

DOI: 10.18559/SOEP.2017.5.10

Sławomir Kuźmar

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Ekonomii,
Katedra Makroekonomii i Badań nad Rozwojem
slawomir.kuzmar@ue.poznan.pl

PROCYKLICZNOŚĆ WYDAJNOŚCI PRACY W REGIONACH POLSKI¹

Streszczenie: Zjawisko procykliczności wydajności pracy jest współcześnie jednym z podstawowych stylizowanych faktów makroekonomicznych. W artykule przeprowadzono analizę zjawiska procykliczności wydajności pracy i jego determinant w regionach Polski² w latach 1995–2013. W części teoretycznej dokonano identyfikacji wskazywanych w teorii ekonomii determinant tego zjawiska oraz krytycznego przeglądu wyników badań empirycznych w tym zakresie. Stwierdzono m.in., że czynnikami wpływającymi na występowanie tego zjawiska są: szoki technologiczne, rosnące przychody skali oraz tzw. chomikowanie pracy (*labor hoarding*). Analiza empiryczna polegała na ocenie zależności korelacyjnych pomiędzy wydajnością pracy (na pracownika i godzinę pracy) a koniunkturą gospodarczą w poszczególnych województwach. Uzyskane wyniki pozwalają wnioskować, że w części analizowanych województw wydajność pracy ma charakter procykliczny.

Słowa kluczowe: wydajność pracy, chomikowanie pracy, procykliczność wydajności pracy.

Klasyfikacja JEL: O47, E32.

¹ Badanie zostało sfinansowane ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu 2014/13/N/HS4/02061 pt. „Determinanty regionalnej wydajności pracy w Polsce w latach 1995–2013”.

² W niniejszym opracowaniu regiony utożsamiane są z administracyjnie wydzielonymi obszarami kraju (określanymi mianem województw), co warunkowane jest zwłaszcza sposobem gromadzenia danych statystycznych, a także zakresem funkcjonowania organów instytucji rządowych i samorządowych.

PROCYCLICALITY OF LABOUR PRODUCTIVITY IN POLISH REGIONS IN 1995–2013

Abstract: The procyclicality of labour productivity is one of the basic stylized facts of economics. The aim of the paper is to analyse the procyclical properties of labour productivity in Polish regions in the years 1995–2013. In the theoretical part, a critical analysis of the literature is used to identify the possible determinants of the analysed effect. It was found that three of them are usually mentioned: technological shocks, increasing returns to scale and labour hoarding. In the empirical part, an assessment of labour productivity procyclical behaviour was performed. The obtained results confirm that labour productivity in some Polish regions is procyclical.

Keywords: labour productivity, labour hoarding, procyclicality of labour productivity.

Wstęp

Pozytywne zmiany w wydajności pracy uważane są współcześnie za jedną z głównych sił zapewniających stabilny rozwój gospodarki. Nie dziwi więc to, że ekonomiści już od wielu lat przywiązują dużą wagę do analiz fluktuacji wydajności pracy. Procykliczny charakter zmian tej kategorii został potwierdzony w wielu analizach empirycznych [Kydland i Prescott 1982; Rotemberg i Summers 1990; Hansen i Wright 1992; Fiorito i Kollintzas 1994; Christodoulakis, Dimelis i Kollintzas 1995; Strzelecki, Wyszyński i Sączuk 2009]. Jednak pomimo licznych badań nad przyczynami tego zjawiska [Hall 1987; Aizcorbe 1992; Bernanke i Parkinson 1991; Basu 1996; Sbordone 1997; Hart i Malley 1999; Basu i Freland 2001; Inklaar 2007] uzyskiwane wyniki są ciągle niejednoznaczne i różnią się w zależności od kraju i okresu analizy. Ograniczona jest także liczba opracowań dotyczących bardziej zdezagregowanych poziomów (branż, regionów, przedsiębiorstw).

Wobec powyższego celem niniejszego opracowania jest analiza zjawiska procykliczności wydajności pracy dokonana na podstawie krytycznego przeglądu literatury oraz badań empirycznych przeprowadzonych dla polskich województw w latach 1995–2013.

Artykuł składa się z trzech części oraz syntetycznego podsumowania. W pierwszej części zaprezentowano wybrane teorie wyjaśniające przyczyny występowania procykliczności wydajności pracy. Druga część opracowania to krytyczny przegląd badań empirycznych dotyczących tego zjawiska

oraz jego determinant. W kolejnej części dokonano szczegółowej analizy zależności korelacyjnych występujących pomiędzy wydajnością pracy a koniunkturą gospodarczą w poszczególnych województwach Polski w latach 1995–2013. Opracowanie kończy syntetyczne podsumowanie.

1. Procykliczność wydajności pracy – wnioski z literatury

W teorii ekonomii oraz w licznych badaniach empirycznych [Prescot 1986; Hall 1987; Bernanke i Parkinson 1991; Cooley i Prescott 1995; Basu 1996; Hart i Malley 1999; Basu i Freland 2001; Inklaar 2007; Strzelecki, Wyszyński i Saczuk 2009] najczęściej analizowanymi determinantami zjawiska procykliczności wydajności pracy są: szoki technologiczne, rosnące przychody skali oraz zjawisko chomikowania pracy. Każda z wyżej wskazanych determinant jest blisko powiązana z konkurującymi ze sobą teoriami występowania cykli koniunkturalnych.

