

GOSPODARKA NARODOWA

4
(248)
Rok LXXX/XXI
kwiecień
2012
s. 109-126

Ewa GAŁECKA-BURDZIAK*

Elastyczność funkcji dopasowań na rynku pracy w Polsce¹

Streszczenie: Artykuł podejmuje próbę scharakteryzowania procesu dopasowań pomiędzy uczestnikami rynku pracy – osobami poszukującymi zatrudnienia oraz wolnymi miejscami pracy w Polsce na podstawie danych kwartalnych w okresie 1998-2010. Celem opracowania jest wyznaczenie zakresu wartości elastyczności funkcji względem zmiennych zasobowych (zasobu bezrobotnych oraz zasobu wakatów) oraz strumieniowych (napływu bezrobotnych oraz napływu wakatów). Metodyka analizy związana jest z oszacowaniami parametrów modeli zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego łączenia uczestników rynku pracy, również z uwzględnieniem problemu agregacji czasowej danych, co umożliwi określenie relatywnej istotności poszczególnych wielkości ekonomicznych przy kreacji zatrudnienia. Otrzymane wyniki potwierdzają duże znaczenie wielkości strumieniowych w opisie badanego mechanizmu, nie odrzucając założeń modelu losowego. Jego specyfika może odzwierciedlać przykładowo tę część dopasowań, gdzie znaczenie ma szczęście zdobycia informacji o danej ofercie pracy.

Uzyskane oceny parametrów strukturalnych sugerują występowanie stałych efektów skali z elastycznością funkcji dopasowań względem zasobu bezrobotnych na poziomie 0,6-0,7 oraz zasobu wakatów 0,3 w przypadku modelu zasobowego. W przypadku modelu zasobowo-strumieniowego wyniki oszacowań wskazują elastyczność funkcji na poziomie około 0,6 i 0,1 względem zasobów odpowiednio bezrobotnych i wolnych miejsc pracy oraz 0,25 i 0,15 względem napływu odpowiednio bezrobotnych i wolnych miejsc pracy.

Słowa kluczowe: funkcja dopasowań, model losowy, model zasobowo-strumieniowy, agregacja czasowa danych.

Kody JEL: J63; J64

Artykuł wpłynął do druku 6 lutego 2012 r.

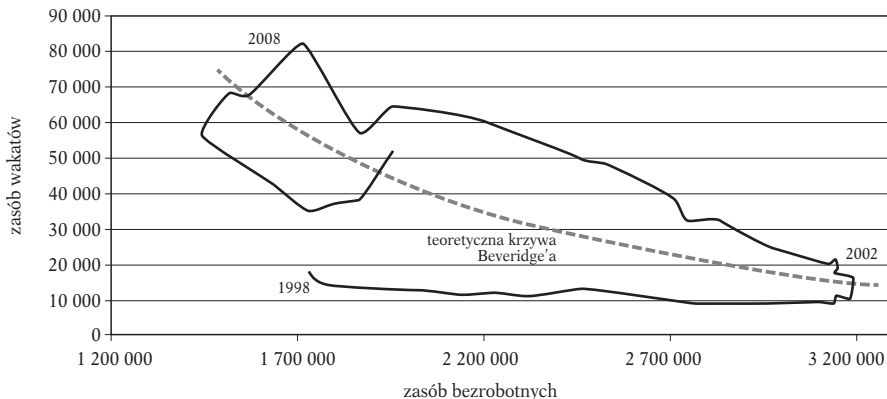
* Studentka stacjonarnych studiów doktoranckich, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii I, e-mail: ewa.galecka@gmail.com

¹ Artykuł powstał w ramach projektu badawczego o numerze ewidencyjnym N N111 209439 „Modelowanie i prognozowanie inflacji w Polsce przy pomocy modeli z endogeniczną częstotliwością zmiany cen” realizowanego przez Katedrę Ekonometrii Uniwersytetu Łódzkiego finansowanego przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

Wstęp

Wielkości strumieniowe odgrywają istotną rolę na współczesnych rynkach pracy. Przykładowo dla gospodarki Polski stosunek wielkości strumienia napływu do zasobu wakatów w ujęciu kwartalnym za lata 1998-2010 wyniósł średnio $9,6 \pm 4,6$ przy wyraźnej tendencji malejącej od 9,8 w I kwartale 1998 roku do 4,7 w I kwartale 2010 roku. Analogiczna wielkość w przypadku bezrobotnych rosła w badanym okresie od 0,28 w I kwartale 1998 roku do 0,38 w I kwartale 2010 roku, przyjmując średnią na poziomie $0,29 \pm 0,09$. Tak duże przepływy implikują zasadność dynamicznego ujęcia oraz podejścia zasobowo-strumieniowego przy analizowaniu współwystępowania wolnych miejsc pracy oraz osób poszukujących zatrudnienia przykładowo w oparciu o modele funkcji dopasowań.

Wykres 1
Krzywa Beveridge'a dla Polski w latach 1998-2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, wydania z lat 1998-2002 oraz zasobów strony internetowej Publicznych Służb Zatrudnienia, <http://www.psz.praca.gov.pl>, dane odsezonowane

Celem niniejszego opracowania jest wyznaczenie zakresu wartości elastyczności funkcji względem zmiennych zasobowych (zasobu bezrobotnych oraz zasobu wakatów) oraz strumieniowych (napływu bezrobotnych oraz napływu wakatów) na polskim rynku pracy w ujęciu kwartalnym w okresie 1998-2010. Badanie empiryczne polegać będzie na oszacowaniach parametrów modeli funkcji dopasowań, co pozwoli na określenie relatywnej istotności poszczególnych wielkości ekonomicznych przy kreacji zatrudnienia.

Okres poddany analizie charakteryzował się w głównej mierze różnokierunkowymi zmianami wielkości bezrobocia oraz ilości wolnych miejsc pracy, co prezentuje wykres 1. Jedynie lata 2002-2008 związane były ze spadkiem liczby osób bezrobotnych. Wartości zmiennych w całym badanym okresie przy-

pominają z kolei ruch przeciwny do ruchu wskazówek zegara wokół ujemnie nachylonej krzywej Beveridge'a.

