

PAWEŁ GAJEWSKI\*

---

## Regionalne krzywe Phillipsa w Polsce a efektywność polityki pieniężnej<sup>1</sup>

### Wprowadzenie

Konstrukcja polityki pieniężnej predestynuje ją do stabilizowania inflacji, a w krótkim okresie także innych zmiennych makroekonomicznych, na poziomie krajowym. O ile paleta zmiennych będących bezpośrednio przedmiotem oddziaływania polityki pieniężnej różni się w przekroju krajów, to pod względem zakresu przestrzennego obejmowanego tymi zmiennymi w zasadzie brak jest rozbieżności. W polu zainteresowania organów prowadzących politykę pieniężną znajdują się (przynajmniej *explicit*) zmienne agregatowe dla poszczególnych krajów, o czym przekonuje lektura oficjalnie publikowanych cyklicznych dokumentów analitycznych. W Polsce takimi dokumentami, opracowywanymi w Narodowym Banku Polskim i powiązаныmi z realizacją polityki pieniężnej, są: *Raport o Inflacji*, *Założenia polityki pieniężnej* oraz *Sprawozdania z wykonania polityki pieniężnej*. O ile dużo uwagi poświęca się w nich analizie agregatowych zmiennych makro- i mikroekonomicznych oraz sytuacji w otoczeniu zewnętrznym, o tyle próżno szukać tam omówienia procesów ekonomicznych zachodzących na poziomie regionalnym. Podobny model wsparcia analitycznego polityki pieniężnej występuje w wielu innych krajach, a także w strefie euro. Lektura publikowanego na stronach internetowych Europejskiego Banku Centralnego dokumentu *ECB Monthly Bulletin* czy zamieszczanych tam projekcji makroekonomicznych wskazuje na silną koncentrację zainteresowania wokół zmiennych agregatowych dla strefy euro, z pominięciem analiz poszczególnych krajów<sup>2</sup>.

---

\* Dr Paweł Gajewski – Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki; e-mail: pawelg@uni.lodz.pl

<sup>1</sup> Praca finansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki, zrealizowana w ramach projektu badawczego Narodowego Centrum Nauki nr DEC-2014/15/B/HS4/01 996.

<sup>2</sup> W związku z trwającym od 2008 r. kryzysem strefy euro (mającym silny wymiar przestrzenny) i zaangażowaniem się Europejskiego Banku Centralnego w niekonwencjonalną politykę pieniężną można postawić pytanie, czy deklarowana koncentracja na agregacie strefy euro jako całości jest *de facto* utrzymywana. Odpowiedź na to pytanie znajduje się jednak poza przedmiotem dociekań niniejszego artykułu.

Z jednej strony takie podejście ma swoje silne uzasadnienie. Skoro oficjalne stopy procentowe nie mogą być zróżnicowane pomiędzy jakkolwiek definiowanymi segmentami gospodarki, to uwzględnianie dynamiki zmiennych makroekonomicznych na poziomie regionalnym nie wydaje się uzasadnione w stopniu innym, niż wynikającym z wag poszczególnych regionów i uwidocznionym w przebiegu zmiennych agregatowych. Z drugiej jednak strony, jeżeli dynamika gospodarcza poszczególnych regionów wpływa na kształtowanie się zmiennych agregatowych w sposób inny niż poprzez mechaniczną agregację, wówczas aspekt przestrzenny powinien znajdować się w polu zainteresowania polityki pieniężnej i być brany pod uwagę w procesie jej kształtowania.

Celem artykułu jest wskazanie ogólnego związku między dynamiką procesów gospodarczych zachodzących na poziomie regionalnym a inflacją agregatową, a także efektywnością polityki pieniężnej. Cel ten jest realizowany dwuetapowo. Po pierwsze, przeprowadzona jest teoretyczna dyskusja wskazująca na możliwość występowania związku przyczynowo-skutkowego pomiędzy dynamiką gospodarczą regionów a krajową stopą inflacji. Po drugie, w artykule podjęta jest próba empirycznej weryfikacji hipotezy o występowaniu nieliniowych regionalnych (wojewódzkich) krzywych Phillipsa, wraz z określeniem rodzaju tej nieliniowości. Połączenie argumentów teoretycznych z wynikami analiz empirycznych jest podstawą sformułowania wniosków dla polityki pieniężnej w Polsce.

## **1. Kształt regionalnych krzywych Phillipsa a polityka pieniężna**

Koncepcja krzywej Phillipsa (1958) w jej oryginalnym brzmieniu zakładała, a nawet podkreślała wysoce wypukłą zależność pomiędzy stopą bezrobocia a stopą wzrostu płac nominalnych. A.W. Phillips wypukłość tę uzasadniał w następujący sposób. Jeżeli popyt na pracę jest wysoki w stosunku do liczby bezrobotnych, to można oczekiwać, że pracodawcy będą szybko podnosić stawki płac, aby zachęcić odpowiednich pracowników z innych firm i sektorów. Gdy jednak sytuacja na rynku pracy się pogarsza, pracownicy bardzo niechętnie oferują swoje usługi poniżej obowiązujących aktualnie stawek rynkowych (Phillips 1958). Te obserwacje zostały empirycznie potwierdzone w wielu opracowaniach publikowanych w latach 60. i 70. XX w. (m.in. w ogólnie krytycznym artykule Lipseya (1960), a także pracach Smytha (1971) czy Gilberta (1976)). W kolejnych latach uwaga w literaturze zaczęła skupiać się raczej na aspektach związanych z oczekiwaniami, a sama koncepcja nieliniowości została przyćmiona przez aspekt praktycznej rozwiązywalności równań opisujących zależność między inflacją a stopą bezrobocia (Clark, Laxton 1997). W konsekwencji przez wiele lat dominowały analizy oparte na liniowych postaciach krzywej Phillipsa (np.: Lucas 1973; Blanchard 1984; Manning 1993; King, Watson 1994). W zasadzie dopiero w latach 90. XX w. dał się zauważyć stopniowy ponowny wzrost zainteresowania problemem kształtu tej krzywej i jego implikacjami dla polityki pieniężnej (Wojtyna 2004, s. 70). Świat

ekonomii do dziś zdaje się być daleki od jednomyślności w tej sprawie, o czym świadczy pełne spektrum stanowisk badawczych, odwołujących się do teoretycznych i empirycznych argumentów wspierających zarówno wariant liniowej krzywej Phillipsa, jak i jej wypukłość, a nawet wklęsłość.

W modelu Lucasa (1973) firmy nie są w stanie odróżnić szoków cen agregatowych od szoków cen relatywnych, zwłaszcza w okresach podwyższonej zmienności inflacji agregatowej. W tej sytuacji produkt słabiej reaguje na zmiany agregatowego popytu, a krzywa Phillipsa może być liniowa, chociaż jej nachylenie zmienia się w zależności od nasilenia zmienności inflacji (por. Dupasquier, Ricketts 1998).

