
Przemysław WŁODARCZYK*

Rynek pracy w modelu nowej syntezy neoklasycznej ze sztywnościami płac nominalnych¹

Streszczenie: Celem artykułu jest przegląd prac włączających komponenty rynku pracy do modeli dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE) oraz ocena ich implikacji dla kształtu postulowanej polityki pieniężnej. W artykule przedstawiono główne sposoby ujęcia bezrobocia w modelach DSGE ze sztywnościami płac nominalnych. Opierając się na przyjętych kalibracjach dokonano charakterystyki i porównania efektywności reakcji modelu na nieoczekiwany szok stopy procentowej oraz szok technologiczny w sytuacji, gdy polityka pieniężna jest prowadzona na podstawie standardowej reguły polityki pieniężnej typu Taylora i w przypadku, gdy w władze monetarne stabilizują rozmiary luki bezrobocia. Z analiz wynika, że wprowadzenie komponentu opisującego rynek pracy do standardowego modelu NSN należy uznać za ważny krok w rozwoju tej klasy modeli. Uzyskano w ten sposób spójny opis krótko- i długookresowych zachowań popytu i podaży pracy, który został wyprowadzony z uwzględnieniem mikropodstaw procesów gospodarczych oraz z zachowaniem tradycyjnej keynesowskiej interpretacji zjawiska bezrobocia uwzględniającej koncepcję krzywej Phillipsa, oraz kategorii bezrobocia naturalnego i NAIRU/NAWRU. Dodatkowo z prostych modeli wynika, że wprowadzenie luki bezrobocia do reguły polityki pieniężnej może być wysoce wydajnym sposobem stabilizacji nieoczekiwanych szoków polityki pieniężnej.

Słowa kluczowe: nowa synteza neoklasyczna, reprezentatywne podmioty gospodarcze, mikropodstawy ekonomii, rynek pracy, zatrudnienie, bezrobocie

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Makroekonomii; e-mail: pwlodarczyk@uni.lodz.pl

¹ Publikacja przygotowana ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu pt. *Możliwości wykorzystania modeli DSGE w analizie związków pomiędzy polityką pieniężną a bezrobociem na przykładzie gospodarki polskiej* numer umowy UMO-2012/07/N/HS4/02708. Autor składa podziękowania za cenne uwagi udzielone podczas prac nad artykułem Panu prof. Eugeniuszowi Kwiatkowskiemu, recenzentom, wszystkim pracownikom Katedry Makroekonomii UŁ oraz dr Ewie Gałęckiej-Burdziak, mgr Agnieszce Leszczyńskiej-Paczesnej i dr. Zbigniewowi Kuchcie.

Kody klasyfikacji JEL: C60, E24, J64

Artykuł nadesłany 8 lutego 2018 r., zaakceptowany 31 października 2018 r.

Wprowadzenie

Krytyka ekonomii keynesowskiej sformułowana przez przedstawicieli nowej makroekonomii klasycznej i teorii realnego cyklu koniunkturalnego (ang. *real business cycle*, RBC) [Lucas, 1976; Kydland, Prescott, 1982] stała się bodźcem dla rozwoju nowych kierunków badań. Pozwoliło to na wyjście keynesizmu z trwającego dłuższy czas kryzysu i doprowadziło do wyodrębnienia się tzw. nowej szkoły keynesowskiej, która charakteryzuje się odmiennym w stosunku do wcześniejszych nurtów podejściem do modelowania procesów gospodarczych. Zmianie nie uległ natomiast zasadniczy cel prac badawczych podejmowanych przez przedstawicieli ekonomii keynesowskiej. Jest nim wyjaśnienie przyczyn sprawiających, że racjonalne decyzje, optymalizujących na poziomie indywidualnym, podmiotów gospodarczych nie są w stanie zapewnić efektywnej w sensie Pareto alokacji zasobów na poziomie agregatowym [Davidson, 1992: 449]. Rezultatem tych działań są analizy prowadzone w ramach modeli dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (ang. *dynamic stochastic general equilibrium*, DSGE) rozwijane przez przedstawicieli nurtu nowej syntezy neoklasycznej (ang. *new neoclassical synthesis*, NSN).

Jedną z istotnych kategorii ekonomicznych, które wymagają uwzględnienia w modelach równowagi ogólnej jest bezrobocie. Kontynuując tradycję wcześniejszych nurtów keynesizmu przedstawiciele nurtu NSN postrzegają to zjawisko, jako skutek występowania sztywności w mechanizmie aktualizacji płac. Sztywności te mogą dotyczyć zarówno wielkości nominalnych, jak i realnych. Modele sztywności płac nominalnych upatrują przyczyn występowania bezrobocia w czynnikach instytucjonalnych, uniemożliwiających przedsiębiorstwom reakcję na zmiany sytuacji gospodarczej poprzez natychmiastową renegocjację obowiązujących kontraktów i obniżenie płac. Jak wskazuje Romer [2000: 305], problem ten można ograniczyć na przykład poprzez wprowadzenie zapisów indeksacyjnych w zawieranych kontraktach. Nie da się go jednak wyeliminować całkowicie ze względu na brak wiedzy podmiotów przystępujących do negocjacji płacowych na temat bieżących wartości podstawowych zmiennych ekonomicznych takich jak np. inflacja płacowa [por. np. Gali i in., 2012]. W związku z powyższym, sztywności płac nominalnych można traktować jako uzasadnienie występowania bezrobocia, przynajmniej w krótkim okresie.

Czynnikiem decydującym o względnej trwałości bezrobocia jako charakterystyki procesów gospodarczych są sztywności płac realnych, mające swe źródło w niedoskonałości mechanizmów rynkowych. W tym przypadku przyczyn występowania tendencji do nieoczyszczania się rynku pracy należy upatrywać w istnieniu czynników o charakterze nieformalnym, które uniemożliwiają obniżki płac w przedsiębiorstwach w warunkach wystąpienia

negatywnego szoku ekonomicznego w związku z ujemnym wpływem takich działań na wydajność pracy i łączne koszty pracy, czy też heterogenicznością kwalifikacji i umiejętności pracowników. Czynniki te prowadzą do ustalania się płac realnych na poziomie niezapewniającym oczyszczenia się rynku, a co za tym idzie, do powstania bezrobocia. Jednocześnie, ze względu na swój nieformalny charakter, nie mogą być one trwale wyeliminowane z życia gospodarczego [Romer, 2000: 477–478; Kwiatkowski, 2006: 225–226]. Podejście takie jest zgodne z ujęciem zaproponowanym przez Keynesa, który w rozdziale 19 *Ogólnej teorii zatrudnienia, procentu i pieniądza* [1936, wyd. pol. 2003] wykazał, że nawet w sytuacji, gdy płace nominalne są w pełni elastyczne, wysoce wątpliwe jest, aby mechanizm rynkowy mógł zapewnić samoczynne ustalenie się w gospodarce stanu równowagi przy pełnym zatrudnieniu, choć nie określił dokładnie mikroekonomicznych źródeł tej tendencji. W związku z wysoce nieformalnym charakterem, sztywności płac realnych są jednak zjawiskiem stosunkowo trudno obserwowalnym, a tym samym w dużej mierze wymykającym się ujęciom modelowym, dlatego dominującym podejściem w pracach empirycznych jest ograniczenie rozważań do kategorii sztywności nominalnych.

Chociaż teoretyczne ujęcia problemu bezrobocia proponowane przez przedstawicieli nowej szkoły keynesowskiej wraz z nurtem NSN dostarczają swobodnego konsensusu, jeśli chodzi o wizję przyczyn odpowiadających za pojawianie się tego zjawiska oraz jego względną trwałość, to wspomniany kierunek badań jest stosunkowo słabo reprezentowany w pracach o charakterze empirycznym. Taki stan rzeczy jest skutkiem splotu kilku czynników. Po pierwsze, jest to związane z faktem, że w związku z początkową niechęcią przedstawicieli nowej szkoły keynesowskiej do wywodzących się z tradycji neoklasycznej modeli równowagi ogólnej, ich rozważania dotyczące bezrobocia były prowadzone przeważnie w modelach równowagi częściowej, których empiryczna weryfikacja bazowała w dużej mierze na wykorzystaniu danych o charakterze mikroekonomicznym [Kwiatkowski, 2006: 226–227]. Po drugie, wynika zaś z faktu, że empiryczne modele równowagi ogólnej tworzone przez ekonomistów nurtu NSN, którzy w przeważającej mierze znajdowali zatrudnienie w bankach centralnych, były zorientowane przede wszystkim na kwestie objaśnienia przyczyn fluktuacji gospodarczych oraz roli polityki pieniężnej w ich stabilizacji, pozostawiając kwestie polityki fiskalnej, czy rynku pracy na uboczu prowadzonego dyskursu ze względu na ich drugorzędne znaczenie dla podejmowanych analiz. Dopiero stosunkowo niedawno dostrzeżono, że obecny stan wiedzy uniemożliwia wyciągnięcie wniosków dotyczących wpływu stanów nierównowagi na rynku pracy na sytuację na innych rynkach [Blanchard, 2008; Christiano i in., 2011], co zaowocowało podjęciem adekwatnych badań.

Prace nad wzbogaceniem modeli NSN o opis mechanizmów odpowiedzialnych za powstawanie i utrzymywanie się bezrobocia były prowadzone przy wykorzystaniu modeli bazujących na dwóch zasadniczych ujęciach rynku pracy: ujęciu wykorzystującym informacje dotyczące przepływów pomiędzy poszczególnymi kategoriami obserwowanymi na tym rynku lub ujęciu

agregatowym. Pierwszy z wymienionych nurtów podjął pracę nad wzbogaceniem modeli równowagi ogólnej o komponent rynku pracy uwzględniający procesy poszukiwań i dopasowań bazujący na modelu Mortensena i Pissaridesa [1994]. Wyniki tych analiz zostały zaprezentowane między innymi w pracach: Cherona i Langota [2000], Chritoffela i Linzerta [2005], Walsha [2005], Trigari [2006, 2009], Thomasa [2008] oraz Faii [2008, 2009]. Jak wskazuje Gali [2015: 200] modele te upatrywały źródeł bezrobocia w kosztach związanych z realokacją pracy pomiędzy przedsiębiorstwami lub sektorami gospodarki, odwołując się tym samym do kategorii bezrobocia frykcyjnego, ale uzyskiwane na ich podstawie wyniki były niewystarczające dla wyczerpującego objaśnienia skali i wariacji zmian bezrobocia występujących w danych empirycznych. W drugiej z wymienionych grup, obejmującej między innymi opracowania Gali'ego [2011a, 2015] oraz Gali'ego, Smetsa i Woutersa [2012], bezrobocie wprowadzono jako dodatkową zmienną do modelu Ercega, Hendersona i Levina [2000] uwzględniającego nominalne sztywności cen i płac, które stanowią główne źródło tendencji do utrzymywania się podaży pracy powyżej poziomu zapewniającego równowagę, uzyskując tym samym zdecydowanie lepsze dopasowanie empiryczne. Z podobnego punktu wychodzą również rozważania Christiano, Trabandta i Walentina [2012], choć ich model przewiduje zdecydowanie bardziej skomplikowane ujęcie oparte na porównaniu kosztów wysiłku niezbędnego do znalezienia pracy oraz pozostawiania bezrobotnym i określenia rozkładu korzyści związanych z posiadaniem zatrudnienia w analizowanym społeczeństwie.

Artykuł ma na celu analizę rozwiązań wykorzystywanych przez przedstawicieli NSN w celu wzbogacenia modeli równowagi ogólnej o komponent opisujący rynek pracy, ocenę zasadności przyjętych założeń i konsekwencji tych działań z punktu widzenia kształtu postulowanej polityki pieniężnej. Ze względu na ograniczoność miejsca i dużą złożoność poruszanej problematyki rozważania są prowadzone przy użyciu modeli wykorzystujących ujęcie agregatowe, zwłaszcza modeli zaproponowanych w opracowaniach Gali'ego [2011a, 2015] oraz Gali'ego, Smetsa i Woutersa [2012]. Modele zostały zaimplementowane w środowisku Dynare, a ich parametry – skalibrowane dla USA i Polski. Opierając się na wymienionych kalibracjach omówiono i porównano reakcje najważniejszych zmiennych makroekonomicznych na szoki technologiczne oraz szoki polityki pieniężnej.

Artykuł składa się z pięciu części. W częściach drugiej i trzeciej przedstawione zostały główne sposoby ujęcia bezrobocia w modelach DSGE uwzględniających sztywności płac nominalnych. Następnie zaprezentowano charakterystykę reakcji modelu na nieoczekiwany szok stopy procentowej i szok technologiczny w warunkach, gdy polityka pieniężna jest prowadzona na podstawie standardowej reguły polityki pieniężnej typu Taylora [1993] oraz w przypadku, gdy władze monetarne stabilizują rozmiary luki bezrobocia. Dalej przedstawiono krótką charakterystykę głównych problemów związanych z ujęciem bezrobocia w omawianej klasie modeli i dokonano podsumowania uzyskanych wyników.

Sztywność płac nominalnych a popyt na pracę w modelach nowej syntezy neoklasycznej

Punktem wyjścia dla analiz wykorzystujących sztywności płac nominalnych w celu wprowadzenia bezrobocia do modelu typu DSGE, jest zwykle model Ercega, Hendersona, Levina [2000]². Autorzy ci proponują rozszerzenie mechanizmu cenotwórczego Calvo [1983], odpowiedzialnego za występowanie sztywności cen nominalnych na przypadek negocjacji płacowych pomiędzy pracodawcami a gospodarstwami domowymi. Otrzymujemy dzięki temu komponent modelu opisujący odchylenia rozmiarów zatrudnienia na niedoskonale konkurencyjnym rynku pracy od poziomu właściwego dla jego doskonale konkurencyjnego odpowiednika. Pozwala to opisać funkcjonowanie strony popytowej analizowanego rynku pracy. Prezentowane poniżej ujęcie omawianego modelu bazuje na jego wersji przedstawionej przez Gali'ego [2008, rozdz. 6; wraz z poprawkami naniesionymi w: Gali, 2015, rozdz. 6].

W modelu tym przyjmujemy standardowo, że w gospodarce występuje nieskończenie wiele przedsiębiorstw, z których każde wytwarza wyłącznie jeden z wielu zróżnicowanych rodzajów dóbr, co sprawia, że zarówno przedsiębiorstwa, jak i dobra możemy indeksować za pomocą $i \in [0, 1]$. Istnieje również nieskończenie wiele gospodarstw domowych, które są indeksowane za pomocą $g \in [0, 1]$. Członkowie gospodarstw domowych dostarczają zróżnicowane usługi wyspecjalizowanej pracy. Ich rodzaje indeksujemy za pomocą $j \in [0, 1]$. Liczba przedsiębiorstw, gospodarstw domowych i rodzajów pracy jest dana przez *continuum* o mierze jednostkowej, co znacząco upraszcza notację i obliczenia, bowiem w takim przypadku wielkości średnie są tożsame z agregatowymi [por. Włodarczyk, 2016: 557].

Każde z przedsiębiorstw wytwarza dobra według technologii danej funkcją produkcji postaci: $Y_t(i) = A_t N_t(i)$, gdzie: $Y_t(i)$ oznacza rozmiary produkcji i -tego przedsiębiorstwa w okresie t , $N_t(i)$ stanowi łączny popyt na pracę i -tego przedsiębiorstwa w okresie t , a A_t jest egzogenicznym komponentem technologicznym, jednakowym dla wszystkich firm takim, że jego logarytm podąża za stacjonarnym procesem AR (1) postaci: $\ln A_t = a_t = \rho_a a_{t-1} + \xi_t^a$, przy czym $\rho_a \in [0; 1]$ jest parametrem autoregresyjnym, a $\xi_t^a \sim i.i.d. N(0; \sigma_a^2)$.

