

Estymowany model DSGE dla wybranych państw
OECD o różnej strukturze instytucjonalnej



ibs

INSTYTUT BADAŃ STRUKTURALNYCH

www.ibs.org.pl

Marek Antosiewicz*, Maciej Bukowski†
Paweł Kowal‡, Piotr Lewandowski§

IBS WORKING PAPER #04/2011

Streszczenie

W pracy zaprezentowano rozbudowany model klasy DSGE z mechanizmem poszukiwań na rynku pracy, endogeniczną destrukcją miejsc pracy, uwzględniający występowanie trzech stanów na rynku pracy oraz kompletną macierz przepływów pomiędzy nimi. Dodatkowo w modelu uwzględniono istnienie zagranicy, banku centralnego oraz polityki monetarnej, sektora bankowego oraz rządowego. Do rozwiązania modelu wykorzystujemy nowatorską metodę numeryczną zaproponowaną w pracy Antosiewicz et al. (2011b), umożliwiającą wprowadzenie rozbudowanej heterogeniczności agentów. Z kolei trójstanowość na rynku pracy modelowana jest metodą próbkowania zgodnie z pracą Antosiewicz et al. (2011a). Model jest estymowany na podstawie danych makroekonomicznych metodami bayesowskimi osobno dla ośmiu państw grupy OECD - Czech, Francji, Hiszpanii, Niemiec, Polski, Szwecji, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych, dzięki czemu możliwe jest identyfikowanie różnic w przebiegu procesów gospodarczych pomiędzy nimi oraz ich źródeł. Pokazujemy, że model cechuje się wysoką zdolnością do odwzorowania zachowania się głównych makroekonomicznych agregatów w cyklu koniunkturalnym. Dodatkowo, dla wszystkich państw udaje się uzyskać zbliżone do rzeczywistych wielkości przepływów na rynku pracy oraz jakościowo poprawną krzywą Beveridge'a.

JEL classification: C63; E24; E32; J22; J64

Keywords: labor supply; labor market frictions; Beveridge curve; endogenous destruction.

*Instytut Badań Strukturalnych, marek.antosiewicz@ibs.org.pl

†Instytut Badań Strukturalnych i Szkoła Główna Handlowa, maciej.bukowski@ibs.org.pl

‡Instytut Badań Strukturalnych, pawel.kowal@ibs.org.pl

§Instytut Badań Strukturalnych, piotr.lewandowski@ibs.org.pl

1 Wprowadzenie

Współczesna teoria makroekonomii została w ostatnim ćwierćwieczu zdominowana przez metodologię realnego cyklu koniunkturalnego (RBC) i wywodzącą się z niej tradycję budowy dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (DSGE). W modelach RBC rynki co do zasady są rynkami walrasowskimi, w których brak jest realnych, nominalnych czy informacyjnych frykcji, a ceny, płace i przepływy między podmiotami gospodarującymi są doskonale elastyczne, podobnie jak w pierwotnym artykule Kydlanda i Prescottta (1982). W myśl założeń nurtu DSGE, część lub całość tych założeń powinna zostać uchylona, ze względu na szereg problemów, jakie modele budowane w tradycji RBC napotykaają w odzwierciedlaniu prawidłowości empirycznych. Dotyczy to w szczególności rynku pracy, na którym obserwujemy jednoczesne współwystępowanie osób poszukujących pracy i niezapełnionych stanowisk w firmach. Pozbawione frykcji modele realnego cyklu koniunkturalnego nie pozwalają na analizowanie tego typu zjawiska, bowiem ograniczają się do modelowania walrasowskiego wyboru między czasem wolnym a pracą. Struktury teoretycznej, umożliwiającej pokonanie tych trudności w modelach DSGE, dostarczył model równowagi częściowej zaproponowany przez Mortensena i Pissaridesa (1994), z wbudowanym mechanizmem poszukiwań i dopasowań na rynku pracy. Niedługo potem Merz (1995) oraz Andolfatto (1996) zaproponowali sposób włączenia tego mechanizmu w strukturę modelu cyklu koniunkturalnego budowanego w równowadze ogólnej. Od tego czasu szereg autorów zaproponowało dalsze rozszerzenia, włączające w struktury modelu takie mechanizmy jak endogeniczna destrukcja miejsc pracy (por. van Roye i Wesselbaum, 2009), poszukiwanie pracy przez osoby zatrudnione (ang. *on-the-job search*, por. Krause i Lubik, 2006) czy sztywności płacowe (por. Antosiewicz, Bukowski i Kowal, 2011c).

W typowym modelu DSGE, w którym występują frykcje na rynku pracy, w duchu Merz (1995) oraz Andolfatto (1996), rozróżnienie między bezrobociem a biernością zawodową jest nieostre ze względu na przyjęty sposób przedstawienia podaży pracy. Albo jest ona w pełni elastyczna i de facto wszyscy członkowie gospodarstwa domowego są aktywni ekonomicznie, tj. zatrudnieni lub bezrobotni, albo pewna ich grupa znajduje się permanentnie poza rynkiem pracy, tworząc odrębną subpopulację osób biernych. Rozróżnienie między wszystkimi trzema stanami (ang. *margins*) na rynku pracy - zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową - pojawia się jedynie u Tripiera (2003), Ebell (2008) i Veracierto (2008), jednak w tych artykułach forma endogenizacji decyzji o aktywności ekonomicznej uniemożliwia odtworzenie pełnej macierzy przepływów rynkowych. Z kolei Garibaldi i Wasmer (2005) oraz Krussel et al. (2011) zbudowali prostą wersję neoklasycznego modelu wzrostu z szokami rynku pracy lub produktywności dotykającymi idiosynkratycznie poszczególne jednostki. Wadą ich metody jest konieczność odwołania się do kosztownych obliczeniowo globalnych metod rozwiązywania modelu, narzucających silne ograniczenia na rozmiar całego modelu, a więc także na jego realizm. Autorzy ci ograniczyli się także tylko do analizy zdolności modelu do odzwierciedlenia stacjonarnych wielkości przepływów na rynku pracy.

Rozwiązanie tego problemu zaproponowali w pracy siostrzanej do niniejszej, Antosiewicz, Bukowski i Kowal (2011a). W ich specyfikacji osoby niepracujące wysyłają swoje oferty zgodnie z procesem Poissona o intensywności, którą mogą modyfikować za cenę zmniejszenia własnej konsumpcji. Dekompozycja grupy niepracujących na osoby bezrobotne oraz bierne dokonuje się zgodnie z praktyką statystyczną stosowaną w badaniach aktywności ekonomicznej ludności typu LFS w Unii Europejskiej czy CPS w USA, czyli na podstawie tego, czy dana jednostka w przeciągu ostat-

niego miesiąca przed momentem wykonywania badania wysłała przynajmniej jedną ofertę pracy, czy nie.¹ Zaletą tego podejścia jest nie tylko odzwierciedlenie stacjonarnych wartości przepływów pomiędzy stanami na rynku pracy, lecz także odtworzenie cyklicznych własności bezrobocia, bierności zawodowej, zatrudnienia, płac oraz wakatów. W szczególności, zaproponowany w pracy Antosiewicz et al. (2011a) mechanizm umożliwia odzwierciedlenie wyraźnej antycykliczności bezrobocia i ujemnej korelacji między bezrobociem i wakatami, a więc jakościowo poprawnej krzywej Beveridge'a. Własności tej nie mają standardowe modele poszukiwań i dopasowań, w których korelacja między wakatami i bezrobociem jest dodatnia, a zmienność bezrobocia w cyklu koniunkturalnym niska.

W prezentowanym tu modelu trójstanowy model przepływów na rynku pracy, w duchu Antosiewicza et al. (2011a), integrujemy z mechanizmem sprawiającym, że destrukcja miejsc pracy nie jest wyłącznie egzogenicznym procesem, lecz wynika z decyzji firm, czyli staje się endogeniczna. Czynimy to w sposób w pełni strukturalny, wprowadzając do modelu silną heterogeniczność po stronie gospodarstw domowych. W odróżnieniu od pokrewnego modelu van Roye'a i Wesselbauma (2009), idiosynkratyczne procesy stochastyczne sterujące indywidualną produktywnością nie są u nas procesami bez pamięci o rozkładzie lognormalnym, lecz ogólnymi procesami błędzenia losowego. Podobnie jak w innych modelach tego typu, podstawową grupą osób poszukujących pracy są osoby bezrobotne, których część znajduje ją napotykając niezapełniony wakat w firmie i podejmując negocjacje płacowe. W chwili zawarcia kontraktu ujawniany jest losowy poziom produktywności, który w następnych okresach może podlegać modyfikacji w ślad za zmieniającą się indywidualną produktywnością pracownika na danym stanowisku. Dopuszczamy by w modelowanej gospodarce, obok agregatowych szoków technologicznych, występowały idiosynkratyczne zaburzenia zmieniające efektywność pracy poszczególnych osób. Jej poziom ewoluuje przy tym w zgodzie z geometrycznym procesem błędzenia losowego, tak, że u części zatrudnionych dochodzi z czasem do wzrostu, a u części do spadku wydajności w porównaniu z odnotowaną w chwili zawarcia kontraktu. Jednostki, których produktywność spadnie poniżej pewnego, endogenicznie określanego poziomu progowego, są zwalniane przez firmy. W odróżnieniu od van Roye'a i Wesselbauma (2009) nie musimy uciekać się do empirycznie nieugruntowanych uproszczeń umożliwiających analityczne obliczenie wartości oczekiwanych niezbędnych do uzyskania zamkniętych, rekurencyjnych formuł w problemach decyzyjnych pracowników i firm, a tą drogą wyznaczenie rozwiązania perturbacyjnego w modelu.

Przy modelowaniu endogenicznych decyzji firm o destrukcji miejsc pracy posługujemy się specyfikacją oraz metodą rozwiązania zaproponowanymi przez Antosiewicza, Bukowskiego i Kowala (2011b), rezygnując jednak z równoległego modelowania mechanizmu *on-the-job search*, co miało miejsce w tamtej pracy. O ile bowiem w wypadku cytowanego artykułu celem było przedstawienie sposobu numerycznego na uwzględnienie silnej heterogeniczności *ex-post* w strukturze modeli DSGE rozwiązywanych metodami perturbacyjnymi, to naszym głównym celem jest zbudowanie modeli empirycznie wiarygodnych i estymowanych dla gospodarek wybranych państw OECD oraz analiza źródeł cyklu koniunkturalnego w tych krajach

¹Zgodnie z metodologią ILO i Komisji Europejskiej, rozróżnienie między osobą bierną a aktywną, w szczególności bezrobotną, w badaniach empirycznych opiera się jeszcze na kryterium zdolności i gotowości do podjęcia pracy w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym. Za bezrobotnych uznaje się też osoby niepracujące i nieposzukujące pracy, ale deklaruujące że mają one pracę załatwioną i oczekujące na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż 3 miesiące oraz gotowe tę pracę podjąć. Z modelowego punktu widzenia te dodatkowe kryteria nie mają znaczenia - każda jednostka poszukująca pracy zarazem jest gotowa i chętna ją podjąć, a dopasowanie oferty do wakatu jest równoważne z podjęciem negocjacji płacowych i rozpoczęciem pracy.

na przestrzeni ostatnich kilkudziesięciu lat.² Wpisujemy się w ten sposób w toczoną w literaturze przedmiotu dyskusję wokół źródeł wahań zatrudnienia i bezrobocia w odpowiedzi na szoki makroekonomiczne. Zgodnie z wynikami zaprezentowanymi w pracy Lewandowski (2011) za wahania stopy bezrobocia w USA odpowiadają przede wszystkim zmiany skłonności firm do zatrudniania,³ podczas gdy w Europie wkład do zmienności bezrobocia wnoszą zarówno wahania intensywności zatrudniania jak i zwalniania.⁴ W Unii Europejskiej intensywność zwolnień rośnie bardzo silnie w okresach kryzysowych mimo, że pozostaje relatywnie stabilna w pozostałych fazach cyklu. Wskazuje to na potencjalne znaczenie jakie może mieć endogeniczna destrukcja miejsc pracy dla wyjaśnienia krótkotrwałych epizodów wzrostu bezrobocia w Europie. Z tego względu w opisanym dalej modelu integrujemy mechanizm destrukcji miejsc pracy jako ważne źródło zmian zatrudnienia w okresach kryzysowych.

Endogenizując, podobnie jak w pokrewnym artykule Antosiewicza et al. (2011b), decyzje o destrukcji miejsc pracy po stronie firm poprzez wprowadzenie silnej heterogenizacji produktywności *ex-post* pracowników, wyraźnie odróżniamy się od *gros* literatury DSGE zajmującej się modelowaniem gospodarki w równowadze ogólnej. Rozwiązywane metodą perturbacyjną modele DSGE nie dają bowiem bezpośrednio możliwości rozpatrywania szoków nieagregatowych, gdyż tworzące je problemy optymalizacyjne muszą zawierać równania w postaci *stricte* rekurencyjnej, w której wartość danej zmiennej w chwili t jest definiowana przez wielkości znane w tym okresie i wartość oczekiwaną skończonego zbioru zmiennych z okresu następnego. Zaproponowana przez Antosiewicza et al. (2011b) metoda numeryczna łączy aproksymację rozkładów prawdopodobieństwa wielomianami Chebysheva i kwadraturą metodą obliczania wartości całek oznaczonych, z metodologią perturbacyjną Judda (1993) rozwiązywania modeli DSGE. Stosujemy ją w niniejszym artykule, łącząc silną heterogeniczność jednostek z szerszym modelem makroekonomicznym, w którym występują: (1) strukturalna reprezentacja dziewięcioelementowej macierzy przepływów pomiędzy stanami na rynku pracy, (2) wymiana handlowa i kapitałowa z zagranicą, (3) sektor bankowy uwzględniający podstawowe frykcje pieniężne i płynnościowe, (4) bank centralny prowadzący równoległe zgodną z regułami i dyskrecjonalną politykę monetarną, a także (5) rząd wpływający na gospodarkę poprzez politykę fiskalną.