Z teoretycznego punktu widzenia uzasadnieniem dla wypukłych krzywych Phillipsa jest z jednej strony sztywność płac nominalnych w dół, która osłabia zależność pomiędzy stopą bezrobocia a tempem wzrostu wynagrodzeń w okresach gorszej koniunktury gospodarczej, a z drugiej – napotykanie przez firmy barier zdolności produkcyjnych w okresach dobrej koniunktury, co skłania je do podnoszenia cen i tym samym zwiększa wrażliwość inflacji na wzrost nadwyżkowego popytu. Wydaje się, że ujemne nachylenie i wypukłość krzywej Phillipsa zyskały najsilniejsze wsparcie w analizach empirycznych, co nawet przełożyło się na upowszechnienie właśnie tej wersji w podręcznikach makroekonomii. Jednocześnie powyższe własności były zwykle przypisywane krótkiemu okresowi. Tymczasem Tobin (1972) rozciągał tę argumentację także na długi okres, tworząc model, w którym zmiany płac nominalnych nigdy nie są ujemne. Efektem jego analiz była długookresowa krzywa Phillipsa pozioma dla wysokich stóp bezrobocia i niemal pionowa dla bardzo niskich stóp. Wielu ekonomistów sceptycznie odniosło się do tej koncepcji, zwłaszcza do możliwości występowania permanentnej iluzji pieniężnej w warunkach niskiej inflacji. Akerlof i in. (1996) zaproponowali jednak swój model sztywności nominalnych, który także prowadzi do długookresowej wymienności pomiędzy inflacją i produktem. Empirycznego wsparcia temu tokowi rozumowania dostarczył w ostatnich latach Fortin (2013), opierając się na danych kanadyjskich.

Ciekawą kontrkoncepcją w stosunku do powyższych jest hipoteza wklęsłości krzywej Phillipsa, na której wsparcie dowodów empirycznych dostarczają m.in. Stiglitz (1997) i Eisner (1997). Od strony teoretycznej ich uzasadnienie jest dość zbliżone. Argumentują oni (niezależnie), że wklęsłość krzywej Phillipsa jest spójna z literaturą o asymetrycznych dostosowaniach cenowych w warunkach konkurencji monopolistycznej. Firmy w tej strukturze rynkowej dość sprawnie dostosowują ceny w dół, aby nie stracić swojego udziału w rynku, a jednocześnie są ostrożne w ich podnoszeniu, nawet gdy obserwują wzrost cen w otoczeniu, aby zapobiec napływowi nowych konkurentów.

Filardo (1998) starał się „pogodzić” omówione wyżej sprzeczne wnioski, wskazując na możliwość występowania wklęsło-wypukłej krzywej Phillipsa. Opierając się na danych dla gospodarki USA dowodził, że w sytuacji ujemnej luki produktowej<sup>3</sup> krzywa ta jest wklęsła, natomiast gdy luka produktowa jest dodatnia – mamy

<sup>3</sup> Ujemna luka produktowa definiowana jest jako sytuacja, w której produkcja w danym okresie jest niższa od produkcji potencjalnej, aproksymowanej trendem długookresowym.

do czynienia z wypukłością. Wytyka jednocześnie badaczom, że narzucając tylko jedną z możliwych form nieliniowości przeoczała tę drugą. W sukurs koncepcji Filardo przyszli Orphanides i Wieland (2000), którzy empirycznie potwierdzili wklęsło-wypukły kształt krzywej Phillipsa, operując na danych dla strefy euro i USA<sup>4</sup>.

Brak ostatecznego rozstrzygnięcia o postaci funkcyjnej zależności między inflacją a bezrobociem na gruncie teoretycznym nie umniejsza znaczenia tego problemu, zwłaszcza dla polityki pieniężnej. Np. reakcja poziomu cen na antycypowane obniżenie się stopy bezrobocia poniżej NAIRU musi być zdecydowanie silniejsza w sytuacji wypukłej krzywej Phillipsa niż wówczas, gdy jest ona wklęsła. Zupełnie inne są też koszty polityki dezinflacyjnej wyrażone w ubytku zatrudnienia, co szerzej opisuje Stiglitz (1997).

W kontekście powyższej dyskusji rodzi się pytanie o wnioski z prowadzonych dotychczas analiz empirycznych dla Polski. Okazuje się, że także tutaj nie ma mowy o silnych podstawach do jednolitego stanowiska. Przystupa i Wróbel (2009), a także Postek (2011) uzyskali wyniki, które sugerują wypukły kształt agregatowej krzywej Phillipsa w Polsce. Z kolei Sznajderska (2012) dowodzi, że krzywa ta jest wklęsła i ten rezultat okazuje się odporny na zmiany metody estymacji. Co więcej, jest on spójny z wcześniejszymi wynikami Brzozy-Brzeziny i Sochy (2007), którzy nie znajdują silnego wsparcia dla hipotezy silnych sztywności nominalnych w polskiej gospodarce, będących przecież jednym z głównych czynników generujących wypukłość krzywej Phillipsa.

## **2. Implikacje nieliniowości regionalnych krzywych Phillipsa dla polityki pieniężnej**

W obliczu niejednoznacznych wniosków z analiz prowadzonych na poziomie agregatowym (krajowym) uwaga wielu badaczy skupiła się na kształcie krzywych Phillipsa zdezagregowanych do poziomu poszczególnych regionów i sektorów (np. Thirlwall 1970; Pissarides, McMaster 1990; Hughes-Hallet 2000; Dow, Montagnoli 2007; Coibion, Goldstein 2012). Jak się okazało, w przypadku relatywnie dużych i heterogenicznych gospodarek podążanie tym tropem badawczym przyniosło dość obiecujące rozstrzygnięcia i rzuciło nieco światła na „zachowanie się” agregatowych krzywych Phillipsa.

Przed podjęciem analiz empirycznych warto jednak przyjrzeć się pewnym ogólnym prawidłowościom, które można byłoby zaobserwować w sytuacji nieliniowych regionalnych krzywych Phillipsa. Przyjmijmy (jak to wynika z badań Sznajderskiej 2012), że w związku z istnieniem pewnych niedoskonałości rynkowych krzywa Phillipsa w Polsce jest wklęsła, co jest odzwierciedleniem wklęsłych krzywych regio-

---

<sup>4</sup> Co ciekawe, zasygnalizowali oni także, że hipoteza wklęsło-wypukłej zależności między bezrobociem a inflacją (wprawdzie bez poparcia danymi empirycznymi) jest starsza od samej oryginalnej koncepcji A.W. Phillipsa.