Przedsiębiorstwa wykorzystują zróżnicowaną siłę roboczą, przy czym ich preferencje względem rodzajów wykorzystywanej pracy są niezmiennie względem poziomu ponoszonych kosztów, co gwarantuje brak występowania efektów dochodowych w funkcji popytu na pracę. Innymi słowy, jeżeli nastąpi wzrost agregatowego poziomu kosztów, to niezależnie od tego, w jaki sposób dodatkowe pieniądze zostaną rozdysponowane pomiędzy przedsiębiorstwa,

² Ponieważ model ten jest jednym ze standardowych ujęć stosowanych przez ekonomistów NSN, w niniejszym artykule odnosimy się jedynie do tych elementów, które mają istotne znaczenie z punktu widzenia prowadzonych rozważań. Jego pełny opis i wyprowadzenie można znaleźć np. w pracach: Gali'ego [2008, rozdz. 6; 2011a, rozdz. 1], a w literaturze polskiej w opracowaniach Baranowskiego i in. [2013] oraz Kuchty [2014].

zostaną one wydane w dokładnie taki sam sposób i przełożą się na taką samą zmianę agregatowego popytu na pracę. Jedną z istotnych konsekwencji przyjęcia powyższych założeń jest istnienie stałego i jednakowego dla wszystkich przedsiębiorstw stopnia substytucji pomiędzy różnymi rodzajami pracy (ε_w), co umożliwia wyrażenie popytu na pracę danego przedsiębiorstwa za pomocą tzw. agregatora Armingtona (zwanego też agregatorem Dixita-Stiglitz; ang. *Armington/Dixit-Stiglitz aggregator*) [Armington, 1969, Appendix 1 i 2]:

$$N_t(i) = \left[\int_0^1 N_t(i, j)^{\frac{\varepsilon_w - 1}{\varepsilon_w}} dj \right]^{\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}}, \forall i, j \in [0, 1].$$

W celu określenia agregatowego poziomu zatrudnienia w przedsiębiorstwach stosuje się tak zwaną procedurę dwustopniowego budżetowania (ang. *two-stage budgeting procedure*) [Green, 1964; Dixit, Stiglitz, 1977], w ramach której określa się najpierw optymalny sposób alokacji wydatków i -tego przedsiębiorstwa pomiędzy różne rodzaje pracy dla każdego możliwego poziomu kosztów, a następnie warunkowo względem tego rozwiązania wyznacza się łączny popyt na pracę tego przedsiębiorstwa. Procedura ta prowadzi do uzyskania równania popytu i -tego przedsiębiorstwa na pracę j -tego rodzaju, postaci:

$$N_t(i, j) = \left[\frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-\varepsilon_w} N_t(i), \forall i, j \in [0, 1], \quad (1)$$

gdzie: $W_t(j)$ jest wysokością nominalnego wynagrodzenia wypłacanego

w zamian za świadczenie j -tego rodzaju pracy, a $W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_w} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$ jest agregatowym indeksem płac w gospodarce. Warunkowo względem powyższych funkcji uzyskujemy również równanie: $\int_0^1 W_t(j) N_t(i, j) dj = W_t N_t(i)$, umożliwiające

liniową agregację popytu na pracę i -tego przedsiębiorstwa.

Płaca nominalna jest wyznaczana przez związki zawodowe, z których każdy jest efektywnym monopolistą w produkcji danego rodzaju pracy. Sprawa to, że w zamian za świadczone usługi mogą one zażądać wynagrodzenia przewyższającego poziom krańcowej stopy substytucji pomiędzy konsumpcją a czasem wolnym o pewien narzut odzwierciedlający ich siłę rynkową. W związku z faktem, że re negocjacja kontraktów z przedsiębiorcami jest kosztowna, proces ten podlega pewnym ograniczeniom. Podobnie jak ma to miejsce w przypadku mechanizmu cenotwórczego Calvo [1983], jedynie egzogenicznie określona, losowo wybrana część związków, dana przez $1 - \theta_w$, gdzie $\theta_w \in (0, 1)$, może dokonać reoptymalizacji płac w danym okresie. Grupa ta jest na tyle liczna, że ma wpływ na poziom agregatowej stawki płac, W_t , a jednocześnie

na tyle nieliczna, że decyzje podejmowane przez poszczególne związki mają wpływ na średni poziom wyznaczanej przez nie w danym okresie płacy, W_t^* .

Dokonując wyboru poziomu płac związki zawodowe biorą pod uwagę decyzje podejmowane przez gospodarstwa domowe, których członkowie wykonują pracę danego rodzaju, za nadrzędne przyjmując kryterium maksymalizacji użyteczności. W takim przypadku rozwiązanie problemu optymalizacyjnego związków zawodowych jest możliwe jedynie pod warunkiem przyjęcia założeń mówiących, że analizowane gospodarstwa domowe charakteryzują się takimi samymi preferencjami w odniesieniu do konsumpcji poszczególnych dóbr i czasu wolnego, preferencjami czasowymi, dochodami (w tym pozapłacowymi pochodzącymi np. z tytułu własności przedsiębiorstw), opodatkowaniem i początkowym zasobem obligacji. W przeciwnym przypadku wyznaczenie agregatowego poziomu płac w gospodarce byłoby niemożliwe, gdyż wszelkie odchylenia ustalonej płacy, wynikające z potencjalnej heterogeniczności analizowanych podmiotów, znajdowałyby odzwierciedlenie w jej przeciętnym poziomie, W_t^* . Występowanie sztywnych płac wymusza również przyjęcie założenia o istnieniu kompletnego systemu ubezpieczeń wzajemnych, który pozwala zabezpieczyć członków gospodarstwa domowego przed idiosynkratycznym ryzykiem związanym z ustalaniem płac. Jest to konieczne, aby wykluczyć wywieranie wpływu na rozmiary agregatowego popytu przez te gospodarstwa domowe, których członkowie reoptymalizują płace w danym okresie [Włodarczyk, 2016: 573]. Założenia te sprawiają również, że wszystkie gospodarstwa domowe podejmują jednakowe decyzje dotyczące rozmiarów konsumpcji, co sprawia, że te spośród nich, w których większa liczba członków reoptymalizowała płace w ostatnim okresie, nie mają wpływu na decyzje związku zawodowego dotyczące wysokości płac.

Związki zawodowe, które dokonują renegotjacji kontraktów w okresie t dążą do ustalenia płacy, W_t^* , w taki sposób, aby zapewnić maksymalizację zdyskontowanej użyteczności gospodarstw domowych z konsumpcji i pracy na przestrzeni przeciętnego czasu jej trwania, który wynosi $\frac{1}{1-\theta_w}$. Jest to równoznaczne z rozwiązaniem symetrycznego zagadnienia optymalizacyjnego postaci:

$$\max_{W_t^*} E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k U(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}) \right\}, \quad (2)$$

przy warunkach ograniczających danych przez funkcję popytu na pracę (uzyskaną w równaniu (1) i będącą wynikiem decyzji podejmowanych przez przedsiębiorstwa) i ograniczenia budżetowego gospodarstw domowych, które obowiązują w okresie, gdy płaca realna wynosi W_t^* :

$$N_{t+k|t} = \left[\frac{W_t^*}{W_t} \right]^{-\varepsilon_w} \int_0^1 N_{t+k}(i) di, \quad (3)$$

$$P_{t+k} C_{t+k|t} + Q_{t+k} D_{t+k|t} \leq D_{t+k-|t} + W_t^* N_{t+k|t} - T_{t+k}, \quad (4)$$

gdzie: $C_{t+k|t}$, $N_{t+k|t}$ są odpowiednio rozmiarami konsumpcji i podaży pracy zgłaszanymi w okresie $t+k$ przez gospodarstwo domowe zmieniające wynagrodzenia w okresie t , pod warunkiem, że nie dokona ono ponownej reoptymalizacji po okresie t , aż do okresu $t+k$ włącznie; E_t , to operator oczekiwania uwzględniający zasób informacji posiadanych przez g -te gospodarstwo domowe w okresie t ; $\beta \in (0,1)$ jest czynnikiem dyskontującym gospodarstwa domowego; $U(C_{t+k|t}, N_{t+k|t})$ to funkcja chwilowej użyteczności gospodarstwa domowego z konsumpcji i pracy, co do której zakładamy, że jest rozłączna względem czasu (ang. *time-separable*), dwukrotnie różniczkowalna, oraz że $U_c > 0$, $U_{cc} \leq 0$, $U_n < 0$, $U_{nn} \leq 0$; $\int_0^1 N_{t+k}(i) di$ wyznacza agregatowy popyt na pracę w okresie $t+k$ ³; Q_{t+k} jest ceną pozbawionych ryzyka obligacji w okresie $t+k$; $B_{t+k|t}$ to wartość nominalna pozbawionych ryzyka obligacji zakupionych w okresie $t+k$ przez gospodarstwo domowe, które określiło wysokość wynagrodzeń w okresie t i nie dokonywało ich reoptymalizacji aż do okresu $t+k$ włącznie; T_{t+k} jest wartością netto zryczałtowanych podatków i transferów (w tym dochodów z tytułu własności przedsiębiorstw) odnotowywanych przez gospodarstwa w okresie $t+k$.

Na mocy przyjętych założeń rozwiązanie danego równaniami (2), (3) i (4) problemu wyznaczania poziomu płac na poziomie agregatowym jest tożsame z jego rozwiązaniem dla każdego z analizowanych związków zawodowych i gospodarstw domowych z osobna. Warunek optimum pierwszego rzędu dla podmiotów reoptymalizujących poziom wynagrodzeń w okresie t jest zaś opisany równaniem:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k|t} U_c(C_{t+k}, N_{t+k|t}) \left[\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} MRS_{t+k|t} \right] \right\} = 0, \quad (5)$$

gdzie: $MRS_{t+k|t} = -\frac{U_n(C_{t+k|t}, N_{t+k|t})}{U_c(C_{t+k|t}, N_{t+k|t})}$ jest krańcową stopą substytucji konsumpcji

i czasu wolnego w okresie $t+k$ przez gospodarstwa domowe, które ustaliły płacę w okresie t . W sytuacji, gdy płace są doskonale elastyczne i wszystkie podmioty mogą je reoptymalizować w każdym kolejnym okresie ($\theta_w = 0$), warunek uprości się do postaci:

$$\frac{W_t^*}{P_t} = \frac{W_t^{MC}}{P_t} = \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} MRS_{t|t}. \quad (6)$$

³ Należy zauważyć, że ze względu na występowanie dyspersji płac $\int_0^1 N_{t+k}(i) di \neq N_{t+k}$, co wykazano w części A.3 Dodatku.

Gdy dodatkowo założymy, że analizowany rynek ma strukturę konkurencji doskonałej, co oznacza, że $\varepsilon_w \rightarrow 0$, $\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \rightarrow 1$, warunek przyjmie postać:

$$\frac{W_t^*}{P_t} = \frac{W_t^{PC}}{P_t} = MRS_{t|t}, \quad (7)$$

gdzie: W_t^{MC} i W_t^{PC} określają odpowiednio wysokość płac przeciętnych właściwych dla rynku pracy o strukturze odpowiadającej konkurencji monopolistycznej oraz konkurencji doskonałej.

Linearyzując równanie (5) i przyjmując, że dla dowolnej zmiennej: $z_t = \ln Z_t$ otrzymujemy następującą przybliżoną regułę ustalania płac⁴:

$$w_t^* = \ln \left(\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \right) + (1 - \beta\theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \{ mrs_{t+k|t} + p_{t+k} \}. \quad (8)$$

Z równania tego wynika, że płace składają się z dwóch komponentów. Pierwszym z nich jest narzut wynikający z pozycji rynkowej związku zawodowego, będącego efektywnym monopolistą w odniesieniu do danego rodzaju pracy. Drugi, to element będący wynikiem optymalizacji zdyskontowanej użyteczności z konsumpcji i pracy na przestrzeni przeciętnego czasu trwania wyznaczonej płacy. Wysokość tej części wynagrodzenia jest rosnącą funkcją oczekiwanego poziomu cen oraz krańcowej stopy substytucji pomiędzy konsumpcją a czasem wolnym. Jest to związane z pragnieniem stabilizacji płacy realnej oraz siły nabywczej gospodarstw domowych w okresie funkcjonowania wyznaczonej płacy.

Przyjmując, że mrs_{t+k} wyznacza logarytm krańcowej stopy substytucji w okresie $t+k$ i odpowiada wielkości $mrs_{t+k|t+k}$ uwzględnianej przy wyznaczaniu płac przez podmioty reoptymalizujące w okresie $t+k$, możemy odnieść wysokość płac wyznaczonych na mocy kryterium opisanego równaniem (8) do ich wartości przeciętnej. Biorąc pod uwagę fakt, że przy założeniu rozdzielnej względem konsumpcji i pracy funkcji użyteczności oraz kompletnego systemu ubezpieczeń wzajemnych, który pozwala zabezpieczyć członków gospodarstwa domowego przed idiosynkratycznym ryzykiem związanym z ustalaniem płac, poziom płac nie wpływa na rozmiary konsumpcji realizowanej przez gospodarstwo domowe ($C_{t+k|t} = C_{t+k}$), otrzymujemy również:

$$\frac{MRS_{t+k|t}}{MRS_{t+k}} = \frac{-\frac{\partial U}{\partial N_{t+k|t}} / \frac{\partial U}{\partial C_{t+k}}}{-\frac{\partial U}{\partial N_{t+k}} / \frac{\partial U}{\partial C_{t+k}}} = \frac{\frac{\partial U}{\partial N_{t+k|t}}}{\frac{\partial U}{\partial N_{t+k}}} = \frac{MUN_{t+k|t}}{MUN_{t+k}}. \text{ Logarytmując to równanie stro-}$$

⁴ Dla ułatwienia interpretacji w prowadzonych rozważaniach abstrahujemy od kwestii rozwiązania modelu wokół niestochastycznego stanu stacjonarnego. Rozwinięcie to prezentujemy w Dodatku A.5.

nami uzyskamy: $mrs_{t+k|t} = mrs_{t+k} + mun_{t+k|t} - mun_{t+k} = mrs_{t+k} + \widehat{mun}_{t+k}$ gdzie \widehat{mun}_{t+k} stanowi log-różnicę pomiędzy krańcową dysuzytecznością pracy gospodarstwa domowego reoptymalizującego płace w okresie t i nie dokonującego ich zmian aż do okresu $t+k$ włącznie, a przeciętnym poziomem dysuzyteczności pracy w gospodarce w okresie $t+k$. Jeżeli funkcja użyteczności jest rozdzielna względem konsumpcji i pracy, to \widehat{mun}_{t+k} jest proporcjonalna do różnicy pomiędzy $n_{t+k|t}$ i n_{t+k} a współczynnik proporcjonalności odpowiada stopniowi nieliniowości analizowanego wyrażenia danemu przez $\varphi \geq 0$. W takim przypadku, na mocy równania (3), $\widehat{mun}_{t+k} = \varphi \left(n_{t+k|t} - \ln \int_0^1 N_{t+k}(i) di \right) = -\varphi \varepsilon_w (w_t^* - w_{t+k})$, gdzie w_{t+k} stanowi logarytm płacy przeciętnej w okresie $t+k$. Podstawiając uzyskane wyrażenie do równania (8) otrzymujemy:

$$w_t^* = \ln \left(\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \right) + (1 - \beta \theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ mrs_{t+k} - \varphi \varepsilon_w (w_t^* - w_{t+k}) + p_{t+k} \right\}. \quad (9)$$

Na mocy równań (6) i (7) możemy zdefiniować przeciętny narzut na płace właściwy dla rynku pracy o strukturze konkurencji monopolistycznej jako: $\mathcal{M}^w = \frac{W_t^{MC}}{W_t^{PC}} = \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}$, a jego logarytm jako: $\mu^w = w_t^{MC} - w_t^{PC} = \ln \left(\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \right)$, co pozwala na przekształcenie wyrażenia (9) do postaci:

$$w_t^* = \frac{1 - \beta \theta_w}{1 + \varphi \varepsilon_w} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ w_{t+k}^{PC} + \mu^w + \varphi \varepsilon_w w_{t+k} \right\}. \quad (10)$$

Przez analogię możemy określić przeciętny narzut na płace osiągnany w warunkach sztywności płac nominalnych jako: $\mathcal{M}_t^w = \frac{W_t}{W_t^{PC}} = \frac{W_t}{P_t MRS_t}$, a jego logarytm jako: $\mu_t^w = w_t - w_t^{PC} = w_t - p_t - mrs_t$. Korzystając z faktu, że agregatowy indeks płac w analizowanym modelu jest dany przez: $W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_w} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}} = \left[\theta_w W_{t-1}^{1-\varepsilon_w} + (1-\theta_w) W_t^* \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$, możemy stwierdzić, że w stanie stacjonarnym

o zerowej inflacji $\bar{W}^* = \bar{W}^5$, a korzystając z nieliniowej wersji równania (10), że $\bar{W}^* = \bar{W} = \bar{W}^{PC} + \mu^w = \bar{W}^{MC}$. Oznacza to, że w stanie stacjonarnym przeciętny narzut na płacę odpowiada jego wielkości właściwej dla konkurencji monopolistycznej. Pozwala to przyjąć za Galim [2011a: 12], że μ^w wyznacza roz-

⁵ W stanie stacjonarnym musi być bowiem spełniony warunek: $\bar{W}^{1-\varepsilon_w} = \theta_w \bar{W}^{1-\varepsilon_w} + (1-\theta_w) \bar{W}^{*1-\varepsilon_w}$, co jest możliwe jedynie w przypadku, gdy $\bar{W} = \bar{W}^*$.

miary (logarytmu) „pożądanego” narzutu na płace (ang. *desired wage markup*)⁶, a μ_t^w – rozmiary (logarytmu) faktycznego przeciętnego narzutu osiąganego w warunkach występowania sztywności płac nominalnych. W przeciwieństwie do przypadku konkurencji monopolistycznej, w warunkach istnienia sztywności płac nominalnych przeciętny narzut na płace nie jest, zatem, wielkością stałą i fluktuuje wokół swojej wartości pożądanej w zależności od zmieniających się warunków rynkowych.

