

PAWEŁ BARANOWSKI*, MARIUSZ GÓRAJSKI**
MACIEJ MALACZEWSKI***, GRZEGORZ SZAFRAŃSKI****

Inflacja w modelu z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen¹

Wstęp

Sztynności nominalne oraz konkurencja monopolistyczna występujące łącznie stanowią podstawę paradygmatu nowej ekonomii keynesistowskiej. W ramach tego paradygmatu dominującym narzędziem badawczym są modele makroekonomiczne klasy DSGE (*dynamic stochastic general equilibrium*). Modele te potwierdziły swoją przydatność m.in. w identyfikacji źródeł krótkookresowych fluktuacji gospodarki oraz w opisie efektów polityki pieniężnej. Jednym z głównych zastrzeżeń formułowanych wobec tych modeli jest niedostatecznie umocowany w mikroekonomii mechanizm opisujący źródła sztywności cen. Według dominującego w literaturze podejścia (tzw. schematu Calvo) pojawienie się możliwości zmiany ceny ma charakter czysto losowy – egzogeniczny względem stanu gospodarki (*time-dependent pricing*). Schemat Calvo umożliwia również dosyć proste wyprowadzenie opartej na oczekiwaniach nowokeynesistowskiej krzywej Phillipsa, określanej dalej jako NKPC (*New-Keynesian Phillips curve*).

W ostatnich latach coraz większą popularność zdobywa nowe podejście, w którym decyzje o aktualizacji cen stają się endogeniczne (*state-dependent pricing*). Dominującym źródłem sztywności cen w tym podejściu jest występowanie kosztów menu. W artykule przedstawiamy jeden z bardziej popularnych schematów

* Dr Paweł Baranowski – Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, e-mail: baranowski@uni.lodz.pl

** Dr Mariusz Górajski – Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, e-mail: mariuszg@math.uni.lodz.pl

*** Dr Maciej Malaczewski – Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, e-mail: mmalaczewski@uni.lodz.pl

**** Dr Grzegorz Szafrąński – Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, e-mail: gszafr@uni.lodz.pl

¹ Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2010–2012 jako projekt badawczy MNiSW N N111 209439. Dziękujemy za cenne uwagi i wskazówki do pierwszej wersji niniejszego opracowania następującym osobom: mgr K. Hertel, prof. R. Kokoszczyńskiemu, prof. J.J. Sztandyngerowi oraz prof. W. Milo.

endogenicznej sztywności nominalnej, charakteryzujący się losowymi kosztami menu, tj. model Dotsey, Kinga i Wolmana (1999) (dalej DKW). Model DKW jest atrakcyjny dla ekonomisty nie tylko ze względu na to, że dostarcza mikroekonomicznych podstaw sztywności cen, ale również dlatego, że można na jego podstawie wyprowadzić uogólnioną nowokeynesistowską krzywą Phillipsa (naokoło niezerowej inflacji w stanie równowagi), określaną dalej jako SDPC (*state-dependent Phillips curve*) (por. Bakhshi, Khan i Rudolf 2007).

Niniejszy artykuł zawiera pierwsze w polskiej literaturze ekonomicznej omówienie mechanizmu cenotwórczego DKW oraz równania SDPC. Kolejnym celem tego artykułu jest porównanie własności modelu z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen ze standardowym podejściem Calvo (1983). Opierając się na skalibrowanych do warunków gospodarki polskiej trzyrównaniowych modelach DSGE z krzywą Phillipsa wynikającą ze schematu Calvo (NKPC) i modelu DKW (SDPC), porównujemy efekty oddziaływania szoków na kształtowanie się odchyleń inflacji od poziomu równowagi.

Artykuł rozpoczyna opis źródeł sztywności nominalnej w modelach nowokeynesistowskich i przeprowadzanych w nawiązaniu do nich badań empirycznych. Następnie opisano schemat aktualizacji cen w modelu DKW. W kolejnej części przedstawiamy wyprowadzoną z modelu DKW krzywą Phillipsa z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen (SDPC) i analizę maksymalnego czasu obowiązywania cen w równowadze w zależności od marży, inflacji i maksymalnych kosztów menu. Artykuł zamyka analiza porównawcza odpowiedzi odchyleń inflacji od stanu równowagi na szoki marży, preferencji i polityki pieniężnej w trzyrównaniowym modelu DSGE ze schematem Calvo i schematem DKW.

1. Źródła sztywności cen

Obecnie najbardziej popularny sposób ujęcia sztywności cen wywodzi się z propozycji Calvo (1983)². W modelu tym w każdym okresie przedsiębiorstwa losowo napotykały sztywności nominalne (tj. nie mogą zmienić ceny), przy czym prawdopodobieństwo takiego zdarzenia jest stałe w czasie i jednakowe dla wszystkich firm. W ujęciu Calvo nie wyjaśnia się zatem źródeł sztywności cen, a stan gospodarki nie wpływa na częstotliwość aktualizacji cen³. W niniejszej pracy model DSGE ze schematem Calvo jest jedynie punktem odniesienia, stąd pomijamy szczegóły jego konstrukcji (zainteresowany czytelnik znajdzie je np. w: Gali (2008); Wallusch (2008); Baranowski, Górajski, Malaczewski (2013)).

Założenie, że przedsiębiorstwo zmienia cenę jedynie w losowo i niezależnie wybranych okresach może dobrze przybliżać sytuację, w której zmiany cen nie

² Podejście Calvo jest stosowane również w analizach empirycznych gospodarki Polski, por. np.: Grabek, Utzig-Lenarczyk (2009); Grabek, Klos i Koloch (2010), Kuchta (2012) lub Krajewski (2013).

³ Jeszcze prostszy mechanizm sztywności typu *time-dependent* występuje w modelu Taylora (1980), gdzie ceny (w pierwotnej wersji tego modelu płace) są aktualizowane regularnie co K okresów.

występują regularnie, a częstotliwość ich aktualizacji nie jest silnie zróżnicowana pomiędzy przedsiębiorstwami i w długim okresie jest stała. Jak już wspomniano, takie podejście jest najczęściej spotykane, gdyż ze względu na mało skomplikowaną konstrukcję modelu możliwe jest stosunkowo proste wyprowadzenie równania agregatowej inflacji. Mimo to podejście *time-dependent* wydaje się dużo mniej atrakcyjne dla ekonomisty niż podejście endogenizujące aktualizację cen, gdyż w rzeczywistości to przedsiębiorstwo podejmuje decyzję o zmianie ceny.

Taką pogłębioną analizę sztywności nominalnej można rozważać na gruncie modeli kosztów zmiany cen (tzw. kosztów menu). Według tej koncepcji przedsiębiorstwa podejmują decyzję o zmianie ceny, gdy korzyść ze wzrostu oczekiwanego łącznego zdyskontowanego zysku firmy⁴ wynikająca ze zmiany cen jej produktów przekracza koszty zmiany menu. Przedsiębiorcy zmieniają więc ceny pod wpływem analizy oczekiwanych zysków i kosztu menu, a nie jak w modelu Calvo w sposób zupełnie losowy, niezależny od stanu, w jakim aktualnie znajduje się przedsiębiorstwo. Częstotliwość zmiany cen jest tu endogeniczna – kształtowana przez wysokość kosztów menu oraz bieżący stan gospodarki.

W zależności od sposobu modelowania kosztów menu możemy wyróżnić trzy podstawowe warianty tego podejścia: (a) stałe koszty menu (Barro 1972), (b) koszty zależne od wielkości zmiany ceny (Rotemberg 1982), (c) losowe koszty menu (Dotsey, King, Wolman 1999). Analiza inflacji w ramach ostatniego z wymienionych modeli jest przedmiotem niniejszego artykułu⁵.

Za wyborem modeli z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen przemawiają również wyniki badań mikroekonomicznych (przegląd tego typu badań można znaleźć w pracy: Klenow, Malin (2010)). W takich badaniach rozstrzygnięcie o endo- lub egzogenicznej częstotliwości aktualizacji cen może przebiegać na dwa sposoby.

Pierwszy sposób polega na analizie danych mikroekonomicznych dotyczących zmian cen pojedynczych produktów – np. wchodzących w skład koszyka CPI, PPI lub koszyka dóbr importowanych. W tym podejściu analizuje się udział przedsiębiorstw zmieniających ceny, częstotliwość tych zmian oraz ich rozmiary, a następnie porównuje się je z wynikami symulacji najpopularniejszych modeli aktualizacji cen. Na przykład Klenow i Kryvtsov (2008) badali różne modele sztywności cen (*time-* i *state-dependent*) pod kątem zgodności z obserwowanym zachowaniem cen pojedynczych produktów w Stanach Zjednoczonych. Z ich analizy danych mikro wynika m.in., że średnia zmiana ceny co do wartości bezwzględnej jest duża (co najmniej 10%), choć notuje się również dość znaczną ilość małych zmian (od 0 do 5%). Jak pokazują badania empiryczne, okres obowiązywania ceny dla tych samych produktów znacząco zmienia się w czasie (na przekór modelom *time-dependent*).

