

Dominik ŚLIWICKI

Ekonometryczna analiza odpływów z bezrobocia

Efektywność funkcjonowania rynku pracy można oceniać poprzez liczbę podejmujących zatrudnienie przez osoby poszukujące pracy. Czynniki warunkujące zatrudnienie są: po stronie bezrobotnych — motywacja do poszukiwania pracy wspomagana przez działalność instytucji rynku pracy; po stronie pracodawców — charakter postępowania rekrutacyjnego oraz sposób ogłaszania informacji o wolnych miejscach pracy. Kolejną grupę czynników stanowią zmiany instytucjonalne, do których zaliczane są m.in. wydatki na aktywne programy rynku pracy (Gałęcka, 2007).

Celem artykułu jest próba określenia wpływu głównych zmiennych makroekonomicznych na odpływy z bezrobocia ogółem oraz z bezrobocia do zatrudnienia. Jako narzędzie badawcze wykorzystano rozszerzoną funkcję dopasowań, skonstruowaną zgodnie z zasadami budowy dynamicznych modeli przyczynowo-skutkowych.

TEORETYCZNE PODSTAWY FUNKCJI DOPASOWAŃ

Funkcja dopasowań jest matematycznym ujęciem procesu łączenia graczy na rynku pracy, tj. z jednej strony — osób poszukujących pracy, z drugiej — pracodawców. Ponadto wyraża ona zależność pomiędzy odpływami z bezrobocia i podstawowymi zasobami. Jest także narzędziem stosowanym do określenia wpływu zmian w gospodarce na stan równowagi na rynku pracy (Gałęcka, 2007).

Klasyczna funkcja dopasowań przyjmuje postać (Kaczorowski, Tokarski, 1997):

$$O_t = a(t)f(U_t, V_t)$$

gdzie:

t — zmienna czasowa,

O_t — odpływ bezrobotnych,

U_t — liczba bezrobotnych,

V_t — liczba wolnych miejsc pracy,

$a(t) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 t}$ — wyrażenie określające efektywność funkcjonowania rynku pracy,
 $f(U_t, V_t) = U_t^{\beta_1} V_t^{\beta_2}$ — zależność funkcyjna.

Efektywność funkcjonowania rynku pracy może być funkcją nie tylko czasu, ale również innych czynników. Wyrażenie opisujące $a(t)$ przyjmuje wówczas postać:

$$a(t) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma_1 x_{t1} + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk}}$$

gdzie x_{ij} — j -ta zmienna objaśniająca efektywność funkcjonowania rynku pracy;
 $j = 1, 2, \dots, k$.

Jeżeli $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$, to odpływy z bezrobocia rosną wraz z upływem czasu, jeżeli

$\frac{\partial a(t)}{\partial t} < 0$, to maleją. Przyjmuje się założenie o dodatnim wpływie liczby ofert

pracy oraz liczby bezrobotnych na wielkość odpływów z bezrobocia. Wzrost liczby ofert pracy skutkuje tym, że więcej bezrobotnych może otrzymać zatrudnienie. Wzrost liczby bezrobotnych z kolei wpływa pozytywnie na intensywność poszukiwania pracy przez bezrobotnych, a w konsekwencji na zwiększony odpływ z bezrobocia (Kwiatkowski, 1998).

Funkcja dopasowań, w której uwzględnione są obok czasu również inne czynniki wywierające wpływ na efektywność rynku pracy, nazywana jest rozszerzoną funkcją dopasowań. Funkcję dopasowań można oszacować estymatorem według metody najmniejszych kwadratów po sprowadzeniu jej do postaci liniowej poprzez logarytmowanie. Przyjmuje ona wtedy postać:

$$\ln O_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma_1 x_{t1} + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \beta_1 \ln U_t + \beta_2 \ln V_t + \varepsilon_t$$

gdzie ε_t — składnik losowy modelu.

