Dawid PIĄTEK
Katarzyna SZARZEC

KONCEPCJA KRZYWEJ PHILLIPSA – PODSTAWY TEORETYCZNE I SZACUNKI DLA POLSKI

Wstęp

Celem artykułu jest prezentacja dyskusji, toczącej się w teorii ekonomii nt. wymienności inflacji i bezrobocia (krzywa Phillipsa). Omówione zostaną teoretyczne podstawy, wynikające z tej krzywej. Ustalenia te zostaną następnie poddane weryfikacji dla gospodarki polskiej, z wykorzystaniem metod ekonometrycznych. Pozwoli to na stwierdzenie, czy zależność między bezrobociem a inflacją obserwowana w krajach o rozwiniętej gospodarce rynkowej występuje także w Polsce.

1. Krzywa Phillipsa – podstawy teoretyczne

Hipoteza zamienności poziomu płac nominalnych i bezrobocia została wysunięta przez A.W. Phillipsa w 1958 roku na podstawie analizy statystycznej danych z lat 1861-1957 dla Wielkiej Brytanii[1]. Zgodnie z nią istnieje nieliniowa i negatywna relacja pomiędzy poziomem bezrobocia i poziomem płac nominalnych. Oznacza to, że wyższemu poziomowi bezrobocia towarzyszy niższy poziom płac i odwrotnie.

[1] A.W. Phillips, *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom. 1861-1957*, Economica, November 1958. Pojęcia „hipoteza zamienności inflacji i bezrobocia" i „krzywa Phillipsa" stosowane są wymiennie. Termin krzywa Phillipsa został zaproponowany przez P. Samuelsona i R. Solowa, w *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*, American Economic Review, May 1960.

Dyskusja wywołana przez krzywą Phillipsa ogniskowała się wokół dwóch kwestii[2]. Pierwsza z nich to ta, czy taką samą stabilną zależność można stwierdzić empirycznie dla innych gospodarek narodowych, a więc czy jest ona czymś uniwersalnym dla gospodarki czy tylko przypadkowym. Drugą podjętą kwestią była budowa mikroekonomicznych podstaw dla analizy rynku pracy, czyli jak najdokładniejszego przedstawienia zależności pomiędzy poziomem płac i cen a bezrobociem. Artykuł A.W. Phillipsa był bowiem przede wszystkim analizą statystyczną, stwierdzeniem występowania takiej zależności, w którym podjął on wprawdzie pewną próbę wyjaśnienia teoretycznie tej zależności, ale opartą na wątpliwych podstawach mikroekonomicznych.

Wśród modyfikacji, jakim podlegała ta krzywa należy wspomnieć pracę P.A. Samuelsona i R.M. Solowa, którzy na miejsce poziomu płac wprowadzili tempo zmian inflacji, podtrzymując poprzednie wnioski[3]. Pierwsza ważna próba teoretycznego wyjaśnienia negatywnej nieliniowej zależności między stopą zmian płac nominalnych a stopą bezrobocia została podjęta przez R.G. Lipseya[4] w 1960 roku. Ustalił on, że stopa zmian płac nominalnych zależy od stopnia nadwyżki popytu na pracę, która jest reprezentowana przez stopę bezrobocia.

Alternatywna hipoteza odwołująca się do zależności inflacji i bezrobocia – postawiona przez M. Friedmana[5] i E.S. Phelpsa[6] w niezależnych od siebie artykułach w roku 1968 – mówiła o rozróżnieniu pomiędzy krótkookresowymi i długookresowymi efektami nieoczekiwanych zmian w globalnym popycie nominalnym. Do analizy wprowadzono tzw. oczekiwania adaptacyjne, które stały się zmienną, określającą krótkookresową krzywą Phillipsa oraz pojęcie „naturalnej stopy bezrobocia" jako czynnika determinującego położenie długookresowej krzywej Phillipsa. W pierwotnej krzywej Phillipsa przyjmowano, że działania podmiotów i ich skutki są zawsze takie same, stąd też zamienność między inflacją a bezrobociem ma stabilny charakter. Natomiast według M. Friedmana i E.S. Phelpsa skutki działań i ich wpływ na całą gospodarkę są różne w zależności od okresu, a tym samym ta zamienność w żadnym razie nie jest stabilna[7].

W krótkim okresie może wystąpić zmiana stopy bezrobocia i inflacji, ze względu na błędne oczekiwania podmiotów. Wprowadzona do analizy hipoteza

---

[2] Przegląd literatury zobacz: A.M. Santomero, J.J. Seater, *The Inflation-Unemployment Trade-Off: A Critique of the Literature*, Journal of Economic Literature, June 1978.

[3] P.A. Samuelson, R.M. Solow, op.cit.

[4] R.G. Lipsey, *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957; A Further Analysis*, Economica, February 1960.

[5] M. Friedman, *The Role of Monetary Policy*, American Economic Review, March 1968.

