

PAWEŁ KLIBER<sup>1</sup>

## PRAWO OKUNA NA REGIONALNYCH RYNKACH PRACY W POLSCE<sup>2</sup>

### 1. WPROWADZENIE

Bezrobocie jest jednym z najważniejszych problemów ekonomicznych Polski. Wysokie bezrobocie w Polsce pojawiło się po roku 1990, w okresie transformacji gospodarczej i w dużej mierze było konsekwencją zmian strukturalnych w gospodarce (deindustrializacji i likwidacji państwowych gospodarstw rolnych) oraz przekształcenia istniejącego wcześniej bezrobocia ukrytego (nadmiernego zatrudnienia w przedsiębiorstwach) w bezrobocie jawne.

Przyczyny utrzymywania się wysokiego poziomu bezrobocia analizowano m.in. w artykule (Góra, 2005). Oprócz przyczyn instytucjonalnych i społecznych, takich jak niska aktywność zawodowa społeczeństwa, ochrona zatrudnienia, czy mała efektywność pośrednictwa pracy, wskazano również na związek bezrobocia z fluktuacjami wzrostu gospodarczego, czyli na zależność, którą w literaturze ekonomicznej określa się jako „prawo Okuna”.

Drugim faktem związanym z bezrobociem w Polsce jest jego duże zróżnicowanie przestrzenne. Obok regionów o bardzo wysokiej stopie bezrobocia, istnieją obszary, na których przez cały okres po transformacji stopa bezrobocia utrzymywała się na niskim poziomie. Analizę zróżnicowania przestrzennego bezrobocia można znaleźć w artykułach Kwiatkowski, Tokarski (2007) oraz Majchrowska i inni (2013). Autorzy wiążą je z różnicami kulturowymi pomiędzy regionami Polski (wynikającymi z czynników historycznych, takich jak przynależność do różnego zaboru), czynnikami historycznymi oraz zróżnicowaniem struktury produkcji w regionach w momencie transformacji systemowej. Wskazują też na to, że inny jest wpływ fluktuacji gospodarczych na bezrobocie w regionach uprzemysłowionych i regionach, w których dużą rolę odgrywa rolnictwo.

W artykule próbujemy odpowiedzieć na pytanie, jak fluktuacje gospodarcze wpływają na bezrobocie w różnych regionach Polski oraz czy istnieją pewne grupy regionów (województw), w których wpływ ten jest podobny. W szczególności interesują nas podobieństwa pomiędzy sąsiadującymi województwami, które – jak pokazano

---

<sup>1</sup> Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Katedra Ekonomii Matematycznej, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, Polska, e-mail: p.kliber@ue.poznan.pl.

<sup>2</sup> Autor chciałby podziękować dwu anonimowym recenzentom, których uwagi znacznie przyczyniły się do poprawy artykułu.

w Perman, Tavera (2005) – świadczą o istnieniu jednego rynku pracy dla tych województw i o podobieństwach strukturalnych lokalnych gospodarek.

Artykuł składa się z pięciu części. Po wprowadzeniu przedstawiamy tematykę prawa Okuna i metod jego badania. W części trzeciej przechodzimy do zagadnienia estymacji współczynników Okuna w wymiarze regionalnym i przedstawiamy wyniki uzyskane na podstawie danych rocznych. W części czwartej przedstawiamy wyniki uzyskane na podstawie danych kwartalnych. Część piąta zawiera podsumowanie i wnioski.

## 2. PRAWO OKUNA I WSPÓŁCZYNNIKI OKUNA

Przedstawiona w artykule Okuna (1962) zależność między wzrostem PKB a bezrobociem, określana za nazwiskiem odkrywcy prawem Okuna, jest jedną z najważniejszych i najlepiej potwierdzonych zależności empirycznych w ekonomii. W swoim artykule Arthur Okun rozważał metody szacowania potencjalnego PKB i związku między bezrobociem a luką PKB (różnicą między potencjalnym i rzeczywistym poziomem produkcji). Przedstawił trzy metody pomiaru. Pierwsza z nich, metoda przyrostowa, polegała na wyznaczeniu regresji zmian bezrobocia względem stóp wzrostu PKB. Druga metoda, szacowania luki, polegała na próbie szacowania luki PKB za pomocą funkcji wykładniczej. W trzeciej metodzie, trendu i elastyczności, zakładano, że elastyczność relatywnej luki zatrudnienia siły roboczej (stosunku rzeczywistego poziomu zatrudnienia do potencjalnego poziomu zatrudnienia) względem relatywnej luki PKB jest stała i można ją szacować metodami ekonometrycznymi. Wszystkie trzy metody doprowadziły do tego samego wniosku: wzrost bezrobocia o każdy punkt procentowy powyżej naturalnego poziomu bezrobocia (wynoszącego 4%) prowadzi do wzrostu luki PKB o 3%. Należy też zauważyć, że naturalny poziom bezrobocia (tj. 4%) nie był wyznaczany empirycznie, ale został przyjęty na określonym poziomie, zgodnie z konsensusem panującym wówczas wśród ekonomistów.

Dwie pierwsze z zastosowanych przez Arthura Okuna metod dały początek dalszym badaniom i obecnie w literaturze można spotkać dwie postaci prawa Okuna, co – jak zwrócili uwagę np. Barreto, Howland (1993) – prowadzi niekiedy do nieporozumień i niejasności. W postaci przyrostowej (ang. *differential form*) prawo Okuna przedstawia zależność między stopą wzrostu PKB a zmianami stopy bezrobocia. Zależność tę można przedstawić następująco:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \Delta y_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie  $u_t$  to stopa bezrobocia w okresie  $t$ ,  $y_t$  to logarytm PKB, a  $\varepsilon_t$  to zakłócenia losowe. Parametr  $\beta$  nazywany jest współczynnikiem Okuna i informuje, jak zmiany w stopie wzrostu PKB przekładają się na wzrost bezrobocia (dokładniej: o ile punktów procentowych rośnie stopa bezrobocia, gdy stopa wzrostu PKB zmniejsza się o 1 punkt procentowy).

Druga spotykana w literaturze postać prawa Okuna, to postać oparta na luce (ang. *gap form*), wiążąca lukę PKB z luką zatrudnienia. Zależność tę można przedstawić następująco:

$$\tilde{u}_t = \tilde{\alpha} - \tilde{\beta}\tilde{y}_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie  $\tilde{u}_t$  to luka bezrobocia (różnica między rzeczywistą a naturalną stopą bezrobocia) w okresie  $t$ , a  $\tilde{y}_t$  to (wyrażona logarytmicznie) luka PKB, tj. różnica między logarytmem potencjalnego PKB i logarytmem rzeczywistego PKB. Parametr  $\tilde{\beta}$  jest także nazywany współczynnikiem Okuna, co może rodzić niejasności, ponieważ jego interpretacja jest inna niż parametru  $\beta$  z postaci przyrostowej prawa Okuna. Prawo Okuna w postaci opartej na luce ma intuicyjne uzasadnienie – w sytuacji, gdy siły produkcyjne nie są w pełni wykorzystane (istnieje bezrobocie), produkcja w gospodarce jest poniżej produkcji potencjalnej, która zostałaby wytworzona przy pełnym wykorzystaniu mocy produkcyjnych.