⁴ Sumę zdyskontowanych zysków firmy można rozumieć także jako bieżącą rynkową wycenę wartości przedsiębiorstwa.

⁵ Warto jeszcze wspomnieć, że w niektórych nowszych modelach z endogeniczną częstotliwością zmiany cen dodatkowo analizuje się wpływ idiosyncraticznych szoków technologicznych na decyzje przedsiębiorcy o zmianie ceny (por. Golosov, Lucas 2007; Costain, Nakov 2011). Tej klasy modeli nie analizujemy jednak w niniejszym opracowaniu.

Modele o egzogenicznej aktualizacji cen (przy założeniu występowania dodatniej inflacji) przewidują, że zakres zmienności tych cen, które długo nie były zmieniane, jest większy niż dla cen częściej aktualizowanych (regularnie – jak u Taylora lub losowo – jak u Calvo). W rezultacie w modelach *time-dependent* inflacja zmienia się głównie pod wpływem wielkości zmian cen, czyli dominujący wpływ na inflację ma intensywność zmian cen (*intensive margin*), natomiast nie następują zmiany udziału firm aktualizujących ceny (*extensive margin*). Zmiany w rozkładzie zmian cen o charakterze ekstensywnym (tj. wskazujące na przewagę wpływu na inflację zmian w udziale firm, które zmieniają ceny) występują co prawda w modelu DKW, ale nie pozostawiają – wbrew faktom empirycznym – zbyt dużo miejsca na zmiany inflacji wywołane średnią amplitudą zmian cen. Ponadto w modelu DKW w przeciwieństwie do modeli *time-dependent* występuje dodatnia zależność pomiędzy czasem obowiązywania ceny a skłonnością przedsiębiorstwa do jej aktualizacji (tzn. zmiana ceny jest bardziej prawdopodobna w przypadku ceny, która obowiązuje długo), a model DKW nie generuje wystarczająco dużych co do rozmiaru zmian cen obserwowanych w danych. Pomimo że fakty empiryczne wskazują na przewagę modeli z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen, Klenow i Kryvtsov (2008) stwierdzają, że żaden z analizowanych modeli (w tym także model DKW) nie odtwarza prawidłowo wszystkich zaobserwowanych charakterystyk zmian cen na poziomie mikroekonomicznym. Nieco bardziej ogólny cel miały badania dla strefy euro (Aucremanne, Dhyne 2005; Dias, Robalo Marques, Santos Silva 2005; Stahl 2005), w których podjęto próbę rozstrzygnięcia, czy i w jakim stopniu ceny są kształtowane przez modele typu *state-dependent*. Badania te dotyczą czasu obowiązywania pojedynczych cen. Wnioski z tych trzech badań są dość zróżnicowane, jednak – ogólnie rzecz ujmując – wskazywały dość dużą rolę mechanizmów typu *state-dependent*⁶. Według wiedzy autorów niniejszego artykułu, podobne badania dla Polski nie były dotąd przeprowadzone.

Drugim sposobem rozstrzygania pomiędzy konkurencyjnymi modelami sztywności cen jest ankietowanie przedsiębiorstw (podejście zaproponowane przez Blindera (1991)). Można w ten sposób pozyskać informacje niedostępne poprzez analizę danych mikroekonomicznych, np. informacje na temat częstotliwości dokonywania przeglądu cen, deklarowanej przez przedsiębiorstwo strategii zmian cen lub jej determinant. Pionierskie badanie Blindera (1991) przeprowadzone w Stanach Zjednoczonych wskazuje, że ponad 70% przedsiębiorstw deklaruje koszty menu jako czynnik powstrzymujący przed zmianą cen. Jednakże mimo stosunkowo wysokiego odsetka tej odpowiedzi, te same przedsiębiorstwa deklarowały to jako czynnik o relatywnie mniejszym znaczeniu. W rezultacie można uznać, iż nie było to najważniejsze źródło sztywności cen. Natomiast z badań ankietowych dotyczących stosowanych strategii ustalania cen w gospodarce polskiej (Janiewicz, Kołodziejczyk 2008) wynika, iż większość (59%) polskich przedsiębiorstw

⁶ We wszystkich badaniach potwierdzono statystyczną istotność zmiennych wskazujących na endogeniczną częstotliwość aktualizacji cen (jak np. inflacja w danym sektorze), aczkolwiek zmienne te niekiedy odgrywały relatywnie mniejszą rolę od zmiennych związanych z czasem obowiązywania cen oraz zmiennych sztucznych.

ustala ceny „regularnie” (tzn. tak jak w modelach z egzogeniczną częstotliwością aktualizacji cen), 16% – nieregularnie, w reakcji na szoki (tzn. z endogeniczną częstotliwością), pozostałe zaś (25%) częściowo łączą obie metody wyznaczania cen. Jednak – jak podkreślają autorki tego badania – stosując nieco inną metodę klasyfikacji firm⁷ otrzymalibyśmy o około połowę mniejszy (28%) udział przedsiębiorstw deklarujących strategię „regularnie”.

W toku badań empirycznych nie rozstrzygnięto jak dotąd, które modele aktualizacji cen lepiej odzwierciedlają mikroekonomiczne fakty dotyczące sztywności nominalnych. Wobec deficytu analogicznych badań dla gospodarki polskiej skupiamy się w tym artykule na pytaniu, czy siła oddziaływania szoków na inflację w świetle modelu z egzogeniczną częstotliwością zmian cen (którego przedstawicielem jest schemat Calvo) znacząco różni się od reakcji gospodarki w modelu z endogeniczną częstotliwością (którego popularnym przedstawicielem jest model DKW). Model DKW, którego konstrukcję przedstawiamy w następnej części, charakteryzuje się sztywnością nominalną wynikającą bezpośrednio z motywów działania przedsiębiorstw.

2. Model Dotseya-Kinga-Wolmana (DKW)

Schemat aktualizacji cen zaproponowany w pracy Dotseya, Kinga, Wolmana (1999) opiera się na wspomnianej idei występowania kosztów zmiany cen. Zakłada się, że w gospodarce jest nieskończenie wiele firm⁸ działających w warunkach konkurencji monopolistycznej. Każda firma podejmuje decyzję o dostosowaniu swojej ceny w zależności od aktualnej sytuacji gospodarczej (w długookresowej równowadze ceny są wyznaczane przy użyciu stałej marży monopolistycznej, wyrażonej jako procent kosztów krańcowych (tzw. narzut monopolisty). W modelu DKW – ze względu na występujące koszty zmiany ceny – firmy nie dokonują zmiany ceny w każdym okresie.

Powodem, dla którego przedsiębiorstwa mogą nie zdecydować się na zmianę ceny, pomimo wyższego łącznego oczekiwanego zdyskontowanego strumienia zysku (dalej określanego skrótowo mianem łącznego zysku) ze sprzedaży przy nowej cenie, są koszty, jakie zmiana ceny może za sobą pociągać. Przyjmujemy, że wspomniane koszty menu dla każdej z firm nie są stałe w czasie, lecz są każdorazowo losowane niezależnie z rozkładu ciągłego⁹ obejmującego przedział $[0, B]$, gdzie B stanowi maksymalny możliwy koszt zmiany ceny obserwowany w danej gospodarce. Koszty menu wyrażone są w jednostkach pracy¹⁰.

⁷ Tzn. z grupy *time-dependent* wyłączamy przedsiębiorstwa, które zmieniają cenę rzadziej niż przy co czwartej analizie.

⁸ Ściślej rzecz biorąc, jest ich nieprzeliczalnie wiele (*continuum*). Daje to możliwość operowania ciągłymi rozkładami prawdopodobieństw aktualizacji ceny czy kosztów menu, a także pozwala wykorzystać rachunek różniczkowy i całkowy.

⁹ Zakłada się również, że rozkład ten jest stacjonarny i jednakowy dla wszystkich przedsiębiorstw.

¹⁰ Dotsey, King i Wolman (1999) przyjmują B na poziomie 0,75% jednostkowego kosztu pracy, co oznaczałoby 0,6% przychodów (przyjmując 25% narzut monopolistyczny).