Struktura artykułu wygląda następująco. W części drugiej pokrótce scharakteryzowano modele zasobowy oraz zasobowo-strumieniowy stanowiące podstawę teoretyczną prowadzonych analiz empirycznych. Następnie przedstawiono wielkości wybranych zasobów i strumieni dotyczących procesu dopasowań na polskim rynku pracy. Sekcja czwarta prezentuje wyniki estymacji parametrów opisanych modeli, również z uwzględnieniem problemu agregacji czasowej danych. Całość opracowania kończy podsumowanie wraz z najważniejszymi wnioskami płynącymi z analizy.

Modelowe ujęcie procesów dopasowań na rynku pracy

Funkcja dopasowań stanowi matematyczne ujęcie procesu dopasowań uczestników rynku pracy – osób poszukujących pracy oraz przedsiębiorstw oferujących wolne miejsca pracy [Petrongolo, Pissarides, 2001, s. 391, 427]. Przedstawiana jest następująco²:

$$M = m(U, V)$$

gdzie:

M – wielkość kreacji zatrudnienia,

U – liczba osób poszukujących pracy,

V – liczba wolnych miejsc pracy,

$m(\cdot)$ – zależność funkcyjna.

Na uwagę zasługują dwa główne modele funkcji dopasowań opierające się na skrajnych założeniach w zakresie informacji dostępnej uczestnikom rynku pracy³ – model zasobowy (losowy) oraz model zasobowo-strumieniowy (nie-losowy).

Losowy sposób łączenia w pary uczestników rynku pracy opisać można poprzez analogię działania modelu rachunku prawdopodobieństwa przyporządkowującego bile do urn. Opis modelu losowego (ang. *random matching model, urn-ball process*) można znaleźć między innymi w opracowaniach: Blanchard, Diamond [1994], Butters [1977], Hall [1979] czy Petrongolo, Pissarides [2001].

Butters [1977, s. 468] opisuje podstawowy model losowego łączenia elementów w teorii prawdopodobieństwa, gdzie występuje n urn oraz r bil, które z ównym prawdopodobieństwem są przyporządkowywane do urn. Jeśli $n \rightarrow \infty$ oraz $r \rightarrow \infty$, przy założeniu, że $r/n = const$, to prawdopodobieństwo przypo-

² Dla funkcji przyjmuje się określone założenia (por. [Petrongolo, Pissarides, 2001, s. 391-397], [Stasiak, Tokarski, 1995, s. 25-26]).

³ Ciekawe założenia posiada również model rankingowy funkcji dopasowań, wedle którego przedsiębiorstwa tworzą ranking osób poszukujących pracy według wybranej cechy, przykładowo czasu poszukiwań zatrudnienia, wówczas w pierwszej kolejności zatrudniane są osoby będące najwyżej w rankingu (por. [Blanchard, Diamond, 1994]).

rządkowania danej liczby bil do urny dąży do rozkładu Poissona⁴ ze średnią r/n . Prawdopodobieństwo, iż dana urna pozostanie pusta wynosi $e^{-r/n}$. Hall [1979, s. 155-158] przedstawia zastosowanie modelu losowego bezpośrednio do rynku pracy.

Blanchard i Diamond [1990, s. 4-9; 1994, s. 418-420] w oparciu o rozważania Butters'a [1997, s. 468] oraz Hall'a [1979, s. 155-158] prezentują wersję statyczną oraz dynamiczną⁵ modelu losowego łączenia uczestników z aplikacją funkcji dopasowań. W wersji statycznej w gospodarce występuje V wakatów, które mogą być traktowane jako urny, oraz U osób poszukujących pracy. Przedsiębiorstwo w celu zapewnienia wolnego stanowiska ogłasza ofertę. Każda osoba poszukująca pracy składa jedną akceptowalną aplikację według egzogenicznie określonego prawdopodobieństwa a , odzwierciedlającego intensywność poszukiwań uczestników procesu dopasowań, a także ich dystrybucję pod kątem geograficznym oraz posiadanych kwalifikacji i umiejętności⁶. W przeciwnym przypadku odpowiedź na ofertę pracy nie występuje. Podania o pracę są przyporządkowywane w sposób losowy do wolnych miejsc pracy. Agregatowa liczba przyjęć do pracy równa się ilości ofert pracy, na które złożono co najmniej jedną aplikację:

$$H = V(1 - e^{-aU/V}).$$

Skrajnie odmienne założenia prezentuje model nielosowy procesu dopasowań uczestników rynku pracy (nielosowy, ang. *non-random matching model*, *stock – flow matching model*). Opis modelu zawarty jest między innymi w pracach Coles [1999], Coles, Muthoo [1998], Coles, Petrongolo [2008], Coles, Smith [1998], Gregg, Petrongolo [2005], Lagos [2000], Petrongolo, Pissarides [2001].

Gregg i Petrongolo [2005, s. 1988-1994] prezentują opis funkcjonowania rynku pracy w świetle modelu nielosowego⁷. Autorzy zakładają systematyczny element poszukiwań. Osoby poszukujące pracy posiadają doskonałą informację na temat lokalizacji wolnych miejsc pracy i aplikują do dowolnie wybranej ich liczby. Po spotkaniu zapada decyzja o podpisaniu kontraktu bądź kontynuowaniu poszukiwań partnera dopasowania. Coles i Smith [1998] wykazali, iż przy takim mechanizmie poszukiwań, bez dopasowania na rynku pracy zostają uczestnicy, dla których nie ma odpowiedniego partnera. Co więcej, żaden z obecnych na rynku uczestników nie ponowi próby poszukiwań partnera wśród dotychczas obecnych na rynku pozostałych uczestników. Założenie doskonałej informacji ma na celu odzwierciedlenie realistycznej cechy przeglądania wielu ofert pracy przez osoby poszukujące pracy nim odpowiedzą na wybrane. Po

⁴ Por. [Domański, 2001, s. 87], [Kingman, 1993], [Pissarides, 2000, s. 6-7].

⁵ Por. [Blanchard, Diamond, 1990, s. 4-9; 1994, s. 418-420].

⁶ Uwzględnienie a powoduje, iż na daną ofertę nie zostaje złożona żadna aplikacja z prawdopodobieństwem $e^{-aU/V}$.