Od czasu początkowego artykułu Okuna (1962) w wielu badaniach sprawdzano obowiązywanie prawa Okuna, stosując zarówno postać przyrostową, jak i postać opartą na luce. Weryfikacje przeprowadzono dla różnych okresów i krajów oraz w oparciu o dane kwartalne, jak i roczne. Artykuł Ball i inni (2013) zawiera przegląd wyników tych badań, prowadzonych przez 50 lat, oraz zawiera własne obliczenia. Stwierdzono, że „[Prawo Okuna] nie jest tak uniwersalne, jak prawo grawitacji (które ma te same parametry we wszystkich gospodarkach rozwiniętych), ale według standardów makroekonomii jest pewne i stabilne”. Uważa się, że prawo Okuna jest najlepiej potwierdzoną empirycznie zależnością makroekonomiczną.

Dużą część literatury poświęcono sprawdzaniu stabilności współczynników Okuna w czasie. Można tu wskazać prace Knoteka (2007) (gdzie estymowano współczynniki stosując okna regresji), Schnabla (2002), Owyanga, Sekhposyana (2012) (zawierającą m.in. interpretację zmian współczynników po kryzysie finansowym z 2008 r.) i Webera (1995) (gdzie pokazano dużą stabilność współczynników, nawet po zmianach strukturalnych). Osobną grupę prac stanowią te, w których sprawdzano obowiązywanie prawa Okuna i wartości współczynników Okuna w różnych krajach. Można tu wymienić prace Harrisa, Silverstone’a (2001), Kaufmana (1988), Moosy (1997), Soögnera, Stiassny’ego (2002), Permana, Tavery (2005) (gdzie sprawdzano współczynniki Okuna w kontekście konwergencji gospodarek UE), Leeego (2000), Lala i inni (2010). Ogólny wniosek z tych badań jest następujący: prawo Okuna wydaje się obowiązywać w większości z badanych gospodarek narodowych, ale współczynniki Okuna w różnych krajach mają różne wartości. Ball i inni (2013) pokazali, że różnic w wartościach współczynników Okuna w różnych krajach nie można wyjaśnić jedynie różnicami ochrony prawnej zatrudnienia. Z kolei Perman, Tavera (2005) wykazali istnienie „klubów” krajów Unii Europejskiej charakteryzujących się podobnymi wartościami współczynników Okuna, co ma świadczyć o podobieństwie rynków pracy i konwergencji gospodarczej w ramach tych „klubów”.

W artykułach Gordona, Clarka (1984) oraz Prachowny'ego (1993) przedstawiono próbę teoretycznego uzasadnienia prawa Okuna, przyjmując odpowiedni model produkcji. Z kolei w pracach Hsinga (1991), Palleya (1993), Viréna (2001), Mayesa, Viréna (2002) oraz Beatona (2010) zwrócono uwagę na to, że zależność między wzrostem gospodarczym a bezrobociem może być nieliniowa. Przedstawiono nieliniową postać prawa Okuna, a w szczególności rozważono sytuację, gdy inna reakcja bezrobocia na przyspieszenie tempa wzrostu różni się od reakcji na jego spowolnienie.

Prawo Okuna stosowano również do analizy rynku pracy. Na przykład, w pracach Hutengs, Stadtmann (2013) i Hutengs, Stadtmann (2014) oszacowano współczynniki Okuna dla różnych grup wiekowych w grupie gospodarek strefy euro i gospodarek Europy Wschodniej (w tym Polski). Jak się okazało, współczynniki te są znacznie wyższe w młodszych grupach wiekowych, co pokazuje, że młodszy pracownicy są bardziej podatni na zmiany koniunktury (co stwierdza już tytuł drugiego z tych artykułów: „Nie ufaj nikomu po trzydziestce”). Zmiany we współczynnikach Okuna po kryzysie finansowym badali m.in. Burda, Hunt (2011) (gospodarka Niemiec), Cazes i inni (2012) (gospodarki Stanów Zjednoczonych i Europy) i D'Apice (2014) (gospodarki krajów Europy Wschodniej).

W tym artykule zajmujemy się analizą rynków pracy województw Polski za pomocą współczynników Okuna. Próbowaliśmy ustalić wartości tych współczynników oraz tzw. „naturalną stopę wzrostu” (tj. stopę wzrostu PKB zapewniającą stabilność stopy bezrobocia) dla poszczególnych województw, uwzględniając możliwość występowania wspólnych dla pewnych grup województw szoków (zaburzeń) na regionalnych rynkach pracy. Następnie sprawdzamy, podobnie jak Perman, Tavera (2005), czy wśród polskich województw istnieją „kluby” charakteryzujące się takimi samymi współczynnikami Okuna, co świadczyłoby o podobieństwach strukturalnych rynku pracy w tych województwach.

### 3. PRAWO OKUNA W WYMIARZE REGIONALNYM

Choć prawo Okuna formułuje się i bada zazwyczaj dla gospodarek narodowych, istnieje literatura, która zajmuje się tym prawem na poziomie regionalnym. Taka analiza pozwala na badanie regionalnych rynków pracy i na wykrywanie strukturalnych podobieństw i różnic pomiędzy regionami. Umożliwia to sformułowanie zaleceń dotyczących polityki zwalczania bezrobocia – w różnych regionach standardowe metody ożywiania gospodarki, takie jak stymulacja popytu, mogą mieć różne skutki w zakresie zatrudnienia. Badania na poziomie regionalnym umożliwiają też wykrywanie podobieństw strukturalnych między regionami i wskazanie, gdzie można mówić o ponadregionalnych rynkach pracy.