Uzyskane wyniki pozwalają zapisać równanie (10) jako:

$$w_t^* = \frac{1 - \beta\theta_w}{1 + \varphi\epsilon_w} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ \mu^w - \mu_{t+k}^w + (1 + \varphi\epsilon_w) w_{t+k} \right\}. \quad (11)$$

Oznaczając zaś odchylenie faktycznego narzutu na płace od jego wartości w stanie stacjonarnym o zerowej inflacji jako: $\hat{\mu}_t^w = \mu_t^w - \mu^w$, otrzymujemy ostatecznie równanie:

$$\begin{aligned} w_t^* &= \frac{1 - \beta\theta_w}{1 + \varphi\epsilon_w} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ (1 + \varphi\epsilon_w) w_{t+k} - \hat{\mu}_{t+k}^w \right\} = \\ &= (1 - \beta\theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ w_{t+k} - \frac{1}{1 + \varphi\epsilon_w} \hat{\mu}_{t+k}^w \right\}. \end{aligned} \quad (12)$$

Wynika z niego, że związki reoptymalizujące płace w okresie t ustalają je na poziomie średniej, zdyskontowanej płacy przeciętnej na przestrzeni oczekiwanego czasu trwania płacy w_t^* , pomniejszonej o część średniej, zdyskontowanej różnicy pomiędzy faktycznym narzutem na płacę przeciętną a narzutem pożądanym na przestrzeni oczekiwanego czasu trwania płacy. Wyrównywanie w kierunku optymalnego narzutu na płacę wzmacnia się, gdy $\varphi\epsilon_w \rightarrow 0$. Sytuacja taka może mieć miejsce, gdy zmniejsza się substytucyjność oferowanej pracy ($\epsilon_w \rightarrow 0$), co oznacza wzrost znaczenia związków zawodowych. Jeżeli przyjmiemy dodatkowo, że funkcja użyteczności jest dana preferencjami typu Kinga-Plossera-Rebela [1988]⁷, co zapewni zgodność preferencji ze ścieżką zrównoważonego wzrostu gospodarczego w otoczeniu optymalnego stanu stacjonarnego, to parametr φ zyska dodatkową interpretację, jako odwrotność tzw. elastyczności Frischa $\left(\frac{1}{\varphi}\right)$, czyli elastyczności podaży pracy względem

⁶ Przeciętny narzut na płace odpowiada narzutowi charakterystycznemu dla konkurencji monopolistycznej również w sytuacji, gdy założymy brak występowania sztywności płac nominalnych. Dlatego narzut ten jest często nazywany zamiennie bezfrukcyjnym narzutem na płace (ang. *frictionless wage markup*) [Gali, 2011a: 12].

⁷ Funkcja użyteczności tego rodzaju jest dana wyrażeniem: $U(C_t, N_t) = \ln C_t - X_t \int_0^1 \frac{N_t(j)^{1+\varphi}}{1+\varphi} dj$, gdzie: X_t jest egzogenicznym szokiem podaży pracy, co do którego zakłada się, że jego logarytm podlega za stacjonarnym procesem AR(1) postaci: $\ln X_t = \chi_t = \rho_\chi \chi_{t-1} + \xi_t^\chi$, przy czym $\rho_\chi \in [0; 1]$ jest parametrem autoregresyjnym, a $\xi_t^\chi \sim i.i.d. N(0; \sigma_\chi^2)$.

stawki płac dla danego poziomu użyteczności krańcowej bogactwa. W takim przypadku, wyrównywanie stawki płac względem narzutu optymalnego będzie silniejsze, gdy $\frac{1}{\varphi} \rightarrow \infty$, co sprawia, że ewentualne odchylenia narzutu faktycznego od narzutu pożądanego będą powodowały relatywnie większe wahania podaży pracy.

Wykorzystując zlinearyzowaną wersję wyrażenia określającego agregatowy indeks płac, daną przez: $w_t = \theta_w w_{t-1} + (1 - \theta_w) w_t^*$ i równanie (12), otrzymujemy po przekształceniach równanie inflacji płacowej aproksymowane wokół stanu stacjonarnego o zerowej inflacji:

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w \hat{u}_t^w, \quad (13)$$

gdzie: $\pi_t^w = w_t - w_{t-1}$ określa, stopę wzrostu płac nominalnych, a tym samym rozmiary inflacji płacowej w okresie t , a $\lambda_w = \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta\theta_w)}{\theta_w(1 + \varphi\epsilon_w)} > 0$ jest parametrem

wyznaczającym elastyczność inflacji płacowej względem odchylenia faktycznego od pożądanego przeciętnego narzutu na płace. Z równania tego wynika, że o bieżącym poziomie inflacji decyduje jej oczekiwana wartość w kolejnym okresie oraz uzyskiwany narzut na płace. Ustalając wysokość płac, podmioty gospodarcze kierują się chęcią stabilizacji realnych dochodów, co sprawia, że w trakcie negocjacji uwzględniają przewidywania dotyczące przyszłych poziomów płac obserwowanych w analizowanej gospodarce. Dodatkowo w sytuacji, gdy faktyczny przeciętny narzut na płace spada poniżej wartości pożądaney, zwiększają one swoje żądania płacowe, co skutkuje wzrostem poziomu płac nominalnych i inflacją płacową. Zgodnie z mechanizmami opisanymi w odniesieniu do równania (12), efekt wyrównywania narzutu faktycznego z narzutem pożądanym będzie relatywnie silniejszy w sytuacji, gdy wzrosną: znaczenie związków zawodowych na rynku pracy ($\epsilon_w \rightarrow 0$) i elastyczność podaży pracy względem stawki płac $\left(\frac{1}{\varphi} \rightarrow \infty \right)$. W związku z faktem,

że w proponowanym modelu jedynie egzogenicznie określona część związków zawodowych/gospodarstw domowych może dokonywać reoptymalizacji płac w danym okresie, o stopniu przełożenia różnic w narzutach na płacę na inflację będzie również decydował stopień sztywności płac dany przez θ_w . Wzrost liczby podmiotów, które dokonują renegotjacji płac w danym okresie ($\theta_w \rightarrow 0$), będzie prowadził do szybszego wyrównywania odchyień i zmniejszenia klina pomiędzy faktycznym i pożądanym narzutem na płace. Zdecydowanie mniejsza jest natomiast rola czynnika dyskontującego β , choć im silniejsze jest wygładzanie międzyokresowe ($\beta \rightarrow 0$), tym szybsze jest wyrównywanie analizowanych odchyień.

Przedstawiona powyżej wersja modelu Ercega, Hendersona, Levina [2000], uwzględniającego występowanie sztywności płac nominalnych, stanowi pod-

stawowe ujęcie wahań popytu na pracę w modelach NSN. Postulowany w jego ramach mechanizm powstawania narzutów płacowych powoduje pojawianie się odchyień płac od wartości właściwych dla rynku pracy o strukturze konkurencji doskonałej, a zatem od ich poziomu oczyszczającego rynek pracy. Odchylenia te mają dwójaki charakter: względnie trwałego narzutu wynikającego z występowania struktury konkurencji niedoskonałej oraz zmiennego narzutu będącego rezultatem sztywności w procesie ustalania płac nominalnych. Narzuty te odpowiadają za kształtowanie się liczby pracujących na poziomie niższym niż ma to miejsce w przypadku występowania struktury konkurencji doskonałej na rynku pracy oraz jej fluktuacje.

Podaż pracy i bezrobocie w standardowym modelu sztywności płac nominalnych

Uwzględnienie bezrobocia w zdefiniowanym powyżej modelu wymaga uzupełnienia go o komponent pozwalający na wyznaczenie rozmiarów podaży pracy w analizowanej gospodarce. Rozmiary bezrobocia zostaną następnie określone jako różnica pomiędzy podażą pracy a popytem na pracę.

Podstawowe ujęcie podaży pracy w modelu NSN zostało zaproponowane przez Galí'ego [2011a]. Przyjmujemy w nim, że każde z nieskończenie wielu gospodarstw domowych składa się z dowolnie dużej liczby członków, danej *continuum* o mierze jednostkowej [Merz, 1995]. Specjalizują się oni w pracy o zróżnicowanym charakterze, która przynosi określone poziomy dysużyteczności danej przez: $X_t d^\varphi$, gdzie: $X_t > 0$, jest jednakowym dla wszystkich gospodarstw domowych, egzogenicznym szokiem podaży pracy, $\varphi \geq 0$, wyraża elastyczność krańcowej dysużyteczności pracy pomiędzy jednostkami, a d wyraża dysużyteczność z pracy, która jest znormalizowana tak, że $d \in [0,1]$. W gospodarce występuje zatem nieskończenie wiele jednostek określonych w przestrzeni gjd o wymiarach $[0,1][0,1][0,1]$ i indeksowanych wektorem (g, j, d) .

Decyzje dotyczące uczestnictwa w rynku pracy są podejmowane przez jednostki będące członkami gospodarstwa domowego, których celem jest maksymalizacja użyteczności tego gospodarstwa uzyskiwanej z konsumpcji i czasu wolnego, przy ograniczeniach wynikających z sytuacji panującej na rynku pracy, wyrażonych poziomem płac realnych. Dokonując wyboru, osoby te uwzględniają decyzje podejmowane na poziomie gospodarstwa domowego oraz związku zawodowego, przyjmując jako dane wartości wszystkich zmiennych poza podażą pracy. Jednocześnie zakładają oni, że cały dostarczony na rynek zasób pracy znajdzie zatrudnienie. Osoby te rozwiązują zatem problem optymalizacyjny, opisany równaniem:

$$\max_{L_t(g,j,d)} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, X_t d^\varphi L_t(g, j, d)) \right\}, \quad (14)$$

przy ograniczeniu budżetowym:

$$PC_t + Q_t D_t \leq D_{t-1} + W_t(j)L_t(g, j, d) - T_t, \quad (15)$$

gdzie: $L_t(g, j, d)$ – jest zmienną zerojedynkową przyjmującą wartość 0, gdy dana jednostka nie decyduje się na świadczenie pracy i 1, jeśli wchodzi ona na rynek pracy, a $U(C_t, X_t d^\varphi L_t(g, j, d))$ jest funkcją użyteczności rozdzielną względem konsumpcji i podaży pracy, dwukrotnie różniczkowalną, oraz taką, że $U_c > 0$, $U_{cc} \leq 0$, $U_L < 0$, $U_{LL} \leq 0$. Na podstawie warunku koniecznego optymalizacji powyższego zagadnienia stwierdzamy, że jednostka będzie zgłaszała

podaż pracy tak długo jak: $\frac{W_t(j)}{P_t} \geq \frac{X_t d^\varphi}{U_{c,t}}$, a zatem do momentu, w którym krań-

cowy przychód z pracy jest wyższy niż jej krańcowa dysużyteczność wyrażona w jednostkach konsumpcji.

Przyjmując założenie mówiące, że dysużyteczność z pracy ma charakter porządkowy oraz, że jej przyrosty pomiędzy jednostkami wykonującymi ten sam rodzaj pracy są stałe, co powoduje ich równomierne rozłożenie na odcinku $d \in [0, 1]$, stwierdzamy, że dysużyteczność krańcowego pracownika wykonującego pracę danego rodzaju wyznacza stopę aktywności zawodowej, a tym samym rozmiary podaży pracy w analizowanym modelu, które w dalszej części naszych rozważań oznaczать będziemy symbolem $L_t(j)$. W związku z przyjętymi wcześniej założeniami dotyczącymi homogeniczności gospodarstw domowych oraz niepodzielności pracy, powyższy problem jest symetryczny i jego rozwiązanie na poziomie agregatowym jest tożsame z rozwiązaniem uzyskanym poprzez agregację wyników dla poszczególnych jednostek i gospodarstw domowych. W takim przypadku, możemy przyjąć warunek optymalizacyjny krańcowego pracownika wykonującego j -ty rodzaj pracy,

dany równaniem: $\frac{W_t(j)}{P_t} = \frac{X_t L_t(j)^\varphi}{U_{c,t}}$, jako warunek pozwalający na wyznacze-

nie podaży pracy j -tego rodzaju. Agregując powyższe wyrażenie względem rodzajów pracy i linearyzując je otrzymamy z kolei równanie pozwalające

na wyznaczenie łącznej podaży pracy w analizowanej gospodarce: $\int_0^1 w_t(j) dj - p_t = \varphi \int_0^1 L_t(j) dj + \chi_t - u_{c,t}$.

Ponieważ podaż pracy w modelu jest wyznaczana przez współczynnik aktywności zawodowej, a w gospodarce występuje nieskończenie wiele jednostek wykonujących bardzo dużą liczbę rodzajów pracy, co sprawia, że grupy te są stosunkowo równoliczne, to wartość agregatowa podaży pracy odpowiada jej wartości średniej dla wszystkich grup zawodowych. Na mocy twierdzenia o wartości średniej otrzymujemy zatem: $L_t = \frac{1}{1-0} \int_0^1 L_t(j) dj = \int_0^1 L_t(j) dj$.

Linearyzując powyższe wyrażenie stwierdzamy, że co do przybliżenia pierwszego

rzędu: $l_t \equiv \int_0^1 l_t(j) dj$ ⁸. W odniesieniu do płac, z wcześniejszych rozważań wiemy, że ich agregatowy indeks jest dany wyrażeniem: $W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_w} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$. Linearyzując tę wielkość wokół stanu stacjonarnego i co do przybliżenia pierwszego rzędu, otrzymujemy również, że: $w_t \equiv \int_0^1 w_t(j) dj$ ⁹. Wyniki te pozwalają ostatecznie określić podaż pracy za pomocą równania:

$$w_t - p_t = \phi l_t + \chi_t - u_{c,t}. \quad (16)$$

Należy zauważyć, że zaproponowane ujęcie mechanizmu odpowiedzialnego za powstawanie dysużyteczności z pracy umożliwia także jej łatwą agregację między poszczególnymi zatrudnionymi i gospodarstwami domowymi. Dysużyteczność wszystkich członków gospodarstwa domowego wykonujących pracę j -tego rodzaju jest bowiem dana wyrażeniem: $D(g, j) = \int_0^{N_t(g, j)} X_t j^\phi dj = X_t \left[\frac{j^{1+\phi}}{1+\phi} \right]_0^{N_t(g, j)} = X_t \left(\frac{N_t(g, j)^{1+\phi}}{1+\phi} \right)$, gdzie: $N_t(g, j)$ wyznacza popyt na pracę osób specjalizujących się w j -tym rodzaju pracy i będących członkami g -tego gospodarstwa domowego. Jednocześnie, ponieważ na mocy założeń mówiących o homogeniczności gospodarstw domowych poszczególne rodzaje pracy są między nimi równomiernie rozdysponowane, decyzje wszystkich gospodarstw są symetryczne i możliwa jest liniowa agregacja dysużyteczności pomiędzy nimi: $D(j) = \int_0^1 D(g, j) dg = X_t \left(\frac{N_t(j)^{1+\phi}}{1+\phi} \right)$. Komponent opisujący agregatową dysużyteczność z pracy j -tego rodzaju jest więc dany funkcją użyteczności o stałej względnej awersji do ryzyka (ang. *constant relative risk aversion*, CRRA). Jest on zatem zgodny z postulowanymi wcześniej preferencjami typu Kinga-Plossera-Rebelo [1988, przypis 5].

Ponieważ popyt na pracę j -tego rodzaju, $N_t(j)$, jest określony przez udział osób zatrudnionych w ogólnej liczbie osób specjalizujących się w danym rodzaju pracy (czyli jest dany przez stopę zatrudnienia), to analogicznie jak miało to miejsce w przypadku podaży pracy, na mocy przyjętych w modelu założeń i twierdzenia o wartości średniej, otrzymujemy wyrażenie opisujące kształtowanie się agregatowego popytu na pracę: $N_t = \frac{1}{1-\theta} \int_0^1 N_t(j) dj = \int_0^1 N_t(j) dj$

⁸ Wynik ten uzyskujemy wykorzystując własność: $\int_0^1 L_t(j) dj = \int_0^1 e^{L_t(j)} dj \approx \int_0^1 1 + L_t(j) dj = 1 + \int_0^1 L_t(j) dj$ oraz $L_t = e^{L_t} \approx 1 + L_t$.

