

*Paweł Baranowski**
*Agnieszka Leszczyńska***

NOWOKEYNESOWSKA HYBRYDOWA KRZYWA PHILIPSA – SZACUNKI DLA POLSKI W OPARCIU O DANE MIESIĘCZNE¹

1. Wprowadzenie

Celem opracowania jest oszacowanie parametrów nowokeynesowskiej krzywej Phillipsa (ang. *New Keynesian Phillips Curve*, NKPC) dla Polski w oparciu o dane miesięczne. Przyjęta w artykule postać krzywej, tzw. hybrydowa nowokeynesowska krzywa Phillipsa, rozszerza NKPC o dodatkowy komponent oczekiwań adaptacyjnych. Takie uzupełnienie, w ślad za literaturą, pozwala zastosować teoretyczny model nowokeynesowski do analiz empirycznych.

Badanie oprzemy o dane dla Polski z okresu od stycznia 2001 do kwietnia 2010. Ze względu na brak miesięcznych danych pochodzących z rachunków narodowych, proponujemy wykorzystanie trzech różnych mierników luki produkcyjnej. Do estymacji użyjemy uogólnionej metody momentów (*Generalised Method of Moments*, GMM).

Struktura opracowania jest następująca. Drugi rozdział opisuje założenia modelu nowokeynesowskiego oraz wynikającą z nich postać równania in-

* (Katedra Ekonometrii UŁ, Instytut Ekonomiczny NBP)

** (Instytut Ekonomiczny NBP)

¹ Dziękujemy R. Wyszynskiemu za udostępnienie danych dotyczących jednostkowych kosztów pracy.

flacji. W trzeciej części przedstawiamy zastosowane dane statystyczne oraz metodę estymacji. Czwarta część zawiera wyniki badania empirycznego. Ostatni rozdział opracowania zawiera wnioski i kierunki dalszych badań.

2. Podstawy teoretyczne i specyfikacja modelu

Pod koniec lat 90. modele nowej ekonomii keynesowskiej stały się podstawowym narzędziem analiz polityki pieniężnej (zob. np. Clarida, Gali i Gertler, 1999)². W tej klasie modeli zachowanie gospodarki jako całości opisane jest za pomocą decyzji pojedynczych podmiotów mikroekonomicznych, optymalizujących zyski (w przypadku przedsiębiorstw) bądź użyteczność (w przypadku gospodarstw domowych) w nieskończonym horyzoncie czasowym, w warunkach racjonalnych oczekiwań. Dzięki temu teoria nowokeynesowska zyskała wewnętrzną spójność oraz „elegancką strukturę formalno-matematyczną” (Wojtyna, 2000, s. 190–191). Silne powiązanie równań makroekonomicznych z możliwymi do identyfikacji parametrami mikroekonomicznymi poszerza także zakres analiz możliwy do zastosowania na bazie tej klasy modeli.

W omawianym modelu przedsiębiorstwa działają w warunkach konkurencji monopolistycznej, dzięki czemu mogą podejmować autonomiczne decyzje dotyczące kształtowania się cen. Dodatkowo zakłada się lepkość cen, najczęściej opisaną za pomocą mechanizmu stochastycznej sztywności cen proponowanego przez Calvo (1983). W modelu tym każde przedsiębiorstwo może zmienić ceny z pewnym prawdopodobieństwem (egzogenicznym i stałym)³.

Zgodnie z założeniem modelu Calvo, na inflację wpływa jedynie zachowanie tych firm, które optymalizują cenę w bieżącym okresie. Wyraża się to równaniem:

$$\text{Gdzie: } \pi_t = (1 - \theta) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - 1 \right) \quad (1)$$

² W literaturze polskiej przegląd tej klasy modeli przedstawiają m.in. Kokoszcyński (2004, rozdz. 1.6 i 1.7) oraz Bludnik (2010). Powstanie tego nurtu oraz analizę pierwszych teorii formułowanych przez „nowych keynesistów” przybliżyła Wojtyna (2000, rozdz. 3 i 4).

³ Mechanizm ten jest rozszerzeniem modelu Taylora (1980), w którym przedsiębiorstwa zmieniają ceny deterministycznie, tj. w regularnych, z góry określonych momentach czasu.

π_t - stopa inflacji,

θ – prawdopodobieństwo napotkania bariery sztywności nominalnych (tj. zaistnienia sytuacji, w której przedsiębiorstwo nie będzie mogło zmienić ceny⁴),

– odpowiednio: cena wynikająca z optymalizacji przedsiębiorstwa oraz cena w okresie $t-1$.