Dzięki zróżnicowanej strukturze wewnętrznej modelu, możemy zadać pytanie o relatywną wagę różnych mechanizmów ekonomicznych dla cyklicznych własności rzeczywistych gospodarek wybranych ośmiu państw OECD: Czech, Francji, Hiszpanii, Niemiec, Polski, Szwecji, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. W tym celu przedstawiony w kolejnych sekcjach model estymujemy dla poszczególnych krajów metodami bayesowskimi. Pokazujemy, że wykazuje on dobre dopasowanie do momentów empirycznych zarówno w estymacji bazowej, w której dopuszczamy różną postać procesów stochastycznych w poszczególnych krajach, jak i w estymacji zakładającej ich wspólną formę. Dowodzimy, że model jest zdolny zarówno do odwzorowania przepływów na rynku pracy jak i do jakościowo i ilościowo poprawnego odzwierciedlenia cyklicznych własności produktu, konsumpcji, inwestycji, bezrobocia,

²Jak wykazali Antosiewicz et al. (2011b), mechanizm *on-the-job search*, sam w sobie nie poprawia cyklicznych własności modelu poszukiwań i dopasowań w zakresie obserwowalnych zmiennych rynku pracy takich jak np. zatrudnienie czy bezrobocie. Dostępne bazy danych pozwalają co najwyżej na oszacowanie stacjonarnej wartości przepływów pracowników pomiędzy firmami (por. Fallick i Fleischman, 2004). Nie są natomiast znane własności cykliczne tych przepływów. Wobec braku informacji o zmienności zjawiska *on-the-job search* w cyklu koniunkturalnym w przekroju analizowanych krajów, nie moglibyśmy zidentyfikować ewentualnych innowacji w tym mechanizmie w podobny sposób jak czynimy to w niniejszym tekście z endogeniczną destrukcją miejsc pracy.

³Zgodnie z obserwacjami Halla (2005) i Shimera (2007).

⁴Co dla kilku krajów UE15 pokazali też Elsby et al. (2009).

bierności zawodowej, zatrudnienia, płac oraz wakatów. W szczególności, w modelu występuje bliska obserwowanej skala przepływów pomiędzy stanami na rynku pracy, a także wyraźna antycykliczność bezrobocia i ujemna korelacja między wakatami a bezrobociem, a więc jakościowo poprawna krzywa Beveridge’a. Jak pokazujemy w kolejnym rozdziale, wahania cykliczne głównych zmiennych obserwowanych niemal w całości wyjaśniane są przez zaledwie kilka zaburzeń makroekonomicznych, a czele z szokami technologicznymi. Wskazuje to dodatkowo na bardzo dobrą zdolność modelu do odzwierciedlania rzeczywistych procesów gospodarczych, gdyż endogenizuje on w swojej strukturze wewnętrznej źródła dużej części zmienności głównych obserwowanych agregatów takich jak PKB, konsumpcja, inwestycje, zatrudnienie, bezrobocie czy aktywność zawodowa. Wyestymowane parametry modeli krajowych są jednocześnie do siebie nawzajem zbliżone, co wskazuje na podobieństwo strukturalne gospodarek OECD, a jednocześnie na tyle zróżnicowane, by wywołać różną siłę i trwałość reakcji gospodarek na różne typy zaburzeń makroekonomicznych. Wskazuje to na możliwość identyfikacji za pomocą zaproponowanego modelu instytucjonalnych i nieinstytucjonalnych determinant cyklu koniunkturalnego w krajach rozwiniętych.

Niniejsza praca zorganizowana jest następująco. W sekcji 2 przedstawiamy strukturę modelu. Sekcja 3 omawia zaproponowaną numeryczną procedurę wyznaczania rozwiązania, 4 opisuje procedurę i wyniki estymacji modelu. W sekcji 5 omawiamy główne jego własności dynamiczne. Sekcja 6 zawiera podsumowanie

2 Model

2.1 Gospodarstwo domowe

Modelowana gospodarka zasiedlona jest przez continuum jednostek rozłożonych na odcinku $(0, 1)$, które ubezpieczają się wzajemnie od wahań dochodu spowodowanych epizodami bezrobocia, bierności zawodowej i zatrudnienia. W obrębie całej zbiorowości rozróżniamy przy tym trzy różne grupy osób, różniących się między sobą relatywną rynkową produktywnością pracy. Niech $\mathbb{J} = \{H, M, L\}$ oznacza zbiór wszystkich możliwych typów członków gospodarstwa domowego. Wtedy $0 \leq \phi_j \leq 1$ dla $j \in \mathbb{J}$ jest odsetkiem osób o produktywności A^j , a tym samym $\sum_{j \in \mathbb{J}} \phi_j = 1$. Zakładamy, że osoby należące do grupy L są trwale bierne zawodowo, gdyż ich produktywność $A^L = 0$ (trwała niezdolność do pracy). Pozostałe osoby mogą być albo bierne, albo bezrobotne albo zatrudnione, zaś ich produktywność spełnia $1 = A^M < A^H$. W dalszej części tekstu posługujemy się oznaczeniem $\mathbb{I} = \{H, M\}$ dla wyróżnienia grup uczestniczących w rynku pracy. Jednostki formują reprezentatywne gospodarstwo domowe maksymalizujące w chwili zero wartość oczekiwaną zdyskontowanego strumienia użyteczności z konsumpcji efektywnej, \tilde{C}_t , zadaną rekursywnie równaniem

$$U_t = \frac{\tilde{C}_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \beta E_t \{U_{t+1}\}$$

w którym parametr β oznacza subiektywną stopę preferencji czasowej, zaś parametr σ określa międzyokresową elastyczność substytucji między konsumpcją dziś a konsumpcją jutro. Na konsumpcję efektywną \tilde{C}_t składa się konsumpcja dóbr rynkowych C_t i nierynkowych H_t , przy czym

$$\tilde{C}_t = (C_t^{\epsilon_{CH}} + H_t^{\epsilon_{CH}})^{\frac{1}{\epsilon_{CH}}}$$

gdzie ϵ_{CH} jest elastycznością między konsumpcją jednostki dobra rynkowego i nie-rynkowego, wytwarzanego bezpośrednio w gospodarstwie domowych przez osoby nie-aktywne zawodowo posługujące się liniową funkcją produkcji

$$H_t = b \times \sum_{j \in \mathbb{J}} NE_t^j$$

gdzie NE_t^j jest liczbą osób biernych zawodowo należących do grupy $j \in \mathbb{J}$. Osoby z grup $\mathbb{I} = \{H, M\}$ mogą być albo zatrudnione, albo bezrobotne, albo bierne zawodowo, przy czym dopuszczamy możliwość zmiany stanu na rynku pracy każdej z nich z okresu na okres.

W modelu rozważamy heterogeniczność pracowników pod względem ich indywidualnej produktywności. W tym celu przyjmujemy, że każda pracująca osoba $o \in [0, 1]$ z grupy $i \in \mathbb{I}$ cechuje się w okresie t z produktywnością $A_t^i(o) = A^i \times e^{a_t^i(o)}$, gdzie $a_t^i(o)$ jest zależne od $a_{t-1}^i(o)$ oraz realizacji idiosynkratycznego szoku produktywności $\eta_t^i(o)$ zgodnie z równaniem

$$a_t^i(o) = a_{t-1}^i(o) + \eta_t^i(o)$$

gdzie $\eta^i(o) \sim N(0, \sigma_A)$ jest zmienną losową o rozkładzie normalnym. Tym samym w trakcie obowiązywania umowy o pracę poziom indywidualnej produktywności pracowników podlega geometrycznemu procesowi błędzenia losowego. W rezultacie produktywność części pracowników rośnie powyżej początkowego poziomu, a części się obniża. Po ujawnieniu się szoku modyfikującego indywidualną produktywność, firmy oraz pracownicy mogą zdecydować o rozwiązaniu stosunku pracy oraz negocjują płacę na dany okres. Część stanowisk pracy ulega także egzogenicznej destrukcji. Niech zmienna N_t oznacza łączną liczbę pracujących w gospodarce w okresie t . Wtedy $N_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} N_t^i$ gdzie N_t^i jest liczebnością pracujących o grupowej produktywności A^i . W okresie t członek $o \in (0, 1)$ grupy $i \in \mathbb{I}$ może albo pracować lub nie. Ze względu na występowanie subpopulacji różniących się poziomem produktywności, a także z powodu niejednorodnej produktywności poszczególnych jednostek w obrębie danej grupy, można mówić nie tylko o ekstensywnej podaży pracy N_t^i lecz także o podaży efektywnej \tilde{N}_t^i oraz o przeciętnej efektywnej produktywności jednostki należącej do grupy $i \in \mathbb{I}$, którą oznaczamy symbolem \tilde{A}_t^i . Każdą z tych wielkości definiujemy następująco

$$N_t^i = N^i \times \int_0^1 N_t^i(o) do, \quad \tilde{N}_t^i = N^i \times \int_0^1 A_t^i(o) \times N_t^i(o) do, \quad \tilde{A}_t^i = \frac{\tilde{N}_t^i}{N_t^i} \quad (1)$$

gdzie $N_t^i(o) \in \{0, 1\}$ przyjmuje wartość 1, jeśli dana osoba pracuje, i 0 w przeciwnym wypadku, zaś N^i jest parametrem definiującym odsetek osób o grupowej produktywności A^i w całej populacji. Zauważmy, że przeciętna produktywność jednostki \tilde{A}_t^i jest różna od poziomu produktywności grupowej A^i , gdyż wpływa na nią także rozkład indywidualnej produktywności $a(o)$. Dla $j \in \mathbb{J}$ zachodzi także

$$NE_t^j = N^j - N_t^j$$

gdzie $N_t^L = 0$ jest podażą pracy jednostek należących do grupy L . Zróżnicowanie produktywności jednostek na poziomie indywidualnym sprawia, że także płaca każdej z nich jest różna. Można jednak mówić także o płacy średniej W_t^i , którą definiujemy w dalszej części.

Na dochody gospodarstwa domowego składają się: (i) dochody z pracy $\sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i$, (ii) zyski przekazane przez firmy, Π_t , oraz banki, Π_t^B , (iii) transfery pieniądza od

banku centralnego, M_t , a także (iv) dochody z lokat bankowych, M_t^d oraz pozbawionych ryzyka obligacji krajowych, B_t^H , i zagranicznych, B_t^F , oprocentowanych odpowiednio wg nominalnych stóp R_t^d , R_t^H i R_t^F . Z kolei stroną wydatkową budżetu gospodarstwa domowego w okresie t tworzą wydatki konsumpcyjne, $P_t^C C_t$, podatki ryczałtowe T_t , koszty transakcyjne zmiany kompozycji portfela aktywów pieniężnych Ω_t oraz koszty poszukiwania pracy przez osoby bezrobotne $\Xi_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} \Xi_t^i$. Koszt poszukiwania pracy w grupie $i \in \mathbb{I}$ jest funkcją wysiłku wkładanego w ten proces tzn.

$$\Xi_t^i = \left(\bar{c}_U \times (e_t^i - \bar{e}^i) + \psi_u \times (e_t^i - \bar{e}^i)^2 \right) * N E_t^i; \quad (2)$$

Ostatecznie ograniczenie budżetowe gospodarstwa domowego w okresie $t \geq 0$ przybiera postać

$$P_t^C C_t + T_t + \Xi_t + \Omega_t = \Delta_t^B + \Delta_t^M + \Pi_t + \Pi_t^B + \sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i. \quad (3)$$

gdzie

$$\begin{aligned} \Delta_t^B &= \left(\frac{B_{t-1}^H}{\pi_t} - \frac{B_t^H}{R_t^H} \right) + \frac{B_{t-1}^F}{\pi_t^F} \frac{q_t}{q_{t-1}} - \left(\frac{B_t^F}{R_t^F R P_t} \right) \\ \Delta_t^M &= \frac{M_{t-1}}{\pi_t} - M_t + (R_t^d - 1) \times \left(\frac{M_{t-1}}{\pi_t} - M_t^q \right) \\ \Omega_t &= P_t^C \times \frac{\psi^M}{2} \times \left(\frac{M_t^q}{M_{t-1}^q} \pi_t - \bar{\pi} \right)^2 \end{aligned}$$

przy czym symbolem M_t^q oznaczamy realną wartość gotówki znajdującej się w rękach gospodarstw domowych zaś π_t oraz π_t^F są odpowiednio wartościami inflacji krajowej i zagranicznej, $R P_t$ jest premią za ryzyko inwestowania w obligacje zagraniczne, zaś M_t^q zasobem gotówki w portfelu spełniającym

$$M_t^q = \frac{M_{t-1}}{\pi_t} - M_t^d$$

Gotówka i depozyty, obok roli tezauryzacyjnej, pełnią w modelu także funkcję transakcyjną poprzez ograniczenie *cash-in-advance* postaci

$$P_t^C C_t = \left(\omega_q (M_t^q)^{\epsilon_Q} + \omega_d (M_t^d)^{\epsilon_Q} \right)^{\frac{1}{\epsilon_Q}}$$

gdzie ϵ_Q jest parametrem określającym wzajemną substytucyjność obu form pieniądza, zaś parametry ω_q i ω_d określają preferencję gospodarstwa domowego względem gotówki (agregatu pieniężnego M0) i depozytów, pozwalając na wyznaczenie stacjonarnych wartości odpowiednio M_t^q i stopy R_t^d .