W każdym kolejnym okresie każde z przedsiębiorstw i „losuje” wartość kosztów menu, które oznaczać będziemy przez ξ_i , a następnie znając ich wielkość, podejmuje decyzję, czy wyznaczyć cenę na nowo, czy też pozostać przy obowiązującej aktualnie cenie. Proces decyzyjny w każdym okresie opiera się na porównaniu wysokości łącznego zysku firmy przy niezmienionej cenie oraz wysokości tegoż zysku, jaki byłby realizowany, gdyby przedsiębiorstwo zdecydowało się wyznaczyć nową cenę (optymalną). Cena optymalna w danym okresie maksymalizuje łączny zysk przy danej funkcji popytu gospodarstw domowych¹¹. Wyznaczone korzyści płynące ze zmiany ceny (relatywnie do sytuacji, w której cena pozostaje niezmieniona) są porównywane z kosztem zmiany menu. Jeżeli firma odnosi korzyść ze zmiany ceny, tj. nadwyżka łącznego oczekiwanego zdyskontowanego zysku płynąca ze zmiany ceny jest wyższa od wylosowanej wysokości kosztu menu, to podejmuje decyzję o wyznaczeniu nowej ceny na poziomie maksymalizującym jej zysk. Jeśli zmiana ceny jest zbyt kosztowna i przewyższa korzyści z niej płynące, firma decyduje się pozostać przy aktualnej cenie.

Opisany mechanizm DKW powoduje, że wszystkie przedsiębiorstwa dzielą się na grupy, które nazywać będziemy „warstwami”¹². W każdej warstwie znajdują się przedsiębiorstwa, z których każde dokonywało zmiany ceny w tym samym okresie. Ustalając, że mamy obecnie początek okresu t , w pierwszej warstwie znajdują się firmy, które dokonały zmiany cen w poprzednim okresie, $t - 1$, a w trzeciej – przedsiębiorstwa, które ostatnio zmieniały cenę trzy okresy temu, $t - 3$. Oznaczmy przez $v_{j,t}$ wysokość osiąganego w okresie t przez przedsiębiorstwo znajdujące się w j -tej warstwie łącznego oczekiwanego zdyskontowanego zysku, w przypadku gdy nie podejmie ono decyzji o zmianie ceny, oraz przez $v_{0,t}$ – wysokość tegoż zysku w okresie t osiąganą przez to przedsiębiorstwo, w przypadku gdy zdecyduje się ono na zmianę i wyznaczenie nowej, maksymalizującej łączny zysk ceny. Oznacza to, że firma zmieni cenę, jeśli zachodzi warunek:

$$v_{0,t} - v_{j,t} > \xi_{i,t} w_t, \quad (1)$$

gdzie w_t jest wysokością realnej stawki płac w okresie t .

Każda warstwa $j = 1, 2, \dots, J$ na początku okresu t zawiera zatem część, $\omega_{j-1,t}$, wszystkich przedsiębiorstw. W każdej z warstw znajduje się pewna część firm (będą to te spośród nich, które wylosowały relatywnie niski koszt zmiany ceny) $\alpha_{j,t}$, które po dokonaniu odpowiednich kalkulacji zdecydują się ustalić nową, optymalną cenę P_t^* . Oznacza to, że w następnym okresie firmy te przejdą do pierwszej warstwy. Oczywiście wszystkie pozostałe firmy (a będą to przedsiębiorstwa, które wylosowały relatywnie duży koszt zmiany ceny), których udział wynosi $1 - \alpha_{j,t}$, znajdują się w sytuacji, w której aktualizacja ceny nie jest optymalna, a zatem przesuną się w następnym okresie do kolejnej warstwy. Na przykład firmy, które znajdowały się w trzeciej warstwie i nie dokonały zmiany ceny w bieżącym okresie, w następnym okresie znajdą się w warstwie czwartej, tzn. będą firmami, które ostatnio zmieniały cenę cztery okresy wcześniej, a więc ich cena będzie równa P_{t-4}^* . W efekcie zachodzi tożsamość:

¹¹ Przyjmuje się, że popyt na produkty zależy wyłącznie od ceny oraz od cen ustalanych przez wszystkie inne przedsiębiorstwa.

¹² Dotsey, King i Wolman (1999) nazywają te grupy firm „generacjami” (*vintage*).

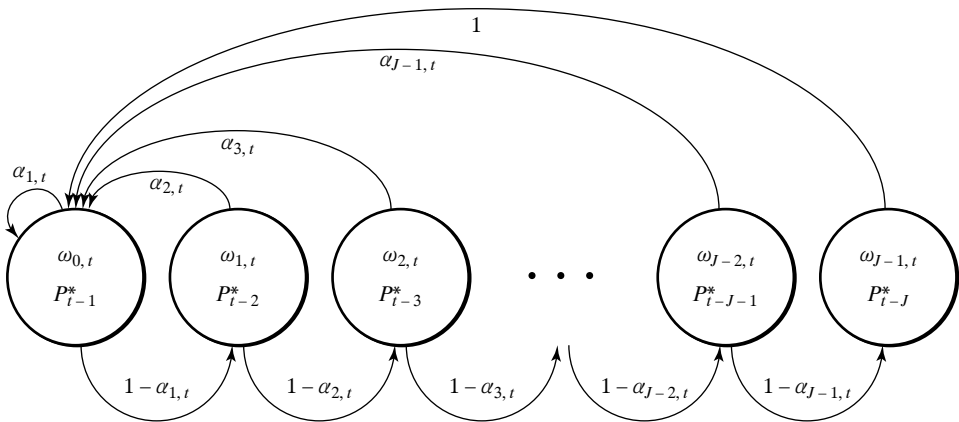
$$\omega_{j,t} = (1 - \alpha_{j,t})\omega_{j-1,t-1}, \quad (2)$$

$$\omega_{0,t} = \sum_{j=1}^J \alpha_{j,t} \omega_{j-1,t-1}. \quad (3)$$

Równości (2) oraz (3) łączą na koniec okresu t udziały firm ω_{j-1} niezmieniających ceny przez $j = 2, \dots, J-1$ ostatnich okresów oraz udziały firm $\omega_{0,t}$ zmieniających cenę na początku okresu t odpowiednio z: udziałami $\omega_{j-1,t-1}$ i warunkowym prawdopodobieństwem utrzymania ceny na niezmiennym poziomie $(1 - \alpha_{j,t})$, pod warunkiem przebywania na początku okresu t w warstwie $j-1$ (a więc prawdopodobieństwem przejścia do kolejnej warstwy) oraz sumą iloczynów udziałów $\omega_{j-1,t-1}$ i warunkowych prawdopodobieństw aktualizacji ceny (a więc prawdopodobieństwem przejścia z dowolnej warstwy do pierwszej).

Rysunek 1 przedstawia opisany mechanizm przemieszczania się firm pomiędzy poszczególnymi grupami, kształtujący rozkład cen w gospodarce opisywanej przez model DKW.

Rysunek 1
Mechanizm kształtujący rozkład cen w modelu DKW



Źródło: Opracowanie własne na podstawie Dotsey, King, Wolman (1999).

Dla uproszczenia zakłada się, że wszystkie przedsiębiorstwa są jednakowe (co jest standardowym założeniem w modelach tego typu), zatem w każdym okresie odróżniają je tylko dwa parametry – aktualnie obowiązująca cena oraz wysokość wylosowanych kosztów zmiany menu. Oznacza to, że wszystkie te firmy, które w danym okresie decydują się wyznaczyć nową cenę, wybierają ją na jednakowym poziomie. Wszystkie przedsiębiorstwa znajdujące się w jednej warstwie mają więc ustaloną dokładnie tę samą cenę.

Ponieważ wszystkich firm jest nieskończenie wiele, a rozkład kosztów zmiany ceny jest rozkładem ciągłym, to w każdej grupie firm istnieje firma „graniczna”¹³

¹³ To znaczy taka, w przypadku której wylosowane koszty zmiany ceny zrównują się z wysokością zysku płynącego z podjęcia decyzji o zmianie ceny. W jej przypadku jest zatem obojętne, czy decyduje o zmianie ceny podejmie czy też nie.

oznaczona i^* , której korzyści ze zmiany ceny dokładnie zrównują się z kosztami, czyli zachodzi dla niej:

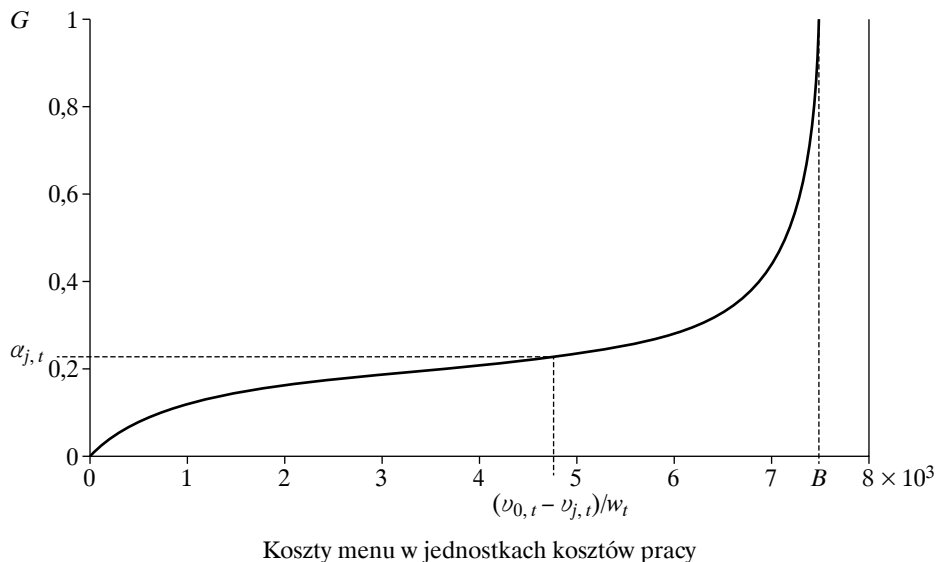
$$\nu_{0,t} - \nu_{j,t} = \xi_{i^*,t} w_t. \quad (4)$$

Tożsamość (4), łącznie z dystrybuantą rozkładu kosztów menu, pozwala określić udział firm, które dokonają zmiany ceny. Jest to równoważne z określeniem prawdopodobieństwa, że losowo wybrana z danej warstwy firma zmieni cenę w bieżącym okresie, a zatem z określeniem udziału firm, które nie dokonają w bieżącym okresie dostosowań cenowych do optymalnej ceny. Mamy zatem:

$$\alpha_{j,t} = G((\nu_{0,t} - \nu_{j,t})/w_t) = G(\xi_{i^*,t}), \quad (5)$$

gdzie G jest dystrybuantą rozkładu kosztów zmiany ceny. Rysunek 2 ilustruje ideę opisanego mechanizmu wyznaczania udziału firm zmieniających cenę, a zatem prawdopodobieństwa, że losowo wybrane przedsiębiorstwo zdecyduje się wyznaczyć nową cenę w bieżącym okresie. Autorzy modelu DKW proponują dystrybuantę kosztów menu pochodzącą z rodziny funkcji tangensokształtnych.

Rysunek 2
Dystrybuanta kosztów menu
i wyznaczanie udziału przedsiębiorstw zmieniających cenę



Źródło: Opracowanie własne na podstawie Dotsey, King i Wolman (1999).

Jeżeli przedsiębiorstwo wraz z upływem czasu nie podejmuje przez kilka kolejnych okresów decyzji o zmianie ceny oraz mamy do czynienia z dodatnią inflacją, to uzyskany przez nie zysk różni się coraz bardziej od zysku osiąganego przy ustaleniu optymalnej ceny. Oznacza to, że tylko przedsiębiorstwa, które stoją wobec relatywnie dużych wartości kosztów zmiany ceny, przechodzą w kolejnym okresie

do dalszych warstw. Ponieważ koszty te są ograniczone przez wielkość B , to po pewnej skończonej liczbie okresów różnica $v_{0,t} - v_{j,t}$ przewyższa maksymalne możliwe koszty zmiany ceny, co z kolei prowadzi do podjęcia decyzji o ustaleniu nowej, optymalnej w danym okresie ceny. Bezpośrednią konsekwencją ograniczenia kosztów zmiany ceny jest zatem występowanie skończonej liczby warstw, wszystkie bowiem przedsiębiorstwa z ostatniej warstwy zawsze podejmą decyzję o zmianie ceny.

3. Rozwiązanie modelu

Opisany w poprzedniej części artykułu schemat cenotwórczy DKW stanowi podstawę wyprowadzenia nowokeynesistowskiej krzywej Phillipsa z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen, określanej w literaturze skrótem SDPC (*state-dependent Phillips curve*). Dokonuje się tego poprzez rozwiązanie zagadnienia optymalizacji dla przedsiębiorstw oraz agregacji zachowań reprezentatywnych firm na poziomie makroekonomicznym.

Przedsiębiorstwo, podczas podejmowania decyzji o ewentualnym wyznaczeniu nowej ceny, maksymalizuje łączny zysk dany wzorem:

$$\begin{aligned} v_{0,t}(P_t^*) = \max_P & \left\{ z_{0,t}(P) + \beta \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \cdot (1 - \alpha_{1,t+1}) \cdot v_{1,t+1} + \right. \\ & + \beta \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \cdot \alpha_{1,t+1} \cdot v_{1,t+1} - \\ & \left. - \beta \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \cdot \alpha_{1,t+1} \cdot w_{1,t+1} \cdot \Xi_{1,t+1} \right\}, \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie $z_{0,t}(P_t^*)$ to wysokość osiągniętego w bieżącym okresie realnego zysku ze sprzedaży przy cenie P_t^* , a $\Xi_{1,t+1}$ jest średnim kosztem zmiany ceny w pierwszej warstwie. Widać zatem, że łączny zysk równy jest sumie bieżącego zysku, zysku przyszłego w sytuacji zmiany ceny i zysku przyszłego w sytuacji pozostania przy wyznaczanej cenie, ważonych prawdopodobieństwem wylosowania relatywnie niskich kosztów zmiany ceny, pomniejszonej o oczekiwaną wysokość tych kosztów. Parametr β jest czynnikiem dyskontującym wielkości realne, natomiast wyrażenie $\beta \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right)$ stanowi stochastyczny czynnik dyskontujący wielkości

nominalne (tu: przyszłe zyski i koszty). Każde przedsiębiorstwo może ustalić cenę maksymalizującą zysk przy naturalnym ograniczeniu, jakim jest popyt gospodarstw domowych na jego produkty:

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \cdot C_t, \quad (7)$$

gdzie ε jest elastycznością cenową popytu, $C_t(i)$ oznacza popyt w chwili t na produkty i -tego przedsiębiorstwa, C_t – łączny popyt konsumpcyjny gospodarstw domowych, $P_t(i)$ – cenę produktów i -tej firmy, P_t – agregatowy poziom cen.

Maksymalizacja łącznego zysku ze względu na wysokość ceny wyznaczonej przy ograniczeniu funkcją popytu na dobro prowadzi do następującego wzoru na cenę optymalną (Dotsey, King, Wolman 1999, s. 665):

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{\sum_{j=0}^{J-1} \beta^j \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \right) \cdot \frac{\omega_{j,t+j}}{\omega_{0,t}} \cdot MC_{t+j} \cdot P_{t+j}^\varepsilon \cdot c_{t+j}}{\sum_{j=0}^{J-1} \beta^j \cdot E_t \left(\frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \right) \cdot \frac{\omega_{j,t+j}}{\omega_{0,t}} \cdot P_{t+j}^{\varepsilon-1} \cdot c_{t+j}}, \quad (8)$$

gdzie MC_t stanowi realny koszt krańcowy w momencie t .

Wyrażenie (8) określające wysokość ceny optymalnej pozwala wyznaczyć równanie krzywej Phillipsa. Po kilku przekształceniach oraz log-linearyzacji za pomocą twierdzenia Taylora naokoło stanu równowagi¹⁴ otrzymujemy równanie SDPC w następującej postaci¹⁵:

$$\begin{aligned} \pi_t = & E_t \sum_{j=1}^{J-1} \delta_j \pi_{t+j} + E_t \sum_{j=0}^{J-1} \psi_j mc_{t+j} + E_t \sum_{j=0}^{J-1} \gamma_j [\tilde{\omega}_{j,t+j} - \tilde{\omega}_{0,t}] + \\ & + \sum_{j=0}^{+\infty} \eta_j \hat{\Omega}_{t-j} + \sum_{j=0}^{+\infty} \mu_j \pi_{t-j} + \nu_t^\pi, \end{aligned} \quad (9)$$

gdzie π_t oznacza wielkość inflacji w chwili t , mc_t stanowi procentowe odchylenie realnego kosztu krańcowego od równowagi w chwili t , $\tilde{\omega}_{j,t+j}$ jest procentowym odchyleniem udziałów przedsiębiorstw znajdujących się w warstwie $j+1$ w momencie $t+j$ od ich udziału w stanie równowagi, a $\hat{\Omega}_t$ jest średnią ważoną tych odchyleń, a ν_t^π stanowi tutaj egzogeniczny szok. δ_j , ψ_j , γ_j , η_j oraz μ_j są parametrami, które powstają poprzez serię przekształceń¹⁶ z podstawowych (tzw. „głębokich”) parametrów modelu DKW, m.in. z równowagowego poziomu inflacji oraz z parametrów określających prawdopodobieństwa przejścia firmy z warstwy do warstwy.