nalnych. Sytuacja ta zilustrowana jest na rysunku 1. Załóżmy dalej, że kraj składa się z dwóch regionów (A i B), charakteryzujących się identycznymi i wklęsłymi krótkookresowymi krzywymi Phillipsa (oznaczonymi na rys. 1 jako  $KP_{AB}$ ). Z powodu asymetrycznych efektów krajowej polityki makroekonomicznej lub wystąpienia szoku asymetrycznego o innym źródle, kombinacja stopy bezrobocia i tempa wzrostu wynagrodzeń w obu regionach jest inna: w regionie A stopa bezrobocia jest wyższa niż w regionie B, natomiast stopa wzrostu wynagrodzeń jest tam niższa. Przyjmując dla uproszczenia analizy jednakową wagę obu regionów, można wyznaczyć punkt na krajowej krzywej Phillipsa odpowiadający sytuacji w obu regionach. Jego współrzędnymi są średnie arytmetyczne regionalnych stóp bezrobocia i stóp wzrostu wynagrodzeń ( $u_k, w_k$ ). Jak można zaobserwować na rysunku 1, punkt ten znajduje się poniżej krzywych  $KP_{AB}$ . Dzieje się tak dlatego, ponieważ krajowa krzywa Phillipsa ( $KP_K$ ) w opisanej sytuacji położona jest niżej niż krzywe regionalne. Jednocześnie można zauważyć, że krzywa  $KP_K$  nie jest statyczna – proces konwergencji regionalnych stóp bezrobocia prowadziłby do jej pionowego przesunięcia do góry. Wylimitowanie różnic między regionami (wówczas  $u_A = u_B = u^*$  i  $\dot{w}_A = \dot{w}_B = \dot{w}^*$ ) doprowadziłby do sytuacji, w której krzywa  $KP_K$  znalazłaby się w położeniu  $KP_{AB}$ . Z kolei dywergencja regionalnych stóp bezrobocia zaowocowałaby przesunięciem  $KP_K$  w dół. Interpretacja ekonomiczna tego zjawiska może być następująca. Wzrost stopy bezrobocia w jednym z regionów powoduje, wskutek słabych sztywności nominalnych, relatywnie silne obniżenie się tam presji płacowej i dynamiki płac nominalnych. Ten spadek nie będzie w pełni zrekomensowany przez wzrost płac wywołany obniżeniem się stopy bezrobocia w drugim regionie, co zgodnie z argumentacją Eisnera (1997) i Stiglitz (1997) jest uwarunkowane decyzjami podejmowanymi przez przedsiębiorstwa działające w warunkach konkurencji monopolistycznej. Skutkiem dywergencji stóp bezrobocia będzie zatem obniżenie agregatowej dynamiki płac i przesunięcie krajowej krzywej Phillipsa w dół.

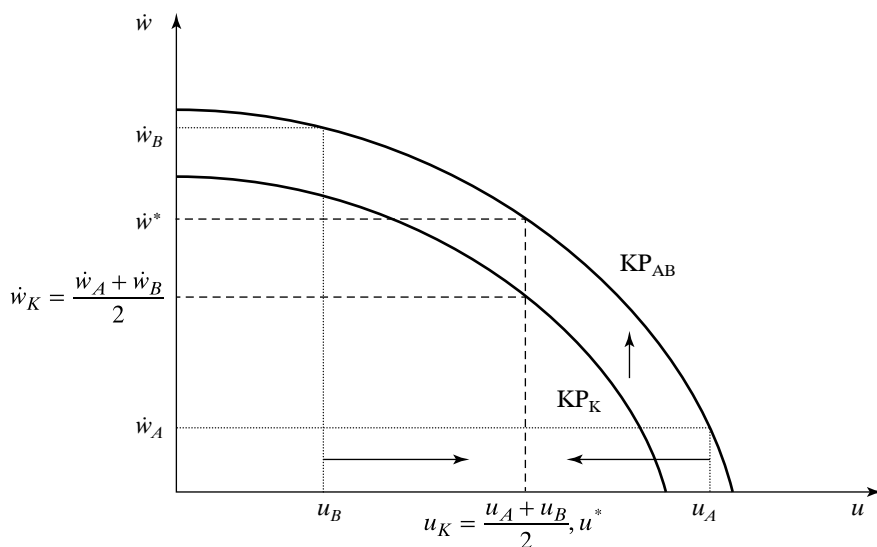
Należy przyznać, że omawiana powyżej koncepcja wpływu dywergencji i konwergencji regionalnych stóp bezrobocia na położenie agregatowej krzywej Phillipsa w warunkach nieliniowych regionalnych krzywych Phillipsa jest znana od dawna i leżała u podstaw nieco zapomnianej tzw. „hipotezy agregacji” Lipseya (Lipseya 1960)<sup>5</sup>.

Wnioski płynące z powyższej analizy dla krajowej polityki pieniężnej są ważne. Jeżeli regionalne krzywe Phillipsa istotnie są wklęsłe i jednocześnie występują szoki o charakterze asymetrycznym bądź niektóre szoki wspólne generują asymetryczne odpowiedzi, wówczas agregatowa krzywa Phillipsa przesuwana się do góry w okresach konwergencji, natomiast dywergencja prowadzi do jej przesunięcia w dół. W odwrotnej sytuacji, gdy regionalne krzywe Phillipsa są wypukłe, krzywa agregatowa leży powyżej krzywych regionalnych i przesuwana się w dół pod wpływem wyrównywania się regionalnych stóp bezrobocia. Taki przypadek analizuje Hughes-Hallet (2000).

<sup>5</sup> W oryginalnej postaci hipoteza ta została sformułowana w odniesieniu do wypukłych sektorowych krzywych Phillipsa.

### Rysunek 1

#### Wklęsłe regionalne krzywe Phillipsa a kształt i położenie krajowej krzywej Phillipsa



Źródło: Opracowanie własne.

Problem asymetrycznych skutków impulsu polityki pieniężnej w Polsce był przedmiotem analiz w artykule Gajewskiego (2015), którego wnioski potwierdzają istnienie tego problemu, przynajmniej między wschodnią i zachodnią częścią Polski.

### 3. Model empiryczny

Analizy empiryczne w niniejszym artykule są prowadzone na podstawie tradycyjnej, krótkookresowej krzywej Phillipsa, której równanie w ogólnej postaci można zapisać jako (por. np. Hooker 2002):

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + f(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_{oil,t} \quad (1)$$

W równaniu (1) stopa inflacji w kwartale  $t$  jest funkcją opóźnionej inflacji ( $\pi_{t-1}$ ), pewnej funkcji luki bezrobocia definiowanej jako odchylenie stopy bezrobocia od stopy bezrobocia naturalnego ( $u_t - u_t^*$ ), a także inflacji cen ropy naftowej ( $\pi_{oil,t}$ ), która aproksymuje wpływ zewnętrznych szoków podaży na inflację (por. Gordon 1982). W kontekście celu tego artykułu kluczowym zadaniem jest znalezienie najlepszej postaci funkcyjnej, opisującej zależność pomiędzy inflacją a luką bezrobocia w polskich województwach. W nawiązaniu do dyskusji omówionej w pierwszej części artykułu, należy dopuścić możliwość występowania zależności liniowej (wg propozycji m.in. Lucasa 1973), wypukłej (wg Phillipsa 1958 i wielu innych badań), wklęsłej (wg Stiglitz 1997 i Eisnera 1997), a także wklęsło-wypukłej (wg Filardo 1998).

Postać liniową można zapisać po prostu jako:

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + \alpha(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_{oil,t} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Laxton i in. (1999) zaproponowali dość ciekawą specyfikację wypukłej krzywej Phillipsa, którą w nieznacznie zmodyfikowanej formie można zapisać następująco:

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + \gamma \frac{(u_t - u_t^*)}{(u_t - \phi_t)} + \lambda\pi_{oil,t} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Zaletą tej specyfikacji jest wprowadzenie *explicite* granicy możliwości produkcyjnych (pionowej asymptoty krzywej Phillipsa) za pomocą parametru  $\phi_t$  (stałego bądź zmiennego w czasie). Parametr  $\gamma$  można z kolei określić mianem współczynnika łagodnej wypukłości tej krzywej. Niestety postać (3) narzuca wypukłość jako jedyną możliwą nieliniowość i, co za tym idzie, można ją stosować wyłącznie w obliczu silnych dowodów empirycznych odrzucających inne rodzaje nieliniowości. Wygodną postacią, w ramach której można testować zarówno wypukłość, jak i wklęsłość krzywej Phillipsa, jest zwykła funkcja kwadratowa, której zastosowanie prowadzi do postaci (por. np. Dolado i in., 2005):

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + \alpha(u_t - u_t^*) + \beta(u_t - u_t^*)^2 + \lambda\pi_{oil,t} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Jak już wyżej wspomniano, Filardo (1998) podnosi argument, że krzywa Phillipsa może być też wklęsło-wypukła, a zakładanie *a priori* jednej z dwóch rodzajów nieliniowości jest zwykle błędem. W postaci ogólnej, i spójnej z wyjściową funkcją daną równaniem (1), krzywą Phillipsa zgodną z podejściem A.J. Filardo można zapisać jako:

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i(u_t - u_t^*)^i + \lambda\pi_{oil,t} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Parametr  $\beta_i$  opisuje wpływ luki bezrobocia na inflację w jednym z  $i \in (1, \dots, n)$  zidentyfikowanych reżimów. W części empirycznej tego artykułu wyodrębniono dwa reżimy, przypisane (odpowiednio) dodatniej i ujemnej luce bezrobocia.