W takim przypadku problem przedsiębiorstw optymalizujących cenę sprowadza się do ustalenia zdyskontowanego zysku, oczekiwanego warunkowo względem pozostania P_t^* – ceny na niezmiennym poziomie (warunek ten wyraża θ^k – prawdopodobieństwo, że cena z okresu t nie będzie mogła być zmieniona aż to okresu $t+k$):

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t [Q_{t+k} (Y_{t+k} P_t^* - \Psi(Y_{t+k}))] \xrightarrow{P_t^*} \max \quad (2)$$

Gdzie:

E_t - operator racjonalnych oczekiwań (wartości oczekiwanej warunkowej ze względu na zasób informacji posiadany w chwili t),

$Q_{t+k} = \beta^k (P_{t+k} / P_t)$ – nominalny czynnik dyskontowy (iloczyn realnego czynnika dyskontowego i deflatora),

$\Psi(Y_{t+k})$ – funkcja kosztów całkowitych.

Rozwiązanie problemu optymalizacji skutkuje następującym równaniem, opisującym inflację w skali całej gospodarki (zob. Gali 2008, s. 47):

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta\beta)}{\theta} (\hat{mc}_t) \quad (3)$$

Gdzie:

β – stopa dyskontowa (parametr strukturalny, dla danych miesięcznych ok. 0,995-0,998).

$\hat{mc}_t = \ln(MC_t / \Xi)$ – względne odchylenie kosztu krańcowego od wartości równowagi (Ξ).

⁴ Ze względu na fakt, iż przedsiębiorstw jest nieskończenie wiele, ułamek ten wyraża również odsetek przedsiębiorstw, które zmieniają cenę.

Korzystając z faktu, iż odchylenie kosztu krańcowego od stanu równowagi jest proporcjonalne do odchylenia produkcji od wartości równowagowej (luki produkcyjnej), $\hat{m}c_t \sim x_t$ możemy zapisać równanie (3) następująco (zob. Gali 2008, s. 48–49; Woodford, 2003, s. 238–245):

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t \quad (4)$$

x_t - miernik aktywności gospodarczej (np. luka produkcyjna),

κ - parametr strukturalny (wrażliwość inflacji na aktywność gospodarczą).

Nawiązując do ram teoretycznych wyprowadzonej nowokeynesowskiej krzywej Philipisa, należy zwrócić uwagę, że stanowi ona jedynie część modelu dynamicznego stochastycznego równowagi ogólnej (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*, DSGE). W prostych modelach DSGE uwzględnia się także zależność produkcji od stopy procentowej (dynamiczną krzywą IS) oraz funkcję reakcji banku centralnego (regułę Taylora). Możliwe jest także dalsze poszerzenie modelu o rynek pracy, inwestycje w kapitał rzeczowy itp. (zob. np. Smets, Wouters, 2003; Woodford, 2003).

Równanie (4) zawiera wyłącznie bieżącą lukę produkcyjną oraz oczekiwania inflacyjne na jeden okres naprzód, wyznaczone w oparciu o teorię oczekiwań racjonalnych (*forward looking*).

Mimo silnego oparcia o mikropodstawy, model ten stosunkowo rzadko uzyskiwał potwierdzenie empiryczne⁵. Problemy z weryfikacją tego typu modeli związane są m.in. z pominięciem problemu oczekiwań adaptacyjnych podmiotów. W rezultacie, omawiana klasa modeli nie wyjaśnia, obserwowanej w rzeczywistości, silnej zależności inflacji od swojej przeszłej wartości (tzw. zjawiska „uporczywości” inflacji).

W odpowiedzi na trudności z empirycznym potwierdzeniem NKPC, Gali i Gertler (1999) zaproponowali prostą modyfikację mechanizmu Calvo stosowanego w wyprowadzeniu nowokeynesowskiej krzywej Phillipisa. Zgodnie z tą modyfikacją: część przedsiębiorstw, które mogą zmienić cenę, optymalizuje je podobnie jak w klasycznym schemacie Calvo przedstawionym powyżej – maksymalizując oczekiwany zysk w nieskończonym horyzoncie czasowym (*forward looking*), zaś pozostałe wyłącznie indeksują ceny o inflację z poprzedniego okresu (*backward looking*).

⁵ W ramach przeprowadzonych badań, podjęto również próbę weryfikacji tego modelu z wykorzystaniem danych i metody estymacji przedstawionych w części trzeciej. Niestety, model ten nie uzyskał potwierdzenia empirycznego (wyniki udostępnimy na życzenie).