⁷ Opis działania modelu przedstawia się przez analogię do funkcjonowania rynku taksówek czy rynku nieruchomości (por. [Coles, Smith, 1998] lub [Lagos, 2000]).

odrzuconiu oferty pracy, jej rozpatrzenie jest mniej prawdopodobne niż analiza nowych [Petrongolo, Pissarides, 2001, s. 405]. Taki mechanizm dopasowań implikuje, iż w stanie równowagi zasoby łączą się z napływami nowych uczestników, zatem zmienne strumieniowe powinny w istotny sposób objaśniać proces skojarzenia. Stopy wyjścia (ang. *exit rate*) uzależnione są od różnych determinant w zależności od czasu pozostawania na rynku pracy uczestnika. Prawdopodobieństwo odpływu osoby wchodzącej na rynek uzależnione jest od zasobu potencjalnych partnerów na rynku. Prawdopodobieństwo odpływu dotychczasowego uczestnika jest negatywnie skorelowane z zasobem dotychczasowych uczestników – konkurentów (tzw. efekt wypychania, ang. *crowding out*), a pozytywnie z napływem nowych potencjalnych partnerów skojarzenia. Równocześnie jest ono niezależne od dotychczasowego zasobu potencjalnych partnerów skojarzenia [Coles, Smith, 1998, s. 240].

Porównanie obu modeli prowadzi do następujących wniosków [Coles, Smith, 1998, s. 240]:

- w modelu *random matching* uczestnicy procesu dopasowań muszą ponieść pewne koszty poszukiwań (ang. *search cost*) w celu zdobycia wiedzy o możliwych partnerach dopasowania. Natomiast model *non-random matching* zakłada doskonałą informację o lokalizacji uczestników na rynku,
- oba mechanizmy procesu dopasowań uwzględniają konieczność upływu czasu nim dojdzie do wymiany pomiędzy partnerami na rynku pracy. W modelu losowym możliwość skojarzenia na rynku pracy istnieje, choć jego uczestnicy nie znaleźli odpowiedniego partnera. W przypadku modelu nielosowego potencjalne dopasowanie może nie istnieć, a jedna ze stron czeka na przybycie odpowiedniego partnera na rynek,
- model zasobowy zakłada brak różnic pomiędzy uczestnikami rynku pracy. W modelu zasobowo-strumieniowym, natomiast, nowi uczestnicy na rynku pracy mają więcej możliwości dopasowania. Prawdopodobieństwo odpływu uczestnika z rynku powinno więc stanowić malejącą funkcję czasu pozostawania na rynku, jeśli nie nastąpi dopasowanie z istniejącym zasobem [Coles, Smith, 1998, s. 240].

Charakterystyka polskiego rynku pracy w latach 1998-2010

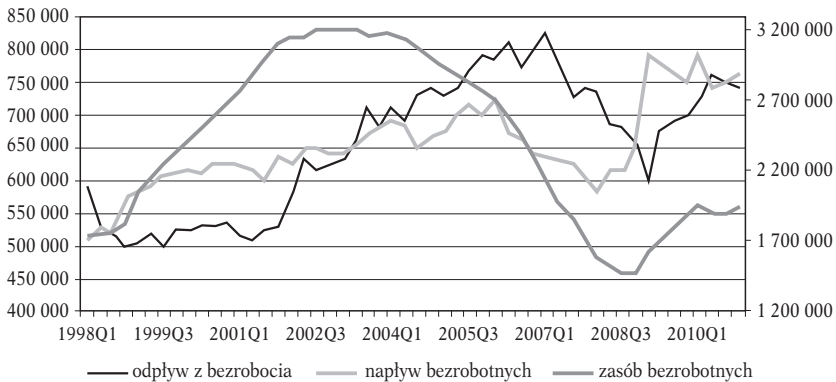
Analizie empirycznej poddane zostaną dane w ujęciu kwartalnym za okres 1998-2010. Wszystkie dane dotyczą bezrobocia rejestrowanego w Polsce.

Odpływ z bezrobocia średnio w badanym okresie wynosił nieco ponad 650 tys. osób kwartalnie (przy współczynniku zmienności na poziomie ponad 15%), z czego niespełna 300 tys. osób przepływało do zasobu zatrudnionych (przy współczynniku zmienności na poziomie ponad 13%). Zatem średnio $45\% \pm 10$ punktów procentowych odpływu z bezrobocia – stanowił przepływ do zasobu zatrudnionych. Oba strumienie wykazywały się tendencją rosnącą, z wyraźnym załamaniem w latach 2007-2008, osiągając najniższe wartości w I kwartale 2009 roku.

Liczba wolnych miejsc pracy rejestrowanych w urzędach pracy jest niedoszacowana. Świadczy o tym systematyczne przewyższanie wielkości odpływu z bezrobocia do zatrudnienia⁸ ponad sumę napływu i zasobu ofert pracy [Galecka-Burdziak, 2010, s. 397], [Stasiak, Tokarski, 1998, s. 76]. Z drugiej strony, osoby poszukujące pracy korzystają nie tylko z powiatowych urzędów pracy jako źródła ofert pracy, ale również z gazetowych ofert pracy czy prywatnych agencji pośrednictwa pracy. Średnia stopa przepływu z bierności zawodowej do zatrudnienia w ujęciu kwartalnym w latach 2000-2009, na podstawie danych BAEL, wynosiła $2,17\% \pm 0,57$ punktu procentowego, przy czym strumień ten stanowił średnio niespełna 30% wielkości napływu do zasobu zatrudnionych. Powoduje to zasadność przyjęcia do analizy jako zmiennej objaśnianej całkowitych odpływów z bezrobocia. Warto jednak mieć na uwadze, iż na gruncie teoretycznym w przypadku przyjęcia całkowitych odpływów z bezrobocia jako zmiennej objaśnianej w porównaniu do odpływów z bezrobocia do zatrudnienia oszacowania parametrów funkcji względem zasobów będą zaniżone, nie powinno natomiast mieć to wpływu na oszacowania parametrów odnoszących się do zmiennych strumieniowych (por. [Galušćák, Műnich, 2005], [Petrongolo, Pissarides, 2001, s. 412-413]).