## 4. Dane statystyczne

Analizy empiryczne służące weryfikacji postawionej we wstępie hipotezy dotyczącej kształtu regionalnych krzywych Phillipsa w Polsce zostaną przeprowadzone na podstawie danych zdezagregowanych do poziomu województw. Pierwszym problemem, z jakim należy się zmierzyć, jest zatem ocena adekwatności województw jako jednostek przestrzennych, dla których konstruuje się krzywe Phillipsa. W istocie problem ten powraca we wszelkich analizach makroekonomicznych prowadzonych na poziomie regionalnym i sprowadza się do określenia stopnia, w jakim województwa, będące regionami statystycznymi, są tożsame z regionami

ekonomicznymi – obszarami wyodrębnionymi z otoczenia pod względem pewnego zestawu cech związanych ze strukturą gospodarczą i innymi zmiennymi, które wpływają na charakter związku między stopą bezrobocia a procesami inflacyjnymi.

Wychodzimy z założenia, że związki międzyregionalne mogą wpływać na kształtowanie się stopy bezrobocia w poszczególnych województwach (np. poprzez procesy migracyjne), natomiast nie determinują bezpośrednio samego mechanizmu oddziaływania stopy bezrobocia na procesy inflacyjne. Z literatury poświęconej krzywej Phillipsa można wysnuć wnioski, że mechanizm ten jest formowany przez cechy strukturalne gospodarek regionalnych, w tym m.in. specyfikę struktury rynkowej oraz sektora przedsiębiorstw (por. np. Guilloux-Nefussi 2015) a także pewne uwarunkowania i cechy rynku pracy (por. np. Ravenna, Walsh 2008). W przypadku analiz podejmowanych w tym opracowaniu stopień odmienności tych struktur w żaden sposób nie wpływa na możliwość wnioskowania na podstawie uzyskanych wyników<sup>6</sup>. Tym samym nie wydaje się, aby istniały silne argumenty przeciw konstrukcji i analizie zestawu odrębnych, regionalnych krzywych Phillipsa wewnątrz krajów. Takie badania były prowadzone głównie w odniesieniu do regionów USA (m.in. Laxton i in. 1999; Coibion, Goldstein 2012), ale także dla Wielkiej Brytanii (np. Blackaby, Manning 1987; Dow, Montagnoli 2007) Włoch i Niemiec (Hyclak, Johnes 1992), a nawet Belgii (Hoorelbeke 2009).

Istotnym ograniczeniem analiz ekonomicznych na poziomie regionalnym jest relatywnie mała liczba dostępnych zmiennych, a także zwykle krótkie szeregi czasowe. Badanie empiryczne jest prowadzone z wykorzystaniem danych kwartalnych. Zmienną objaśnianą w rozważanych niżej wersjach krzywej Phillipsa jest wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) dla województw. Zmienną opisującą aktywność gospodarczą w województwach jest stopa bezrobocia (odsezonowana) wg BAEL, której szeregi czasowe na poziomie województw są zdecydowanie dłuższe niż szeregi PKB czy nawet sprzedanej produkcji przemysłowej. Aproksymantą naturalnej stopy bezrobocia jest trend uzyskany za pomocą filtru HP (z parametrem wygładzania  $\lambda = 1600$ ). Ostatecznie luka bezrobocia jest definiowana jako odchylenie faktycznej stopy bezrobocia od wygenerowanego trendu ( $u_t - u_t^*$ ). Źródłem danych o PKB i stopie bezrobocia jest Bank Danych Lokalnych (BDL) GUS. Wkład egzogenicznych czynników kosztowych do inflacji reprezentują logarytmy cen kontraktów na ropę Brent (w dolarach amerykańskich); źródłem tych danych jest portal stooq.pl. Oprócz tego w modelach poddawanych estymacji pojawia się zawsze parametr autoregresyjny. Wykorzystując wszystkie wymienione zmienne, udało się stworzyć zbilansowany panel o wymiarach  $N = 16$  i  $T = 41$  (I kw. 2005 – I kw. 2015 r.), zawierający w sumie 656 obserwacji. Statystyki opisowe zmiennych regionalnych wykorzystanych do analizy empirycznej znajdują się w tabeli 1.

<sup>6</sup> Na przykład jeżeli dwa województwa są strukturalnie podobne, wówczas ujawni się to po prostu w podobnym kształcie krzywej Phillipsa.



**Tabela 1**  
**Statystyki opisowe zmiennych regionalnych**

Województwo	Liczba obserwacji	$u_t$		$u_t^*$		$\pi_t$	
		średnia	odch. stand.	średnia	odch. stand.	średnia	odch. stand.
Dolnośląskie	41	12,41	4,24	12,41	3,52	2,82	1,57
Kujawsko-pomorskie	41	12,24	3,22	12,24	2,42	2,61	1,50
Lubelskie	41	10,54	1,68	10,54	1,17	2,41	1,50
Lubuskie	41	10,50	3,54	10,50	2,63	2,66	1,39
Łódzkie	41	10,35	3,10	10,35	2,08	2,67	1,44
Małopolskie	41	9,89	2,49	9,89	1,58	2,61	1,45
Mazowieckie	41	8,60	2,75	8,60	2,17	2,39	1,32
Opolskie	41	10,08	2,96	10,08	2,11	2,63	1,48
Podkarpackie	41	12,37	2,48	12,37	1,44	2,79	1,60
Podlaskie	41	9,53	2,30	9,53	1,34	2,49	1,51
Pomorskie	41	9,91	3,82	9,91	2,73	2,30	1,33
Śląskie	41	10,02	3,70	10,02	2,70	2,42	1,34
Świętokrzyskie	41	12,82	2,80	12,82	1,81	2,78	1,62
Warmińsko-mazurskie	41	11,41	3,75	11,41	2,86	2,61	1,58
Wielkopolskie	41	9,37	3,14	9,37	2,37	2,71	1,59
Zachodniopomorskie	41	12,37	4,25	12,37	3,43	2,50	1,48

Źródło: Bank Danych Regionalnych GUS, obliczenia własne.