Parametr α_0 jest stałą modelu i nie ma interpretacji ekonomicznej. Parametr α_1 obrazuje względną zmianę wielkości odpływów z bezrobocia powstałą jako efekt oddziaływania czynników, których nie uwzględniono w modelu. Czynniki tymi mogą być intensywność oraz efektywność poszukiwania pracy przez bezrobotnych oraz funkcjonowanie urzędów pracy (Kubiak, 2005). $\alpha_1 \cdot 100\%$ oznacza zmianę wielkości odpływu z bezrobocia w kolejnych momentach. Parametr γ_j przy zmiennych egzogenicznych odzwierciedla procentową zmianę odpływu z bezrobocia spowodowaną jednostkową zmianą zmiennej x_{ij} , co oznacza, że jeżeli wartość zmiennej x_{ij} wzrośnie o jednostkę, to odpływ z bezrobocia zmieni się o $\gamma_j \cdot 100\%$ (Kaczorowski, Tokarski, 1998). Parametr β_1 jest

elastycznością odpływu z bezrobocia względem wielkości bezrobocia, a β_2 — elastycznością odpływu z bezrobocia względem napływu ofert pracy. Jeżeli liczba bezrobotnych wzrośnie o 1%, to odpływ bezrobotnych zmieni się o $\beta_1 \cdot 100\%$. Analogicznie, jeżeli liczba ofert pracy wzrośnie o 1%, to odpływ bezrobotnych zmieni się o $\beta_2 \cdot 100\%$ (Stasiak, Tokarski, 1998).

TEORETYCZNE PODSTAWY BUDOWY MODELI PRZYCZYNOWO-SKUTKOWYCH

Modelami przyczynowo-skutkowymi są te modele, w których pomiędzy zmienną objaśnianą i zmiennymi objaśniającymi zachodzi związek przyczynowo-skutkowy. Zmienna objaśniana modelu stanowi skutek będący rezultatem oddziaływania zmiennych objaśniających. Jednym z podejść do modelowania przyczynowo-skutkowego jest koncepcja dynamicznych modeli zgodnych.

Przez zgodność modelu rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesów objaśniających. Kluczową kwestią w konstrukcji modelu zgodnego jest rozpoznanie wewnętrznej struktury badanych procesów.

Przyjmijmy, że Y_t oraz X_{it} ($i = 1, 2, \dots, k$) oznaczają odpowiednio proces objaśniany oraz wektor procesów objaśniających. Budowę modelu rozpoczyna się od badania wewnętrznej struktury tych procesów i określenia ich modeli podstawowych (Kufel, 2002):

- trendu i sezonowości, opisujących niestacjonarność w średniej procesu:

$$\begin{aligned} Y_t &= P_{y_t} + S_{y_t} + \eta_{y_t} \\ X_{it} &= P_{x_{it}} + S_{x_{it}} + \eta_{x_{it}} \end{aligned}$$

gdzie:

$P_{y_t}, P_{x_{it}}$ — wielomianowe funkcje trendu stopnia r ,

$S_{y_t}, S_{x_{it}}$ — składniki sezonowe,

$\eta_{y_t}, \eta_{x_{it}}$ — stacjonarne autoregresyjne procesy dla Y_t oraz X_{it} ;

- modeli autoregresyjnych:

$$\begin{aligned} \varphi_y(B)\eta_{y_t} &= \varepsilon_{y_t} \\ \varphi_{xi}(B)\eta_{x_{it}} &= \varepsilon_{x_{it}} \end{aligned}$$

gdzie:

$$\varphi_y(B) = \sum_{s=0}^{q_y} \varphi_s B^s, \quad \varphi_{xi}(B) = \sum_{s=0}^{q_{xi}} \varphi_{is} B^s \quad \text{— operatory autoregresyjne, dla których}$$

wszystkie pierwiastki równań $|\varphi_y(B)|=0$ i $|\varphi_{xi}(B)|=0$ leżą
poza okręgiem jednostkowym,

$\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{x_{it}}$ — białe szumy dla Y_t oraz X_{it} ,

q_y oraz q_{xi} — rząd autoregresji procesów Y_t oraz X_{it} ,

B^s — operator przesunięcia — $B^s Y_t = Y_{t-s}$ oraz $B^s X_{it} = X_{it-s}$.

Znajomość wewnętrznej struktury wszystkich badanych procesów umożliwia zbudowanie modelu zgodnego na podstawie zależności składników białoszumowych postaci:

$$\varepsilon_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varepsilon_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

gdzie ρ_i — parametr strukturalny opisujący siłę oraz kierunek wpływu białoszumowego procesu resztowego z modelu podstawowego zmiennej X_{it} na białoszumowy proces z modelu podstawowego zmiennej Y_t .