⁹ Korzystamy z przekształceń: $\int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_w} dj = \int_0^1 e^{(1-\varepsilon_w)w_t(j)} dj \approx \int_0^1 1 + (1-\varepsilon_w)w_t(j) dj = 1 + (1-\varepsilon_w) \int_0^1 w_t(j) dj$, oraz: $W_t^{1-\varepsilon_w} = e^{(1-\varepsilon_w)w_t} \approx 1 + (1-\varepsilon_w)w_t$.

oraz co do przybliżenia pierwszego rzędu: $n_t \cong \int_0^1 n_t(j) dj$. W konsekwencji, krańcową stopę substytucji pomiędzy konsumpcją i pracą j -tego rodzaju możemy opisać wzorem: $MRS_t(j) = -\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}} = \frac{X_t N_t(j)^\varphi}{U_{C,t}}$, co po linearyzacji i agregacji daje: $mrs_t = \varphi n_t + \chi_t - u_{C,t}$, przy czym $mrs_t \cong \int_0^1 mrs_t(j) dj$ wyraża (logarytm) przeciętną

krańcową stopę substytucji [Gali i in., 2012: 333]. Podstawiając uzyskane wyrażenie do wzoru na narzut na płace uzyskamy zatem: $\mu_t^w = w_t - p_t - \varphi n_t - \chi_t + u_{C,t}$. Porównując uzyskany wynik z równaniem podaży pracy (16) otrzymamy zaś:

$$\mu_t^w = \varphi(l_t - n_t). \quad (17)$$

Do modelu możemy wprowadzić stopę bezrobocia, wykorzystując w tym celu następujące przybliżenie:

$$UR_t = \frac{U_t}{L_t} = \frac{L_t - N_t}{L_t} = 1 - \frac{N_t}{L_t} = 1 - e^{n_t - l_t} \cong 1 - (1 + n_t - l_t) = l_t - n_t, \quad (18)$$

gdzie: UR_t oznacza poziom stopy bezrobocia w okresie t , a U_t liczbę bezrobotnych w tym okresie. Stopa bezrobocia odpowiada tym samym różnicy logarytmów podaży pracy przybliżanej rozmiarami siły roboczej oraz popytu na pracę przybliżanego rozmiarami zatrudnienia. W tym sensie za bezrobotne możemy uznać wszystkie osoby, które byłyby skłonne do pracy przy danych warunkach rynkowych i korzyściach z pracy płynących dla ich gospodarstwa domowego, ale nie mogą takiej pracy znaleźć, co odpowiada definicji bezrobocia przymusowego [Gali i in., 2012: 336].

Łącząc ze sobą równania (17) i (18) otrzymujemy prostą, liniową zależność pomiędzy (logarytmem) faktycznym narzutem na płace a stopą bezrobocia postaci:

$$\mu_t^w = \varphi UR_t. \quad (19)$$

W myśl powyższego równania stopa bezrobocia jest proporcjonalna względem faktycznego narzutu na płace. Im większa jest różnica pomiędzy płacami otrzymywanymi przez pracowników a płacami, które byłyby wypłacane w sytuacji gdyby rynek miał strukturę odpowiadającą konkurencji doskonałej, tym większa jest różnica pomiędzy liczbą osób skłonnych do pracy przy takich warunkach a liczbą osób, które rzeczywiście znajdują zatrudnienie w przedsiębiorstwach. Współczynnik proporcjonalności narzutu na płacę oraz stopy bezrobocia jest dany odwrotnością elastyczności Frischa. Im większa jest wspomniana elastyczność $\left(\frac{1}{\varphi} \rightarrow \infty\right)$, tym silniej podmioty gospodarcze reagują

i dostosowują podaż pracy do zmian stawek płac, co skutkuje zmniejszeniem niedopasowań poziomów podaży pracy i popytu na pracę, a tym samym ogranicza poziom bezrobocia odpowiadający danej wysokości narzutu na płace. W sytuacji, gdy elastyczność podaży pracy względem stawki płac jest natomiast niewielka $\left(\frac{1}{\varphi} \rightarrow 0\right)$, podmioty gospodarcze w ograniczonym stopniu

dopasowują podaż pracy do zmian stawek płac, co prowadzi do przeciętnie wyższych niedopasowań podaży i popytu na pracę, a co za tym idzie, do przeciętnie wyższych poziomów bezrobocia.

Wykorzystując równanie (19) możemy zdefiniować bezrobocie naturalne (UR^n) jako poziom bezrobocia, który przeważa na rynku w sytuacji, gdy nie występują na nim sztywności płac nominalnych. W takim przypadku:

$$\mu_w = \varphi UR^n. \quad (20)$$

Oznacza to, że bezrobocie naturalne jest wielkością stałą, proporcjonalną w stosunku do narzutu na płace właściwego dla rynku pracy o strukturze odpowiadającej konkurencji monopolistycznej, pozbawionego sztywności płac nominalnych, czyli tzw. pożądanego narzutu na płace. Jednocześnie na mocy wcześniejszych rozważań dotyczących relacji pomiędzy faktycznym i pożądanym narzutem na płace stwierdzamy, że bezrobocie faktyczne fluktuuje wokół poziomu wyznaczanego przez bezrobocie naturalne. Tym samym możemy przyjąć, że w długim okresie redukcja bezrobocia przymusowego poniżej poziomu bezrobocia naturalnego bez zmiany poziomu tego ostatniego jest niemożliwa, co jest zgodne z typowym ujęciem powyższego problemu w teorii ekonomii opartym na idei krzywej Phillipsa wspartej oczekiwaniami.

Podstawiając wyniki dane wyrażeniami (19) i (20) do równania inflacji płacowej (13), otrzymujemy tzw. nowokeynesowską płacową krzywą Phillipsa (ang. *new Keynesian wage Phillips curve*, NKWPC):

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w \varphi \widehat{UR}_t, \quad (21)$$

gdzie: $\widehat{UR}_t = UR_t - UR^n$ stanowi odchylenie faktycznej stopy bezrobocia od stopy bezrobocia naturalnego (która w przypadku analizowanego przez nas modelu odpowiada wielkości, jaką stopa bezrobocia przyjmuje w stanie stacjonarnym o zerowej inflacji), wyrażone w punktach procentowych. Podstawiając do równania (21) rekursywnie naprzód stwierdzamy, że inflacja płacowa jest ujemną funkcją bieżących i oczekiwanych wartości stopy bezrobocia. Dodatkowo wpływ stopy bezrobocia na inflację jest tym większy, im: większy jest poziom konkurencji na rynku pracy ($\varepsilon_w \rightarrow 0$), większa jest liczba podmiotów renegocjujących płacę w danym okresie ($\theta_w \rightarrow 0$), im silniejsze jest wygładzanie międzyokresowe ($\beta \rightarrow 0$) oraz im mniejsza jest elastyczność Frischa $\left(\frac{1}{\varphi} \rightarrow 0\right)$, która ogranicza dostosowania podaży pracy wywołane zmianami

stawki płac. Wszystkie powyższe czynniki są zatem zgodne z intuicyjnym wytlumaczeniem czysto empirycznej obserwacji zaproponowanej przez Phillipsa [1958]. Dodatkowo, w przeciwieństwie do wcześniejszych prób teoretycznego opisu wspomnianej zależności, uzyskany wynik został wyprowadzony (przynajmniej częściowo – z wyłączeniem przyjętego *ad hoc* założenia o istnieniu mechanizmu cenotwórczego Calvo) z poziomu mikropodstaw, czyli indywidualnych decyzji racjonalnych i optymalizujących podmiotów gospodarczych.

Jak wskazują Christiano i in. [2012, Dodatek A.1], na podstawie równania (21) możemy również wyciągnąć interesujące wnioski dotyczące charakteru opisywanej przez model stopy bezrobocia naturalnego w kontekście teorii NAIRU/NAWRU (ang. *non-accelerating inflation/wage rate of unemployment*). Po pierwsze, należy zauważyć, że w analizowanym modelu stopy bezrobocia NAIRU i NAWRU są tożsame. Naturalna stopa bezrobocia jest tu bowiem rozumiana jako stopa bezrobocia osiągnana w stanie stacjonarnym modelu, w którym mamy do czynienia zarówno z zerową inflacją cenową, jak i płacową. Dodatkowo na mocy równania (21) stwierdzamy, że ujemna luka bezrobocia (sytuacja, w której $UR_t < UR^n$) nie prowadzi do wzrostu oczekiwanego tempa inflacji płacowej mierzonego wyrażeniem $\beta E_t \{\pi_{t+1}^w\} - \pi_t^w$. Oznacza to, że nie możemy tu mówić o stopie bezrobocia NAIRU/NAWRU w myśl tradycyjnej interpretacji akceleracyjnej odnoszącej się do pierwszych przyrostów inflacji [por. np. Layard i in., 1991]. Rozważana naturalna stopa bezrobocia jest natomiast stopą NAIRU/NAWRU jeżeli przyjmiemy interpretację odnoszącą się do poziomów zmiennych [por. np. Stiglitz, 1997]. W takim przypadku w sytuacji, gdy mamy do czynienia z pojawieniem się ujemnej luki bezrobocia, należy oczekiwać skokowego wzrostu poziomu inflacji, który następnie będzie stopniowo zanikał w tempie zgodnym z równaniem (21). Analogicznie w przypadku wystąpienia dodatniej luki bezrobocia skokowy spadek poziomu inflacji będzie stopniowo wygładzany a stopa inflacji będzie zbiegać do zera od dołu.

Powyższe analizy mogą sugerować, że prezentowany model nie w pełni oddaje złożoność obserwowanych w rzeczywistości procesów inflacyjnych. Należy jednak zauważyć, że jest to raczej wynikiem nadmiernej stylizacji i uproszczenia modelu w prezentowanej powyżej wersji, gdyż kontrowersje te zanikają w przypadku uwzględnienia w modelu inflacji w stanie stacjonarnym lub dodanie mechanizmów indeksacji wynagrodzeń względem przeszłej inflacji. W takim przypadku pojawia się możliwość utrzymywania się dodatnich poziomów inflacji nawet w sytuacji, gdy stopa bezrobocia faktycznego zrównuje się z naturalnym a NAIRU/NAWRU zyskuje interpretację akceleracyjną [Christiano i in., 2012: 54].

Polityka pieniężna w standardowym modelu sztywności płac nominalnych uwzględniającym bezrobocie

Aby dokonać bliższej charakterystyki i kwantyfikacji wpływu polityki pieniężnej na kategorie ekonomiczne analizowane w powyższym modelu prze-

procedurę jego kalibrację opierając się na dwóch zestawach parametrów. Pierwszy z nich wykorzystuje standardowe ujęcie zaproponowane przez Gali'ego [2011a]¹⁰ w odniesieniu do gospodarki amerykańskiej. Drugi zestaw parametrów został natomiast opracowany na podstawie wyników estymacji modelu DSGE ze sztywnościami płac i cen nominalnych przedstawionych przez Kuchtę [2014]¹¹ i tym samym lepiej oddaje realia polskiej gospodarki.

W obu przypadkach przyjmujemy, że jedynym podmiotem powołanym do prowadzenia polityki pieniężnej jest bank centralny, który wpływa na poziom nominalnej krótkookresowej stopy procentowej wykorzystując standardową regułę polityki pieniężnej typu Taylora [1993] postaci:

$$\hat{r}_t = \phi_\pi \pi_t^p + \phi_y \hat{y}_t + \hat{M}_t, \text{ gdzie } \hat{M}_t = \rho_M \hat{M}_{t-1} + \xi_t^M, \xi_t^M \sim i.i.d. N(0; \sigma_M^2). \quad (22)$$

W ujęciu tym nieujemne parametry ϕ_π i ϕ_y wyrażają stopień reakcji władz pieniężnych na odchylenie odpowiednio: inflacji i agregatowego popytu od ich wartości właściwych dla stanu stacjonarnego, a zatem od ich wartości długookresowych.

Obie kalibracje wykorzystane w dalszych analizach zostały podsumowane w sposób syntetyczny w tabeli 1. Szczegółowe uzasadnienie dotyczące wartości parametrów przyjętych w oryginalnej kalibracji jest dostępne w opracowaniu Gali'ego [2011a: 24–26]. Drugi zestaw parametrów został opracowany na podstawie oceny wyników estymacji i funkcji reakcji na impuls pochodzących z modelu DSGE uwzględniającego sztywności płac i cen nominalnych, zaprezentowanego przez Kuchtę [2014]. W tym przypadku, ze względu na różnice w sposobie ujęcia struktury modelu (model Kuchty uwzględnia między innymi fakt występowania inflacji w stanie stacjonarnym), które uniemożliwiły dokładne odtworzenie rezultatów w ujęciu przyjętym w niniejszym artykule, celem było uzyskanie zadowalającego stopnia dopasowania funkcji reakcji na impuls pochodzących z obu modeli, przy jednoczesnym zachowaniu zgodności postulowanej parametryzacji z teorią ekonomii oraz przedstawionymi powyżej rozważaniami.

Strategia kalibracji uwzględniającej wyniki Kuchty [2014] została zdeterminowana dwoma podstawowymi założeniami. Po pierwsze przyjęto, że bez-

¹⁰ Gospodarka amerykańska stanowi główny przedmiot zainteresowania szeregu ekonomistów nowokeynesowskich. Ponieważ w niniejszym artykule posłuży ona jedynie za pewien punkt odniesienia dla prowadzonych rozważań utrzymujemy tę konwencję. Jest to dodatkowo uzasadnione w związku z faktem, że większość rozwiniętych gospodarek europejskich przynależy do strefy euro, co mocno utrudniałoby porównywanie wyników modeli.

¹¹ Obecnie wiele pozycji literatury ekonomicznej prezentujących wyniki estymacji modeli DSGE dla gospodarki polskiej jest dostępnych, jednak w większości uwzględniają one dodatkowo charakterystykę małej gospodarki otwartej [np. Brzoza-Brzezina, i in., 2016; Grabek, Kłos, 2013; Kolasa, 2009], albo nie uwzględniają bezpośrednio faktu występowania sztywności płac nominalnych. Model Kuchty jest w tym przypadku o tyle ciekawy, że uwzględnia sztywności płac nominalnych w modelu gospodarki zamkniętej, a zatem jest dostosowany do charakteru oryginalnego modelu Gali'ego [2011a], który jest przedmiotem naszego zainteresowania w niniejszym artykule.

robocie równowagi w Polsce kształtuje się na poziomie 6%, co odpowiada szacunkowi stopy bezrobocia NAWRU przedstawionemu przez Narodowy Bank Polski w ostatnim *Raporcie o inflacji* [2017]. Zgodnie z wynikami Bargaina i in. [2014] elastyczność podaży pracy wśród polskich małżeństw wynosi 0,26 a wśród osób samotnych 0,33, co pozwala przyjąć, że przeciętna jej wysokość oscyluje wokół poziomu 0,3. Jej odwrotność dana parametrem φ wynosi tym samym 3,33. Opierając się na powyższych założeniach możemy ustalić wartość współczynnika opisującego elastyczność substytucji pomiędzy rodzajami pracy, ε_w , która wynosi 5,54. Sugeruje to, że polski rynek pracy jest mniej elastyczny niż rynek pracy w USA, co znajduje potwierdzenie, jeśli porównamy na przykład wskaźniki restrykcyjności prawnej ochrony zatrudnienia (ang. *employment protection legislation*, EPL). W roku 2013 jego wartość w przypadku umów o pracę na czas nieokreślony wynosiła 2,23 dla Polski i 0,26 dla USA¹², co sugeruje znacznie większą restrykcyjność przepisów w Polsce. Również w przypadku zatrudnienia na czas określony różnice te są istotne. W tym przypadku wskaźnik dla Polski wynosił 1,75 a dla Stanów Zjednoczonych – 0,25.

Tabela 1. Parametryzacje przyjęte we wstępnej kalibracji modelu

Parametr	Opis	Wartości przyjęte w kalibracji	
		Gali (2011a)	a la Kuchta (2014)
φ	odwrotność elastyczności podaży pracy	5	3,33
ε_w	elastyczność substytucji pomiędzy rodzajami pracy	4,52	5,54
ε_p	elastyczność substytucji pomiędzy rodzajami dóbr	9	9
θ_w	indeks sztywności płac nominalnych Calvo	0,75	0,61
θ_p	indeks sztywności cen nominalnych Calvo	0,75	0,86
ϕ_π	współczynnik reakcji polityki pieniężnej na inflację	1,5	1,5
ϕ_y	współczynnik reakcji polityki pieniężnej na lukę popytową	0,125	0,5
ρ_a	parametr autoregresyjny szoku technologicznego	0,9	0,75
ρ_M	parametr autoregresyjny szoku polityki pieniężnej	0,9	0,75
β	czynnik dyskontujący	0,99	0,99

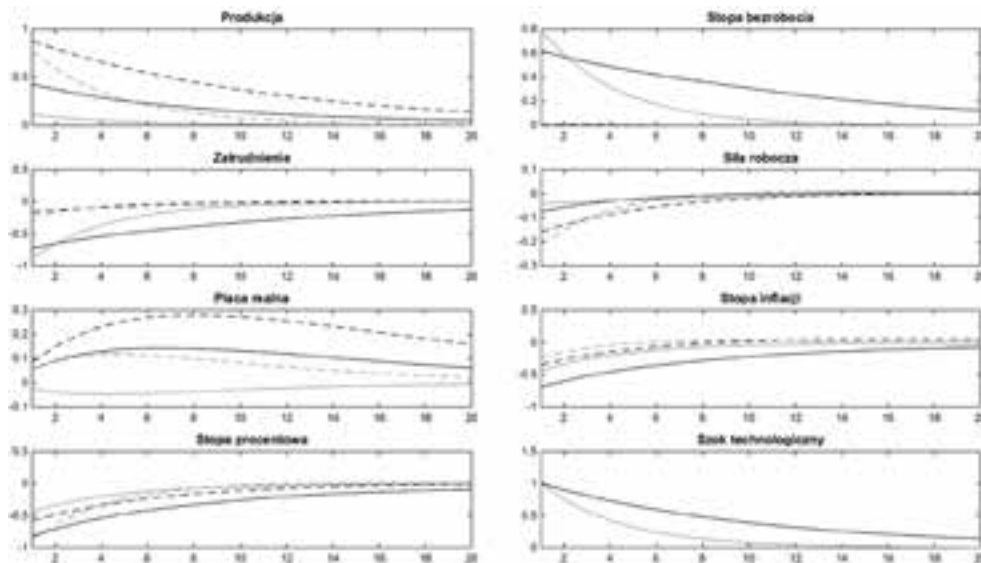
Źródło: opracowanie własne na podstawie: Gali [2011a: 25], Kuchta [2014].