Szoki technologiczne jako podstawowa przyczyna procykliczności wydajności pracy (a także przyczyna cykli koniunkturalnych) wskazywane są przez przedstawicieli szkoły realnego cyklu koniunkturalnego [Prescot 1986; Cooley i Prescott 1995]. Zgodnie z ich poglądami, to nie wahania koniunkturalne powodują cykliczność wydajności pracy, lecz egzogeniczne zmiany tej wydajności (szoki technologiczne) są główną przyczyną zmian koniunkturalnych. R. Barro i R. King [1984] wskazują ponadto, że mechanizmem zwiększającym te fluktuacje jest międzyokresowa substytucja pracy. Procykliczność wydajności pracy wzmacniana jest także przez to, że istotne innowacje technologiczne występują znacznie częściej w okresach ożywienia gospodarczego niż w okresach stagnacji.

Koncepcja wskazująca, że procykliczność wydajności pracy spowodowana jest rosnącymi przychodami skali w funkcji produkcji (dla stałego poziomu technologii), rozwinięta została przez R. Halla [1987; 1988; 1990]. Autor ten wskazuje, że w warunkach rosnących przychodów skali spadek nakładów czynników produkcji podczas recesji prowadzi do bardziej niż proporcjonalnego spadku wielkości produkcji. Ponieważ wielkość produkcji spada szybciej niż liczba pracowników, zmniejsza się również ich wydajność. Z kolei w okresach dobrej koniunktury gospodarczej wzrost nakładów czynników produkcji prowadzi do bardziej niż proporcjonalnego wzrostu produktu całkowitego, co oznacza wzrost wydajności pracy. Występowanie rosnących przychodów skali może być determinowane wieloma czynnikami. S. Basu [2008, s. 1] za najistotniejsze determinanty uznaje: występowanie

nie kosztów stałych (wtedy wzrost ilości produkowanych dóbr przekłada się na spadek całkowitych kosztów przeciętnych), pozytywne efekty związane z rozpowszechnianiem się i przejmowaniem wiedzy (*knowledge spillovers*), innowacje technologiczne, a także korzyści związane z tworzeniem się rozległych rynków (*thick markets*), które polegają na obniżeniu średnich kosztów pracy oraz większej możliwości kooperacji między przedsiębiorstwami.

Ostatnim, a zarazem współcześnie najczęściej wskazywanym wyjaśnieniem procykliczności wydajności pracy jest zjawisko chomikowania pracy (*labour hoarding*)³ [Bernanke i Parkinson 1991; Basu 1996; Basu i Freland 2001; Inklaar 2007; Strzelecki, Wyszyński i Saczuk 2009]. W polskiej literaturze ekonomicznej spotykany jest także termin przechowywanie pracowników [Welfe i Welfe 2004].

Formalnie zjawisko chomikowania pracy przedstawione zostało w modelu dynamicznego popytu na pracę R. Nickella [1986], w którym uwzględnione zostały koszty związane z wymianą personelu, oraz w modelu S. Smitha [2003] – zakładającym możliwość ograniczonego dostosowania liczby godzin pracy zatrudnionych pracowników. Zgodnie z założeniami przyjętymi w pierwszym modelu, chomikowanie pracy powinno prowadzić do łagodniejszego dostosowania poziomu zatrudnienia do bieżącej koniunktury gospodarczej, niż wynika to z modeli nieuwzględniających kosztów związanych ze zmianą personelu (określanych często jako koszty rotacji). Dzieje się tak, ponieważ w okresie ożywienia gospodarczego przedsiębiorstwa – chcąc uniknąć dodatkowego kosztu związanego z poszukiwaniem nowych pracowników – nie zatrudniają takiej liczby dodatkowych pracowników, jaka wynikałaby ze wzrostu popytu. Z kolei w okresie recesji liczba zwolnień jest bardziej ograniczona niż spadek popytu, co wynika z chęci ograniczenia przyszłych kosztów związanych z poszukiwaniem dodatkowych pracowników w okresie ożywienia [Nickell 1986, s. 494]. Dodanie do modelu możliwości dostosowania przez pracodawców przeciętnej liczby przepracowanych godzin powoduje, że zatrudnienie nie tylko zmienia się łagodniej niż popyt, ale także z pewnym opóźnieniem. Opóźnienie to wynika z faktu, że w krótkim okresie tańszym sposobem niż dostosowanie zatrudnienia są zmiany liczby przepracowanych godzin. Dostosowania te mogą jednak się odbywać tylko w pewnych granicach i stąd po wyczerpaniu się możliwości

³ Należy dodać, że w niektórych pracach empirycznych [Basu 1996, s. 720; Inklaar 2007, s. 823] zjawisko chomikowania pracy jest traktowane jedynie jako efekt niewłaściwego pomiaru nakładu czynnika pracy (*unmeasured input utilization*), spowodowany przyjęciem za miarę nakładu czynnika pracy wyłącznie wielkości zatrudnienia, a nie liczby przepracowanych godzin czy poziomu wysiłku wkładanego w pracę przez poszczególnych pracowników.

zmniejszania liczby godzin pracy w okresie recesji zmniejszać się zaczyna także samo zatrudnienie. Z kolei w czasie ożywienia gospodarczego, po osiągnięciu maksymalnej liczby przepracowywanych godzin powinien nastąpić wzrost zatrudnienia [Smith 2003, s. 48–50].

Przedstawione wyżej modele za główne przyczyny niedostatecznej elastyczności zatrudnienia uznają koszty związane z rotacją personelu oraz możliwość krótkookresowych dostosowań w liczbie przepracowanych godzin. Współcześnie jednak jako istotną przyczynę niedostatecznej elastyczności zatrudnienia wskazuje się coraz częściej także sztywności rynku pracy, mające źródło w jego instytucjonalnym otoczeniu [Ertman 2011; Gnocchi i Pappa 2013]. Do najważniejszych instytucji rynku pracy wpływających na jego elastyczność współcześni ekonomiści [Blanchard i Wolfers 1999; Layard, Nickell i Jackman, 2005; Boeri i van Ours 2011; Ostoj 2012; Woźniak-Jęchorek 2013] zaliczają: prawną ochronę pracowników, siłę związków zawodowych, regulacje dotyczące płacy minimalnej, wielkość klina podatkowego oraz kształt systemu zabezpieczenia społecznego.