Badania na poziomie regionalnym prowadzono dla większości gospodarek rozwiniętych. Pionierski był artykuł Freemana (2000), w którym rozpatrywano 6 regionów Stanów Zjednoczonych. Adanu (2005) badał regiony Kanady i wykrył różnice wartości współczynników Okuna związane z uprzemysłowieniem danego regionu. Podobne

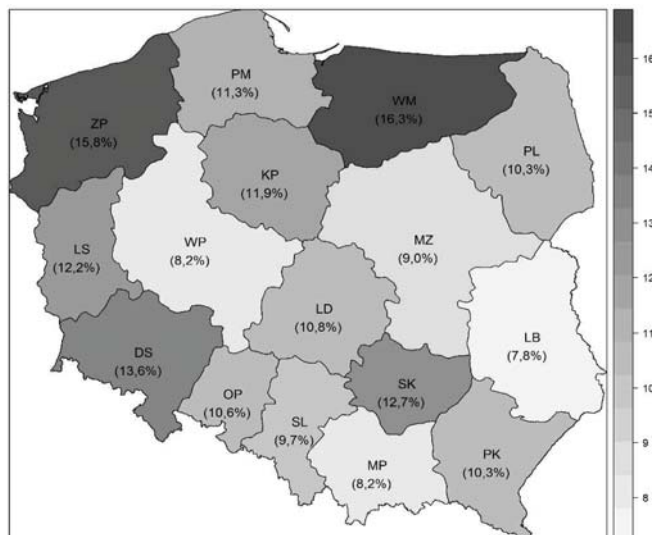
badania dla różnych krajów prowadzili Binet, Facchini (2013) (Francja) Apergis, Rezitis (2003) oraz Christopoulos (2004) (Grecja), Villaverde, Maza (2007) oraz Villaverde, Maza (2009) (Hiszpania), a także Revoredo-Giha i inni (2012) (Szkocja). Z badań tych wynikają dwa ogólne wnioski. Po pierwsze, prawo Okuna niekoniecznie obowiązuje na poziomie regionalnym – we wszystkich badaniach istniały regiony, w których nie udało się wykryć ujemnej zależności między wzrostem a stopą bezrobocia. Możliwym wyjaśnieniem są migracje pracowników i bezrobotnych pomiędzy regionami w sytuacji asymetrycznych szoków (spowolnienie wzrostu dotyka jedynie konkretny region lub grupę regionów). Drugim wnioskiem jest istnienie znacznych różnic w wartości współczynników Okuna pomiędzy regionami, przy czym regiony uprzemysłowione charakteryzują się na ogół większymi wartościami tych współczynników, podczas gdy w regionach, w których większą rolę gospodarczą odgrywa rolnictwo, wartości współczynników są mniejsze. Jest to związane z różną dynamiką produkcji i zatrudnienia w tych sektorach.

Badania prawa Okuna i wyznaczanie współczynników Okuna dla regionów Polski może mieć duże znaczenie dla analizy lokalnych rynków pracy i planowania polityki gospodarczej. Istnieją regiony, w których stopa bezrobocia w całym okresie po transformacji pozostawała niska, gdy w innych częściach kraju stopa bezrobocia przez cały czas była na wysokim poziomie. Rysunek 1 przedstawia przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia w roku 1998 i roku 2011 mierzonego na podstawie badań ankietowych BAEL. Jak można zauważyć, zróżnicowanie przestrzenne bezrobocia w Polsce jest dla obu tych okresów bardzo podobne. Z tego powodu zasadne wydaje się analizowanie wpływu wzrostu gospodarczego na bezrobocie na poziomie województw.

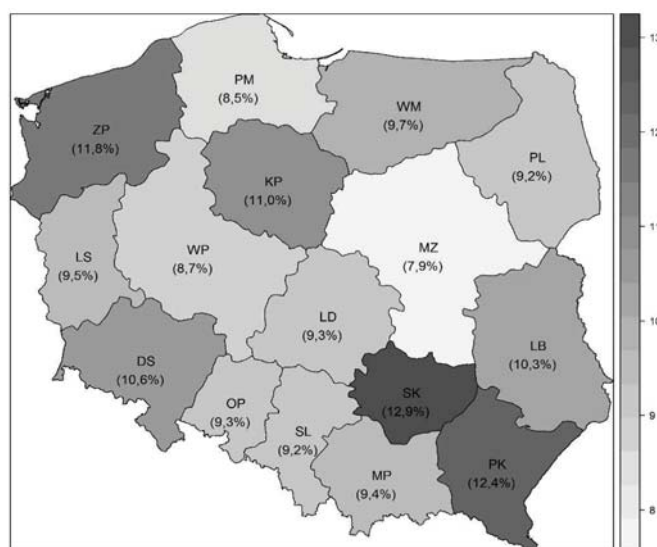
W artykule Shevchuk (2010) przedstawiono badania dotyczące prawa Okuna dla gospodarki Polski. Oszacowano współczynnik Okuna na podstawie obserwacji dla wszystkich województw Polski, przy czym przyjęto, że współczynnik ten jest stały – nie rozważono możliwości jego zróżnicowania regionalnego. Zastosowano oszacowania zarówno na podstawie postaci przyrostowej prawa Okuna, jak i na podstawie postaci opartej na luce.

W artykule Kwiatkowski, Tokarski (2007) przeprowadzono kompleksową analizę regionalnych stóp bezrobocia w okresie od 1995 do 2005 roku. W artykule skupiono się na zjawisku histerezy (długotrwałego utrzymywania się bezrobocia) i badano wpływ wzrostu PKB na to zjawisko.

W obu tych artykułach zastosowano regresję klasyczną metodą najmniejszych kwadratów z wykorzystaniem obserwacji dla wszystkich województw. Nie podejmowano w nich próby wyodrębniania grup podobnych regionów – o takich samych współczynnikach Okuna. Przyjęta metoda nie pozwala również na analizę sytuacji występowania zakłóceń na rynku pracy dotyczących kilku województw (np. zamknięcie dużego zakładu pracy, w którym pracują mieszkańcy sąsiadujących ze sobą regionów lub zmian w sektorze produkcji, który odgrywa dużą rolę w kilku województwach). W tym artykule chcemy uzupełnić tę analizę.



(a) Rok 1998



(b) Rok 2011

Rysunek 1. Stopa bezrobocia w województwach Polski (na podstawie BAEL)

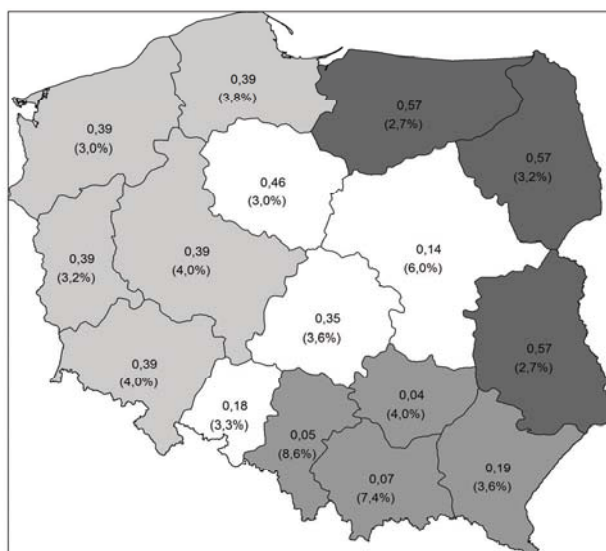
Źródło: na podstawie Banku Danych Lokalnych GUS, <http://stat.gov.pl>.

