

Wrażliwość stóp bezrobocia względem wahań PKB w przekroju województw

Tomasz Gajderowicz*, Gabriela Grotkowska*, Leszek Wincenciak*,
Ewelina Wirtek**

Streszczenie

Niniejszy artykuł podejmuje zagadnienie wrażliwości bezrobocia względem zmian wielkości produkcji zagregowanej w Polsce w latach 1995–2011. Wpisuje się tym samym w mający długą tradycję w literaturze nurt badań dotyczących prawa Okuna. Zagadnienie skutków zmian koniunktury dla rynku pracy zyskało na znaczeniu w szczególności w dobie ostatniego kryzysu gospodarczego i znacznego spowolnienia wzrostu gospodarczego w Polsce. W badaniu wykorzystano dane o stopach bezrobocia i wzroście gospodarczym w szesnastu województwach Polski dla oszacowania parametrów równania Okuna w dwóch ujęciach (w wersji na różnicach oraz na odchyleniach od wartości długookresowych), posługując się przy tym metodami ekonometrycznymi dostosowanymi do panelowego charakteru zbioru danych. Uzyskane oszacowania parametru Okuna, wynoszące przeciętnie około 0,4, sytuują Polskę w środku stawki krajów OECD pod względem wrażliwości zmian bezrobocia względem PKB. Przetestowana została także hipoteza o istotnie silniejszej reakcji bezrobocia na zmiany produkcji w okresie po 2008 roku i nasileniu się zjawisk kryzysowych w gospodarce światowej. W artykule przedstawiono także oszacowania parametru Okuna dla poszczególnych województw oraz sformułowano hipotezy co do przyczyn ich zróżnicowania, skupiając się przy tym na kwestiach związanych ze strukturą gospodarki i cechach podaży pracy.

Słowa kluczowe: prawo Okuna, wahania PKB, bezrobocie, województwa.

Klasyfikacja JEL: E24, J23, E32.

* Ośrodek Badań Rynku Pracy, WNE UW.

** Wydział Nauk Ekonomicznych, UW.

Wprowadzenie i motywacja

Niniejszy artykuł podejmuje zagadnienie wrażliwości bezrobocia względem zmian wielkości produkcji zagregowanej w Polsce w latach 1995–2011. Wpisuje się tym samym w mający długą tradycję w literaturze nurt badań dotyczących prawa Okuna (Okun 1962). Celem artykułu jest przede wszystkim oszacowanie tzw. parametru Okuna, oszacowanie stopy wzrostu gospodarczego koniecznej dla utrzymania stopy bezrobocia na stałym poziomie, a także przetestowanie hipotezy mówiącej o tym, że w okresie ostatniego światowego kryzysu gospodarczego, który dotknął także polskiej gospodarki, mieliśmy w Polsce do czynienia z silniejszą niż przeciętnie reakcją bezrobocia na zahamowanie wzrostu PKB. Jego celem jest również pokazanie, jak wrażliwość bezrobocia względem zmian wielkości produkcji jest zróżnicowana w poszczególnych regionach Polski oraz sformułowanie hipotez dotyczących wyjaśnień tego zróżnicowania.

Bezrobocie stanowi nie tylko ważny problem ekonomiczny, ale także społeczny czy psychologiczny i nieustająco pozostaje centralnym problemem w polityce gospodarczej, w szczególności w krajach europejskich. Wśród przyczyn jego wahań (w szczególności jego komponentu koniunkturalnego) kluczową rolę odgrywają wahania produkcji zagregowanej. Są one immanentną cechą gospodarek rynkowych, a mechanizm dostosowywania się takich kategorii jak zatrudnienie, bezrobocie czy poziom cen do wahań koniunktury w sposób istotny oddziałuje na dobrobyt i warunki życia obywateli. Mimo wielu badań dotyczących powiązań między rynkiem pracy a koniunkturą gospodarczą, zagadnienie to pozostaje frapującym obszarem badań ekonomicznych, głównie z racji złożoności mechanizmu tego powiązania i jego zmienności w czasie. Nabrało ono szczególnego znaczenia w czasie ostatniego kryzysu gospodarczego. Doświadczenia tego okresu stały się bezpośrednią motywacją dla podjęcia niniejszego badania. Spowolnienie koniunktury, a w wielu krajach recesja, silnie uderzyły w narodowe rynki pracy. Skutki te były jednak znacząco zróżnicowane, co nie wynikało jedynie z różnic w sile impulsu w postaci załamania koniunktury.

Niezwykle ciekawym na tle europejskim jest przypadek Polski. Z jednej strony jest ona wymieniana jako przykład spektakularnej ścieżki zmian PKB w ostatnich latach (skumulowany wzrost realnego PKB w latach 2007–2013 wyniósł 20,1%), w tym jako jedyny kraj w UE, który nie doświadczył faktycznej recesji gospodarczej (w ujęciu rocznym). Jeśli jednak spojrzymy na wyniki polskiego rynku pracy, okażą się one rozczarowujące. W tym samym czasie zatrudnienie w Polsce wzrosło jedynie o 2,1% (dane Eurostat). Co więcej, jednocześnie wzrosła stopa bezrobocia – i to zarówno w pierwszej fazie kryzysu (lata 2008–2010) – o 2,5 punktu procentowego, jak i w drugiej fazie (lata 2010–2013) – o 0,3 punktu procentowego (dane Eurostat). Jednym z wyjaśnień tego faktu jest to, iż mimo dodatniej skumulowanej wartości przyrostu produkcji, mieliśmy do czynienia z wyhamowaniem

tempa wzrostu PKB, co może powodować wzrost bezrobocia. Badania Komisji Europejskiej (*Employment and Social Developments in Europe*, 2012) wskazują, iż głównym źródłem przyrostu PKB w Polsce jest wzrost wydajności na jednego zatrudnionego. Może mieć on źródło w postępie technologicznym i organizacyjnym oraz we wzroście wyposażenia kapitałowego polskich firm, które – szczególnie w przypadku gospodarki relatywnie opóźnionej w poziomie rozwoju – stanowią duży potencjał dla bezzatrudnieniowego wzrostu gospodarczego. Istotną rolę mogą tu odgrywać także instytucje rynku pracy.

Powyższe obserwacje stały się przyczynkiem dla podjęcia systematycznego badania związku PKB i stopy bezrobocia w Polsce. Poza pytaniem o wrażliwość bezrobocia na wahania koniunkturalne, sformułowano także pytania badawcze o jej specyfikę w okresie kryzysu, jak i w przestrzeni (o zróżnicowanie parametru Okuna między województwami Polski). Ten drugi wątek jest szczególnie ważny w kontekście prowadzenia polityki zatrudnienia i innych typów polityki gospodarczej, w których często formułowane są oczekiwania co do zmian zatrudnienia i bezrobocia, zwykle w oparciu o prognozy zmian PKB. Wykorzystywanie ogólnych oszacowań parametru Okuna może – w przypadku, gdyby wartość parametru różniła się między województwami – prowadzić do istotnych błędów w oszacowaniach spodziewanych zmian bezrobocia na poziomie regionalnym. Jak pokażemy w części teoretycznej, istnieją przesłanki dla oczekiwania, iż siła powiązań bezrobocia i koniunktury jest zróżnicowana przestrzennie.

Artykuł ma charakter empiryczny. Z uwagi na relatywnie krótki szereg czasowy danych dotyczących stóp bezrobocia i wzrostu gospodarczego, w badaniu zastosowano strategię empiryczną polegającą na wykorzystaniu danych na poziomie województw. W efekcie stworzono panel danych o bezrobociu i wzroście gospodarczym, na podstawie którego oszacowano poszukiwane parametry modelu. Zastosowano dwa podejścia empiryczne, oszacowując zarówno parametry modelu na różnicach, jak i na odchyleniach stopy bezrobocia i stopy wzrostu gospodarczego od ich wartości długookresowych.

Artykuł składa się z trzech części. W pierwszej dyskutowane są teoretyczne podstawy zależności między produkcją zagregowaną a poziomem bezrobocia. W szczególności omówiono kwestię ekonomicznego mechanizmu powiązań między produkcją a zatrudnieniem oraz zatrudnieniem i bezrobociem oraz czynniki wpływające na siłę tych powiązań. W części drugiej przedstawiono wybrane badania empiryczne dotyczące prawa Okuna, skupiając się przede wszystkim na pokazaniu różnych strategii empirycznych stosowanych w takich badaniach, a także dokumentując wyniki dotyczące różnych krajów i okresów analizy. W szczególności w części tej uwzględniono badania dotyczące gospodarki polskiej, realizowane zazwyczaj z wykorzystaniem danych o mniejszych jednostkach terytorialnych niż kraj (województwo, powiat). W ostatniej części przedstawiono badanie własne. Po omówieniu wybranej strategii empirycznej oraz podstawowych charakterystyk

próby, przedstawiono i skomentowano wyniki analizy regresji. Artykuł kończą wnioski, odnoszące się m.in. do dalszych potencjalnych kierunków badań w tym zakresie.

Zależność między produkcją zagregowaną a poziomem bezrobocia w ujęciu teoretycznym

W najbardziej schematycznym ujęciu przebieg dostosowań rynku pracy do zmian produkcji wiedzie od zmiany popytu zagregowanego do zmiany wielkości popytu na pracę, a następnie do zmiany wysokości wynagrodzeń. Jeśli płace charakteryzują się sztywnością, co jest w pewnym stopniu nieodłączną cechą współczesnych gospodarek, skutkiem zmian popytu na pracę staje się zmiana stopnia jej zaangażowania. Może ona przyjąć formę zmiany długości czasu pracy lub zmiany liczby pracujących. To z kolei zwykle przekłada się na zmianę liczby bezrobotnych i oddziałuje na wysokość stopy bezrobocia. O tym, czy rynek pracy zareaguje cenowo (poprzez zmiany płac realnych), czy ilościowo (poprzez zmiany czasu pracy lub zatrudnienia) decydują w pierwszej kolejności rozwiązania instytucjonalne (np. Nickell i Layard 1999, Blanchard i Wolfers 2000, a w polskiej literaturze – Włodarczyk i Kwiatkowski 2012a, 2012b), ale również charakterystyka podaży pracy oraz struktura gospodarki (duże znaczenie ma charakterystyka kapitału ludzkiego zatrudnionych, a w szczególności udział kapitału specyficznego dla firm).