W. Oi [1962] zwrócił uwagę, że zjawisko procykliczności wydajności pracy będzie zależało również od poziomu kapitału ludzkiego w danym przedsiębiorstwie. Gdy wielkość produkcji spada, przedsiębiorstwo nie redukuje zatrudnienia, ponieważ chce zachować specyficzny kapitał ludzki, który posiadają zatrudnieni w nim pracownicy, a którego wytworzenie związane było ze znacznymi kosztami poniesionymi przez przedsiębiorstwo.

Można zatem stwierdzić, że na skutek istnienia kosztów rotacji, otoczenia instytucjonalnego rynku pracy, a także istotnego znaczenia specyficznego dla poszczególnych przedsiębiorstw kapitału ludzkiego, popyt na pracę będzie charakteryzował się mniejszą wrażliwością na wahania koniunkturalne niż wielkości produkcji. Mniej elastyczny poziom zatrudnienia w połączeniu z dynamicznymi zmianami wielkości produkcji powoduje więc, że wydajność pracy ma charakter procykliczny.

Warto dodać, że w literaturze przedstawia się również teorie przeciwstawiające się twierdzeniu o występowaniu zjawiska procykliczności wydajności pracy. Wskazuje się bowiem [Caballero i Hammour 1994; Mustre-del-Rio 2012], że recesje mają charakter „oczyszczający” (*cleansing effects of recessions*), ponieważ są dla przedsiębiorstw okazją, aby zracjonalizować poziom zatrudnienia i wykorzystywanego kapitału. W modelu opracowanym przez J. Caballera i L. Hammoura [1994] wskazuje się, że firmy będą zwiększać wydajność pracy podczas spowolnienia gospodarczego poprzez pozbywanie się przestarzałego kapitału oraz (korzystając ze spadku cen) inwestowanie w najnowsze technologie. Jednak przeprowadzone badania

[Caballero i Hammour 1994, s. 1365] wskazują, że zjawisko to ma ograniczone znaczenie, przynajmniej w porównaniu z czynnikami wpływającymi na procykliczność wydajności pracy.

2. Przegląd wyników badań empirycznych

Procykliczność wydajności pracy była przedmiotem wielu badań empirycznych, które przeprowadzono zarówno na poziomie makroekonomicznym, jak i mikroekonomicznym, wykorzystując w tym celu dane dla różnych państw i okresów. Wyniki uzyskane w wybranych badaniach nad tym zjawiskiem (zebrane przez R. Harta i R. Malleya [1999, s. 533–550]), zaprezentowano w tabeli 1. W celu określenia stopnia procykliczności wydajności pracy w prezentowanych badaniach wyznaczono wartość współczynnika korelacji pomiędzy dynamiką wielkości produktu a wydajnością pracy. Wartość ta okazała się dodatnia we wszystkich analizach, co wskazuje na powszechność występowania zjawiska procykliczności wydajności pracy na poszczególnych rynkach pracy.

Tabela 1. Wartości współczynnika korelacji pomiędzy zmianami koniunkturalnymi a wydajnością pracy

Badanie (rok)	Okres analizy*	Kraj	Współczynnik korelacji
Kydland i Prescott [1982]	1950.1–1979.2	Stany Zjednoczone	0,10
Hansen [1985]	1955.3–1984.1	Stany Zjednoczone	0,42
Prescott [1986]	1954.1–1982.4	Stany Zjednoczone	0,34
McCallum [1989]	1955.3–1984.1	Stany Zjednoczone	0,42
Kydland i Prescott [1990]	1954.1–1984.2	Stany Zjednoczone: badanie gospodarstw domowych badanie statystyczne	0,51 0,31
Benhabib, Rogerson i Wright [1991]	1954.1–1988.2	Stany Zjednoczone	0,51
Bencivenga [1992]	1954.1–1985.2	Stany Zjednoczone	0,44
Hansen i Wright [1992]	1947.1–1991.3	Stany Zjednoczone: badanie gospodarstw domowych badanie statystyczne	0,63 0,31

cd. tabeli 1

Badanie (rok)	Okres analizy*	Kraj	Współ- czynnik korelacji
Fiorito i Kollintzas [1994]	1960.1–1989.4	Stany Zjednoczone	0,83
		Kanada	0,52
		Japonia	0,90
		Niemcy	0,61
		Francja	0,78
		Wielka Brytania	0,76
		Włochy	0,85
Christodoulakis, Dimelis i Kollintzas [1995]	1960–1990	Belgia	0,82
		Dania	0,53
		Francja	0,84
		Niemcy	0,31
		Grecja	0,93
		Irlandia	0,67
		Włochy	0,91
		Luksemburg	0,65
		Holandia	0,55
		Portugalia	0,85
		Hiszpania	0,39
		Wielka Brytania	0,56
		Strzelecki, Wyszyński i Sączuk [2009]	1996.1–2009.1

* Cyfry po kropce oznaczają kwartały.

Źródło: na podstawie pracy R. Harta i J. Malleya [1999 s. 536]; dane rozszerzono o wyniki uzyskane przez P. Strzeleckiego, R. Wyszyńskiego i K. Sączuk [2009]. Prezentowane wyniki otrzymane zostały poprzez porównanie dynamiki wielkości produkcji i wydajności pracy na godzinę pracy (w badaniach R. Fiorita i T. Kollintzasa [1994] oraz N. Christodoulakisa, S. Dimelis i T. Kollintzasa [1995] wykorzystana została dynamika wydajności pracy na zatrudnionego).

