

## VIII. ANALIZA PRZEBIEGU I WSKAZAŃ WSKAŹNIKA RYNKU PRACY

Celem niniejszego badania było porównanie wskazań Wskaźnika Rynku Pracy (WRP) i szeregów statystycznych dotyczących bezrobocia i zatrudnienia. W badaniu skoncentrowano się na ustaleniu stopnia zgodności przebiegu WRP z wybranymi danymi statystycznymi, ustaleniu stopnia wyprzedzenia punktów zwrotnych cyklu rynku pracy oraz ocenie wpływu składowych tego wskaźnika na rejestrację zjawiska, jakim jest cykliczność zmian na rynku pracy.

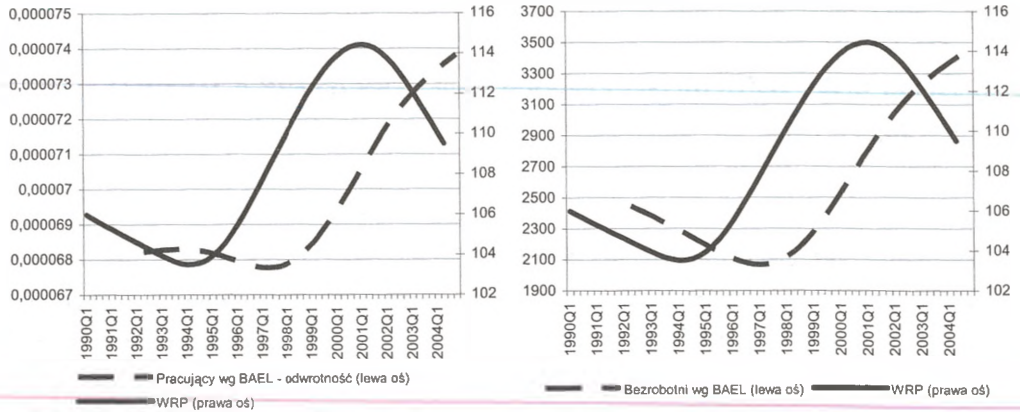
### 1. Analiza zgodności trendów oraz cykliczności

Analizę rozpoczęto od porównania wskazań Wskaźnika Rynku Pracy i liczby pracujących na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Do analizy celowo wybrano dane pochodzące z BAEL pomimo, że dostępne są one w sekwencjach kwartalnych oraz z dość dużym opóźnieniem. Uznano jednak, że dane te lepiej odzwierciedlają sytuację na rynku pracy. Zatrudnienie oraz stopa bezrobocia rejestrowanego nie obejmują bowiem zatrudnionych w grupie przedsiębiorstw małych i średnich, zatrudniających do 49 pracowników. W kategorii zatrudnienie nie obejmują więc ponad 50% pracujących. W badaniu wszystkie szeregi czasowe zostały wyrównane sezonowo za pomocą procedury X-12 Arima. Ma to istotne znaczenie dla analizy, jako że informacje nt. rynku pracy odznaczają się znaczną sezonowością w poszczególnych miesiącach roku.

Pierwszym krokiem była identyfikacja trendów liczby bezrobotnych, pracujących wg BAEL oraz Wskaźnika Rynku Pracy. Jako metodę wyodrębnienia trendu przyjęto Filtr Hodrick-Prescotta<sup>1</sup> (wykres 1).

---

<sup>1</sup> R. J. Hodrick, E. C. Prescott, Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, "Journal of Money, Credit, and Banking", 1997, no. 29, s. 1-16.

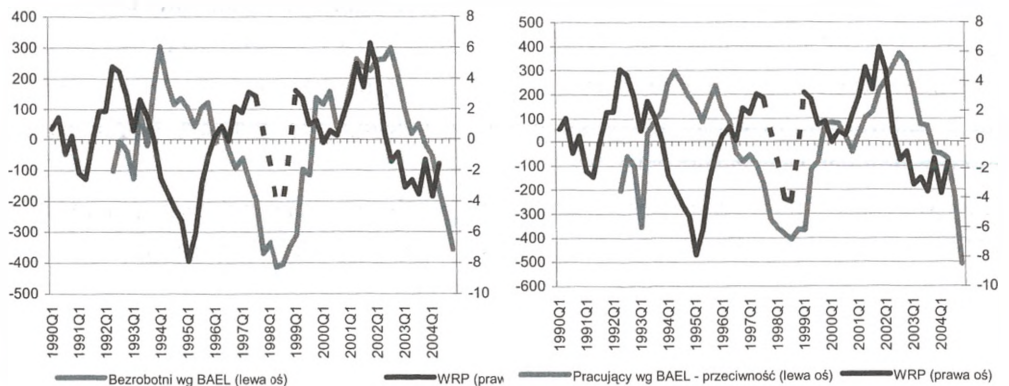


**Rysunek 1.** Trendy liczby bezrobotnych i pracujących wg BAEL wraz z trendem WRP

Źródło: opracowanie własne przy użyciu programu E-Views

Trend WRP rozumiany tu jako długookresowa tendencja rozwojowa o niskich częstotliwościach ma charakter wyprzedzający w stosunku do trendu liczby bezrobotnych i pracujących wg BAEL.

Odejmując wartości tendencji długookresowej od danych empirycznych otrzymuje się wahania o większych częstotliwościach, z których najmniejszą częstotliwość posiadają wahania cykliczne.



**Rysunek 2.** Cykle liczby bezrobotnych i pracujących wg BAEL wraz z cyklami WRP

Źródło: opracowanie własne przy użyciu programu E-Views

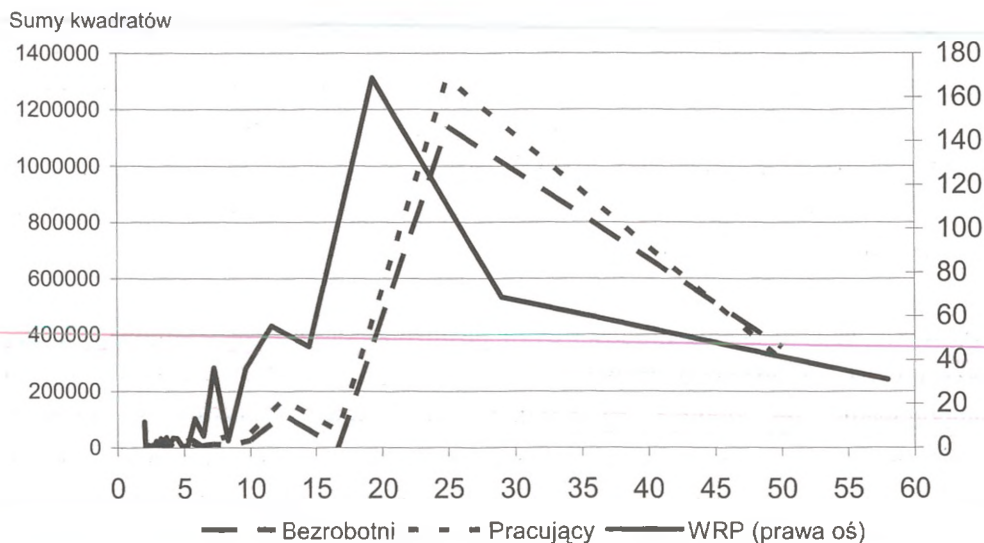
Cykle analizowanych zmiennych kształtują się podobnie (w przypadku liczby pracujących, dla zachowania porównywalności danych przyjęto wartości ze znakiem przeciwnym). Po wyeliminowaniu trendu bardziej widoczne są wyprzedzenia poszczególnych punktów zwrotnych. Widoczne są również niezgodności przebiegu rejestrowanych cykli. WRP zarejestrował pogorszenie na rynku pracy, które nie wystąpiło w danych pochodzących z BAEL. Był to spadek wskaźnika w okresie III kwartał 1997 r. do I kwartału 1999 r. (linia przerywana), który może być fałszywie zrozumiany jako efekt cykliczności.

Dla dokładnego ustalenia długości cykli posłużono się analizą widmową<sup>2</sup>, której metoda polega na zbadaniu struktury harmonicznej szeregu czasowego. Jest on dekomponowany na funkcje trygonometryczne sinus i cosinus o różnych częstotliwościach w celu wyznaczenia tych, które są w stanie wyjaśnić wahania szeregu czasowego. Za pomocą analizy widmowej wyznacza się korelację funkcji sinus i cosinus o różnej częstotliwości z obserwowanymi danymi. Jeśli zostanie stwierdzona duża zależność można wnioskować, że w danych istnieje silna okresowość o danej częstotliwości.

Analizę wykonano na danych pozbawionych trendu, przedstawionych na rysunku 2, ponieważ trend oraz średnia różna od zera zakłóciłyby analizę. Wyniki analizy widmowej dla trzech analizowanych szeregów przedstawia wykres 3.

Wyniki wskazują, że przeciętna harmonika reprezentująca wahania cykliczne ma długość 25 kwartałów w przypadku danych BAEL oraz w przybliżeniu 19 kwartałów w przypadku WRP. Niestety dane na temat rynku pracy od 1990 roku (rysunek 2) wskazują, że w tym okresie wystąpiły dwa niepełne cykle. Wobec tego wszelkie analizy statystyczne są obarczone dużym błędem. W rzeczywistości można się spodziewać nieco dłuższych cykli niż to pokazała analiza widmowa. W przypadku WRP dodatkowo analiza została zakłócona spadkiem w okresie III kwartał 1997 r. do I kwartału 1999 r., czego nie potwierdziły dane nt. zatrudnienia i liczby bezrobotnych.

<sup>2</sup> G. E. P. Box, G. M. Jenkins, *Analiza szeregów czasowych*, PWN, Warszawa 1983, s. 44-50.



**Rysunek 3.** Wartości periodogramu bezrobotnych i pracujących wg BAEL oraz WRP dla poszczególnych okresów w kwartałach

Źródło: opracowanie własne przy użyciu programu SPSS

## 2. Analiza wyprzedzeń punktów zwrotnych

Istotą konstrukcji wskaźników wyprzedzających jest ich przydatność dla krótkookresowego przewidywania w szczególności gdy dochodzi do odwrócenia dotychczasowych tendencji. Z punktu widzenia analizy koniunkturalnej istotne są więc wyprzedzenia punktów zwrotnych, długość tych wyprzedzeń i ich regularność.