Wykres 2

**Odpływ z bezrobocia (lewa oś), napływ bezrobotnych (lewa oś)
oraz zasób bezrobotnych (prawa oś) w Polsce w latach 1998-2010**



Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, wydania z lat 1998-2002 oraz zasobów strony internetowej Publicznych Służb Zatrudnienia, <http://www.psz.praca.gov.pl>, dane odsezonowane

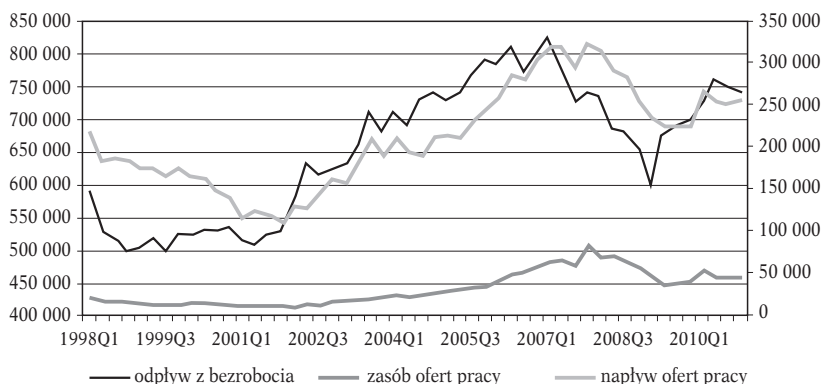
Na kolejnych dwóch wykresach przedstawiono wielkości odpływu z bezrobocia na tle kształtowania się zmiennych dotyczących bezrobocia (zasobu oraz

⁸ Obliczenia na podstawie danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, wskazują iż w okresie 2000-2009 odpływ z bezrobocia do zatrudnienia stanowił średnio $61\% \pm 8$ punktów procentowych odpływu z bezrobocia ogółem.

napływu – wykres 2) oraz wolnych miejsc pracy (zasobu i napływu – wykres 3). Postaci wykresów 2 i 3 wskazują, iż większą rolę w kreowaniu odpływu z bezrobocia odgrywają wielkości strumieniowe niż zasobowe odpowiednio bezrobotnych oraz wolnych miejsc pracy.

Wykres 3

Odływ z bezrobocia (lewa oś), napływ wolnych miejsc pracy (prawa oś) oraz zasób wolnych miejsc pracy (prawa oś) w Polsce w latach 1998-2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, wydania z lat 1998-2002 oraz zasobów strony internetowej Publicznych Służb Zatrudnienia, <http://www.psz.praca.gov.pl>, dane odsezonowane

Badanie empiryczne

Badanie empiryczne zostało przeprowadzone w oparciu o dane rejestrowe bezrobocia w Polsce w ujęciu kwartalnym za okres 1998-2010. Wszystkie dane zostały odsezonowane z wykorzystaniem programu X – 12-Arima⁹. Analiza opiera się na estymacji parametrów modeli zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego w dwóch ujęciach. Pierwsze skupia się na oszacowaniu parametrów postaci funkcyjnej obu modeli. Drugie uwzględnia aspekt agregacji czasowej danych. Problem ten związany jest z faktem opisywania procesów ekonomicznych, w tym wypadku procesu dopasowań, dokonujących się w czasie ciągłym w sytuacji gdy dane statystyczne prezentowane są w czasie dyskretnym [Gregg, Petrongolo, 2005, s. 1990].

Oszacowania modelu zasobowego można znaleźć między innymi w pracy Petrongolo i Pissarides'a [2001, s. 411]. Dla polskiego rynku pracy estymacji parametrów modelu zasobowego dokonali przykładowo Stasiak, Tokarski [1995, s. 28-29], Gałęcka [2008], Gałęcka-Burdziak [2010]. Z kolei, model zasob-

⁹ U.S. Census Bureau <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>. Dla wszystkich zmiennych na podstawie przeprowadzonego testu KPSS na poziomie istotności 5% brak podstaw do odrzuceniu hipotezy o stacjonarności szeregu czasowego dla pierwszych różnic.

bowo-strumieniowy analizowany był w pracach: Coles i Smith [1998], Álvarez de Toledo, Núñez i Usabiaga [2004], Coles i Petrongolo [2008], Dmitrijeva i Hazans [2005], Galuščák i München [2005], Gałęcka [2008], Gałęcka-Burdziak [2010], Gregg i Petrongolo [2005]. Dotychczasowe badania wskazują na istotność zmiennych strumieniowych w procesie łączenia uczestników rynku pracy, potwierdzając tym samym założenia modelu zasobowo-strumieniowego nie odrzucając jednoznacznie założeń modelu zasobowego.

Mechanizmy dopasowań podmiotów na polskim rynku pracy analizowane były m.in. w pracach: Kucharski, Tokarski [2003], Kubiak [2005], Tokarski [2005], Gałęcka [2007, 2008], Gałęcka-Burdziak [2010, 2011b], Roszkowska [2009]. W badaniach tych w głównej mierze podjęto próbę objaśnienia odływów z bezrobocia ogółem bądź odływów z bezrobocia do zatrudnienia za pomocą zasobu bezrobotnych oraz napływu wolnych miejsc pracy¹⁰. Oszacowania parametrów strukturalnych modeli wskazują na większe znaczenie liczby osób poszukujących pracy przy generowaniu odływów z bezrobocia do zatrudnienia.

Oszacowania modeli losowego oraz nielosowego

Badaniu poddano modele losowy oraz nielosowy. W pierwszym przypadku równanie przyjęło postać:

$$\ln M_t = c_0 + \alpha_1 \ln U_{t-1} + \alpha_2 \ln V_{t-1} + \varepsilon_t$$

gdzie:

M_t – wielkość odływów z bezrobocia w ciągu kwartału,

U_t – wielkość zasobu bezrobotnych na koniec kwartału,

V_t – wielkość zasobu wolnych miejsc pracy na koniec kwartału,

natomiast w drugim:

$$\ln M_t = c_0 + \alpha_1 \ln U_{t-1} + \alpha_2 \ln V_{t-1} + \alpha_3 u_t + \alpha_4 v_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

u_t – napływ bezrobotnych w ciągu kwartału,

v_t – napływ wolnych miejsc pracy w ciągu kwartału.

W tabelicy 1 zawarto wyniki przeprowadzonych analiz¹¹. Kolumny I i II odnoszą się do modelu losowego, przy czym w drugim przypadku założono występowanie stałych efektów skali ($a_1 + a_2 = 1$). Równania modelu zasobowego

¹⁰ Zawierają one również próby określenia wpływu zmiennych na efektywność funkcjonowania rynku pracy w procesie dopasowań (por. koncepcja rozszerzonej funkcji dopasowań, por. [Puhani, 1999]). W literaturze przedmiotu spotkać można model Shapiro i Stiglitz'a [1984] ukazujący proces dopasowań pomiędzy zasobem bezrobotnych oraz napływem wolnych miejsc pracy [Shapiro, Stiglitz [1994], pod. za [Coles, Petrongolo, 2008].