Szczegółowe badanie dotyczące relacji pomiędzy wydajnością pracy a cyklem koniunkturalnym w Polsce zostało przeprowadzone przez P. Strzeleckiego, R. Wyszyńskiego i K. Sączuk [2009, s. 86]. Autorzy zbadali zależność korelacyjną dla całej gospodarki w okresie od I kwartału 1996 roku do I kwartału 2009 roku. Analiza została przeprowadzona zarówno na danych nieprzefiltrowanych, jak i oczyszczonych z wahań krótkookresowych oraz

z trendu. W pierwszej grupie – danych nieprzefiltrowanych – współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla obserwowanego okresu w wypadku wydajności na zatrudnionego wyniósł niespełna 0,4. Związek między szeregami opisującymi wzrost gospodarczy a wydajnością godzinową był nieco słabszy – współczynnik korelacji wyniósł około 0,3. W wypadku szeregów przefiltrowanych współczynniki korelacji dla wydajności pracowników i godzin pracy były prawie identyczne i wyniosły ponad 0,8.

R. Hart i J. Malley [1999] zwracają jednak uwagę na niebezpieczeństwo przeprowadzania analiz wydajności pracy z wykorzystaniem danych o wysokim poziomie agregacji i wskazują na konieczność przeprowadzenia badań znacznie bardziej szczegółowych (dla poszczególnych regionów, gałęzi gospodarki czy nawet przedsiębiorstw). Cytowani autorzy przeprowadzili analizę relacji pomiędzy zmianami cyklu koniunkturalnego a wydajnością pracy w 450 przedsiębiorstwach funkcjonujących w amerykańskim sektorze przemysłowym. W badaniu wykorzystano dane kwartalne z okresu 1958–1991. Uzyskane wyniki wskazują, że wydajność pracy była istotnie procykliczna w wypadku 63% przedsiębiorstw, brak relacji pomiędzy cyklem koniunkturalnym a wydajnością pracy zaobserwowano w 36%, natomiast acykliczny charakter wydajności pracy stwierdzono w 1% przedsiębiorstw. Uzyskane wyniki były jednak wyraźnie zróżnicowane w poszczególnych branżach. Procykliczną wydajnością pracy charakteryzowało się aż 89% przedsiębiorstw z branży chemicznej, natomiast antycyklicznością aż 74% przedsiębiorstw produkujących maszyny i wyposażenie dla przedsiębiorstw [Hart i Malley 1999, s. 533].

Empiryczna identyfikacja przyczyn zjawiska procykliczności wydajności pracy przeprowadzona przez S. Basu [1996, s. 729–748] oraz S. Basu i J. Frelanda [2001, s. 51–56] wykazała z kolei, że większość procyklicznych wahań wydajności pracy powodowana jest zmianami w poziomie wykorzystania czynników produkcji, zjawiskiem rosnących przychodów skali oraz realokacją zasobów pomiędzy sektorami o różnej wrażliwości na zmiany koniunkturalne. Wyniki uzyskane przez A. Aizcorbe [1992, s. 860–873] jako główną przyczynę procykliczności wydajności pracy również wskazują rosnące przychody skali oraz zjawisko chomikowania pracy. Wskazuje ona, że analizowane przez nią przedsiębiorstwa w czasie spowolnienia gospodarczego utrzymywały zatrudnienie (chomikowały pracowników) na poziomie o 5% wyższym niż wymagane. B. Bernanke i M. Parkinson [1991, s. 19–25], którzy empirycznej analizie poddali okres dwudziestolecia międzywojennego w Stanach Zjednoczonych, wskazali, że procykliczność wydajności pracy związana była głównie ze zjawiskiem chomikowania pracy oraz z rosną-

cymi przychodami skali. Jednocześnie przypisali dużo mniejsze znaczenie szokom technologicznym, twierdząc, że mało prawdopodobny jest związek pomiędzy wystąpieniem egzogenicznych szoków technologicznych a największym kryzysem gospodarczym świata. C. Burnside, M. Eichenbaum i S. Rebelo [1993, s. 245–273] także stwierdzili, że chomikowanie pracy przez przedsiębiorstwa może wyjaśniać nawet ponad połowę zmienności wydajności pracy.

3. Procykliczność wydajności pracy – analiza empiryczna

Analiza empiryczna została oparta na danych rocznych, dla zakresu czasowego obejmującego lata 1995–2013. Przyjęcie powyższego zakresu czasowego wynika zarówno ze względów merytorycznych, jak i z racji dostępności danych statystycznych. Należy tutaj podkreślić, że statystykę publiczną (zwłaszcza na poziomie regionalnym) cechują znaczne opóźnienia w dostępności materiału badawczego. Dane wykorzystane w opracowaniu pochodzą z dwóch podstawowych źródeł, tj. Banku Danych Lokalnych GUS (BDL) [GUS 2016] oraz uzupełniająco z Europejskiej Bazy Danych Regionalnych (*European Regional Database*) opracowywanej przez Cambridge Econometrics (CE) [CE 2015].

Do oceny procykliczności wydajności pracy wykorzystano wskaźnik dynamiki zmian realnego PKB wyrażonego w cenach stałych z 2010 roku w ujęciu rok do roku. Ze względu na to, że wydajność pracy zależy bezpośrednio od wielkości zatrudnienia, do analizy włączono również dwa wskaźniki zrealizowanego popytu na pracę. Pierwszy z nich to liczba osób pracujących na polskim rynku pracy szacowana według metodologii BAEL. Drugi natomiast to iloczyn liczby pracujących oraz przeciętnej liczby godzin pracy w roku przypadającej na jednego zatrudnionego. Wydajność pracy wyznaczono jako iloraz realnej wartości dodanej brutto (ceny stałe z 2010 roku) oraz omówionych wyżej wskaźników zrealizowanego popytu na pracę.