[6] E.S. Phelps, *Money-Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium*, part 2, Journal of Political Economy, 1968, no. 76.

[7] Omówienie modyfikacji krzywej Phillipsa oparte jest na artykule: M. Friedman, *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*, Journal of Political Economy, June 1977.

oczekiwań adaptacyjnych głosi, że podmioty gospodarcze formułują swoje oczekiwania co do przyszłych wartości zmiennych ekonomicznych (np. inflacji, konsumpcji, dochodu) wyłącznie na podstawie interpretacji zdarzeń gospodarczych z przeszłości. M. Friedman zarzucił wyjaśnieniom A.W. Phillipsa i R.W. Lipseya, że wyprowadzały one fałszywy wniosek, iż podmioty gospodarcze stale popełniają błędy w swoich oczekiwaniach i nigdy nie dostrzegają różnic w swoich dochodach nominalnych i realnych (tzw. iluzja pieniężna) oraz popełniają ciągle błędy. Taka sytuacja może wystąpić, ale jest tylko tymczasowa, aż do momentu rejestracji danego zjawiska i dostosowania się podmiotów do nowych okoliczności działania. Podmioty dążą wówczas do zniwelowania skutków podjętego wcześniej działania, które oparte było na fałszywej wiedzy.

M. Friedman starał się udowodnić – teoretycznie i empirycznie – że zamienność inflacji i bezrobocia jest tylko przejściowym, krótkookresowym zjawiskiem, które występuje do momentu, gdy podmioty gospodarcze zrewidują swoje błędne oczekiwania inflacyjne. W długim okresie efektem ekspansywnej polityki gospodarczej będzie wzrost inflacji, gdyż poziom bezrobocia będzie wyznaczony przez naturalną stopę bezrobocia.

Naturalna stopa bezrobocia[8] to istotne pojęcie, wprowadzone do rozważań teoretycznych przez M. Friedmana i E.W. Phelpsa w trakcie dyskusji o krzywej Phillipsa. Bezrobocie naturalne występuje w warunkach równowagi na rynku pracy i związane jest z dobrowolnymi wyborami pracowników, kwestiami niepełnej informacji bądź zmian strukturalnych w gospodarce. Może być one zredukowane, ponieważ związane jest – z istniejącymi w danym czasie – realnymi uwarunkowaniami na rynku pracy, a nie czynnikami pieniężnymi. Czynniki realne to takie, jak: efektywność działania rynku pracy, poziom konkurencji czy monopolu, trudności lub ułatwienia w przekwalifikowaniu się bezrobotnych. M. Friedman użył terminu „naturalna", by odróżnić pieniężne i niepieniężne aspekty zatrudnienia, tj. dokładnie w tym samym celu, w jakim użył go K. Wicksell w kontekście stopy procentowej[9].

Kolejny etap w dyskusji nad mikroekonomicznymi podstawami zamienności inflacji i bezrobocia związany jest z pracami ekonomistów, tworzącymi program

[8] Naturalna stopa to „poziom, jaki by wynikał z walrasowskiego układu równań równowagi ogólnej, pod warunkiem że byłyby w nich uwzględnione aktualne cechy strukturalne rynków siły roboczej i towarów, łącznie z wadliwościami rynkowymi, stochastyczną zmiennością popytu i podaży, kosztem zbierania informacji o wolnych miejscach pracy i rozmiarach wolnej siły roboczej, kosztem jej mobilności itp." M. Friedman, *The Role of Monetary Policy*, w tłumaczeniu A. Szeworskiego z: B. Snowdon, H. Vane, P. Wynarczyk, *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998, s. 174.

[9] Por. M. Friedman, *Unemployment versus Inflation? – an Evaluation of the Phillips Curve*, w: M. Friedman, *Monetarist Economics*, Oxford – Cambridge MA 1991, s. 74-75.

nowej ekonomii klasycznej, tj. R.E. Lucasa i L.A. Rappinga[10]. Między ich podejściem a poglądami poprzedników istniała zgoda co do kwestii braku zamienności między inflacją a bezrobociem w długim okresie i występowaniu jej w okresie krótkim. Jednakże w swym teoretycznym uzasadnieniu co do występowania krótkookresowej krzywej Phillipsa skrytykowali oni i odrzucili hipotezę oczekiwań adaptacyjnych. Uznali oni, że w stosowanych współcześnie modelach ekonomicznych (przez keynesistów i monetarystów) zakładano zbyt małą racjonalność podmiotów gospodarczych[11]. Modele nie uwzględniały dostosowań podmiotów do zmieniających się okoliczności, o których to zmianach nabywały wiedzę i korygowały odpowiednio swoje działania. Jeśli bowiem zmianie ulegną ustalone „reguły gry" (ang. *laws of motion*), to zmienią się też ograniczenia i determinanty działania podmiotów, co wreszcie – poprzez nabycie przez nie wiedzy o tych dynamicznie zmieniających się okolicznościach – wpłynie na zmiany ich systematycznych zachowań i przypadkowe działanie rynku[12].