Głównym celem jest znalezienie punktów zwrotnych klasycznych cykli koniunkturalnych dlatego za metodę ich wyznaczenia wybrano algorytm Bry-Boschan<sup>3</sup>, co oznacza przyjęcie metody cyklu poziomów (step cycle<sup>4</sup>), czyli wyznaczania cykli na danych surowych. Ważniejsze założenia tej metody są następujące:

<sup>3</sup> G. Bry, C. Boschan, Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs, National Bureau of Economic Research, New York 1971; J. Rand, F. Tarp, Business cycle in developing countries: are they different?, University of Nottingham, Nottingham 2001, s. 3.

<sup>4</sup> Z. Matkowski, Wskaźniki klimatu gospodarczego jako narzędzie oceny stanu gospodarki, Ekonomista nr 1, Warszawa 2002, s. 22.



- czas trwania jednej fazy cyklu wynosi co najmniej 5 miesięcy,
- minimalny czas trwania cyklu to 15 miesięcy (na tym etapie analizy przyjęliśmy, że cykle rynku pracy mają podobne długości faz do cykli aktywności całej gospodarki),
- szczyty i dna muszą występować naprzemiennie,
- w przypadku wystąpienia kilku szczytów (dołków) pod rząd wybierany jest najwyższy (najniższy) z nich.

Wyniki zaprezentowano w tabl. 1.

**Tabela 1.** Wyprzedzenie lub opóźnienie w stosunku do punktów zwrotnych liczby pracujących i bezrobotnych wg BAEL przez WRP w kwartałach

WRP	Punkty zwrotne i wyprzedzenie w kwartałach				
	II 1992	II 1995	III 1997	II 1998	I 2002
<b>Pracujący wg BAEL</b>	Szczyt II 1994	Dołek II 1998	Dodatkowy cykl		Szczyt IV 2002
<b>Wyprzedzenie</b>	8	12	-	-	3
<b>Bezrobotni wg BAEL</b>	Szczyt I 1994	Dołek IV 1997	Dodatkowy cykl		Szczyt III 2002
<b>Wyprzedzenie</b>	7	10	-	-	2

Uwaga: terminy „szczyt” i „dno” w powyższej tabeli odnoszą się do WRP

Źródło: Opracowanie własne

Od 1990 roku zidentyfikowano trzy punkty zwrotne na rynku pracy w Polsce. Wszystkie zostały wcześniej zasygnalizowane przez WRP. Długość wyprzedzenia różni się jednak dla poszczególnych punktów zwrotnych. W przypadku wyprzedzenia bezrobotnych wynosi ono od 2 do 10 kwartałów, a dla pracujących od 3 do 12 kwartałów.

Analiza cykliczności WRP za pomocą metody Bry-Boschan pokazuje, że mamy do czynienia z jednym dodatkowym cyklem, który rozpoczyna się w II kwartale 1995 i kończy w II kwartale 1998. Cykl ten charakteryzuje się kilkoma cechami. Po pierwsze nie wskazywał on znaczącej poprawy na rynku pracy. Wprawdzie przesłanki identyfikacji cyklu za pomocą metody Bry-Boschan zostały spełnione, ale metoda ta nie zawiera wskazówek na temat głębokości (odchylenia standardowego) cyklu. W tym przypadku spadek był stosunkowo mały. Po drugie spadek ten nie implikował wzrostu pracujących wg BAEL. Co prawda, właśnie w tym okresie liczba pracujących wg BAEL osiągnęła najwyższy poziom, ale zostało to już zasygnalizowane przez WRP w II kwartale 1995 r. Za tym, że właśnie to dno WRP było punktem zwrotnym

wyprzedzającym punkt zwrotny pracujących wg BAEL przemawia jego głębokość. Było ono znacznie głębsze niż spadek dodatkowego cyklu.

W kolejnym kroku analizy dokonano badania przeciętnych wyprzedzeń WRP w stosunku do liczby bezrobotnych i pracujących wg BAEL. Obliczeń dokonano dla opóźnień od 1 do 15 kwartałów. Stwierdzono, że dłuższe wyprzedzenia wydają się nie być uzasadnione, szczególnie biorąc pod uwagę długość posiadanych szeregów czasowych. Obliczeń wstępnych dokonano za pomocą korelacji liniowej. Najbardziej wyraźna korelacja pomiędzy WRP a liczbą pracujących wystąpiła dla opóźnienia 13 kwartałów,  $r=-0,87$  (dla  $p<0,01$ ), natomiast pomiędzy WRP a liczbą bezrobotnych dla opóźnienia 10 kwartałów,  $r=0,87$  (dla  $p<0,01$ ).

Dalszą weryfikację istotności wpływu WRP na liczbę pracujących i bezrobotnych biorąc pod uwagę różne opóźnienia przeprowadzono za pomocą regresji krokowej postępującej oraz wstecznej<sup>5</sup>. Zmienną objaśnianą była liczba pracujących w BAEL w tys. osób w czasie  $t$ . Potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi były: zmienne opóźnione reprezentujące liczbę pracujących w okresie  $t-1, \dots, t-15$ ; oraz wartość Wskaźnika Rynku Pracy w czasie  $t, \dots, t-15$ . Analogiczną analizę wykonano dla liczby bezrobotnych wg BAEL. W procedurze regresji krokowej postępującej dodawano poszczególne potencjalne zmienne objaśniające, sprawdzając w każdym kroku istotność ich wpływu na zmienną objaśnianą oraz współliniowość z innymi zmiennymi objaśniającymi.

Ze względu na podobieństwo trendów analizowanych zmiennych zdecydowano się wykonać analizę dla zmiennych surowych. Mając jednak na uwadze, że zmienne te są prawdopodobnie niestacjonarne dokonano powtórnej analizy dla zmiennych sprowadzonych do stacjonarności.

Do określenia stopnia integracji zmiennych posłużył Rozszerzony Test Dickey-Fullera<sup>6</sup>.

Wyniki testów zawiera tabl. 2.

<sup>5</sup> W dalszej analizie posługiwano się obydwoma metodami regresji krokowej ze względu na fakt, że najczęściej kolejność włączania do modelu poszczególnych potencjalnych zmiennych objaśniających ma wpływ na analizę. Tam, gdzie wykorzystano jeden z powyższych rodzajów regresji krokowej, wyniki obydwu były zbliżone. Patrz: M. Dobosz, Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań, Akademicka Oficyna Wydawnicza Exit, Warszawa 2001, s. 191.

<sup>6</sup> A. Welfe, Ekonometria, PWE, Warszawa 2003, s. 345-346

**Tabela 2.** Wyniki Rozszerzonego Testu Dickey-Fuller'a dla liczby pracujących, bezrobotnych i WRP

Wskaźnik Rynku Pracy			Liczba pracowników wg BAEL			Liczba bezrobotnych wg BAEL		
Integracja	Statystyka t	Wartość p	Integracja	Statystyka t	Wartość p	Integracja	Statystyka t	Wartość p
0	0,01	0,68	0	-0,53	0,48	0	0,26	0,76
1	-6,11	0,00	1	-5,23	0,00	1	-3,00	0,00

Uwaga: w równaniu uwzględniono stałą

Źródło: Opracowanie własne przy użyciu programu E-Views

Wyniki testów wskazują, że wszystkie trzy zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym I(1). Są one niestacjonarne, natomiast ich pierwsze różnice są stacjonarne (zmienne są przyrostostacjonarne).

W przypadku analizy zmiennych surowych, istotny wpływ na liczbę pracujących miały następujące zmienne: liczba pracujących w czasie t-1 oraz WRP w czasie t-1 i t-10. W przypadku liczby bezrobotnych do modelu weszły następujące zmienne: liczba bezrobotnych w czasie t-1, t-2 i t-8 oraz WRP w czasie t-9.

W przypadku gdy zmienne autoregresyjne nie były brane pod uwagę (nie były w zbiorze potencjalnych zmiennych objaśniających) do modeli weszły następujące zmienne:

- zmienna zależna: liczba pracowników wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w okresach t-5, t-10, t-12, t-15.
- zmienna zależna liczba bezrobotnych wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w okresach t-3, t-7, t-9, t-12, t-15.

W przypadku zastosowania regresji krokowej wstecznej (do modelu wchodzi wszystkie potencjalne zmienne objaśniające i są po kolei odrzucane na podstawie analogicznych kryteriów jak w przypadku regresji krokowej postępującej) wyniki nieznacznie się różnią. Do odpowiednich modeli weszły następujące zmienne:

- zmienna zależna: liczba pracowników wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w kresach t-4, t-9, t-12, t-15.
- zmienna zależna liczba bezrobotnych wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w okresach t-5, t-9, t-12, t-15.

W przypadku analizy dla zmiennych stacjonarnych największe skorelowanie wystąpiło pomiędzy WRP a liczbą pracujących i bezrobotnych dla opóźnienia 10 kwartałów. Zmiennymi opóźnionymi (WRP), które statystycznie istotnie wpływają na stacjonarne dane BAEL o liczbie bezrobotnych i pracujących są w przypadku zastosowania procedury regresji wstecznej:

- zmienna zależna: liczba pracujących wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w okresach t-3, t-10, t-13, t-14, t-15.
- zmienna zależna: liczba bezrobotnych wg BAEL, zmienne niezależne: WRP w okresach t-3, t-10, t-13, t-15.

Powyższe analizy pokazują nierównomierność wyprzedzeń. Aby zidentyfikować schemat wyprzedzeń, nie znając miejsca i kierunku zmiany współczynników strukturalnych modelu podzielono cały okres analizy na podokresy. Za długość jednego podokresu przyjęto 20 kwartałów. Okres ten wynika z tego, iż wydaje się, że nie ma podstaw do stwierdzenia zmiany postaci modelu w ciągu 20 kwartałów, ponieważ gospodarka wydaje się być w tym samym stadium<sup>7</sup>.