Podstawiając do tego równania modele autoregresyjne otrzymuje się model zgodny, opisujący zależność pomiędzy rzeczywistymi procesami Y_t oraz X_{it} :

$$\varphi_y(B) \eta_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) \eta_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

Następnie podstawiając do tego modelu $\eta_{y_t} = Y_t - P_{y_t} - S_{y_t}$ oraz $\eta_{x_{it}} = X_{it} - P_{x_{it}} - S_{x_{it}}$ powstaje:

$$\varphi_y(B)(Y_t - P_{y_t} - S_{y_t}) = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B)(X_{it} - P_{x_{it}} - S_{x_{it}}) + \varepsilon_t$$

a po przekształceniach otrzymujemy:

$$\varphi_y(B) Y_t = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) X_{it} - P_t + S_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

$$P_t = \varphi_y(B) P_{y_t} - \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) P_{x_{it}} \quad \text{— wynikowy trend,}$$

$$S_t = \varphi_y(B)S_{y_t} - \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B)S_{x_{it}} \text{ — wynikowa sezonowość.}$$

Uwzględniając operatory przesunięcia powstaje model:

$$\sum_{s=0}^{q_y} \varphi_s B^s Y_t = \sum_{i=1}^k \sum_{s=0}^{q_{xi}} \rho_i \varphi_{is} B^s X_{it} + P_t + S_t + \varepsilon_t$$

Ostatecznie dynamiczny model przyczynowo-skutkowy przyjmuje postać:

$$Y_t = \sum_{s=1}^{q_y} \varphi_{ys} Y_{t-s} + \sum_{i=1}^k \sum_{s=0}^{q_{xi}} \varphi_{is}^* X_{it-s} + P_t + S_t + \varepsilon_t$$

gdzie $\varphi_0 = 1$, $\varphi_{ys} = -\rho_s$ oraz $\varphi_{is}^* = \rho_i \varphi_{is}$ — parametr strukturalny modelu.

Specyfikacja tego modelu wynika z wewnętrznej struktury poszczególnych procesów. Po oszacowaniu w pełnym modelu mogą występować zatem zmienne nieistotne, które należy eliminować. Usuwanie ich doprowadza do otrzymania zredukowanego modelu zgodnego, przedstawiającego prawdziwą zależność, jeżeli w modelu wyjściowym uwzględniono wszystkie niezbędne procesy i proces resztowy ma własność białego szumu (Piłatowska, 2003). Zgodnie z zasadami budowy dynamicznego modelu przyczynowo-skutkowego skonstruowano rozszerzoną funkcję dopasowań.

DANE STATYSTYCZNE WYKORZYSTANE DO OSZACOWANIA MODELI

W celu oszacowania modeli dopasowań, opisujących wpływ wielkości makroekonomicznych na wyrejestrowanie z bezrobocia, wykorzystano dane miesięczne z okresu od stycznia 1998 r. do grudnia 2012 r. — łącznie 180 obserwacji. W badaniu uwzględniono zmienne:

BEZROB — liczba osób bezrobotnych zarejestrowanych w tys. (stan na koniec miesiąca),

BEZROB_WYR — liczba osób bezrobotnych wyrejestrowanych w ciągu miesiąca w tys.,

BEZROB_WYR_PP — liczba osób bezrobotnych wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy w ciągu miesiąca w tys.,

OPCM — liczba napływających ofert pracy w ciągu miesiąca,

PSP — produkcja sprzedana przemysłu w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

EKSP — eksport w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

IMP — import w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

WYN — przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw w zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

MIN_WYN — minimalne wynagrodzenie w zł w cenach stałych z XII 2012 r.

Definicję osoby bezrobotnej zawiera specjalna ustawa¹.

Do bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy² zaliczono wszystkie osoby, które podjęły pracę niesubsydiowaną³, w tym sezonową oraz subsydiowaną⁴ — prace interwencyjne, roboty publiczne, podjęły działalność gospodarczą, podjęły pracę w ramach refundacji kosztów zatrudnienia bezrobotnego, podjęły inną formę pracy subsydiowanej.

Do bezrobotnych wyrejestrowanych ogółem zaliczane są wszystkie osoby wyrejestrowane z powodu podjęcia pracy oraz te, które rozpoczęły: szkolenie, staż, przygotowanie zawodowe dorosłych, prace społecznie użyteczne bądź realizację indywidualnego programu zatrudnienia socjalnego lub podpisały kontrakt socjalny. Odpływ z bezrobocia tworzą również osoby, które odmówiły bez uzasadnionej przyczyny przyjęcia propozycji odpowiedniej pracy⁵ lub innej formy pomocy, nie potwierdziły gotowości do pracy, dobrowolnie zrezygnowały ze statusu bezrobotnego, podjęły naukę, ukończyły 60/65 lat, nabyły prawa emerytalne lub rentowe, nabyły prawa do świadczenia przedemerytalnego albo wystąpiły inne przyczyny będące powodem wyrejestrowania⁶.