Każdy z etapów opisanego powyżej procesu dostosowawczego podlega działaniu szeregu czynników, które wpływają na siłę oddziaływania początkowego impulsu na kolejne elementy mechanizmu i ostatecznie przekładają się na końcowy efekt w postaci zmiany stopy bezrobocia.

Pierwszym elementem mechanizmu zmian jest przełożenie między zmianami wielkości produkcji a zmianami popytu na pracę. Wielkość popytu na pracę w firmach nie zależy bezpośrednio od poziomu produkcji, bowiem część nakładu pracy ma charakter nakładu stałego. Zmiany wielkości sprzedaży nie oddziałują istotnie na liczbę pracowników zatrudnionych, np. w dziale księgowości czy ochrony. Zjawiskiem osłabiającym relację między produkcją a popytem na pracę (w szczególności zatrudnieniem) jest tzw. chomikowanie pracowników (ang. *labour hoarding*). W Polsce zjawisko to badali m.in. Strzelecki et al. (2009). Opłacalność przechowywania „zapasów zatrudnienia” w okresie dekonunktury wynika ze znacznego zasobu kapitału specyficznego pracujących, którego pozyskanie z rynku, w razie odwrócenia się trendów koniunkturalnych, byłoby bardzo trudne lub wręcz niemożliwe, a odtworzenie go wewnątrz firmy – czasochłonne i kosztowne. Z kolei w okresach wzrostu popytu na produkty, firmy nie reagują zazwyczaj natychmiastowym zwiększaniem zatrudnienia. Po pierwsze szukają rezerwy wydajności w posiadanym zasobie pracowników, w dalszej kolejności wydłużają

czas pracy (czemu sprzyja „chomikowanie zatrudnienia”), a dopiero w razie niemożności zaspokojenia zwiększającego się popytu na produkty czy usługi – rekrutują nowe osoby. Dzieje się tak przede wszystkim ze względu na koszty procesu rekrutacji i szkolenia nowo przyjętych pracowników. Koszty te są zwykle wyższe w przypadku pracowników o wyższym poziomie kwalifikacji, bardziej unikalnych kompetencjach, wykonujących bardziej złożone i nierutynowe zadania. Pracodawcy mają też świadomość, iż wzrost popytu na ich produkty może mieć charakter przejściowy. W sytuacji jego spadku nadmierne zatrudnienie może być obciążeniem dla firmy, zwłaszcza w niektórych typach uwarunkowań instytucjonalnych (np. wysokie koszty zwolnień, odpraw itp.). Mechanizm ten stoi za asymetrią reakcji popytu na pracę na zmiany wielkości produkcji (Nickell, 1987). Zachowanie w zakresie bieżącej polityki zatrudnienia zależy także od oczekiwań pracodawców co do rozwoju sytuacji. Ten czynnik stoi u podstaw hipotezy o szczególnie dużej wrażliwości bezrobocia na zmiany koniunkturalne w okresie ostatniego kryzysu. Informacje o skali kryzysu, jego głębokości, a także o jego zasięgu geograficznym mogły sprawić, iż pracodawcy w Polsce trwale zmniejszyli chęć do rekrutacji nowych pracowników.

Na to, w jakim stopniu w skali makro zmiana produkcji przeniesie się na zmianę wielkości zatrudnienia oddziałują zatem rozmaite czynniki decydujące o skali możliwości chomikowania pracy, o kosztach rekrutacji i zwolnień, a także cechy przedsiębiorstw, związane z ich otoczeniem ekonomicznym. Rodzaj działalności gospodarczej odgrywa istotną rolę ze względu na zróżnicowanie pracointensywności technik produkcji oraz specyficzne struktury kwalifikacji pracowników. Wrażliwość popytu na pracę (zatrudnienia) na zmiany wielkości produkcji będzie tym większa, im bardziej pracointensywna technika produkcji oraz im niższy jest poziom kwalifikacji pracowników dominujących w zatrudnieniu (a więc niższe są koszty rekrutacji i ich szkolenia). Dział produkcji w pewnym stopniu może także być skorelowany ze strukturą rynku, na którym działają przedsiębiorstwa. W tych działach, gdzie struktura rynkowa jest bardziej zmonopolizowana, przedsiębiorstwa osiągają zwykle większe zyski, a zatem większe są możliwości chomikowania pracy i mniejsza jest wrażliwość popytu na pracę względem zmian poziomu produkcji.

Dotychczasowe badania wskazywały, iż fakt, że większe firmy mają lepszy dostęp do kapitału i większą siłę rynkową, co pozwala im w większym stopniu zatrzymywać pracowników, pomimo spadku popytu na produkty. W nowszej literaturze natomiast zauważa się wzrost reakcji zatrudnieniowych dużych firm w odpowiedzi na zmiany wielkości produkcji. Tłumaczy się to wyższym poziomem produktywności o wynagrodzeń osiąganych w tych firmach, co pozwala im stosunkowo łatwo rekrutować pracowników w przypadku ożywienia (Moscini i Postel-Vinay 2012). Zatem pozbywanie się pracowników w okresie dekonunktury staje się dla nich mniej kosztowne. Możliwe, że pewne znaczenie w tej ewolucji

polityki zatrudnienia dużych firm ma wyraźny wzrost poziomu wykształcenia zasobów pracy (upowszechnienie wysokich kwalifikacji).

Istotne znaczenie dla reakcji zatrudnienia na zmiany koniunkturalne ma również sektor własności pracodawcy. W sektorze publicznym dużą rolę odgrywają firmy działające w usługach nierynkowych, z definicji izolowanych od przebiegu koniunktury w gospodarce, gdzie wielkość zatrudnienia regulowana jest poprzez mechanizm nakazowy i słabo podlega czynnikom rynkowym. Z kolei w publicznych przedsiębiorstwach w sektorze rynkowym, oczekiwać można, iż mniejsza jest presja na efektywność i zysk, większą rolę odgrywają związki zawodowe i zbiorowe układy pracy, co także obniża wrażliwość wielkości zatrudnienia na zmiany w otoczeniu rynkowym przedsiębiorstw.

Drugim elementem mechanizmu transmisji między PKB a stopą bezrobocia jest przełożenie między zmianami zatrudnienia a zmianami bezrobocia. To, w jakim stopniu zmiana liczby zatrudnionych wpłynie na liczbę bezrobotnych zależy od tego, z jakiego zasobu na rynku pracy pochodzą osoby zatrudniane lub do jakiego zasobu trafiają osoby zwalniane/odchodzące z pracy. Jeśli zasobem tym są wyłącznie aktywni zawodowo, a łączna wielkość zasobów pracy jest stała, wówczas jednoznacznie wzrost (spadek) zatrudnienia przekłada się na spadek (wzrost) bezrobocia. Z takim przypadkiem nie mamy jednak w zasadzie nigdy do czynienia. Równowaga na rynku ma charakter dynamiczny, gdzie powstawaniu i likwidowaniu wakatów towarzyszą nieustanne wejścia do i wyjścia z zasobów siły roboczej. W efekcie wzrostowi (spadkowi) zatrudnienia może nie towarzyszyć proporcjonalny spadek (wzrost) bezrobocia. Będzie tak wówczas, gdy przynajmniej część kreacji wakatów zostanie zaspokojona przez podaż pracy osób znajdujących się wyjściowo poza zasobem siły roboczej, zachęconych np. poprzez wzrost płac do poszukiwania pracy. Podobnie spadek zatrudnienia spowodowany nasileniem zwolnień (odejść z pracy), nie musi przekładać się na wzrost bezrobocia, o ile zwolnione osoby zdezaktywizują się zawodowo. A zatem czynnikiem istotnie wpływającym na powiązanie zatrudnienia i bezrobocia jest płacowa elastyczność podaży pracy. Nie jest ona jednolita i może istotnie różnić się dla osób o różnych cechach, np. kwalifikacyjnych. Innym czynnikiem mogącym wpływać na omawiane zależności są zmiany w systemie emerytalnym, podatkowo-świadczeniowym lub w polityce społecznej w zakresie, w jakim mają one wpływ na kształtowanie się podaży pracy. Duże znaczenie, zwłaszcza w krótkim okresie, mogą mieć zmiany demograficzne (np. wchodzenie roczników wyżu demograficznego w wiek aktywizacji zawodowej). Czynnikiem powodującym, iż zmiany w liczbie zatrudnionych nie przekładają się na identyczne, co do skali, zmiany bezrobocia jest zjawisko pracy w wielu miejscach. W okresie poprawy koniunktury osoby już pracujące mogą podejmować pracę dodatkową, zaś w czasie pogorszenia koniunktury – z niej rezygnować. Nie wpłynie to na wielkość bezrobocia.

Zjawiskiem osłabiającym powiązanie między zmianami zatrudnienia i bezrobocia jest strukturalne niedopasowanie popytu i podaży pracy. W przypadku ich znacznego niedopasowania (np. w wymiarze kwalifikacyjnym), a tym samym niedoboru kandydatów o cechach pożądanых przez pracodawców, wzrost popytu na pracę może nie wywołać dostosowania w postaci wzrostu zatrudnienia lub wywołać wzrost zatrudnienia, ale jedynie w niewielkim stopniu. Przynosi zwykle efekt w postaci wzrostu poziomu wynagrodzeń, który zachęca do wejścia na rynek pracy osoby spoza zasobu siły roboczej.

Wiele z wymienionych powyżej czynników oddziałujących na relację między zmianami produkcji a wahaniami stopy bezrobocia jest zróżnicowana regionalnie. W mniejszym stopniu dotyczy to instytucji rynku pracy, które mają z reguły charakter uniwersalny. Obserwujemy natomiast istotne zróżnicowanie przestrzenne struktury aktywności gospodarczej i struktury podaży pracy. Warunki geograficzne, wyposażenie w czynniki produkcji, a także położenie w przestrzeni istotnie wpływają na strukturę działową gospodarki, a tym samym na strukturę zatrudnienia według wielkości firm, sektorów własności, ale także na kompozycję kwalifikacyjną pracowników.