2.2 Produkcja dobra podstawowego

Doskonale konkurencyjny sektor produkcyjny wytwarza jednorodne dobro podstawowe, Y_t , w continuum ex-ante i ex-post identycznych przedsiębiorstw. Oznacza to, że możemy rozpatrywać w ich zastępstwie jeden reprezentatywny podmiot maksymalizujący bieżącą wartość oczekiwaną strumienia przyszłych zysków Π_t

$$\tilde{\Pi}_t = \Pi_t + E_t \{ \Lambda_{t+1} \tilde{\Pi}_{t+1} \}$$

gdzie $\Lambda_t = \beta \frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}}$ jest czynnikiem dyskontującym (ang. *pricing kernel*) będącym pochodną krańcowej użyteczności gospodarstwa domowego z konsumpcji dóbr, λ_t .

Reprezentatywna firma wykorzystuje w procesie produkcji pracę, materiały i, będący jej własnością, kapitał - dzięki czemu osiąga także niezerowe zyski. Produkcja przebiega dwuetapowo. W etapie pierwszym technologia produkcji jest dana standardową funkcją Cobba-Douglasa, zależną od poziomu zainstalowanego w okresie $t - 1$ kapitału oraz efektywnej pracy

$$Y_t^{NK} = K_{t-1}^\alpha \tilde{N}_t^{1-\alpha}$$

gdzie K_t jest zasobem zainstalowanego kapitału, α jego krańcową produktywnością, zaś \tilde{N}_t oznacza efektywną liczbę jednostek pracy zaangażowanych w produkcję w okresie t . Kapitał tworzony jest w wyniku procesu akumulacji uwzględniającego niepełną substytucyjność nowych i starych środków produkcji

$$K_t = \left(1 - \frac{1}{\epsilon_K} \delta\right) K_{t-1} + \left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right)^{\epsilon_K} K_{t-1}$$

przy czym I_t jest poziomem inwestycji, zaś parametr ϵ_K określa zakres sztywności inwestycyjnych. W drugiej fazie procesu wytwórczego konglomerat kapitału i pracy Y_t^{NK} łączony jest z materiałami Z_t za pomocą technologii produkcji typu CES, tworząc homogeniczne dobro podstawowe Y_t

$$Y_t = \bar{A}^Y \times \left(\theta^{\frac{1}{\epsilon_Z}} (Y_t^{NK})^{\frac{\epsilon_Z-1}{\epsilon_Z}} + (1-\theta)^{\frac{1}{\epsilon_Z}} (Z_t)^{\frac{\epsilon_Z-1}{\epsilon_Z}} \right)^{\frac{\epsilon_Z}{\epsilon_Z-1}}$$

gdzie ϵ_Z jest parametrem definiującym elastyczność substytucji między konglomeratem kapitału i pracy z jednej strony, a materiałami z drugiej, zaś θ określa poziom produkcji sprzedanej $P_t Y_t$ w stanie stacjonarnym, która różni się od poziomu produktu, GDP_t , o wartość materiałów zużytych w procesie produkcji zgodnie z równaniem

$$GDP_t = P_t Y_t - P_t^Z Z_t$$

Zakładamy, że poziom technologii \bar{A}^Y jest dany parametrem, który może być potencjalnie zaburzony szokiem technologicznym. W celu zatrudnienia nowych pracowników przedsiębiorstwo otwiera, początkowo niezapełnione, wakaty, V_t , ponosząc jednostkowy koszt $P_t^C \times \bar{\omega}$ utrzymania jednego wakatu w jednostce czasu. Wydatki bieżące firmy obejmują także zakup materiałów Z_t po cenie P_t^Z , wydatki inwestycyjne $P_t^I I_t$, wydatki na płace $\sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i$ oraz koszty obsługi kredytu obrotowego M_t^F oprocentowanego wg stopy $R_t^c - 1$. Zysk chwilowy firmy Π_t wynosi więc

$$\Pi_t = P_t Y_t - P_t^Z Z_t - P_t^I I_t - \sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i - P_t^C \bar{\omega} V_t - (R_t^c - 1) M_t^F$$

gdzie równaniem

$$M_t^F = \psi^F \times \left(P_t^Z Z_t + P_t^I I_t + \sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i \right)$$

zdefiniowane jest ograniczenie monetarne przedsiębiorstwa, zgodnie z którym firma musi dysponować kapitałem obrotowym M_t^F niezbędnym do pokrycia części ψ^F swoich wydatków operacyjnych. Firma produkująca dobro podstawowe dysponuje siłą monopolistyczną dzięki czemu może ustalić cenę P_t biorąc pod uwagę funkcję popytu Y_t^D na swoje dobro postaci

$$Y_t = \left(\frac{P_t}{P_t^D} \right)^{-\epsilon_P} Y_t^D$$

gdzie cena zewnętrzna P_t^D jest z punktu widzenia firmy dana, będąc jednocześnie ustalana przez równowagowy warunek $Y_t^D = Y_t$.

2.3 Produkcja dóbr finalnych

Rozróżniamy cztery typy dóbr finalnych: (1) konsumpcyjne, Y_t^C , (2) inwestycyjne, Y_t^I , (3) rządowe, Y_t^G , oraz (4) materiałowe, Y_t^M . Przy produkcji dobra finalnego w sektorze $f \in \{C, I, G, M\}$ wykorzystane są dobra krajowe $Y_t^{f,H}$ i zagraniczne $Y_t^{f,F}$, łączące się w konglomerat Y_t^f w technologii typu CES

$$Y_t = \bar{A}^f \times \left((\theta_H^f)^{\frac{1}{\epsilon_f}} (Y_t^{f,H})^{\frac{\epsilon_f-1}{\epsilon_f}} + (1 - \theta_H^f)^{\frac{1}{\epsilon_f}} (Y_t^{f,F})^{\frac{\epsilon_f-1}{\epsilon_f}} \right)^{\frac{\epsilon_f}{\epsilon_f-1}}$$

gdzie \bar{A}^f oznacza poziom technologii w sektorze $f \in \{C, I, G, M\}$, parametr θ_H^f jest udziałem dobra krajowego w funkcji produkcji, definiującym relatywną rolę importu w produkcji danego dobra finalnego. Producenci dóbr finalnych maksymalizują chwilowy (jednookresowy) zysk postaci

$$\Pi_t^f = P_t^f Y_t^f - P_t Y_t^{f,H} - P_t^F \times q_t \times Y_t^{f,F}$$

gdzie q_t jest realnym kursem walutowym, P_t^f jest wyrażoną ceną danego dobra finalnego, P_t wyrażoną w walucie krajowej ceną homogenicznego dobra krajowego, zaś P_t^F jest analogiczną ceną homogenicznego dobra zagranicznego wyrażoną w walucie zagranicznej.

2.4 Wymiana z zagranicą

Ponieważ głównym celem modelu jest analiza zmian na rynku pracy, handel zagraniczny analizujemy w sposób uproszczony. Zakładamy, że importerem są firmy produkujące dobra finalne, a eksporterem firmy tworzące dobro podstawowe. Przyjmujemy, że wolumen eksportu jest pochodną popytu zagranicznego Y_t^F oraz relatywnych warunków wymiany (*terms of trade*) w eksporcie. W konsekwencji, import, IM_t oraz eksport EX_t , definiujemy następująco

$$\begin{aligned} IM_t &= \sum_f IM_t^f & IM_t^f &= P_t^F \times q_t \times Y_t^{f,F} \\ EX_t &= P_t \times EX_t^V & EX_t^V &= \left(\frac{P_t}{P_t^F q_t} \right)^{-\epsilon_F} \times Y_t^F \\ Y_t^F &= A_t^F Y_F & CA_t &= EX_t - IM_t \end{aligned}$$

gdzie parametr ϵ_F definiuje elastyczność eksportu względem *terms of trade*, A_t^F jest poziomem technologii zagranicznej, zaś CA_t saldem obrotów bieżących. Zakładamy, że cena dobra homogenicznego jest numeraire w zagranicznej gospodarce tj., że $P_t^F = 1$. Podobnie przyjmujemy, że zagraniczna inflacja (zmiana relatywnej ceny pieniądza zagranicznego względem numeraire) jest dana egzogenicznie $\pi_t^F = \pi^F$. Obok wymiany handlowej, na krajową gospodarkę oddziałują także przepływy kapitału, które ograniczamy do zakupów obligacji zagranicznych przez krajowe gospodarstwa domowe.

$$\begin{aligned} KA_t &= \frac{B_{t-1}^F}{\pi_t^F} \frac{q_t}{q_{t-1}} - \frac{B_t^F}{R_t^F R P_t} \\ \log(RP_t) &= \phi_{RP} \frac{B_t^F}{GDP_t} \end{aligned}$$

gdzie ϕ_{RP} jest elastycznością reakcji premii za ryzyko na zwiększenie relatywnego udziału zadłużenia zagranicznego w produkcji. W długim okresie spełniony jest

także parytet stóp procentowych między rynkiem krajowym i zagranicznym, tzn. $R_t^F = R^H$. Przejściowo, pod wpływem zaburzeń makroekonomicznych możliwe jest odejście od tej zależności. Zachodzi także

$$CA_t + KA_t = 0$$

co pozwala wyznaczyć kurs walutowy.

2.5 Rząd i bank centralny

Ze względu na cele stawiane przed modelem, reprezentację sektora rządowego i banku centralnego ograniczamy do segmentów umożliwiającą identyfikację szoków konsumpcji publicznej i monetarnych. Z tego względu, działanie rządu opisane jest przez dwa równania

$$G_t = \bar{G} \times \left(\frac{GDP_t}{GDP} \right)^{\epsilon_{GV}} \quad T_t = P_t^G G_t$$

Innymi słowy zakładamy, że rząd kieruje się prostą regułą fiskalną, zgodnie z którą dostosowuje wolumen konsumpcji publicznej do odchylenia produktu od stanu stacjonarnego. Elastyczność tych dostosowań zadana jest przez parametr ϵ_{GV} . Jednocześnie, całość konsumpcji publicznej finansowana jest za pomocą podatków ryczałtowych. Zakładamy więc, że zadłużenie rządowe jest zerowe, $B_t^H = 0$, co jednak w związku z obowiązywaniem ekwiwalencji Ricardo-Barro w modelach typu RBC, nie powoduje utraty ogólności.

Z kolei bank centralny prowadzi politykę monetarną za pośrednictwem emisji obligacji dla sektora bankowego B_t^{CB} i ustalania kosztu pieniądza w postaci bankowej stopy procentowej R_t^{CB} . Posługuje się przy tym regułą Taylora postaci

$$\log(R_t^{CB}) = \phi_R + \nu_R \times \log(R_{t-1}^{CB}) + (1 - \nu_R) \times \left(\varrho_\pi \times \log(\pi_t) + \varrho_y \times \log(GDP_t) \right)$$

gdzie parametr ϕ_R , poprzez wpływ na stopę procentową, ustala stacjonarny poziom inflacji. Zaburzenie tego parametru identyfikujemy z szokiem monetarnym, opisującym odchylenie polityki banku od stacjonarnej postaci reguły Taylora (dyskrecjonalny wymiar polityki pieniężnej). Z kolei parametr ν_R określa względną wagę, jaką, na poziomie reguły, bank centralny przykład do odchylenia bieżącej inflacji i bieżącego PKB od ich wartości stacjonarnych.⁵ Podobnie, parametry ϱ_π i ϱ_y opisują relatywną rolę obu odchylenia w obrębie reguły. Opis zachowania banku centralnego dopełnia równanie

$$M_t = \frac{M_{t-1}}{\pi_t} + \Delta M_t$$

zgodnie z którym realny zasób pieniądza w obiegu M_t jest równy zasobowi wczorajszemu M_{t-1} pomniejszonemu o inflację i uzupełnionemu przez nowo wykreowany przez bank centralny pieniądz ΔM_t .