Równanie SDPC – równanie (9) – ma bardziej skomplikowaną postać niż standardowa nowokeynesistowska krzywa Phillipsa (ze schematem Calvo, zob. równanie (13) w następnej części artykułu). Wynika z niego, że inflacja w okresie t zależy od:

- oczekiwań inflacyjnych na okresy od $t+1$ aż do $t+J-1$, tj. na horyzont o jeden okres krótszy niż wynosi maksymalny czas obowiązywania nowo wyznaczanej ceny,

¹⁴ Zaznaczyć należy, że w odróżnieniu od modelu Calvo stan równowagi w modelu DKW ma niezerową wartość inflacji. Na potrzeby symulacji modelu DKW przyjęto ją w niniejszej pracy na poziomie 4% w skali roku, tj. na poziomie zbliżonym do wieloletniej średniej dla Polski.

¹⁵ Skomplikowane szczegóły techniczne dla przejrzystości pomijamy, całość wyprowadzenia znaleźć można w pracy: Bakhshi, Khan i Rudolf (2007).

¹⁶ Szczegółowe wzory wyrażające związki wymienionych parametrów z „głębokimi” parametrami modelu DKW są dość złożone, dla przejrzystości wywodu pomijamy je tutaj. Zainteresowany czytelnik może znaleźć je w pracy: Bakhshi, Khan i Rudolf (2007, s. 2326–2328).

- bieżących i oczekiwanych kosztów krańcowych na okresy od $t + 1$ aż do $t + J - 1$,
- rozkładu opóźnień inflacji o nieskończonym rzędzie,
- oraz od bieżących i przeszłych charakterystyk odchyień rozkładu udziałów przedsiębiorstw w poszczególnych warstwach od ich rozkładu w stanie równowagi.

Bezpośredni wpływ aktualnego i przeszłego stanu gospodarki na kształtowanie się agregatowej inflacji jest widoczny w SDPC poprzez opóźnienia inflacji oraz charakterystyki rozkładu udziału przedsiębiorstw w poszczególnych warstwach. Pośrednio wpływ ten występuje również poprzez wartości parametrów stojących przy poszczególnych zmiennych w równaniu SDPC (por. Bakhshi i in. 2007, s. 8–9), gdyż zależą one od parametrów gospodarki (tj. od inflacji w stanie równowagi oraz dystrybucji kosztów menu i elastyczności cenowej popytu). Również liczba warstw, a przez to liczba komponentów związanych z oczekiwaniami w krzywej SDPC, zależy od przyjętej wielkości narzutu marży, od poziomu inflacji w stanie równowagi i od górnego ograniczenia dziedziny funkcji kosztów menu.

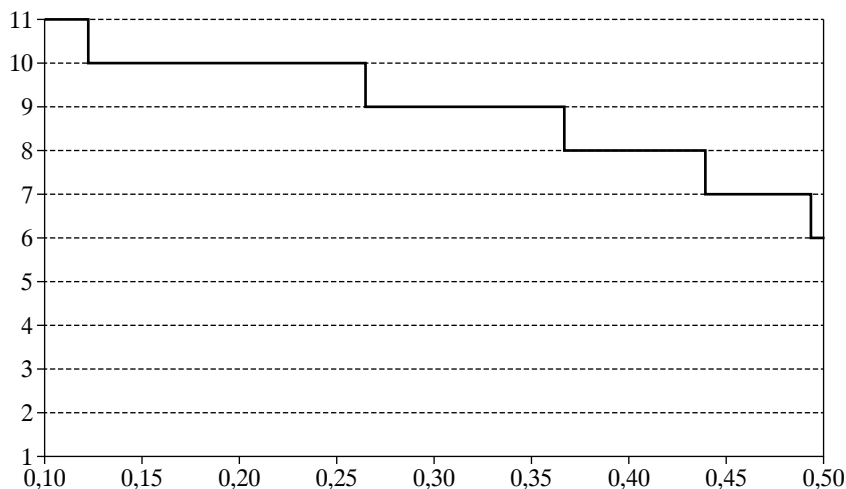
Na rysunkach 3–5 przedstawiono analizę maksymalnego czasu trwania ceny, przyjmując ustalone wartości parametrów niepodlegających zmianom (*ceteris paribus*)¹⁷. Przyjęto zatem bazową parametryzację: udział pracy w produkcji na poziomie $1 - \alpha = 0,5$, maksymalną wartość w rozkładzie kosztów menu – na poziomie 0,75% jednostkowych kosztów pracy, 25% narzut marży brutto, a także dokonano rozwinięcia SDPC wokół 4% inflacji (w ujęciu rocznym) w stanie równowagi. Również liczba komponentów związanych z oczekiwaniami w krzywej SDPC zależy od narzutu marży i poziomu inflacji w stanie równowagi, naokoło którego wyprowadzamy krzywą SDPC, oraz od górnego ograniczenia kosztów menu.

Z rysunków 3–5 wynikają następujące zależności. Po pierwsze, wraz ze wzrostem marży oraz inflacji w równowadze maleje liczba warstw (por. rysunki 3 i 4). Wzrost obu tych czynników zwiększa oczekiwaną korzyść ze zmiany cen (tj. lewą stronę równania (1)), powodując wzrost skłonności do zmiany cen. W efekcie nawet firma, która w danym okresie ma duże (bliskie maksymalnym) koszty menu, stosunkowo szybko znajdzie się w sytuacji, w której zmiana ceny jest opłacalna. Po drugie, wraz ze wzrostem relacji maksymalnego kosztu menu do płacy realnej liczba warstw rośnie – (por. rysunek 5). W efekcie firmy najmniej skłonne do zmiany cen (tzn. o kosztach menu bliskich maksymalnym) mają jeszcze wyższą barierę zmiany cen. Ponadto możemy zauważyć, że liczba warstw w równowadze jest stosunkowo słabo wrażliwa na zmiany marży. Na przykład dwukrotny wzrost marży (z 25% do 50%) powoduje skrócenie maksymalnego czasu obowiązywania cen (w równowadze) z 9 do 6 kwartałów. Nieco silniejsze jest oddziaływanie maksymalnej wartości kosztów menu – np. wzrost z 0,75% do 4% sprawi, że liczba warstw w równowadze wzrośnie do 16. Okazuje się także, że przyjęcie długookresowej inflacji nieznacznie poniżej 2% w skali roku skutkuje znacznym wzrostem

¹⁷ Kod napisany w programie Matlab i wykorzystany w analizach symulacyjnych i analizie wrażliwości rozwiązań modelu oparto na skryptach do pracy Bakhshi, Khan i Rudolf (2007) udostępnionych przez Barbarę Rudolf.

Rysunek 3

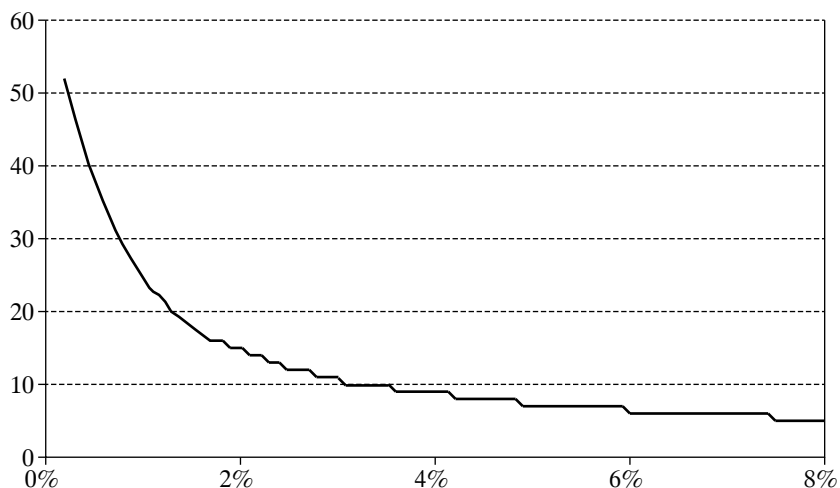
Zależność między wielkością narzutu (marży) a liczbą warstw dla przedsiębiorstw (J)



Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 4

Zależność między inflacją w równowadze a liczbą warstw dla przedsiębiorstw (J)

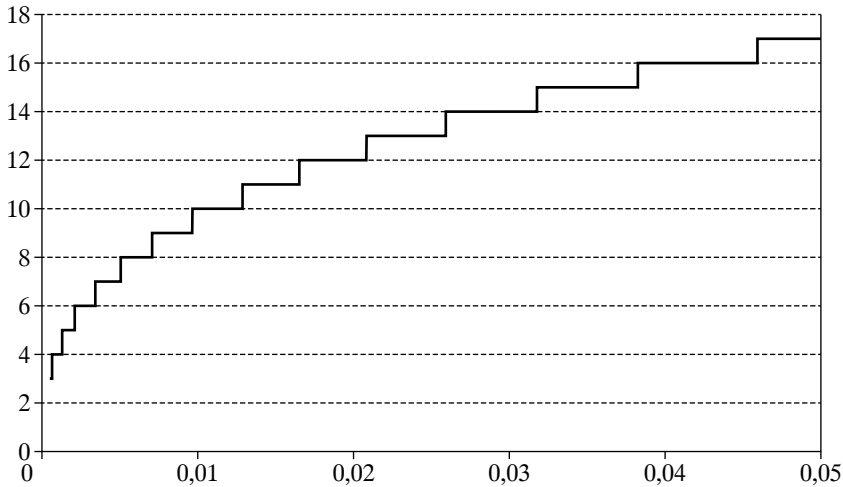


Źródło: Opracowanie własne.

liczby warstw. Dla inflacji wynoszącej 3% rocznie maksymalny czas trwania ceny (w równowadze) wynosi 10 kwartałów, natomiast dla inflacji poniżej 1% rocznie przekracza 20 kwartałów.