Oferty pracy (wolne miejsca pracy i miejsca aktywizacji zawodowej) są to zgłoszone przez pracodawców do powiatowego urzędu pracy (co najmniej jedno) wolne miejsca zatrudnienia i miejsca przygotowania zawodowego na stanowisku pracy oraz przyjęte do realizacji miejsca pracy w ramach prac interwencyjnych, robót publicznych i stażu, a także w ramach umów-zlecenia i umów o dzieło (*Bezrobocie...*, 2013).

Analizując liczbę wolnych miejsc pracy podkreślić należy, że kategoria ta jest niedoszacowana w skali gospodarki narodowej. Obejmuje ona tylko te oferty pracy, które zgłoszono do powiatowych urzędów pracy. Często są to oferty przeznaczone dla osób o bardzo niskich kwalifikacjach. Nieznana jest relacja liczby ofert zgłaszanych do urzędów pracy w stosunku do wszystkich ofert pracy w całej gospodarce narodowej (Gałęcka, 2007).

¹ Ustawa z 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy.

² Sprawozdanie o rynku pracy o symbolu MPiPS-01, GUS.

³ Praca niesubsydiowana — praca finansowana w całości przez pracodawcę.

⁴ Praca subsydiowana — praca wspierana finansowo ze środków publicznych, np. z Funduszu Pracy.

⁵ Według zapisów ustawy z 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, przez pojęcie odpowiedniej pracy należy rozumieć zatrudnienie lub inną pracę zarobkową, które podlegają ubezpieczeniom społecznym i do wykonywania których bezrobotny ma wystarczające kwalifikacje lub doświadczenie zawodowe lub może je wykonywać po uprzednim szkoleniu albo przygotowaniu zawodowym dorosłych, a stan zdrowia pozwala mu na ich wykonywanie oraz łączny czas dojazdu do miejsca pracy i z powrotem środkami transportu zbiorowego nie przekracza 3 godzin, za wykonywanie których osiąga miesięczne wynagrodzenie brutto w wysokości co najmniej minimalnego wynagrodzenia za pracę w przeliczeniu na pełny wymiar czasu pracy.

⁶ Sprawozdanie o rynku pracy o symbolu MPiPS-01, GUS.

W postaci zlinearyzowanej modeli dopasowań występują logarytmy naturalne zmiennych *BEZROB*, *BEZROB_WYR*, *BEZROB_WYR_PP*, *OPCM*.

Dla każdej zmiennej ustalono stopień wielomianu trendu, występowanie sezonowości⁷ oraz rząd autoregresji. Stopień wielomianu trendu określono na podstawie wyników testu *F* na istotność spadku wariancji resztowej pomiędzy modelami trendu liniowego i kwadratowego oraz kwadratowego i wielomianowego stopnia trzeciego. Występowanie sezonowości określono na podstawie testu istotności parametrów przy zmiennych sezonowych. Występowała ona, jeżeli przynajmniej jedna ze zmiennych sezonowych okazała się istotna. Rząd autoregresji zidentyfikowano na podstawie przebiegu funkcji autokorelacji cząstkowej procesu resztowego modelu trendu z sezonowością.

TABL. 1. STRUKTURA ZMIENNYCH WYSTĘPUJĄCYCH W MODELU

Zmienne	Stopień wielomianu trendu (<i>r</i>)	Sezonowość	Rząd autoregresji (<i>q</i>)
<i>lnBEZROB</i>	3	+	2
<i>lnBEZROB_WYR</i>	1	+	3
<i>lnBEZROB_WYR_PP</i>	2	+	3
<i>lnOPCM</i>	3	+	1
<i>PSP</i>	1	+	3
<i>EKSP</i>	1	+	3
<i>IMP</i>	1	+	3
<i>WYN</i>	1	+	3
<i>MIN_WYN</i>	1	–	1

Źródło: opracowanie własne.

