie dodatnie skorelowanie było w większości okresów obserwowane także w przypadku

szeregów odzwierciedlających destrukcję miejsc pracy. W ich przypadku jednak ważną rolę mogły odgrywać kwestie różnic definicyjnych i stąd zgodność tych szeregów nie była tak duża jak szeregów odzwierciedlających kreację miejsc pracy.

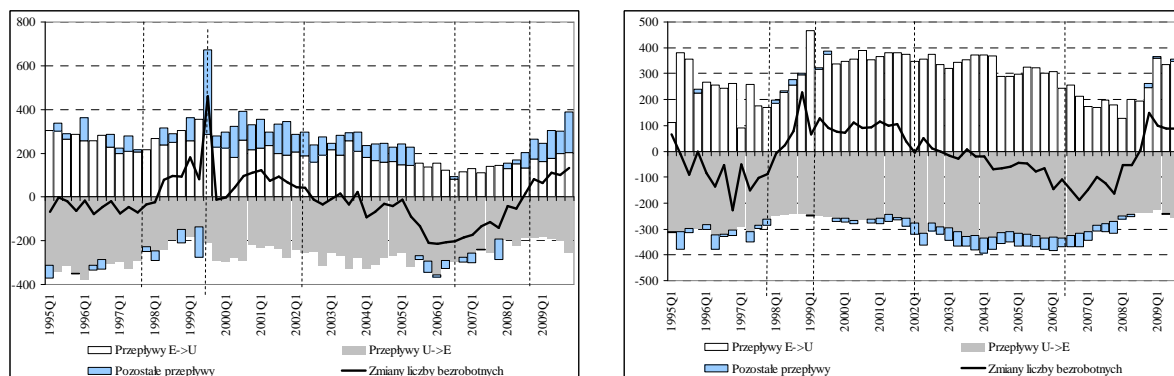
Rys. 13 Porównanie korelacji kroczących dla okresów czteroletnich dla kwartalnych F i X w przypadku danych opartych na różnych definicjach



źródło: Obliczenia własne, szeregi odsezonowane TRAMO-SEATS

Z punktu widzenia wyjaśniania przyczyn zmian liczby bezrobotnych istotne znaczenie ma wpływ przepływów na zmiany liczby bezrobotnych. Analiza kontrybucji poszczególnych przepływów do zmian liczby bezrobotnych wskazuje, że obie metody uzyskiwania danych o przepływach prowadzą do dość spójnych wniosków dotyczących kształtowania się kreacji i destrukcji miejsc pracy w czasie i ich wpływu na bezrobocie. Zostały one przedstawione we wcześniejszej części artykułu. Warto jednak dodać, że w kilku okresach zmiany prawdopodobieństw są odmienne (Rys. 14).

Rys. 14 Wpływ przepływów pomiędzy pracą a bezrobociem na zmiany liczby bezrobotnych według przepływów BAEL (lewy panel) oraz modelu opartego o dane rejestrowane (prawy panel). Wartości w tys. osób.



źródło: Obliczenia własne, dane odsezonowane TRAMO-SEATS

Najważniejsze różnice wynikały głównie z nieco innego zachowania się w czasie mierników bezrobocia (bezrobocia rejestrowanego i bezrobocia BAEL) oraz różnic w metodologii pomiaru samych przepływów, które wpłynęły na większe nasilenie przepływów 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 o dane miesięczne zakładał czas ciągły, a zatem uwzględniał możliwość np.: utraty pracy i jej ponownego znalezienia w ciągu kwartału, które nie zostałyby odnotowane w przypadku przepływów zaobserwowanych w kwartalnych danych BAEL. Ponadto wyraźne rozróżnienie w danych BAEL osób bezrobotnych od nieaktywnych oraz uwzględnienie zmian populacji uwypuklało wpływ na bezrobocie czynników innych niż przepływy z i do zatrudnienia.

W okresie 1Q1995-4Q1997 spadek destrukcji miejsc pracy (odzwierciedlony niższą liczbą nowozarejestrowanych bezrobotnych) wydawał się znacznie wyraźniejszy w przypadku danych z rejestracji. Z kolei w początkowym okresie wzrostu bezrobocia czyli w okresie 1Q1998-1Q1999 analizy oparte o dane BAEL wskazują, że obok rekordowej fali zwolnień zanotowany został także rekordowo niski poziom tworzenia nowych miejsc pracy, podczas gdy w przypadku danych rejestrowanych dominującym powodem wzrostu stopy bezrobocia był bezprecedensowy poziom nowozarejestrowanych bezrobotnych w 1Q1999. Wyraźnie większy wzrost przepływów na rynku pracy zarówno z bezrobocia, jak i do bezrobocia według danych rejestrowanych w porównaniu z danymi BAEL można także zauważyć w okresie najnowszym po 2009 roku.