Rysunek 5

Zależność między maksymalną wartością dla rozkładu kosztu menu (w relacji do płacy realnej) a liczbą warstw dla przedsiębiorstw (J)



Źródło: Opracowanie własne.

4. Reakcja inflacji na szoki – analiza porównawcza

W tej części artykułu dokonamy typowej dla modeli DSGE analizy porównawczej reakcji inflacji w pobliżu stanu równowagi na egzogeniczne zaburzenia (szoki), którymi modelowana gospodarka jest wytrącana z równowagi. Porównanie własności obydwu modeli oparte jest na analizie funkcji odpowiedzi na impuls (*impulse response function*, dalej IRF), które opisują krótkookresową dynamikę reakcji zmiennych w modelu w odpowiedzi na wystąpienie pojedynczych szoków. Symulacje¹⁸ przeprowadzimy dla modelu DKW kalibrowanego dla gospodarki Polski, porównując uzyskane odpowiedzi na impuls z otrzymanymi z modelu Calvo (tutaj traktowanym jako punkt odniesienia).

Analiza krzywej Phillipsa dla modelu DKW (9) i Calvo (14) w ramach pełnego modelu DSGE wymaga uzupełnienia tegoż systemu o inne równania. Na potrzeby symulacji korzystamy z trzyrównaniowego modelu DSGE (zob. Gali, 2008, rozdz. 3 i 4; Romer 2011, s. 352–353), składającego się (oprócz krzywej Phillipsa) z dynamicznej krzywej *IS* i reguły Taylora:

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(\pi_{t+1})) + v_t^x, \quad (10)$$

$$i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t + v_t^i, \quad (11)$$

¹⁸ Obliczenia przeprowadzono za pomocą pakietu Matlab z dodatkiem Dynare (Adjemian i in., 2011).

gdzie v_t^x i v_t^i to szoki, które można interpretować odpowiednio jako zaburzenie preferencji gospodarstw domowych i polityki pieniężnej (kształtujące się w sposób autoregresyjny, przyjęto współczynniki autoregresji na poziomie 0,5).

Uzupełnieniem tego modelu jest równanie łączące nieobserwowalny realny koszt krańcowy z wielkością odchylenia produkcji od poziomu równowagi¹⁹. Zależność tę otrzymujemy korzystając z faktu, że na wolnokonkurencyjnym rynku pracy jednostkowy koszt pracy jest równy relacji płacy do krańcowej wydajności pracy oraz z warunku koniecznego maksymalizacji użyteczności gospodarstw domowych (por. Gali 2008, s. 48):

$$mc_t = \frac{\varphi + \alpha + \sigma(1 - \alpha)}{1 - \alpha} x_t, \quad (12)$$

W dalszych rozważaniach wartości pozostałych „głębokich” parametrów oraz inflacji w stanie równowagi, mające wpływ na rozkład przynależności przedsiębiorstw do poszczególnych warstw, przyjęto jak w parametryzacji bazowej, przedstawionej w poprzedniej części. Ponadto z jednej strony z uwagi na brak możliwości analitycznego opisu zmiennych $\hat{\omega}_{j,t}$ oraz $\hat{\Omega}_t$, a z drugiej strony ze względu na brak danych empirycznych o nich – niezbędnych do planowanej estymacji modelu DKW dla gospodarki Polski, pominiemy je w analizie funkcji odpowiedzi na impuls. W rezultacie w symulowanym równaniu SDPC zmniejszy się liczba zmiennych egzogenicznych. Ostatecznie po przyjęciu w analizie skończonej liczby opóźnień (pominięto wpływ nieznaczących opóźnień) równanie SDPC służące do analizy IRF przyjmie następującą postać:

$$\pi_t = E_t \sum_{j=1}^8 \delta_j' \pi_{t+j} + E_t \sum_{j=0}^8 \psi_j' mc_{t+j} + \sum_{j=1}^{10} \mu_j' \pi_{t-j} + v_t^{\pi}, \quad (13)$$

gdzie v_t^{π} to szok, który można interpretować jako zaburzenie marży (podobnie jak inne szoki, kształtujący się w sposób autoregresyjny, ze współczynnikiem autoregresji na poziomie 0,5).

Natomiast w modelu Calvo stosujemy tradycyjną nowokeynesistowską krzywą Phillipsa postaci (zob. Gali 2008, s. 47):

$$\pi_t = \beta \cdot E_t(\pi_{t+1}) + \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} mc_t + v_t^{\pi}. \quad (14)$$

W kalibracji przyjmujemy parametr opisujący skłonność gospodarstw domowych do wyboru wygładzonej ścieżki konsumpcji, co odpowiada silnemu wygładzaniu konsumpcji ($\sigma = 5$). Parametr będący odwrotnością elastyczności Frischa przyjmujemy na poziomie zbliżonym do szacunków dokonanych na podstawie modeli DSGE (tj. $\varphi = 2$, zob. przegląd w: Chetty *et al.*, 2011). Aby odwzorować

¹⁹ Tutaj rozumianego jako produkcja przy doskonale elastycznych cenach.

przeciętny czas trwania ceny wynoszący w Polsce ok. 3 kwartały (Jankiewicz, Kłodziejczyk 2008), przyjmujemy parametr opisujący prawdopodobieństwo wystąpienia sztywności nominalnej $\theta = \frac{2}{3}$. Elastyczność produkcji względem nakładów

pracy przyjmujemy na poziomie 0,5, co odpowiada 50% udziałowi kosztów pracy w PKB, a współczynnik dyskonta wielkości realnych – na typowym w literaturze poziomie dla wielkości kwartalnych ($\beta = 0,99$). Z kolei parametry reguły Taylora ustalono zgodnie z propozycją z oryginalnej pracy Taylora (1993) – tj. $\phi_\pi = 1,5$; oraz $\phi_x = 0,5$.

W modelu DKW przyjęto wartość marży (narzut) monopolisty na poziomie 25% kosztów, co odpowiada elastyczności produktu względem ceny równej 5, a postać rozkładu kosztów menu taką jak w oryginalnej pracy DKW (patrz rysunek 2). Taki rozkład, w połączeniu z pozostałymi parametrami modelu, dobrze odwzorowuje średni czas trwania ceny, przy maksymalnym czasie trwania ceny wynoszącym 9 kwartałów ($J = 9$)²⁰.

Na rysunkach 6–8 przedstawiono porównanie funkcji odpowiedzi inflacji odpowiednio na szoki marży (v^π , rysunek 6), preferencji konsumentów (v^x , rysunek 7) i polityki pieniężnej (v^i , rysunek 8) w modelu DKW i Calvo²¹. Na osi poziomej – liczba kwartałów, jaka upłynęła od wystąpienia szoku, na osi pionowej – odchylenie inflacji od równowagi.

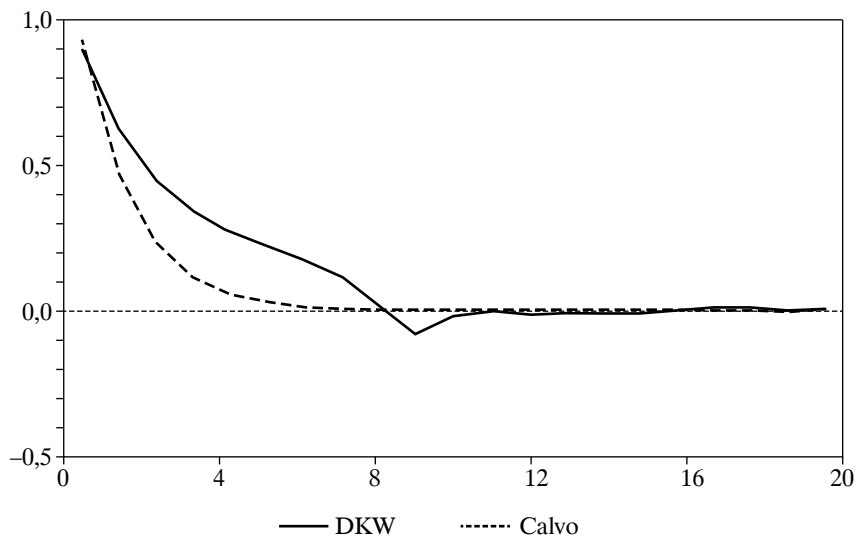
Przy opisanych wyżej wartościach parametrów gospodarki kierunki wpływu tych szoków są poprawne ekonomicznie.