Kluczowym celem niniejszej analizy jest wyodrębnienie zależności pomiędzy WRP a statystyką nt. liczby pracujących wg BAEL. W poprzednich punktach pokazano, że trendy tych zmiennych podążają w tym samym kierunku, przy czym trend WRP wyprzedza trend pracujących wg BAEL. Z tego też względu stwierdzono, że trend nie ma wpływu na analizę i zdecydowano się nie wyłączać go z analizowanych szeregów czasowych w tej części pracy.

Inną przyczyną z której nie wyłączono trendu są trudności z utożsamieniem go z naturalną stopą bezrobocia<sup>8</sup>. Stosowane metody są albo obarczone zbyt dużym błędem, albo nie dają jednoznacznych wyników na przestrzeni analizowanego odcinka czasu, tj. od początku lat 90-tych do roku 2004.

Przeanalizowano 50 odcinków czasowych zaczynając od okresu I kwartał 1990 do I kwartał 1995 i posuwając się o kwartał do przodu. Dla każdego odcinka czasowego przeanalizowano zależność pomiędzy pracującymi wg BAEL a WRP z wyprzedzeniem od jednego do piętnastu kwartałów. Analizę siły wpływu WRP z poszczególnymi opóźnieniami w zależności od czasu zmierzono za pomocą korelacji liniowej.

Wyniki analizy korelacji wskazują na pewne prawidłowości w zależnościach pomiędzy WRP i pracującymi wg BAEL. W początkowych fazach analizowanych szeregów czasowych największe zależności wystąpiły pomiędzy pracującymi wg BAEL a WRP ze średnio długim wyprzedzeniem - równym 7 kwartałów. Był to okres stosunkowo niekorzystnej sytuacji na rynku pracy. Zależność ta jednak osłabła i w 11 z kolei okresie (III kwartał 1992 – II kwartał 1997) najwyraźniejsza korelacja ( $r=-0,71$ )

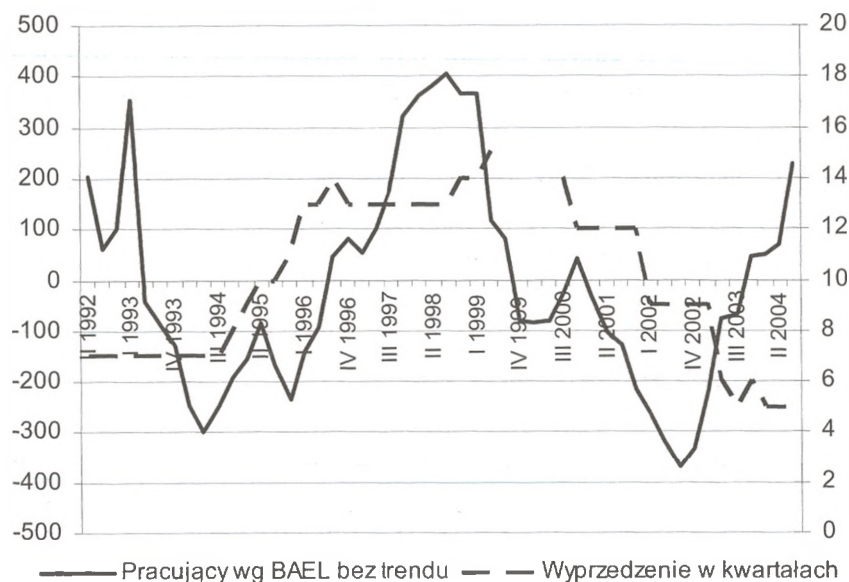
---

<sup>7</sup> Patrz: J. D. Hamilton, What's real about the business cycle?, National Bureau of Economic Research, Cambridge, February 2005.

<sup>8</sup> Patrz: M. Socha, U. Sztanderska, Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce, PWN, Warszawa 2000, s. 16, oraz J. Socha i in., W. Wojciechowski, Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce, „Bank i kredyt”, nr 3-4 2004, s. 11-13.



wystąpiła dla opóźnienia 8 kwartałów. Sytuacja na rynku pracy zaczęła się poprawiać i wtedy wyprzedzenie WRP zaczęło wzrastać. Podczas stosunkowo dobrej sytuacji na rynku pracy w kolejnych latach wyprzedzenie było największe i wynosiło 13-14 kwartałów (od okresu zaczynającego się w III kwartale 1994, aż do okresu zapoczątkowanego w II kwartale 1996 utrzymała się wysoka, rosnąca do  $r=-0,92$  korelacja z wyprzedzeniem 13 kwartałów). Kolejny punkt zwrotny liczby pracujących z II-ego kwartału 1998, WRP wyprzedził o 13 kwartałów. Wówczas to sytuacja na rynku pracy w Polsce była względnie dobra. Wtedy też wzrost WRP został przerwany znaczącym spadkiem. Dlatego w przypadku tego okresu obserwujemy dużą zależność pomiędzy pracującymi wg BAEL a WRP zarówno z krótkim wyprzedzeniem (1-2 kwartały) jak i długim (13-14 kwartałów). Po tym punkcie nastąpił długi i głęboki spadek zatrudnienia. W miarę jak sytuacja na rynku pracy stawała się coraz gorsza wyprzedzenie malało. Rząd wyprzedzenia malał do odpowiednio 12, 9, 6 i 5 kwartałów.



**Rysunek 4.** Pracujący wg BAEL wraz z długością wyprzedzenia przez WRP w kolejnych okresach

Źródło: opracowanie własne

Liczba zatrudnionych była mała, stopa bezrobocia bardzo wysoka, wynosząca ok. 20%. W tej bardzo trudnej sytuacji brakowało sygnałów polepszenia na rynku pracy.

Wtedy to wyprzedzenie liczby pracujących przez WRP było jak dotąd najkrótsze i wynosiło ok. 5 kwartałów. Punkt zwrotny został wyprzedzony o 3 kwartały.

Zmiany w czasie długości wyprzedzeń zostały przedstawione na wykresie 4.

Na wykresie została przedstawiona liczba pracujących wg BAEL pozbawiona trendu oraz schemat wyprzedzeń przez WRP o najistotniejszej długości wyprzedzenia w danym okresie. Współczynniki dla wszystkich opóźnień są niestałe w czasie. Oznacza to, że konstruowany model musi uwzględniać ich zmienność. Można sądzić, że długość wyprzedzenia pracujących wg BAEL przez WRP zależy od samego poziomu pracujących wg BAEL, czyli od fazy cyklu.

Niektóre z wyprzedzeń można by wyeliminować stosując odpowiednie metody doboru zmiennych do modelu, ponieważ zauważa się podobieństwo rozkładów współczynników korelacji dla niektórych zmiennych (WRP z danym wyprzedzeniem), np. dla  $WRP_{t-7}$  i  $WRP_{t-8}$ , czy  $WRP_{t-1}$  i  $WRP_{t-2}$ . Dokładny rozkład współczynników korelacji wg okresu analizy został przedstawiony w załączniku.

Na wykresie wyprzedzenia w kwartałach celowo nie podano współczynników dla jednego z okresów. Był to okres dużego spadku WRP zbiegającego się ze szczytem liczby pracujących. Aby zrozumieć zachowanie WRP w tym odcinku czasu należy dokonać dokładniejszej analizy.

Przyczyn takiego zachowania WRP wobec pracujących wg BAEL można doszukiwać się w specyfice zmian na polskim rynku pracy w badanym okresie. W szczególności analizie należy poddać poszczególne komponenty WRP jak i inne wskaźniki dotyczące polskiej gospodarki.

### 3. Wpływ poszczególnych komponentów WRP

Jedną z przyczyn różnej długości wyprzedzeń wskaźników wyprzedzających w stosunku do serii przyjętych za równoległe (referencyjne) jest nieregularność i zmienność wyprzedzeń poszczególnych składowych wielokomponentowych wskaźników o charakterze wyprzedzającym. Dlatego w niniejszym punkcie zostanie przeprowadzona analiza specyfiki poszczególnych komponentów WRP i ich wpływu na zachowanie wskaźnika.

W tabelicy 3 podano wybrane statystyki dotyczące komponentów WRP, WRP oraz pracujących wg BAEL.

**Tabela 3.** Podstawowe statystyki komponentów WRP, WRP oraz pracujących wg BAEL

	Śred- nia	Mini- mum	Maksi- mum	Odchylenie standar- dowe	Wskaźnik zmien- ności	Średnie tempo zmian	Stopień integra- cji
WP	95,44	58,10	128,36	15,27	16%	1,42%	I(1)
NB	193,13	152,37	237,00	22,47	12%	0,75%	I(1)
OP	56,38	34,31	79,15	9,13	16%	0,48%	I(1)
ZP	-30,05	-68,57	1,67	15,62	-	-2,38%	I(1)
PP	-5,93	-14,70	8,70	4,74	-	1,10%	I(0)
WRP	108,40	96,26	120,67	5,74	5%	0,02%	I(1)
PRAC	14369, 12	13457,7 9	15092,30	502,16	3%	-0,11%	I(1)

WP – wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy, NB – nowi bezrobotni, OP – oferty pracy z urzędów pracy, ZP – zatrudnienie w przemyśle, test RG-SGH, PP – wskaźnik przyszłego popytu na pracę, PRAC – pracujący wg BAEL

Źródło: Opracowanie własne

Analizując powyższe dane można stwierdzić, że na przestrzeni badanego okresu czasu bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy, nowi bezrobotni oraz liczba ofert pracy z powiatowych urzędów pracy wykazywały podobną zmienność. Jednakże największe średnie tempo zmian spośród tych trzech wskaźników obserwuje się z przypadku wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy. Wyniosło ono 1,42% z miesiąca na miesiąc. Zatrudnienie w przemyśle wg testu IRG-SGH oraz wskaźnik przyszłego popytu na pracę charakteryzowały się ujemnymi średnimi, dlatego nie obliczono wskaźnika zmienności. Tempo ich zmian było relatywnie wysokie, przy czym zatrudnienie w przemyśle wg testu IRG na ogół malało. W przypadku pracujących wg BAEL i WRP - wskaźnik zmienności jest na niższym poziomie i wynosi ok. 5%, co oznacza, że zmienne te wykazują statystycznie nieistotne zróżnicowanie. Stwierdza się więc, że amplituda wahań trzech komponentów WRP jest większa od samego WRP. Ten z kolei charakteryzuje się nieznacznie większą amplitudą od przyjętego wskaźnika równoległego (pracujący wg BAEL).