Przegląd badań empirycznych

Prawo Okuna było przedmiotem wielu prac empirycznych. Z uwagi na znaczące różnice w wartościach szacowanego parametru w poszczególnych analizach, badacze podejmowali wielokrotne próby wyjaśnienia rozbieżności. Różnice w oszacowaniach parametru Okuna mogą wynikać nie tylko z charakterystyk gospodarki, ale także z zastosowanej metody estymacji. Poniżej przedstawiono przegląd wybranych badań ze szczególnym uwzględnieniem zastosowanych podejść i metod szacowania parametru Okuna.

W swoim artykule Okun (1962) oszacował prosty model, w którym zmiana stopy bezrobocia była zależna od stopy wzrostu realnego produktu. W badaniu wykorzystano dane kwartalne z USA z lat 1947 – 1960. Uzyskane przez niego oszacowanie parametru przy stopie wzrostu PKB wyniosło $-0,3$. Oznacza to, że przeciętnie zmiana PKB o 3% jest związana ze zmianą stopy bezrobocia o jeden punkt procentowy. Zakres danych wykorzystanych w badaniu, metoda badawcza oraz uzyskane przez Okuna oszacowanie stały się punktem odniesienia dla niezliczonej liczby badań analizujących tę zależność. Należy zauważyć, że badanie Okuna można poddać dyskusji zarówno w aspekcie wykorzystanych danych (relatywnie krótki szereg, dla bardzo specyficznego okresu rozkwitu gospodarczego w USA), jak i sposobu modelowania.

W oryginalnym artykule Okuna, wskazano dwa sposoby operacjonalizacji problemu badawczego. Pierwszy z nich to oszacowanie współczynników równania, w którym wykorzystywana jest naturalna stopa bezrobocia i potencjalny

poziom produkcji, a pomiarom podlega odchylenie faktycznej stopy bezrobocia i faktycznej wielkości PKB od ich naturalnych odpowiedników („*gap*” *version*). Z racji tego, że są one trudne do określenia w praktyce, ich wartości wylicza się na podstawie analizy trendu w danych faktycznych. Najczęściej stosowana jest w tym celu metoda filtrowania, na przykład filtrem Hodricka-Prescotta (1997). Alternatywnym sposobem estymacji jest analiza zmian wartości zmiennych w stosunku do poprzedniego okresu („*difference*” *version*).

Opublikowane w ciągu ostatnich 50 lat badania nad zależnością Okuna można podzielić na dwa nurty. W latach 80-tych i 90-tych w większości prac empirycznych skupiano się na kwestionowaniu wartości współczynnika Okuna lub ukazywano tę zależność w nowym kontekście (metodologicznym lub poprzez powiązanie z innymi procesami). Badacze dokonywali przekształceń zależności (często zamianie podlegała zmienna zależna z objaśnianą) i stosowali dane o różnym interwale. Syntezę zalet i wad poszczególnych podejść – wykorzystania danych rocznych i kwartalnych – przedstawiono np. w pracy Balla, Leigha i Loungani’ego, 2013. Drugi nurt analiz, który został rozpoczęty przez Atfielda i Silverstona (1997) mierza do syntezy rozdrobnionych badań i konkluzji o charakterze ogólnym w odniesieniu zarówno do metodologii, jak i samej wartości współczynnika Okuna.

Badania pierwszej fali empirycznej weryfikacji prawa Okuna skupiały się na zastosowaniu oryginalnego algorytmu do danych odnoszących się do różnych gospodarek. Autorzy dochodzili do wniosku, że parametr jest silnie zróżnicowany przestrzennie i w rzeczywistości jest on wyższy (co do wartości bezwzględnej) i oscyluje bliżej wartości $-0,4$. Bardzo ważnym badaniem w tym nurcie, było badanie Prachovnego (1993), który szacując równanie na różnych podzbiorach danych dla gospodarki USA wykazał, że parametr Okuna nie jest stały w czasie. Prachovny dokonał próby oddzielenia związku bezrobocia z wielkością produkcji od takich czynników jak produktywność czy liczba przepracowanych godzin, a otrzymany przez niego parametr Okuna wyniósł $-0,67$. Uzyskane przez Prachovnego (1993) wyniki były szeroko komentowane w literaturze i zwróciły uwagę ekonomistów na konieczność wniknięcia w istotę i mechanizmy związane z prawem Okuna (w szczególności powiązanie go z krzywą Philipisa czy cyklem koniunkturalnym).

Analiza zależności Okuna może być oparta na jednym z dwóch założeń dotyczących związku między bezrobociem a produkcją (Apel i Jansson, 1999). Według pierwszego z nich, luka bezrobocia i luka produktowa są ze sobą ściśle powiązane i wzajemnie zależne. Drugie podejście natomiast zakłada, że luki te jedynie mierzą, jak bardzo oddalona jest dana gospodarka od stanu swojej długookresowej równowagi, a zatem nie występuje między nimi zależność przyczynowo-skutkowa, a jedynie korelacja statystyczna. Badanie Apela i Janssona obejmuje oba podejścia i weryfikuje zależność między produkcją a bezrobociem przy użyciu kwartalnych danych dla Kanady, Wielkiej Brytanii i USA w latach 1970–1998. Uwzględniona w nim została inflacja, szoki podażowe, odchylenia od potencjalnej produkcji

(w ujęciu realnym) oraz opóźnione wartości zmiennych. Oszacowane parametry dla zależności Okuna oraz krzywej Philipsa nie były zaskakujące (za wyjątkiem parametrów w krzywej Phillipsa dla Kanady). Podejście uwzględniające krzywą Phillipsa wykorzystali w swoich opracowaniach również autorzy tacy jak Clark (1989), Gordon (1997), Jaeger i Parkinson (1994), King, Stock i Watson (1995), Tootella (1994) i Watson (1986).

Kolejne ujęcia zależności opisywanej przez prawo Okuna nawiązują do stabilności relacji w przebiegu cyklu koniunkturalnego (Cuaresma, 2003). W tym nurcie poddawano weryfikacji zależność Okuna w okresach recesji i ożywienia gospodarczego oraz testowano możliwość przybliżania zależności funkcją liniową. W badaniu wykorzystano metodę szeregów strukturalnych opracowaną przez Harveya (1990) oraz filtr Hodricka-Prescotta (HP). Przy pomocy uzyskanych wartości Cuaresma skonstruował liniową i nieliniową wersję modelu. W obu przypadkach wykorzystał zarówno wartości otrzymane w wyniku wygładzania filtrem HP, jak i wieloczynnikowe strukturalne szeregi czasowe. Dla liniowego modelu otrzymane w obu wariantach współczynniki Okuna są bardzo zbliżone, jednak wartość oszacowania jest mniejsza w przypadku danych otrzymanych za pomocą filtru HP. Cuaresma oszacował nieliniowy związek między cyklicznym bezrobociem a produkcją na podstawie uprzednio otrzymanych wyników dla modelu liniowego. Użył do tego procedury Hansena (1996). Wyniki potwierdzają, że współczynnik Okuna jest wyższy co do wartości bezwzględnej w czasie recesji niż w okresie ożywienia gospodarki. Analizowane badanie pokazuje, że stosowanie modelu liniowego do ustalenia stopnia wrażliwości bezrobocia na zmiany w produkcji może prowadzić do błędnych wyników.

Wobec braku konsensusu w zakresie metod i wyników badań nad prawem Okuna, w literaturze pojawiło się nowe podejście, w którym próbowano dokonać syntezy różnych podejść metodologicznych w celu uzyskania bardziej wiarygodnych wyników. Pierwszą tego typu pracą było badanie Attfielda i Silverstone'a (1997), którzy w swoim opracowaniu poddali w wątpliwość rezultaty uzyskane przez Prachowny'ego (1993). Autorzy przeprowadzili estymację zależności między bezrobociem a PKB wykorzystując do tego dane, których badacze używali już we wcześniejszych analizach, a więc dane makroekonomiczne USA. Oprócz Prachowny'ego, autorzy odnieśli się również do badań wykonanych przez Gordona i Clarka (1989) oraz Adamsa i Coe (1989). Rozbieżność otrzymaną przez Prachowny'ego, autorzy tłumaczą jako wynik pominięcia w modelu występującej integracji zmiennych.

Innym ważnym dla opisywanej zależności badaniem syntetyzującym empiryczne rezultaty jest badanie Lee (2000). Analiza dotyczy danych z 16 gospodarek wysokorozwiniętych oraz wykorzystuje trzy sposoby ich obróbki: filtr Hodricka-Prescotta, Beveridge'a-Nelsona i Kalmana. Dane dla każdej z gospodarek pochodzą z lat 1955–1996, z wyjątkiem Niemiec, dla których analizowany przedział rozpoczyna się w 1960 roku. Autor zastosował oba wskazane przez Okuna podejścia.

Tym sposobem uzyskano oszacowania współczynników Okuna czterema różnymi sposobami dla każdego z państw. Wykorzystano także mechanizm wektorowej korekty błędem, uwzględniając długookresową zależność między badanymi kategoriami. Oszacowane wartości parametrów Okuna różnią się w zależności od kraju i przyjętej metody badawczej, jednak ogólnie siła zależności jest mniejsza niż w oryginalnym artykule Okuna. Istnieje znacząca rozbieżność między szacunkami otrzymanymi dla gospodarki USA a innymi krajami OECD. Lee (2003), podobnie jak Bean (1994), Blanchard i Summers (1986) oraz Layard, Nickell i Jackman (1994) wskazują, że jest to spowodowane zmianami strukturalnymi gospodarki, a nie jedynie cyklicznymi.

Inne kompleksowe badanie przeprowadzili Ball, Leigh i Loungani (2013), którzy posłużyli się danymi dla dwudziestu krajów, w tym oryginalnymi danymi wykorzystanymi przez Okuna. Autorzy wskazują, że pomimo możliwości zastosowania wielu podejść i silnej heterogeniczności rezultatów, parametry modelu Okuna pozostają relatywnie stabilne. Przykładowo, niemal identyczny parametr Okuna można uzyskać analizując wydłużony aż do 2011 roku szereg danych z oryginalnego badania Okuna. Ball, Leigh i Loungani wskazują także, że oszacowania Okuna różnią się od późniejszych, głównie ze względu na przyjęte w oryginalnej pracy założenia co do potencjalnego PKB oraz naturalnej stopy bezrobocia. Autorzy podważają także krytykę badaczy w odniesieniu do problemu liniowości czy niestabilności zależności Okuna w cyklu koniunkturalnym, uznając wykazywane różnice za mało znaczące. Same parametry różnią się pomiędzy krajami, co ma podłoże głównie strukturalne i instytucjonalne. Parametr Okuna dla poszczególnych krajów waha się w przedziale od -0,85 (Hiszpania) do -0,14 (Austria). Można stwierdzić, że badanie Balla, Leigha i Loungani²ego stanowi najbardziej kompleksową i syntetyzującą analizę podejść i metod badania prawa Okuna.