## 5. Wyniki

W pierwszym etapie badania estymacji poddano cztery wyjściowe warianty krzywej Phillipsa, opisane powyżej równaniami (2)–(5), które miały umożliwić pozyczenie wstępnych obserwacji co do możliwych nieliniowości i (ewentualnie) ich rodzaju. Wyniki oszacowań parametrów tych funkcji za pomocą uogólnionej metody momentów Arellano i Bonda (1991, UMM-AB) i metody najmniejszych kwadratów z błędami standardowymi Driscolla i Kraya (1998, MNK-DK) zamieszczono w tabeli 2<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Podstawową metodą estymacji dynamicznych modeli panelowych jest UMM-AB, natomiast estymator MNK-DK jest wybrany w celu zilustrowania odporności uzyskanych wyników na wybór metody estymacji. W zakresie tej alternatywnej metody estymacji punktem wyjścia były modele efektów indywidualnych (FE) i efektów losowych (RE). Test efektów indywidualnych w modelu FE wskazał na ich nieistotność, natomiast test Hausmana sugerował,

**Tabela 2**  
**Parametry oszacowań czterech rodzajów krzywej Phillipsa dla polskich województw**

Zmienna objaśniająca	Liniowa (2)		Łagodna wypukłość (a'la Laxton i in. 1999) (3)		Kwadratowa (4)		Liniowa, dwu-reżimowa (a'la Filardo, 1998) (5)	
	UMM-AB	MNK-DK	UMM-AB	MNK-DK	UMM-AB	MNK-DK	UMM-AB	MNK-DK
$\pi_t - 1$	0,843*** [67,00]	0,844*** [18,20]	0,830*** [64,78]	0,833*** [15,37]	0,863*** [65,01]	0,860*** [19,08]	0,859*** [65,17]	0,857*** [19,15]
$(u_t - u_t^*) > 0$	-0,236*** [-18,13]	-0,230*** [-4,77]			-0,265*** [-18,71]	-0,250*** [-6,34]	-0,386*** [-12,48]	-0,349*** [-4,36]
$(u_t - u_t^*) < 0$							-0,125*** [-5,08]	-0,138* [-1,71]
$(u_t - u_t^*)^2$					-0,044*** [-5,92]	-0,035* [-1,92]		
$(u_t - u_t^*) / (u_t - \phi_t)$			0,388*** [-12,41]	0,372*** [2,75]				
$\pi_{oil,t}$	1,413*** [12,41]	1,401*** [3,64]	1,262*** [11,05]	1,250*** [2,78]	1,397*** [12,02]	1,385*** [3,80]	1,379*** [11,85]	1,370*** [3,79]
Stała	0,328*** [8,52]	0,324*** [2,71]	0,302*** [7,82]	0,298* [1,97]	0,374*** [9,34]	0,361*** [2,92]	0,444*** [9,90]	0,418*** [2,77]
L. obserwacji	640	656	640	656	640	656	640	656
Skor. $R^2$		0,848		0,821		0,853		0,852
RMSE		0,576		0,626		0,568		0,569

W nawiasach statystyki  $t$  uzyskane dla błędów standardowych. W specyfikacji (3) przyjęto  $\phi_t = 5\%$ . \*, \*\*, \*\*\* oznacza istotność statystyczną oszacowanego parametru na poziomie istotności (odpowiednio) 10%, 5% i 1%.

Źródło: Obliczenia własne.

ze preferowanym modelem jest RE. Następnie test LM Breuscha-Pagana odrzucił model RE na korzyść modelu estymowanego za pomocą MNK. Jednocześnie test Pesarana wskazał na występowanie zależności przestrzennych (między województwami) w badanej próbie, co przyczynia się do skorelowania błędów, chociaż wyniki testu Walda nie pozwoliły na odrzucenie hipotezy o homoskedastyczności wariancji. Wobec uzyskanych wyników testów, ostatecznie wybraną alternatywą dla UMM-AB jest MNK, natomiast błędy standardowe są obliczane metodą Driscolla i Kraaya (1998) i tym samym są odporne na zależność składników losowych dla poszczególnych województw. Na marginesie należy przyznać, że możliwe byłoby też wykorzystanie estymatora z panelową korektą błędów standardowych (*panel-corrected standard errors*, PCSE, szerzej: Beck, Katz 1995), który w naszych modelach generuje bardzo zbliżone błędy oszacowań parametrów (najbardziej widoczną różnicą są nieco szersze przedziały ufności). Podstawowym problemem związanym z wykorzystaniem wszelkich estymatorów opartych na MNK jest jednak ich niezgodność, związana z występowaniem endogeniczności regresorów.

Wyniki zawarte w tab. 2 nie rozstrzygają ostatecznie o występowaniu nieliniowych krzywych Phillipsa na poziomie regionalnym w Polsce, ale wydaje się, że dostarczają pewnych cennych wytycznych do dalszych badań. Zgodnie z oczekiwaniami, oszacowanie liniowej wersji krzywej Phillipsa wskazuje na ujemną i statystycznie istotną zależność między inflacją a luką bezrobocia oraz dodatkowo na dość silną inercyjność samej inflacji.

Warto zwrócić uwagę na oszacowania funkcji kwadratowej i dwureżimowej. Parametry przy kwadracie luki stopy bezrobocia w specyfikacji (4), a także przy ujemnej luce stopy bezrobocia w specyfikacji (5), są istotne dopiero na poziomie istotności 0,1. Niemniej jednak wyniki estymacji specyfikacji (4) i (5) skłaniają do dalszych analiz, z uwzględnieniem możliwości występowania wklęsłych krzywych Phillipsa na poziomie regionalnym, gdyż zarówno ujemny znak przy luce stopy bezrobocia, jak i charakter „załamania” w wersji dwureżimowej sugerują taki właśnie kształt krzywej. Tym samym narzucanie wypukłości nie wydaje się uprawnione, pomimo że wyrażenie  $(u_t - u_t^*) / (u_t - \phi_t)$  w specyfikacji (3) jest statystycznie istotne. Ta istotność może bowiem wynikać z faktu, że zawiera ono lukę stopy bezrobocia i sygnalizuje po prostu występowanie (ujemnej) zależności pomiędzy inflacją a luką bezrobocia. Narzucenie wypukłego kształtu krzywych Phillipsa przekłada się jednocześnie na wyraźne obniżenie współczynnika determinacji, co z jeszcze większą ostrożnością każe patrzeć na wyniki oszacowań wariantu (3).

Wobec braku silnych dowodów na występowanie wzorca wypukłości, w drugim etapie analizy podjęto próbę połączenia specyfikacji (4) i (5). W duchu pracy Filardo (1998) odrębnie potraktowano dwa reżimy (dodatnia i ujemna luka stopy bezrobocia), przy czym dopuszczono możliwość występowania zarówno wklęsłych, jak i wypukłych krzywych Phillipsa w każdym z obu reżimów. Wyniki tych estymacji przedstawiono w tabeli 3.