2.6 Sektor bankowy

Rolę pośrednika między gospodarstwami domowymi a firmami w przepływie kapitału pełnią, przyjmujące depozyty i udzielające kredytów, banki. Wielkość depozytów, jakie przyjmie sektor bankowy, zależy od wielkości rezerw depozytowych RES_t^d

⁵Zauważmy, że tak określoną regułą Taylora można zapisać $\log(R_t^{CB}) = \phi_R + \nu_R \times \log(R_{t-1}^{CB}) + (1 - \nu_R) \times \left(\varrho_\pi \times \log(\pi_t/\pi) + \varrho_y \times \log(GDP_t/GDP) \right)$ dla innej wartości parametru ϕ_R , a więc inkorporowanie odchylenia bezpośrednio w regułę nie jest konieczne.

oraz usług zewnętrznych zakupionych w sektorze produkującym homogeniczne dobro podstawowe Y_t^M . Funkcja produkcji depozytów ma przy tym postać funkcji Cobba-Douglasa

$$M_t^d = A^d (RES_t^d)^\mu (Y_t^M)^{1-\mu}$$

gdzie parametr μ określa krańcową produktywność rezerw RES_t^d przy tworzeniu depozytów M_t^d . Razem z parametrem A^d pozwala ona ustalić stacjonarne wartości zmiennych RES_t^d i Y_t^M . Popyt na dobro podstawowe ze strony sektora bankowego pozwala domknąć równowagę na rynku dóbr równaniem

$$Y_t = \sum_f Y_t^f + EX_t^V + Y_t^M$$

Innymi słowy, cała produkcja dobra podstawowego znajduje nabywców bądź w sektorach finalnych, bądź za granicą, bądź w sektorze bankowym. Ponadto banki maksymalizują jednookresowy zysk Π_t^B postaci

$$\Pi_t^B = RES_t + R_t^c M_t^F - R_t^d M_t^d - R_t^{CB} B_t^{CB} - P_t Y_t^M$$

gdzie całkowity poziom rezerw bankowych RES_t spełnia równania

$$\begin{aligned} RES_t &= \omega_M^d Y_t^M + RES_t^d \\ RES_t &= \Delta M_t + Y_t^M + B_t^{CB} - M_t^F \end{aligned}$$

Na wolne aktywa pieniężne znajdujące się w chwili t w dyspozycji sektora bankowego składają się więc (i) nieobjęte rezerwami depozyty gospodarstw domowych, $(1 - \omega_M^d)Y_t$, (ii) obligacje banku centralnego, B_t^{CB} , oraz (iii) przyrost bazy monetarnej w wyniku kreacji pieniądza przez bank centralny, ΔM_t . Aktywa te dzielone są między kredyty, M_t^F , oraz rezerwy depozytowe, RES_t^d . Oprocentowanie depozytów, R_t^d , ustalane jest jako wypadkowa podaży oszczędności ze strony gospodarstw domowych i popytu na nie ze strony banków. Podobnie oprocentowanie kredytów, R_t^c , jest wynikiem zrównoważenia się popytu na kredyt ze strony firm i podaży kredytów ze strony banków. Różnica między oprocentowaniem obligacji rządowych i depozytów bankowych, SPR_t , wyznaczana jest więc przez udział depozytów w finansującym konsumpcję portfelu gospodarstw domowych, ω_d . Z kolei oprocentowanie aktywów banku centralnego ustala ten ostatni, sterując podażą obligacji, B_t^{CB} .

2.7 Rynek pracy

Rozpatrujemy nie-walrasowski rynek pracy wyposażony w zmodyfikowaną wersję mechanizmu poszukiwań i dopasowań zaproponowanego przez Mortensena i Pissaridesa (1994). W każdym okresie dochodzi więc zarówno do destrukcji części starych miejsc pracy, jak i utworzenia nowych. Liczba osób pracujących w grupie $i \in \mathbb{I}$ zmienia się zgodnie z równaniem

$$N_t^i = (1 - \bar{\rho})(1 - s_t^i) \times (N_{t-1}^i + M_{t-1}^i) \quad (4)$$

gdzie s_t^i jest zagregowaną stopą endogenicznej destrukcji zdefiniowaną w dalszej części. Egzogeniczna destrukcja, $\bar{\rho}$, gwarantuje, że rozkład indywidualnej produktywności pracowników jest dobrze określony. Liczba zapełnianych nowych stanowisk, M_t^i , jest pochodną całkowitej liczby wakatów zgłoszonych przez firmy, V_t , oraz liczby ofert pracy, O_t^i , wysłanych przez niepracujących o grupowej produktywności A^i między chwilą t i $t + 1$. Zakładamy przy tym, że niepracujący należący do grupy $i \in \mathbb{I}$

wysyłają oferty pracy zgodnie z procesem Poissona o stałej (w danym okresie) intensywności $\vartheta^i e_t^i \times \Psi_t$, przy czym $\vartheta^i e_t^i$ jest ustaloną w sposób endogeniczny liczbą ofert pracy o standardowej skuteczności, wysyłanych przeciętnie przez jedną osobę niepracującą typu $i \in \mathbb{I}$ w nieskończenie krótkim odcinku czasu $d\tau$, zaś ϑ^i jest charakterystyczną dla danej grupy relatywną skutecznością jej oferty względem innych grup. Parametr ϑ^i modyfikuje więc efektywność tak samo intensywnego procesu poszukiwania pracy pomiędzy grupami M i H . Z kolei Ψ_t jest egzogeniczną, z punktu widzenia gospodarstwa domowego, skutecznością dowolnej (tj. niezależnej od i) pojedynczej oferty pracy o wystandaryzowanej skuteczności grupowej.

Innymi słowy $\vartheta^i e_t^i \times \Psi_t$ jest średnią liczbą skutecznych ofert pracy w jednostce czasu wśród osób o grupowej produktywności A^i . Niech $NE_t^i(\tau)$, dla $\tau \in [0, 1)$, oznacza liczbę osób niepracujących, które do chwili $t + \tau$ nie znalazły zatrudnienia. Tym samym $NE_t^i(0) = NE_t^i$. Zapełnianie wolnych wakatów w trakcie trwania okresu $(t, t + 1)$ odbywa się w sposób ciągły, jednak osoby niezatrudnione w okresie t , które znalazły pracę w trakcie jego trwania, podejmują ją i włączają się w proces produkcji w okresie następnym $t + 1$. Ponieważ proces wysyłania skutecznych ofert pracy jest procesem Poissona z parametrem $e_t^i \times \Psi_t$, to wewnątrzokresowa dynamika liczby osób bez zatrudnienia jest zadana równaniem różniczkowym zwyczajnym postaci

$$\frac{dNE_t^i(\tau)}{d\tau} = -\vartheta^i e_t^i \Psi_t NE_t^i(\tau), \quad NE_t^i(0) = NE_t^i, \quad (5)$$

gdzie $NE_t^i = 1 - N_{t-1}^i$ oznacza liczbę osób typu $i \in \mathbb{I}$ niepracujących w okresie t . Rozwiązując powyższe równanie różniczkowe otrzymujemy dla $\tau \in [0, 1)$:

$$NE_t^i(\tau) = e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t \tau} NE_t^i. \quad (6)$$

Zauważmy, że liczba wszystkich efektywnych (tj. skorygowanych o skuteczność ϑ^i) ofert pracy wysłanych w całym okresie t (tj. między chwilą t i $t + 1$) przez osoby niepracujące typu $i \in \mathbb{I}$ to:

$$\tilde{O}_t^i = \vartheta^i e_t^i \int_0^1 NE_t^i(\tau) d\tau = \frac{1 - e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t}}{\Psi_t} NE_t^i. \quad (7)$$

Liczba dopasowań ofert pracy wysyłanych przez osoby niepracujące do oferowanych przez firmy wakatów definiuje liczbę nowych miejsc pracy M_t utworzonych w okresie t , zgodnie z technologią dopasowań opisaną funkcją Cobba-Douglasa:

$$M_t = \bar{\Upsilon} \tilde{O}_t^\psi V_t^{1-\psi}, \quad (8)$$

gdzie $\tilde{O}_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} \tilde{O}_t^i$ jest całkowitą liczbą zgłoszonych ofert pracy, zaś parametr $\bar{\Upsilon}$ określa efektywnością procesu poszukiwań i dopasowań na rynku pracy. Nowo zatrudnione osoby będą produktywnie dopiero w okresie następnym. Jednocześnie $M_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} M_t^i$ gdzie

$$M_t^i = (1 - e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t}) \times NE_t^i, \quad (9)$$

jest liczbą wakatów zapełnionych przez osoby o grupowej produktywności A^i . Zauważmy, że skuteczność poszukiwania pracy Ψ_t przez osobę wkładającą w to wysiłek, będący odwrotnością grupowej skuteczności poszukiwania pracy $\vartheta^i e_t^i = 1$, jest także przeciętną, makroekonomiczną szansą powodzenia, zdefiniowaną jako iloraz liczby nowo zatrudnianych pracowników do całkowitej liczby wysłanych ofert. Podobnie,

prawdopodobieństwo zapełnienia wakatów Φ_t można zdefiniować jako stosunek liczby nowych miejsc pracy do liczby otwartych wakatów. Formalnie rzecz biorąc

$$\Psi_t = \frac{M_t}{\bar{O}_t}, \quad \Phi_t = \frac{M_t}{V_t}. \quad (10)$$

Podobnie, dla osób o grupowej produktywności A^i , można zdefiniować prawdopodobieństwa zapełnienia wakatów Φ_t^i oraz prawdopodobieństwo znalezienia pracy przez jedną osobę niepracującą $\tilde{\Psi}_t^i$:

$$\Phi_t^i = \frac{M_t^i}{V_t}, \quad \tilde{\Psi}_t^i = \frac{M_t^i}{NE_t^i}. \quad (11)$$

Zmienne Φ_t^i , Φ_t oraz Ψ_t są brane przez firmy oraz osoby poszukujące pracy jako dane. Z ekonomicznego punktu widzenia istotna jest zmienna

$$\theta_t = \frac{V_t}{\bar{O}_t}. \quad (12)$$

definiująca tzw. zagęszczenie na rynku pracy w okresie t .

2.8 Przepływy na rynku pracy

Za osobę bezrobotną uznaje się kogoś kto nie ma pracy, a jednocześnie aktywnie jej poszukuje. Osoby bezrobotne i pracujące są z definicji aktywne na rynku pracy. Pozostałą część populacji klasyfikuje się jako zawodowo bierną (nieaktywną). Te, stosunkowo proste, definicje wiążą się z praktycznymi trudnościami pomiaru. W krajach Unii Europejskiej prowadzi się w tym celu oparte na jednolitej metodologii badanie ankietowe aktywności ekonomicznej ludności - Labor Force Survey - w którym respondentom w wieku 15-74 lat zadaje się pytania sprawdzające, czy: i) w okresie badanego tygodnia były osobami pracującymi czy też nie, ii) czy aktywnie poszukiwały pracy, tzn. podjęły konkretne działania w ciągu 4 tygodni (wliczając jako ostatni - tydzień badany), aby znaleźć pracę, iii) były gotowe (zdolne) podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym. Spełnienie tych trzech kryteriów kwalifikuje daną osobę do grupy bezrobotnych. Zalicza się do niej także osoby, które nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę załatwioną i oczekiwały na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż 3 miesiące od chwili badania i były gotowe ją podjąć. Zauważmy, że w zgodzie z tą praktyczną definicją, za bezrobotną nie zostanie uznana osoba, która nie miała pracy, a której ostatnia aktywność w kierunku jej znalezienia nastąpiła wcześniej niż miesiąc przed momentem badania.

Cechę tę wykorzystujemy w modelu, dzieląc niepracujących na nieaktywnych i bezrobotnych na podstawie tego, czy w przeciągu ostatniego miesiąca wysłali przynajmniej jedną ofertę pracy. Czas oczekiwania pomiędzy kolejnymi wydarzeniami (w tym przypadku wydarzeniem jest wysłanie oferty pracy) dla procesu Poissona dany jest przez rozkład wykładniczy. Tym samym, liczba nieaktywnych oraz bezrobotnych osób typu $i \in \mathbb{I}$ będzie dana odpowiednio przez ogon dystrybuanty oraz dystrybuantę w punkcie rozkładu wykładniczego z parametrem e_t^i . Ponieważ model kalibrowany jest do danych kwartalnych, a więc między t i $t + 1$ upływają trzy miesiące, to interesującym nas punktem będzie $\tau = \frac{1}{3}$. Osobami nieaktywnymi zawodowo są te osoby niepracujące, które w przeciągu ostatniego miesiąca nie wysłały ani jednej oferty. Prawdopodobieństwo, że czas oczekiwania na wysłanie pierwszej oferty będzie dłuższy niż jeden miesiąc wynosi $\frac{-e_t^i}{3}$. Oznacza to, że liczby osób

biernych NA_t^i , NA_t i bezrobotnych U_t^i , U_t^i dane są równaniami:

$$NA_t^i = e^{-\frac{e_t^i}{3}} \times NE_t^i, \quad NA_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} NA_t^i \quad (13)$$

$$U_t^i = (1 - e^{-\frac{e_t^i}{3}}) \times NE_t^i \quad U_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} U_t^i. \quad (14)$$

Dla standardowego modelu rynku pracy z poszukiwaniami, określenie przepływów pomiędzy pracującymi i niepracującymi jest proste. Prawdopodobieństwo przepływu ze stanu zatrudnienia do niepracujących jest dla osób o produktywności A^i wyznaczone bezpośrednio przez stopę destrukcji $\theta_t^{N,i} = 1 - s_t^i$. Z kolei prawdopodobieństwo przepływu przeciwnego wynosi $\theta_t^{NE,i} = 1 - e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t}$. Dekomponując grupę niepracujących na bezrobotnych i nieaktywnych stajemy przed dwoma problemami. Po pierwsze, trzeba określić przepływy od bezrobotnych i nieaktywnych do zatrudnienia, a po drugie przepływy z zatrudnienia należy rozbić na dwa oddzielne strumienie - do bezrobotnych i biernych. W pierwszym przypadku bezpośrednio wykorzystujemy przyjętą definicję osoby nieaktywnej między t i $t + 1$ jako takiej, która w przeciągu ostatniego miesiąca przed momentem rejestracji jej stanu nie wysłała żadnej oferty pracy. Osoba ta mogła jednak wysłać ofertę w okresie wcześniejszym. Ze względu na niezależność ankietowania od wysyłania ofert, zachodzi efekt próbkowania sygnału w czasie, tj. możliwość zaklasyfikowania jako biernych osób, które wysłały ofertę pracy wcześniej niż miesiąc przed momentem wykonywania ankiety. Oznacza to, że także osoby zaklasyfikowane jako nieaktywne będą znajdować pracę, choć w ich populacji należy oczekiwać o mniejszego prawdopodobieństwa znalezienia pracy niż w wypadku całej populacji osób niezatrudnionych. Formalnie rzecz biorąc $\theta_t^{NA,i} = 1 - e^{-\frac{2}{3} \vartheta^i e_t^i \Psi_t}$. Z kolei prawdopodobieństwo znalezienia pracy przez bezrobotnego jest równe stosunkowi liczby osób bez pracy, które znalazły pracę w okresie t , a które nie były zaklasyfikowane jako osoby bierne ze względu na efekt próbkowania, do całkowitej liczby bezrobotnych na początku tego okresu. Innymi słowy jest ono równe $\theta_t^{U,i} = \frac{\theta_t^{NE,i} NE_t^i - \theta_t^{NA,i} NA_t^i}{U_t^i}$. Wyznaczenie napływów do zatrudnienia umożliwia wyznaczenie napływów do pozostałych stanów na rynku pracy, dzięki podzieleniu ich pomiędzy nieaktywnych i bezrobotnych proporcjonalnie do wielkości obydwu grup. Oznaczmy symbolem $\Theta_t^i(p, q)$ dla $i \in \mathbb{I}$ oraz $p, q \in \{N, U, NA\}$ wielkość przepływu na rynku pracy między stanem p i q ograniczonego do osób o produktywności A^i . Przykładowo $\Theta_t^i(N, N) = \theta_t^{N,i}$ jest przepływem zatrudnienie-zatrudnienie, zaś $\Theta_t^i(U, NA) = (1 - \theta_t^{U,i}) \times \frac{NA_t^i}{NE_t^i}$ przepływem bezrobocie-bierność w obrębie grupy $i \in \mathbb{I}$. Całą macierz przepływów na rynku pracy dla osób o produktywności $i \in \mathbb{I}$ przedstawia tablica 1:

Tablica 1: Przepływy między stanami na rynku pracy w modelu dla osób o produktywności $i \in \mathbb{I}$

	N_{t+1}^i	U_{t+1}^i	NA_{t+1}^i
N_t^i	$\theta_t^{N,i}$	$(1 - \theta_t^{N,i}) \times \frac{U_t^i}{NE_t^i}$	$(1 - \theta_t^{N,i}) \times \frac{NA_t^i}{NE_t^i}$
U_t^i	$\theta_t^{U,i}$	$(1 - \theta_t^{U,i}) \times \frac{U_t^i}{NE_t^i}$	$(1 - \theta_t^{U,i}) \times \frac{NA_t^i}{NE_t^i}$
NA_t^i	$\theta_t^{NA,i}$	$(1 - \theta_t^{NA,i}) \times \frac{U_t^i}{NE_t^i}$	$(1 - \theta_t^{NA,i}) \times \frac{NA_t^i}{NE_t^i}$

Posługując się przepływami w obrębie poszczególnych grup osób, różniących się

poziomem produktywności pracy, możliwe jest naturalne określenie przepływów zagregowanych $\Theta_t(p, q)$:

$$\Theta_t(p, q) = \sum_{i \in \mathbb{I}} \Theta_t^i(p, q) \times \frac{p^i}{p}. \quad (15)$$

gdzie za indeksy p, q należy dokonać formalnego podstawienia symboli N, U, NA .

2.9 Negocjacje płacowe

Oznaczmy przez $V_t^{E,i,o}$, $V_t^{U,i}$ i $V_t^{F,i,o}$ odpowiednio: (i) wartość, w jednostkach użyteczności gospodarstwa domowego, jaką w chwili t ze swojej pracy czerpie o -ta osoba pracująca w grupie należąca do grupy $i \in \mathbb{I}$, (ii) wyrażoną także w jednostkach użyteczności satysfakcję, jaką dla osoby bezrobotnej należącej do grupy $i \in \mathbb{I}$ przynosi jej stan na rynku pracy oraz (iii) wartość dla firmy z zatrudnienia osoby $o \in [0, 1]$ z grupy $i \in \mathbb{I}$. Zmienne $V_t^{E,i,o}$, oraz $V_t^{F,i,o}$ zależą wyłącznie od indywidualnej produktywności pracy o -tego pracownika pod koniec okresu t , tj. od zmiennej $a_t^i(o)$. Poziom produktywności jest cechą osób pracujących, ulegającą zatarciu w chwili utraty pracy. Z tego względu $V_t^{U,i}$ jest jednakowe dla wszystkich osób bezrobotnych w danej grupie (por. równanie (21)), podczas gdy $V_t^{E,i,o}$ i $V_t^{F,i,o}$ mogą się różnić u różnych osób pracujących nawet w obrębie grupy $i \in \mathbb{I}$. Niech zmienna $S_{t+1}^{i,o} \in \{0, 1\}$ przyjmuje wartość 1, jeżeli miejsce pracy o -tego pracownika nie zostało endogenicznie zniszczone, oraz wartość 0 w przeciwnym wypadku. W takim wypadku satysfakcja z pracy o -tej osoby zatrudnionej oraz wartość dla firmy z tego zatrudnienia dane są w okresie t rekurencyjnymi zależnościami

$$\begin{aligned} V_t^{E,i,o} &= \lambda_t W_t^{i,o} + \beta E_t \{ V_{t+1}^{U,i} \\ &\quad + \beta(1 - \bar{\rho}) \times E_t \{ S_{t+1}^{i,o} \times (V_{t+1}^{E,i,o} - V_{t+1}^{U,i}) \} \} \\ V_t^{F,i,o} &= \lambda_t (X_t^{i,o} - W_t^{i,o}) + \beta(1 - \bar{\rho}) \times E_t \{ S_{t+1}^{i,o} \times V_{t+1}^{F,i,o} \} \end{aligned} \quad (16)$$

gdzie zmienna $X_t^{i,o}$ określa krańcową produktywność efektywnej jednostki pracy o -tego pracownika, która jest brana przez firmę oraz pracownika jako dana i wynosi

$$X_t^{i,o} = A_t^i(o) \times (1 - \alpha) \frac{Y_t}{\bar{N}_t}$$

Równania (16) można zinterpretować w naturalny sposób. Wartość kontraktu zatrudnieniowego jest dla pracownika tym większa, im większa jest użyteczność czerpana z płacy. Jednocześnie, zwiększa ją zdyskontowana wartość oczekiwana potencjalnej nadwyżki wartości zatrudnienia nad wartością bezrobocia. Przy tym, w wartościach tych uwzględnione jest to, czy pracownik utraci pracę, czy też pozostanie na dotychczasowym stanowisku. Podobnie w wypadku firmy, wartość umowy o pracę rośnie wraz z tym, im większa jest nadwyżka jego krańcowej produktywności nad wypłacaną mu płacą, oraz im większa jest (po zdyskontowaniu) przyszła oczekiwana wartość tego kontraktu, po uwzględnieniu korekty o prawdopodobieństwo rozwiązania umowy z przyczyn egzogenicznych lub przyczyn leżących po stronie firmy (endogeniczna destrukcja).

Wartości kontraktu zatrudnieniowego dla firmy i pracownika brane są pod uwagę w procesie negocjacji wynagrodzeń. Podobnie jak w standardowym modelu RBC z mechanizmem poszukiwań i dopasowań na rynku pracy, zakładamy, że płaca $W_t^{i,o}$ pracownika należącego do grupy $i \in \mathbb{I}$ i cechującego się indywidualną produktywnością $A_t^i(o)$ jest wyznaczona zgodnie z mechanizmem indywidualnych negocjacji

Nasha podejmowanych przez firmy i pracowników w każdym okresie t

$$W_t^{i,o} = \arg \max_{W_t^{i,o}} (V_t^{E,i,o} - V_t^{U,i})^\nu \times (V_t^{F,i,o})^{1-\nu}$$

pod warunkiem możliwości realizacji postaci $V_t^{E,i,o} - V_t^{U,i} \geq 0$, $V_t^{F,i,o} \geq 0$. Implikuje to

$$V_t^{F,i,o} = \frac{1-\nu}{\nu} (V_t^{E,i,o} - V_t^{U,i}) \quad (17)$$

tym samym $V_t^{F,i,o} < 0 \Leftrightarrow V_t^{E,i,o} - V_t^U < 0$ i warunek możliwości realizacji jest spełniony, jeżeli tylko $V_t^{F,i,o} \geq 0$. Równanie (17) oraz dynamiki $V_t^{E,i,o}$ i $V_t^{F,i,o}$ pozwalają nam na wyrażenie płacy w następującej formule

$$W_t^{i,o} = \nu X_t^{i,o} + \frac{1-\nu}{\lambda_t} \times (V_t^{U,i} - \beta E_t \{V_{t+1}^{U,i}\}) \quad (18)$$

Zauważmy, że wartość pracy dla o -tego pracownika z grupy $i \in \mathbb{I}$ oraz wartość o -tego pracownika dla firmy zależą wyłącznie od indywidualnej produktywności pracownika. Tym samym, wynegocjowana płaca $W_t^{i,o}$ oraz endogeniczna destrukcja miejsca pracy $S_t^{i,o}$ także zależą jedynie od logarytmu poziomu indywidualnej produktywności $a_t^i(o)$ oraz agregatów ekonomicznych. Tak więc, przy danym stanie zmiennych makroekonomicznych, możemy zdefiniować funkcje wartości dla pracownika, $V^{E,i}(a)$, oraz firmy $V^{F,i}(a)$, których argumentem jest a . Zajmujemy się tym w następnej sekcji.

2.10 Funkcje wartości

Oznaczmy przez $W_t^i(a)$, $S_t^i(a)$ i $X_t^i(a)$ funkcyjne zależności między płacą, endogeniczną destrukcją miejsc pracy i krańcową produktywnością efektywnej jednostki pracy osoby należącej do zbiorowości $i \in \mathbb{I}$ o logarytmie poziomu indywidualnej produktywności a . Wymagamy przy tym, aby

$$W_t^{i,o} = W_t^i(a_t^i(o)) \quad S_t^{i,o} = S_t^i(a_t^i(o)) \quad X_t^{i,o} = X_t^i(a_t^i(o))$$

Zdefiniujmy dla $i \in \mathbb{I}$ funkcje $V^{E,i}(a)$ oraz $V^{F,i}(a)$ w ten sposób aby

$$V_t^{E,i,o} = V_t^{E,i}(a_t^i(o)) \quad V_t^{F,i,o} = V_t^{F,i}(a_t^i(o)) \quad (19)$$

Niech zmienna losowa $a'(a, \eta)$ określa ewolucję logarytmu produktywności osoby zatrudnionej w kolejnych dwóch okresach

$$a' = a + \eta.$$

gdzie $\eta \sim N(0, \sigma_A)$ jest czysto losowym zaburzeniem. Proces stochastyczny, zgodnie z którym ewoluuje indywidualna wydajność pracownika, jest geometrycznym procesem błędzenia losowego. Funkcje $V_t^{E,i}$ i $V_t^{F,i}$ dla $i \in \mathbb{I}$ definiujemy następująco

$$\begin{aligned} V_t^{E,i}(a) &= \lambda_t W_t^i(a) + \beta E_t V_{t+1}^{U,i} + \beta \times E_t \left\{ V_{t+1}^{E,i,0}(a') - V_{t+1}^{U,i} \middle| a \right\} \\ V_t^{F,i}(a) &= \lambda_t (X_t^i(a) - W_t^i(a)) \\ &\quad + \beta (1 - \bar{\rho}) E_t \left\{ S_{t+1}^i(a') V_{t+1}^{F,i}(a') \middle| a \right\} \end{aligned} \quad (20)$$

gdzie

$$V_t^{E,i,0}(a) = (1 - \bar{\rho}) S_t^i(a) \times (V_t^{E,i}(a) - V_t^{U,i}) + V_t^{U,i}$$

Dokonując odpowiednich podstawień nietrudno sprawdzić, że tak zdefiniowane funkcje wartości $V_t^{E,i}(a)$ i $V_t^{F,i}(a)$ spełniają warunki (19). Ich interpretacja ekonomiczna jest także taka sama jak równań (16). O ile jednak zmienne losowe $V_t^{E,i,o}$, $V_t^{F,i,o}$ są zdefiniowane tylko, gdy miejsce pracy o -tego pracownika nie zostało zniszczone w okresie t , to funkcje wartości możemy zdefiniować dla dowolnego a .

Przyjmujemy dla uproszczenia, że specyficzne umiejętności zgromadzone w okresie zatrudnienia „znikają” w momencie utraty pracy. Oznacza to, że nowo zatrudnieni bezrobotni w okresie t cechują się losowo określoną indywidualną produktywnością $A^0 = \exp(a^0)$ gdzie $a^0 \sim N(0, \sigma_A)$. Wartość bezrobocia, $V_t^{U,i}$, nie zależy więc od poziomu produktywności danej osoby bezrobotnej w czasie, gdy była ona zatrudniona, lecz jedynie od nadwyżki użyteczności, jaką produkcja domowa w chwili t przynosi nad kosztem poszukiwania pracy $\Xi_t^i(e_t^i)$, oraz od (zdyskontowanej na moment t) wartości oczekiwanej stanu na rynku pracy w kolejnym okresie - bezrobocia V_{t+1}^U lub zatrudnienia $V_{t+1}^{E,0}(a^0)$. Spełnia ona zatem następującą, rekursywną zależność funkcyjną

$$V_t^{U,i} = b_t^{U,i} - \lambda_t \Xi_t^i(e_t^i) + \beta(1 - \vartheta^i e_t^i \Psi_t) \times E_t\{V_{t+1}^{U,i}\} + \beta \vartheta^i e_t^i \Psi_t \times E_t\{V_{t+1}^{E,i,0}(a^0)\} \quad (21)$$

gdzie $b_t^{U,i}$ jest krańcowym przyrostem użyteczności z tytułu zaangażowania w produkcję domową kolejnej osoby należącej do zbiorowości $i \in \mathbb{I}$, danym równaniem

$$b_t^{U,i} = \frac{\partial \lambda_t \tilde{C}_t}{\partial N E_t^i}$$

Z kolei $\vartheta^i e_t^i \Psi_t$ jest prawdopodobieństwem znalezienia pracy przez bezrobotnego poszukującego jej z intensywnością e_t^i i grupową skutecznością wysyłanych ofert ϑ^i . Podobnie, wartość ustanowienia wakatów w chwili t przez firmę, oznaczona symbolem J_t , wynosi

$$J_t = -\lambda_t \bar{\omega} + \beta(1 - \bar{\rho}) \sum_{i \in \mathbb{I}} E_t\left\{ \Phi_t^i S_{t+1}^i(a^0) \times V_{t+1}^{F,i}(a^0) \right\} \quad (22)$$

gdzie a^0 jest poziomem produktywności osób nowo zatrudnionych w okresie $t + 1$, po wystąpieniu szoku produktywności pracy. Optymalność ustalenia liczby wakatów oraz warunek braku barier wejścia firm wymaga

$$J_t = 0 \quad (23)$$

Oznacza to, że w optimum jednostkowy koszt otwarcia wakatów $\bar{\omega}$ jest równy zdyskontowanej na chwilę bieżącą oczekiwanej wartości, jaką z punktu widzenia firmy przyniesie zatrudnienie nowych pracowników.