6. PODSUMOWANIE

Artykuł przedstawia wyniki badań, opartych na metodyce zaproponowanej przez Shimera (Shimer 2007), a związanych z cyklicznym kształtowaniem 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 oba prawdopodobieństwa kształtują się relatywnie podobnie i zbliżony sposób opisują rozwój sytuacji na rynku pracy. W konsekwencji, uproszczenia metodyczne związane z wykorzystywaniem danych miesięcznych i pominięciem w analizie przepływów do/z nieaktywności ekonomicznej nie zniekształcają w istotny sposób odwzorowania procesów zachodzących na rynku pracy.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że procesem najsilniej kształtującym stopę bezrobocia w cyklu koniunkturalnym jest proces tworzenia nowych miejsc pracy, choć znaczenie procesu likwidacji miejsc pracy nie jest zaniedbywane. To ostatnie zjawisko nabiera szczególnego znaczenia w okresach spowolnienia gospodarczego i jest w dużym stopniu odpowiedzialne za wzrost stopy bezrobocia, szczególnie w początkowej fazie recesji.

Ponadto, z przeprowadzonej analizy wynikają pewne obserwacje świadczące o trwałości obserwowanej w ostatnich miesiącach poprawy sytuacji na rynku pracy. Mianowicie, okresowi silnego wzrostu bezrobocia pod koniec lat 90-tych towarzyszyły głębokie i długotrwałe negatywne tendencje zmian prawdopodobieństw znalezienia i utraty pracy. Bieżące spowolnienia związane było początkowo z gwałtownymi zmianami obu prawdopodobieństw, które następnie ustabilizowały się na „gorszych” poziomach. Może to sugerować, że obecny okres pogorszenia się sytuacji na rynku pracy powinien być krótszy. Dodatkowo, obserwowana w ostatnich miesiącach 2010 r. poprawa sytuacji na rynku pracy, a w szczególności nieznaczny spadek stopy bezrobocia był w większym stopniu spowodowany wyhamowaniem procesu likwidacji miejsc pracy, przy nieznacznie rosnącej, choć wciąż utrzymującej się na niskim poziomie intensywności procesu tworzenia miejsc pracy. Może to świadczyć, że przedsiębiorstwa wciąż działają w warunkach wysokiej niepewności i wstrzymują się z decyzjami związanymi z tworzeniem nowych miejsc pracy, a obserwowaną poprawę na rynku pracy trudno jest jeszcze określić jako trwałą. Doświadczenia historyczne pokazują, że dopiero istotny wzrost intensywności procesu tworzenia miejsc pracy zapewnia trwały spadek stopy bezrobocia.

Powiązanie wyliczonych prawdopodobieństw z dynamiką PKB jest mniej klarowne – siła korelacji jest ogólnie niższa, a relatywnie bardziej związanym z PKB wydaje się być proces likwidacji miejsc pracy. Choć ekonomiczna interpretacja tego zjawiska jest utrudniona, to związane może być to z odmiennym charakterem cykliczności PKB, w przypadku którego stosunkowo duże znaczenie mają fluktuacje o krótkich okresach (podobnie jak w przypadku procesu likwidacji miejsc pracy) nie zawsze wpływające na zmiany stopy bezrobocia.

Ponadto, analiza trendów wyznaczonych prawdopodobieństw pokazała, że rynek pracy w Polsce (szczególnie w zakresie oczekiwanego czasu przebywania na bezrobociu) w okresie ostatniego ożywienia był w stanie wykreować i zapłacić wyraźnie więcej miejsc pracy niż podczas ożywienia w drugiej połowie XX w. Może się to wiązać zarówno z większą ilością zgłoszonych wakatów (wyższym popytem na pracę) jak i z lepszym dopasowaniem ofert pracy i kwalifikacji osób szukających pracy¹⁶. Zatem, biorąc pod uwagę długookresowe

¹⁶ W okresie ostatniego ożywienia można było obserwować zarówno relatywny wzrost popytu na pracę osób o niższych kwalifikacjach (zatrudnianych głównie w budownictwie, usługach osobistych), jak również poprawę kwalifikacji osób wchodzących na rynek pracy (Czapiński & Panek 2009, s.117,121). Wzrost popyt na pracę

wahania obu prawdopodobieństw i najprawdopodobniej relatywnie małą głębokość i krótki okres bieżącego spowolnienia gospodarczego, w czasie ewentualnego przyszłego ożywienia gospodarczego rynek pracy będzie bardziej elastycznie dostosowywał się do zmieniającego się otoczenia, niż w trakcie poprzednich ożywień gospodarczych.