¹¹ W każdym przypadku zmienną objaśnianą stanowią całkowite odływy z bezrobocia.

zawierają również funkcję kwadratową trendu, która ma na celu odzwierciedlenie zmian w efektywności procesu dopasowań [Gregg, Petrongolo, 2005, s. 1999]. Kolumna III odnosi się do modelu zasobowo-strumieniowego.

Oceny parametrów strukturalnych wskazują na determinującą rolę zasobu bezrobotnych przy generowaniu odpływów. Uwzględnienie w postaci funkcyjnej zmiennych strumieniowych (model nielosowy) implikowało spadek elastyczności funkcji względem zasobów na rzecz napływów.

Tablica 1
Oszacowania parametrów funkcji dopasowań dla modelu zasobowego
oraz modelu zasobowo-strumieniowego

Zmienna objaśniająca / statystyka	Oszacowania parametrów (statystyki <i>t</i> -Studenta)		
	(I)	(II)	(III)
$\ln U_{t-1}$	0,605 (9,90)	0,701 (54,58)	0,382 (16,26)
$\ln V_{t-1}$	0,265 (10,68)	0,299	0,131 (5,706)
$\ln u_t$	–	–	0,317 (5,71)
$\ln v_t$	–	–	0,285 (6,13)
R^2 (skor. R^2)	0,942 0,937	0,939 0,935	0,965 0,961
Statystyka Engle'a-Grangera dla reszt	-4,99	-5,14	-5,37

Zmienna zależna: odpływ z bezrobocia, w kolumnie III uwzględniono zmienną zero-jedynkową dla obserwacji z II kwartału 2002 roku.

Źródło: opracowanie własne

Wartości statystyki testu Engle-Granger'a dla reszt wskazują na brak występowania pierwiastka jednostkowego. Posłużyły one przy oszacowaniach parametrów modelu korekty błędem w ramach dwustopniowej procedury kointegracyjnej Engle'a-Grangera (por. [Majsterek, 2008, s. 27]). Wyniki oszacowań parametrów modelu korekty błędem ECM zaprezentowano w tablicy 2. Uzyskane oszacowania sugerują większe znaczenie zasobu bezrobotnych niż wolnych miejsc prac w procesie dopasowań w okresie krótkim w przypadku modelu zasobowego. Z kolei, oceny parametrów modelu zasobowo-strumieniowego potwierdzają determinującą rolę zasobu bezrobotnych oraz napływu wakatów w generowaniu odpływów z bezrobocia. Oszacowanie parametru stojącego przy składniku korekty błędem ECT potwierdza relatywnie szybkie dochodzenie modelu do równowagi długookresowej¹² – niespełna w 50% z kwartału na kwartał.

¹² Por. [Berman, 1997].

Tablica 2
Oszacowania parametrów modelu korekty błędem dla modelu zasobowego
oraz modelu zasobowo-strumieniowego z tablicy 2

Zmienna objaśniająca/statystyka	Oszacowania parametrów (statystyki <i>t</i> -Studenta)		
	(I ECM)	(II ECM)	(III ECM)
$dlnU_{t-1}$	0,514 (4,37)	0,554 (4,67)	0,377 (4,51)
$dlnV_{t-1}$	0,123 (2,76)	0,122 (2,76)	
$dlnu_t$			
$dlnv_t$			0,297 (6,41)
parametr ECT	-0,452 (-3,08)	-0,444 (-3,14)	-0,512 (-3,97)
R^2 (skor. R^2)	0,374 0,333	0,378 0,337	0,672 0,643
p-ist. Jarque-Bera	0,794	0,646	0,132
test Breusch-Godfrey LM	F $(p - ist.)^a$	0,964 (0,33)	1,131 (0,29)
			0,091 (0,76)

W kolumnie III ECM uwzględniono zmienną zero-jedynkową dla obserwacji z II kwartału 2002 roku.

Źródło: opracowanie własne

Uzyskane wyniki oszacowań parametru stojącego przy składniku ECT posłużyły przy wykorzystaniu procedury Engle'a i Yoo [1989] wzbogacającej o trzeci krok procedurę Engle'a-Grangera w celu skorygowania pierwotnej wartości oszacowania mnożnika długookresowego¹³ z relacji statycznej [Majsterk, s. 27-28]. Przeprowadzona analiza, której wyniki zawiera tablica 3, wskazuje, iż w przypadku modelu zasobowego elastyczność funkcji dopasowań¹⁴ względem zasobu bezrobotnych w Polsce w okresie 1998-2010 kształtowała się na poziomie ok 0,7, natomiast względem zasobu wolnych miejsc pracy 0,3. W przypadku modelu zasobowo-strumieniowego elastyczność funkcji względem zasobu bezrobotnych wynosiła około 0,4, napływu bezrobotnych około 0,3, zasobu wolnych miejsc pracy około 0,15 oraz napływu wolnych miejsc pracy około 0,25.

¹³ Tym niemniej, oszacowana poprawka okazała się istotna statystycznie na poziomie 5% tylko w przypadku kolumny II.

¹⁴ Przy całkowitych odplywach z bezrobocia jako zmiennej objaśnianej.

Tablica 3

Skorygowane oceny parametrów strukturalnych dla modelu zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego w wyniku zastosowania procedury Engle'a i Yoo

Zmienna objaśniająca	Skorygowane oceny parametrów		
	(I)	(II)	(III)
$\ln U_{t-1}$	0,697	0,702	0,436
$\ln V_{t-1}$	0,267	0,298	0,171
$\ln u_t$	–	–	0,327
$\ln v_t$	–	–	0,247

Źródło: opracowanie własne

Oszacowania modeli losowego oraz nielosowego z uwzględnieniem problemu agregacji czasowej danych

Druga część badania skupia uwagę na oszacowaniach modeli zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego z uwzględnieniem problemu agregacji czasowej danych¹⁵. Rozwiązanie matematyczne tego problemu dla obu modeli można znaleźć w pracy Gregg'a i Petrongolo [2005] lub Coles'a i Petrongolo [2008]. Charakterystyka problemu opisana jest również w pracy Pissarides'a i Petrongolo [2001, s. 420-422]. Analiza empiryczna zostanie oparta na rozwiązaniu zaproponowanym przez Gregg'a i Petrongolo [2005, s. 1990-1993] stosując jako zmienną zależną całkowite odpływy z bezrobocia. W tym wypadku ogólne równanie modelu przyjmuje postać:

$$O_t = a_t U_{t-1} + b_t u_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

O_t – wielkość odpływów z bezrobocia ogółem w ciągu kwartału,

U_{t-1} – wielkość zasobu bezrobotnych na początek kwartału,

u_t – napływ bezrobotnych w ciągu kwartału,

a_t – stopa odpływu z zasobu bezrobotnych, przyjmuje postać: $a_t = 1 - e^{-\lambda t}$,

b_t – stopa odpływu z napływu bezrobotnych, przyjmuje postać: $b_t = 1 - \frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t}$,

ε_t – składnik losowy.