- Szok marży wpływa bezpośrednio na wzrost inflacji ponad wartość w równowadze. Zarówno w modelu Calvo, jak i DKW początkowo inflacja rośnie o ok. 1 p.p., a następnie (m.in. wskutek działania banku centralnego) stopniowo spada. Po 4 kwartałach od wystąpienia szoku inflacja w modelu Calvo jest wyższa od wyjściowej o ok. 0,1 p.p., zaś w modelu DKW o ok. 0,3 p.p.; natomiast po upływie 8 kwartałów odchylenia od równowagi są nieznaczne.
- Szok preferencji powoduje, że gospodarstwa domowe stają się bardziej skłonne do konsumpcji, co podwyższa produkcję ponad wartość w równowadze, a tym samym zwiększa inflację. W modelu Calvo jednostkowy szok preferencji wpływa bezpośrednio na wzrost inflacji ponad wartość w równowadze początkowo o ok. 2,7 p.p., w modelu DKW – początkowo o ok. 1 p.p. Po upływie 4 kwartałów inflacja w obydwu modelach jest wyższa od wyjściowej o ok. 0,2–0,3 p.p. Natomiast po upływie 8 kwartałów odchylenia od równowagi są nieznaczne.
- Szok polityki pieniężnej sprawia, że stopy procentowe wzrastają ponad poziom wynikający z reguły polityki pieniężnej. Zacieśnienie polityki pieniężnej

²⁰ Porównaniu może podlegać także wysokość przeciętnych kosztów menu. Levy *et al.* (1997) szacują przeciętne koszty menu na poziomie ok. 0,7% przychodów, a Zbaracki *et al.* (2004) – ok. 1,2% przychodów. W przyjętym rozkładzie koszty menu są co do wartości oczekiwanej nieco niższe (stanowią ok. 0,4% przychodów).

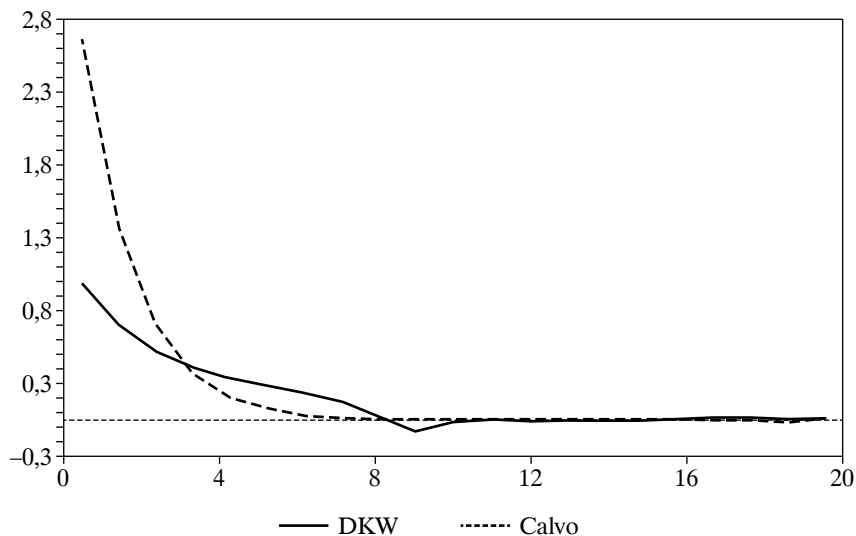
²¹ Szoki te były zdefiniowane jako wzrost v^π , v^x , v^i o jednostkę.

Rysunek 6
Funkcje odpowiedzi inflacji na impuls w modelu DKW i Calvo
– wpływ szoku marży



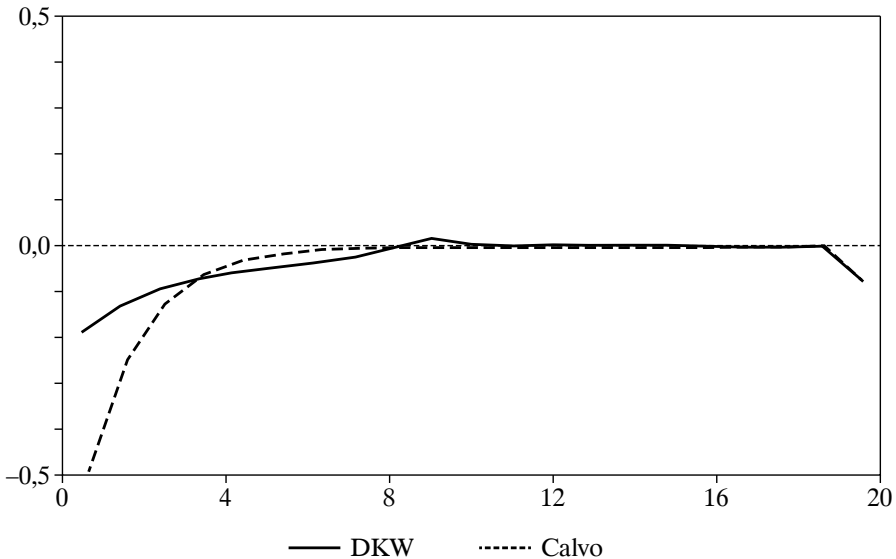
Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 7
Funkcje odpowiedzi inflacji na impuls w modelu DKW i Calvo
– wpływ szoku preferencji



Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 8
Funkcje odpowiedzi inflacji na impuls w modelu DKW i Calvo
– wpływ szoku polityki pieniężnej



Źródło: Opracowanie własne.

powoduje spadek produkcji, a następnie spadek inflacji – w modelu Calvo początkowo o ok. 0,5 p.p, a w modelu DKW – początkowo o ok. 0,2 p.p. W obydwu modelach obserwujemy powrót do równowagi po upływie ok. 5–6 kwartałów.

Porównując dynamikę reakcji, możemy stwierdzić, iż reakcja gospodarki w modelu Calvo w porównaniu z modelem DKW jest szybsza i silniej wygasa wraz z upływem czasu (zwłaszcza w przypadku szoku preferencji i polityki pieniężnej). W modelu DKW daje się zauważyć również niewielki, krótkotrwały efekt przeciwny (odreagowanie) po czasie odpowiadającym liczbie przyspieszeń dla inflacji i kosztu krańcowego w krzywej Phillipsa (SDPC). Jak wskazuje przeprowadzona dodatkowo analiza wrażliwości, zbliżone wnioski z modelu DKW można otrzymać na podstawie dość szerokiego zakresu parametrów. Wyniki w tym zakresie udostępnimy na życzenie.

Nietrudno zauważyć, że model Calvo jest modelem o dużo mniej złożonej postaci aniżeli model DKW. Powstaje zatem pytanie o rzeczywiste korzyści płynące z analizy modelu bardziej złożonego, tym bardziej że krzywa Phillipsa wyprowadzona z mechanizmu cenotwórczego Calvo jest również często wykorzystywana w analizach empirycznych. Model Calvo generuje jednak kilka konsekwencji, które empirycznie nie znajdują potwierdzenia w dotychczas przeprowadzanych badaniach. Do takich konsekwencji można zaliczyć m.in. geometryczny rozkład firm w zależności od czasu obowiązywania aktualnej ceny (zob. np. Laforte 2007). Tam, gdzie badania statystyczne przeprowadzone na przedsiębiorstwach

wskazywałyby występowanie (choć w przybliżeniu) takiego rozkładu cen, model Calvo mógłby być zalecany jako dość dobre przybliżenie rzeczywistości. Jeśli jednak rozkład ten jest bardziej skomplikowany, należy rozważyć aplikację modelu DKW.

Zakończenie

W artykule przedstawiono model DKW oraz nowokeynesistowską krzywą Philipsa z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen (SDPC). Równanie SDPC ma bardziej skomplikowaną postać niż standardowa krzywa Phillipsa dla modelu Calvo, w szczególności inflacja zależy od oczekiwanej inflacji i kosztów krańcowych (w horyzoncie obowiązywania ceny) oraz przeszłych inflacji (z nieskończonym rzędem opóźnień). W dalszej części przeprowadzono analizę reakcji inflacji na szoki: marży, preferencji oraz polityki pieniężnej. Z analizy funkcji odpowiedzi na impuls wynika, że reakcja gospodarki w modelu Calvo w porównaniu z modelem DKW jest silniejsza, a powrót do równowagi szybszy (zwłaszcza w przypadku szoku preferencji i polityki pieniężnej).