W świetle uzyskanych wyników można stwierdzić, że w reakcji na spowolnienie gospodarcze polityka nastawiona na wspomaganie ochrony zatrudnienia może mieć ograniczoną skuteczność. Nawet jeśli przyczyni się do zmniejszenia liczby zwolnień w krótkim okresie (wzmacniając efekt chomikowania pracy (Strzelecki et al. 2009)), to w dłuższym okresie nie przyczyni się do zahamowania wzrostu bezrobocia, gdyż to kreacja nowych miejsc pracy odpowiada w dużym stopniu za pojawienie się trwałych pozytywnych zmian na rynku pracy.

7. BIBLIOGRAFIA

- Blanchard, O.J. et al., 1990. The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(2), s.pp. 85-155.
- Bukowski, M. et al., 2008. *Employment in Poland 2007: Security on flexible labour market*, University Library of Munich, Germany. Available at: <http://econpapers.repec.org/RePEc:pra:mprapa:14284>.
- Christiano, L.J. & Fitzgerald, T.J., 2003. The Band Pass Filter*. *International Economic Review*, 44(2), s.435-465.
- Czapinski, J. & Panek, T. red., 2009. *Diagnoza Społeczna 2009. Warunki i jakość życia Polaków. Raport*, Warszawa: Rada Monitoringu Społecznego.
- Davis, S.J., Haltiwanger, J.C. & Schuh, S., 1998. *Job Creation and job destruction*, The MIT Press.
- Elsby, M.W., Michaels, R. & Solon, G., 2007. *The Ins and Outs of Cyclical Unemployment*, National Bureau of Economic Research, Inc. Available at: <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:12853>.
- Fujita, S. & Ramey, G., 2007. *Reassessing the Shimer facts*, Federal Reserve Bank of Philadelphia. Available at: <http://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedpwp:07-2>.
- Gora, M., 2000. Rynek pracy w świecie ciągłej restrukturyzacji. W *Tworzenie zatrudnienia i restrukturyzacja ekonomiczna*. Warszawa: Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, s. 89-98.
- Gradzewicz, M. et al., 2010. koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej. *Bank i Kredyt*, Vol.41(No.5), s.41-76.
- Ingham, H. & Ingham, M., 2005. *Labour flows into and out of Polish agriculture: a micro-level analysis*, Lancaster University Management School, Economics Department. Available at: <http://ideas.repec.org/p/lan/wpaper/002169.html>.
- Kucharski, L., 2001. *Przepływy na rynku pracy w latach dziewięćdziesiątych*, Łódź: Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.
- Ljungqvist, L. & Sargent, T.J., 1998. The European Unemployment Dilemma. *Journal of Political Economy*, 106(3), s.514-550.
- Mortensen, D.T. & Pissarides, C.A., 1994. Job Creation and Job Destruction in the Theory of

osób niżej wykształconych odnotowany został poprzez zwiększenie współczynników zatrudnienia w tych grupach. Z drugiej strony nastąpiła też poprawa struktury podaży pracy związanej ze znacznie lepszym formalnym wykształceniem coraz aktywniejszych na rynku pracy roczników wyżu demograficznego pierwszej połowy lat 1980-tych, co z kolei ułatwiło rekrutację osób z wyższymi kwalifikacjami.

- Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61(3), s.pp. 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), s.390-431.
- Rogerson, R. & Shimer, R., 2010. *Search in Macroeconomic Models of the Labor Market*, National Bureau of Economic Research. Available at: <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), s.157-177.
- Rutkowski, J., 2002. Tworzenie i likwidacja miejsc pracy. W Reformy strukturalne a polityka pieniężna. Warszawa: Narodowy Bank Polski.
- Schoen, R. & Jonsson, S.H., 2003. Estimating multistate transition rates from population distributions. *Demographic Research*, 9(1), s.1-24.
- Shimer, R., 2007. *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*, National Bureau of Economic Research, Inc. Available at: <http://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:13421>.
- Socha, M. & Sztanderska, U., 2000. *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Warszawa: PWN.
- Strawinski, P., 2009. Ins and Outs of Polish Unemployment. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1(3), s.243-259.
- Strzelecki, P., Wyszynski, R. & Saczuk, K., 2009. Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji. *Bank i Kredyt*, 40(6 (2009)), s.77-104.
- Yashiv, E., 2006. *U.S. Labor Market Dynamics Revisited*, Institute for the Study of Labor (IZA). Available at: <http://econpapers.repec.org/RePEc:iza:izadps:dp2455>.