Centralne miejsce w programie nowej ekonomii klasycznej zajmuje hipoteza racjonalnych oczekiwań, która bezpośrednio implikuje twierdzenia tej szkoły, dotyczące równowagi ogólnej gospodarki i ciągłości oczyszczania się rynków oraz nieefektywności polityki ekonomicznej[13]. „Mocna" wersja hipotezy racjonalnych oczekiwań w sensie J. Mutha brzmi, że subiektywne oczekiwania podmiotów gospodarczych dotyczące zmiennych ekonomicznych są zbieżne z rzeczywistymi, czyli obiektywnymi matematycznie uwarunkowanymi oczekiwaniami co do tych zmiennych[14]. Są one formułowane na podstawie tego samego zbioru informacji co predykcje teorii. W skład wiedzy podmiotów wchodzą informacje o przeszłych i bieżących wielkościach danej zmiennej ekonomicznej oraz właściwy model gospodarki, na podstawie którego dokonują analiz i predykcji. Ponadto zakłada się, że podmioty uczą się na popełnionych wcześniej

[10] R.E. Lucas, L.A. Rapping, *Price Expectations and the Phillips Curve*, American Economic Review, June 1969; R.E. Lucas, L.A. Rapping, *Real Wages, Employment, and Inflation*, Journal of Political Economy, September-October, 1969; R.E. Lucas, *Expectations and the Neutrality of Money*, Journal of Economic Theory, April 1972.

[11] Por. J. Muth, *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Econometrica 1961, no. 29, s. 316; R.E. Lucas, L.A. Rapping, *Price Expectations and the Phillips Curve*, s. 344.

[12] Por. T. Sargent, *Rational Expectations and the Reconstruction of Macroeconomics*, w: *The Rational Expectations Revolution: Readings from the Front Line*, red. P.J. Miller, Cambridge 1996, s. 31-39.

[13] Hipoteza racjonalnych oczekiwań sformułowana została po raz pierwszy przez J. Mutha w 1961 r., następnie ujęta w pracach R.E. Lucasa w 1972 r. (R.E. Lucas, *Expectations and the Neutrality of Money*) i T. Sargenta w 1973 r. (T. Sargent, *Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment*, Brookings Papers on Economic Activity 1973, no. 2).

[14] J. Muth, op.cit.

błędach i więcej tych samych nie popełniają. Wiedza podmiotów nie ma przy tym charakteru pełnego i prawdziwego, dlatego też formułowane przez nie oczekiwania racjonalne nie są doskonałe.

W wyniku decyzji podmiotów dotyczących cen, popytu i podaży gospodarka jest w stanie ciągłej równowagi krótko- i długookresowej. Ceny i płace są doskonale elastyczne i dostosowują się natychmiast, aby oczyścić rynki. Stąd wszystkie czynniki produkcji są zatrudnione i wszystkie możliwe korzyści z wymiany są osiągnięte. Źródłem wstrząsów w gospodarce mogą być jedynie błędy podmiotów gospodarczych, wywołane przez niewłaściwe zinterpretowanie przez nich sygnałów dochodzących z rynku. Efektem takich działań jest wystąpienie tzw. podażowej niespodzianki Lucasa. Polega ona na tym, że jeśli wzrost ogólnego poziomu cen będzie wyższy od oczekiwanego przez podmioty gospodarcze, to zostaną one „zaskoczone" i „pomylą" ten wzrost ze względnym wzrostem ich własnego dochodu. W rezultacie nastąpi wzrost produkcji i wzrost zatrudnienia[15].

Z powyższego wywodu wynika ważny wniosek o nieskuteczności prowadzonej przez państwo polityki gospodarczej. Uznając, że podmioty formułują swoje oczekiwania racjonalnie i rynek oczyszcza się ciągle, nowa ekonomia klasyczna stawia tezę o braku wpływu polityki gospodarczej na poziom produkcji i zatrudnienia, nawet w krótkim okresie. Przyczyną wahań koniunkturalnych są wstrząsy losowe, które są wywołane głównie przez nieoczekiwane zmiany w podaży pieniądza. R.E. Lucas i L.A. Rapping, nie negując występowania krótkookresowej krzywej Phillipsa jako przejściowego zjawiska, stwierdzają, że zachodzi ono wskutek „błędów" popełnianych przez podmioty. Błędy te mają charakter losowy i nie układają się w jakiś wyraźny wzorzec. W rezultacie następują odpowiednie wzrosty podaży pracy oraz produkcji. W krótkim okresie w przypadku prowadzenia ekspansywnej polityki monetarnej stopa bezrobocia może się zmniejszyć. Kiedy jednak podmioty zorientują się, że podjęte zostały przez nie błędne decyzje, stopa bezrobocia powróci do poziomu wyznaczonego przez naturalną stopę bezrobocia, lecz przy wyższej inflacji.