Większość literatury empirycznej dotyczącej zależności opisywanej przez prawo Okuna odnosi się do krajów wysokorozwiniętych. Istnieją jednak także badania dla krajów transformacji czy rozwijających się. Jako przykład podać można badanie Andrei'a, Vasile'a i Adriana (2009), którzy analizowali prawo Okuna dla gospodarki Rumunii w latach 2000–2008. Otrzymane wyniki wskazują, że parametr Okuna dla gospodarki Rumunii wynosi -0,5. Istotnym problemem w szacowaniu równania Okuna dla gospodarek, które przeszły transformację ustrojową, jest problem długości szeregu danych, na którym szacowane są parametry modelu. Wprawdzie w podstawowej wersji, szacowany jest jeden parametr, co znacząco ogranicza niezbędny zbiór danych, jednak liczba obserwacji ograniczona jest liczbą lat, które upłynęły od momentu transformacji. Z tej przyczyny poważniejsze analizy empiryczne w omawianym obszarze są stosunkowo nowe i nie były praktycznie prowadzone w latach 90-tych. Badacze stosują różne metody, aby zwiększyć liczbę obserwacji, np. poprzez wykorzystanie danych kwartalnych/miesięcznych lub przez uwzględnienie danych regionalnych (wojewódzkich lub powiatowych).

Dla Polski, najbardziej kompleksowe badanie zależności między bezrobociem a PKB przeprowadziła Ziomek (2006). Analizowanymi przez nią wielkościami były: wskaźnik dynamiki PKB, trzy warianty wskaźnika dynamiki liczby bezrobotnych, wskaźnik dynamiki oraz realna i nominalna wartość produkcji sprzedanej przemysłu. Przedstawione kategorie zostały powiązane w pary, a następnie badano zależność między tworzącymi je zmiennymi. Stacjonarność szeregów danych została zweryfikowana przy pomocy testu ADF oraz testu Philipisa-Perrona. Tylko jedną z analizowanych par zmiennych – liczba bezrobotnych po eliminacji wahań sezonowych oraz realna wartość produkcji sprzedanej przemysłu – charakteryzowała zgodność stopnia integracji szeregów czasowych. Ziomek przygotowując dane do regresji zastąpiła szeregi różnicami logarytmów i stworzyła dwie wersje modelu. W pierwszej z nich za zmienną zależną uznała bezrobocie, a za zmienną objaśniającą – PKB. Drugi wariant zakładał odwrotny układ zmiennych. Autorka uwzględniła także opóźnienia oraz podzieliła model na trzy podokresy. Otrzymane wyniki potwierdziły istnienie długookresowej zależności między analizowanymi zmiennymi, jednak siłę tej zależności można uznać za śladową (na podstawie testu przyczynowości Engle’a-Grangera).

Na uwagę zasługują jeszcze dwa nowsze polskie badania, w których analizie poddano zależność bezrobocia i zmian PKB w ujęciu regionalnym. Dykas, Misiak i Tokarski (2013) analizowali czynniki kształtujące zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego na poziomie województw w Polsce. W artykule sformułowano model, w którym wzrost stóp bezrobocia w kolejnych latach w poszczególnych województwach zależy od przeszłych ich wartości oraz stóp wzrostu realnego PKB w województwach z uwzględnieniem zmiennej kontrolującej asymetrię relacji bezrobocia i produktu. Autorzy oszacowali parametry tak skonstruowanego modelu metodą najmniejszych kwadratów (MNK), jak i uogólnioną metodą momentów (UMM) z wykorzystaniem procedury *fixed effects*. Takie podejście pozwoliło uwzględnić przestrzenną heterogeniczność rozważanych w artykule czynników makroekonomicznych. Wyniki badania wskazują, że wzrost stopy wzrostu realnego PKB o 1 pkt proc. powodował, w zależności od przyjętej metody estymacji, spadek stopy bezrobocia o około 0,32–0,33 punktu procentowego w estymacjach MNK i o około 0,38–0,39 punktu procentowego na podstawie UMM. Co ciekawe, oszacowania przy zmiennych specyficznych dla województw okazały się nieistotne statystycznie, zatem można powiedzieć, że zmiana stopy bezrobocia w reakcji na zmiany PKB w poszczególnych województwach nie różni się statystycznie od oszacowań dla województwa mazowieckiego, które wybrano jako kategorię bazową.

Innym polskim badaniem empirycznym zależności Okuna jest analiza przeprowadzona przez Majchrowską, Mroczek i Tokarskiego (2013), którzy analizowali przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce na poziomie powiatów. Do estymacji zastosowano równanie regresji z efektami stałymi.

Dzięki estymacji modelu na danych na poziomie powiatowym, możliwe było uwzględnienie heterogeniczności wpływu zmian produkcji na zmiany bezrobocia. Wobec braku danych o PKB na poziomie powiatów, wykorzystano dane o wartości produkcji sprzedanej przemysłu. Wykorzystanie zmiennej, która zawiera tak wycinkową informację budzi kontrowersje, co zostało zauważone przez autorów. Udział produkcji sprzedanej w łącznej produkcji jest różny w poszczególnych typach powiatów. Oszacowana elastyczność zmian bezrobocia względem zmian produkcji sprzedanej przemysłu wahała się pomiędzy 0,12 – 0,15, jednak z uwagi na powyższe zastrzeżenie, wynik ten nie może być porównywany z tradycyjnymi analizami zależności Okuna.

Podsumowując, chociaż forma zależności sformułowana przez Okuna była wielokrotnie krytykowana i doczekała się szeregu interpretacji, to jednak – za Ballem, Leigh'e, i Lounganim (2013) – warto zauważyć, że odchylenia faktycznej stopy bezrobocia od ścieżki przewidywanej przez zależność opisaną przez prawo Okuna są dla poszczególnych krajów względnie małe i krótkotrwałe.

Badanie własne

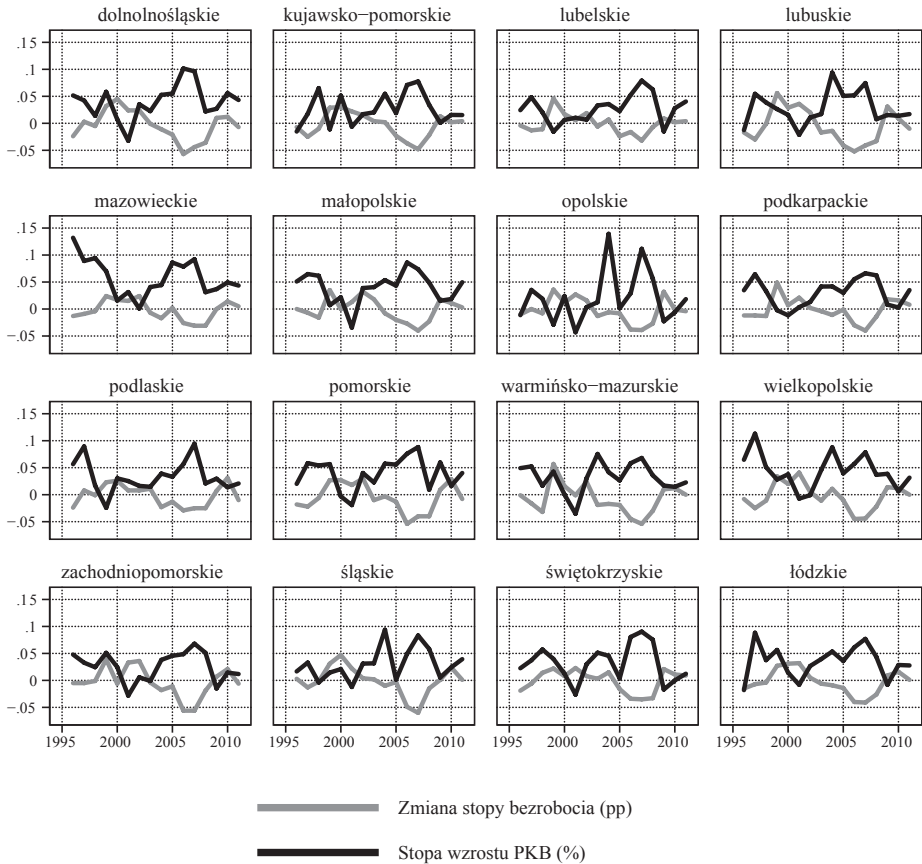
Dane

Dane do badania zostały zaczerpnięte z Banku Danych Lokalnych GUS za lata 1995–2011. Stopa bezrobocia została obliczona według metodologii stosowanej w BAEL. Jest to jedna z dwóch możliwych strategii w tym zakresie, obok bezrobocia rejestrowanego. Dane dotyczące bezrobocia rejestrowanego dostępne są dla mniejszych jednostek terytorialnych, a także z większą częstotliwością, ale niestety nie oddają w pełni zjawiska bezrobocia rozumianego w analizie ekonomicznej. Ograniczenie czasowe do 2011 r. wynika z faktu niedostępności szeregów czasowych PKB według województw dla lat po 2011 r. Statystyki opisowe zmiennych wykorzystywanych w badaniu zebrano w tabeli A1 w aneksie. Średnioroczne wartości stopy bezrobocia w okresie 1995–2011 podlegały dość dużej zmienności. Wartość minimalną, czyli 5,5%, zanotowano w woj. pomorskim w roku 2008. Największą wartość stopa bezrobocia w analizowanym okresie osiągnęła w woj. lubuskim w 2002 r. i wyniosła 26,3%. Przeciętna stopa bezrobocia dla analizowanego okresu wynosiła 14,0% z odchyleniem standardowym na poziomie 4,9%. Najwyższą średnią wartością stopy bezrobocia w okresie 1995–2011 cechowało się woj. warmińsko-mazurskie – 17,7%, najniższą zaś mazowieckie – 11,2%.