Analizę bezrobocia na poziomie regionalnym w Polsce przeprowadzono również np. w artykule Majchrowska i inni (2013). Autorzy przeprowadzili badania dotyczące poziomu i zmian bezrobocia oraz czynników, które na to wpływają. Przeprowadzili też teoretyczną analizę czynników wpływających na dynamikę bezrobocia na lokalnych rynkach pracy. Badania były przeprowadzone na poziomie powiatów i na podstawie

danych rocznych. Jako miarę produkcji w regionach przyjęto produkcję sprzedaną przemysłu, z uwagi na brak danych na temat PKB na poziomie powiatów.

W artykule Kliber (2014) podjęto próbę wyznaczenia współczynników Okuna dla województw Polski wykorzystując dane roczne dotyczące PKB i stopy bezrobocia oraz stosując modele pozornie niezależnych regresji (ang. *seemingly unrelated regressions, SUR*), aby uwzględnić wpływ zakłóceń wspólnych dla kilku regionów. Z powodu braku odpowiednio długich serii danych modele SUR szacowano dla grup sąsiadujących ze sobą województw. Odpowiednie testy statystyczne potwierdziły istnienie wspólnych szoków, co oznacza, że wyniki uzyskane z modeli SUR są bardziej wiarygodne niż wyniki z niezależnych regresji.

Dodatkowo, podobnie jak w Perman, Tavera (2005), przeprowadzono procedurę mającą za zadanie wykrycie odpowiednich „klubów” regionów, charakteryzujących się takimi samymi współczynnikami Okuna. Ostatecznie wykryto dwa takie kluby: jeden złożony z województw zachodniej części polski (województwa dolnośląskie, lubuskie, pomorskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie) i drugi z regionów z wschodniej części kraju (województwa lubelskie, podlaskie i warmińsko-mazurskie)<sup>3</sup>.



Rysunek 2. Współczynniki Okuna i naturalne stopy bezrobocia (na podstawie danych rocznych)

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki oszacowań zostały przedstawione na rysunku 2. Znajdują się na nim wartości współczynników Okuna dla wszystkich województw oraz (w nawiasach) natu-

<sup>3</sup> Testy statystyczne wykryły też trzeci klub, regionów południowych (województwa małopolskie, podkarpackie, śląskie i świętokrzyskie), ale otrzymane współczynniki regresji były nieistotne statystycznie, a ich interpretacja ekonomiczna była nieprawdopodobna.

ralnych stóp wzrostu, czyli stóp wzrostu PKB, dla których bezrobocie jest stałe. Dla województw należących do jednego „klubu” wartości współczynników Okuna zostały wyznaczone wspólnie. Dla województw spoza „klubów” współczynniki Okuna zostały wyznaczone za pomocą modeli SUR dla grupy sąsiadujących regionów.

#### 4. WSPÓŁCZYNNIKI OKUNA DLA WOJEWÓDZTW POLSKI – DANE KWARTALNE

Jednym z głównym problemów związanych z szacowaniem współczynników Okuna i analizą zależności między produkcją i bezrobociem w regionach Polski są krótkie szeregi czasowe. Nowy podział administracyjny Polski został wprowadzony z początkiem 1999 roku. Dane dotyczące PKB w nowym układzie województw są dostępne od roku 1998 roku, a najnowsze dane dotyczące województw podawane są ze znacznym opóźnieniem<sup>4</sup>. Sprawia to, że nie można zastosować bardziej zaawansowanych metod – np. nie sposób oszacować modelu SUR dla wszystkich województw, który uwzględniałby współzależności szoków w całej gospodarce. Liczba szacowanych parametrów jest zbyt duża w porównaniu z liczbą obserwacji. Wspólne szoki (lub zaburzenia) dla regionów to zakłócenia losowe na rynku pracy (lub wielkości produkcji), które dotyczą kilka sąsiadujących ze sobą (lub wszystkich) regionów. Statystycznie – są to skorelowane ze sobą zakłócenia losowe w kilku województwach. Model SUR pozwala na uwzględnienie takich korelacji i dzięki temu zapewnia estymatory o mniejszej wariancji. Praktycznie – są to wydarzenia, które wpływają na stopę bezrobocia całym krajem lub w kilku województwach. Hipotetycznym przykładem mogłoby być zamknięcie jednego z centrów logistycznych Amazona – pracownicy są do nich dowożeni z odległości nawet kilkuset kilometrów.

Dostępne są dane kwartalne dotyczące bezrobocia w województwach Polski<sup>5</sup>, ale dane na temat kwartalnego PKB w województwach nie są publikowane. Nie można więc zastosować podejścia z oryginalnego artykułu Okuna (1962), gdzie współczynniki szacowano na podstawie danych kwartalnych. Zamiast danych na temat PKB w województwach można zastosować dane dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu (które są publikowane dla województw w ujęciu kwartalnym), ale takie podejście ma wiele wad. Miara ta obejmuje jedynie produkcję przemysłową w przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób. Pomija zatem np. produkcję rolną i produkcję w mniejszych przedsiębiorstwach, których sytuacja może być istotna dla regionalnego rynku pracy. Dla dostatecznie długich szeregów czasowych możliwa jest dezagregacja obserwacji (a więc w naszym przypadku – podział rocznego PKB na PKB kwartalne)

<sup>4</sup> Problem szacowania niepublikowanych jeszcze wartości regionalnego PKB w Polsce opisany był np. w Batóg (2011).

<sup>5</sup> Dane dotyczące regionalnych stóp bezrobocia pochodzą z badań ankietowych aktywności ekonomicznej ludności BAEL. Osobną kwestią jest to, jakie dane na temat stopy bezrobocia zastosować: bezrobocie rejestrowane, czy dane z BAEL. Kwestie pomiaru bezrobocia tymi obiema metodami są dyskutowane w artykule Jankukowicz (2010), gdzie wskazano wady i zalety obu metod.



za pomocą modeli ARMA<sup>6</sup>. Jednak w rozważanym przez nas przypadku dostępne szeregi czasowe są zbyt krótkie.

W przypadku PKB istnieją specjalistyczne metody dezagregacji danych na obserwacje o większej częstotliwości. Pipień i Roszkowska (2015a) podają przegląd takich metod. W tym samym artykule przeprowadzono oszacowania dotyczące kwartalnego PKB w województwach Polski w okresie od 1995 do 2012 roku. Oszacowania wykonano dokonując regresji regionalnego PKB względem PKB w Polsce

$$y_{it}^R = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} y_{it}^{POL} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

(gdzie  $y_{it}^R$  to PKB w regionie  $i$  w roku  $t$ ,  $y_{it}^{POL}$  to PKB Polski w roku  $t$ ,  $\varepsilon_{it}$  to zakłócenia losowe, a  $\gamma_{0i}$  i  $\gamma_{1i}$  to szacowane parametry regresji dla regionu  $i$ ), a następnie wyznaczając wartości teoretyczne z oszacowanego równania regresji na podstawie kwartalnych obserwacji PKB Polski. Metoda ta ma tę wadę, że zakłada wspólny wzorzec sezonowości PKB dla wszystkich województw – taki sam jak dla całego kraju<sup>7</sup>. Jednak odsezonowane wyniki dają dobre oszacowania kwartalnego PKB w regionie.