Obecnie istnieje zgoda ekonomistów co do tego, że w długim okresie brak zamienności inflacji i bezrobocia, która jednakże może występować w krótkim okresie. Hipoteza naturalnej stopy bezrobocia jest w dużej mierze akceptowana przez ekonomistów[16] i w badaniach nad nią nastąpił zasadniczy postęp w ciągu ostatnich 30 lat[17].

---

[15] Por. R.E. Lucas, *Nobel Lecture: Monetary Neutrality*, Journal of Political Economy vol. 104, 1996, no. 4, s. 679.

[16] Nie zgadza się z nią m.in. G.A. Akerlof, zobacz: G.A. Akerlof, *Nobel Lecture: Behavioral Macroeconomics and Macroeconomic Behavior*, American Economic Review, June 2002, s. 418-422.

[17] Szerzej: O. Blanchard, L.F. Katz, *What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Working Paper 5822, November 1996.

2. Inflacja i bezrobocie w Polsce

Mając na uwadze teoretyczne podstawy wymienności między inflacją a bezrobociem, poddano ten związek analizie dla gospodarki polskiej. Zależność między inflacją a bezrobociem dla Polski została zbadana przy wykorzystaniu analizy przyczynowości w sensie Grangera i poprzez estymację tej zależności.

2.1. Analiza przyczynowości w sensie Grangera

Szeregi wybrane do analizy, to stopa bezrobocia oraz stopa inflacji CPI. Źródłem danych statystycznych były oficjalne publikacje internetowe OECD i NBP[18]. Oba szeregi zamieniono na logarytmy naturalne. Badanie objęło okres od stycznia 1997 roku do grudnia 2004 roku. Wybrane szeregi analizowano w przekrojach miesięcznych, a więc dysponowano 96 obserwacjami. Wyłączenie z okresu badania początkowych lat dziewięćdziesiątych XX wieku wiązało się z obawą o wypaczenie wyników analizy. Wzrost liczby bezrobotnych na początku lat dziewięćdziesiątych był spowodowany w znacznej części redukcją przerostów zatrudnienia, odziedziczonych po poprzednim systemie ekonomicznym[19]. Na rysunku przedstawiona jest relacja stopy inflacji i stopy bezrobocia w Polsce w okresie od stycznia 1997 do grudnia 2004 roku.

Poszukiwania związku przyczynowego oparte były na definicji przyczynowości zaproponowanej przez C.W.J. Grangera. Zgodnie z nią zmienna y_t jest przyczyną x_t, jeżeli bieżące wartości x_t można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości y_t niż gdyby ich nie wykorzystano, przy założeniu niezmienności pozostałych informacji[20].

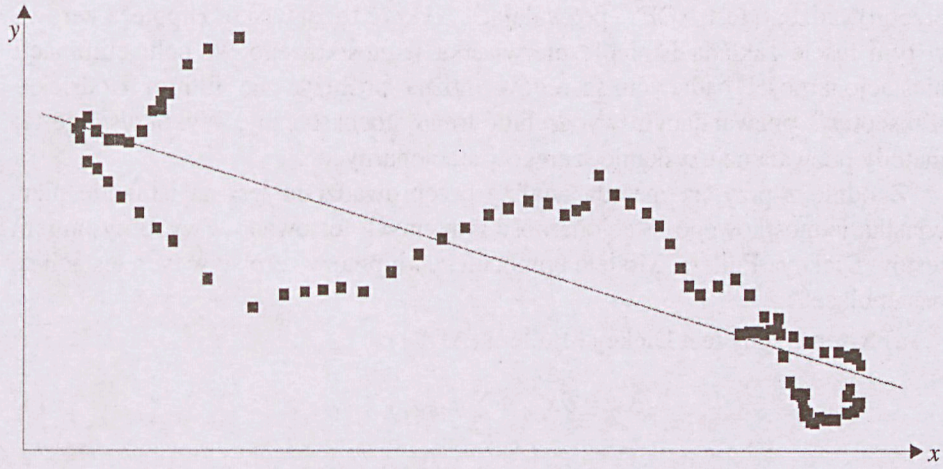
Testowano hipotezę o braku przyczynowości w sensie Grangera między stopą inflacji i stopą bezrobocia oraz stopą bezrobocia i stopą inflacji[21]. Wykorzy-

[18] OECD Statistics, www.oecd.org, maj 2005; Narodowy Bank Polski, www.nbp.pl, maj 2005.

[19] Por. J. Socha, W. Wojciechowski, *Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce*, Bank i Kredyt 2004, nr 3, s. 4.

[20] C.W.J. Granger, *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, Econometrica vol. 37, 1969, no. 3, s. 428.