Polskie województwa różnią się także pod względem tempa wzrostu gospodarczego. Roczna stopa wzrostu realnego PKB wyniosła w okresie 1995–2011 średnio 3,4% z odchyleniem standardowym 3,2 punktu procentowego. Przeciętne roczne tempo wzrostu najwyższe było w woj. mazowieckim i wynosiło 5,9%, najniższe zaś w woj. opolskim, gdzie wynosiło tylko 2,1%.

Związek pomiędzy stopą wzrostu PKB oraz zmianami stopy bezrobocia w okresie 1995–2011 w poszczególnych województwach został przedstawiony na wykresie 1. We wszystkich przypadkach można mówić o ujemnej korelacji między tymi dwiema zmiennymi, zatem przesłanki prawa Okuna wydają się być spełnione dla polskich województw.

Wykres 1. Stopa wzrostu PKB i zmiana stopy bezrobocia według województw, 1995–2011



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BDL, GUS, dostęp online.

Model empiryczny

Zgodnie ze stosowanymi w literaturze podejściami metodologicznymi do szacowania parametru prawa Okuna, sformułowaliśmy dwa modele empiryczne odnoszące się do tych podejść. Model pierwszy zakłada szacowanie parametru Okuna z wykorzystaniem równania opartego na przyrostach stopy bezrobocia i logarytmu PKB. Model drugi wykorzystuje odchylenia analizowanych zmiennych od swoich wartości równowagi długookresowej, przy czym do wyznaczenia tych ostatnich wykorzystujemy filtr Hodricka-Prescotta.

Model I

Podstawowa wersja prawa Okuna opiera się na szacowaniu równania postaci:

$$\Delta u_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln Y_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie Δu_{it} oznacza zmianę stopy bezrobocia w punktach procentowych w i -tym województwie w roku t , zaś $\Delta \ln Y_{it}$ oznacza stopę wzrostu PKB w i -tym województwie w roku t . Oszacowanie parametru β określa siłę związku pomiędzy zmianami PKB a zmianami stopy bezrobocia. Jego ujemna (spodziewana) wartość oznacza, że przyśpieszeniu wzrostu PKB towarzyszy spadek stopy bezrobocia i odwrotnie. Ta podstawowa wersja równania zostanie rozszerzona w celu uzyskania lepszego dopasowania modelu.

Równanie opisujące dynamikę stopy bezrobocia w czasie, jako funkcję różnicy między napływami a odpływami z bezrobocia w jednostce czasu, można zapisać w następującej postaci:

$$\dot{u} = s(1 - u) - fu, \quad (2)$$

gdzie s – stopa destrukcji miejsc pracy w jednostce czasu, f – stopa odpływów z bezrobocia w jednostce czasu. Wynika z niego, że stopa bezrobocia równowagi (sytuacja, gdy $\dot{u} = 0$) może być przedstawiona jako:

$$\bar{u} = \frac{s}{s + f}. \quad (3)$$

Posługując się tym wyrażeniem możemy zapisać, że równanie (2) daje się przedstawić jako:

$$\dot{u} = (\bar{u} - u)(s + f), \quad (4)$$

z czego wynika, że stopa bezrobocia maleje (rośnie) w czasie, gdy jej wartość znajduje się powyżej (poniżej) wartości równowagi. Z tego powodu zdecydowaliśmy się włączyć do równania zmienną będącą różnicą pomiędzy stopą bezrobocia a jej wartością przybliżającą wartość równowagi dla poszczególnych województw (u_{it}^*). Stopę równowagi uzyskaliśmy poprzez zastosowanie filtra Hodricka-Pre-scotta z wartością parametru wygładzania $\lambda = 100$ (Hodrick, Prescott, 1997). Do równania włączyliśmy tak utworzoną zmienną z jednorocznym opóźnieniem. Ponadto, do równania włączyliśmy zmienną przełącznikową, $d_{2008-2011}$, która przyjmuje wartość 1 dla lat 2008–2011 oraz 0 w przeciwnym wypadku. Jej interakcja ze stopą wzrostu PKB pozwoli uchwycić dodatkowy wpływ okresu kryzysu na parametr prawa Okuna dla polskich województw. Ostateczna postać szacowanego równania jest następująca:

$$\Delta u_{it} = \alpha + \beta \Delta Y_{it} + \gamma (u_{i,t-1} - u_{i,t-1}^*) + d_{2008-2011} \Delta Y_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

Powyższe równanie zostanie oszacowane metodą regresji panelowej (Wooldridge, 2010) z efektami stałymi (*fixed effects*) oraz kontrolnie MNK na całej próbie dla najwęższej specyfikacji modelu. Oczekujemy, że oszacowane wartości parametrów β oraz γ będą ujemne. Zgodnie z postawioną hipotezą oczekujemy, że efekt lat kryzysowych ujawniony w oszacowaniu interakcji zmiennej przełącznikowej i stopy wzrostu PKB okaże się ujemny.

Model II

prawo Okuna można również sformułować w formie zależności odchyłeń stopy bezrobocia (u_{it}) od jej wartości długookresowej równowagi (u_{it}^*) oraz odchyłeń logarytmu PKB ($\ln Y_{it}$) od wartości logarytmu potencjalnego PKB ($\ln Y_{it}^*$):

$$u_{it} - u_{it}^* = \beta (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

Tak sformułowane równanie można rozszerzyć o opóźnioną o rok zmienną niezależną oraz dodać zmienną przełącznikową dla lat kryzysu wraz z interakcją ze zmienną niezależną z równania (6). Ostateczna postać modelu II jest następująca:

$$u_{it} - u_{it}^* = \beta_1 (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \beta_2 (\ln Y_{i,t-1} - \ln Y_{i,t-1}^*) + d_{2008-2011} (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

Stopa bezrobocia równowagi oraz logarytm potencjalnego PKB zostały oszacowane poprzez zastosowanie filtra Hodricka-Prescotta (z wartością parametru wygładzania $\lambda = 100$).

Analiza wyników regresji – Model I

Wyniki oszacowań modelu I, sformułowanego w równaniu (5) zamieszczono w tabeli 1. Wartości testu Hausmana wskazują na fakt, że w pierwszej specyfikacji dla modelu panelowego istnieje istotna różnica w oszacowaniach między modelem efektów stałych i losowych, co wskazuje na korzyść stosowania modelu efektów stałych. W pozostałych specyfikacjach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku istotnych różnic między tymi dwoma modelami, co wskazywałoby raczej na model efektów losowych, jednak zdecydowaliśmy się interpretować konsekwentnie model efektów stałych we wszystkich specyfikacjach, gdyż *p-value* dla wartości testu jedynie nieznacznie przekracza 5%. Test *F* na łączną nieistotność wszystkich zmiennych w każdej specyfikacji wskazuje silnie na odrzucenie

takiej hipotezy. Wartość testów F dla łącznej nieistotności efektów indywidualnych w modelach panelowych wskazuje na fakt, że pomiędzy poszczególnymi województwami nie istnieją istotne różnice w badanej zależności pomiędzy zmianami stopy bezrobocia oraz stopą wzrostu PKB, co uzasadniałoby nawet stosowanie prostej estymacji metodą najmniejszych kwadratów na całej próbie.

Z oszacowań wynikają następujące wnioski. Po pierwsze, wartość parametru związanego z prawem Okuna okazała się istotnie ujemna w każdej specyfikacji modelu, co pozwala wnioskować o istotnej statystycznie zależności między tempem wzrostu PKB a zmianami stopy bezrobocia w polskich województwach. Wartość tego parametru jest ponadto dość stabilna i wynosi w przybliżeniu $-0,4$, co jest wynikiem bliskim oszacowaniom dla gospodarki USA, pomimo istotnej różnicy w instytucjonalnych uwarunkowaniach rynku pracy w obu krajach. Oznacza to, że przyrost stopy wzrostu PKB w polskich województwach o jeden punkt procentowy koreluje ze spadkiem stopy bezrobocia przeciętnie o ok. 0,4 punktu procentowego. Posługując się najprostszą specyfikacją modelu można również stwierdzić, że wzrost PKB dopiero przekraczający 2,7% sprzyja zmniejszającej się stopie bezrobocia. Oszacowanie parametru okazało się istotne i ujemne, co jest zgodne z oczekiwaniami i ekonomiczną interpretacją. Zmiana stopy bezrobocia w danym okresie niejako koryguje odchylenie od wartości równowagi z poprzedniego okresu. W świetle uzyskanych oszacowań można stwierdzić, że okres ostatniego kryzysu wpłynął na zwiększenie reakcji zmian stopy bezrobocia na tempo wzrostu PKB. Efekt ten ilościowo jest jednak dość niewielki.

Tabela 1. Oszacowania parametrów modelu I

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MNK na całej próbie	FE	FE	FE
α	0,0110** [0,000]	0,0120** [0,000]	0,0107** [0,000]	0,0117** [0,000]
β	-0,4081** [0,000]	-0,4410** [0,000]	-0,4051** [0,000]	-0,3761** [0,000]
γ			-0,2176** [0,000]	-0,3014** [0,000]
$d_{2008-2011}$				-0,0031** [0,000]
N	256	256	256	256
Liczba jednostek	-	16	16	16
R^2	0,280	0,304	0,372	0,469
Test F	98,76 [0,000]	104,30 [0,000]	70,39 [0,000]	69,83 [0,000]
Test F dla efektów indywidualnych		0,64 [0,8386]	0,62 [0,8566]	0,69 [0,7921]
Test Hausmana		6,08 [0,0137]	5,59 [0,0612]	6,27 [0,0992]

Uwaga: W nawiasach kwadratowych podano wartości p -value oraz oznaczono istotność statystyczną gwiazdkami: (**) na poziomie 1% oraz (*) na poziomie 5%.

W kolejnym kroku, dla każdego $i = 1, \dots, 16$, oszacowano MNK osobno równanie prawa Okuna w najprostszej formie w celu wychwycenia ewentualnych różnic w wartości parametru β według województw:

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \Delta \ln Y_t + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Niewielka liczba obserwacji nie pozwala na szacowanie bardziej rozbudowanej postaci modelu z uwagi na konieczność estymacji większej liczby współczynników. Wartości oszacowanych parametrów powyższego równania przedstawiono w tabeli 2. We wszystkich przypadkach wartość parametru prawa Okuna okazała się ujemna. Była ona przy tym istotnie różna od zera dla 11 województw. Siła związku między wzrostem PKB a zmianą stopy bezrobocia, co do wartości bezwzględnej, mieściła się między 0,31 w woj. opolskim a 0,71 w woj. podkarpackim.