Szacunki kwartalnego PKB z artykułu Pipień, Roszkowska (2015a) wykorzystano do wyznaczenia współczynników Okuna. Kwartalne obserwacje stopy bezrobocia i tempa wzrostu PKB odsezonowano za pomocą programu X-13ARIMA-SEATS<sup>8</sup>. Aby uwzględnić inercję rynku pracy, podobnie jak w Ball i inni (2013) w równaniu regresji oprócz stopy wzrostu PKB w danym kwartale uwzględniono też stopę wzrostu PKB w dwu poprzednich kwartałach – w równaniu (1) uwzględniono więc dwa opóźnienia zmiennej objaśniającej. Wyboru liczby opóźnień dokonano na podstawie testów autokorelacji składnika losowego (testu Durbina-Watsona i Ljungu-Boxa – wyniki przedstawiono w tabeli 1).

W oszacowaniu współczynników przyjęto model pozornie niezależnych regresji (SUR) dla wszystkich województw Polski. Równanie regresji dla pojedynczego województwa miało postać:

$$\Delta u_{it} = \alpha_i - \beta_{i1} \Delta y_{it} - \beta_{i2} \Delta y_{it-1} - \beta_{i3} \Delta y_{it-2} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

przy czym zakłócenia losowe  $\varepsilon_{it}$  dla różnych województw w tym samym okresie  $t$  mogą być ze sobą skorelowane, a ich macierz korelacji jest stała w czasie i wynosi  $\Sigma$ :

$$\Sigma = E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t^T], \text{ gdzie } \boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Mt})^T, \quad (5)$$

gdzie  $M$  to liczba regionów (w naszym przypadku  $M = 16$ ). Parametry modelu szacowano uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów (ang. *feasible generalized least*

<sup>6</sup> Patrz np. Lütkepohl (2006, rozdz. 18.2).

<sup>7</sup> Województwa, w których dominują różne gałęzie gospodarki mogą mieć różną strukturę sezonowości PKB. Na przykład, struktura sezonowości w budownictwie jest inna niż w transporcie lub przemyśle.

<sup>8</sup> Opracowanego przez United States Census Bureau. Patrz US Census Bureau (2016).

squares, FGLS). Estymatorem wektora parametrów  $\delta = (\alpha_1, \beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \alpha_M, \beta_{M1}, \beta_{M2})^T$  jest<sup>9</sup>

$$\hat{\delta} = (\mathbf{X}^T (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{z}, \quad (6)$$

gdzie  $\mathbf{z}$  to wektor wszystkich obserwacji zmiennych zależnych (dla wszystkich województw, tj.  $\mathbf{z} = (\Delta u_{12}, \Delta u_{12}, \dots, \Delta u_{1T}, \Delta u_{22}, \dots, \Delta u_{2T}, \dots, \Delta u_{M2}, \dots, \Delta u_{MT})^T$ ). Macierz  $\mathbf{X}$  to blokowa macierz diagonalna stworzona z macierzy obserwacji niezależnych dla każdego województwa,  $\mathbf{X} = \text{diag}(\mathbf{X}^1, \dots, \mathbf{X}^M)$ , gdzie

$$\mathbf{X}^i = \begin{bmatrix} 1 & -\Delta y_{i3} & -\Delta y_{i2} & -\Delta y_{i1} \\ 1 & -\Delta y_{i4} & -\Delta y_{i3} & -\Delta y_{i2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & -\Delta y_{iT} & -\Delta y_{iT-1} & -\Delta y_{iT-2} \end{bmatrix}. \quad (7)$$

Macierz  $\hat{\Sigma}$  to oszacowanie macierzy kowariancji  $\Sigma$  na podstawie regresji (4) wykonanych dla każdego województwa oddzielnie metodą najmniejszych kwadratów.

Dla sprawdzenia, czy w obserwacjach rzeczywiście występują wspólne szoki (tj. czy zakłócenia losowe poszczególnych równań są ze sobą skorelowane) należy posłużyć się testem na postać macierzy kowariancji  $\Sigma$ . Testowana jest hipoteza zerowa o braku korelacji między zakłóceniami losowymi dla różnych równań (co oznacza, że  $\Sigma$  jest diagonalna), wobec hipotezy alternatywnej, zgodnie z którą takie korelacje istnieją. Jednym z podstawowych testów jest test ilorazu wiarygodności, oparty na statystyce testowej<sup>10</sup>

$$\lambda_{LR} = T(\ln|\Sigma_0| - \ln|\Sigma|), \quad (8)$$

gdzie oszacowanie macierzy kowariancji składników losowych dla układu równań (4) szacowanych niezależnie metodą najmniejszych kwadratów (MNK). Statystyka testowa ma rozkład chi-kwadrat z  $M(M-1)/2$  stopniami swobody. Innym testem jest test Brausha-Pagana oparty na mnożniku Lagrange'a<sup>11</sup>. W teście tym wykorzystuje się jedynie oszacowania MNK, a statystyka testowa dana jest wzorem

$$\lambda_{BP} = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2, \quad (9)$$

gdzie  $r_{ij}^2$  jest współczynnikiem korelacji między resztami z równań  $i$  oraz  $j$ . Statystyka ma taki sam rozkład jak statystyka testowa w teście ilorazu wiarygodności.

<sup>9</sup> Patrz np. Greene (2008, rozdz. 10.2) lub Maddala (2006, rozdz. 15.5).

<sup>10</sup> Patrz Greene (2008), rozdz. 10.2.7.

<sup>11</sup> Patrz Breusch, Pagan (1980).