Okazuje się, że rezultaty nie są tu już tak odporne na metodę estymacji, jak to miało miejsce w przypadku analiz wcześniejszych równań. Wykorzystanie metody UMM-AB prowadzi do rezultatów świadczących o wklęsłych regionalnych krzywych Phillipsa w okresie gorszej koniunktury i liniowej zależności między inflacją a luką bezrobocia w warunkach jej poprawy. Szacunki oparte na estymatorze MNK sugerują natomiast odwrotny układ wklęsłych i liniowych odcinków krzywych Phillipsa. Należy jednak podkreślić, że wspólnym wnioskiem, jaki można wyciągnąć z uzyskanych rezultatów, jest globalna wklęsłość omawianej zależności w polskich regionach. Przedstawione w tabeli 3 wyniki skłaniają do postawienia dalszych pytań. W kontekście celu niniejszego artykułu szczególnie ważne jest rozstrzygnięcie, czy kształt krzywych Phillipsa jest zbliżony w poszczególnych województwach. Pomocne mogłoby być oczywiście oszacowanie parametrów funkcji nieliniowej, dwureżimowej dla każdego województwa z osobna. Z uwagi na niewielką liczbę obserwacji ( $N = 41$ ), wiarygodne wnioskowanie o istnieniu i rodzaju nieliniowości odrębnie dla każdego z dwóch reżimów jest jednak niemożliwe. Pewnych wniosków o kształcie poszczególnych regionalnych krzywych Phillipsa może dostarczyć estymacja parametrów funkcji a'la Filardo (dwureżimowej, ale liniowej) dla każdego województwa. Wyniki oszacowań tej funkcji za pomocą MNK przedstawiono w tabeli 4.

**Tabela 3**  
**Wyniki estymacji panelowej dla nieliniowej, dwureżimowej krzywej Phillipsa**

Zmienna objaśniająca	$(u_t - u_t^*) > 0$		$(u_t - u_t^*) < 0$	
	UMM-AB	MNK-DK	UMM-AB	MNK-DK
$\pi_{t-1}$	0,846*** [45,17]	0,880*** [16,96]	0,692*** [21,87]	0,820*** [18,51]
$(u_t - u_t^*)$	-0,120** [-2,15]	-0,397** [-2,05]	-0,194*** [-4,71]	-0,452** [-2,43]
$(u_t - u_t^*)^2$	-0,083*** [-3,38]	-0,02 [-0,04]	-0,009 [0,67]	-0,073* [-1,96]
$\pi_{oil,t}$	2,501*** [8,06]	2,314 [1,39]	0,966*** [7,58]	1,246*** [5,18]
Stała	0,330*** [4,68]	0,401** [2,10]	0,690*** [9,04]	0,257 [1,19]
L. obserwacji	357	371	283	285
$R^2$		0,833		0,884
RMSE		0,595		0,513

\*, \*\*, \*\*\* oznacza istotność statystyczną oszacowanego parametru na poziomie istotności (odpowiednio) 10%, 5% i 1%.

Źródło: Obliczenia własne.

Przyjmując graniczny poziom istotności  $\alpha = 0,05$ , w dwunastu województwach oszacowania parametrów przy ujemnej luce stopy bezrobocia były nieistotne lub niższe niż parametry przy dodatniej luce, co zgodnie ze sposobem interpretacji wyników przez A.J. Filardo wspiera hipotezę wklęsłej krzywej Phillipsa. Prawdopodobności tej nie udało się potwierdzić w przypadku województw: lubelskiego, mazowieckiego i podlaskiego (gdzie uzyskano istotny wpływ luki bezrobocia na inflację w warunkach ujemnej luki i jednocześnie brak zależności między tymi zmiennymi przy dodatniej luce), a także opolskiego (gdzie parametr przy dodatniej luce był poniżej progowego poziomu istotności).

Próbując wyjaśnić przyczyny odmiennych kształtów regionalnych krzywych Phillipsa, należy zastanowić się nad dwoma problemami. Po pierwsze, w jaki sposób sytuacja na lokalnym rynku pracy przekłada się na dynamikę płac (czyli koszty firm). Po drugie, jak zmiany koniunktury wpływają na podejmowanie decyzji cenowych w przedsiębiorstwach. Wydaje się, że spośród czterech województw, w których krzywa Phillipsa okazała się wypukła, w dwóch (lubelskim i podlaskim) można dopatrzeć się wspólnych potencjalnych źródeł takiego jej

**Tabela 4**  
**Wyniki estymacji liniowej, dwureżimowej krzywej Phillipsa dla poszczególnych województw**

Województwo	$\pi_{t-1}$	$(u_t - u_t^*) < 0$	$(u_t - u_t^*) > 0$	$\pi_{oil,t}$	Stała	L. obs.	Skor. $R^2$	Kształt
Dolnośląskie	0,87***	-0,10	-0,43***	1,27**	0,50**	41	0,87	Wklęsła
Kujawsko-pomorskie	0,87***	-0,07	-0,59***	1,28***	0,55**	41	0,85	Wklęsła
Lubelskie	0,84***	-0,46***	-0,20	1,07*	0,21	41	0,81	Wypukła
Lubuskie	0,86***	-0,08	-0,33***	1,56**	0,44*	41	0,81	Wklęsła
Łódzkie	0,83***	-0,01	-0,41***	1,20**	0,64***	41	0,84	Wklęsła
Małopolskie	0,83***	-0,18	-0,48***	1,63**	0,52**	41	0,84	Wklęsła
Mazowieckie	0,85***	-0,29**	-0,18	0,91*	0,24	41	0,86	Wypukła
Opolskie	0,82***	-0,12	-0,25*	1,29**	0,49**	41	0,78	-
Podkarpackie	0,86***	-0,17	-0,57***	1,51***	0,54**	41	0,89	Wklęsła
Podlaskie	0,79***	-0,32**	-0,16	1,65***	0,35**	41	0,81	Wypukła
Pomorskie	0,92***	0,05	-0,43***	1,39***	0,44**	41	0,87	Wklęsła
Śląskie	0,84***	-0,07	-0,41***	1,39***	0,57**	41	0,81	Wklęsła
Świętokrzyskie	0,84***	-0,19	-0,39**	1,10*	0,49**	41	0,83	Wklęsła
Warmińsko-mazurskie	0,92***	-0,06	-0,51***	1,33***	0,40**	41	0,88	Wklęsła
Wielkopolskie	0,86***	-0,26**	-0,33**	1,63**	0,33*	41	0,85	Wklęsła
Zachodniopomorskie	0,92***	-0,11	-0,29***	1,41***	0,23	41	0,87	Wklęsła

\*, \*\*, \*\*\* oznacza istotność statystyczną oszacowanego parametru na poziomie istotności (odpowiednio) 10%, 5% i 1%.

Źródło: obliczenia własne.

kształtu. Z opracowania Gajewskiego (2011) wynika m.in., że obydwa województwa wyróżniają się najwyższym udziałem pracujących w sektorze rolniczym oraz najniższym udziałem mikro i małych przedsiębiorstw w zatrudnieniu. Z jednej więc strony, relatywnie bliski doskonałej konkurencji rynek produktów rolniczych może w krótkim okresie (przy ograniczeniach podażowych) generować silną reakcję cen na nadwyżkowy popyt. Z drugiej strony, znaczenie może też mieć mniejszy udział mikro i małych przedsiębiorstw, w których częściej może dochodzić do obniżania wynagrodzeń nominalnych w okresach słabszej koniunktury (także, chociaż nie tylko, z uwagi na mniejszą rolę związków zawodowych), co sugeruje m.in. Beck-Krala (2013). Specyfiką województwa mazowieckiego jest z kolei duże znaczenie aglomeracji warszawskiej w kształtowaniu się dynamiki zmiennych makroekonomicznych. Warszawa w okresie objętym analizą charakteryzowała się relatywnie niskim bezrobociem i dominacją sektora usługowego, a także relatywnie dużym znaczeniem średnich i dużych firm, w tym siedzib wielu międzynarodowych koncernów działających w Polsce. Wydaje się tym samym, że istniały tu silniejsze niż w wielu innych regionach warunki do usztywniania płac w dół, a jednocześnie w okresach poprawy koniunktury relatywnie szybko mogła narastać presja płacowa i zaostrzać się konkurencja przedsiębiorstw z sektora usługowego o wysoko wykwalifikowanych pracowników. Hipoteza, jaką można sformułować w odniesieniu do sytuacji w województwie opolskim, gdzie nie stwierdzono istotnej statystycznie zależności pomiędzy inflacją a luką bezrobocia, jest związana z migracjami zagranicznymi ludności. Jak pokazują m.in. Fihel i Kaczmarczyk (2013), województwo opolskie charakteryzuje się najsilniejszymi spośród wszystkich województw powiązaniem w tym zakresie, a zatem przepływy siły roboczej mogą dość skutecznie regulować presję płacową w tym regionie.