Analiza stopnia integracji przeprowadzona za pomocą testu ADF wykazała, że wskaźnik przyszłego popytu na pracę odstaje od reszty pod względem stopnia integracji. W formule jego obliczania wyłączony został trend długookresowy i tym samym wskaźnik sprowadzony do stacjonarności.

Tablica 4 przedstawia współczynniki korelacji liniowej poszczególnych komponentów i WRP. Ponieważ jednak WRP jest złożony z tych komponentów (wszystkie komponenty wpływają na WRP) obliczono również współczynniki korelacji cząstkowej poszczególnych komponentów z WRP przy wyłączeniu pozostałych komponentów. Korelacje istotne na poziomie  $p=0,05$  zostały oznaczone gwiazdką.

**Tabela 4.** Korelacje liniowe pomiędzy komponentami WRP a WRP oraz korelacje cząstkowe poszczególnych komponentów WRP przy wyłączeniu pozostałych

Korelacja	WP	NB	OP	ZP	PP	WRP	Korelacje cząstkowe	WRP
<b>WP</b>	1,00	0,48*	0,38*	0,69*	-0,11	-0,16	<b>WP</b>	-0,25*
<b>NB</b>		1,00	0,02	0,28*	0,10	0,49*	<b>NB</b>	0,70*
<b>OP</b>			1,00	0,52*	-0,05	-0,61*	<b>OP</b>	-0,58*
<b>ZP</b>				1,00	-0,06	-0,32*	<b>ZP</b>	-0,11
<b>PP</b>					1,00	0,03	<b>PP</b>	-0,16

Zródło: Opracowanie własne

Do kształtowania się WRP w największym stopniu przyczynia się seria statystyczna nt. liczby nowych bezrobotnych i liczby ofert pracy (dane GUS), (wynika to zapewne z podobieństwa trendów). Pozornie istotny wpływ serii o zatrudnieniu (dane z testu IRG) jest malejący, aż do braku wpływu, gdy przy analizowaniu korelacji wyłączymy zależności pomiędzy pozostałymi komponentami a zatrudnieniem i WRP. Jest to zrozumiałe ponieważ wskaźnik ten jest wysoko skorelowany z pozostałymi komponentami. Z kolei przy analizie korelacji cząstkowych statystycznie istotna na poziomie  $p=0,05$  staje się zależność pomiędzy WRP i liczbą wyrejstrowanych z tytułu podjęcia pracy. Wskaźnik przyszłego popytu na pracę wydaje się nie wnosić istotnej informacji do WRP.

W poniższej tablicy zestawiono punkty zwrotne zarejestrowane przez poszczególne komponenty i serie przyjętą za wskaźnik równoległy (referencyjny) czyli liczbę pracujących wg BAEL. Jako metodę ich wyznaczania ponownie przyjęto metodę Bry-Boschan.



**Tabela 5.** Wyprzedzenie lub opóźnienie w stosunku do punktów zwrotnych liczby pracowników wg BAEL przez komponenty WRP w kwartałach

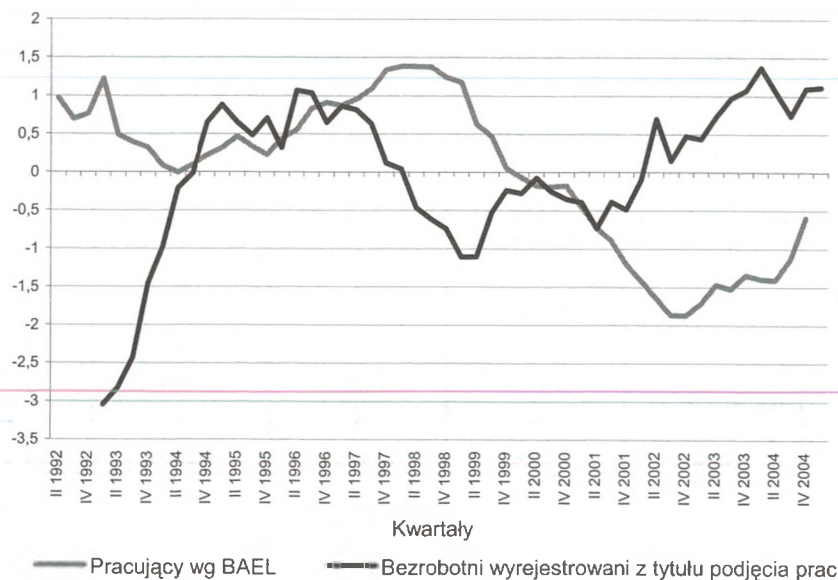
Punkty zwrotne i wyprzedzenie(-)/opóźnienie(+) w kwartałach					
<b>PRAC</b>	Szczyt II 1994	Dołek II 1998	Dodatkowy Cykl		Szczyt IV 2002
<b>WP</b>	Podwójne Dno	III 1996	I 1999	III 2000	II 2001
		-7	-	-	-6
<b>NB</b>	III 1995	IV 1997	-	-	Koniec szeregu
	+5	-2	-	-	
<b>OP</b>	III 1992	II 1998	IV 1994	III 1997	IV 2001
	-7	0	-	-	-4
<b>ZP</b>	Koniec szeregu	I 1997	II 1999	I 2001	IV 2001
		-5	-	-	-4
<b>PP</b>	III 1994	I 1999	III 1996	II 1997	II 2000 (szczyt) II 2002 (dołek)
	+1	+3	-	-	-10 lub opóźnienie

Uwaga: terminy „szczyt” i „dno” w powyższej tabeli odnoszą się do WRP, tak więc np. szczyt pracujących wg BAEL jest tak na prawdę punktem o najniższej liczbie pracujących w danym cyklu odpowiadający najwyższemu poziomowi WRP.

Źródło: Opracowanie własne

Dane pokazują, że dodatkowy cykl WRP był wynikiem charakterystycznych dla ostatnich lat przemian na polskim rynku pracy, co skutkowało specyficznym zachowaniem niektórych komponentów WRP. W rezultacie komponenty te zanotowały dodatkowe cykle, które doprowadziły do powstania dodatkowego cyklu WRP.

Dalsza analiza dotyczyła identyfikacji stopnia, w jakim poszczególne komponenty wyprzedzają sytuację na rynku pracy. Dla umożliwienia porównywalności poszczególnych wskaźników, na wykresach przedstawiono dane znormalizowane. Dla uzyskania porównywalności kierunku trendu wskaźnik nowych bezrobotnych zarejestrowanych w danym miesiącu odwrócono.



**Rysunek 5.** Bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy na tle liczby pracujących wg BAEL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i BIEC

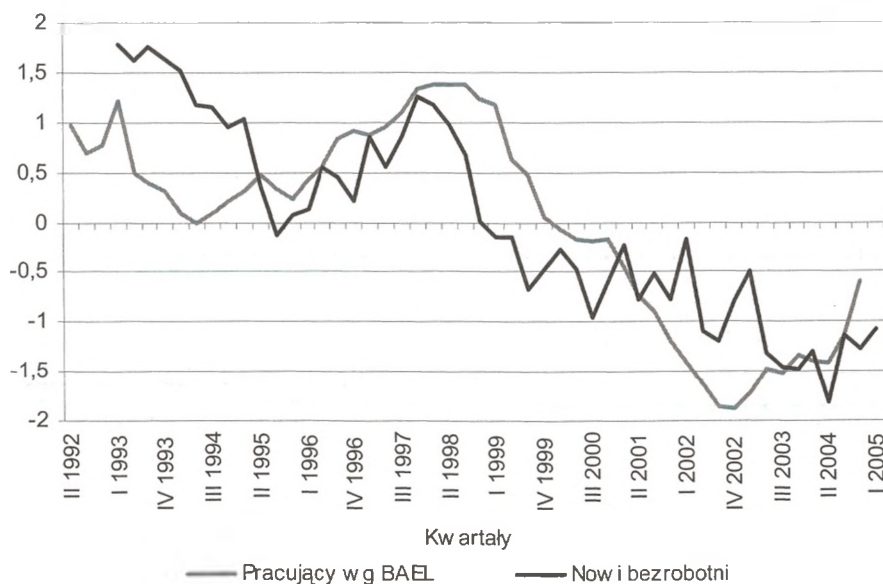
Pierwszym komponentem jest liczba bezrobotnych wyrejestrowanych z Powiatowych Urzędów Pracy w danym miesiącu z tytułu podjęcia pracy. Pokazuje on jak szybko bezrobotni są zdolni znaleźć zatrudnienie. Wskaźnik ten wcześniej pokazuje zmiany tendencji na rynku pracy. W latach 1993 – 1995 w znaczącym stopniu wpłynął na dynamikę spadku WRP i w rezultacie na zwiększoną amplitudę WRP w stosunku do pracujących wg BAEL. Na skutek wysokiego tempa wzrostu gospodarczego w tych latach (początki gospodarki wolnorynkowej wiązały się ze zwiększonym popytem zarówno na dobra i usługi jak i pracę) kreacja nowych miejsc pracy była bardzo duża i proces przyjmowania i zwalniania pracowników przebiegał elastycznie.

Bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy to komponent charakteryzujący się bardziej równomiernymi wyprzedzeniami punktów zwrotnych niż WRP. Niemniej jednak, w przypadku tego komponentu zanotowano dwa fałszywe sygnały zmiany tendencji. Pierwszy z nich to wczesne dno zasygnalizowane już w 1995 r. Po nim nastąpił kilkumiesięczny wzrost a następnie dalszy spadek prowadzący do faktycznego dna. Kolejnym jest dodatkowy cykl, do którego doprowadził spadek liczby wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy trwający aż do I kwartału 1999 r. Wynika on ze zmniejszenia aktywności gospodarki mierzonej PKB. Podczas tego okresu coraz

trudniej było znaleźć pracę. Po tym spadku liczba wyrejestrowanych z urzędów pracy z tytułu podjęcia pracy zaczęła rosnąć, co m.in. doprowadziło do chwilowego zahamowania spadku liczby zatrudnionych wg BAEL w okresie II kwartał 2000 do IV kwartał 2000. Zahamowanie to było jednak niewspółmiernie małe w porównaniu do poprawy w zakresie analizowanego komponentu. Przyczyną była nadal rosnąca, choć w mniejszym tempie, liczba nowo zarejestrowanych bezrobotnych.