Wynika to naszym zdaniem z selekcji przedsiębiorstw, które zmieniają ceny. O ile w modelu opartym na schemacie Calvo selekcja ta nie występuje (jest czysto losowa), to w modelu DKW największą skłonność do aktualizacji cen wykazują firmy, których aktualna cena jest daleka od równowagi. Dlatego też w modelu DKW znaczna część odchylenia od równowagi jest korygowana już w okresie, w którym wystąpił szok.

W ramach dalszych badań planujemy estymację modelu DKW dla gospodarki Polski. Pozwoli to rozstrzygnąć o korzyściach z analiz opartych na bardziej złożonych modelach z endogeniczną częstotliwością aktualizacji cen.

Tekst wpłynął: 14 sierpnia 2012 r.

Bibliografia

- Adjemian S., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia G., Ratto M., Villemot S., *Dynare: Reference Manual, Version 4*, Dynare Working Papers 2011, nr 1.
- Aucremanne L., Dhyne E., *Time-dependent versus State-dependent Pricing: A Panel Data Approach to the Determinants of Belgian Consumer Price Changes*, ECB Working Paper, nr 462, 2005.
- Bakhshi H., Khan H., Rudolf B., *The Phillips Curve Under State-Dependent Pricing*, Journal of Monetary Economics 2007, vol. 54, nr 8.
- Baranowski P., Górajski M., Malaczewski M., *Nowokeynesistowska krzywa Philipsa ze schematem cenotwórczym Calvo*, „Ekonomia” 2013, nr 1.
- Barro R., *A Theory of Monopolistic Price Adjustment*, „Review of Economic Studies” 1972, vol. 39, nr 1.
- Blinder A., *Why Are Prices Sticky? Preliminary Results From an Interview Study*, „American Economic Review” 1991, vol. 81, nr 2.

- Calvo G., *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics” 1983, vol. 12, nr 3.
- Chetty R., Guren A., Manoli D., Weber A., *Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins*, „American Economic Review” 2011, vol. 101, nr 3.
- Costain J., Nakov A., *Price Adjustments in a General Model of State-Dependent Pricing*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2011, vol. 43, nr 2–3.
- Dias D., Robalo Marques C., Santos Silva J., *Time or State Dependent Price Setting Rules? Evidence from Portuguese Micro Data*, ECB Working Paper 2005, nr 511.
- Dotsey M., King R., Wolman A., *State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output*, „The Quarterly Journal of Economics” 1999, vol. 114, nr 2.
- Gali J., *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, „Princeton University Press” 2008.
- Golosov M., Lucas R.E., *Menu Costs and Phillips Curves*, „Journal of Political Economy” 2007, vol. 115, 171–199.
- Grabek G., Kłos B., Koloch G., *SOE-PL 2009 – Model DSGE małej otwartej gospodarki estymowany na polskich danych. Specyfikacja, oceny parametrów, zastosowania*, „Materiały i Studia” NBP 2010, nr 251.
- Grabek G., Utzig-Lenarczyk G., *Gospodarka polska w latach 1997–2006 widziana przez pryzmat modelu DSGE*, „Bank i Kredyt” 2009, vol. 40, nr 2.
- Jankiewicz Z., Kołodziejczyk D., *Mechanizmy kształtowania cen w przedsiębiorstwach Polskich na tle zachowań firm ze strefy euro*, „Bank i Kredyt” 2008 luty.
- Klenow P.J., Kryvtsov O., *State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?*, „Quarterly Journal of Economics” 2008, vol. 123, nr 3.
- Klenow P.J., Malin B.A., *Microeconomic Evidence on Price-Setting*, w: *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, rodz. 6, s. 231–284, red. B.M. Friedman, M. Woodford, Elsevier 2010.
- Krajewski P., *Oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy*, „Wiadomości Statystyczne” 2013, nr 1.
- Kuchta Z., *Wpływ utraty autonomicznej polityki monetarnej na absorpcję zaburzeń egzogenicznych*, w: *Gospodarka Polski w perspektywie wstąpienia do strefy euro. Ujęcie ilościowe*, red. P. Krajewski, PWE, Warszawa 2012.
- Laforte J.-P., *Pricing Models: A Bayesian DSGE Approach for the U.S. Economy*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2007, vol. 39.
- Levy D., Bergen M., Dutta S., Venable, R., *The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence From Large U.S. Supermarket Chains*, „Quarterly Journal of Economics” 1997, vol. 112, nr 3.
- Romer D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill/Irwin 2011.
- Rotemberg J., *Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output*, „Review of Economic Studies” 1982, vol. 49, nr 4.
- Stahl H., *Time-Dependent or State-Dependent Price Setting? Micro-Evidence from German Metal-Working Industries*, ECB Working Paper 2005, nr 534.
- Taylor J.B., *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*, „Journal of Political Economy” 1980, vol. 88, nr 1.
- Taylor J.B., *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy 1993, vol. 39.
- Wallush J., *Ewolucja nowokeynesistowskiej krzywej Phillipsa*, „Ekonomista” 2008, nr 5.

Zbaracki M.J., Ritson M., Levy D., Dutta S., Bergen M., *Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets*, „Review of Economics & Statistics” 2004, vol. 86, nr 2.

INFLATION IN A MODEL WITH ENDOGENOUS FREQUENCY OF PRICE CHANGES

Summary

The key element in the contemporary DSGE models is the mechanism of nominal rigidity. Usually, the simple model developed by Calvo (1983) is used, which assumes purely random price changes. This approach does not explain the sources of price rigidity, and the state of the economy does not affect the frequency of price updating.

The paper presents an alternative model of price rigidity, developed by Dotsey, King, and Wolman (1999). Price changes in this model result from comparing menu costs with the benefits of price changes. In such an approach, the decisions about price updating are endogenous (state-dependent), depending on the state of the economy. In the long-run equilibrium, the main parameters that determine the frequency of price changes are: monopolistic profit markup, equilibrium inflation rate, and the maximum level of menu costs. The equation that describes inflation (the so-called state-dependent Phillips curve) has a more complicated form as compared with its equivalent in the Calvo model. The equation implies that inflation in the short run depends on the expected inflation and marginal costs, and past inflation (with an infinite lag range). The authors compare DSGE models calibrated for Poland with the mechanisms proposed by Calvo and by Dotsey, King and Wolman. On the basis of the response function we can say that the reaction of the economy in the Calvo model is stronger than in the Dotsey, King and Wolman model while the return to equilibrium is quicker (especially in the case of preference shocks and monetary shocks).

Key words: nominal rigidities, dynamic general equilibrium models, Phillips curve with endogenous frequency of price updating, menu costs

ИНФЛЯЦИЯ В МОДЕЛИ С ЭНДОГЕННОЙ ЧАСТОТОЙ АКТУАЛИЗАЦИИ ЦЕН

Резюме

Ключевым элементом современных моделей класса DSGE является механизм номинальных жесткостей. Чаще всего применяется простая модель Кальво (1983), которая предполагает чисто случайные изменения цен. В этом подходе не выясняются источники жесткости цен, а состояние экономики не влияет на частоту их актуализации.

В статье представлена альтернативная модель жесткости цен Дотсея, Кинга, Вольмана (1999). В этой модели изменения цен вытекают из сопоставления издержек меню с выгодами от изменения цены. При таком подходе решения по актуализации цен являются эндогенными и зависят от актуального состояния экономики. При долгосрочном равновесии главными параметрами, детерминирующими частоту актуализации цен, яв-

ляются: наценка монополиста, норма инфляции в равновесии, а также максимальный уровень издержек меню. Уравнение, описывающее инфляцию (так называемая неокейнсианская кривая Филлипса с эндогенной частотой актуализации цен) имеет более сложный вид в модели Кальво. Из этого уравнения вытекает, что инфляция в краткосрочный период зависит от ожидаемой инфляции, максимальных и минимальных издержек и от предыдущих инфляций (с неоконченным рядом опозданий). В статье сопоставлены калиброванные для условий Польши модели DSGE с моделями Кальво, а также Дотсея, Кинга и Вольмана. На основании функции ответа на импульс можно утверждать, что реакция экономики в модели Кальво по сравнению с моделью Дотсея, Кинга, Вольмана является более сильной, а возвращение к равновесию происходит быстрее (особенно в случае шока предпочтений и денежного шока).

Ключевые слова: номинальные жесткости, динамические модели общего равновесия, кривая Филлипса с эндогенной частотой актуализации цен, издержки меню