Model SUR można wykorzystać do badania równości współczynników Okuna w różnych regionach. Sprowadza się to do badania hipotezy o równości współczynników  $\beta_i$ :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m, \quad (10)$$

którą można testować wykorzystując standardową statystykę Walda<sup>12</sup>

$$\hat{F} = \frac{1}{m-1} \mathbf{R}^T \hat{\delta} [\mathbf{R} \text{var}(\hat{\delta}) \mathbf{R}^T]^{-1} \mathbf{R} \hat{\delta}, \quad (11)$$

gdzie  $\mathbf{R}$  jest macierzą restrykcji liniowych, czyli w naszym przypadku

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix}. \quad (12)$$

Wyniki oszacowań przedstawia tabela 1. Podano w niej oszacowania współczynników oraz wyniki testów autokorelacji zakłócenia losowego (statystyki Durбина-Watsona oraz p-wartości dla testu Ljung-Boxa). Testy te pokazują brak autokorelacji zakłóceń losowych, a więc nie ma potrzeby uwzględniania większej liczby opóźnień. Przeprowadzono też odpowiednie testy dotyczące zasadności zastosowania modelu SUR – testy ilorazu wiarygodności (10) oraz test Breuscha-Pagana (11). Wartości statystyk testowych wyniosły odpowiednio  $\lambda_{LR} = 436,25$  i  $\lambda_{BP} = 858,48$ , natomiast wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,01 wynosi 158,95. Należy zatem odrzucić hipotezę o braku korelacji między zakłóceniami losowymi różnych równań. Należy to zinterpretować jako występowanie skorelowanych ze sobą zakłóceń, które wpływają na regionalne rynki pracy w różnych województwach. W takim przypadku zastosowanie metody SUR jest bardziej efektywne niż niezależne oszacowania dla poszczególnych województw.

Jak widać z tabeli 1 w większości województw Polski prawo Okuna obowiązuje – współczynniki przy zmiennych opisujących stopy wzrostu PKB (aktualne i opóźnione) są istotne i mniejsze od zera. Jednak w przypadku pewnych regionów jakoś dopasowania (mierzona  $R^2$ ) nie jest dobra. W przypadku województwa lubelskiego, mazowieckiego i wielkopolskiego, dodatkowo parametry przy pewnych opóźnieniach mają niewłaściwy znak.

<sup>12</sup> Metodę tę wykorzystano np. w: Kliber (2014) lub Pipień, Roszkowska (2015b).

Tabela 1.

Szacunki współczynników Okuna na podstawie danych kwartalnych – model SUR

Region	$\alpha_i$	$\beta_{1i}$	$\beta_{2i}$	$\beta_{3i}$	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson	Ljung-Box (p-wartość)
DS	0,544 (0,035)	-0,04 (0,805)	-0,36 (0,021)	-0,2 (0,212)	0,177	1,527	0,060
KP	0,398 (0,339)	-0,282 (0,455)	-0,074 (0,839)	-0,219 (0,557)	0,045	1,894	0,795
LB	0,153 (0,584)	0,056 (0,819)	-0,603 (0,013)	0,326 (0,180)	0,135	2,126	0,553
LS	0,551 (0,033)	-0,222 (0,271)	-0,395 (0,047)	-0,266 (0,184)	0,205	1,695	0,077
LD	0,513 (0,005)	-0,262 (0,011)	-0,174 (0,079)	-0,133 (0,182)	0,232	0,610	0,000
MP	0,658 (0,000)	-0,391 (0,001)	-0,127 (0,248)	-0,114 (0,323)	0,355	1,462	0,067
MZ	0,435 (0,228)	-0,32 (0,181)	0,158 (0,478)	-0,251 (0,287)	0,092	2,163	0,484
OP	0,696 (0,011)	-0,602 (0,033)	-0,021 (0,938)	-0,537 (0,055)	0,243	2,321	0,151
PK	0,481 (0,010)	-0,209 (0,123)	-0,235 (0,075)	-0,11 (0,408)	0,198	1,753	0,412
PL	0,385 (0,071)	-0,293 (0,097)	-0,027 (0,871)	-0,246 (0,157)	0,151	2,315	0,210
PM	0,511 (0,081)	-0,073 (0,651)	-0,441 (0,007)	-0,051 (0,748)	0,135	1,678	0,090
SL	0,338 (0,254)	-0,237 (0,321)	-0,005 (0,983)	-0,242 (0,305)	0,073	1,529	0,071
SK	0,408 (0,044)	-0,271 (0,074)	-0,202 (0,168)	-0,019 (0,898)	0,160	1,528	0,119
WM	0,454 (0,045)	-0,121 (0,488)	-0,243 (0,156)	-0,411 (0,020)	0,195	1,534	0,130
WP	0,37 (0,340)	-0,517 (0,073)	-0,065 (0,809)	0,157 (0,578)	0,098	1,838	0,638
ZP	0,752 (0,002)	-0,127 (0,620)	-0,566 (0,026)	-0,719 0,007	0,321	1,778	0,678

Źródło: obliczenia własne.

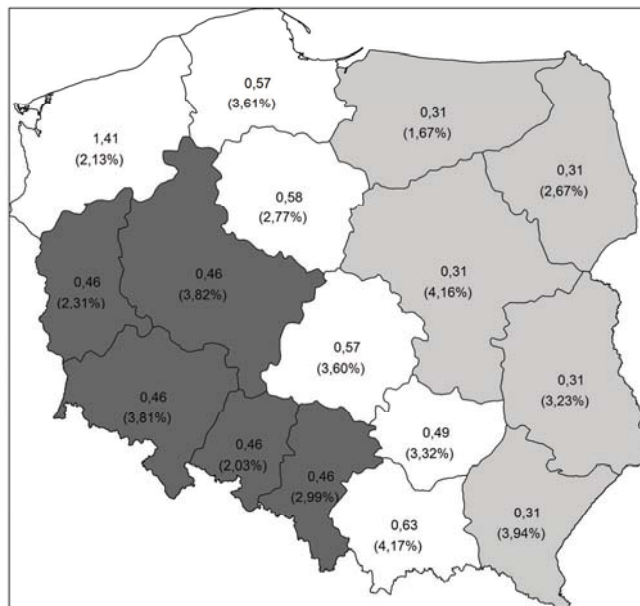
Powodem, dlaczego w pewnych województwach nie wykryto istotnej statystycznie reakcji zmian w stopie bezrobocia w odpowiedzi na zmiany stopy wzrostu PKB, może być to, że regionalne rynki pracy przekraczają granice województw. Wyniki uzyskane na podstawie danych rocznych sugerują istnienie dwóch regionalnych rynków pracy lub „klubów”: złożonego z województw wschodnich i zachodnich. Przeprowadzono analizę analogiczną do omówionej w punkcie 2. W badaniu tworzą spójne grupy województw, testując, czy współczynniki Okuna dla wszystkich województw w grupie są takie same. W procedurze ustalania „klubów” przyjęto następujące kryteria: 1) grupy powinny być spójne (tj. składać się z województw sąsiadujących ze sobą), 2) współczynniki Okuna we wszystkich województwach grupy powinny być takie same (co sprawdzano stosując test Walda liniowych restrykcji dla regresji), 3) współczynniki w grupie województw powinny być statystycznie istotne, mieć odpowiedni znak i „rozsądne wartości”.