W celu uzyskania kalibracji dostosowanej do własności polskiej gospodarki przyjęto dodatkowo, że wartości parametrów θ_w i θ_p odpowiadają ich oszacowaniom pochodzącym z estymacji przeprowadzonej przez Kuchtę [2014]. Jej wyniki wskazują, że przeciętny czas trwania płacy wynosi 2,5 kwartału, a przeciętny czas trwania ceny – 7 kwartałów. Oznacza to, że procesy rozwojowe zachodzące w polskiej gospodarce skutkują większą dynamiką wzrostu płac niż ma to miejsce w przypadku gospodarki amerykańskiej. Na uwagę zasłu-

¹² Dane z internetowej bazy danych OECD: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=UN_DEN (20.10.2017).

guje również fakt, że przeciętny okres trwania cen jest zdecydowanie dłuższy niż w kalibracji Gali’ego [2011a], w której wynosi on 4 kwartały. Sugeruje to, że polski rynek dóbr i usług konsumpcyjnych charakteryzuje się niższym poziomem konkurencyjności niż rynek amerykański.

Rysunek 1. Funkcje reakcji na impuls – szok technologiczny (1 p.p.)



Kalibracja: Gali [2011a] – kolor czarny; *a la* Kuchta [2014] – kolor szary.

Reguła stopy procentowej: Taylora [1993] – linia ciągła; uwzględniająca lukę bezrobocia – linia przerywana.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

Współczynnik reakcji polityki pieniężnej na inflację (ϕ_π) ustalono na poziomie 1,5, co jest zgodne zarówno z kalibracją Gali’ego [2011a], jak i bliskie wynikom empirycznym Kuchty [2014]. Wartość parametru reakcji polityki pieniężnej na lukę popytową (ϕ_π) wyznaczono natomiast na poziomie 0,5, co pozwoliło uzyskać zadowalającą charakterystykę funkcji reakcji na impuls. Wartość parametru autoregresyjnego w równaniu szoku technologicznego (ρ_a) ustalono na górnej granicy przedziału ufności z estymacji Kuchty [2014]. W przypadku szoku polityki pieniężnej przyjęto wartość parametru autoregresyjnego na poziomie $\rho_M = 0,75$, co stosunkowo dobrze przybliża kształt funkcji reakcji na szok polityki pieniężnej. Szczegółową charakterystykę funkcji reakcji na impuls uzyskanych w odpowiedzi na szok technologiczny i szok polityki pieniężnej opierając się na modelu uwzględniającym specyfikację wynikającą z drugiej z zaproponowanych kalibracji w układzie umożliwiającym ich porównanie z oryginalnymi wynikami Kuchty [2014] przedstawiono w Dodatku B.1.

Analizując skutki reakcji modelu na szok technologiczny (rys. 1) stwierdzamy, że w przypadku obu kalibracji wywołuje on istotne skutki w sferze

realnej, prowadząc do wzrostu produkcji i spadku zatrudnienia oraz wzrostu stopy bezrobocia. Zmianom tym towarzyszy stosunkowo słaba, negatywna reakcja siły roboczej. Należy zauważyć, że w przypadku modelu, który odzwierciedla charakterystykę gospodarki rozwijającej się, szok technologiczny jest zdecydowanie mniej trwały, a jego efekty w sferze produkcji są dużo słabsze niż w przypadku modelu kalibrowanego z punktu widzenia gospodarki rozwiniętej. Jednocześnie szok ten wywołuje mocniejszą reakcję rynku pracy w pierwszej z wymienionych grup krajów. Może to sugerować, że wdrażane w nich technologie prowadzą do silniejszej substytucji pracy innymi czynnikami produkcji. Dodatkowo zjawisko to może się przyczyniać do ograniczenia rozmiarów agregatowego popytu, co tłumaczy słabszą reakcję produkcji w odpowiedzi na szok.

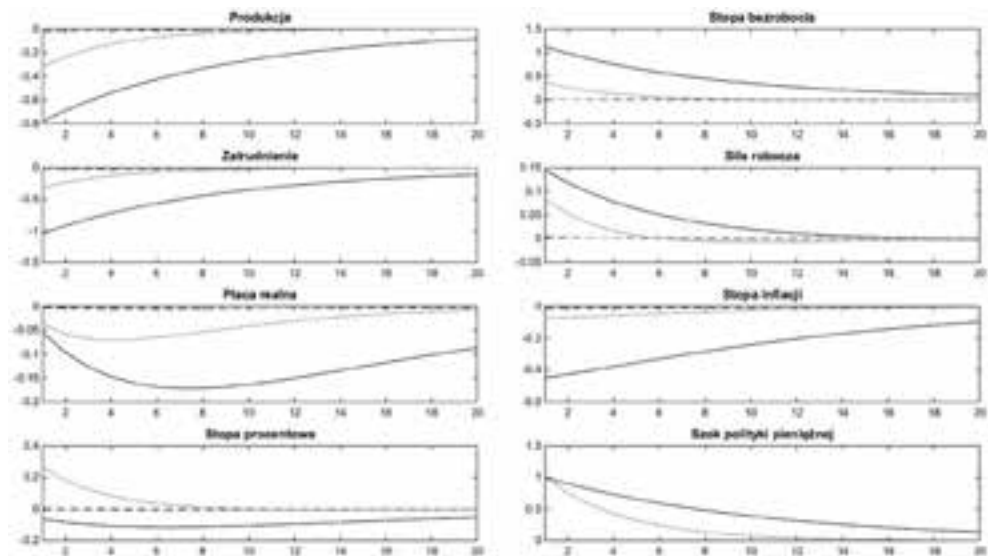
W sferze nominalnej szok technologiczny prowadzi do spadku inflacji i obniżenia stopy procentowej. Pierwszy z tych efektów jest w głównej mierze wynikiem ograniczenia realnego kosztu krańcowego na skutek wprowadzenia unowocześnionych metod produkcji. Jednocześnie, w warunkach występowania sztywności płac nominalnych, spadek presji inflacyjnej przekłada się na szybszy wzrost płac realnych. Pozytywne efekty w tym zakresie mogą jednak zostać ograniczone przez pogorszenie sytuacji na rynku pracy, które osłabia pozycję przetargową pracowników. Złożenie tych procesów tłumaczy obserwowane między gospodarkami różnice w reakcji płac realnych na szok technologiczny. Spadek nominalnej stopy procentowej jest wynikiem ograniczenia tempa inflacji, utrwalonego dodatkowo przez reakcję banku centralnego zgodną z regułą Taylora. Czyni to konsumpcję relatywnie tańszą i zachęca do rezygnacji z oszczędności w celu zwiększenia bieżącego popytu, co pozwala z kolei na wzrost rozmiarów produkcji wytworzonej w gospodarce.

Rysunek 2 przedstawia skutki wystąpienia niezamierzonego szoku polityki pieniężnej podnoszącego nominalną stopę procentową w ujęciu rocznym o 1 p.p. (0,25 p.p. w ujęciu kwartalnym) ponad poziom wynikający z reguły Taylora. W przypadku obu spośród analizowanych kalibracji zwiększenie restrykcyjności polityki pieniężnej prowadzi do istotnych zmian poziomu realnych wielkości ekonomicznych. W szczególności powoduje ono spadek rozmiarów produkcji i zatrudnienia przy jednoczesnym znaczącym wzroście bezrobocia. Należy zauważyć, że reakcja ta jest zdecydowanie silniejsza w przypadku krajów rozwiniętych niż rozwijających się. Poziom nominalnej stopy procentowej ma więc zdecydowanie większe znaczenie jako determinanta procesów zachodzących w sferze realnej gospodarki w krajach rozwiniętych niż ma to miejsce w przypadku krajów rozwijających się.

Opisanym powyżej zmianom produkcji i zatrudnienia towarzyszy niewielkie, choć antycykliczne, wahanie rozmiarów siły roboczej, które trudno jest uzasadnić na gruncie istniejących dowodów empirycznych [Gali, 2015: 210]. Jest ono związane z działaniem efektu dochodowego spadku rozmiarów konsumpcji, która w analizowanym modelu odpowiada rozmiarom wytworzonej produkcji. Problem ten można usunąć ograniczając efekt dochodowy w funk-

cji użyteczności zgodnie z propozycją Jaimovicha i Rebelo [2009], co zostało wykorzystane m.in. w pracy Gali'ego i in. [2012].

Rysunek 2. Funkcje reakcji na impuls – szok polityki pieniężnej (1 p.p.)



Kalibracja: Gali [2011a] – kolor czarny; *a la* Kuchta [2014] – kolor szary.

Reguła stopy procentowej: Taylora [1993] – linia ciągła; uwzględniająca lukę bezrobocia – linia przerywana.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

W sferze nominalnej niezamierzony wzrost stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej przekłada się na ograniczenie tempa inflacji, przy czym reakcja gospodarki w tym zakresie jest zdecydowanie silniejsza w przypadku modelu skalibrowanego względem danych amerykańskich, co wynika między innymi z mocniejszej odpowiedzi sfery realnej, a w szczególności produkcji, na analizowany szok. Kształtowanie się stopy inflacji nie pozostaje bez znaczenia dla poziomu płac realnych. Spadek nasilenia procesów inflacyjnych ogranicza bowiem obniżkę płac realnych związaną z pogorszeniem sytuacji na rynku pracy. Podobnie jak w przypadku pozostałych zmiennych realnych płace są mniej wrażliwe na zmiany w przypadku gospodarki polskiej, co jest wynikiem mniejszej elastyczności rynku pracy w naszym kraju.

Na szczególną uwagę zasługuje reakcja nominalnej stopy procentowej na nieoczekiwany szok polityki pieniężnej przejściowo zwiększający jej restrykcyjność. O ile w przypadku modelu kalibrowanego względem gospodarki polskiej szok taki przekłada się na wzrost nominalnej stopy procentowej, o tyle w warunkach modelu opartego na danych z gospodarki USA prowadzi on do nieznacznego spadku tej stopy. Jest to związane z faktem, że w warunkach występowania stosunkowo długiej pamięci procesów gospodarczych mierzo-

nej parametrem autoregresyjnym szoku polityki pieniężnej, $\rho_M = 0,9$, przejściowy wzrost restrykcyjności polityki pieniężnej wywołuje na tyle silną reakcję gospodarki polegającą na ograniczeniu rozmiarów luki popytowej oraz spadku tempa inflacji, że chcąc pozostać w zgodzie z regułą Taylora, przyjętą jako podstawa prowadzonej polityki pieniężnej, bank centralny musi podjąć intensywne kroki mające na celu wzrost ekspansywności polityki pieniężnej w kolejnych okresach. W badaniach empirycznych, zjawisko to jest utożsamiane z wystąpieniem tzw. premii zaufania (ang. *credibility bonus*), polegającej na spadku wysokości rynkowej stopy procentowej w odpowiedzi na nieoczekiwane zacieśnienie polityki pieniężnej [np. Boyarchenko, i in., 2016].

Dokonując oceny skuteczności reguły Taylora [1993] jako narzędzia prowadzenia polityki pieniężnej stwierdzamy, że nie jest ona szczególnie efektywna. W przypadku wystąpienia szoku technologicznego prowadzi do stosunkowo wysokich spadków rozmiarów zatrudnienia i wzrostów stopy bezrobocia, co ogranicza korzyści płynące ze wzrostu rozmiarów konsumpcji. Wystąpienie nieoczekiwanego szoku polityki pieniężnej również wywołuje stosunkowo silną reakcję realnych zmiennych ekonomicznych, w tym zwłaszcza prowadzi do spadków produkcji i zatrudnienia oraz wzrostów stopy bezrobocia. Wyniki te są przy tym w dużej mierze niezależne od wartości przyjmowanych przez poszczególne parametry reguły, o czym świadczą między innymi rezultaty uzyskane dla przypadku, w którym reguły w obu modelach były skalibrowane zgodnie z propozycją Gali'ego [2011a], a które przedstawiono w Dodatku B.2.

Zaprezentowane wyniki skłaniają do poszukiwania nowych reguł polityki pieniężnej, które pozwolą na bardziej skuteczną jej realizację. Na podstawie przeprowadzonej analizy optymalności prostych reguł polityki pieniężnej, Gali [2011a: 74] postuluje wykorzystanie ujęcia, w którym władze pieniężne uwzględniają w swych decyzjach kształtowanie się poziomu inflacji cenowej i luki bezrobocia. Przybiera ona postać:

$$\hat{r}_t = \phi_\pi \pi_t^p + \phi_{ur} \widehat{UR}_t + \hat{M}_t, \text{ gdzie } \hat{M}_t = \rho_M \hat{M}_{t-1} + \xi_t^M, \xi_t^M \sim i.i.d. N(0; \sigma_M^2). \quad (23)$$

Zasadnym z punktu widzenia skuteczności prowadzonej polityki pieniężnej jest przyjęcie, że parametry wspomnianej reguły powinny kształtować się na poziomie zbliżonym do: $\phi_\pi = 1,5$ oraz $\phi_{ur} = -0,5$. Oznacza to, że bank centralny odpowiada restrykcyjną polityką pieniężną na wzrosty stopy inflacji, jednocześnie podejmując politykę bardziej ekspansywną w sytuacji, gdy obserwowane są odchylenia bezrobocia od jego poziomu długookresowego, który na mocy równania (21) odpowiada bezrobociu naturalnemu.

Funkcje reakcji na impuls pochodzące z kalibracji wykorzystujących regułę opisaną równaniem (23) przedstawiono na rysunkach 1 i 2 liniami przerywanymi. Porównując uzyskane wyniki z rezultatami otrzymanymi w sytuacji, gdy wykorzystana została reguła Taylora możemy stwierdzić, że w przypadku obu analizowanych szoków reguła uwzględniająca lukę bezrobocia pozwala na uzyskanie daleko lepszych rezultatów. W szczególności możliwe jest uzyskanie większych wzrostów rozmiarów produkcji w odpowiedzi na szok tech-

nologiczny przy jednoczesnych mniejszych spadkach zatrudnienia i wzrostach stopy bezrobocia, niż ma to miejsce w sytuacji, gdy polityka jest realizowana w zgodzie z regułą Taylora. Dodatkowo wykorzystanie reguły zaproponowanej w równaniu (23) pozwala na niemal całkowite ograniczenie wpływu nieoczekiwanych zmian polityki pieniężnej na analizowaną gospodarkę.

Podstawowe problemy związane z wprowadzeniem rynku pracy do modeli nowej syntezy neoklasycznej

Wysoki stopień złożoności rozważanego modelu i fakt wykorzystania koncepcji równowagi ogólnej sprawiają, że proponowane ujęcie pozwalające na wprowadzenie bezrobocia do standardowego modelu NSN jest obarczone szeregiem uproszczeń, mogących wpływać na ogólną ocenę uzyskanych wyników. Poniżej odnosimy się w sposób szczegółowy do najważniejszych spośród nich.

Jedną z podstawowych wątpliwości związanych z zaproponowanym rozszerzeniem modelu jest kwestia przyjęcia założenia o istnieniu wzajemnych ubezpieczeń poszczególnych członków gospodarstw domowych od ryzyka zmniejszonej konsumpcji. W takim przypadku poziom bezrobocia nie przekłada się wprost na poziom konsumpcji poszczególnych członków gospodarstw domowych ani całych gospodarstw¹³. Dodatkowo przy założeniu, że funkcja użyteczności jest rozdzielna względem konsumpcji i pracy, bezrobocie wpływa w niestandardowy sposób na poziom dysużyteczności z pracy, powodując jej obniżenie. Prowadzi to do wzrostu łącznej użyteczności jednostek, co jest wnioskiem przeczącym nie tylko doświadczeniom życia codziennego, ale i podważającym szereg wyników dotychczasowych badań, w których przedmiotem analiz jest wpływ bezrobocia na poziom konsumpcji gospodarstw domowych [np. Gruber, 1997; Chetty, Looney, 2006].