Po tej krótkotrwałej stagnacji analizowany komponent ponownie zaczął spadać. W rezultacie dopiero w II kwartale 2001 można mówić o odwróceniu negatywnej tendencji wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy.

**Reasumując:** komponent – liczba wyrejestrowanych bezrobotnych (dane GUS) wykazuje duże własności wyprzedzające w porównaniu do pracujących wg BAEL. Wskaźnik ten zmienia się w dużym tempie (patrz tabl. 3), co powoduje częste fałszywe (zbyt wczesne) sygnały zmiany tendencji na rynku pracy. Częściowo wynika to z tego, że wskaźnik ten bardziej elastycznie niż liczba pracujących ogółem lub bezrobotnych reaguje na tempo wzrostu gospodarczego.



**Rysunek 6.** Nowi bezrobotni zarejestrowani w danym miesiącu (odwrótność) na tle liczby pracujących wg BAEL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i BIEC

Kolejny komponent – nowi bezrobotni zarejestrowani w danym miesiącu mówi o tym jak szybko w okresie polepszającej się koniunktury następuje zahamowanie dynamiki napływu bezrobotnych i odwrotnie, jak szybko dynamika ta zwiększa się w przypadku pogorszenia koniunktury. W okresach słabej sytuacji gospodarczej i gorszej na rynku pracy wykazuje on znaczące opóźnienie w stosunku do pracujących wg BAEL. Podobnie w przypadku wzrostu aktywności gospodarki - bezrobotni jeszcze jakiś czas po poprawie sytuacji gospodarczej w kraju nie mogą znaleźć pracy. Wskaźnik ten informuje także, że na początku poprawiającej się sytuacji na rynku pracy występuje największy napływ bezrobotnych, lecz jednocześnie coraz więcej bezrobotnych znajduje zatrudnienie (informuje o tym liczba wyrejestrowanych z tytułu pojęcia pracy). Można to wytłumaczyć między innymi zmianami w popycie na pracę, obawą ze strony pracodawców w zatrudnianiu pracowników na stałe wobec niepewności co do ożywienia gospodarczego oraz znaczną rotacją zatrudnienia.

W dolnych punktach zwrotnych (najlepsza sytuacja na rynku pracy) zjawisko liczby nowych bezrobotnych może zachowywać się całkiem inaczej. Punkt zwrotny liczby pracujących wg BAEL w II kwartale 1998 r. został wyprzedzony jedynie 2 kwartały, natomiast punkt zwrotny liczby nowych bezrobotnych nie został przez ten komponent wyprzedzony, gdyż pojawił się w IV kwartale 1997 r. W zasadzie można więc powiedzieć, że w przypadku tego punktu zwrotnego nie wystąpiło wyprzedzenie ani opóźnienie.

**Reasumując:** komponent – nowi zarejestrowani bezrobotni (dane GUS) ma przeważnie opóźnienie w stosunku do wskaźnika równoległego. Pełni funkcję „wskaźnika hamującego” (korygującego dynamikę) dla wyrejestrowanych z tytułu pracy.

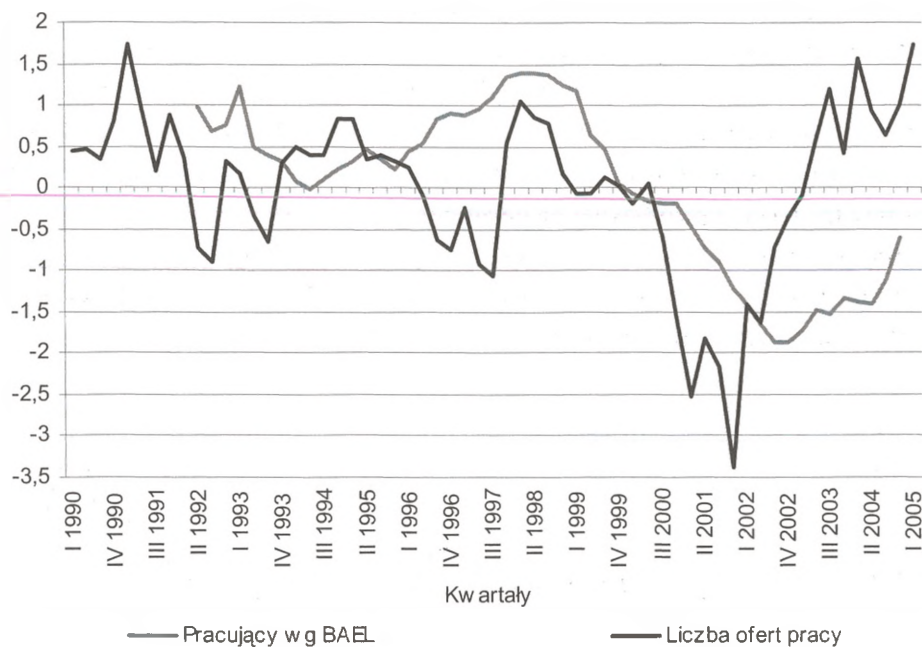
Wskaźniki liczby nowych bezrobotnych i wyrejestrowanych bezrobotnych (w szczególności z tytułu podjęcia pracy) pokazują poziom realokacji na rynku pracy. W przypadku Polski te obydwie wielkości rosną od kilku lat, co oznacza, że w polskiej gospodarce zachodzą poważne zmiany. Pracownicy stosunkowo często tracą pracę, ale ponownie ją zyskują<sup>9</sup>. Wnosi to duży wkład w identyfikację bezrobocia strukturalnego poprzez analizę stopnia, w jakim zatrudnienie znajduje się w stanie stacjonarnym, czyli takim, w którym napływ i odpływ zatrudnionych jest równy (duże bezrobocie strukturalne)<sup>10</sup>. W Polsce od kilku lat rośnie zarówno liczba nowo zarejestrowanych

<sup>9</sup> H. Bleakley, J. C. Fuhrer, Shifts in the Beveridge Curve, Job Matching, and Labor Market Dynamics, Federal Reserve Bank of Boston, Boston 1997, s. 14.

<sup>10</sup> E. Kwiatkowski, L. Kucharski, T. Tokarski, Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993 – 2001, Ekonomista nr 3, Warszawa 2002, s. 333.



bezrobotnych, jak i wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy, co może być właśnie przejawem bezrobocia strukturalnego. Bardzo ważnym uzupełnieniem analizy rynku pracy byłoby włączenie do analizy liczby osób, które straciły pracę i liczby osób, które przeszły z pracy do pracy.



**Rysunek 7.** Liczba ofert pracy w danym miesiącu w powiatowych urzędach pracy na tle liczby pracujących wg BAEL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i BIEC

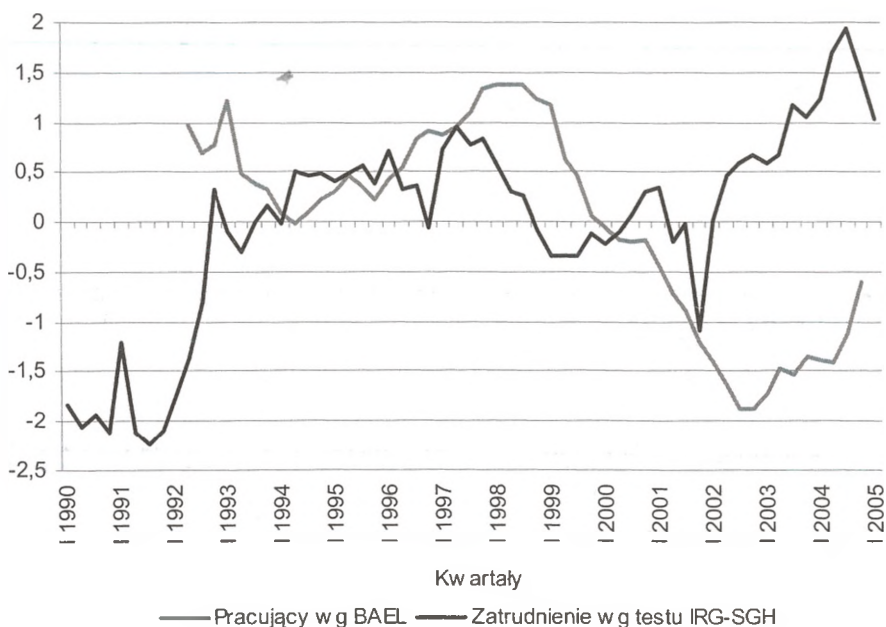
Trzecim komponentem WRP jest całkowita liczba ofert pracy, które wpłynęły do Powiatowych Urzędów Pracy w danym miesiącu. Ten komponent powinien wyprzedzać kształtowanie się liczby pracujących wg BAEL, ale nieznacznie. Wyprzedzenie jest równe okresowi od prezentacji ogłoszenia do przyjęcia pracowników wyselekcjonowanych spośród potencjalnych zgłaszających się kandydatów. Komponent ten pokazuje część popytu na pracowników.

Zmiany popytu na pracę są jedną z ważniejszych kwestii w przypadku modelowania rynku pracy. Wskaźnik ten uwzględnia jedynie małą część tego popytu. Przede wszystkim uwzględnia pracowników słabo wykwalifikowanych. Nie obejmuje ogłoszeń prasowych, w Internecie i pozostałej części popytu niezgłaszanego

w ogłoszeniach. Prawdopodobnie ze względu na nieuwzględnianie dużej części popytu na pracowników wskaźnik ten wykazuje duże wahania.

Dotychczas liczba ofert pracy z Powiatowych Urzędów Pracy wyprzedziła o kilka kwartałów punkt zwrotny, po którym nastąpiło polepszenie sytuacji na rynku pracy. W przypadku odwrócenia tendencji na negatywną nie obserwuje się wyprzedzenia. Widoczny spadek w I kwartale 1998 r. wpłynął na spadek WRP. Wskaźnik Rynku Pracy nie spadł jednak na tyle, żeby ustanowić nowy punkt zwrotny. Pojawił się także dodatkowy cykl – w okresie II kwartał 1995 – III kwartał 1997 liczba tych ofert pracy znacząco spadała. Można wnioskować, że w tym czasie rynek stracił znaczną ilość ofert pracy. Pokazuje to złożoność analizy wyprzedzeń punktów, w których następuje odwrócenie tendencji z pozytywnej na negatywną.