2.11 Intensywność poszukiwania pracy

Osoby bezrobotne będą zwiększały intensywność poszukiwania pracy e_t do chwili, gdy $\frac{\partial V_t^{U,i}}{\partial e}(e_t^i) = 0$. Oznacza to, że warunek określający optymalny poziom e_t^i można otrzymać różniczkując prawą stronę równania (21) względem e_t^i , a następnie przyrównując ją do zera. Uzyskujemy wtedy

$$(\Xi_t^i)'(e_t^i) = \beta \vartheta^i \Psi_t \times E_t\{V_{t+1}^{E,i,0}(a^0) - V_{t+1}^{U,i}\}. \quad (24)$$

Zauważmy, że wykorzystując równanie (17) oraz definicje $\tilde{V}_t^{E,i,0}$ i $\tilde{V}_t^{F,i}$ można uprościć wyrażenie (24) uzyskując

$$(\Xi_t^i)'(e_t^i) = \frac{\nu}{1 - \nu} \times (1 - \bar{\rho}) \times \beta \vartheta^i \Psi_t \times \tilde{V}_t^{F,i}(a^0) \quad (25)$$

2.12 Endogeniczna destrukcja

Optymalność decyzji firmy o zwolnieniu pracownika należącego do grupy $i \in \mathbb{I}$ i cechującego się indywidualną produktywnością a , wymaga tego, aby $S_t^i(a) = 0$ jeżeli $V_t^{F,i}(a) \leq 0$ oraz $S_t^i(a) = 1$ w przeciwnym wypadku. Pracownik nie dokona destrukcji miejsca pracy, jeżeli nie zrobi tego firma. Zakładamy, że $V_t^{F,i}(a)$ jest funkcją rosnącą względem a . Założenie to jest weryfikowane numerycznie. Wtedy

$$S_t^i(a) = \begin{cases} 0, & \text{jeżeli } a \leq \bar{a}_t^i; \\ 1, & \text{w przeciwnym wypadku.} \end{cases} \quad (26)$$

gdzie \bar{a}_t^i jest granicznym poziomem indywidualnej produktywności w grupie $i \in \mathbb{I}$, spełniającym

$$V_t^{F,i}(\bar{a}_t^i) = \lambda_t \times \bar{\zeta} \quad (27)$$

gdzie $\bar{\zeta}$ jest stacjonarnym poziomem kosztu zwolnienia pracownika, który bez straty ogólności może być ustalony na zero. Wykorzystując równanie (26), determinujące postać funkcji endogenicznej destrukcji miejsc pracy w firmach, możemy wyrazić w sposób bardziej bezpośredni niż w równaniu (20) wartość, jaką firma uzyskuje z zatrudnienia nowego pracownika o produktywności a

$$V_t^{F,i}(a) = \lambda_t(X_t^i(a) - W_t^i(a)) + \beta(1 - \bar{\rho}) \times \tilde{V}_t^{F,i}(a) \quad (28)$$

gdzie

$$\tilde{V}_t^{F,i}(a) = E_t \left\{ \int_{\bar{a}_{t+1}^i}^{\infty} V_{t+1}^{F,i}(a') dF(a'; a) \right\} \quad (29)$$

zaś $dF(a'; a)$ jest gęstością prawdopodobieństwa zmiennej losowej a' danej przez $a' = a + \eta$, $\eta \sim N(0, \sigma_A)$, tj.

$$dF(x; a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_A^2}} \times e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma_A^2}}$$

Podobnie, korzystając z definicji (29), równania (17) oraz wprowadzonych w poprzedniej sekcji zależności (24) wiążących krańcowe koszty otwarcia wakatów z oczekiwaną nadwyżką, wynikającą z faktu podjęcia pracy przez osobę bezrobotną, można uprościć wyrażenia (20) i (21), uzyskując następujące równania definiujące funkcje wartości pracownika i bezrobotnego

$$\begin{aligned} V_t^{E,i}(a) &= \lambda_t W_t^i(a) + \beta E_t V_{t+1}^{U,i} + \beta(1 - \bar{\rho}) \times \frac{\nu}{1 - \nu} \tilde{V}_t^{F,i}(a) \\ V_t^{U,i} &= b_t^{U,i} + \lambda_t \left((\Xi_t^i)'(e_t^i) - \Xi_t^i(e_t^i) \right) + \beta \times E_t \{ V_{t+1}^U \} \end{aligned} \quad (30)$$

Podobnie równanie (22), określające wartość zapełnienia wakatów z punktu widzenia firmy, można zapisać w postaci

$$J_t = -\lambda_t \bar{\omega} + \beta(1 - \bar{\rho}) \sum_{i \in \mathbb{I}} \Phi_t^i \tilde{V}_t^{F,i}(a^0) = 0 \quad (31)$$

Na koniec, wykorzystanie równań (17), (19), (21) i (25), pozwala warunek na optymalną płacę należącego do grupy $i \in \mathbb{I}$ pracownika o poziomie indywidualnej produktywności a (18), zapisać jako

$$W_t^i(a) = \left[\nu \left(X_t^i(a) + \beta(1 - \bar{\rho}) \vartheta^i \Psi_t \tilde{V}_t^F(a^0) \right) + (1 - \nu) \left(\frac{b_t^{U,i}}{\lambda_t} - \Xi_t^i(e_t^i) \right) \right] \quad (32)$$

Równanie (32) ma naturalną interpretację. Wynagrodzenie pracownika z grupy $i \in \mathbb{I}$ o indywidualnej wydajności $A(a) = e^a$ jest tym większe, im większa jest średnia ważona siłą przetargową pracownika z (1) krańcowej produktywności pracy $X_t^i(a)$ powiększonej o wartość, jaką zatrudnienie bezrobotnego przyniesie firmie $\beta(1 - \bar{\rho})\vartheta^i \Psi_t \tilde{V}_t^F(a^0)$, oraz (2) z produkcji domowej $b_t^{U,i}/\lambda_t$, pomniejszonej o koszt poszukiwania pracy przez bezrobotnego $\Xi_t^i(e_t^i)$. Relatywna rola obu czynników w determinowaniu płacy zależy od siły przetargowej pracowników ν . Im jest ona większa, tym opcja zewnętrzna w postaci produkcji dóbr nierynkowych ma mniejsze znaczenie.

Ostatecznymi postaciami równań definiujących funkcje wartości firmy, pracownika, bezrobotnego i wakatu uwzględnianymi w modelu są odpowiednio równania (28), (30) oraz (31). Rozkład płac zadany jest równaniem (32), a optymalny poziom wysiłku wkładanego przez bezrobotnych w poszukiwanie pracy (liczby wysyłanych ofert) równaniem (25). Co więcej, do wyznaczenia wszystkich tych wielkości wystarcza znajomość postaci funkcji \tilde{V}_t^F . Wyznaczamy ją numerycznie w algorytmie opisanym w sekcji 3.

2.13 Agregacja

Występująca w modelu znaczna heterogeniczność pracujących pod względem poziomu indywidualnej produktywności implikuje konieczność wyznaczenia wielkości zagregowanych. Odgrywają one w modelu rolę ekonomiczną, tj. pozwalają wyznaczyć poziomy brakujących zmiennych, w tym m.in. produkcji $P_t Y_t$ i produktu GDP_t , czy liczby nowo zapełnionych stanowisk pracy M_t^i oraz innych zmiennych wobec nich pochodnych. Poszukiwanymi agregatami są zatem: liczba osób pracujących N_t^i , efektywny nakład pracy \tilde{N}_t^i , zagregowane prawdopodobieństwo endogenicznej destrukcji s_t^i , prawdopodobieństwo zapełnienia wakatu Ψ_t oraz łączne wydatki na płace (zagregowany fundusz płac) $W_t^i N_t^i$, gdzie W_t^i jest przeciętnym poziomem wynagrodzeń w grupie $i \in \mathbb{I}$. Znając agregaty we wszystkich zbiorowościach $i \in \mathbb{I}$ można bezpośrednio wyrazić agregaty całej gospodarki.

Załóżmy chwilowo, że znamy podstawowy rozkład prawdopodobieństwa pozwalający na wyznaczenie poszukiwanych agregatów, tj. rozkład indywidualnej produktywności w grupie $i \in \mathbb{I}$ przed dokonaniem endogenicznej i egzogenicznej destrukcji miejsc pracy, $dG_t^i(a)$. Jego wyznaczenie odbywa się numerycznie na podstawie wzorów i procedury aproksymacyjnej opisanej w sekcjach 2.14 i 3. Zagregowane koszty pracy spełniają

$$W_t^i N_t^i \equiv \int_0^1 W_t^{i,o} N_t^{i,o} do \quad W_t^i = \frac{1}{1 - s_t^i} \times \int_{\bar{a}_t}^{\infty} W_t^i(a) dG_t^i(a)$$

Efektywna liczba jednostek pracy oferowana w okresie t przez pracujących należących do grupy $i \in \mathbb{I}$, dana przez (1), wynosi

$$\tilde{N}_t^i = \frac{N_t^i}{1 - s_t^i} \times \int_{\bar{a}_t}^{\infty} A^i e^a dG_t^i(a)$$

Równanie (4) wyznacza dynamikę liczby pracujących. Zgodnie z definicją rozkładu indywidualnej produktywności $dG_t^i(a)$, zagregowane prawdopodobieństwo endogenicznej destrukcji w grupie $i \in \mathbb{I}$, s_t^i spełnia

$$s_t^i = 1 - \int_{\bar{a}_t}^{\infty} dG_t^i(a)$$

Mamy też $U_t^i = 1 - N_t^i$. Wartości wszystkich agregatów wyznaczone są numerycznie w sposób opisany w sekcji 3.

2.14 Rozkład produktywności $dG_t^i(a)$ i jego dynamika

Model domknięty jest poprzez wyznaczenie dynamiki rozkładu indywidualnej produktywności osób zatrudnionych na początku okresu t , $dG_t(a)$. W okresie $t - 1$ następuje endogeniczna destrukcja stanowisk pracy jednostek, których produktywność jest mniejsza niż \bar{a}_{t-1}^i oraz egzogeniczna destrukcja miejsc pracy z prawdopodobieństwem $\bar{\rho}$, niezależna od produktywności osoby i grupy $i \in \mathbb{I}$. Na początku okresu t stanowiska pracy, które przetrwały destrukcję doświadczają losowego szoku produktywności. Oznaczmy przez $dG_t^{i,1}(a)$ gęstość prawdopodobieństwa rozkładu produktywności tych stanowisk. Wynosi ono

$$dG_t^{i,1}(x) = \frac{1}{1 - s_{t-1}^i} \int_{\bar{a}_{t-1}^i}^{\infty} \left(dG_{t-1}^i(y) \right) \times dF(y; x) dy,$$

W okresie t nowo powstałe stanowiska mają rozkład produktywności $dF(x; a^{i,0})$, tj. rozkład produktywności osób bezrobotnych, które znalazły pracę. Znając go, możemy łatwo wyznaczyć rozkład osób pracujących na początku okresu t przed destrukcją:

$$dG_t^i(x) = \alpha_{t-1}^i \times dG_t^{i,1}(x) + (1 - \alpha_{t-1}^i) \times dF(x; a^{i,0})$$

gdzie współczynnik α_{t-1}^i zdefiniowany jako

$$\alpha_{t-1}^i = \frac{N_{t-1}^i}{N_{t-1}^i + M_{t-1}^i}$$

jest odsetkiem wśród osób pracujących na początku (tzn. jeszcze przed destrukcją) okresu t , które pracowały w poprzednim okresie na tym samym stanowisku pracy.