Nie oznacza to jednak, że na podstawie zaproponowanego modelu uzyskujemy całkowicie błędne wyniki dotyczące poziomu użyteczności gospodarstw domowych. Zgodnie z równaniami (2)–(4), działając poprzez związki zawodowe, ustalają one poziom płac w taki sposób, aby maksymalizować użyteczność płynącą z konsumpcji i pracy, przy założeniu, że popyt na tę ostatnią jest funkcją stopnia dyspersji płacowej. Jednocześnie na mocy funkcji produkcji większy popyt na pracę oznacza większe rozmiary wytworzonej produkcji, a w związku z tym również i konsumpcji, ponieważ rynki działają przy założeniu pełnego oczyszczenia się. Spadek rozmiarów popytu na pracę będzie się zatem przekładał na spadek przeciętnej użyteczności gospodarstw domowych z tytułu mniejszej konsumpcji. Dodatkowo do wzrostu dysużyteczności z pracy będzie również prowadziła większa dyspersja płac, obserwowana w gospodarce. Podsumowując, pewne skutki bezrobocia będą odczuwalne na poziomie agregatowym i w jednakowym stopniu przez każde z reprezentatywnych

¹³ Jest to niezbędnym warunkiem istnienia rozwiązania modelu wynikającym z zastosowania schematu płacotwórczego Ercega-Hendersona-Levina [por. Włodarczyk, 2016].

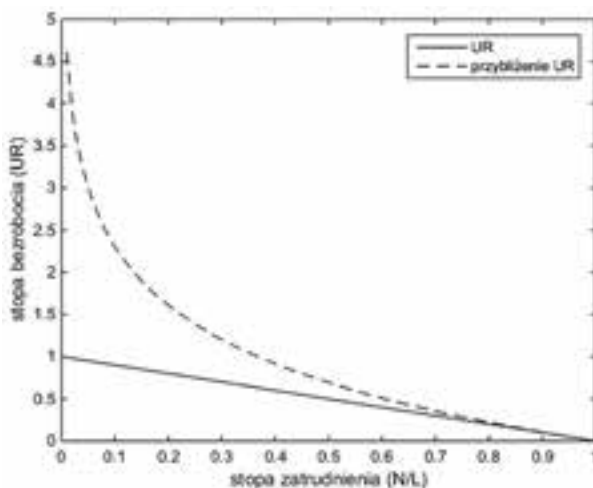
gospodarstw domowych. Strata z tytułu bezrobocia będzie jednak niezależna od faktycznej efektywności członków danego gospodarstwa na rynku pracy.

Innym problemem związanym z wykorzystaniem funkcji użyteczności rozdzielnej względem konsumpcji i pracy oraz uzależnieniem komponentu opisującego poziom bezrobocia od wahań rozmiarów podaży pracy jest tendencja do antycyklicznych zmian rozmiarów siły roboczej, które trudno jest uzasadnić na gruncie istniejących dowodów empirycznych [Gali, 2015: 210]. Zjawisko to nie jest widoczne w tradycyjnym modelu NSN ze względu na fakt, że wahania zatrudnienia wynikają w nim przede wszystkim z występowania sztywności płac nominalnych. W sytuacji, gdy do modelu wprowadzimy jednak siłę roboczą, to podobnie jak w modelach RBC będziemy mogli oczekiwać wzrostu/spadku podaży pracy i spadku/wzrostu rozmiarów bezrobocia w przypadku wystąpienia wzrostu/spadku rozmiarów konsumpcji i produkcji. Sytuacja ta jest wynikiem działania efektu dochodowego zmian rozmiarów konsumpcji, oraz zmiany relatywnych korzyści z pracy w takich warunkach. Problem ten można usunąć ograniczając efekt dochodowy w funkcji użyteczności zgodnie z propozycją Jaimovicha i Rebelo [2009], co zostało wykorzystane m.in. w pracy Gali'ego i in. [2012]. Niemniej jednak rozwiązanie takie będzie nosiło znamiona podejścia *ad hoc*. Inną opcją jest zastosowanie ujęcia zaproponowanego przez Christiano i in. [2012] i oparcie komponentu opisującego rynek pracy na założeniu, że wysiłek związany z poszukiwaniem pracy prowadzi do obniżenia łącznej użyteczności osób pozostających bez pracy poniżej poziomu użyteczności osób zatrudnionych. Jednak i w tym przypadku nie da się uciec od zarzutu dotyczącego arbitralności części spośród przyjmowanych założeń wysuwanego w odniesieniu do propozycji Jaimovicha i Rebelo [2009]. Rozwiązanie przyjęte przez Christiano i in. [2012] nie zakłada bowiem pełnej heterogeniczności gospodarstw domowych, a jedynie dzieli *ad hoc* członków gospodarstw domowych na dwie heterogeniczne grupy homogenicznych podmiotów. Dodatkowo znacznie komplikuje ono przy tym cały model i utrudnia znalezienie jego rozwiązania, choć niewątpliwie poprawia jednocześnie jego własności empiryczne.

Wątpliwości dotyczące dokładności modelu i jakości płynących z niego wniosków może budzić fakt, że zastosowana w nim miara stopy bezrobocia, opisana równaniem (18), opiera się na przybliżeniu szeregiem Taylora pierwszego rzędu. Choć praktyka taka jest powszechnie stosowana w rozważanej klasie modeli, to w większości przypadków służy ona przybliżeniom zmiennych, przyjmujących wartości z przedziału $(0; +\infty)$. W sytuacji, gdy przybliżana jest natomiast zmienna, co do której wiemy, że może przyjmować jedynie wartości z przedziału $(0; 1)$, to należy oczekiwać, że dla pewnych jej wielkości błąd przybliżenia może prowadzić do sytuacji, w której wartość przybliżona będzie się znajdowała poza wspomnianym przedziałem, prowadząc do ustalenia się wyników niezgodnych w sposób fundamentalny z teorią ekonomii. Co za tym idzie, wykorzystana w modelu miara bezrobocia dobrze oddawała faktyczne rozmiary tego zjawiska jedynie w przypadku, gdy stopa bezrobocia jest bliska zeru. Biorąc pod uwagę fakt, że stopa bezrobocia może przyjmo-

wać stosunkowo wysokie rozmiary (w przypadku Polski w ostatnich 20 latach wahała się ona w przedziale od 20 do 5%), pojawia się zatem pytanie, dla jakich wartości stopy bezrobocia model ten można uznać za dopuszczalny, a błędy wynikające z zastosowanych przybliżeń za nieistotne. Odpowiedzi na tak postawione pytanie dostarczają rysunek 3 i tabela 2, które prezentują dokładność przybliżenia stopy bezrobocia zarówno w formie graficznej, jak i za pomocy statystyk błędu względnego i bezwzględnego.

Rysunek 3. Dokładność przybliżenia stopy bezrobocia szeregiem Taylora pierwszego rzędu



Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Dokładność przybliżenia stopy bezrobocia i jego błąd względny oraz bezwzględny dla wybranych wartości stopy bezrobocia

UR	Przybliżenie UR	Błąd względny	Błąd bezwzględny w (p.p.)	UR	Przybliżenie UR	Błąd względny	Błąd bezwzględny (w p.p.)
99%	460,5%	365%	361,5170	14%	15,1%	8%	1,0823
90%	230,3%	156%	140,2585	13%	13,9%	7%	0,9262
80%	160,9%	101%	80,9438	12%	12,8%	7%	0,7833
70%	120,4%	72%	50,3973	11%	11,7%	6%	0,6534
60%	91,6%	53%	31,6291	10%	10,5%	5%	0,5361
50%	69,3%	39%	19,3147	9%	9,4%	5%	0,4311
40%	51,1%	28%	11,0826	8%	8,3%	4%	0,3382
30%	35,7%	19%	5,6675	7%	7,3%	4%	0,2571
20%	22,3%	12%	2,3144	6%	6,2%	3%	0,1875
19%	21,1%	11%	2,0721	5%	5,1%	3%	0,1293
18%	19,8%	10%	1,8451	4%	4,1%	2%	0,0822

UR	Przybliżenie UR	Błąd względny	Błąd bezwzględny w (p.p.)	UR	Przybliżenie UR	Błąd względny	Błąd bezwzględny (w p.p.)
17%	18,6%	10%	1,6330	3%	3,0%	2%	0,0459
16%	17,4%	9%	1,4353	2%	2,0%	1%	0,0203
15%	16,3%	8%	1,2519	1%	1,0%	1%	0,0050

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane wyniki wskazują, że w przypadku stóp bezrobocia kształtujących się na poziomie poniżej 20% błędy związane z zastosowanym przybliżeniem nie przekraczają 12% analizowanej wielkości, co oznacza, że model zawyża uzyskane wyniki o nie więcej niż 2,3 p.p. W sytuacji, gdy stopa bezrobocia kształtuje się na poziomie 15%, błąd względny wynosi 8%, co daje przeciętne odchylenie przybliżonej stopy bezrobocia od jej wartości faktycznej na poziomie 1,25 p.p. W przypadku, gdy faktyczna stopa bezrobocia wynosi 10%, błąd jest nie większy niż 5%, czyli 0,13 p.p., co jest wartością relatywnie niewielką. Podsumowując powyższe rozważania stwierdzamy, że proponowany model można z powodzeniem wykorzystywać do modelowania gospodarek krajów, w których stopa bezrobocia nie przekracza 15%. W przypadku, gdy problem ten dotyczy większej liczby członków społeczeństwa, uzyskiwane wyniki mogą być jednak w znaczącym stopniu zawyżone, co będzie się przekładało na słabsze dopasowanie budowanego modelu, a niekiedy wręcz prowadziło do wniosków sprzecznych z definicją stopy bezrobocia (np. gdy faktyczna stopa bezrobocia kształtuje się na poziomie wyższym niż 60% z zastosowanych przybliżeń będzie wynikało, że przekracza ona 100%, co jest niemożliwe na gruncie przyjętej definicji). W takiej sytuacji należałoby rozważyć wykorzystanie dokładniejszych przybliżeń stopy bezrobocia, np. poprzez zwiększenie stopnia wielomianu w rozwinięciu Taylora, co wiązałoby się jednak z koniecznością znacznego uszczegółowienia całego modelu.

Innym problemem jest kwestia przyjętej w zaprezentowanym ujęciu modelowym definicji osoby bezrobotnej. Według Christiano i in. [2012: 55] w myśl powszechnie akceptowanej definicji bezrobotny powinien spełniać co najmniej trzy charakterystyki: być chętnym do pracy, podejmować kroki mające na celu jej znalezienie i odczuwać negatywne skutki braku pracy w postaci obniżenia łącznej użyteczności. Bezrobocie w ujęciu zaproponowanym przez Gali'ego [2011a, 2015] w ograniczonym stopniu spełnia te własności. Może to skutkować brakiem spójności definicji bezrobocia przyjętej w modelu z wykorzystywanymi powszechnie miarami statystycznymi, co będzie się przekładało na problemy z dopasowaniem modelu do danych.

W odniesieniu do pierwszej z wymienionych charakterystyk osoby bezrobotnej, Christiano i in. [2012: 55] wskazują, że w modelu Gali'ego [2011a, 2015] praca jest heterogeniczna, ale zarówno osoby świadczące podaż pracy, jak i pracodawcy nie odczuwają żadnych niedogodności i kosztów związanych z jej poszukiwaniem. Dodatkowo przedsiębiorstwa zawsze znajdują potrzeb-

nych im pracowników i nie odczuwają problemu niedopasowań strukturalnych [Grabek, Kłos, 2013: 8]. Należy jednak zauważyć, że problem ten nie wynika z samego faktu wprowadzenia bezrobocia do modelu, a raczej ze świadomego wyboru autora, który zdecydował o oparciu komponentu obrazującego rynek pracy jedynie na wielkościach zasobowych. Rozszerzenie modelu o komponent uwzględniający przepływy między analizowanymi kategoriami zostało zaprezentowane m.in w pracy Gali'ego [2011b]. Podobne uzasadnienie znajduje kwestia wykorzystania założenia o niepodzielności pracy i ekstenywnego ujęcia kategorii bezrobocia, a zatem wykorzystania podejścia, w którym zmiany zatrudnienia są wynikiem wahań liczby pracujących, a nie zmian czasu pracy. Niesie to ze sobą konsekwencje w postaci ograniczeń możliwości wykorzystania części wskaźników statystycznych. Należy zauważyć, że analogiczny argument można sformułować również w odniesieniu do podejścia przeciwnego, w którym zatrudnienie jest określane poprzez decyzje dotyczące czasu pracy.

W przypadku drugiej i trzeciej z wymienionych charakterystyk zarzuty stawiane modelowi Gali'ego [2011a, 2015] dotyczą omówionego już wcześniej problemu nieadekwatności wykorzystywanej funkcji użyteczności, która sprawia, że osoby bezrobotne nie odczuwają bezpośrednio negatywnych konsekwencji faktu pozostawania bez pracy. Jak wykazano powyżej, argument ten znajduje uzasadnienie merytoryczne głównie w odniesieniu do poziomu użyteczności odczuwanego przez poszczególnych członków gospodarstw domowych, bowiem całe społeczeństwo odczuwa negatywne skutki bezrobocia w postaci zmniejszonej konsumpcji i większej dyspersji płac, a zatem będzie zainteresowane jego minimalizacją poprzez prowadzenie odpowiedniej polityki pieniężnej. W takim przypadku problem ten należy uznać za marginalny, o znaczeniu głównie semantycznym, a nie *stricte* merytorycznym.

Kolejnym zagadnieniem mogącym budzić wątpliwości [Christiano i in., 2012] jest kwestia genezy bezrobocia. Gali [2011a] uznaje, że przyczyną tego zjawiska są sztywności płac nominalnych. Jak wskazują Grabek i Kłos [2013: 9, przypis 6], sztywności te są w pierwszym rzędzie wynikiem istnienia heterogeniczności podaży pracy, która umożliwia związkom zawodowym wyznaczenie płac na poziomie przewyższającym poziom właściwy dla przypadku konkurencji doskonałej. Zgodnie z krytyką przedstawioną przez Christiano i in. [2012: 55] ujęciu takiemu można zarzucić przypisywanie nadmiernego znaczenia roli i pozycji związków zawodowych, których rola we współczesnej gospodarce jest malejąca. Autorzy ci uznają bowiem, że na mocy modelu Gali'ego [2011a, 2015] wyższe bezrobocie powinno być notowane w krajach o wyższym stopniu uzwiązkowienia. Wydaje się jednak, że takie rozumienie zaproponowanego ujęcia stanowi jego znaczącą nadinterpretację. Żaden z wykorzystanych parametrów nie odnosi się bowiem wprost do udziału związków zawodowych w gospodarce. Co najwyżej sugerują one różnice w stopniu substytucji między rodzajami pracy, które mogą zostać przez te związki wykorzystane w negocjacjach z pracodawcami. Równie dobrze

efekt ten może jednak zostać uzyskany na drodze nieskoordynowanych negocjacji prowadzonych przez pracowników świadomych występującego zróżnicowania. Istnienie związków zawodowych nie jest zatem warunkiem *sine qua non* występowania zjawiska bezrobocia.

Jednym z ostatnich punktów krytyki ze strony Christiano i in. [2012] jest kwestia charakteru bezrobocia występującego w modelu. Wbrew twierdzeniom Gali'ego, że bezrobocie w modelu ma charakter przymusowy [np. Gali i in., 2012: 336] uważają oni, że kategoria ta ma charakter dobrowolny. Jest to związane z faktem, że bezrobocie nie powoduje straty w użyteczności jednostek pozostających bez pracy, co sprawia, że w ramach danego gospodarstwa domowego powinny one ściśle preferować pozostawanie bez zatrudnienia. Należy jednak zauważyć, że jak wykazaliśmy powyżej, przeciętna użyteczność osiągnięta przez gospodarstwa domowe będzie w takim przypadku niższa od tej, jaką mogłyby one uzyskać w warunkach niższej stopy bezrobocia. Tym samym, w skali agregatowej będą one niezadowolone z występowania bezrobocia, ale nie będą w stanie sprawić, aby wszyscy ich członkowie zgłaszający chęć podjęcia pracy w danych warunkach występujących w gospodarce znaleźli zatrudnienie. W tym sensie bezrobocie będzie niedającym się wyeliminować skutkiem niedoskonałości rynku pracy wynikającym wprost z faktu zróżnicowania siły roboczej i w tym rozumieniu będzie miało charakter przymusowy.

Ze względu na dążenie do maksymalnego uproszczenia prezentowanego modelu interpretacja bezrobocia naturalnego i NAIRU/NAWRU odbiega od standardowego rozumienia tych pojęć. W przypadku bezrobocia naturalnego przyjmujemy, że jego poziom jest niezmienny, co odbiega od powszechnego ujęcia problemu [por. np. Kucharski, 2014]. Problem ten można jednak w łatwy sposób usunąć, wprowadzając egzogeniczny szok narzutu na płace, który będzie odpowiadał za zmianę narzutu pożądanego, a tym samym powodował zmiany bezrobocia naturalnego [Gali i in., 2012]. Jak wykazano w poprzednich częściach niniejszego artykułu, pewne komplikacje może również budzić interpretacja pochodzącej z modelu stopy bezrobocia naturalnego jako NAIRU/NAWRU. Aby usunąć tę niespójność, warto rozważyć możliwość wprowadzenia do modelu zapisów indeksacyjnych lub inflacji w stanie stacjonarnym.