Należy jednocześnie podkreślić, że powyższe hipotezy powinny być przedmiotem dalszych analiz i weryfikacji, a uzyskane wyniki należy traktować z pewną ostrożnością. W szczególności, w związku z krótkimi szeregami czasowymi, nie ma możliwości formalnego przetestowania (i ewentualnie odrzucenia) hipotezy o równości oszacowań parametrów przy dodatniej i ujemnej luce bezrobocia za pomocą testu Walda, którego moc w tak krótkich próbach jest bardzo niska<sup>8</sup>. Przy wszystkich wymienionych zastrzeżeniach wydaje się jednak, że sugerowany wklęsły kształt krzywych Phillipsa w większości województw jest ciekawym wynikiem, który z jednej strony wzmacnia rezultaty uzyskane przez Sznajderską (2012) oraz pośrednio Brzozę-Brzezinę i Sochę (2007), a z drugiej – otwiera nowe pole badawcze. Warto przyjrzeć się bliżej czynnikom mogącym wpływać na taki właśnie kształt zależności pomiędzy inflacją a luką bezrobocia, mając na uwadze argumenty przedstawione przez Stiglitz (1997) i Eisnera (1997).

---

<sup>8</sup> Szerzej o tej i innych niepożądanych cechach testu Walda w krótkich próbach – zob. Ullah i in. 2002, s. 255–260.

## Podsumowanie i wnioski

Celem artykułu było zwrócenie uwagi na związki między regionalnymi krzywymi Phillipsa a krzywą agregatową w sytuacji występowania nieliniowości, a także empiryczne potwierdzenie hipotezy o nieliniowych krótkookresowych krzywych Phillipsa w polskich województwach. Z przeprowadzonych rozważań teoretycznych płynie wniosek, że w warunkach nieliniowych krzywych Phillipsa procesy konwergencji i dywergencji regionalnych stóp bezrobocia skutkują pionowymi przesunięciami krzywej agregatowej. Oznacza to, że nawet gdy krajowa stopa bezrobocia jest stała, zmiany jej zróżnicowania przestrzennego mają wpływ na agregatową inflację. Co więcej, asymetryczne (redystrybucyjne) efekty polityki pieniężnej mogą w tych warunkach determinować jej ogólną skuteczność.

W części empirycznej została zastosowana ostrożna procedura określania nieliniowości regionalnych krzywych Phillipsa. Na początku został wyeliminowany wariant dopuszczający wypukłość jako jedyny możliwy rodzaj tej nieliniowości. W ramach znacznie bardziej elastycznej specyfikacji ekonometrycznej uzyskano wyniki empiryczne, które skłaniają do wysnucia wniosku o występowaniu wklęsłych krzywych Phillipsa w większości województw. Co ważne, zmiana metod estymacji z panelowych na indywidualne nie zmienia tego wniosku. Wprawdzie z uwagi na krótkie próby wykorzystywane w estymacjach krzywych Phillipsa uzyskane wyniki empiryczne należy traktować z ostrożnością, ale ich potwierdzenie w dalszych badaniach rodziłoby dość istotne wnioski dla polityki pieniężnej. Otóż asymetryczne oddziaływanie szoków generujące dywergencję regionalną prowadziłyby do przesunięć agregatowej krzywej Phillipsa w dół. Np. zacieśnienie polityki pieniężnej wywołujące procesy dywergencji ułatwiałoby realizację polityki dezinflacyjnej. Z odwrotną sytuacją mielibyśmy do czynienia, gdyby asymetria skutków impulsów polityki pieniężnej prowadziła do konwergencji regionalnej. Wówczas podwyższenie stopy procentowej przesunąłoby krzywą Phillipsa do góry i, tym samym, osłabiałoby dezinflacyjny skutek zacieśnienia. Uzyskane wyniki wskazują na potrzebę prowadzenia analiz dynamiki makroekonomicznej na poziomie regionalnym i włączenia ich jako jednego z elementów do procesu kształtowania krajowej polityki pieniężnej.

Tekst wpłynął: 12 października 2015 r.  
(wersja poprawiona: 8 lutego 2016 r.)

## Bibliografia

Akerlof G., Dickens W.R., Perry G., *The Macroeconomics of Low Inflation*, „Brookings Papers on Economic Activity” 1996 nr 27(1).

- Archibald G.C., *The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment*, „American Economic Review” 1969, nr 59(2).
- Arellano M., Bond S., *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies” 1991, nr 58(2).
- Beck N., Katz J.N., *What To Do (and Not To Do) with Times-Series–Cross-Section Data in Comparative Politics*, „American Political Science Review” 1995, nr 89(3).
- Beck-Krala E., *Kształtowanie systemów wynagrodzeń pracowniczych w czasie kryzysu*, „Organizacja i Zarządzanie” 2013, nr 4.
- Blackaby D.H., Manning D.N., *Regional Earnings Revisited*, „Manchester School” 1987, nr 55.
- Blanchard O. J., *The Lucas Critique and the Volcker Deflation*, „American Economic Review” 1984, nr 74(2).
- Brzoza-Brzezina M., Socha J., *Downward Nominal Wage Rigidity in Poland*, „National Bank of Poland Working Papers” 2007, nr 41.
- Clark P.B., Laxton D., *Phillips Curves, Phillips Lines and the Unemployment Costs of Overheating*, IMF Working Paper 1997, nr 97/17.
- Coibion O., Goldstein D., *One for Some or One for All? Taylor Rules and Interregional Heterogeneity*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2012, nr 44.
- Dolado J.J., Maria-Dolores R., Naveirad M., *Are Monetary-policy Reaction Functions Asymmetric?: The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve*, „European Economic Review” 2005, nr 49.
- Dow S.C., Montagnoli A., *The Regional Transmission of UK Monetary Policy*, „Regional Studies” 2007, nr 41.
- Driscoll J., Kraay A., *Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data*, „Review of Economics and Statistics” 1998, nr 80(4).
- Dupasquier C., Ricketts N., *Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship*, „Bank of Canada Working Papers” 1998, nr 98–14.
- Eisner R., *New View of the NAIRU*, w: *Improving the Global Economy: Keynesian and the Growth in Output and Employment*, red. P. Davidson, J.A. Kregel, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, Lyme 1997.
- Fihel A., Kaczmarczyk P., *Migracja a polski rynek pracy*, w: *Rynek pracy wobec zmian demograficznych*, red. M. Kielkowska, „Zeszyty Demograficzne” 2013.
- Filardo A.J., *New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation*, „Federal Reserve of Kansas City Economic Review” 1998, nr 83(3).
- Fortin P., *The Macroeconomics of Downward Nominal Wage Rigidity: a Review of the Issues and New Evidence for Canada*, CIRPEE Cahier de recherche/Working Paper 2013, nr 13–09.
- Gajewski P., *Poziom i dynamika rozwoju małej i średniej przedsiębiorczości w Polsce Wschodniej*, Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa 2011.
- Gajewski P., *Regionalne zróżnicowanie efektów impulsu polityki pieniężnej w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2015, nr 4.
- Gilbert C.L., *The Original Phillips Curve Estimates*, „Economica” 1976, nr 43.
- Gordon R.J. *Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment*, w: *Workers, Jobs and Inflation*, red. M.N. Baily, The Brookings Institution, Washington, D.C. 1982.
- Guilloux-Nefussi S., *Globalization, Market Structure and the Flattening of the Phillips Curve*, „Banque de France Working Papers” 2015, nr 539.