WYNIKI ESTYMACJI MODELI

Przedstawione modele zawierają zmienne istotne statystycznie na poziomie istotności równym 10%. Zmienne nieistotne eliminowano z modeli metodą *a posteriori*.

TABL. 2. CHARAKTERYSTYKA DOPASOWANIA OSZACOWANYCH MODELI

Wyszczególnienie	Model odływów z bezrobocia	
	ogółem	w tym do zatrudnienia
Błąd standardowy reszt	0,049	0,073
Współczynnik determinanty <i>R</i> -kwadrat	0,961	0,920
Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,955	0,905
Statystyka Durbina-Watsona	2,011	1,975
Współczynnik zmienności losowej	0,009	0,016

Źródło: jak przy tabl. 1.

⁷ Jedyną zmienną niemającą charakteru sezonowego jest zmienna *MIN_WYN* dotycząca płacy minimalnej. Ustalana jest ona arbitralnie na drodze rozporządzenia Rady Ministrów.

Oba modele mają bardzo wysoki stopień dopasowania do danych empirycznych — współczynniki determinacji wynoszą odpowiednio 92,0% oraz 96,1%, a współczynniki zmienności losowej odpowiednio 1,6% oraz 0,9%. Wartość statystyki Durбина-Watsona wskazuje, że autokorelacja nie wystąpiła.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA DO ZATRUDNIENIA

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	0,58950800	0,93	0,354
<i>lnBEZROB</i> (-1)	1,24880000	2,45	0,016 ^a
<i>lnBEZROB</i> (-2)	-0,92969000	-1,84	0,068 ^b
<i>lnOPCM</i> (-1)	0,08439210	1,67	0,097 ^b
<i>MIN WYN</i>	-0,00031599	-1,87	0,063 ^b
<i>WYN</i>	0,00042106	3,04	0,003 ^c
<i>WYN</i> (-1)	-0,00029914	-2,21	0,028 ^a
<i>WYN</i> (-3)	-0,00026966	-1,97	0,051 ^b
<i>EKSP</i>	-0,00002255	-3,32	0,001 ^c
<i>EKSP</i> (-2)	0,00002040	3,53	0,001 ^c
<i>IMP</i>	0,00001092	1,85	0,066 ^b
<i>IMP</i> (-1)	0,00001165	2,19	0,030 ^a
<i>IMP</i> (-2)	-0,00001855	-3,69	0,000 ^c
<i>PSP</i>	0,00000861	2,06	0,042 ^a
<i>PSP</i> (-1)	-0,00000782	-2,18	0,031 ^a
<i>time</i> ²	0,00003563	1,75	0,083 ^b
<i>time</i> ³	-0,00000014	-1,78	0,077 ^b
<i>dm1</i>	0,05957250	0,96	0,339
<i>dm2</i>	-0,03682470	-0,90	0,367
<i>dm3</i>	0,09838770	1,90	0,059 ^b
<i>dm4</i>	0,18251800	6,64	0,000 ^c
<i>dm5</i>	0,14881300	4,91	0,000 ^c
<i>dm6</i>	0,02000820	0,63	0,527
<i>dm7</i>	0,00494438	0,22	0,825
<i>dm8</i>	-0,11321400	-4,29	0,000 ^c
<i>dm9</i>	0,24469400	9,98	0,000 ^c
<i>dm10</i>	0,06434170	2,26	0,026 ^a
<i>dm11</i>	-0,22376300	-8,09	0,000 ^c
<i>lnBEZR_WYR_PP</i> (-1)	0,36432000	4,57	0,000 ^c

a — *c* Poziom istotności parametrów: *a* — $\alpha = 0,05$, *b* — $\alpha = 0,10$, *c* — $\alpha = 0,01$.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z oszacowanego modelu wynika, że wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych o 1% miesiąc wcześniej powoduje przeciętny wzrost liczby bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w miesiącu bieżącym o 124,88%. Z kolei wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych o 1% dwa miesiące wcześniej powoduje przeciętny spadek liczby bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w miesiącu bieżącym o 92,97%. Wzrost liczby ofert pracy w ciągu ostatniego, minionego miesiąca o 1% powoduje przeciętny wzrost odpływu bezrobotnych do zatrudnienia o 8,44%.

Wzrost płacy minimalnej o 100 zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 3,16%. Wzrost średniej płacy w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł w miesiącu bieżącym powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 4,21%. Z kolei wzrost średniej płacy w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł miesiąc i trzy miesiące wcześniej powoduje spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia odpowiednio o ok. 3,00% oraz 2,70%.