**Reasumując:** wskaźnik – liczba ofert pracy (dane GUS) posiada właściwości wyprzedzające, ale generuje również fałszywe sygnały. Wynika to prawdopodobnie ze stosunkowo małej części popytu na pracowników jaką uwzględnia.



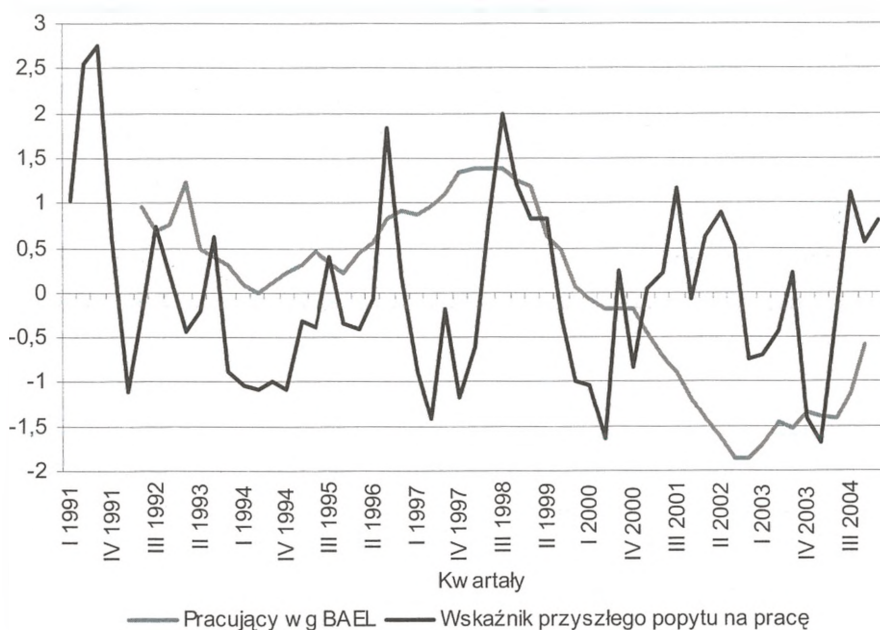
**Rysunek 8.** Zatrudnienie w przemyśle wg testu IRG SGH na tle liczby pracujących wg BAEL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i BIEC

Kolejnym komponentem WRP jest zatrudnienie w przemyśle wg testu Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej. Główną zaletą tego komponentu jest szybsza w stosunku do statystyki oficjalnej dostępność tych danych.

Wskaźnik ten na ogół ma kilkukwartalne wyprzedzenie w stosunku pracujących wg BAEL. Podobnie jednak do wskaźnika liczby bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy równie elastycznie reaguje na zmiany sytuacji gospodarczej (PKB). Dlatego też pokazał on dodatkowy cykl, nie zarejestrowany przez dane z BAEL.

**Reasumując:** Wskaźniki oparte na badaniach nastrojów gospodarczych przedsiębiorców dają różne wyniki. Niektóre badania pokazują wyprzedzenia punktów zwrotnych. Wskaźnik zatrudnienia wg testu IRG wydaje się w dużej mierze zależeć od ogólnej koniunktury gospodarczej (sytuacji finansowej badanych firm), w niektórych okresach nieznacznie ją wyprzedzając. Powoduje to wyprzedzenie zmian na rynku pracy zachodzących z pewnym opóźnieniem w stosunku do ogólnej sytuacji gospodarczej. Jest również przyczyną rejestrowania dodatkowych cykli. Dlatego też wskaźnik ten charakteryzuje się relatywnie wysokim średnim tempem zmian.



**Rysunek 9.** Wskaźnik przyszłego popytu na pracę wg testu IRG SGH na tle liczby pracujących wg BAEL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i BIEC

Ostatnim komponentem WRP jest wskaźnik przyszłego popytu na pracę. Jest liczony jako różnica odpowiednio wygładzonego i pozbawionego trendu wskaźnika sytuacji gospodarczej (w oparciu o dane Wskaźnika Wyprzedzającego Koniunktury) i analogicznie przekształconą wydajność pracy.

Wskaźnik ten znacząco różni się od pozostałych wskaźników. Nie charakteryzuje się trendem, jest stacjonarny. Podlega częstym wahaniom o stosunkowo dużej amplitudzie. To zmniejsza jego właściwości wyprzedzające w porównaniu do potencjalnych wskaźników rynku pracy, które nie charakteryzują się zbyt dużymi wahaniami średniookresowymi. Częstotliwość wahań periodycznych tego wskaźnika jest wyższa (długość cykli krótsza) niż danych na temat zatrudnienia wg BAEL. Długość wahań wskaźnika przyszłego popytu na pracę wynosi 2 lub 3 lata. Najbardziej optymistyczne wartości osiąga w trzecim kwartale roku. Trudno ustalić faktyczne wyprzedzenia w stosunku do danych BAEL. Widoczna jest rozbieżność tendencji wskaźnika przyszłego popytu na pracę i pracujących wg BAEL.

**Reasumując:** Wskaźnik przyszłego popytu na pracę posiada znacząco odmienne cechy statystyczne od pozostałych komponentów. Wydaje się mieć on opóźnienia w stosunku do wskaźnika równoległego. Ostatnie potencjalne wyprzedzenie zatrudnionych wg BAEL o 10 kwartałów wydaje się być przypadkowe.

W kolejnym kroku badawczym dokonano analizy, której celem było ustalenie tego, w jakim stopniu poszczególne komponenty z osobna objaśniają zmienność pracujących wg BAEL. Analizy dokonano za pomocą regresji krokowej postępującej.

Analizy dokonano trzema sposobami:

- dla zmiennych surowych,
- dla sprowadzonych do stacjonarności za pomocą operacji różnicowania z opóźnieniem 1 okres,
- dla zmiennych sprowadzonych do stacjonarności za pomocą operacji rocznego różnicowania.

W przypadku analizy dla zmiennych surowych wszystkie komponenty poza wskaźnikiem przyszłego popytu na pracę objaśniają pracujących wg BAEL z wyprzedzeniem. Analiza dla zmiennych sprowadzonych do stacjonarności za pomocą operacji różnicowania z opóźnieniem 1 okres<sup>11</sup> wykazała, że potencjalnymi predyktorami są liczba wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy oraz zatrudnienie wg testu IRG. W przypadku pozostałych zmiennych nie stwierdza się zależności krótkookresowych.

---

<sup>11</sup> Takie przekształcenie w dużym stopniu uwypukla wahania krótkookresowe i zmniejsza znaczenie wahań długookresowych.



Biorąc pod uwagę to, że ich trendy są stochastyczne, zdecydowano się również sprowadzić je do stacjonarności za pomocą operacji jednokrotnego różnicowania z rocznym opóźnieniem. Wybór opóźnienia rocznego wynika z tego, że takie przekształcenie jest zbliżone do niektórych metod pozwalających wyodrębnić cykle, np. metody dynamiki rocznej. Jej przewagą nad metodą odchyień od trendu jest to, że trend jest wyznaczany dla okresu analizy. Po aktualizacji danych postać trendu ulega zmianie<sup>12</sup>. W przypadku porównywania poszczególnych komponentów konieczne jest sprowadzenie ich do porównywalnej postaci. Ponadto operacja różnicowania jest odwracalna. Dodatkowo zastosowanie operacji różnicowania z opóźnieniem 12 miesięcy (4 kwartały w przypadku danych kwartalnych) nie powoduje tak dużego uwypuklenia wahań krótkookresowych jak różnicowanie z opóźnieniem 1 okres.

Testy ADF pierwiastka jednostkowego pokazują, że zmienne tak utworzone są stacjonarne na poziomie  $p=0,05$  przy założeniu modelu bez dodatkowych regresorów. W przypadku modelu ze stałą, jedynie tak przekształcona liczba ofert pracy jest stacjonarna.

Analiza korelacji dała następujące wyniki:

WP – wyprzedzenie 5, 6 i 7 kwartałów – korelacja 0,57

NB – opóźnienie 1 kwartał – korelacja 0,38

OP – wyprzedzenie 2 kwartały – korelacja 0,42

ZP – wyprzedzenie 14 kwartałów – korelacja 0,47

PP – opóźnienie 3, 4, 5 kwartałów – korelacja 0,27.

Wyniki analizy regresji krokowej były podobne. Jedynie wskaźnik przyszłego popytu na pracę nie wszedł do modelu.

#### **4. Ocena przydatności Barometru Ofert Pracy jako wskaźnika wyprzedzającego dla rynku pracy**

Od października 2004 r. Instytut Gospodarki (IG) Wyższej Szkoły Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie przy współpracy z Bureau for Investments and Economic Cycles (BIEC) oraz Agorą S.A. podjął inicjatywę prowadzenia obserwacji liczby ogłoszeń prasowych o pracy i od tej pory przygotowuje Barometr Ofert Pracy (BOP) dla Polski oraz dla wszystkich województw. Podstawowym celem niniejszego badania jest pozyskanie dodatkowej informacji na temat rynku pracy a w szczególności tempa kreowania nowych miejsc zatrudnienia, poprzez systematyczną rejestrację ogłoszeń prasowych. Dotychczasowe, amerykańskie doświadczenia wskazują, że informacja

<sup>12</sup> Z. Matkowski, op. cit., s. 23.

w ten sposób uzyskana może być dobrym predyktorem późniejszych zmian w wielkości zatrudnienia i w wysokości stopy bezrobocia<sup>13</sup>.