Tabela 2. Oszacowania współczynnika prawa Okuna dla poszczególnych województw, 1995–2011

Województwo	α		β		N	R ²
dolnośląskie	0,0184	[0,072]	-0,554*	[0,011]	16	0,379
kujawsko-pomorskie	0,0082	[0,252]	-0,4385*	[0,030]	16	0,295
lubelskie	0,0148**	[0,007]	-0,5584**	[0,001]	16	0,577
lubuskie	0,0101	[0,331]	-0,5345	[0,052]	16	0,244
łódzkie	0,0099	[0,238]	-0,3681	[0,063]	16	0,225
małopolskie	0,0186*	[0,020]	-0,4969**	[0,005]	16	0,443
mazowieckie	0,0115	[0,208]	-0,2452	[0,091]	16	0,191
opolskie	0,0042	[0,408]	-0,3076**	[0,009]	16	0,400
podkarpackie	0,0198**	[0,001]	-0,7135**	[0,000]	16	0,672
podlaskie	0,0099	[0,174]	-0,3574*	[0,044]	16	0,259
pomorskie	0,0111	[0,311]	-0,4097	[0,089]	16	0,193
śląskie	0,0156	[0,076]	-0,564*	[0,014]	16	0,358
świętokrzyskie	0,0120	[0,054]	-0,401**	[0,007]	16	0,415
warmińsko-mazurskie	0,0046	[0,670]	-0,3745	[0,170]	16	0,130
wielkopolskie	0,0183	[0,064]	-0,483*	[0,015]	16	0,353
zachodniopomorskie	0,0127	[0,145]	-0,6197*	[0,017]	16	0,345
Razem	0,011**	[0,000]	-0,4081**	[0,000]	256	0,280

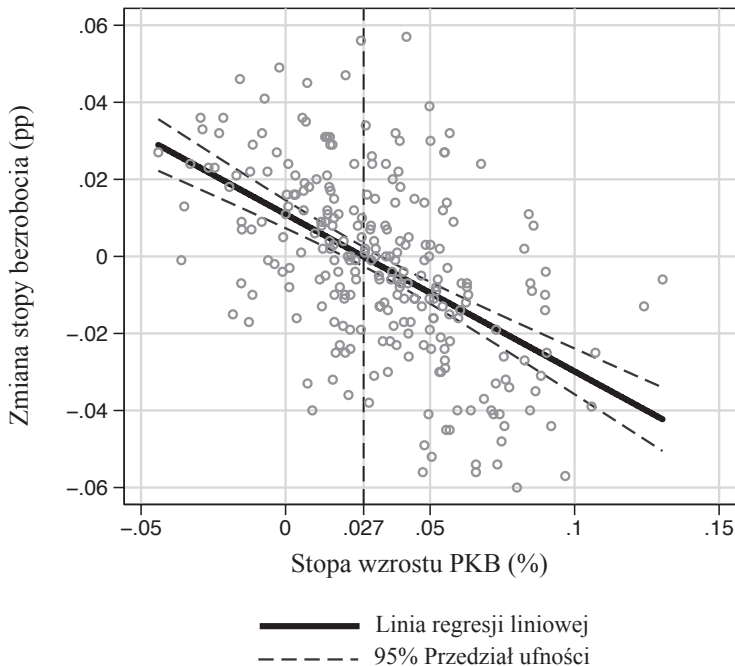
Uwaga: W nawiasach kwadratowych podano wartości *p-value* oraz oznaczono istotność statystyczną gwiazdkami: (**) na poziomie 1% oraz (*) na poziomie 5%.

Siła zależności opisywanej prawem Okuna jest dość zróżnicowana w poszczególnych województwach i można zastanawiać się nad przyczynami takiego stanu rzeczy. Na poziomie międzynarodowym zwykle różnice w oszacowaniach parametru Okuna interpretuje się w kategoriach różnic w instytucjach rynku pracy. W kontekście niniejszego badania zróżnicowanie instytucjonalne może objawiać się w praktyce jedynie w relacji przeciętnej płacy w danym województwie do płacy

cy minimalnej, która ustalana jest jednolicie dla całego kraju. Można postawić hipotezę, że za zróżnicowanie parametru Okuna w polskich województwach mogą odpowiadać również czynniki strukturalne, np. zróżnicowanie odsetka długotrwale bezrobotnych w populacji bezrobotnych ogółem czy też zróżnicowanie struktury działalności gospodarczej. Hipotezy te mogą stanowić punkt wyjścia do dalszych badań nad tym zjawiskiem. Prosta analiza zależności wielkości oszacowania parametru Okuna dla poszczególnych województw od ich cech strukturalnych nie dostarcza niestety przekonujących konkluzji (zob. Rys. 1 w aneksie). Na podstawie wykresów można stwierdzić, że większy przeciętny udział rolnictwa w PKB w danym województwie osłabia reakcję stopy bezrobocia względem zmian PKB. Z kolei większy udział przemysłu i budownictwa oraz większa średnia wartość stopy bezrobocia zwiększają siłę tej reakcji. Są to wyniki zgodne z przesłankami wynikającymi z teorii. Wydaje się, że pomiędzy parametrem Okuna a średnim udziałem długotrwale bezrobotnych w populacji bezrobotnych ogółem nie występuje żaden związek. Z uwagi na niewielką liczbę obserwacji wszystkie powyższe wnioski mogą mieć jednak charakter wyłącznie poglądowy.

Zależność między zmianą stopy bezrobocia a wzrostem PKB w poszczególnych województwach wraz z dopasowaną prostą regresji liniowej z 95% przedziałem ufności przedstawiono na wykresie 2.

Wykres 2. Zależność między wzrostem PKB a zmianą stopy bezrobocia według województw wraz z dopasowaną prostą regresji liniowej



Model II

W modelu II badana była zależność pomiędzy odchyleniem logarytmu PKB od logarytmu PKB potencjalnego a różnicą pomiędzy bieżącą stopą bezrobocia i stopą bezrobocia równowagi. Wyniki oszacowań parametrów równania (7) znajdują się w tabeli 3. Zakładaliśmy a priori szacowanie modelu efektów stałych (FE – *fixed effects*), lecz okazało się, że w każdej specyfikacji modelu test Hausmana wskazywał na model efektów losowych (RE – *random effects*), gdyż nie stwierdzono istotnych różnic w oszacowaniach parametrów w obu tych modelach.

W każdej specyfikacji stwierdzono istotną i ujemną zależność między odchyleniami PKB a odchyleniami stóp bezrobocia. Stwierdzić można, że 1 punkt procentowy dodatniej luki dochodowej powoduje odchylenie się bieżącej stopy bezrobocia poniżej bezrobocia równowagi o ok. 0,63 – 0,72 punktu procentowego. Interpretując tę zależność w duchu tradycyjnej analizy prawa Okuna należy stwierdzić, że każdy punkt procentowy stopy bezrobocia powyżej wartości długookresowej równowagi wiąże się z redukcją PKB poniżej wartości PKB potencjalnego o ok. 1,4 do 1,6%. Zmienna korygująca reakcję odchylenia stopy bezrobocia od swojej wartości równowagi na odchylenie PKB od wartości potencjalnej w okresie kryzysu okazała się istotna statystycznie i ujemna. Oznacza to, że w okresie kryzysu omawiana relacja, co do wartości bezwzględnej, uległa wzmocnieniu.

Tabela 3. Oszacowania parametrów modelu II

	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE
β_1	-0,7180** [0,000]	-0,7180** [0,000]	-0,6626** [0,000]	-0,6599** [0,000]	-0,6391** [0,000]	-0,6364** [0,000]
β_2			-0,1371** [0,001]	-0,1389** [0,001]	-0,1279** [0,002]	-0,1296** [0,001]
$d_{2008-2011}$					-0,1973* [0,045]	-0,1978* [0,037]
α	-0,0004 [0,722]	-0,0004 [0,714]	-0,0010 [0,345]	-0,0010 [0,331]	-0,0004 [0,695]	-0,0004 [0,689]
N	272	272	256	256	256	256
R^2	0,636	0,636	0,684	0,684	0,690	0,689
Liczba jednostek	16	16	16	16	16	16
Test F	489,97 [0,000]	518,71 [0,000]	285,16 [0,000]	602,37 [0,000]	192,85 [0,000]	611,46 [0,000]
Test Hausmana	0,00 [0,9965]		0,07 [0,9658]		0,06 [0,9957]	

Uwaga: W nawiasach kwadratowych podano wartości p -value oraz oznaczono istotność statystyczną gwiazdkami: (**) na poziomie 1% oraz (*) na poziomie 5%.

Model trzyrównaniowy

Związek między zmianami stopy bezrobocia i tempa wzrostu gospodarczego nie jest bezpośredni, co zostało opisane w części teoretycznej niniejszego artykułu. Zmiany produkcji oddziałują w pierwszej kolejności na zmiany zatrudnienia (równanie (9)), które przekładają się z kolei na zmiany bezrobocia (równanie (10)). W celu potwierdzenia związku między zmianami produkcji i stopą bezrobocia przetestowano hipotezę zerową, stwierdzającą, że parametr uzyskany z estymacji równania (11) jest statystycznie równy iloczynowi oszacowań parametrów uzyskanych z równań (9) i (10). Brak podstaw do odrzucenia tej hipotezy wskazywałby na logiczność mechanizmu powiązań między produkcją, zatrudnieniem i bezrobociem, opisywanych przez prawo Okuna.