Kształtowanie się wartości analizowanych wskaźników oraz ich podstawowe statystyki opisowe zaprezentowano w tabeli 2.

Z prezentowanych danych wynika, że badane województwa charakteryzują się istotnym, a także rosnącym zróżnicowaniem zarówno w odniesieniu do PKB, jak i wydajności pracy. Uwagę zwraca także istotny – często ponaddwukrotny – wzrost analizowanych miar. Na przykład średnia wartość wydajności na pracownika wzrosła z poziomu 43,7 tys. PLN w roku

Tabela 2. Dane wykorzystane w analizie

Województwo	PKB (mln PLN)			WYD_P (PLN)			WYD_G (PLN)					
	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)
	Mazowieckie	127 185	343 539	240 435	3,7	53 391,12	126 688,27	94 866,19	4,4	28,36	61,47	46,45
Dolnośląskie	61 325	131 387	93 043	3,9	52 950,22	110 485,14	77 838,57	3,5	27,91	53,64	38,88	3,6
Wielkopolskie	64 314	149 802	106 521	4,1	46 066,17	97 383,29	72 030,67	3,2	19,10	47,02	33,78	3,5
Śląskie	114 685	193 301	152 924	4,4	56 089,72	90 201,05	78 445,59	4,3	26,91	44,89	37,54	3,8
Zachodniopomorskie	34 386	57 778	46 834	3,4	49 780,50	89 697,64	72 075,62	2,8	19,79	46,65	33,74	3,5
Pomorskie	43 315	89 069	65 046	3,0	51 593,00	88 472,47	76 176,41	3,4	25,57	46,54	36,82	4,9
Opolskie	20 854	32 690	26 094	3,4	44 756,30	83 897,75	62 879,16	3,7	24,06	44,05	32,52	1,6
Małopolskie	55 018	120 083	85 122	3,7	37 953,83	81 090,66	60 155,21	3,7	18,45	41,26	29,63	3,0
Kujawsko-pomorskie	40 893	69 234	54 329	5,7	46 170,86	80 788,63	61 444,28	5,0	16,52	42,78	28,23	4,5
Lubuskie	19 452	34 280	26 525	3,0	48 493,49	75 161,81	60 456,92	2,9	19,45	35,60	27,99	2,9
Warmińsko-mazurskie	22 794	41 771	32 446	3,0	43 146,25	70 119,51	56 817,81	3,3	18,12	33,00	26,58	5,5
Podlaskie	18 459	35 181	26 855	4,9	32 793,40	68 963,01	50 857,58	4,3	17,61	30,73	24,60	5,2
Podkarpackie	31 689	61 022	44 589	3,2	35 398,43	67 735,09	50 750,58	2,5	20,21	33,98	26,56	3,5
Łódzkie	48 079	94 720	70 730	3,3	36 627,81	67 397,46	53 019,42	3,2	17,00	31,52	25,08	2,8
Świętokrzyskie	20 544	37 375	29 558	2,6	31 929,80	59 908,59	48 255,90	3,7	20,32	26,94	24,37	3,5
Lubelskie	34 637	61 631	46 240	4,5	32 458,45	57 128,42	43 776,09	4,3	16,88	27,52	22,06	4,6
MIN	18 459	32 690	26 094	-	31 930,00	57 128,00	43 776,00	-	16,52	26,94	22,06	-
MAX	127 185	343 539	240 435	-	56 090,00	126 688,00	94 866,00	-	28,36	61,47	46,45	-

Województwo	PKB (mln PLN)			WYD_P (PLN)			WYD_G (PLN)					
	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)	1995	2013	Średnia	Dynamika (%)
Średnia	47 352,00	97 054,00	71 706,00	-	43 725,00	82 195,00	63 740,00	-	21,02	40,47	30,93	-
Odchylenie stan-dardowe	31 344,19	78 253,51	55 178,20	-	7 922,16	17 853,57	13 328,14	-	3,99	9,41	6,39	-
Współczynnik zmienności	0,66	0,81	0,77	-	0,18	0,22	0,21	-	0,19	0,23	0,21	-

Objaśnienia: PKB – realny poziom PKB w cenach stałych z 2010 r., WYD_P – realna wydajności pracy na pracującego, DWYD_G – realna wydajności pracy na godzinę pracy, dynamika – średnioroczna stopa wzrostu analizowanej kategorii w okresie 1996–2013.

Źródło: na podstawie danych BDL oraz CE.

Tabela 3. Wskaźniki korelacji pomiędzy wydajnością pracy a cyklem koniunkturalnym w polskich województwach w latach 1995–2013