Dokonano estymacji parametrów trzech równań¹⁶:

- pierwsze ukazuje losowy sposób łączenia uczestników rynku pracy. Zakładając postać funkcyjną typu Cobba-Douglasa, λ_t (λ_t obrazuje prawdopodobieństwo odpływu z zasobu bezrobotnych) wynosi:

¹⁵ Do jednego z pierwszych opracowań poruszających ten problem zaliczyć należy Burdett, Coles, van Ours [1994]. Poza opracowaniami Gałeckiej [2008] oraz Gałeckiej-Burdziak [2010 i 2011b] nie są autorce znane inne opracowania uwzględniające problem agregacji czasowej danych w modelach dopasowań na polskim rynku pracy.

¹⁶ Dokładna postać równań przedstawiona została w aneksie A.

$$\lambda_t = e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right)}$$

- w drugim uwzględniono zasobowo-strumieniowy proces łączenia uczestników rynku pracy. λ_t obrazuje prawdopodobieństwo odpływu dla zasobu, a p_t z napływu bezrobotnych. Uwzględnienie obu sposobów dopasowań implikuje λ_t postaci:

$$\lambda_t = e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{u_t}\right)}$$

gdzie p_u jest estymowane jako stała. Losowy sposób dopasowań zakłada, iż $a_1 > 0$ i $p_u = 0$, a *stock-flow* $a_1 = 0$ oraz $p_t > 0$,

- trzecia wersja równania umożliwia zmianę wartości p_t w zależności od sytuacji na rynku pracy. Zakłada się:

$$p_t = e^{\gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{u_t}\right)}$$

Estymacji parametrów dokonano stosując nieliniową metodę najmniejszych kwadratów, a w przypadku występowania autokorelacji składnika losowego – uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów [Gregg, Petrongolo, 2005, s. 1998], [Welfe, 2003, s. 94]. Kolumna IV odnosi się do modelu zasobowego, V uwzględnia obie metody łączenia uczestników rynku pracy, natomiast VI obrazuje nielosowy sposób dopasowań z endogenizacją prawdopodobieństwa odpływu z napływem bezrobotnych w zależności od sytuacji na rynku pracy. Tablica 4 prezentuje uzyskane wyniki.

Tablica 4

Oszacowania modeli funkcji dopasowań z uwzględnieniem problemu agregacji czasowej danych

Zmienna objaśniająca/statystyka	Oszacowania parametrów (statystyki <i>t</i> -Studenta)		
	(IV)	(V)	(VI)
α_0	0,249 (3,46)	0,193 (3,93)	-0,391 (-2,04)
α_1	0,337 (21,46)	0,201 (5,72)	–
α_2	–	0,290 (4,71)	0,463 (8,55)
γ_0	–	–	0,160 (0,45)
γ_1	–	–	0,532 (3,39)
ρ	0,464 (3,51)	–	0,450 (3,24)
R^2	0,923	0,951	0,952
(skor. R^2)	0,920	0,948	0,948
p-ist ^a . Jarque-Bera	0,973	0,016	0,028
Statystyka Engle'a-Grangera dla reszt	-7,87	-5,01	-7,05

Źródło: opracowanie własne

W tabelicy 5 zestawiono wartości średniego prawdopodobieństwa odpływu z zasobu i z napływu bezrobotnych odpowiednio. Wartości λ_t oraz p_t w nawiasach kwadratowych są średnimi dla badanej próby obliczonymi na podstawie uzyskanych ocen parametrów. Następny wiersz obrazuje średni oczekiwany skończony czas trwania bezrobocia oraz średni oczekiwany niezakończony czas trwania bezrobocia. Wartości te są identyczne jedynie w przypadku modelu losowego. Natomiast wprowadzenie p_t dywersyfikuje je tworząc klin pomiędzy obiema średnimi [Gregg, Petrongolo, 2005, s. 1994]. Ostatnia część tabelicy prezentuje elastyczności funkcji względem analizowanych zasobów oraz strumieni na rynku pracy, a także ich sumę.

Tabela 5

Wartości λ_t , p_t , średniego oczekiwanego czasu trwania bezrobocia oraz elastyczności funkcji dopasowań względem zmiennych zasobowych i strumieniowych dla modeli agregacji czasowej równań z kolumn IV-VI

Zmienna objaśniająca/statystyka	Oszacowania parametrów (statystyki <i>t</i> -Studenta)		
	(IV)	(V)	(VI)
λ_t	[0,2830]	[0,2465]	[0,2220]
p_t	– –	0,139 (3,05)	[0,2131]
Średni oczekiwany czas trwania bezrobocia (w tygodniach):			
– zakończony	45,9	45,4	46,1
– niezakończony		52,7	58,6
Elastyczności funkcji względem:			
– <i>U</i>	0,622	0,745	0,679
– <i>V</i>	0,312	0,163	0,109
– <i>u</i>	0,133	0,238	0,198
– <i>v</i>	–	0,037	0,045
Suma	1,068	1,184	1,031