Wzrost eksportu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 2,26%. Jednakże wzrost eksportu dwa miesiące wcześniej o 1 mld zł powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia do zatrudnienia przeciętnie o 2,04%.

Wzrost importu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 1,09%. Wzrost importu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje wzrostem liczby wyrejestrowań z powodu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,17%. Z kolei wzrost importu o 1 mld zł dwa miesiące wcześniej skutkuje spadkiem liczby wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,86%.

Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia o 0,86%. Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem odpływu do zatrudnienia średnio o 0,78%.

W oszacowanym modelu występują nieistotne wahania sezonowe dla miesięcy: styczeń, luty, czerwiec i lipiec. W przypadku pozostałych miesięcy efekty sezonowe są istotne. Największy wzrost w porównaniu z trendem wystąpił we wrześniu — o 24,47%, natomiast największy spadek w grudniu⁸ — o 44,95%.

Wzrost liczby osób wyrejestrowanych z tytułu podjęcia zatrudnienia miesiąc wcześniej o 1% powoduje przeciętny wzrost liczby wyrejestrowań w miesiącu bieżącym o 36,43%.

Rozwiązując nierówność $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$ możemy stwierdzić, że w okresie od stycznia 1998 r. do stycznia 2012 r. rosła liczba osób wyrejestrowanych z tytułu podjęcia zatrudnienia, a od lutego 2012 r. malała.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	1,50128000	2,40	0,018 ^a
<i>lnBEZROB</i> (-2)	0,40672600	6,53	0,000 ^b
<i>lnOPCM</i> (-1)	0,23385100	8,25	0,000 ^b
<i>WYN</i>	0,00021903	2,52	0,013 ^a
<i>WYN</i> (-1)	-0,00033618	-3,88	0,000 ^b
<i>EKSP</i>	-0,00001165	-2,67	0,008 ^b
<i>EKSP</i> (-2)	0,00001187	3,19	0,002 ^b
<i>IMP</i>	0,00000786	2,20	0,030 ^a
<i>IMP</i> (-2)	-0,00001063	-3,31	0,001 ^b
<i>PSP</i>	0,00000553	2,02	0,045 ^a
<i>PSP</i> (-1)	-0,00000467	-3,09	0,002 ^b
<i>time</i>	-0,00608533	-2,40	0,018 ^a
<i>time</i> ²	0,00013595	4,74	0,000 ^b
<i>time</i> ³	-0,00000053	-5,47	0,000 ^b

a—*c* Poziom istotności parametrów: *a* — $\alpha = 0,05$, *b* — $\alpha = 0,01$, *c* — $\alpha = 0,10$.

⁸ Efekt sezonowy dla grudnia ustala się jako sumę efektów sezonowych dla pozostałych miesięcy pomnożoną przez (-1). W modelu nie uwzględnia się zmiennej sezonowej dla grudnia ze względów estymacyjnych.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA (dok.)

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>dm1</i>	-0,00059906	-0,02	0,988
<i>dm2</i>	-0,14175100	-7,45	0,000 ^b
<i>dm3</i>	-0,06053130	-3,45	0,001 ^b
<i>dm4</i>	0,10837400	7,00	0,000 ^b
<i>dm5</i>	0,10568200	6,65	0,000 ^b
<i>dm6</i>	0,03449240	2,32	0,022 ^a
<i>dm7</i>	0,07455170	5,51	0,000 ^b
<i>dm8</i>	-0,02904670	-1,90	0,059 ^c
<i>dm9</i>	0,13530500	8,99	0,000 ^b
<i>dm10</i>	0,14044300	8,02	0,000 ^b
<i>dm11</i>	-0,10926500	-6,61	0,000 ^b

a—*c* Poziom istotności parametrów: *a* — $\alpha = 0,05$, *b* — $\alpha = 0,01$, *c* — $\alpha = 0,10$.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Model wskazuje, że wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych dwa miesiące wcześniej o 1% skutkuje wzrostem liczby wyrejestrowań z zasobów publicznych służb zatrudnienia o 40,67%. Z kolei wzrost liczby ofert pracy miesiąc wcześniej powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia średnio o 23,39%.

Kolejnym czynnikiem istotnie wpływającym na odpływy z bezrobocia jest średnie wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw. Wzrost tego wynagrodzenia o 100 zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia rejestrowanego o 2,19%. Jednakże wzrost średniego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem wyrejestrowań z bezrobocia o 3,36%.