Województwo	DPKB vs. DWYDP	DPKB vs. DWYDH	DWYDP vs. DWYDH	DLPRAC vs. DGPRAC
Dolnośląskie	-0,0974 (0,7007)	0,4622* (0,0535)	0,5062* (0,0321)	0,7206* (0,0007)
Kujawsko-pomorskie	0,6748* (0,0021)	0,5268* (0,0247)	0,8818* (0,0000)	0,8759* (0,0000)
Lubelskie	0,3686 (0,1323)	0,4153* (0,0866)	0,7574* (0,0003)	0,7829* (0,0001)
Lubuskie	-0,1258 (0,6189)	-0,2021 (0,4213)	0,3745 (0,1258)	0,6141* (0,0067)
Łódzkie	0,2257 (0,3678)	0,2929 (0,2382)	0,8701* (0,0000)	0,8655* (0,0000)
Małopolskie	0,2959 (0,2331)	0,2509 (0,3152)	0,7219* (0,0007)	0,7598* (0,0003)
Mazowieckie	0,4277* (0,0766)	0,4726* (0,0477)	0,9596* (0,0000)	0,9508* (0,0000)
Opolskie	0,3897 (0,1099)	0,6477* (0,0037)	0,7490* (0,0003)	0,7471* (0,0004)
Podkarpackie	0,1108 (0,6616)	0,2433 (0,3305)	0,7279* (0,0006)	0,7914* (0,0001)
Podlaskie	0,4678* (0,0503)	0,3757 (0,1244)	0,7352* (0,0005)	0,5941* (0,0093)
Pomorskie	0,5141* (0,0291)	0,5924* (0,0096)	0,7436* (0,0004)	0,5122* (0,0298)
Śląskie	0,2761 (0,2675)	0,1702 (0,4997)	0,5734* (0,0129)	0,5122* (0,0298)
Świętokrzyskie	0,2998 (0,2268)	0,5059* (0,0322)	0,4700* (0,0491)	0,4684* (0,0500)
Warmińsko-mazurskie	0,1381 (0,5848)	0,3654 (0,1359)	0,7182* (0,0008)	0,7484* (0,0004)
Wielkopolskie	0,4115* (0,0898)	0,5575* (0,0162)	0,7322* (0,0006)	0,6643* (0,0026)
Zachodniopomorskie	0,6464* (0,0037)	0,4501* (0,0609)	0,8539* (0,0000)	0,8275* (0,0000)

Objaśnienia: DPKB – dynamika PKB t/r , DWYDP – dynamika wydajności pracy na pracującego, DWYDH – dynamika wydajności pracy na godzinę pracy, DLPRAC – dynamika liczby pracujących, DGPRAC – dynamika godzin pracy. Wartości umieszczone w nawiasach określają poziom istotności (wartość- p) testu o braku korelacji pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Gwiazdką oznaczono przypadki, w których potwierdzono statystycznie istotną zależność korelacyjną z prawdopodobieństwem błędu <10%.

Źródło: na podstawie danych BDL oraz CE.

1995 do poziomu 82,2 tys. PLN w roku 2013. Z kolei godzinowa wydajność pracy wzrosła z poziomu 21,02 PLN na godzinę pracy do poziomu 40,47 PLN na godzinę.

Analiza korelacyjna szeregów opisujących wydajność pracy oraz kształtowanie się koniunktury gospodarczej w polskich województwach (tabele 3 oraz 4) wskazuje na zróżnicowany charakter relacji występującej pomiędzy badanymi zjawiskami. W wypadku wydajności pracy na pracującego statystycznie istotną oraz zgodną co do kierunku zależność korelacyjną (wyznaczoną na podstawie współczynnika korelacji liniowej Pearsona) kształtującą się w przedziale 0,41–0,67 potwierdzono dla województw: kujawsko-pomorskiego, mazowieckiego, podlaskiego, pomorskiego, wielkopolskiego oraz zachodniopomorskiego. W wypadku natomiast godzinowej wydajności pracy zależność korelacyjną – na bardzo zbliżonym poziomie – potwierdzono dla województw: dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego, lubelskiego, mazowieckiego, opolskiego, pomorskiego, świętokrzyskiego, wielkopolskiego oraz zachodniopomorskiego. Rozważając z kolei znaczenie opóźnień czasowych w kształtowaniu się relacji pomiędzy wydajnością pracy a cyklem koniunkturalnym w analizowanych województwach, stwierdzono brak statystycznie istotnej zależności pomiędzy opóźnionymi oraz przyszłymi wartościami analizowanych zmiennych.

Istotna z punktu widzenia potencjalnych przyczyn procykliczności wydajności pracy w polskich województwach wydaje się również analiza relacji zachodzących pomiędzy analizowanymi rodzajami wydajności pracy, a także między wielkością nakładów pracy wyrażaną przez liczbę pracujących a całkowitą liczbą godzin pracy. Uzyskane wyniki wskazują na bardzo wysoki stopień skorelowania analizowanych wielkości w większości polskich województw (wyjątek stanowiło jedynie województwo lubuskie). Stan ten może zatem wskazywać na ograniczoną rolę dostosowań w zakresie liczby godzin pracy w celu niwelowania bieżących wahań koniunkturalnych, a w konsekwencji wskazywać na ograniczoną rolę zjawiska chomikowania pracy jako podstawowej determinanty procykliczności wydajności pracy w polskich województwach.

Tabela 4. Zależności korelacyjne pomiędzy wydajnością pracy a koniunkturą gospodarczą z opóźnieniami