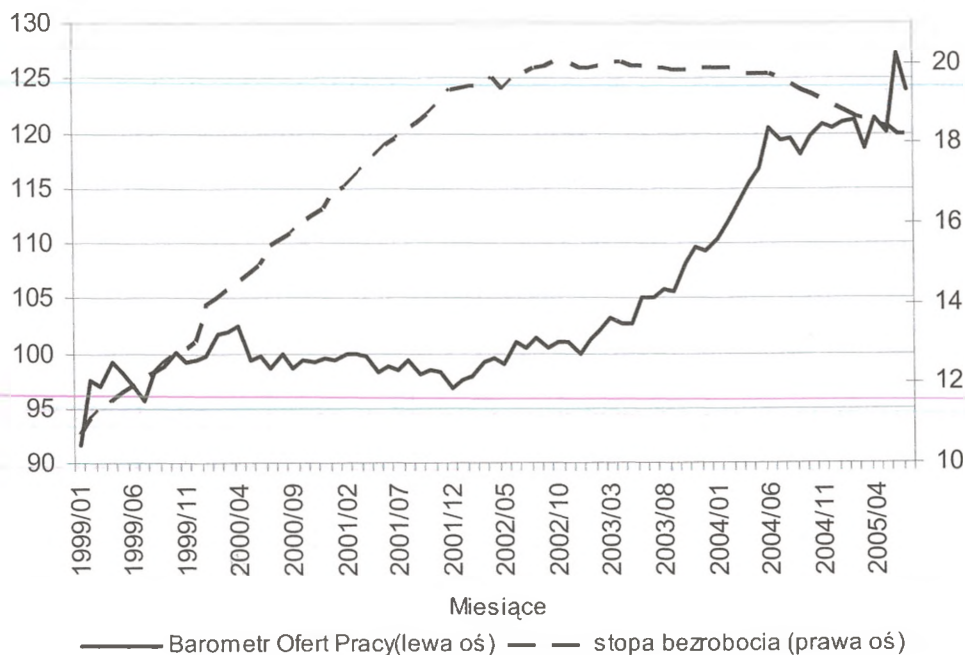
Barometr Ofert Pracy dla Polski liczony jest na podstawie liczby ogłoszeń o pracy ukazujących się w poniedziałkowym dodatku do Gazety Wyborczej „Praca”. Zbierana jest informacja pochodząca zarówno z krajowego wydania gazety jak również z wydań regionalnych. Cotygodniowe ogłoszenia o pracy są sumowane by uzyskać dane miesięczne. Następnie są wyrównywane sezonowo i normalizowane. Pod uwagę brane są zarówno ogłoszenia drobne jak i duże (wymiarowe). Wszystkim ogłoszeniom nadawane są równe wagi ze względu na brak dodatkowych informacji na temat zróżnicowania ilości ofert pracy zawartych w ogłoszeniach drobnych i wymiarowych. Ilość wszystkich ogłoszeń dla poszczególnych województw jest wyrównywana sezonowo, normalizowana względem średniej i odchylenia standardowego oraz odpowiednio przeliczana. W oparciu o tak przygotowane dane powstaje 16 Barometrów wojewódzkich. Dodatkowo, aby wyeliminować wpływ takich czynników jak akcje promocyjne Gazety Wyborczej, błędy w prowadzonej statystyce czy wpływ innych czynników zakłócających analizę, badane szeregi czasowe zostały pozbawione trwałych zmian w trendzie (ang. additive outliers), za pomocą procedury dostępnej w programie ARIMA X-12<sup>14</sup>.

Barometr Ofert Pracy jest liczony od października 2004 r. Na podstawie dostarczonych przez Gazetę Wyborczą ogłoszeń o pracy dokonano przeliczeń Barometru dla okresów wcześniejszych, tj. od stycznia 1999 r. (wykres 10) kiedy to wprowadzono nowy podział administracyjny kraju. Uzyskanie danych źródłowych z Gazety Wyborczej dotyczących okresów przed styczniem 1999 r. jest możliwe, jednak ze względu na zmiany w podziale administracyjnym kraju, stosowne przeliczenia mogły by być kłopotliwe.

---

<sup>13</sup> Historia rejestrowania ogłoszeń o pracy ukazujących się w lokalnej prasie sięga lat 20-tych XX wieku. Ekonomista amerykańskiej firmy ubezpieczeniowej Metropolitan Life Insurance Company – William A. Berridge rozpoczął prace nad obserwacją rynku pracy, poprzez rejestrację liczby ogłoszeń o zatrudnieniu. W latach 60-tych metodologię tę odświeżono i zaadaptowano dla potrzeb obserwacji zmian na rynku pracy w The Conference Board (TCB) – USA, gdzie liczony jest do dzisiaj. Metoda ta była adaptowana przez różne ośrodki w innych krajach, ale żaden z nich nie prowadzi tych badań z taką konsekwencją i w tak długim okresie jak TCB.

<sup>14</sup> Patrz: I. Chang, G. C. Tiao, C. Chen, Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers, *Technometrics*, Vol. 30, May 1988, s. 193-204, wraz z późniejszymi modyfikacjami w: M. C. Otto, W. R. Bell, Two Issues in Time Series Outlier Detection Using Indicator Variables, *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 1990, s. 182-187.



**Rysunek 10.** Barometr Ofert Pracy wraz ze stopą bezrobocia rejestrowanego GUS  
 Źródło: Agora, BIEC, WSiZ

Przystępując do analizy statystycznej szeregów czasowych Barometru Ofert Pracy, należy zdawać sobie sprawę z silnych ograniczeń, które mogą mieć wpływ na uzyskane rezultaty. Ograniczenia te wynikają z następujących faktów:

- krótkości analizowanych szeregów czasowych,
- zmian o charakterze strukturalnym występujących na polskim rynku pracy, związanych z prywatyzacją przedsiębiorstw i wyjątkowo szybkim wzrostem wydajności pracy, zwłaszcza w ostatnich latach,
- znacznym udziałem szarej strefy na rynku pracy, co zarówno wpływa na jakość statystyki oficjalnej, jak i na wskazania BOP,
- uwarunkowań systemowych i kulturowych, które potocznie określa się jako „sztywność” rynku pracy.

Mając świadomość wszystkich tych ograniczeń, podjęto próbę dokonania takiej analizy na wybranych danych statystycznych.

Podobnie jak w przypadku Wskaźnika Rynku Pracy (WRP) i jego składowych skoncentrowano się na analizie zależności pomiędzy Barometrem, a danymi

dotyczącymi liczby pracujących na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL).

Do analizy celowo wybrano dane pochodzące z BAEL pomimo, że dostępne są one w sekwencjach kwartalnych oraz z dość dużym opóźnieniem. Uznano jednak, że dane te lepiej odzwierciedlają sytuację na rynku pracy. Zatrudnienie oraz stopa bezrobocia rejestrowanego nie obejmują zatrudnionych w grupie przedsiębiorstw małych i średnich, zatrudniających do 49 pracowników. Nie obejmują więc ponad 50% pracujących.

Weryfikację istotności wpływu Barometru na liczbę pracujących przeprowadzono za pomocą regresji krokowej postępującej. Zmienną objaśnianą była liczba pracujących w BAEL w tys. osób w czasie  $t$ . Potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi były: zmienne opóźnione reprezentujące liczbę pracujących w okresie  $t-1, \dots, t-5$ ; oraz wartość Barometru Ofert Pracy w czasie  $t, \dots, t-5$ .

Uzyskane wyniki wskazują, że optymalnym modelem okazał się model ze stałą oraz następującymi zmiennymi objaśniającymi: liczba pracowników w kwartale poprzednim ( $Prac_{t-1}$ ) oraz wartość Barometru Ofert Pracy opóźniona o 3 kwartały ( $BOP_{t-3}$ ). Taki model opisuje znaczącą część wariancji liczby pracowników w okresie  $t$ , o czym świadczy wysoka wartość współczynnika  $R^2=0,92$ . Ponadto na poziomie istotności 0,05 Barometr Ofert Pracy istotnie wpływa na liczbę pracujących z wyprzedzeniem trzech kwartałów (statystyka  $t=2,33$ ).

Wyniki regresji krokowej na zmiennych stacjonarnych również potwierdziły dużą zależność występującą pomiędzy liczbą pracowników liczonych wg BAEL a Barometrem Ofert Pracy. Podobnie jak w pierwszym badaniu, uzyskany wynik potwierdza zależność pomiędzy BOP, a liczbą pracujących wg BAEL z wyprzedzeniem o długości trzech kwartałów (statystyka  $t=5,73$ ). Dodatkowo wskazując to na zbieżność wahań krótkookresowych.

Analogiczną analizę przeprowadzono dla zmiennej dotyczącej liczby bezrobotnych wg BAEL. Wyniki okazały się bardzo zbliżone do tych przedstawionych powyżej. Ponownie zmienność liczby bezrobotnych w największym stopniu opisywał Barometr Ofert Pracy z 3-kwartalnym wyprzedzeniem. Analogiczne badanie przeprowadzono dla danych GUS na temat zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw, opartego o informacje pochodzące z ewidencji firm. W tym przypadku największa zależność występuje pomiędzy dynamiką zatrudnienia w skali roku (gdzie 100=analogiczny miesiąc roku poprzedniego) a Barometrem Ofert Pracy z 5-miesięcznym wyprzedzeniem. Współczynnik korelacji liniowej Pearson'a wyniósł 0,83 i był istotny na poziomie  $p=0,01$ . Współczynnik determinacji  $R^2$  dla zależności liniowej wyniósł



0,70 i zmienna objaśniająca (BOP) istotnie wpływa na zmienną objaśnianą (dynamika zatrudnienia) na poziomie  $p=0,01$  (statystyka  $t=11,22$ ).

Oprócz powyższych zależności tendencje Barometru Ofert Pracy są zbliżone do tendencji różnych innych wskaźników pokazujących zmiany na rynku pracy. Tabl. 6 pokazuje liniowe zależności pomiędzy BOP a wybranymi wskaźnikami rynku pracy.