[21] Badania dla Stanów Zjednoczonych potwierdzają, że bezrobocie jest przyczyną inflacji w sensie Grangera, a więc stopa bezrobocia może być używana jako zmienna objaśniająca zmiany stopy inflacji. Por.: J. Stiglitz, *Reflections on the Natural Rate Hypothesis*, Journal of Economic Perspectives vol. 11, 1997, no. 1, s. 10; R.G. King, M.W. Watson, *The Post-War U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1994, cytat za: R.J. Gordon, *The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy*, Journal of Economic Perspectives vol. 11, 1997, no. 1, s. 15.



y – stopa inflacji, *x* – stopa bezrobocia

Zależność stopy inflacji i stopy bezrobocia w latach 1997-2004 w Polsce

stano w tym celu test F mnożników Lagrange'a (LMF). Posłużono się procedurą badania, zaproponowaną przez T. Sargenta[22], która jest następująca[23]:

a) oszacowano regresję y_t względem opóźnionych wielkości y_t:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{z} a_i y_{t-i} + u_t^*, \tag{1}$$

b) obliczono reszty z powyższej regresji (u_t^*),

c) oszacowano regresję u_t^* względem opóźnionych wielkości y_t i x_t (długość opóźnień w (1) i (2) jest taka sama):

$$u_t^* = b_0 + \sum_{i=1}^{z} b_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{z} c_i x_{t-i} + \varepsilon_t, \tag{2}$$

d) obliczono wielkość statystyki LMF. Testowana hipoteza o braku wpływu zmiennej *x* na *y* miała postać:

$$H_0 : c_1 = c_2 = ... = c_z = 0. \tag{3}$$

Biorąc pod uwagę, że posługiwanie się szeregami niestacjonarnymi (mającymi pierwiastek jednostkowy[24]) prowadzi do zniekształcenia wyników regresji,

[22] Por. T. Sargent, *A classical macroeconometric model for the United States*, Journal of Political Economy vol. 84, 1976, no. 2, s. 217.

[23] Por. W.W. Charemza, D.F. Deadman, *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997, s. 159-160.

[24] W szeregach niestacjonarnych, czyli mających pierwiastek jednostkowy nie tylko wielkości realne zmieniają się wokół trendu, ale zmianom podlega też sam trend. Por. M. Krusz-

przeprowadzono test ADF[25], pozwalający wykryć to zjawisko. Hipoteza zerowa w tym teście zakłada istnienie pierwiastka jednostkowego. W celu eliminacji niestacjonarności badanych szeregów można posłużyć się filtrem Hodricka-Prescotta[26], pozwalającym wyodrębnić trend stochastyczny. Wykorzystanie tej metody pozwala na uzyskanie szeregów stacjonarnych.

Zgodnie z przyjętą metodą analizy przeprowadzono test na istnienie pierwiastka jednostkowego. Stacjonarność zmiennych testowano z wykorzystaniem testów Dickeya-Fullera. Modele pomocnicze i hipotezy zerowe w tych testach są następujące[27]:

a) Rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF1):

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \psi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1,t}, \tag{4}$$

– H_0: x_t jest procesem niestacjonarnym: $\theta = 0$
– H_1: x_t jest procesem stacjonarnym: $\theta < 0$.

b) ADF2:

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \delta + \sum_{i=1}^{k} \psi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{2,t}, \tag{5}$$

– H_0: x_t jest procesem niestacjonarnym: $\theta = 0$
– H_1: x_t jest procesem stacjonarnym: $\theta < 0$.

c) ADF3:

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \delta + \varphi t + \sum_{i=1}^{k} \psi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{3,t}, \tag{6}$$

– H_0: x_t jest procesem niestacjonarnym: $\theta = 0$
– H_1: x_t jest procesem stacjonarnym: $\theta < 0$.

Zarówno w przypadku szeregu wielkości inflacji, jak i bezrobocia parametr φ w teście ADF3 oraz parametr δ w teście ADF2 okazały się statystycznie nieistotne. Do testowania stacjonarności wykorzystano więc test ADF1. Liczbę opóźnień wybrano na podstawie minimalizacji informacyjnego kryterium Schwarza. Wyniki zawarto w tabeli 1.

---

ka, *Wyodrębnianie wahań cyklicznych* (maszynopis powielony), s. 4; B. Snowdon, H. Vane, P. Wynarczyk, op.cit., s. 253-256.

[25] Por. M. Kamiński, *Niestacjonarność szeregów czasowych* (maszynopis powielony), Poznań 2002, s. 7-8; A. Welfe, *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1998, s. 308-310.

[26] Por. R. Barczyk, M. Kruszka, *Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji*, w: *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, red. K. Piech, S. Pangsy-Kania, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2003, s. 45-46.

[27] M. Kamiński, op.cit., s. 7-8.