2.15 Zaburzenia stochastyczne

W modelu rozpatrujemy dwanaście procesów stochastycznych χ_t^X zaburzających odpowiadające im parametry X . Każdy z szoków zmienia parametr z którym jest powiązany w sposób multiplikatywny, tj.

$$\log(X_t) = \log(\bar{X}) + \chi_t^X \quad (33)$$

gdzie \bar{X} jest wartością danego parametru w stanie stacjonarnym. Wszystkie (poza jednym) zaburzenia stochastyczne w modelu mają wspólną postać procesów autoregresyjnych stopnia pierwszego typu

$$\chi_t^X = \rho^X \chi_{t-1}^X + \varepsilon_t^X. \quad (34)$$

gdzie indeks X identyfikuje dany szok, poprzez parametr modelu, który jest przez niego zmieniany. Autokorelacja procesu dana jest parametrem ρ_X . Zmienna ε_t^X oznacza natomiast zmienną losową o rozkładzie normalnym ze średnią 0 i odchyleniu standardowym σ_X . Tym samym, w stanie stacjonarnym modelu wartości zmiennych χ_t^X są zerowe. Wyjątkową postać ma proces odpowiadający krajowemu szokowi technologicznemu χ_t^Y , w przypadku którego zakładamy, że obok innowacji ε_t^X , wpływa nań także rozlewanie się szoku zagranicznego, tzn.

$$\chi_t^Y = \rho^Y \chi_{t-1}^Y + \varepsilon_t^Y + \varphi_Y \times \varepsilon_t^{YF}. \quad (35)$$

gdzie parametr φ_Y mierzy zakres tego rozlewania.

Rozpatrujemy dwanaście potencjalnych źródeł zaburzeń agregatowych w modelu. Są to: (1) szok endogenicznej destrukcji miejsc pracy χ_t^{ζ} , modyfikujący wartość kosztu zwolnienia $\bar{\zeta}$, a tą drogą zmieniający progowy poziom produktywności pracownika \bar{a} , (2) szok konsumpcji publicznej χ_t^G , obrazujący dyskrecjonalny składnik polityki fiskalnej rządu, (3) szok monetarny χ_t^{CB} , mierzący skalę odejścia przez bank centralny od reguły Taylora, determinującej zachowanie się stopy R^{CB} w reakcji na zmiany produktu i inflacji, (4) szok efektywności procesu dopasowań na rynku pracy, χ_t^{Υ} , zmieniający parametr $\bar{\Upsilon}$, który ustala skuteczność łączenia ofert osób bezrobotnych i wolnych wakatów, (5) szok podaży pracy χ_t^{ρ} zmieniający wartość egzogenicznej destrukcji miejsc pracy $\bar{\rho}$, a jednocześnie odpowiednio modyfikujący liczebności osób biernych i bezrobotnych w każdej z grup $j \in \mathbb{J}$, tak że proporcje między nimi (w obrębie danej grupy) się nie zmieniają, a pozostała część odpływa do (lub napływa z) grupy osób trwale biernych, (6) szok popytu na pracę χ_t^{ϖ} , modyfikujący wartość jednostkowego kosztu utrzymywania niezapełnionych wakatów $\bar{\varpi}$, (7) szok siły przetargowej pracowników χ_t^{ν} , modyfikujący wartość parametru ν w funkcji tworzącej nowe stanowiska pracy, (8) szok popytu zagranicznego χ_t^{YF} , wpływający na wartość \bar{Y}^F , (9) szok technologiczny w sektorze dóbr podstawowych χ_t^Y , zmieniający wartość parametru \bar{A}^Y oraz (10)-(12) szoki technologiczne χ_t^{Yf} w sektorach produkujących inwestycyjne, konsumpcyjne i materiałowe dobra finalne, Y^f , dla $f \in \{I, M, C\}$ tj. szoki modyfikujące wartości parametrów \bar{A}^f .

3 Procedura rozwiązania modelu

Praktyczne rozwiązanie modelu wyspecyfikowanego w sekcji 2 wymaga wyznaczenia postaci funkcji wartości $V_t^{F,i}(a)$, $V_t^{E,i}(a)$ oraz funkcji polityki $W_t^i(a)$, a tym samym wyznaczenia postaci funkcji $\tilde{V}_t^{F,i}(a)$. To zadanie wymaga z kolei wyznaczenia progowego poziomu produktywności \bar{a}_t^i oraz obliczenia wartości oczekiwanej zdefiniowanej równaniem (29). Ponadto, model wymaga wyznaczenia postaci funkcji gęstości występujących w nim rozkładów prawdopodobieństwa $dG_t(a)$ i $dG_t^{i,1}(a)$. By to osiągnąć posługujemy się kilkustopniową procedurą numeryczną, której zasadnicza idea polega na wyznaczeniu nisko-wymiarowej aproksymacji wszystkich funkcji zależnych od indywidualnej produktywności pracy, a , oraz adekwatnych funkcji gęstości. W dalszej części niniejszej sekcji dla większej czytelności pomijamy indeks $i \in \mathbb{I}$ różnicujący poszczególne subpopulacje w modelu. Ogólna postać tych aproksymacji dla danej funkcji $\Omega_t(a)$ przyjmuje postać

$$\Omega_t(a) = \begin{cases} \sum_{z=0}^N W_{z,t}^{\Omega} \times T_z(h(a)), & \text{dla } a \in [a_0, a_1]; \\ \Omega_t(a), & \text{dla } a > a_1. \end{cases}$$

gdzie $T_z(a)$ jest z -tym wielomianem Chebysheva, natomiast $W_{z,t}^{\Omega}$ jest z -tą wagą aproksymacji funkcji $\Omega_t(a)$. Aproksymacja wielomianami Chebysheva jest określona na odcinku zwartym $[a_0, a_1]$, podczas gdy funkcja $h(a)$ jest jego afiniczną transformacją na odcinek $[-1, 1]$. Pozwala to wykorzystać znaną własność wielomianów Chebysheva, zgodnie z którą dla dowolnego $x \in [-1, 1]$ ich wartość można wyznaczyć na podstawie rekurencji

$$T_{k+1}(x) = 2x \times T_k(x) - T_{k-1}(x)$$

z warunkami początkowymi $T_0(x) \equiv 1$, $T_1(x) \equiv x$. Ze względu na endogeniczną destrukcję występującą w modelu, nie jest konieczne dokonywanie aproksymacji dla dostatecznie niskich poziomów produktywności. Z kolei dla $a > a_1$ funkcja $\Omega_t(a)$ jest

aprosymowana daną funkcją $\bar{\Omega}_t(x)$, odzwierciedlającą asymptotyczne jej zachowanie się $\Omega_t(a)$ dla dużych wartości a . W zależności od postaci funkcji wyjściowej, $\bar{\Omega}_t(x)$ jest albo funkcją stałą, albo funkcją wykładniczą, albo funkcją malejącą kwadratowo.

$$\bar{\Omega}_t(x) = \begin{cases} \beta_t^\Omega \times e^{-\alpha_t^\Omega x^2}, & \text{w przypadku rozkładu } dG_t(x) \\ \beta_t^\Omega \times e^{\alpha_t^\Omega x}, & \text{w pozostałych przypadkach;} \end{cases}$$

Wagi aproksymacji $W_{z,t}^\Omega$ wyznaczyliśmy metodą kolokacji z węzłami Gaussa-Lobatto dla aproksymacji wielomianami Chebysheva, która dla $k = 0, 1, \dots, N$ dane są przez (por. Boyd, 2001)

$$x_k = -\cos\left(\frac{k \times \pi}{N}\right) \quad y_k = a_0 + \frac{1 - x_k}{2} \times (a_1 - a_0)$$

gdzie x_k jest k -tym węzłem rozmieszczonym na odcinku $[-1, 1]$, natomiast y_k jest k -tym węzłem na odcinku $[a_0, a_1]$. Wtedy

$$W_{z,t}^\Omega = \sum_{k=0}^N \Omega_t(y_k) \times \tilde{T}_{zk} \quad \tilde{T}_{zk} = \frac{2\delta_z \delta_k \times T_z(x_k)}{N}$$

gdzie $\delta_z = \frac{1}{2}$ dla $z = 0, N$ oraz $\delta_z = 1$ dla $z = 1, \dots, N - 1$. Ponieważ \tilde{T}_{zk} nie zależy ani od czasu ani od funkcji $\Omega_t(x)$, do wyznaczenia wag $W_{z,t}^\Omega$ wystarcza znajomość wartości funkcji $\Omega_t(x)$ w węzłach aproksymacji. Aproksymacje brakującej części dziedziny produktywności, tj. $\bar{\Omega}_t(a)$, są budowane na podstawie wartości funkcji $\bar{\Omega}_t(x)$ w węzłach y_{N-1} oraz y_N .

W celu rozwiązania modelu konieczne jest także wyznaczenie wartości szeregu całek, należących do jednej z dwóch następujących postaci

$$I_t^\Omega(x) \equiv \int_{\bar{a}_t}^{\infty} \Omega_t(a) \times dF(a; x) \quad J_t^\Omega \equiv \int_{\bar{a}_t}^{\infty} \Omega_t(a) \times dG_t(a)$$

Ponieważ poszukujemy aproksymacji pierwszego rzędu rozwiązania modelu, bez straty numerycznej dokładności możemy aproksymować całki $I_t^\Omega(x)$ oraz J_t^Ω przez

$$I_t^\Omega(x) \sim \int_{\bar{a}}^{\infty} \Omega_t(a) \times dF(a; x) - (\bar{a}_t - \bar{a}) \times \Omega_t(\bar{a}) dF(\bar{a}; x) \\ J_t^\Omega \sim \int_{\bar{a}}^{\infty} \Omega_t(a) \times dG_t(a) - (\bar{a}_t - \bar{a}) \times \Omega_t(\bar{a}) dG_t(\bar{a})$$

gdzie \bar{a} jest wartością produktywności progowej w stanie ustalonym. Stosując kwadraturę Clenshaw-Curtis'a mamy dalej

$$\int_{\bar{a}}^{\infty} \Omega_t(a) \times dF(a; x) \sim \sum_{z=0}^N W_{z,t}^\Omega \times I_z(x) + \int_{a_1}^{\infty} \bar{\Omega}_t(a) \times dF(a; x) \\ I_z(x) = \int_{\bar{a}}^{a_1} T_z(h(a)) \times dF(a; x)$$

Całkę $\int_{a_1}^{\infty} \bar{\Omega}_t(a) \times dF(a; x)$ można wyznaczyć analitycznie. Z kolei całki $I_z(x)$ nie zależą od czasu oraz od funkcji $\Omega_t(x)$, przez co mogą być wyznaczone numerycznie. Model jest parametryzowany w taki sposób, że wartość \bar{a} jest kalibrowana (ustalona). Tym samym całki $I_z(x)$ mogą być wyznaczone na wstępnym etapie rozwiązywania modelu i nie muszą być ponownie wyznaczone w każdym kroku procedury

wyznaczającej stan ustalony modelu, co znacznie przyspiesza procedurę numeryczną. Analogicznie, w przypadku całek J_t^Ω mamy

$$\int_{\bar{a}}^{\infty} \Omega_t(a) \times dG_t(a) = \int_{\bar{a}}^{a_1} \Omega_t(a) \times dG_t(a) + \int_{a_1}^{\infty} \bar{\Omega}_t(a) \times d\bar{G}_t(a)$$

przy czym podobnie jak poprzednio, całkę $\int_{a_1}^{\infty} \bar{\Omega}_t(a) \times d\bar{G}_t(a)$ można wyznaczyć analitycznie. Dokonując aproksymacji Chebysheva funkcji $\Omega_t(a) \times dG_t(a)$

$$\Omega_t(a) \times dG_t(a) \sim \sum_{z=0}^N W_{z,t}^{\Omega dG} \times T_z(h(a))$$

uzyskujemy

$$\int_{\bar{a}}^{a_1} \Omega_t(a) \times dG_t(a) \sim \sum_{i=0}^N W_{z,t}^{\Omega dG} \times \int_{\bar{a}}^{a_1} T_z(h(a))$$

gdzie całka $\int_{\bar{a}}^{a_1} T_z(a)$ jest wyznaczana numerycznie na wstępnym etapie rozwiązywania modelu.

W celu rozwiązania modelu wystarczy śledzić wartości funkcji zależnych od indywidualnej produktywności w węzłach aproksymacji y_k dla $k = 0, \dots, N$. Zależności funkcyjne opisane w sekcjach 2.13, 2.14, w połączeniu z aproksymacjami opisanymi w niniejszej sekcji, wyznaczają zależności między zmiennymi losowymi $W_{z,t}^\Omega$ określającymi wagi aproksymacji danej funkcji Ω w okresie t oraz zmiennymi losowymi $\alpha_t^\Omega, \beta_t^\Omega$ opisującymi asymptotyczne własności funkcji $\Omega_t(a)$ dla dużego a . Oznacza to, że w wyniku zastosowania opisanej procedury, funkcje pierwotnie występujące w modelu zostały zredukowane do zbioru zmiennych losowych. Dzięki temu model jako całość może być rozwiązany klasyczną metodą perturbacyjną.

W celu rozwiązania modelu zastosowaliśmy 20-punktową aproksymację, $N = 19$. W związku z niedokładnością procedury całkowania funkcji, rozkład $dG_t(a)$ został unormowany w taki sposób, aby $I_{a_0}^\infty dG_t(a) = 1$, gdzie I jest aproksymacją operatora całkowania. Przyjeliśmy $a_0 = -4\sigma_A$. Wartość parametru a_1 została dobrana w taki sposób, aby $I_{a_0}^{a_1} dG(a) > 1 - 0,001$, gdzie $dG(a)$ jest rozkładem indywidualnej produktywności w stanie ustalonym. Łączna liczba zmiennych losowych wprowadzonych przez zastosowaną procedurę numeryczną jest rzędu $7 \times 2 \times N = 280$ (dla siedmiu funkcji modelu konieczne jest śledzenie wartości funkcji w węzłach oraz wag aproksymacji). Wprowadzenie takiej liczby zmiennych nie wiąże się z istotnym wzrostem czasu koniecznego do rozwiązania modelu. Oznacza to, że w ramach opisanej procedury numerycznej możliwe jest rozwiązanie modeli znacznie bardziej ogólnych.