Źródło: opracowanie własne

Uzyskane wyniki pozwalają na wyciągnięcie następujących wniosków. Oszacowania parametrów strukturalnych modelu zasobowego wskazują na istotną rolę zasobu wolnych miejsc pracy przy generowaniu odpływów z bezrobocia. Elastyczności funkcji względem zmiennych zasobowych dla równania IV potwierdzają ten wniosek implikując jednak determinującą rolę zasobu bezrobotnych. Uwzględnienie w modelu zasobowo-strumieniowego sposobu łączenia uczestników rynku pracy podkreśla duże znaczenie napływu wolnych miejsc pracy, o czym świadczą dodatnie oszacowania parametrów α_2 . Co więcej, oszacowanie parametru p_t jest dodatnie i istotne statystycznie. Zgodnie z założeniami teoretycznymi modelu, losowy sposób dopasowań implikuje $\alpha_1 > 0$ i $p_u = 0$, a *stock-flow* $\alpha_1 = 0$ oraz $p_u > 0$. Oceny parametrów w modelu V potwierdzają duże znaczenie zmiennych strumieniowych nie odrzucając jed-

noznacznie założeń modelu losowego. Znaczenie wielkości strumieniowych w procesie łączenia uczestników rynku pracy potwierdzają również wyniki uzyskane dla równania VI – uwzględniającego tylko nielosowy sposób dopasowań. Oceny parametrów α_2 obrazującego dopasowania zasobu bezrobotnych z napływem wolnych miejsc pracy, jak i γ_1 odzwierciedlającego proces łączenia zasobu wolnych miejsc pracy z napływem bezrobotnych są dodatnie i istotne statystycznie. Ponadto uwzględnienie wartości strumieniowych implikuje, przy porównaniu wartości średnich λ_t i p_t , spadek średniego prawdopodobieństwa odpływu z zasobu bezrobotnych przy jednoczesnym wzroście prawdopodobieństwa odpływu z napływu. Natomiast porównanie średnich elastyczności prowadzi do wniosku o dosyć stabilnej wielkości w przypadku zasobu bezrobotnych na poziomie ok. 0,6-0,7 i malejącym znaczeniu zasobu wolnych miejsc pracy na rzecz wielkości strumieniowych, przy porównaniu modelu zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego.

Elastyczności funkcji dopasowań w ramach modelu losowego przy uwzględnieniu problemu agregacji czasowej danych wyniosły odpowiednio 0,6 i 0,3 względem zasobu bezrobotnych oraz zasobu wolnych miejsc pracy. Natomiast w przypadku modelu nielosowego 0,7 i 0,1 względem odpowiednio zasobu bezrobotnych i zasobu wakatów oraz 0,2 i 0,05 względem napływu bezrobotnych oraz napływu wakatów odpowiednio. Suma elastyczności prawostronnie bliska 1 wskazuje na występowanie stałych lub nieznacznie rosnących efektów skali.

Średni oczekiwany czas trwania bezrobocia jest relatywnie wysoki (na poziomie ponad 45 tygodni). Co więcej wielkości te są większe w porównaniu do badania przeprowadzonego na bazie danych miesięcznych (por. [Gałęcka-Burdziak, 2011b]). Najniższy oczekiwany czas trwania bezrobocia wystąpił w przypadku uwzględnienia obu mechanizmów dopasowań, pomimo to wyniósł ponad 45 tygodni¹⁷.

Wnioski

W artykule przeprowadzono badanie charakteru procesu dopasowań pomiędzy uczestnikami rynku pracy – osobami poszukującymi zatrudnienia oraz wolnymi miejscami pracy w Polsce na podstawie danych kwartalnych w okresie 1998-2010. Analiza miała na celu określenie wielkości elastyczności funkcji względem zmiennych zasobowych oraz strumieniowych.

Uzyskane oceny parametrów strukturalnych sugerują występowanie stałych efektów skali z relatywnie dużym znaczeniem zarówno wielkości zasobowych, jak i strumieniowych w kreacji zatrudnienia. Istotność napływu bezrobotnych, jak i wolnych miejsc pracy potwierdzona została na podstawie analiz porównawczych modeli zasobowego oraz zasobowo-strumieniowego oraz uwzględnienia w badaniu problemu agregacji czasowej danych. Znaczenie zmiennych

¹⁷ Analogiczne badanie dla Anglii wskazało średni oczekiwany czas trwania bezrobocia na poziomie około 26 tygodni (por. [Gregg, Petrongolo, 2005, s. 2000-2001]).

strumieniowych potwierdza zasadność dynamicznego ujęcia oraz podejścia zasobowo-strumieniowego w badaniu mechanizmów dopasowań na rynku pracy. Tym niemniej, przeprowadzona analiza nie odrzuca jednoznacznie założeń modelu losowego. Mając na uwadze relatywnie bierne metody poszukiwania zatrudnienia przez osoby poszukujące pracy¹⁸ losowy sposób dopasowań może odzwierciedlać przykładowo tę część dopasowań, gdzie znaczenie ma „szczęście” dowiedzenia się o danej ofercie pracy [Petrongolo, Pissarides, 2001, s. 405].

Bibliografia

- Álvarez de Toledo P., Núñez F., Usabiaga C., [2004], *Los datos de la “Estadística de Empleo” del INEM y la estimación de la función de emparejamiento para la economía española*, Documento de Trabajo, Fundación Centro de Estudios Andaluces.
- Berman E., [1997], *Help Wanted, Job Needed: Estimates of a Matching Function from Employment Service Data*, „Journal of Labour Economics”, Vol. 115, No. 1, pt. 2, s. 251-292.
- Blanchard O.J., Diamond P., [1990], *Ranking, Unemployment Duration, and Wages*, NBER Working Paper nr 3387.
- Blanchard O.J., Diamond P., [1994], *Ranking, Unemployment Duration, and Wages*, „Review of Economic Studies”, 61, s. 417-434.
- Burdett K., Coles M.G., van Ours J., [1994], *Temporal Aggregation Bias in Stock-Flow Models*, CEPR Discussion Paper nr 967.
- Butters G., [1977], *Equilibrium Distributions of sales and Advertising Prices*, „Review of Economic Studies”, 44, s. 465-491.
- Coles M.G., [November 1999], *Turnover Externalities with Marketplace Trading*, „International Economic Review”, Vol. 40, nr 4.
- Coles M.G., Muthoo A., [1998], *Strategic Bargaining and Competitive Bidding in a Dynamic Market Equilibrium*, „Review of Economic Studies”, s. 235-260.
- Coles M.G., Petrongolo B., [2008], *A Test Between Stock-Flow Matching and the Random Matching Function Approach*, „International Economic Review”, Vol. 49, nr 4, November.
- Coles M.G., Smith E., [1998], *Marketplace and Matching*, „International Economic Review”, Vol. 39, nr 1, s. 239-254.
- Dmitrijeva J., Hazans M., [2005], *A stock-flow matching approach to evaluation of public training program in a high unemployment environment*, EPEE Working Paper nr 04, 14R.
- Domański C., [2001], *Metody statystyczne. Teoria i zadania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Engle R.F., Yoo S., [1989], *Cointegrated Economic Time Series: A Survey with New Results*, UCSD Discussion Paper.
- Galušćák K., Münich D., [2005], *Structural and Cyclical Unemployment: What Can We Derive from the Matching Function?*, Czech National Bank Working Paper Series 2.
- Galecka E., [2007], *Zastosowanie funkcji dopasowań do analizy efektywności rynku pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 43-52.
- Galecka E., [2008], *Dopasowania podażowej i popytowej strony rynku pracy. Analiza na przykładzie Polski w latach 1998-2007*, praca magisterska napisana w Katedrze Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem prof. zw. dr hab. Eugeniusza Kwiatkowskiego, maszynopis.
- Galecka-Burdziak E., [2010], *Modele łączenia uczestników rynku pracy – aplikacja funkcji dopasowań dla polskiego rynku pracy*, „Economista”, No. 3, s. 395-408.