Ostatecznie wykryto dwa takie „kluby”. Pierwszy z nich składa się z województw: dolnośląskiego, lubuskiego, opolskiego, śląskiego i wielkopolskiego (a więc regionów z zachodu Polski), a drugi z województw lubelskiego, mazowieckiego, podkarpackiego, podlaskiego i warmińsko-mazurskiego (regionów ze wschodu Polski)<sup>13</sup>. Ostateczne wyniki obliczeń przedstawiono na rysunku 3. Pokazano na nim wartości współczynników Okuna oraz naturalne stopy wzrostu (wyrażone rocznie). Dla województw, które należały do jednego z dwóch „klubów”, obliczenia wykonano na podstawie modelu SUR obejmującego regiony należące do klubu. Dla każdego klubu przeprowadzono testy dotyczące zasadności zastosowania modelu SUR. W przypadku pierwszego klubu otrzymano  $\lambda_{LR} = 62,3$  i  $\lambda_{BP} = 78,5$ , a dla drugiego klubu:  $\lambda_{LR} = 108,0$  i  $\lambda_{BP} = 110,3$ , przy wartości krytycznej 23,2, co oznacza występowanie korelacji między zakłóceniami losowymi.

W przypadku pozostałych województw oszacowania przeprowadzono na podstawie danych dotyczących danego województwa. We wszystkich przypadkach zmienne były istotne statystycznie. Należy zwrócić uwagę, że obliczenia na podstawie danych kwartalnych potwierdziły istnienie dwóch grup regionów: wschodniej i zachodniej części Polski, w których rynek pracy odmiennie reaguje na zmiany w produkcji. Warto też zauważyć, że współczynniki Okuna dla województw z „grupy wschodniej” są mniejsze niż w przypadku województw z zachodu Polski. Jest to zgodne ze stwierdzoną we wcześniejszych badaniach zależnością współczynników od poziomu przemysłowania regionu.

---

<sup>13</sup> Na podstawie testu równości współczynników w grupie wykryto jeszcze klub złożony z województw „centralnych”: mazowieckiego, łódzkiego, kujawsko-pomorskiego, lubelskiego, podlaskiego i warmińsko-mazurskiego, czyli województw sąsiadujących z województwem mazowieckim. Jednak współczynniki Okuna nie okazały się statystycznie istotne i nie miały „rozsądnych” wartości, a więc grupa ta nie spełniała trzeciego kryterium.



Rysunek 3. Współczynniki Okuna i naturalne stopy bezrobocia z uwzględnieniem istnienia „klubów”  
(na podstawie danych kwartalnych)

Źródło: obliczenia własne.

## 5. PODSUMOWANIE

W artykule podjęto próbę oszacowania współczynników Okuna dla województw Polski oraz sprawdzenia, czy współczynniki te są takie same dla pewnych grup województw. Szacunki takie mają ważne znaczenie, ponieważ od zmian gospodarczych w 1990 bezrobocie w Polsce wykazuje wyraźną strukturę regionalną – w pewnych regionach przez cały czas było znacznie wyższe niż w innych. Głównym problemem związanym z oszacowaniem współczynników Okuna jest fakt, że szeregi czasowe, na podstawie których należy dokonywać obliczeń, są krótkie – dane dotyczące PKB dla województw Polski są dostępne od roku 1998. Wobec tego przeprowadzono dwa obliczenia. W pierwszym z nich wykorzystano roczne dane dotyczące PKB i bezrobocia w województwach, a w drugim użyto danych kwartalnych, przy czym za kwartalne obserwacje PKB w województwach przyjęto oszacowania z pracy Pipień, Roszkowska (2015a). Następnie w każdym z tych podejść próbowano ustalić „kluby” województw cechujące się takimi samymi wartościami współczynników Okuna.

Wyniki uzyskane na podstawie tych dwóch metod w pewnym zakresie różnią się od siebie. Wartości współczynników Okuna uzyskane na podstawie danych kwartalnych na ogół są wyższe niż odpowiednie wartości na podstawie danych rocznych. Jednak oba podejścia prowadzą do pewnego wspólnego wniosku: istnienia dwóch grup regionów o takich samych współczynnikach Okuna. Na podstawie obu podejść można

wyodrębnić grupę województw zachodnich i grupę województw wschodnich – choć istnieją pewne różnice dotyczące dokładnego składu tych grup.

Oba podejścia prowadzą też do podobnych wniosków dotyczących polityki utrzymania stałego bezrobocia lub zmniejszania bezrobocia. Zgodnie z otrzymanymi wynikami naturalna stopa wzrostu w większości regionów Polski znajduje się w przedziale od ok 3%–5%. Taka roczna stopa wzrostu PKB zapewnia brak wzrostu bezrobocia. Należy też zauważyć, że stopa ta jest znacznie zróżnicowana przestrzennie. Na przykład, dla województwa mazowieckiego wynosi aż 6% (wynik ten otrzymano na podstawie obu metod szacowania). Polityka walki z bezrobociem powinna być zatem dostosowana do regionalnej specyfiki lokalnego rynku pracy.

#### LITERATURA

- Adanu K., (2005), A Cross-Province Comparison of Okun's Coefficient for Canada, *Applied Economics*, 37, 561–570.
- Apergis N., Rezitis A., (2003), An Examination of Okun's Law: Evidence from Regional Areas in Greece, *Applied Economics*, 35, 1147–1151.
- Ball L., Leigh D. P., (2013), Loungani. Okun's Law: Fit at 50? IMF Working Paper, WP/13/10.
- Barreto H., Howland F., (1993), There Are Two Okun's Law Relationships between Output and Unemployment, working paper.
- Batóg J., (2011), Budowa scenariuszy wzrostu gospodarczego w ujęciu regionalnym, *Zeszyty Naukowe UEP*, 210, 17–26.
- Beaton K., (2010), Time Variation in Okun's Law: a Canada and U.S. Comparison, Bank of Canada Working Paper No. 2010-7.
- Binet M.-E., Facchini F., (2013), Okun's Law in the French Regions: a Cross-Regional Comparison, *Economic Bulletin*, 33, 420–433.
- Breusch T. S., Pagan A. R., (1980), The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics, *The Review of Economic Studies*, 47, 239–253.
- Burda M. C., Hunt J., (2011), What Explains the German Labor Market Miracle in the Great Recession?, NBER Working Paper 171871.
- Cazes S., Verick S., Al-Hussami F., (2012), Diverging Trends in Unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's Law and the Global Financial Crisis, Employment Working Papers, ILO.
- Christopoulos D. K., (2004), The Relationship between Output and Unemployment: Evidence from Greek Regions, *Papers in Regional Science*, 83, 611–620.
- D'Apice P., (2014), The Slovak Labour Market in the Wake of the Crisis: Did Okun's Law Hold? *ECFIN Country Focus*, 11 (4).
- Freeman D. G., (2000), Regional Rests of Okun's Law, *International Advances in Economic Research*, 5, 557–570.
- Gordon R. J., Clark P. K., (1984), Unemployment and Potential Output in the 1980s, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 537–568.
- Góra M., (2005), Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Wyjaśnienia i propozycje, *Ekonomista* (1), 27–48.
- Greene W. H., (2008), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, 2008.
- Harris R., Silverstone B., (2001), Testing for Asymmetry in Okun's Law: a Cross-Country Comparison, *Economics Bulletin*, 5, 1–13.
- Hsing Y., (1991), Unemployment and the GNP Gap: Okun's Law Revisited, *Eastern Economic Journal*, 17, 409–416.