W rezultacie rozwiązania takiego modelu otrzymujemy tzw. hybrydową (*forward looking* i *backward looking*) krzywą Philipasa o postaci:

$$\pi_t = \frac{\theta}{\theta + \omega} E_t \pi_{t+1} + \frac{\omega}{\theta + \omega} \pi_{t-1} + \kappa x_t \quad (5)$$

Gdzie:

ω - odsetek przedsiębiorstw *backward looking*, pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

Jak wynika ze specyfikacji równania (5), parametry stojące przy oczekiwanej na $t+1$ i przeszłej (z okresu $t-1$) inflacji zawierają się w przedziale (0,1) i sumują się do jedności. Z kolei o parametrze κ , opisującym wrażliwość inflacji na lukę produkcyjną, zakłada się, iż jest on dodatni (podobnie jak w klasycznej, statycznej krzywej Phillipsa).

3. Dane statystyczne i metoda estymacji

Do estymacji użyto danych miesięcznych dla Polski z okresu styczeń 2001 – kwiecień 2010. Wszystkie dane źródłowe pochodziły z Głównego Urzędu Statystycznego.

Zmienną objaśnianą w estymowanych równaniach jest wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), wyrażający zmianę poziomu cen w miesiącu, w stosunku do analogicznego miesiąca roku poprzedniego.

Jednym z ważniejszych problemów powstałych przy szacowaniu NKPC jest dobór zmiennej reprezentującej aktywność gospodarczą x_t (w literaturze polskiej zagadnienie to podkreśla np. Wallush, 2008). Najogólniej rzecz biorąc, w literaturze spotykamy dwa podejścia: oparte na luce produkcyjnej lub kosztach pracy (zob. Gali et al., 2005; Rudd i Whelan, 2006). Drugie z wymienionych podejść, zdaniem Gali i Gertlera (1999), lepiej aproksymuje odchylenie kosztów krańcowych od wartości równowagowej, występujące w równaniu (3). W badaniu przedstawionym w kolejnej części, w tym charakterze zastosujemy następujące zmienne⁶:

a) produkcja sprzedana przemysłu (w cenach stałych, indeks – poprzedni miesiąc = 100) – oznaczone jako: x_t^R ,

⁶ Wszystkie szeregi wstępnie pozbawiono sezonowości (przy pomocy procedury X-12 ARIMA).

b) obroty detaliczne (w cenach stałych, indeks – poprzedni miesiąc = 100) – oznaczone jako: x_t^{DET} ,

c) przyrost jednostkowych kosztów pracy (wyrażonych za pomocą udziału nominalnego funduszu płac w sektorze przedsiębiorstw w nominalnej produkcji sprzedanej przemysłu) – oznaczone jako: x_t^{ULC} .

W szacowanych równaniach jedną ze zmiennych objaśniających jest oczekiwana inflacja z okresu $t+1$. Przyszła inflacja, a co za tym idzie również jej oczekiwania, są silnie zależne od bieżącego składnika losowego z równania (5) (szoków inflacyjnych). Dlatego też, w sytuacji, gdy w modelu występuje komponent racjonalnych oczekiwań, estymator MNK nie jest zgodny (zob. A. Welfe, 2009, s. 211 i nast.)⁷. Do oszacowania użyto zatem uogólnionej metody momentów (ang. *Generalised Method of Moments*, GMM), będącej rozszerzeniem Metody Zmiennych Instrumentalnych (MZI) na przypadek wielu zmiennych oraz potencjalnie niesferycznych składników losowych (zob. Matyas, 1999, rozdz. 1 i 2; Verbeek, 2008, rozdz. 5). W takim przypadku oba estymatory: MZI i GMM są zgodne, aczkolwiek GMM jest estymatorem efektywniejszym.

Podstawowy sprawdzian specyfikacji GMM polega na testowaniu zasadności przyjęcia danego zestawu zmiennych instrumentalnych, poprzez testowanie statystycznej istotności dodatkowych (tzw. ponadidentyfikujących) momentów za pomocą testu Hansena (zwanego również testem J). W teście tym stawiamy następujące hipotezy (zob. np.: Matyas, 1999, rozdz. 4.2):

$$H_0 : E(\mathbf{Z}\mathbf{1}) = \mathbf{0}$$

$$H_1 : \sim H_0$$

Gdzie:

\mathbf{Z} – macierz obserwacji zmiennych instrumentalnych,

$\mathbf{1}$ – wektor składników losowych.

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej w teście Hansena, wskazuje na poprawny dobór zmiennych instrumentalnych w estymacji GMM.

⁷ Z podobną sytuacją mamy do czynienia podczas estymacji modelu o równaniach łącznie współzależnych.