Województwo	DPKB vs. DWYDP						
	$t + 3$	$t + 2$	$t + 1$	t	$t - 1$	$t - 2$	$t - 3$
Dolnośląskie	0,2856	-0,2047	0,0597	-0,0974	-0,4886*	-0,4758*	-0,1705
	0,3021	0,4470	0,8201	0,7007	0,0466	0,0625	0,5434
Kujawsko-pomorskie	0,0715	-0,1758	-0,3764	0,6748*	-0,0702	-0,1835	0,1053
	0,8001	0,5150	0,1364	0,0021	0,7890	0,4963	0,7087
Lubelskie	0,1766	-0,3429	0,0846	0,3686	-0,0659	-0,2073	-0,2653
	0,5290	0,1935	0,7467	0,1323	0,8017	0,4411	0,3392
Lubuskie	0,1118	0,2790	0,0485	-0,1258	-0,4376*	-0,2431	0,0429
	0,6915	0,2954	0,8534	0,6189	0,0790	0,3642	0,8793
Łódzkie	-0,1230	0,1072	-0,3502	0,2257	0,0406	0,2037	-0,5974*
	0,6623	0,6928	0,1682	0,3678	0,8771	0,4492	0,0187
Małopolskie	0,0797	-0,3082	-0,0003	0,2959	0,2762	0,0826	-0,4188
	0,7778	0,2456	0,9990	0,2331	0,2831	0,7610	0,1202
Mazowieckie	0,5796*	0,3569	0,1337	0,4277*	0,3411	0,0615	-0,2029
	0,0235	0,1748	0,6090	0,0766	0,1803	0,8209	0,4683
Opolskie	0,1726	-0,2327	-0,6990*	0,3897	0,0778	-0,2138	-0,0071
	0,5386	0,3857	0,0018	0,1099	0,7666	0,4265	0,9799
Podkarpackie	0,5202*	0,0474	-0,0192	0,1108	-0,0909	-0,3009	-0,1869
	0,0468	0,8616	0,9417	0,6616	0,7285	0,2574	0,5047
Podlaskie	0,1926	-0,3956	-0,2689	0,4678*	0,0866	-0,4631*	-0,0406
	0,4917	0,1294	0,2967	0,0503	0,7410	0,0708	0,8859
Pomorskie	-0,1384	-0,0685	-0,2891	0,5141*	-0,0043	-0,0109	0,1425
	0,6227	0,8011	0,2604	0,0291	0,9868	0,9680	0,6124
Śląskie	0,2940	-0,1175	-0,3772	0,2761	0,0722	-0,3188	-0,3020
	0,2876	0,6647	0,1355	0,2675	0,7831	0,2287	0,2740
Świętokrzyskie	-0,1309	-0,1934	0,1705	0,2998	-0,2314	-0,1891	-0,0284
	0,6420	0,4730	0,5129	0,2268	0,3714	0,4830	0,9200
Warmińsko-mazurskie	0,2438	-0,1277	-0,2277	0,1381	0,0562	-0,2884	-0,2598
	0,3813	0,6375	0,3793	0,5848	0,8303	0,2787	0,3497
Wielkopolskie	-0,2953	-0,3256	0,4634*	0,4115*	-0,4178*	0,2871	0,4503*
	0,2852	0,2185	0,0610	0,0898	0,0951	0,2810	0,0921
Zachodniopomorskie	0,3142	-0,1587	-0,1586	0,6464*	0,2204	-0,4449*	-0,2413
	0,2541	0,5571	0,5431	0,0037	0,3953	0,0842	0,3863

Objaśnienia: DPKB – dynamika PKB r/r, DWYDP – dynamika wydajności pracy na pracującego. Gwiazdką oznaczono przypadki, w których potwierdzono statystycznie istotną zależność korelacyjną z prawdopodobieństwem błędu <10%.

Źródło: na podstawie danych BDL oraz CE.

Zakończenie

Celem artykułu była teoretyczna oraz empiryczna weryfikacja zjawiska procykliczności pracy w polskich województwach w latach 1995–2013. Ustalenia teoretyczne wykazały, że pomiędzy kształtowaniem się bieżącej koniunktury gospodarczej a wydajnością pracy zachodzi istotna statystycznie zależność, choć siła tej zależności jest różna w zależności od kraju i okresu analizy. Krytyczna analiza literatury pozwoliła stwierdzić, że na siłę tej zależności mają wpływ m.in.: szoki technologiczne, występowanie rosnących przychodów skali oraz – w największym stopniu – zjawisko chomikowania pracy.

Analizę empiryczną przeprowadzono dla okresu od 1995 do 2013 roku na podstawie danych regionalnych dotyczących polskiego rynku pracy. Wydajność pracy analizowano za pomocą dwóch wskaźników: wydajności pracowników i wydajności godzin pracy. Przeprowadzona analiza wykazała, że również w wypadku części polskich województw potwierdzono statystycznie istotną zależność pomiędzy kształtowaniem się bieżącej koniunktury gospodarczej a wydajnością pracy. W wypadku wydajności pracy na pracującego zależność korelacyjną – świadczącą o procyklicznym charakterze wydajności pracy – potwierdzono dla województw: kujawsko-pomorskiego, mazowieckiego, podlaskiego, pomorskiego, wielkopolskiego oraz zachodniopomorskiego. W wypadku z kolei godzinowej wydajności pracy zależność korelacyjną potwierdzono dla województw: dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego, lubelskiego, mazowieckiego, opolskiego, pomorskiego, świętokrzyskiego, wielkopolskiego oraz zachodniopomorskiego.

Ocena relacji zachodzących pomiędzy analizowanymi rodzajami wydajności pracy, a także między wielkością nakładów pracy wyrażaną przez liczbę pracujących oraz całkowitą liczbę godzin pracy wykazała jednocześnie ograniczoną rolę dostosowań w zakresie liczby godzin pracy w celu niwelowania bieżących wahań koniunkturalnych, co może świadczyć o ograniczonej roli zjawiska chomikowania pracy jako istotnej determinanty procykliczności wydajności pracy.