**Tabela 6.** Wyniki regresji liniowej, Barometr Ofert Pracy – zmienna objaśniająca

Zmienna objaśniana	Współczynnik korelacji R	Współczynnik determinacji $R^2$	Skorygowane $R^2$	Błąd standardowy oszacowania	t dla zmiennej BOP
Zatrudnienie - test IRG-SGH	0,86	0,73	0,73	5,34	13,59
Sytuacja finansowa firm - test IRG-SGH	0,86	0,74	0,74	5,80	13,87
Oferty pracy GUS (wygładzone 3MA)	0,66	0,44	0,43	7,74	7,22
Wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy, dane GUS	0,79	0,63	0,62	8,03	10,65
Odwrotność tempa wzrostu stopy bezrobocia Y/Y, GUS	0,77	0,60	0,59	4,56	10,00

Zródło: Obliczenia własne w oparciu o dane IG, IRG-SGH, GUS

Najsilniejszą zależność obserwujemy pomiędzy Barometrem Ofert Pracy a wynikami testów koniunktury Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej (IRG-SGH) na temat zatrudnienia oraz sytuacji finansowej firm. I choć zmienna opisująca sytuację finansową firm nie dotyczy bezpośrednio rynku pracy, to nietrudno wytłumaczyć taką relację. Przede wszystkim, poprawa kondycji finansowej przedsiębiorstw wiąże się z możliwościami dodatkowego zatrudnienia pracowników. Ponadto, BOP rejestruje ilość płatnych ogłoszeń prasowych, a to jest bezpośrednio związane z sytuacją finansową firmy.

Powyżej przedstawione wyniki wstępne pokazują, że Barometr Ofert Pracy może objaśniać istotną część zmian na rynku pracy w Polsce, może spełniać rolę wskaźnika wyprzedzającego w stosunku do liczby pracujących wg BAEL i co istotniejsze może być dodatkowym dobrym komponentem Wskaźnika Rynku Pracy. Jego dodatkową zaletą jest fakt, że dane ukazują się w cyklu miesięcznym oraz są szybko dostępne (na początku każdego miesiąca dane za miesiąc poprzedni).

## Podsumowanie

Zależności pomiędzy WRP a pracującymi wg BAEL są niestale w czasie. Zmienia się zarówno rząd wyprzedzenia, jak i wpływ WRP z danym opóźnieniem. Zależność ta ma związek z fazą cyklu, w jakiej znajduje się rynek pracy. W przypadku konstrukcji modelu rynku pracy zaleca się również dokonanie analiz mających na celu stwierdzenie czy te zmiany interakcji zależą od innych zmiennych (wprowadzenie zmiennych interakcyjnych do modelu). Wpływ na model mogą mieć w szczególności wydajność pracy, wynagrodzenia czy staże pracy czyli czynniki korygujące popyt na pracę.

Analiza komponentów WRP prowadzi do wyodrębnienia cech specyficznych każdego z nich. Charakteryzują się one różnymi wyprzedzeniami i różnym tempem zmian. Wskaźnik wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy wskazuje duże wyprzedzenie, ale generuje fałszywe sygnały. Rolę wskaźnika korygującego w stosunku do wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy pełnią nowo zarejestrowani bezrobotni. Najczęściej wykazuje on niewielkie opóźnienie punktów zwrotnych w stosunku do pracujących wg BAEL. Rozpatrzenie komponentów tego wskaźnika mogło by dać informacje na temat tego jaka grupa bezrobotnych napływa w której fazie cyklu najszybciej i pomóc wyjaśnić dynamikę tego wskaźnika. Szczególnie ważny jest podział na osoby dotychczas nie pracujące i te, które straciły pracę. Wskaźnik liczby ofert pracy posiada własności wyprzedzające, jednakże powinien być uzupełniony o ogłoszenia prasowe i internetowe, gdyż dało by to pełniejszy obraz popytu na rynku pracy. W przypadku zatrudnienia wg testu IRG-SGH zasadne wydaje się uwzględnienie wyników badań zatrudnienia w innych sektorach gospodarki, a w szczególności w budownictwie i handlu. Dałoby to pełniejszy obraz tendencji w zatrudnieniu w gospodarce. Szczególnie biorąc pod uwagę przemiany dokonujące się w polskiej gospodarce. Poziom wzrostu gospodarczego i wydajność pracy są niezmiernie ważne w przypadku analizy rynku pracy. Wydaje się jednak, że zasadnym jest rozważenie innego sposobu ujęcia ich w modelu rynku pracy niż wskaźnik przyszłego popytu na pracę.

Zasadne wydaje się również rozważenie wprowadzenia interakcji pomiędzy niektórymi komponentami WRP. Jedną z najważniejszych kwestii jest analiza efektywności z jaką szukający pracy dopasowują się do ofert pracy (np. popyt na pracę wpływa na liczbę wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy). Pokazuje to sprawność rynku pracy i jest głównym determinantem długości bezrobocia.

Wyniki analiz wskazują na większe od wskaźnika równoległego uzależnienie WRP od aktywności gospodarki. Szczególnie widoczne jest to w przypadku cykli wzrostowych. Klasyczne cykle koniunkturalne oraz trend (długookresowa tendencja rozwojowa) są w przypadku WRP i pracujących wg BAEL zbliżone.

W dalszych analizach należy uwzględnić również zmiany WRP pod wpływem standaryzacji coraz większej ilości danych. Wpływ ten jest niewielki i maleje, jednak może mieć znaczenie dla wartości poszczególnych współczynników.

## Literatura

- Bleakley H., Fuhrer J. C., *Shifts in the Beveridge Curve, Job Matching, and Labor Market Dynamics*, Federal Reserve Bank of Boston, Boston 1997.
- Box G. E. P., Jenkins G. M., *Analiza szeregów czasowych*, PWN, Warszawa 1983.
- Bry G., Boschan C., *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, New York 1971.
- Chang I., Tiao G. C., Chen C., *Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers*, *Technometrics*, Vol. 30, May 1988.
- Dobosz M., *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademska Oficyna Wydawnicza Exit, Warszawa 2001.
- Hamilton J. D., *What's real about the business cycle?*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, February 2005.
- Hodrick R. J., Prescott E. C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, "Journal of Money, Credit, and Banking", 1997, no. 29.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993 – 2001*, *Ekonomista* nr 3, Warszawa 2002.
- Matkowski Z., *Wskaźniki klimatu gospodarczego jako narzędzie oceny stanu gospodarki*, *Ekonomista* nr 1, Warszawa 2002.
- Otto M. C., Bell W. R., *Two Issues in Time Series Outlier Detection Using Indicator Variables*, *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 1990.
- Rand J., Tarp F., *Business cycle in developing countries: are they different?*, University of Nottingham, Nottingham 2001.
- Socha J., Wojciechowski W., *Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce*, „Bank i kredyt”, nr 3-4 2004.
- Socha M., Sztanderska U., *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWN, Warszawa 2000.
- Welfe A., *Ekonometria*, PWE, Warszawa 2003.



Zmiany zależności pomiędzy pracującymi wg BAEL a WRP w zależności od okresu analizy.

	Początek		Koniec		Początek		Koniec	
	I kw	II kw	III kw	IV kw	I kw	II kw	III kw	IV kw
t-1	0,73	0,70	0,59	0,59	0,50	0,59	0,59	0,59
t-2	0,73	0,67	0,59	0,55	0,57	0,56	0,56	0,60
t-3	0,50	0,48	0,40	0,40	0,42	0,40	0,39	0,38
t-4	-0,06	0,02	0,02	0,07	0,14	0,12	0,09	0,06
t-5	-0,29	-0,23	-0,19	-0,11	-0,01	-0,01	-0,05	-0,14
t-6	-0,53	-0,51	-0,49	-0,35	-0,21	-0,18	-0,19	-0,31
t-7	-0,82	-0,82	-0,82	-0,75	-0,53	-0,45	-0,43	-0,50
t-8	-0,59	-0,55	-0,54	-0,53	-0,44	-0,37	-0,36	-0,44
t-9	-0,23	-0,24	-0,24	-0,24	-0,22	-0,21	-0,22	-0,32
t-10	-0,09	-0,12	-0,12	-0,10	-0,11	-0,11	-0,14	-0,29
t-11	0,53	0,37	0,36	0,35	0,37	0,37	0,35	0,20
t-12	0,63	0,59	0,53	0,47	0,44	0,41	0,42	0,34
t-13	0,77	0,77	0,70	0,70	0,58	0,44	0,43	0,36
t-14	0,43	0,39	0,40	0,52	0,38	0,46	0,40	0,19
t-15	0,04	-0,30	-0,27	-0,15	-0,14	0,10	0,35	0,35

	Początek		Koniec		Początek		Koniec	
	I kw	II kw	III kw	IV kw	I kw	II kw	III kw	IV kw
t-1	-0,69	-0,79	-0,85	-0,88	-0,91	-0,91	-0,83	-0,72
t-2	-0,63	-0,75	-0,82	-0,86	-0,89	-0,91	-0,91	-0,85
t-3	-0,55	-0,68	-0,75	-0,80	-0,85	-0,87	-0,89	-0,89
t-4	-0,43	-0,59	-0,67	-0,72	-0,77	-0,81	-0,83	-0,84
t-5	-0,37	-0,51	-0,60	-0,66	-0,71	-0,75	-0,78	-0,78
t-6	-0,35	-0,47	-0,55	-0,62	-0,67	-0,71	-0,74	-0,76
t-7	-0,38	-0,48	-0,55	-0,61	-0,68	-0,72	-0,74	-0,76
t-8	-0,42	-0,54	-0,60	-0,64	-0,70	-0,75	-0,78	-0,78
t-9	-0,49	-0,60	-0,66	-0,70	-0,74	-0,78	-0,83	-0,83
t-10	-0,62	-0,66	-0,72	-0,76	-0,79	-0,81	-0,84	-0,87
t-11	-0,76	-0,73	-0,75	-0,79	-0,82	-0,84	-0,85	-0,86
t-12	-0,88	-0,83	-0,80	-0,81	-0,84	-0,86	-0,87	-0,87
t-13	-0,92	-0,90	-0,87	-0,83	-0,84	-0,87	-0,88	-0,88
t-14	-0,92	-0,92	-0,91	-0,87	-0,85	-0,86	-0,88	-0,88
t-15	-0,83	-0,87	-0,89	-0,88	-0,86	-0,84	-0,86	-0,87

Objaśnienia:

Najwyższa wartość korelacji

Najwyższa wartość korelacji dla danego okresu

Współczynnik korelacji powyżej 0,9

Współczynnik korelacji w przedziale (0,8;0,9)

Współczynnik korelacji w przedziale (0,7;0,8)