4. Estymacja parametrów nowokeynesistowskiej hybrydowej krzywej Philipsa

W efekcie rozważań teoretycznych, przedstawionych w części drugiej, przyjęto następującą specyfikację estymowanego równania⁸:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_F E_t \pi_{t+1} + \beta_B \pi_{t-1} + \kappa x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

π_t - miesięczna stopa inflacji CPI (w stosunku do analogicznego miesiąca roku poprzedniego),

x_t - miesięczne miary aktywności gospodarczej ($x_t \equiv x_t^R, x_t^{DET}, x_t^{ULC}$).

Przyjęto następujące oznaczenia:

$$\beta_F = \frac{\theta}{\theta + \omega}, \beta_B = \frac{\omega}{\theta + \omega} .$$

W ślad za równaniem teoretycznym (5), w szacowanych równaniach przyjęto restrykcje $\beta_F + \beta_B = 1$.

Przyjęto następujący zestaw zmiennych instrumentalnych: opóźnienia luki produkcyjnej i stopy inflacji (o 1 i o 2 miesiące) oraz zmienną zero-jedynkową, przyjmującą wartość jeden w miesiącu akcesji Polski do Unii Europejskiej.

Równanie (6) zostało poddane estymacji w kilku wariantach, które opisane są poniżej. Różnią się one sposobem ujęcia zmiennej x_t . Z uwagi na brak danych, standardowe mierniki aktywności gospodarczej, oparte na danych o produkcie narodowym brutto nie są możliwe do zastosowania w modelach opartych na danych miesięcznych. W związku z tym, posłużono się miarami opartymi o: produkcję sprzedaną przemysłu, obroty w handlu detalicznym oraz jednostkowe koszty pracy, przedstawionymi nieco bardziej szczegółowo w części 3 niniejszego opracowania.

Wyniki badania zaprezentowano poniżej. W równaniach (7)–(9) pod ocenami parametrów umieszczono statystyki t-Studenta⁹. Wartości statystyk testu Hansena oznaczono jako *J-test*.

⁸ Równania podlegające estymacji zawierają dodatkowo wyraz wolny ze względu na fakt, iż w analizowanej próbie wartości zmiennych, objaśnianych w równowadze (*steady state*), mogły być różne od zera.

⁹ Ze względu na narzucone restrykcje, jednakowy błąd szacunku odnosi się do parametrów przy oczekiwaniach inflacji na okres $t+1$ i inflacji z okresu $t-1$.

W pierwszej estymacji podjęto próbę przybliżenia aktywności gospodarczej w równaniu (6) za pomocą indeksu produkcji sprzedanej. Wyniki zapisano w formie równania (7):

$$\pi_t = 0,011 + 0,505 \cdot E_t \pi_{t+1} + 0,495 \cdot \pi_{t-1} - 0,3754 \cdot x_t^{PR} \quad (7)$$

(0,6) (9,4) (9,3) (-0,9)

$$R^2 = 0,381 \quad J - test(pvalue) = 11,51(0,9\%)$$

Statystyczna istotność parametrów stojących przy oczekiwaniach inflacji na okres $t+1$ oraz przy inflacji z okresu poprzedniego została potwierdzona na wysokim poziomie. Zastrzeżenia budzi jednak ocena parametru κ , którego znak nie jest możliwy do przyjęcia w świetle przytoczonej teorii, oraz którego statystycznej istotności nie udało się potwierdzić. Co więcej, wartość statystyki Hansena wskazuje na wady doboru zmiennych instrumentalnych w estymatorze GMM.

W celu poprawy wyników dokonano estymacji równania (6) wykorzystując wartość obrotów detalicznych (indeks miesiąc do miesiąca), jako miary aktywności gospodarczej. Wyniki przedstawia równanie (8):

$$\hat{\pi}_t = 0,124 + 0,590 \cdot E_t \pi_{t+1} + 0,410 \cdot \pi_{t-1} - 0,082 \cdot x_t^{DET} \quad (8)$$

(1,6) (6,5) (4,5) (-1,6)

$$R^2 = 0,319 \quad J - test(pvalue) = 6,41(9,2\%)$$

Podobnie jak w pierwszym wariantcie badania, parametry stojące przy opóźnionej i oczekiwanej inflacji są istotne statystycznie, a ich wartość zgodna jest z weryfikowaną teorią ekonomiczną. Jednakże również w tym przypadku, oszacowanie parametru κ nie może zostać przyjęte. Niepoprawna jest zarówno statystyka testu t-Studenta, jak i ujemna wartość parametru.