Na koniec warto również zauważyć za Grabkiem i Kłosem [2013: 9], że podejście zaproponowane przez Gali'ego [2011a, 2015] sprawia, że bezrobocie jest w modelu zmienną rezydualną i o ile nie jest uwzględnione w regule polityki pieniężnej, nie ma przełożenia na pozostałe zmienne modelu. Ujęcie takie może stanowić zaletę w przypadku wprowadzania komponentu opisującego bezrobocie do modeli DSGE dużej skali. Może też jednak prowadzić do pojawienia się problemów z właściwą estymacją, ze względu na znaczne uproszczenie opisywanych zależności.

Podsumowanie

Wprowadzenie komponentu opisującego rynek pracy do standardowego modelu równowagi ogólnej postulowanego przez przedstawicieli NSN należy uznać za istotny krok w rozwoju tej klasy modeli. Należy również zauważyć istotny wkład tego ujęcia w objaśnianie przyczyn występowania bezrobocia i sposobu oraz mechanizmów funkcjonowania rynku pracy, obserwowanych do tej pory głównie z punktu widzenia odpowiednich modeli równowagi cząstkowej. Uzyskano w ten sposób spójny opis krótko- i długookresowych zachowań popytu i podaży pracy, który został wyprowadzony z uwzględnieniem (przynajmniej częściowym) mikropodstaw procesów gospodarczych oraz z zachowaniem tradycyjnej keynesowskiej interpretacji zjawiska bezrobocia opierając się na koncepcji krzywej Phillipsa oraz kategoriach bezrobocia naturalnego i bezrobocia NAIRU/NAWRU.

Uwzględnienie rynku pracy w rozważaniach dotyczących pożądanego kształtu i możliwych skutków prowadzenia polityki pieniężnej pozwoliło na uzyskanie nowych wyników i rekomendacji. Z przeprowadzonych analiz dowiadujemy się bowiem, że wprowadzenie luki bezrobocia do reguły polityki pieniężnej jest wysoce wydajnym sposobem stabilizacji nieoczekiwanych szoków polityki pieniężnej, a dodatkowo może również pozwalać na pełniejsze wykorzystanie szoków technologicznych.

Zaproponowane przez Gali'ego [2011a, 2015] ujęcie komponentu opisującego rynek pracy nie jest całkowicie wolne od zastrzeżeń co do zasadności przyjętych założeń upraszczających. Należy jednak zauważyć, że większość z nich można wyeliminować w bardziej rozwiniętych wersjach modeli, które niewątpliwie będą stanowiły przedmiot dalszych badań ekonomistów.

Bibliografia

- Armington P.S. [1969], A theory of demand for products distinguished by place of production, *IMF Staff Papers*, vol. 16: 159–178.
- Baranowski P., Gałęcka-Burdziak E., Górajski M., Malaczewski M., Szafranski G. [2013], *Inflacja a mechanizmy aktualizacji cen. Studium dla Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego i Wydawnictwo Naukowe PWN, Łódź.
- Bargain O., Orsini K., Peichl A. [2014], Comparing labor supply elasticities in Europe and the United States. New Results, *Journal of Human Resources*, vol. 49, no. 3: 723–838.
- Blanchard O. [2008], A new method to estimate time variation in the NAIRU – comments, *Conference Series: Proceedings*, Federal Reserve Bank of Boston, vol. 53.
- Boyarchenko N., Haddad V., Plosser M.C. [2016], The federal reserve and market confidence, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, no. 773.
- Brzoza-Brzezina M., Kolasa M., Szetela M. [2016], Is Poland at risk of the zero lower bound?, *Bank i Kredyt*, vol. 47, no. 3: 195–226.
- Calvo G. [1983], Staggered prices in a utility maximising framework, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, no. 3: 383–398.

- Cheron A., Langot F. [2000], The Phillips and Beveridge curves revisited, *Economic Letters*, vol. 69, no. 3: 371–376.
- Chetty R., Looney A. [2006], Income risk and the benefits of social insurance: evidence from Indonesia and the United States, *NBER Working Paper*, no. 11708.
- Christiano L.J., Trabandt M., Walentin K. [2011], Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 35, no. 12: 1999–2041.
- Christiano L.J., Trabandt M., Walentin K. [2012], Involuntary unemployment and the business cycle, *Sveriges Riksbank Working Paper*, no. 238.
- Christoffel K., Linzert T. [2005], The role of real wage rigidities and labor market frictions for unemployment and inflation dynamics, *European Central Bank Discussion Paper*, no. 556.
- Davidson P. [1992], Would Keynes be a new Keynesian?, *Eastern Economic Journal*, vol. 18, no. 4: 449–463.
- Dixit A.K., Stiglitz J.E. [1977], Monopolistic competition and optimum product diversity, *American Economic Review*, vol. 67, no. 3: 297–308.
- Erceg C.J., Henderson D.W., Levin A.T. [2000], Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts, *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, no. 2: 281–314.
- Faia E. [2008], Optimal monetary policy rules with labor market frictions, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 32, no. 5: 1600–1621.
- Faia E. [2009], Ramsey monetary policy with labor market frictions, *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, no. 4: 570–581.
- Gali J. [2008], *Monetary policy, inflation and the business cycle. An introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press, Princeton.
- Gali J. [2011a], *Unemployment fluctuations and stabilization policies. A new Keynesian perspective*, MIT Press, Cambridge.
- Gali J. [2011b], Monetary policy and unemployment, w: Friedman B.M., Woodford M. (red.), *Handbook of monetary economics*, vol. 3A, North Holland.
- Gali J. [2015], *Monetary policy, inflation and the business cycle. An introduction to the new Keynesian framework and its applications*, Princeton University Press, Princeton–Oxford.
- Gali J., Smets F., Wouters R. [2012], Unemployment in an estimated new Keynesian model, w: Acemoglu D., Woodford M. (red.), *NBER macroeconomics annual 2011*, University of Chicago Press, Chicago: 329–360.
- Grabek G., Kłos B. [2013], Unemployment in the estimated new Keynesian SoePL-2012 DSGE model, *NBP Working Paper*, no. 144.
- Gruber J. [1997], The consumption smoothing benefits of unemployment insurance, *American Economic Review*, vol. 87, no. 1: 192–205.
- Green H.A.J. [1964], *Aggregation in economic analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Jaimovich N., Rebelo S. [2009], Can news about the future drive the business cycle?, *American Economic Review*, vol. 99, no. 4: 1097–1118.
- Kamihigashi T. [2008], Transversality conditions and dynamic economic behaviour, w: Durlauf S.N., Blume L.E. (red.), *The new palgrave dictionary of economics*, Palgrave Macmillan.

- Keynes J.M. [1936, wyd. pol. 2003], *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- King R.G., Plosser C.I., Rebelo S.T. [1988], Production, growth and business cycles I. The basic neoclassical model, *Journal of Monetary Economics*, vol. 21: 195–232.
- Kolasa M. [2009], Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model, *Economic Modelling*, no. 26: 1245–1269.
- Kucharski L. [2014], *Bezrobocie równowagi w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kuchta Z. [2014], Sztywność płac nominalnych w modelach DSGE małej skali. Analiza empiryczna dla Polski, *Gospodarka Narodowa*, nr 6: 31–56.
- Kwiatkowski E. [2006], *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kydland F.E., Prescott E.C. [1982], Time to build and aggregate fluctuations, *Econometrica*, vol. 50, no. 6: 1345–1370.
- Layard R., Nickell S., Jackman R. [1991], *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- Lucas R.E., Jr. [1976], Econometric policy evaluation: a critique, w: Brunner K., Meltzer A. (red.), *Theory, policy, institutions: papers from Carnegie-Rochester conference series on public policy*, vol. 1, North-Holland.
- Merz M. [1995], Search in the labor market and the real business cycle, *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, no. 2: 269–300.
- Mortensen D.T., Pissarides C.A. [1994], Job creation and job destruction in the theory of unemployment, *Review of Economic Studies*, vol. 61, no. 3: 397–415.
- NBP [2017], *Raport o inflacji – lipiec 2017*, Narodowy Bank Polski, Rada Polityki Pieniężnej, Warszawa.
- Phillips A.W. [1958], The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957, *Economica*, New Series, vol. 25, no. 100: 283–299.
- Romer D. [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Stiglitz J.S. [1997], Reflections on the natural rate hypothesis, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, no. 1: 3–10.
- Taylor J.B. [1993], Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, vol. 39: 195–214.
- Thomas C. [2008], Search and matching frictions and optimal monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, no. 5: 936–956.
- Trigari A. [2006], The role of search frictions and bargaining for inflation dynamics, *Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research Working Paper*, no. 304.
- Trigari A. [2009], Equilibrium unemployment, job flows, and inflation dynamics, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, no. 1: 1–33.
- Walsh C. [2005], Labor market search, sticky prices, and interest rate policies, *Review of Economics Dynamics*, vol. 8, no. 4: 829–849.
- Włodarczyk P. [2016], Modele reprezentatywnych podmiotów gospodarczych jako narzędzie analizy w nowej syntezy neoklasycznej, *Bank i Kredyt*, vol. 47, nr 6: 553–584.

Dodatek A. Warunki równowagi standardowego modelu sztywności płac nominalnych uwzględniającego bezrobocie – Gali [2011a] i ich rozwinięcie wokół niestochastycznego stanu stacjonarnego o zerowej inflacji

A.1. Problem optymalizacyjny reprezentatywnego gospodarstwa domowego:

Przyjmujemy, że funkcja użyteczności jest dana preferencjami typu Kinga-Plossera-Rebelo [1988] postaci: $U(C_t, N_t) = \ln C_t - X_t \int_0^1 \frac{N_t(j)^{1+\varphi}}{1+\varphi} dj$, gdzie szok podaży pracy jest dany przez: $\ln X_t = \chi_t = \rho_\chi \chi_{t-1} + \xi_t^\chi$, $\xi_t^\chi \sim i.i.d. N(0; \sigma_\chi^2)$, oraz $\rho_\chi \in [0; 1]$.

Problem optymalizacyjny gospodarstwa domowego jest opisany zagadnieniem:

$$\max E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln C_t - X_t \int_0^1 \frac{N_t(j)^{1+\varphi}}{1+\varphi} dj \right] \right\},$$

przy warunku:

$$\int_0^1 C_t(i) P_t(i) di + Q_t D_t \leq D_{t-1} + \int_0^1 W_t(j) N_t(j) dj - T_t,$$

gdzie: $C_t = \left(\int_0^1 C_t(i)^{\frac{\varepsilon_p-1}{\varepsilon_p}} di \right)^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p-1}}$ i na mocy rozwiązania zagadnienia optymalnej alokacji wydatków pomiędzy różne rodzaje dóbr: $C_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\varepsilon_p} C_t$, $\int_0^1 C_t(i) P_t(i) di = C_t P_t$, i $P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon_p} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_p}}$.

Warunek optimum pierwszego rzędu (uzyskany przy wykorzystaniu metody Lagrange'a) dla powyższego problemu jest dany równaniem Eulera postaci:

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{C_t P_t}{C_{t+1} P_{t+1}} \right\}, \quad (\text{A.1})$$

przy zachowaniu warunku transwersalności [Kamihigashi, 2008]:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^T E_t \left\{ \frac{1}{C_T} D_T \right\} \geq 0,$$

gdzie: $Q_t = \frac{1}{R_t}$, a R_t jest nominalną krótkookresową stopą procentową.

A.2. Problem optymalizacyjny reprezentatywnego przedsiębiorstwa:

Problem reprezentatywnego przedsiębiorstwa optymalizującego ceny w okresie t można przedstawić jako:

$$\max_{P_t^*} E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} \left(P_t^* Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t}) \right) \right\},$$

przy warunku:

$$C_{t+k|t} = \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{-\varepsilon_p} C_{t+k},$$

$$Y_{t+k|t} \geq C_{t+k|t},$$

i przyjmując, że: $P_t = \left[\theta_p P_{t-1}^{1-\varepsilon_p} + (1-\theta_p) P_t^* \right]^{1-\varepsilon_p}$, $Q_{t,t+k} = \beta^k E_t \left\{ \frac{C_t P_t}{C_{t+k} P_{t+k}} \right\}$.

Warunek optimum pierwszego rzędu jest wtedy dany równaniem:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} \left(P_t^* - \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} \Psi'_{t+k|t} \right) \right\} = 0,$$

gdzie z równania (A.4): $\Psi'_t = \frac{\partial \Psi_t}{\partial Y_t} = \frac{\partial(W_t N_t)}{\partial Y_t} = \frac{W_t}{MPN_t} = \frac{W_t \Delta_t^w \Delta_t^p}{A_t}$

oraz $\frac{\Psi'_{t+k|t}}{\Psi'_{t+k}} = \frac{\frac{W_{t+k}}{MPN_{t+k|t}}}{\frac{W_{t+k}}{MPN_{t+k}}} = \frac{\frac{W_{t+k} \Delta_{t+k}^w \Delta_{t+k}^p}{A_{t+k|t}}}{\frac{W_{t+k} \Delta_{t+k}^w \Delta_{t+k}^p}{A_{t+k}}} = 1$, stąd: $\Psi'_{t+k|t} = \Psi'_{t+k}$, oraz $RMC_{t+k} = \frac{\Psi'_{t+k}}{P_{t+k}}$

stanowi realny koszt krańcowy.

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} RMC_{t+k|t} \frac{P_{t+k}}{P_{t-1}} \right) \right\} = 0. \quad (A.2)$$

A.3. Warunki oczyszczania się rynków:

Oczyszczanie się rynku produktów wymaga, aby: $Y_t(i) = C_t(i)$. Wiedząc, że:

$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon_p - 1}{\varepsilon_p}} di \right)^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1}}$, otrzymujemy warunek:

$$Y_t = C_t. \quad (A.3)$$

Oczyszczenie się rynku pracy opisuje równanie:

$$N_t = \int_0^1 \int_0^1 N_t(i, j) dj di = \int_0^1 N_t(i) \int_0^1 \frac{N_t(i, j)}{N_t(i)} dj di = \int_0^1 N_t(i) \int_0^1 \left[\frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-\varepsilon_w} dj di =$$

$$\Delta_t^w \int_0^1 N_t(i) di = \Delta_t^w \int_0^1 \frac{Y_t(i)}{A_t} di = \Delta_t^w \int_0^1 \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\varepsilon_p} \frac{Y_t}{A_t} di = \Delta_t^w \Delta_t^p \left(\frac{Y_t}{A_t} \right), \quad (\text{A.4})$$

gdzie: $\Delta_t^w = \int_0^1 \frac{N_t(i, j)}{N_t(i)} dj = \int_0^1 \left[\frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-\varepsilon_w} dj \geq 1$ stanowi miarę dyspersji płacowej,

a $\Delta_t^p = \int_0^1 \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\varepsilon_p} di \geq 1$ stanowi miarę dyspersji cenowej.

A.4. Równowaga modelu:

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{C_t P_t}{C_{t+1} P_{t+1}} \right\}, \quad (\text{A.5})$$

$$Q_t = \frac{1}{R_t}, \quad (\text{A.6})$$

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k} \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} RMC_{t+k} \frac{P_{t+k}}{P_{t-1}} \right) \right\} = 0, \quad (\text{A.7})$$

$$Q_{t,t+k} = \beta^k E_t \left\{ \frac{C_t P_t}{C_{t+k} P_{t+k}} \right\}, \quad (\text{A.8})$$

$$RMC_{t+k} = RMC_{t+k}, \quad (\text{A.9})$$

$$RMC_t = \frac{W_t \Delta_t^w \Delta_t^p}{P_t A_t} = \frac{1}{\mathcal{M}_t^p}, \quad (\text{A.10})$$

$$P_t = \left[\theta_p P_{t-1}^{1-\varepsilon_p} + (1-\theta_p) P_t^* \right]^{1-\varepsilon_p}, \quad (\text{A.11})$$

$$Y_t = C_t, \quad (\text{A.12})$$

$$N_t = \Delta_t^w \Delta_t^p \left(\frac{Y_t}{A_t} \right), \quad (\text{A.13})$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k} U_C(C_{t+k}, N_{t+k}) \left[\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - \mathcal{M}_t^w MRS_{t+k} \right] \right\} = 0, \quad (\text{A.14})$$

$$MRS_{t+k|t} = MRS_{t+k} \left[\frac{W_t^*}{W_{t+k}} \right]^{-\varphi \varepsilon_w}, \quad (\text{A.15})$$

$$MRS_t = X_t C_t N_t^\varphi, \quad (\text{A.16})$$

$$W_t = \left[\theta_w W_{t-1}^{1-\varepsilon_w} + (1-\theta_w) W_t^* \right]^{1-\varepsilon_w}, \quad (\text{A.17})$$

$$\frac{W_t}{P_t} = X_t C_t L_t^\varphi, \quad (\text{A.18})$$

$$UR_t = 1 - \frac{N_t}{L_t}, \quad (\text{A.19})$$

$$\hat{\mu}_t^w = \widehat{\varphi UR}_t \text{ lub równoważnie: } \mathcal{M}_t^w = e^{\varphi UR_t} \quad (\text{A.20})$$

$$\mathcal{M}_t^w = \frac{W_t}{P_t MRS_t}. \quad (\text{A.21})$$

Dopełnieniem przedstawionego modelu jest równanie polityki pieniężnej opisujące kształtowanie się R_t w analizowanej gospodarce, które w naszym przypadku będzie jednak określone na podstawie rozważań dotyczących optymalnej polityki pieniężnej.