Bibliografia

- Aizcorbe, A., 1992, *Procyclical Labour Productivity, Increasing Returns to Labour and Labour Hoarding in Car Assembly Plant Employment*, *Economic Journal*, vol. 102, iss. 413, s. 860–873.
- Barro, R., King, R., 1984, *Time-Separable Preferences and Intertemporal-Substitution Models of Business Cycles*, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 99, iss. 4, s. 817–839.
- Basu, S., 1996, *Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?*, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, s. 719–751.
- Basu, S., 2008, *Returns to Scale Measurement*, *The New Palgrave Dictionary of Economic*, http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_I000297 [dostęp: 22.01.2014].
- Basu, S., Fernald, J., 2001, *Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care?*, w: Hulten, Ch., Dean, E., Harper M. (eds.), *New Developments in Productivity Analysis*, University of Chicago Press, London, s. 225–302.
- Bencivenga, V., 1992, *An Econometric Study of Hours and Output Variation with Preference Shocks*, *International Economic Review*, vol. 33, s. 449–471.
- Benhabib, J., Rogerson, R., Wright, R., 1991, *Homework in Macroeconomics: Household Production and Aggregate Fluctuations*, *Journal of Political Economy*, vol. 99, no. 6, s. 1166–1187.
- Bernanke, B., Parkinson, M., 1991, *Procyclical Labour Productivity and Competing Theories of Business Cycle: Some Evidence from Interwar U.S. Manufacturing Industries*, *Journal of Political Economy*, vol. 99, no. 3, s. 439–459.
- Blanchard, O., Wolfers, J., 1999, *The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*, NBER Working Paper, no. 7282, Cambridge, MA, s. 1–34.
- Boeri, T., Ours, J. van, 2011, *Ekonomia niedoskonałych rynków pracy*, Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., Rebelo, S., 1993, *Labour Hoarding and the Business Cycle*, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 101, no. 2, s. 245–273.
- Caballero, J., Hammour, L., 1994, *The Cleansing Effects of Recessions*, *American Economic Review*, vol. 84, iss. 4, s. 1350–1368.
- CE, 2015, *European Regional Database*, <http://www.camecon.com/SubNational/SubNationalEurope/RegionalDatabase.aspx> [dostęp: 20.12.2015].
- Christodoulakis, N., Dimelis, S., Kollintzas, T., 1995, *Comparisons of Business Cycles in the EC: Idiosyncrasies and Regularities*, *Economica*, vol. 62, no. 245, s. 1–27.
- Cooley, F., Prescott, C., 1995, *Economic Growth and Business Cycles*, w: Cooley, T. (ed.), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton, s. 1–38.

- Ertman, A., 2011, *Zróźnicowanie elastyczności rynków pracy w wybranych krajach europejskich oraz USA w świetle metody Topsis*, *Oeconomica Copernicana*, nr 3, s. 43–64.
- Fiorito, R., Kollintzas, T., 1994, *Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective*, *European Economic Review*, vol. 38, iss. 2, s. 235–269.
- Gnocchi, S., Pappa, E., 2013, *Do Labor Market Institutions Matter for Business Cycles?*, http://www.eui.eu/Personal/Pappa/Papers/lmibc_sep13.pdf [dostęp: 22.01.2014].
- GUS, 2016, *Bank danych lokalnych*, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane/temat> [dostęp: 1.04.2016].
- Hall, R., 1987, *Productivity and the Business Cycles*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 27, s. 421–444.
- Hall, R., 1988, *The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry*, *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 5, s. 921–947.
- Hall, R., 1990, *Invariance Properties of Solow's Productivity Residual*, w: Diamond, P. (ed.), *Growth! Productivity/Employment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, MIT Press, Cambridge, s. 71–112.
- Hansen, G., 1985, *Indivisible Labor and the Business Cycle*, *Journal of Monetary Economics*, vol. 16, s. 309–329.
- Hansen, G., Wright, R., 1992, *The Labor Market in Real Business Cycle Theory*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 16, no. 2, s. 2–12.
- Hart, R., Malley, J., 1999, *Procyclical Labour Productivity: A Closer Look at a Stylized Fact*, *Economica*, vol. 66, iss. 264, s. 533–550.
- Inklaar, R., 2007, *Cyclical Productivity in Europe and the United States: Evaluating the Evidence on Returns to Scale and Input Utilization*, *Economica*, vol. 74, iss. 296, s. 822–841.
- Kydland, F., Prescott, E., 1982, *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, *Econometrica*, vol. 50, no. 6, s. 1345–1370.
- Kydland, F., Prescott, E., 1990, *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 14, no. 2, <http://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr1421.pdf> [dostęp: 21.01.2014].
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R., 2005, *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, 2nd ed., Oxford University Press, Oxford.
- McCallum, B., 1989, *Real Business Cycle Analysis*, w: Barro, R. (ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, Mass, s. 16–50.
- Mustre-del-Rio, J., 2012, *Job Duration and the Cleansing and Sullyng Effects of Recessions*, *Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City*, s. 1–19.
- Nickell, S., 1986, *Dynamic Models of Labour Demand*, w: Ashenfelter, O., Layard, R., (eds.), *Handbook of Labour Economics*, Amsterdam, s. 473–522.
- Oi, W., 1962, *Labor as a Quasi-Fixed Input*, *Journal of Political Economy*, vol. 70, s. 538–555.

-
- Ostoj, I., 2012, *Formalne i nieformalne instytucje rynku pracy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice.
- Prescott, E., 1986, *Theory Ahead of Business Cycle Measurement*, Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review, vol. 10, no. 4, s. 9–22.
- Rotemberg, J., Summers., H., 1990, *Inflexible Prices and Procylical Productivity*, The Quarterly Journal of Economics, vol. 105, no. 4, s. 851–874.
- Sbordone, M., 1997, *Interpreting the Procylical Productivity of Manufacturing Sectors: External Effects or Labor Hoarding*, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 29, no. 1, s. 26–45.
- Smith, S., 2003, *Labour Economics*, Routledge, London.
- Strzelecki, P., Wszyński, R., Saczuk, K., 2009, *Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji*, Bank i Kredyt, nr 40, s. 77–104.
- Welfe, A., Welfe, W., 2004, *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa.
- Woźniak-Jęchorek, B., 2013, *Struktura rynku pracy w świetle ekonomii instytucjonalnej*, Gospodarka Narodowa, nr 9, s. 5–27.