- Hutengs O., Stadtmann G., (2013), Age Effects in Okun's Law within the Eurozone, *Applied Economics Letters*, 20, 821–825.
- Hutengs O., Stadtmann G., (2014), Don't Trust Anybody over 30: Youth Unemployment and Okun's Law in CEE Countries, *Bank i Kredyt*, 45, 1–16.
- Janukowicz P., (2010), Bezrobocie rejestrowane a bezrobocie według BAEL, *Polityka Społeczna*, 37 (1), 18–20.
- Kaufman R. T., (1988), An International Comparison of Okun's Laws, *Journal of Comparative Economics*, 12, 182–203.
- Kliber P., (2014), The Diversity of Okun's Coefficient in the Regions of Poland, SSRN Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=2461427>.
- Knotek E. S., (2007), How Useful is Okun's Law? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 73–103.
- Kwiatkowski E., Tokarski T., (2007), Bezrobocie regionalne w Polsce w latach 1995–2005, *Ekonomista* (4), 439–456.
- Lal I., Sulaiman D. M., Jalil M. A., Adnan H., (2010), Test of Okun's Law in Some Asian Countries Co-Integration Approach, *European Journal of Scientific Research*, 40, 73–80.
- Lee J., (2000), The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries, *Journal of Macroeconomics*, 22, 331–356.
- Lütkepohl H., (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- Maddala G. S., (2006), *Econometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T., (2013), Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002–2011. *Gospodarka Narodowa*, 265, 69–90.
- Mayes D., Virén M., (2002), Asymmetry and the Problem of Aggregation in the Euro Area, *Empirica*, 29, 47–73.
- Moosa I. A., (1997), A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient, *Journal of Comparative Economics*, 34 (3), 335–356.
- Okun A., (1962), Potential GNP: its Measurement and Significance, *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Section*, 98–103.
- Owyang M. T., Sekhposyan T., (2012), Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All that Different? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94, 399–418.
- Palley T. I., (1993), Okun's Law and the Asymmetric and Changing Cyclical Behaviour of the USA Economy, *International Review of Applied Economics*, 7, 144–162.
- Perman R., Tavera C., (2005), A Cross-Country Analysis of the Okun's Law Coefficient Convergence in Europe, *Applied Economics*, 21, 2501–2513.
- Pipień M., Roszkowska S., (2015a), Szacunki kwartalnego PKB w województwach, *Gospodarka Narodowa*, 279, 145–169.
- Pipień M., Roszkowska S., (2015b), Returns to Skills in Europe – Same or Different? The Empirical Importance of the Systems of Regressions Approach, NBP Working Paper 226.
- Prachowny M., (1993), Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates, *Review of Economics and Statistics*, 55, 331–336.
- Revoredo-Giha C., Leat P. M. K., Renwick A. W., (2012), The Relationship between Output and Unemployment in Scotland: a Regional Analysis, Land Economy Working Paper Series 65.
- Schnabel G., (2002), Output Trends and Okun's Law, BIS Working Paper 111, Bank for International Settlements.
- Shevchuk V., (2010), Okun's Law in Poland: Empirical Relationships and Policy Implications, w: Pocięcha J., (red.), *Data Analysis Methods in Economics Research*, Studia i Prace Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie (11), 75–90.
- Soögnér L., Stiassny A., (2002), Structural Stability of Okun's Law – a Cross Country Study, *Applied Economics*, 34, 1775–1787.



- US Census Bureau, (2016), X-13arima-seats Seasonal Adjustment Program, 2016, URL: <https://www.census.gov/srd/www/x13as/> (dostęp: 28.4.2016).
- Villaverde J., Maza A., (2007), Okun's Law in the Spanish Regions, *Economics Bulletin*, 18, 1–11.
- Villaverde J., Maza A., (2009), The Robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004: Regional Evidence, *Journal of Policy Modeling*, 31, 289–297.
- Virén M., (2001), The Okun Curve is Non-Linear, *Economics Letters*, 70, 253–257.
- Weber C. E., (1995), Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 433–445.

## PRAWO OKUNA NA REGIONALNYCH RYNKACH PRACY W POLSCE

### Streszczenie

W artykule podjęto próbę analizy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy w Polsce. Zgodnie z dobrze znanym w ekonomii prawem Okuna, zmiany bezrobocia są związane ze zmianami tempa wzrostu gospodarczego. Sprawdzone, czy prawo to jest spełnione na regionalnych rynkach pracy. Wyznaczono współczynniki Okuna dla województw Polski, a następnie przeprowadzono analizę polegającą na grupowaniu województw w większe regiony, dla których współczynniki Okuna są jednakowe i estymacji metodą pozornie niezależnych regresji (ang. *seemingly unrelated regressions, SUR*). Wyniki pokazują, że metoda polegająca na łączeniu regionów daje lepsze oszacowania, ponieważ uwzględnia korelację szoków losowych w różnych województwach. Znaleziono regiony o jednakowych wartościach współczynników Okuna, podobnie jak w pracy Perman, Tavera (2005) traktuje się jako „kluby” województw o podobnej strukturze makroekonomicznej. Badania wykazały istnienie dwóch takich klubów: złożonego z województw w zachodniej części kraju oraz klubu województw ze wschodniej części Polski.

**Słowa kluczowe:** prawo Okuna, bezrobocie, polityka makroekonomiczna, wzrost regionalny

## THE OKUN'S LAW IN THE REGIONAL LABOUR MARKETS IN POLAND

### Abstract

In the article we attempt to analyse unemployment in regional labour markets in Poland. According to the well-known Okun's Law changes in unemployment are associated with changes in economic growth. We have examined whether the law is valid in the Polish regional labour markets. We have calculated Okun's coefficients in the regions of Poland provinces and then estimated these coefficient for the groups of regions using seemingly unrelated regressions (SUR) method, which allows to take account for common shocks. The results show that the later approach (grouping regions) gives a better estimate, because it includes the correlation of random shocks in different provinces. Following the work of Perman, Tavera (2005), the groups of regions with the same values of Okun's coefficients are treated as “clubs” of provinces with similar macroeconomic structure. Research have revealed the existence of two such clubs: one composed of regions in the western part of the country and the second one consisting of provinces from the eastern part of the Poland.

**Keywords:** Okun's law, unemployment, macroeconomic policy, regional growth