Tabela 1. Testowanie stacjonarności stopy inflacji i stopy bezrobocia w latach 1997-2004 w Polsce, statystyka ADF1

	ln *inf*	ln *bez*
Liczba opóźnień	1	1
Statystyka ADF1	–1,316	1,310

Wartość krytyczna przy poziomie istotności 5% dla statystyki ADF1 to –1,93. Jak wynika z powyższych danych, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności badanych szeregów.

W celu usunięcia niestacjonarności zastosowano filtr Hodricka-Prescotta. Operator wygładzania dla danych miesięcznych równy jest 14 400. Dzięki temu możliwa stała się dekompozycja analizowanych wielkości na trend i odchylenia cykliczne od trendu. Następnie przystąpiono do oszacowania regresji *BT* ln *inf*[28] względem opóźnionych wielkości *BT* ln *inf*, a także regresję *BT* ln *bez* względem opóźnionych wielkości *BT* ln *bez*. Liczba opóźnień została wyznaczona na podstawie minimalizacji kryterium Schwarza i wynosiła 4 dla *BT* ln *inf* i 3 dla *BT* ln *bez*. Oszacowano równania:

$$BT\ln inf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i BT\ln inf_{t-i} + u^* inf_t, \tag{7}$$

$$BT\ln bez_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i BT\ln bez_{t-i} + u^* bez_t. \tag{8}$$

Kolejnym krokiem było obliczenie szeregów reszt z powyższych równań regresji; oznaczono je odpowiednio u^*inf i u^*bez. Szeregi reszt poddano testowi ADF w celu zbadania, czy mają pierwiastek jednostkowy. Zarówno parametr φ w teście ADF3, jak i δ w teście ADF2 okazały się statystycznie nieistotnie różne od zera. Do badania stacjonarności wybrano więc test ADF1. Liczbę opóźnień wyznaczono poprzez minimalizację kryterium Schwarza. Wyniki przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Testowanie stacjonarności szeregów reszt autoregresji stopy inflacji i stopy bezrobocia w latach 1997-2004 w Polsce, statystyka ADF1

	*u** ln *inf*	*u** ln *bez*
Liczba opóźnień	2	4
Statystyka ADF1	–3,0807	–2,6424

[28] *BT* ln *inf* – odchylenie od trendu wyznaczonego dla zmiennej ln *inf*;
BT ln *bez* – odchylenie od trendu wyznaczonego dla zmiennej ln *bez*.

Wartość krytyczna przy poziomie istotności 5% dla statystyki ADF1 to –1,93. Obliczone wartości statystyki ADF przekroczyły wartość krytyczną. Uprawnia to do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności badanych szeregów.

Przystąpiono do oszacowania regresji u^* *inf* oraz u^* *bez* względem opóźnionych wartości *BT* ln *inf* oraz *BT* ln *bez*:

$$u^*inf = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i BT \ln inf_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i BT \ln bez_{t-i} + \xi_t, \tag{9}$$

$$u^*bez = \sigma_0 + \sum_{i=1}^{k} \tau_i BT \ln inf_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \sigma_i BT \ln bez_{t-i} + \eta_t. \tag{10}$$

Liczbę opóźnień przyjęto taką samą jak przy oszacowaniu równań autoregresji. Testowane hipotezy miały postać:

$$H_{0^{inf}} : \lambda_1 = \lambda_2 = ... = \lambda_k = 0, \tag{11}$$

$$H_{0^{bez}} : \tau_1 = \tau_2 = ... = \tau_k = 0. \tag{12}$$

Wielkość statystyki LMF obliczono zgodnie ze wzorem[29]:

$$\text{LMF} = \frac{T-h}{k} \cdot \frac{R^2}{1-R^2}, \tag{13}$$

gdzie:

T – liczebność próby,

h – liczba zmiennych w oszacowanym równaniu,

k – liczba opóźnień,

R^2 – współczynnik determinacji.

Odpowiednie wielkości dla oszacowanych równań zawarte są w tabeli 3.

Tabela 3. Wielkości oszacowanej statystyki LMF i wartość krytyczna F

	T	h	k	R^2	LMF	F
u^* *inf* (9)	92	9	4	0,52490	22,92501	2,48166
u^* *bez* (10)	93	7	3	0,46540	24,95598	2,71065

Przedstawione wyniki wskazują, że wpływ zmian wielkości bezrobocia na zmiany wielkości inflacji był statystycznie istotny. Na podstawie danych dotyczących wielkości stopy bezrobocia oraz stopy inflacji CPI w Polsce w latach 1997-2004 odrzucona została hipoteza o braku przyczynowości w sensie Grangera między tymi zmiennymi. Wartość statystyki LMF dla równania (9) znacz-

[29] W.W. Charemza, D.F. Deadman, op.cit., s. 160.

nie przekroczyła wartość krytyczną. Analizowane dane statystyczne pozwalają również odrzucić hipotezę o nieistotności statystycznej wpływu stopy inflacji na stopę bezrobocia. Także w odniesieniu do równania (10) statystyka LMF była większa od wartości krytycznej.