¹⁸ Por. [Galecka-Burdziak, 2011a].

- Galecka-Burdziak E., [2011a], *Znaczenie zasiłków dla bezrobotnych dla przepływów z bezrobocia do zatrudnienia*, „Polityka Społeczna”, nr 9, s. 17-21.
- Galecka-Burdziak E., [2011b], *Labour Market Matching – the Case of Poland*, maszynopis, przekazane do recenzji.
- Gregg P, Petrongolo B., [2005], *Stock – flow matching and the performance of the labor market*, „European Economic Review”, nr 49, s. 1987-2011.
- Hall R.E., [1979], *A Theory of the Natural Unemployment Rate and the Duration of Employment*, „Journal of Monetary Economics”, 5, s.153-169.
- Kingman J.F.C., [1993], *Poisson Processes*, Oxford University Press, USA.
- Kubiak P., [2005], *Efekty uczestnictwa bezrobotnych w aktywnych programach rynku pracy w Polsce*, seria: Prace doktorskie z zakresu ekonomii i zarządzania, Uniwersytet Łódzki, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kucharski L., Tokarski T., [2003], *Determinanty odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7-8, s. 47-63.
- Lagos R., [2000], *An Alternative Approach to Search Frictions*, „Journal of Political Economy”, Vol. 108, nr 5, s. 851-873.
- Majsterek M., [2008], *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Petrongolo B., Pissarides C.A., [2001], *Looking Into the Black Box: A Survey of the Matching Function*, „Journal of Economic Literature”, Vol. XXXIX, s. 390-431.
- Pissarides C.A., [2000], *Equilibrium Unemployment Theory 2nd edition*, The Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Puhani P., [1999], *Public Training and Outflows from Unemployment. An Augmented Matching Function Approach on Polish Regional Data*, William Davidson Institute Working Papers Series nr 258, June.
- Roszkowska S., [2009], *Aggregate Matching Function. The Case of Poland*, Central European „Journal of Economic Modelling and Econometrics”, Vol. 1, issue 2, s. 157-177.
- Stasiak J., Tokarski T., [1995], *Wykorzystanie funkcji dopasowań do analizy odpływów z bezrobocia w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 5, s. 24-29.
- Stasiak J., Tokarski T., [1998], *Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań*, [w:] E. Kwiatkowski (red.), *Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 74-92.
- Tokarski T., [2005], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Warszawa.
- Welfe A., [2003], *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Zasoby stron internetowych:
U.S. Census Bureau <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>, stan na 5.09.2011.
Publicznych Służb Zatrudnienia <http://www.psz.praca.gov.pl>, stan na 5.09.2011.

Aneks

- Model zasobowy przy agregacji danych, kolumna IV:

$$O_t = \left[1 - e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right)}} \right] U_{t-1} + \left[1 - \frac{e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right)}}}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right)}} \right] u_t + \rho_U \varepsilon_{t-1} + \eta_t$$

- Model uwzględniający oba mechanizmy dopasowania uczestników rynku pracy przy agregacji danych, kolumna V:

$$O_t = \left[1 - e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right] U_{t-1} + \left\{ 1 - \frac{(1-p_u) \left[1 - e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right]}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{U_{t-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right\} u_t + \varepsilon_t$$

- Model zasobowo-strumieniowy przy agregacji danych, kolumna VI:

$$O_{U_t} = \left[1 - e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right] U_{t-1} + \left\{ 1 - \frac{\left[1 - e^{-e^{\gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{V_{t-1}}{u_t}\right)}} \right] \left[1 - e^{-e^{\alpha_0 + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right]}{e^{\alpha_0 + \alpha_2 \ln\left(\frac{v_t}{U_{t-1}}\right)}} \right\} u_t + \rho_U \varepsilon_{U_{t-1}} + \eta_{U_t}$$

**MATCHING FUNCTION ELASTICITIES
ON THE POLISH LABOR MARKET
WITH RESPECT TO STOCK AND FLOW VARIABLES**

Summary

The article is concerned with a process of adjustment between job seekers and vacancies on Poland's labor market from 1998 to 2010. The process is known as labor market matching. The aim of the paper is to estimate matching function elasticities on the basis of quarterly data with respect to stock variables (unemployment stock and vacancy stock) and flow variables (unemployment inflow and vacancy inflow). The empirical analysis is based on estimates of both random and non-random matching function models, including temporal data aggregation, which makes it possible to determine the main determinants of job creation.

The results confirm the importance of flow variables, while not disproving the assumptions of the random matching model, the author says. The latter model may apply to those matches where luck is a key factor in gathering information about job offers, Gałecka-Burdziak adds.

The parameter estimates made by the author suggest constant returns to scale. The matching function elasticities in random matching are around 0.6-0.7 with respect to the unemployment stock and 0.3 for the vacancy stock. In the case of non-random matching elasticities, the figures are around 0.6 and 0.1 for the stock variables – unemployment and vacancy respectively – and 0.25 and 0.15 for the inflow of the unemployed and vacancies respectively.

Keywords: matching function, random matching, stock-flow matching, temporal data aggregation

JEL classification codes: J63, J64