Skonstruowano model trzyrównaniowy, który został wyestymowany metodą *Seemingly Unrelated Regression* (Zellner, 1962). Wszystkie równania zostały zapisane w formie odchyłeń od wartości równowagi długookresowej, wyznaczonej poprzez zastosowanie filtra Hodricka-Prescotta, jak poprzednio.

$$\ln E_{it} - \ln E_{it}^* = \gamma_1(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$u_{it} - u_{it}^* = \gamma_2(\ln E_{it} - \ln E_{it}^*) + \zeta_{it} \quad (10)$$

$$u_{it} - u_{it}^* = \beta(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \eta_{it} \quad (11)$$

Tabela 4. Oszacowania parametrów modelu trzyrównaniowego

Parametr	Oszacowanie	<i>N</i>	<i>R</i> ²
	1,072** [0,000]	272	0,591
	-0,602** [0,000]	272	0,736
	-0,652** [0,000]	272	0,631

H0: $\gamma_1 \cdot \gamma_2 = \beta$
 $\chi^2(1) = 0,06$
 $p > \chi^2 = 0,8038$

Uwaga: W nawiasach podano wartości *p-value* oraz oznaczono istotność statystyczną gwiazdkami: (**) na poziomie 1% oraz (*) na poziomie 5%.

Zgodnie z intuicją, zależność między zatrudnieniem i produkcją okazała się istotnie dodatnia, zaś zależność między zatrudnieniem i bezrobociem istotnie

ujemna. Uzyskane oszacowanie parametru wskazuje, że odchylenia tempa wzrostu od ścieżki długookresowej w stopniu niemal 1 do 1 przekładają się na odpowiednie zmiany stopy zatrudnienia. Wartość parametru, co do wartości bezwzględnej mniejsza od 1, wskazuje na fakt, że zmiany w zatrudnieniu nie znajdują odzwierciedlenia w analogicznej zmianie stopy bezrobocia, co może wynikać z omawianych w części teoretycznej czynników, takich jak procykliczność aktywności ekonomicznej lub koszty zatrudnienia.

Zależność opisywana prawem Okuna znajduje swoje potwierdzenie w oszacowaniu parametru równania (11). Wynik testu dla hipotezy zerowej o tym, że wartość oszacowania parametru z równania (11) jest iloczynem oszacowań parametrów dwóch pierwszych równań, nie daje podstaw do jej odrzucenia.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki badania wrażliwości stopy bezrobocia względem zmian produkcji zagregowanej w Polsce w okresie lat 1995–2011. Wykorzystano przy tym obie stosowane w światowej literaturze metody – badanie na różnicach względem roku poprzedzającego, jak i na odchyleniach od wartości długookresowych (stanowiących przybliżenie wartości naturalnych – stopy bezrobocia i produktu). Oszacowania uzyskane dla modelu na różnicach różniły się w zależności od przyjętej specyfikacji modelu, ale generalnie kształtowały się na poziomie około $-0,4$. Jest to wynik nie odbiegający istotnie od wyników uzyskanych we wcześniejszych badaniach dla Polski. Płasuje on gospodarkę Polski w środku stawki krajów OECD, przy czym jest zbliżony do wyniku dla USA w podobnych badaniach. W modelu na odchyleniach od wartości długookresowych, siła reakcji stopy bezrobocia na odchylenie się stopy wzrostu od jej wartości długookresowej jest silniejsza, przy czym różnice w specyfikacji modelu powodują, iż nie ma możliwości bezpośredniego porównania wyników uzyskanych w obu modelach.

Badanie pozwoliło na stwierdzenie różnic w sile zależności między zmianami produkcji zagregowanej a bezrobociem w poszczególnych województwach. Jednak różnice te nie okazały się duże. Co więcej trudno jest wskazać proste zależności między cechami strukturalnymi poszczególnych województw a wartością oszacowanego parametru. Istnieją jedynie przesłanki dla postawienia hipotez o związku między wartością parametru Okuna a strukturą gospodarki danego regionu, choć wymagają one precyzyjnej operacjonalizacji i dalszych badań.

Bibliografia

- Adams C., Coe D. T. (1989), A systems approach to estimating the natural rate of unemployment and potential output for the United States, Staff Papers-International Monetary Fund, 37 (2).
- Andrei D. B., Vasile D., Adrian, E. (2009), The correlation between unemployment and real gdp growth. A case study of Romania, Annals of the University of Oradea, Economic Science Series, 18 (2).
- Apel M., Jansson P. (1999), A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU, Economics letters, 64 (3).
- Attfield C., Silverstone B. (1997), Okun's coefficient: a comment. Review of economics and statistics, 79 (2).
- Ball L., Leigh D., Loungani P. (2013), Okun's Law: Fit at Fifty?, National Bureau of Economic Research, No. w18668.
- Bean C. R. (1994), European unemployment: a survey, Journal of economic literature, 32 (2).
- Beveridge S., Nelson C. (1981), A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle', Journal of Monetary economics, 7 (2).
- Bishop J., Haveman R. (1979), Selective employment subsidies: can Okun's law be repealed?, The American economic review, 69 (2).
- Blanchard O., Wolfers J. (2000), The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence, The Economic Journal, 110 (462).
- Blanchard O., Summers L. H. (1986), Hysteresis and the European unemployment problem [w:] NBER Macroeconomics Annual 1, Mit Press.
- Clark P. (1989), Trend reversion in real output and unemployment, Journal of Econometrics, 40 (1).
- Cuaresma J. (2003), Okun's Law Revisited, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65 (4).
- Dykas P., Misiak T., Tokarski T. (2013), Czynniki kształtujące regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 2002–2010, Humanities and Social Sciences, 20 (1).
- Freeman D. (2000), Regional tests of Okun's law, International Advances in Economic Research, 6 (3).
- Friedman M. (1975), Rola polityki pieniężnej [w:] Szeworski A. (red.), Teoria i polityka stabilizacji koniunktury. Wybór tekstów, PWE.
- Gordon R. (1997), The time-varying NAIRU and its implications for economic policy, National bureau of economic research, No. WP5735.
- Gordon R., Clark P. K. (1984), Unemployment and Potential Output in the 1980s, Brookings Papers on Economic Activity, 15 (2).
- Hansen B. (1996), Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis, 64 (2).
- Harvey A. (1990), Forecasting, structural time series models and the Kalman filter, Cambridge University Press.

- Hodrick R., Prescott E. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1).
- Jaeger A., Parkinson M. (1994), Some evidence on hysteresis in unemployment rates, *European Economic Review*, 38 (2).
- King R., Stock J., Watson M. (1995), Temporal instability of the unemployment-inflation relationship, *Economic Perspectives*, 5.
- Knotek E. S. (2007), How useful is Okun's law? *Economic Review*, 4.
- Komisja Europejska (2012), *Employment and Social Developments in Europe 2012*.
- Kucharski L., Tokarski T., Kwiatkowski E. (2003), Wzrost gospodarczy a zatrudnienie w Polsce i niektórych krajach OECD, *Wiadomości Statystyczne*, 10.
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. (2012), Wpływ prawnej ochrony zatrudnienia na rynek pracy w warunkach negatywnego szoku ekonomicznego, *Gospodarka Narodowa*, 11–12.
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. (2014), Importance of Employment Protection and Types of Employment Contracts for Elasticity of Employment in the OECD Countries, *Comparative Economic Research*, 17 (1).
- Layard R., Nickell S. J., Jackman R. (1994), *The unemployment crisis*, Oxford University Press.
- Lee J. (2000), The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries, *Journal of Macroeconomics*, 22 (2).
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T. (2013), Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002–2011. *Gospodarka Narodowa*, 9.
- Meyer B., Tasci M. (2012), An unstable Okun's Law, not the best rule of thumb, *Economic Commentary*, 7.
- Moscarini G., Postel-Vinay F. (2012), The contribution of large and small employers to job creation in times of high and low unemployment. *The American Economic Review*, 102 (6).
- Nickell S. J. (1987), Dynamic models of labour demand, *Handbook of Labor Economics*, 1.
- Nickell S., Layard R. (1999), Labor market institutions and economic performance, *Handbook of labor economics*, 3.
- Okun A. (1962), *Potential GNP, its measurement and significance*, Cowles Foundation, Yale University.
- Phelps E. (1967), Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time, *Economica*, 34.
- Prachowny M. (1993), Okun's law: theoretical foundations and revised estimates, *The Review of Economics and Statistics*, 75 (2).
- Ravn M., Uhlig H. (2002), On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations, *Review of economics and statistics*, 84 (2).
- Strzelecki P., Saczuk K., Wyszyński R. (2009), Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji, *Bank i Kredyt*, 6.

- Tootell G. (1994), Restructuring, the NAIRU, and the Phillips Curve, *New England Economic Review*, 9.
- Watson M. (1986), Univariate detrending methods with stochastic trends, *Journal of monetary economics*, 18 (1).
- Wooldridge J. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data – second edition*, The MIT Press.
- Zellner A. (1962) An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association* 57: 348–368.
- Ziomek A. (2006), Produkt krajowy a bezrobocie. Badanie związku między zmianami produktu krajowego a bezrobociem w Polsce, w wybranych krajach Unii Europejskiej oraz Stanach Zjednoczonych Ameryki Północnej, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu.

Aneks

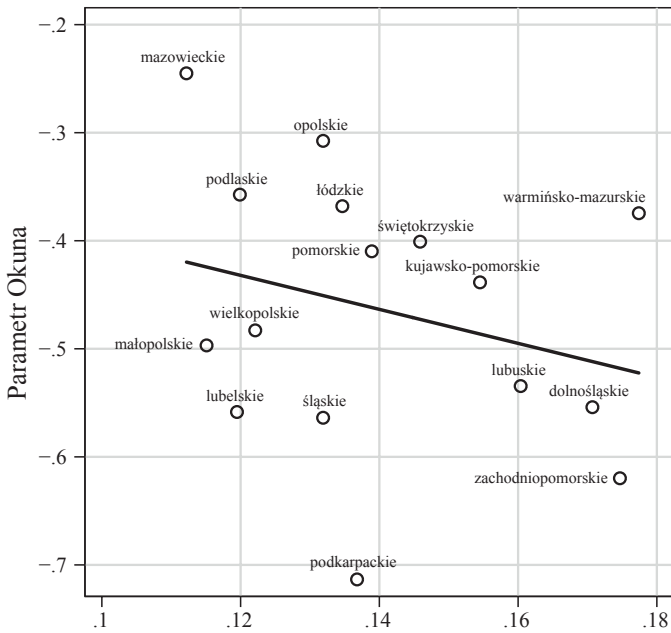
Tabela A1. Statystyki opisowe zmiennych wykorzystywanych w badaniu empirycznym

woj.	Zmienna	Min	Max	Średnia	Odchylenie standardowe
dolnośląskie	Stopa bezrobocia (%)	9,10	26,10	17,07	5,89
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	27433,00	51638,54	37062,58	7803,83
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-5,70	4,50	-0,35	2,82
	Stopa wzrostu PKB (%)	-3,24	10,16	4,08	3,26
kujawsko-pomorskie	Stopa bezrobocia (%)	9,10	22,10	15,45	4,43
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	17966,64	27637,94	22219,64	3463,98
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-4,80	3,00	-0,32	2,30
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,52	7,76	2,67	2,94
lubelskie	Stopa bezrobocia (%)	7,80	16,70	11,95	2,94
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	15347,00	23568,60	18630,70	2690,92
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-3,20	4,60	-0,02	1,86
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,56	7,92	2,75	2,61
lubuskie	Stopa bezrobocia (%)	6,50	26,30	16,04	6,18
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	8576,31	13507,34	10816,00	1752,18
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-5,20	5,60	-0,47	3,19
	Stopa wzrostu PKB (%)	-2,13	9,39	2,84	3,05
łódzkie	Stopa bezrobocia (%)	6,70	20,30	13,46	4,52
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	21012,51	36732,07	28367,44	5229,77
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-4,10	3,20	-0,26	2,24
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,80	8,83	3,48	2,98
mazowieckie	Stopa bezrobocia (%)	6,00	17,00	11,22	3,48
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	56507,00	139216,30	96165,86	24993,72
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-3,10	2,40	-0,23	1,83
	Stopa wzrostu PKB (%)	0,09	13,20	5,85	3,46