Wzrost eksportu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia o 1,17%. Jednakże wzrost eksportu dwa miesiące wcześniej o 1 mld zł powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia przeciętnie o 1,19%.

Wzrost importu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia o 0,79%. Z kolei wzrost importu o 1 mld zł dwa miesiące wcześniej, skutkuje spadkiem liczby wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,06%.

Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost wyrejestrowań o 0,55%. Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem odpływu do zatrudnienia średnio o 0,47%.

W oszacowanym modelu występuje nieistotne wahanie sezonowe dla stycznia. Największy wzrost wyrejestrowań z bezrobocia rejestrowanego w stosunku do trendu wystąpił w październiku — o 14,04%, natomiast największy spadek w grudniu — o 25,77%.

Rozwiązując nierówność $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$ możemy stwierdzić, że w okresie od marca 2000 r. do grudnia 2009 r. rosła liczba wyrejestrowań z bezrobocia, a w pozostałym okresie malała.

Podsumowanie

Oszacowane modele pozwoliły na określenie kierunku oraz siły wpływu głównych zmiennych makroekonomicznych na odpływy z bezrobocia. Dynamiczne modele dopasowań, których konstrukcja wynika ze struktury analizowanych procesów wskazały zależności przyczynowe uwzględniające wpływ stanu gospodarki (opisywanego przez: eksport, import, produkcję sprzedaną przemysłu, przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw i minimalne wynagrodzenie) z bieżącego i przeszłych okresów na wielkość odpływów z bezrobocia w okresie bieżącym. Uwidocznione w modelach różnice występujące w kierunkach oraz sile wpływu poszczególnych czynników w przypadku przesunięć w czasie na odpływy z bezrobocia wynikają z sezonowego charakteru analizowanych zjawisk.

dr Dominik Śliwicki — Wyższa Szkoła Gospodarki w Bydgoszczy, Urząd Statystyczny w Bydgoszczy

LITERATURA

- Bezrobocie rejestrowane I–IV kwartał 2012* (2013), GUS
- Gałęcka E. (2007), *Zastosowanie funkcji dopasowań do analizy efektywności rynku pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10
- Kaczorowski P., Tokarski T. (1997), *Restrukturyzacja a odpływy z bezrobocia (analiza oparta na rozszerzonej funkcji dopasowań)*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11
- Kaczorowski P., Tokarski T. (1998), *Niektóre determinanty odpływów z bezrobocia w Polsce*, [w:] Kwiatkowski E. (red.), *Przepływ siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kubiak P. (2005), *Efekty uczestnictwa bezrobotnych w aktywnych programach rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kufel T. (2002), *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Kwiatkowski E. (1998), *Aktywna polityka państwa na rynku pracy w Polsce*, [w:] Kryńska E., Kwiatkowski E., Zarychta H., *Polityka państwa na rynku pracy w Polsce w latach dziewięćdziesiątych*, Raport IPiSS, nr 12, Warszawa
- Piłatowska M. (2003), *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych. Studium metodologiczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Stasiak J., Tokarski T. (1998), *Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań*, [w:] Kwiatkowski E. (red.), *Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

SUMMARY

The effectiveness of the functioning of the labor market can be assessed by the number of facts of employment by job seekers. This article attempts to determine the impact of selected major macroeconomic variables on outflows from unemployment, defined as the total outflow from unemployment due to employment.

As a research tool an expanded matches function was used, which is a mathematical recognition combining test pieces (in this case, job seekers and employers). The tool is also used to determine the impact of economic changes on the balance of the labor market. The matches function was constructed in accordance with the principles of the construction of dynamic cause and effect models.

РЕЗЮМЕ

Эффективность функционирования рынка труда можно оценить по количеству трудоустроен лиц ищущих работу. Статья является попыткой определения влияния избранных макроэкономических переменных на оттоки из безработицы, понимающиеся как общий отток из безработицы, а также соотношение с занятостью.

В качестве исследовательского инструмента была использована расширенная функция соответственности, которая является математическим подходом к соединению обследуемых элементов (в данном случае лиц ищущих работу и работодателей). Этот инструмент используется также для определения влияния экономических процессов на баланс на рынке труда. Функция соответствий разработана (построена) согласно принципам разработки динамических моделей причины и следствия.