- Hooker M.A., *Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2002, nr 34(2).
- Hoorelbeke D., *Wages and Phillips curves in the Belgian Regions*, referat wygłoszony na konferencji Ecomod 2009, Ottawa.
- Hughes-Hallet A.J., *Aggregate Phillips Curves Are Not Always Vertical: Heterogeneity and Mismatch in Multiregion or Multisector Economies*, „Macroeconomic Dynamics” 2000, nr 4.
- Hyclak T., Johnes G., *Regional Wage Inflation and Unemployment Dynamics in Great Britain*, „Scottish Journal of Political Economy” 1992, nr 39(2).
- King R.G., Watson M.W., *The Post-war U.S. Phillips Curve: a Revisionist Econometric History*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy” 1994, nr 41.
- Laxton D., Meredith G., Rose D., *Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications*, IMF Staff Papers 1995, nr 42(4).
- Lipsey R.G., *The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1862–1957: A Further Analysis*, „Economica” 1960, nr 27.
- Lucas R.E., *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*, „The American Economic Review” 1973, nr 63(3).
- Manning A., *Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations*, „The Economic Journal” 1993, nr 103.
- Orphanides A., Wieland V., *Inflation Zone Targeting*, „European Economic Review” 2000, nr 44(7).
- Pissarides C.A., McMaster I., *Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy*, „Oxford Economic Papers” 1990, nr 42(4).
- Phillips A.W., *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957*, „Economica” 1958, nr 25.
- Postek Ł., *Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999–2009. Podejście empiryczne*, „Materiały i Studia NBP” 2011, nr 253.
- Przystupa J., Wróbel E., *Asymmetry of the Exchange Rate Pass-through: An Exercise on the Polish Data*, MPRA Paper 17 660, University Library of Munich, 2009.
- Ravenna F., Walsh C.E., *Vacancies, Unemployment, and the Phillips Curve*, „European Economic Review” 2008, nr 52.
- Smyth D.J., *Unemployment and Inflation: Cross-country Analysis of Phillips Curve*, „The American Economic Review” 1971, nr 61(3).
- Stiglitz J., *Reflections on the Natural Rate Hypothesis*, „Journal of Economic Perspectives” 1997, nr 11.
- Sznajderska A., *On Asymmetric Effects in a Monetary Policy Rule. The Case of Poland*, „National Bank of Poland Working Papers” 2012, nr 125.
- Thirlwall A.P., *Regional Phillips Curves*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1970, nr 32(1).
- Thomas R.L., Stoney P.J.M., *Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K., 1925–1966*, „Manchester School” 1971, nr 25.
- Tobin J., *Inflation and Unemployment*, „American Economic Review” 1972, nr 62(1).
- Ullah A., Wan A.T.K., Chaturvedi A., *Handbook of Applied Econometrics and Statistical Inference*, 2002, Marcel Dekker, Inc, New York-Basel 2002.
- Wojtyna A., *Szkice o polityce pieniężnej*, PWE, Warszawa 2004.

## REGIONALNE KRZYWE PHILLIPSA W POLSCE A EFEKTYWNOŚĆ POLITYKI PIENIĘŻNEJ

### Streszczenie

Celem artykułu jest pokazanie związku między stopą bezrobocia na poziomie regionalnym a agregatową stopą inflacji na poziomie ogólnokrajowym. W części teoretycznej omówiono różne koncepcje krótkookresowej krzywej Phillipsa i ich znaczenie dla polityki pieniężnej. W części empirycznej podjęto próbę estymacji nieliniowych, krótkookresowych krzywych Phillipsa w polskich województwach. Wyniki estymacji opartej na danych panelowych oraz estymacje indywidualne dla poszczególnych województw skłaniają do przyjęcia hipotezy o istnieniu wklęsłej zależności pomiędzy inflacją a luką bezrobocia w większości województw. Zgodnie z koncepcją Lipseya oznacza to, że agregatowa krzywa Phillipsa w Polsce może przesunąć się do góry w okresach konwergencji regionalnej, natomiast dywergencja regionalna może prowadzić do jej przesunięć w dół. Uzyskane wyniki rodzą istotne implikacje dla efektywności krajowej polityki pieniężnej.

**Słowa kluczowe:** regionalne krzywe Phillipsa, polityka pieniężna

JEL: C23, E24, E31, E52, R58

## REGIONAL PHILLIPS CURVES IN POLAND AND THE EFFECTIVENESS OF MONETARY POLICY

### Summary

The aim of the paper is to show the relationship between the unemployment rate at regional level and the aggregate inflation at national level. The theoretical part of the paper discusses various concepts of the short-term Phillips curve and their implications for monetary policy. The empirical part brings an attempt to estimate non-linear short-term Phillips curves for Polish vojevodships. The results of the estimation based on panel data, as well as estimations of the curves for individual vojevodships, suggest the existence of a concave dependence between inflation and unemployment gap in most vojevodships. According to the Lipsey concept, this means that the aggregate Phillips curve in Poland can move upwards in the periods marked by regional convergence while regional divergence may shift it downwards. The results of this research have significant implications for the effectiveness of national monetary policy.

**Key words:** regional Phillips curves, monetary policy

JEL: C23, E24, E31, E52, R58

## РЕГИОНАЛЬНЫЕ КРИВЫЕ ФИЛЛИПСА В ПОЛЬШЕ И ЭФФЕКТИВНОСТЬ ДЕНЕЖНОЙ ПОЛИТИКИ

### Резюме

В статье анализируется связь между нормой безработицы на региональном уровне и агрегатной нормой инфляции на общенациональном уровне. В теоретической части

рассматриваются различные концепции краткосрочной кривой Филлипа и их значение для денежной политики. В эмпирической части делается попытка нелинейных эстимаций краткосрочных кривых Филлипа в польских воеводствах. Результаты эстимации, сделанной на панельных данных, а также индивидуальная эстимация для отдельных воеводств, позволяют принять гипотезу о существовании вогнутой зависимости между инфляцией и безработицей в большинстве воеводств. Согласно концепции Липси это означает, что в Польше агрегатная кривая Филлипа в периоды региональной конвергенции может передвигаться вверх, а региональная дивергенция, в свою очередь, может приводить к ее падению. Полученные результаты вызывают существенные импликации для эффективности национальной денежной политики.

**Ключевые слова:** региональные кривые Филлипа, денежная политика

JEL: C23, E24, E31, E52, R58