2.2. Estymacja krzywej Phillipsa

Po potwierdzeniu zależności między badanymi zmiennymi przystąpiono do próby estymacji krzywej Phillipsa, by oszacować związek między inflacją a bezrobociem w Polsce w danym okresie[30]. Związek ten analizowano na podstawie danych, dotyczących gospodarki polskiej, publikowanych przez Główny Urząd Statystyczny oraz dostępnych na stronach internetowych OECD i NBP[31]. Wykorzystano powszechnie stosowany model krzywej Phillipsa, w którym aktualna stopa inflacja uzależniona jest od inercji, czynników popytowych i podażowych[32]. Ogólna postać modelu to:

$$\pi_t = \alpha(L)\,\pi_{t-1} + \beta(L)\,D_t + \gamma(L)\,z_t + \varepsilon_t, \qquad (14)$$

gdzie:

π_t – stopa inflacji,

D_t – zmienna określająca nadwyżkowy popyt,

z_t – zmienna określająca szok podażowy,

L – liczba opóźnień.

Ze względu na cel artykułu i dostępność danych posłużono się równaniem zaproponowanym przez J. Sochę i W. Wojciechowskiego, w postaci[33]:

---

[30] Szacunki krzywej Phillipsa dla Polski z wykorzystaniem dekompozycji bezrobocia na frakcje, szerzej: G. Kuczyński, K. Strzała, *Krzywa Phillipsa w Polsce w okresie transformacji – mit czy fakt* (materiał powielony), Uniwersytet Gdański, Gdańsk 2001.

[31] Nakłady i wyniki przemysłu z lat 1997-2004; OECD Statistics, www.oecd.org, maj 2005; Narodowy Bank Polski, www.nbp.pl, maj 2005.

[32] Szerzej: R.J. Gordon, op.cit., s. 14 i n.; L. Ball, N.G. Mankiw, *The NAIRU in Theory and Practice*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Working Paper 8940, May 2002, s. 6 i nast. Inne postacie krzywej Phillipsa, zobacz: B. Chadha, D. Tsiddon, *Inflation, Nominal Interest Rates and the Variability of Output*, Journal of Monetary Economics vol. 42, 1998, s. 553; P.B. Clark, Ch.A.E. Goodhart, H. Huang, *Optimal Monetary Policy Rules in a Rational Expectations Model of the Phillips Curve*, Journal of Monetary Economics vol. 43, 1999, s. 500; G. Debelle, J. Vickery, *Is the Phillips Curve a Curve? Some Evidence and Implications for Australia*, Research Discussion Paper 9706, Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, October 1997, s. 3 i nast.; D. Gruen, A. Pagan, C. Thompson, *The Phillips Curve in Australia*, Journal of Monetary Economics vol. 44, 1999, s. 227-229.

[33] J. Socha, W. Wojciechowski, op.cit., s. 12.

$$\Delta inf_t = \theta + \beta\, bez_t + \gamma\, \Delta z_t + \delta\, R_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad (15)$$

gdzie:

inf – logarytm stopy inflacji CPI,
bez – stopa bezrobocia,
z – logarytm wydajności pracy w przemyśle,
R – rzeczywista stopa procentowa.

Badaniu ponownie poddano okres od stycznia 1997 do grudnia 2004 roku; wybrane szeregi analizowano w przekrojach miesięcznych. Wyniki oszacowania równania (15) zawiera tabela 4.

Tabela 4. Wyniki oszacowania równania krzywej Phillipsa

	Oszacowane parametry	Statystyka t-Studenta
θ	0,24291	2,076
β	–0,00512	–1,043
γ	0,32471	1,298
δ	–0,01883	–3,068

Otrzymana wartość parametru β pozwala stwierdzić występowanie ujemnej zależności między stopą inflacją a stopą bezrobociem w Polsce w badanym okresie. Uzyskane wyniki nie są jednak w pełni zadowalające, gdyż znak parametru γ nie jest zgodny z oczekiwaniami. Wzrost wydajności powinien przyczyniać się do ograniczenia stopy inflacji, a więc parametr γ powinien mieć znak ujemny.

Podsumowanie

Na podstawie analizy wielkości stopy bezrobocia oraz stopy inflacji CPI w Polsce w latach 1997-2004 ustalono, że istnieje wzajemna zależność między tymi zmiennymi. Zmiany stopy bezrobocia są przyczyną w sensie Grangera zmian w stopie inflacji, a zmiany w stopie inflacji są przyczyną w sensie Grangera zmian w stopie bezrobocia. Przeprowadzone szacunki krzywej Phillipsa pozwoliły na ustalenie, że zależność między stopą bezrobocia a stopą inflacji jest ujemna, czyli w krótkim okresie może wystąpić zamienność między tymi wielkościami. Jest to zgodne z ustaleniami współczesnej teorii ekonomii.