Trzecim sposobem wprowadzenia informacji o aktywności gospodarczej do równania (6) jest wykorzystanie danych o jednostkowych kosztach pracy:

$$\pi_t = 0,041 + 0,572 \cdot E_t \pi_{t+1} + 0,428 \cdot \pi_{t-1} + 3,356 \cdot x_t^{ULC} \quad (9)$$

(1,2) (7,1) (5,3) (2,1)

$$R^2 = 0,381 \quad J - test(pvalue) = 2,61(46\%)$$

Otrzymane parametry są istotne statystycznie. Wartość statystyki testu Hansena nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o statystycznej zasadności wykorzystania przyjętego zestawu zmiennych instrumentalnych.

Parametry uzyskane w estymacji GMM są zgodne z teorią przytoczoną w rozdziale drugim. Obserwuje się istotną statystycznie, dodatnią zależność pomiędzy luką produkcyjną a inflacją.

Porównując oszacowania (7), (8) i (9), należy zwrócić uwagę na dość wysoką stabilność parametrów stojących przy oczekiwanych i opóźnionym poziomie inflacji. Świadczy to dodatkowo na korzyść zastosowania podejścia hybrydowego (*backward* i *forward looking*) do opisu inflacji w Polsce.

5. Podsumowanie

W opracowaniu podjęto próbę empirycznej weryfikacji hybrydowej nowokeynesowskiej krzywej Philipisa (NKPC) zaproponowanej przez Gali i Gertlera (1999).

Badanie przeprowadzono w oparciu o dane miesięczne dla Polski. Wykorzystano przy tym trzy miary aktywności gospodarczej, oparte odpowiednio o szeregi: produkcji sprzedanej przemysłu, obroty w handlu detalicznym oraz jednostkowe koszty pracy.

Spośród trzech wykorzystanych miar aktywności gospodarczej, jedynie w przypadku jednostkowych kosztów pracy otrzymano wyniki pozwalające na potwierdzenie teorii nowokeynesowskiej.

Naszym zdaniem trudności z weryfikacją NKPC z miarami opartymi na produkcji lub sprzedaży detalicznej mogą wynikać z dwu powodów. Po pierwsze, miary te nie uwzględniają w żaden sposób sektora usług, podczas gdy zastosowana miara jednostkowych kosztów pracy częściowo je uwzględnia (w funduszu płac). Po drugie, wyniki takie mogą poddawać w wątpliwość wskazówkę teorii odnośnie silnego związku kosztów krańcowych z produkcją.

Kierunkiem dalszych badań autorów rozbudowa modelu o równania luki produkcyjnej i polityki pieniężnej, a następnie symulacje w oparciu o tak zbudowany model.

BIBLIOGRAFIA

B l u d n i k I. (2010), *Nowa synteza neoklasyczna w makroekonomii*, „Bank i Kredyt”, 41(2).

C a l v o G. (1983), *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 12.

- Gali J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, MIT Press.
- Gali J., Gertler M. (1999), *Inflation dynamics: A structural econometric analysis*, "Journal of Monetary Economics", vol. 44.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido (2005), *Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve*, "Journal of Monetary Economics", vol. 52.
- Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- Matyas L. (1999), *Generalized Method of Moments*, Cambridge University Press, Cambridge, etc.
- Romer D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Irwin, Boston, etc.
- Rudd J. i Whelan K. (2006), *Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?*, "American Economic Review", vol. 96.
- Smits F., Wouters R. (2003), *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*, Journal of the European Economic Association, vol. 1.
- Taylor J.B. (1980), *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*, "Journal of Political Economy", vol. 88, no. 1.
- Welfare A. (2009), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Wallush J. (2008), *Ewolucja nowokeynowskiej krzywej Phillipsa*, "Ekonomista", nr 5.
- Wojtyła A. (2000), *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, PWN, Warszawa.
- Woodford M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton, New York.
- Verbeek M. (2008), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, The Atrium, etc.

Paweł Baranowski
Agnieszka Leszczyńska

NEW KEYNESIAN HYBRID PHILIPS CURVE: ESTIMATION FOR POLAND BY MEANS OF MONTHLY DATA

(Summary)

The purpose of the paper is to estimate parameters of the New Keynesian Philips Curve, NKPC, for Poland by means of monthly data. The so called hybrid NKPC that is taken in the investigation extends the NKPC by adaptive expectations, which allows for implementation of the theoretical New Keynesian model to empirical analyses. Starting with theoretical specification, the authors provide the reader with statistical data and the estimation method used in the research, which is followed by presentation of empirical outcomes and conclusions.