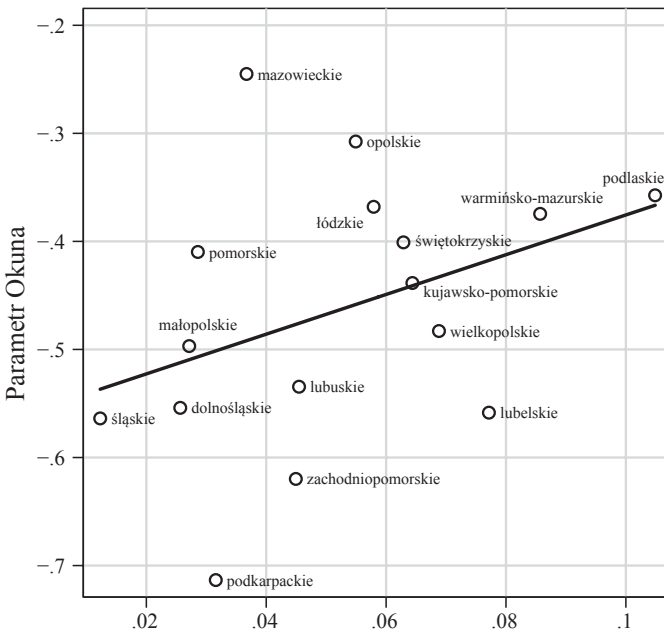
małopolskie	Stopa bezrobocia (%)	6,20	18,00	11,51	3,44
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	24394,00	45425,18	33659,86	6707,72
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-4,00	3,50	-0,07	2,13
	Stopa wzrostu PKB (%)	-3,45	8,62	4,00	2,93
opolskie	Stopa bezrobocia (%)	6,60	19,70	13,19	3,92
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	9249,37	13011,71	10664,44	1472,50
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-3,90	3,60	-0,19	2,24
	Stopa wzrostu PKB (%)	-4,31	13,93	2,12	4,82
podkarpackie	Stopa bezrobocia (%)	8,20	18,20	13,68	3,20
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	14028,00	22374,20	17722,08	2729,94
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-4,00	4,90	-0,10	2,13
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,18	6,62	2,99	2,52
podlaskie	Stopa bezrobocia (%)	6,40	17,90	11,99	3,45
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	8238,00	13853,05	10901,12	1794,87
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-2,90	3,10	-0,18	1,99
	Stopa wzrostu PKB (%)	-2,42	9,45	3,34	2,95
pomorskie	Stopa bezrobocia (%)	5,50	21,50	13,89	5,04
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	19198,00	35519,96	26175,64	5342,73
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-5,40	3,00	-0,46	2,65
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,93	8,82	3,96	2,94
śląskie	Stopa bezrobocia (%)	6,60	20,30	13,19	5,05
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	51006,00	81912,08	62862,55	10649,83
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-6,00	4,70	-0,11	2,68
	Stopa wzrostu PKB (%)	-1,22	9,39	3,04	2,95
świętokrzyskie	Stopa bezrobocia (%)	8,80	20,60	14,59	3,47
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	9144,00	15137,89	11966,56	2117,50
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-3,50	2,30	-0,06	2,05
	Stopa wzrostu PKB (%)	-2,63	9,04	3,22	3,41

warmińsko- mazurskie	Stopa bezrobocia (%)	7,50	25,90	17,74	6,24
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	10167,00	16820,05	13258,54	2202,72
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-5,40	5,70	-0,72	2,78
	Stopa wzrostu PKB (%)	-3,54	7,56	3,23	2,74
wielkopolskie	Stopa bezrobocia (%)	6,10	18,20	12,21	4,17
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	28601,00	56843,82	42528,78	8957,85
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-4,50	4,10	-0,24	2,46
	Stopa wzrostu PKB (%)	-0,73	11,31	4,43	3,18
zachodniopomorskie	Stopa bezrobocia (%)	9,60	26,00	17,47	5,31
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	15476,00	23311,90	19358,59	2586,27
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-5,60	3,90	-0,32	2,76
	Stopa wzrostu PKB (%)	-2,83	6,80	2,63	2,67
Razem	Stopa bezrobocia (%)	5,50	26,30	14,04	4,88
	PKB (w cenach stałych, mln PLN)	8238,00	139216,30	28897,52	23512,02
	Zmiana stopy bezrobocia (pp)	-6,00	5,70	-0,26	2,35
	Stopa wzrostu PKB (%)	-4,31	13,93	3,41	3,16

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BDL, GUS, dostęp online.



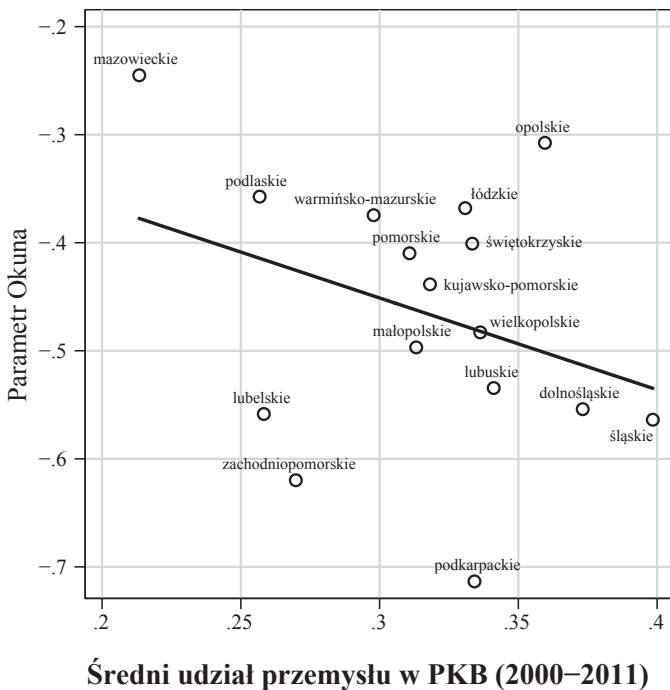
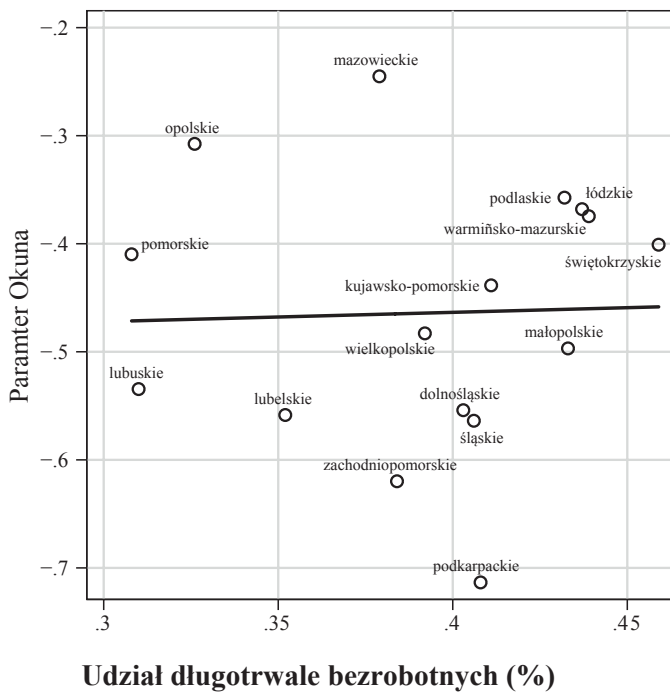
Średnia stopa bezrobocia 1995–2011



Średni udział rolnictwa w PKB (2000–2011)

Rysunek 1. Zależność parametru Okuna od cech strukturalnych województw

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BDL, GUS.



Unemployment rate sensitivity to GDP fluctuations across Polish voivodeships

Abstract

This article takes up the issue of sensitivity of unemployment with respect to changes in the aggregate production in Poland, in the years 1995-2011. It continues a long tradition of empirical literature on Okun's Law. The issue of consequences of economic growth changes for the labour market gained importance recently, especially with the recent economic crisis and significant slowdown in economic growth in Poland. In the study we used data on unemployment rates and economic growth for sixteen Polish voivodeships to estimate the parameters of the Okun equation in two versions (in the „difference” version and „gap” version). We used econometric methods suitable for panel data. The estimated Okun's parameter, amounting to an average of about 0.4, places Poland in the middle of the ranking of the OECD countries in terms of sensitivity of changes in unemployment relative to GDP. The hypothesis of a significantly stronger response of unemployment to changes in GDP in the period after 2008 (crisis in the global economy) was tested as well. The paper presents the Okun's parameter estimates for each voivodeship in Poland and formulates hypothesis regarding the causes of their variability being related to economic structures and labour supply features of Polish voivodeships.

Keywords: Okun's law, GDP fluctuations, unemployment, voivodeships.

JEL Codes: E24, J23, E32.