Bibliografia

Akerlof G.A., Nobel Lecture: *Behavioral Macroeconomics and Macroeconomic Behavior*, American Economic Review, June 2002.

Ball L., Mankiw N.G., *The NAIRU in Theory and Practice*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Working Paper 8940, May 2002.

Barczyk R., Kruszka M., *Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji*, w: *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, red. K. Piech, S. Pangsy-Kania, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2003.

Blanchard O., Katz L.F., *What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Working Paper 5822, November 1996.

Chadha B., Tsiddon D., *Inflation, Nominal Interest Rates and the Variability of Output*, Journal of Monetary Economics vol. 42, 1998.

Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.

Clark P.B., Goodhart Ch.A.E., Huang H., *Optimal Monetary Policy Rules in a Rational Expectations Model of the Phillips Curve*, Journal of Monetary Economics vol. 43, 1999.

Debelle G., Vickery J., *Is the Phillips Curve a Curve? Some Evidence and Implications for Australia*, Research Discussion Paper 9706, Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, October 1997.

Friedman M., *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*, Journal of Political Economy, June 1977.

Friedman M., *The Role of Monetary Policy*, American Economic Review, March 1968.

Friedman M., *Unemployment versus Inflation? – an Evaluation of the Phillips Curve*, w: M. Friedman, *Monetarist Economics*, Oxford – Cambridge MA 1991.

Gordon R.J., *The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy*, Journal of Economic Perspectives vol. 11, 1997, no. 1.

Granger C.W.J., *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, Econometrica vol. 37, 1969, no. 3.

Gruen D., Pagan A., Thompson C., *The Phillips Curve in Australia*, Journal of Monetary Economics vol. 44, 1999.

Kamiński M., *Niestacjonarność szeregów czasowych* (maszynopis powielony), Poznań 2002.

Kruszka M., *Wyodrębnianie wahań cyklicznych* (maszynopis powielony), Poznań 2003.

Kuczyński G., Strzała K., *Krzywa Phillipsa w Polsce w okresie transformacji – mit czy fakt* (materiał powielony), Uniwersytet Gdański, Gdańsk 2001.

Lipsey R.G., *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957; A Further Analysis*, Economica, February 1960.

Lucas R.E., *Expectations and the Neutrality of Money*, Journal of Economic Theory, April 1972.

Lucas R.E., *Nobel Lecture: Monetary Neutrality*, Journal of Political Economy vol. 104, 1996, no. 4.

Lucas R.E., Rapping L.A., *Price Expectations and the Phillips Curve*, American Economic Review, June 1969.

Lucas R.E., Rapping L.A., *Real Wages, Employment, and Inflation, Journal of Political Economy*, September-October 1969.

Muth J., *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Econometrica 1961, no. 29.

Phelps E.S., *Money-Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium*, part 2, Journal of Political Economy, 1968, no. 76.

Phillips A.W., *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom. 1861-1957*, Economica, November 1958.

Samuelson P., Solow R., *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*, American Economic Review, May 1960.

Santomero A.M., Seater J.J., *The Inflation-Unemployment Trade-Off: A Critique of the Literature*, Journal of Economic Literature, June 1978.

Sargent T., *A Classical Macroeconometric Model for the United States*, Journal of Political Economy vol. 84, 1976, no. 2.

Sargent T., *Rational Expectations and the Reconstruction of Macroeconomics*, w: *The Rational Expectations Revolution: Readings from the Front Line*, red. P.J. Miller, Cambridge 1996.

Sargent T., *Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment*, Brookings Papers on Economic Activity 1973, no. 2.

Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P., *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998.

Socha J., Wojciechowski W., *Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce*, Bank i Kredyt 2004, nr 3.

Stiglitz J., *Reflections on the Natural Rate Hypothesis*, Journal of Economic Perspectives vol. 11, 1997, no. 1.

Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1998.

THE CONCEPT OF PHILLIP'S CURVE – THEORETICAL GROUNDS AND ESTIMATIONS FOR POLAND

Summary

The aim of the article is to present a discussion taking place in the theory of economics on inflation-unemployment trade-off between and (Phillips curve). Theoretical grounds resulting from this curve are discussed. These findings were verified for the Polish economy by means of econometric methods. On the basis of the analysis of the rate of unemployment and the rate of CPI in Poland in the years 1997-2004 it was estimated that there exists an interdependence between those variables. According to Granger, changes in the rate of unemployment are the reason for changes in the rate of inflation and changes in the rate of inflation are the reason for changes in the rate of unemployment. Estimations of the Phillips curve made it possible to state that there exists a negative interdependence between the unemployment rate and the inflation rate, which means that within a short period of time a "trade-off" may occur between those anables. This is convergent with the findings of the contemporary theory of economics.

Tłum. Ewa Kotkowska