W podstawowej wersji modelu występują dwa szoki egzogeniczne opisane niezależnymi procesami AR (1):

$$\ln X_t = \chi_t = \rho_\chi \chi_{t-1} + \xi_t^\chi, \quad \xi_t^\chi \sim i.i.d. N(0; \sigma_\chi^2),$$

$$\ln A_t = a_t = \rho_a a_{t-1} + \xi_t^a, \quad \xi_t^a \sim i.i.d. N(0; \sigma_a^2),$$

oraz szok polityki pieniężnej (w pominiętym chwilowo równaniu polityki pieniężnej) dany procesem:

$$M_t = \rho_M M_{t-1} + \xi_t^M, \quad \xi_t^M \sim i.i.d. N(0; \sigma_M^2).$$

A.5. Log-linearyzacja równań modelu:

Przyjmijmy za Galim [2008: 62–63], że w przypadku wykorzystania metody aproksymacji wielomianami Taylora pierwszego rzędu $\Delta_t^w \approx 0$ i $\Delta_t^p \approx 0$, co sprawia, że możemy pominąć te zmienne w równaniach strukturalnych modelu. W dalszych rozważaniach przyjmujemy także, że dla dowolnego Z_t , $\hat{z}_t = z_t - \bar{z} = \ln Z_t - \ln \bar{Z}$, gdzie \bar{Z} jest wartością przyjmowaną przez zmienną Z_t w niestochastycznym stanie stacjonarnym o zerowej inflacji.

Z warunków (A.5), (A.6) i (A.12):

$$\hat{y}_t = E_t \{ \hat{y}_{t+1} \} - \left(\hat{r}_t - E_t \{ \pi_{t+1}^p \} \right). \quad (\text{A.21})$$

Z warunków (A.8), (A.9), (A.10), (A.11) i (A.13) otrzymujemy:

$$\pi_t^p = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^p \} + \lambda_p \widehat{rmc}_t, \quad (\text{A.22})$$

gdzie: $\lambda_p = \frac{(1-\theta_p)(1-\theta_p\beta)}{\theta_p}$. Wykorzystując definicję (A.10) otrzymamy natomiast: $\widehat{rmc}_t = \widehat{w}_t - \widehat{p}_t - \widehat{a}_t$, co umożliwia przekształcenie równania (A.22) do równoważnej postaci, przyjmując dodatkowo, że: $\widehat{\omega}_t = \widehat{w}_t - \widehat{p}_t$:

$$\pi_t^p = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^p \} + \lambda_p (\widehat{\omega}_t - \widehat{a}_t). \quad (\text{A.22a})$$

Z warunków (A.14), (A.15), (A.16), (A.17), (A.18), (A.19), (A.20), (A.21) mamy:

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w \widehat{\varphi UR}_t, \quad (\text{A.23})$$

gdzie: $\lambda_w = \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1+\varphi\varepsilon_w)}$.

Dodatkowo z warunków (A.11) i (A.17) otrzymujemy równanie ruchu:

$$\widehat{\omega}_t = \widehat{\omega}_{t-1} + \pi_t^w - \pi_t^p. \quad (\text{A.24})$$

Model dopełniają: równanie uzyskane na podstawie warunków (A.20), (A.21), (A.12), (A.13) i (A.16):

$$\widehat{\varphi UR}_t = \widehat{\omega}_t - \widehat{\chi}_t - (1+\varphi)\widehat{y}_t - \varphi\widehat{a}_t, \quad (\text{A.25})$$

pominięte chwilowo równanie opisujące regułę polityki pieniężnej i definicje szoków egzogenicznych:

$$\widehat{\chi}_t = \rho_\chi \widehat{\chi}_{t-1} + \xi_t^\chi, \quad \xi_t^\chi \sim i.i.d. N(0; \sigma_\chi^2),$$

$$\widehat{a}_t = \rho_a \widehat{a}_{t-1} + \xi_t^a, \quad \xi_t^a \sim i.i.d. N(0; \sigma_a^2),$$

$$\widehat{M}_t = \rho_M \widehat{M}_{t-1} + \xi_t^M, \quad \xi_t^M \sim i.i.d. N(0; \sigma_M^2).$$

Proponowany model składa się zatem z 6 równań strukturalnych oraz 3 definicji szoków egzogenicznych danych przez $\{\widehat{\chi}_t, \widehat{a}_t, \widehat{M}_t\}$.

A.6. Równowaga naturalna:

Model zaprezentowany w części A.5 można przedstawić w ujęciu uwzględniającym wielkości naturalne poszczególnych zmiennych, a zatem ich wartości odpowiadające stanowi równowagi przy założeniu pełnej elastyczności cen i płac.

Wychodząc z danego równaniem (A.7) warunku pierwszego rzędu optymalizacji cen stwierdzamy, że przy założeniu braku sztywności cen nominalnych ($\theta_w = 0$) upraszcza się on do postaci: $RMC_t = RMC = -\frac{1}{\mathcal{M}^p}$. Korzystając z warunków (A.10) i (A.18) oraz log-linearyzując uzyskaną zależność wokół stanu stacjonarnego i upraszczając otrzymamy:

$$\hat{y}_t^n = \hat{a}_t - \frac{1}{(1+\varphi)} \hat{\chi}_t. \quad (\text{A.26})$$

Dodatkowo z równania (A.10) mamy:

$$\hat{\omega}_t^n = \hat{a}_t. \quad (\text{A.27})$$

Korzystając zaś z wyrażień (A.21) i (A.16) oraz przyjmując, że dla dowolnego Z_t , $\tilde{z}_t = \hat{z}_t - \hat{z}_t^n = z_t - z_t^n$, otrzymujemy:

$$\hat{\mu}_t^w = \tilde{\omega}_t - (1+\varphi)\tilde{y}_t, \quad (\text{A.28})$$

co pozwala również stwierdzić, że:

$$\widehat{\varphi UR}_t = \widetilde{\varphi UR}_t = \tilde{\omega}_t - (1+\varphi)\tilde{y}_t. \quad (\text{A.29})$$

Podstawiając (A.26) do równania (A.21) uzyskujemy:

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - (r_t - \bar{r} - E_t \{ \Delta y_{t+1}^n \} - E_t \{ \pi_{t+1}^p \}), \quad (\text{A.30})$$

co daje: $r_t^n = \bar{r} + E_t \{ \Delta y_{t+1}^n \}$, i w konsekwencji wykorzystując definicje szoków egzogenicznych: $\hat{r}_t^n = E_t \{ \Delta \hat{a}_{t+1} \} - \frac{1}{(1+\varphi)} E_t \{ \Delta \hat{\chi}_{t+1} \} = (1-\rho_a)\hat{a}_t - \frac{1}{(1+\varphi)}(1-\rho_\chi)\hat{\chi}_t$ i ostatecznie:

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - (\tilde{r}_t - E_t \{ \pi_{t+1}^p \}), \quad (\text{A.30a})$$

$$\pi_t^p = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^p \} + \lambda_p \tilde{\omega}_t, \quad (\text{A.31})$$

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w \tilde{\omega}_t + \lambda_w (1+\varphi)\tilde{y}_t, \quad (\text{A.32})$$

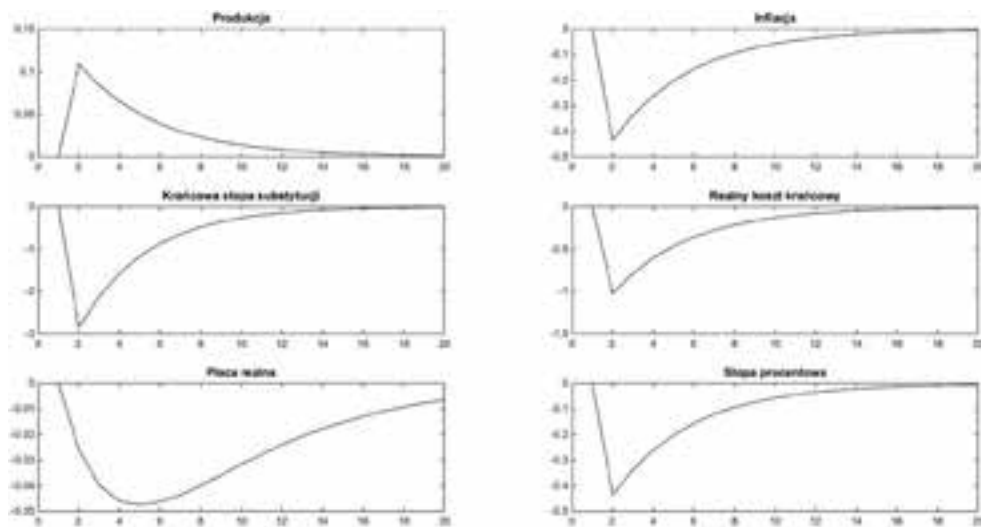
$$\tilde{\omega}_t = \tilde{\omega}_{t-1} + \pi_t^w - \pi_t^p - \Delta \omega_t^n \quad (\text{A.33})$$

oraz równanie polityki pieniężnej.

**Dodatek B. Wyniki kalibracji wykorzystujących standardowy model
sztywności płac nominalnych uwzględniający bezrobocie
– Gali [2011a]**

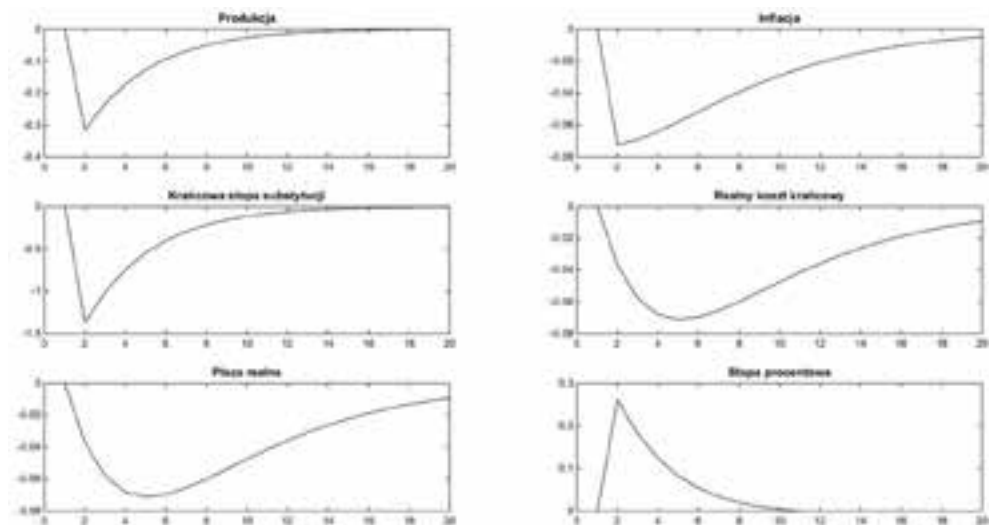
B.1. Funkcje reakcji na impuls pochodzące z modelu skalibrowanego a la Kuchta [2014] w ujęciu umożliwiającym porównanie z wynikami oryginalnymi

Rysunek B.1. Funkcja reakcji na impuls – szok technologiczny



Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

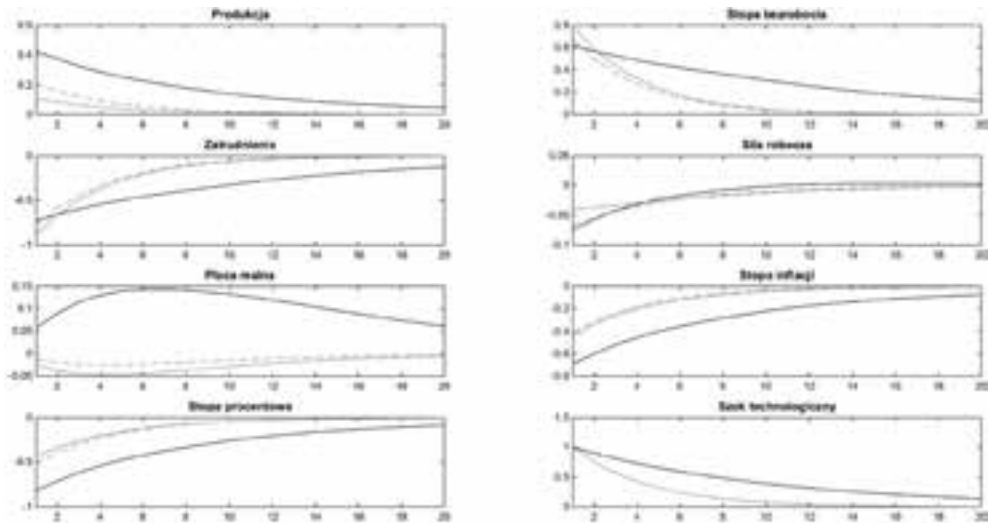
Rysunek B.2. Funkcja reakcji na impuls – szok polityki pieniężnej



Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

B.2. Funkcje reakcji na impuls przy alternatywnych założeniach dotyczących kalibracji reguły stopy procentowej

Rysunek B.3. Funkcja reakcji na impuls – szok technologiczny

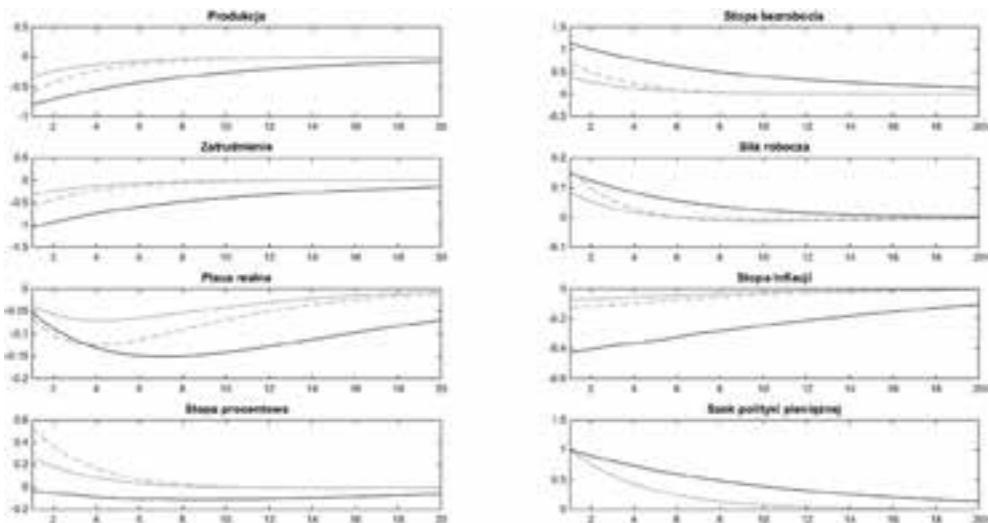


Kalibracja: Gali [2011a] – kolor czarny; *a la* Kuchta [2014] – kolor szary.

Reguła stopy procentowej typu Taylora: standardowa dla danej kalibracji – linia ciągła; Gali [2011a] – linia przerywana.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

Rysunek B.4. Funkcja reakcji na impuls – szok polityki pieniężnej



Kalibracja: Gali [2011a] – kolor czarny; *a la* Kuchta [2014] – kolor szary.

Reguła stopy procentowej typu Taylora: standardowa dla danej kalibracji – linia ciągła; Gali [2011a] – linia przerywana.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu Dynare 4.5.1.

THE LABOUR MARKET IN A NEW NEOCLASSICAL SYNTHESIS MODEL WITH NOMINAL WAGE RIGIDITIES

Abstract

The aim of this article is to review a body of research that uses labour market components to build models of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) and to assess the implications of such models for monetary policy. The article presents methods that might be used to account for unemployment in the class of DSGE models with nominal wage rigidities. Based on the adopted calibrations, the characteristics of the model's response to unexpected interest rate and technological shocks are compared, under the standard Taylor monetary policy rule and when monetary authorities stabilise the unemployment gap. The analysis shows that the introduction of a labour market component to the standard NNS model is an important step in developing this class of models. It results in a coherent description of short- and long-term behaviours of labour demand and supply. The description takes into account the micro-fundamentals of economic processes while preserving the traditional Keynesian interpretation of unemployment based on the Phillips curve concept and the categories of natural and NAIRU/NAWRU unemployment. In addition, simple models show that the introduction of the unemployment gap to the monetary policy rule might be a highly efficient way of stabilising an economy's response to unexpected monetary policy shocks.

Keywords: New Neoclassical Synthesis, representative agents, microfoundations of economics, labour market, employment, unemployment

JEL classification codes: C60, E24, J64