4 Parametryzacja modelu

4.1 Procedura estymacji parametrów modelu

Zbiór warunków opisujących równowagę w modelu może być zapisany w ogólnej postaci

$$E_t\{f(y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, \epsilon_t; \Gamma)\} = 0 \quad (36)$$

gdzie y_t jest wektorem zmiennych endogenicznych modelu, ϵ_t jest wektorem niezależnych szoków o identycznych rozkładach, a Γ jest wektorem parametrów. Model (36)

jest rozwiązywany metodą perturbacyjną, której pierwszym krokiem jest wyznaczenie stanu ustalonego zmiennych endogenicznych, y^* spełniającego

$$E_t\{f(y^*, y^*, y^*, 0; \Gamma)\} = 0$$

Linearyzując (36) względem stanu ustalonego uzyskujemy, po odpowiednich przekształceniach, problem postaci

$$A\hat{y}_t + B \times E_t\hat{y}_{t+1} + C\hat{y}_{t+1} + V\epsilon_t = 0 \quad (37)$$

gdzie \hat{y}_t oznacza w zależności od zmiennej odchylenie lub odchylenie w logarytmach od stanu ustalonego. Problem (36) ma rozwiązanie postaci

$$\begin{aligned} u_t &= Pu_{t-1} + Q\epsilon_t \\ \hat{y}_t &= Ru_{t-1} + S\epsilon_t \end{aligned} \quad (38)$$

gdzie u_t jest wektorem stanów modelu determinowanym przez procedurę numeryczną. Parametry modelu, Γ , są wyznaczone w taki sposób, aby zmaksymalizować dopasowanie modelu do empirycznych momentów statystycznych odpowiednich zmiennych. Jako estymator parametrów, $\hat{\Gamma}$ przyjmujemy

$$\hat{\Gamma} = \arg \max_{\Gamma} L(\Gamma) \quad L(\Gamma) = \sum_i \log \text{pdf}^{P_i}(\Gamma_i) + \sum_j \log \text{pdf}^{M_j}(M_j(\Gamma))$$

gdzie pdf^{P_i} , pdf^{M_j} są odpowiednimi funkcjami, Γ_i jest i -tym parametrem modelu, $M_j(\Gamma)$ jest j -tym momentem implikowanym przez model o parametrach Γ . Estymatorowi tej postaci można nadać interpretację bayesowską. Zakładając, że momenty empiryczne dla danego kraju M obserwowane są w sposób obciążony błędem, tj. j -ty moment empiryczny M_j jest realizacją zmiennej losowej o funkcji gęstości pdf^{M_j} oraz pdf^{P_i} jest rozkładem *a priori* i -tego parametru modelu, wtedy $L(\Gamma)$ jest rozkładem *a posteriori* parametrów modelu pod warunkiem obserwowanych momentów empirycznych M oraz $\hat{\Gamma}$ jest dominantą rozkładu *a posteriori*.

W przypadku większości momentów przyjmujemy, że pdf^{M_j} jest gęstością rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej równej danemu momentowi empirycznemu dla danego kraju oraz odchyleniu standardowym równym odchyleniu standardowemu empirycznych momentów dla danego kraju. W przypadku grupy momentów pierwszego rzędu, zawierającej przeciętne przepływy na rynku pracy, zakładamy, że pdf^{M_j} jest gęstością rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej równej wartości odpowiedniego przepływu, w oparciu o literaturę przedmiotu, o niskim odchyleniu standardowym. Rozkłady *a priori* parametrów w większości przypadków ustalone są w sposób arbitralny, zgodny w wartościami parametrów przyjętych w literaturze. W przypadku parametrów kontrolujących dynamikę konsumpcji publicznej, dynamikę produktu zagranicą, parametry reguły Taylora oraz parametry szoku monetarnego możliwa jest estymacja wartości tych parametrów na podstawie danych empirycznych dla danego kraju. W tym przypadku rozkłady *a priori* tych parametrów dane są przez rozkłady estymatorów modeli empirycznych.

4.2 Parametry

Model został sparametryzowany na podstawie danych empirycznych dla z ośmiu krajów OECD: Czech, Francji, Hiszpanii, Niemiec, Polski, Szwecji, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. Niewielka część parametrów została skalibrowana na podstawie literatury przedmiotu. Pozostałe, w tym parametry procesów stochastycznych, zostały wyestymowane metodami bayesowskimi. Do celów estymacji

posłużył kilkunastoelementowy zbiór informacyjny obejmujący: (1) PKB, (2) konsumpcję prywatną, (3) inwestycje, (4) konsumpcję publiczną, (5) wskaźnik zatrudnienia, (6) stopę bezrobocia, (7) współczynnik aktywności zawodowej, (8) eksport, (9) import, (10) referencyjną stopę banku centralnego, (11) inflację, (12) PKB zagraniczny, (13) stopę wakatów, (14) stopę odpływu z zatrudnienia, (15) stopę napływu do zatrudnienia, (16) realny kurs walutowy (por. Dodatek A). Estymacji dokonano w dwóch wariantach. W pierwszym (swobodnym), parametryzacja każdego z modeli krajowych była niezależna od pozostałych. W drugim (modele CS) estymację parametrów strukturalnych poprzedzało ustalenie wspólnych postaci procesów stochastycznych dla szoków χ_t^X , zgodnie ze wzorem (35). Do tego celu posłużyliśmy się estymacją panelową na szeregach zaburzeń χ_t^X , odfiltrowanych z modeli swobodnych wyestymowanych w kroku pierwszym. Po uzyskaniu wspólnych dla wszystkich krajów postaci procesów stochastycznych dla szoków χ_t^X , nałożono je jako warunki dla wszystkich krajów i powtórzono parametryzację modeli, uzyskując w ten sposób modele, w których w każdym kraju procesy stochastyczne dla szoków są identyczne, choć ich realizacje oraz parametryzacje oczywiście inne. Celem procedury parametryzacyjnej w obu wersjach modelu było takie ustalenie wartości parametrów w poszczególnych modelach (krajach), by przewidywane przez dany model momenty statystyczne zmiennych obserwowalnych (średnia, odchylenie standardowe, relatywne odchylenie standardowe względem PKB, autokorelacja oraz korelacja z wybranymi zmiennymi) były jak najbliższe rzeczywistym momentom empirycznym. Parametry modeli odpowiadające za ich własności dynamiczne przedstawiamy w Tabelach 2 i 3.

Tablica 2: Wyestymowane wartości parametrów modelu

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA	μ_P	σ_P
Modele swobodne										
ϵ_{CH}	0,369	0,579	0,692	0,742	0,609	0,657	0,828	0,726	0,51	0,50
ϵ_{GV}	-0,264	-0,387	0,434	-0,136	0,213	-0,050	-0,142	-0,522	-0,36	0,11
ϵ_K	0,481	0,962	0,912	0,972	0,891	0,983	0,864	0,964	0,90	1,00
ϵ_Z	0,321	0,304	0,300	0,362	0,301	0,309	0,302	0,357	0,30	0,20
ϵ_P	13,065	16,657	20,613	14,564	19,015	18,188	20,672	18,344	16,0	10,0
ϵ_F	12,482	4,861	4,087	4,001	6,500	4,795	4,164	6,808	5,00	5,00
ϵ_G, ϵ_C	1,390	0,527	0,484	0,347	1,098	0,569	0,509	0,643	0,50	4,00
ϵ_I, ϵ_M	0,431	0,521	0,367	0,616	0,940	0,584	0,740	0,495	0,50	5,00
ϵ_Q	0,840	0,829	0,847	0,982	0,866	0,819	1,049	1,068	0,80	1,00
ϱ_π	1,155	0,339	0,444	0,050	1,822	0,677	0,228	0,051	0,82	0,09
ν_R	0,778	0,761	0,773	0,689	0,830	0,827	0,797	0,811	0,80	0,03
ϱ_Y	0,004	0,223	0,132	0,166	-0,103	0,117	0,206	0,243	0,02	0,02
ϕ_{RP}	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001	0,002	0,001	0,00	0,10
ψ	0,378	0,393	0,450	0,350	0,354	0,380	0,386	0,604	0,40	0,20
ψ^M	2,247	1,032	0,799	1,035	1,061	1,044	0,326	1,214	1,00	1,00
ψ^u	1,649	1,087	1,127	1,289	1,338	1,037	1,605	0,922	1,01	1,00
φ_Y	0,353	0,298	0,290	0,446	0,233	0,424	0,371	0,403	0,30	0,30
s_{ss}/ρ	0,899	1,026	1,198	1,049	1,028	1,030	0,822	0,853	1,00	0,20
ϑ^H/ϑ^M	0,730	1,004	1,163	0,934	1,378	1,166	0,754	1,487	1,00	1,00
e_{ss}^H/e_{ss}^M	0,531	0,979	1,157	1,207	1,392	1,244	0,907	1,918	1,00	1,00
ν	0,391	0,414	0,244	0,414	0,323	0,445	0,556	0,515	0,40	0,20
Modele CS										
ϵ_{CH}	0,356	0,571	0,579	0,665	0,628	0,663	0,820	0,523	0,51	0,50
ϵ_{GV}	-0,266	-0,392	0,417	-0,139	0,255	-0,050	-0,143	-0,492	-0,36	0,11
ϵ_K	0,473	0,950	0,992	0,908	0,781	0,981	0,866	0,946	0,90	1,00
ϵ_Z	0,327	0,309	0,285	0,379	0,337	0,313	0,304	0,427	0,30	0,20
ϵ_P	12,626	16,952	20,390	14,585	15,837	18,228	20,719	23,277	16,0	10,0
ϵ_F	12,902	4,787	3,909	4,022	0,660	4,783	4,064	5,774	5,00	5,00
ϵ_G, ϵ_C	1,410	0,534	0,561	0,353	0,191	0,570	0,510	0,734	0,50	4,00
ϵ_I, ϵ_M	0,436	0,530	0,378	0,625	0,161	0,586	0,757	0,524	0,50	5,00
ϵ_Q	0,851	0,839	0,890	1,005	0,967	0,828	1,056	1,119	0,80	1,00
ϱ_π	1,131	0,339	0,364	0,052	1,668	0,684	0,226	0,059	0,82	0,09
ν_R	0,802	0,757	0,757	0,688	0,814	0,801	0,804	0,788	0,80	0,03
ϱ_Y	0,004	0,227	0,110	0,167	-0,253	0,118	0,207	0,230	0,02	0,02
ϕ_{RP}	0,000	0,001	0,001	0,002	0,000	0,001	0,002	0,001	0,00	0,10
ψ	0,372	0,398	0,531	0,359	0,364	0,378	0,432	0,665	0,40	0,20
ψ^M	2,321	1,049	0,841	1,063	0,293	1,001	0,325	1,272	1,00	1,00
ψ^u	1,640	1,104	0,699	1,301	1,296	1,046	1,618	0,957	1,01	1,00
φ_Y	0,452	0,270	0,410	0,512	0,529	0,519	0,368	0,276	0,30	0,30
s_{ss}/ρ	0,916	1,034	1,410	1,026	0,941	1,039	0,820	0,845	1,00	0,20
ϑ^H/ϑ^M	0,722	1,017	1,174	0,935	1,259	1,179	0,754	0,956	1,00	1,00
e_{ss}^H/e_{ss}^M	0,533	0,992	1,097	1,221	1,215	1,244	0,912	1,841	1,00	1,00
ν	0,382	0,437	0,238	0,412	0,685	0,447	0,602	0,645	0,40	0,20

Uwagi: μ_P i σ_P - oznaczają odpowiednio wartość średnią i odchylenie standardowe prior-a w estymacji bayesowskiej.

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 3: Parametry procesów stochastycznych w poszczególnych krajach

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA	CS	$\sigma(\%)$
autokorelacja										
χ_{ζ}	0,9510	0,9364	0,9780	0,9245	0,9639	0,9572	0,8644	0,9581	0,9417	3,53
χ_{GV}	0,7324	0,9222	0,9368	0,7490	0,7552	0,8813	0,8963	0,8819	0,8449	8,42
χ_{CB}	0,8978	0,9599	0,9805	0,9000	0,8683	0,9373	0,7930	0,9547	0,9114	6,08
χ_{Υ}	0,9366	0,9693	0,9509	0,9788	0,9710	0,8923	0,9626	0,9533	0,9518	2,75
χ_{ρ}	0,9221	0,9042	0,8796	0,8869	0,9149	0,8435	0,8873	0,9064	0,8922	2,49
χ_{ϖ}	0,9233	0,9693	0,9509	0,9273	0,9727	0,8923	0,9635	0,9505	0,9437	2,75
χ_{ν}	0,8621	0,8728	0,8745	0,8731	0,8748	0,8773	0,8730	0,8710	0,8753	0,45
χ_Y	0,9286	0,9284	0,9283	0,9285	0,9283	0,9287	0,9284	0,9285	0,9284	0,01
χ_{YC}	0,9519	0,9581	0,9644	0,9373	0,9465	0,9606	0,9236	0,9438	0,9483	1,35
χ_{YI}	0,9073	0,9578	0,9758	0,9715	0,6880	0,9524	0,9217	0,9482	0,9153	9,48
χ_{YM}	0,8635	0,9174	0,8312	0,9240	0,7736	0,9210	0,9074	0,9086	0,8810	5,42
χ_{YF}	0,9234	0,9234	0,9234	0,9234	0,9234	0,9234	0,9233	0,9231	0,9233	0,01
odchylenie standardowe										
χ_{ζ}	0,0012	0,0014	0,0002	0,0052	0,0003	0,0001	0,0076	0,0000	0,0020	0,28
χ_{GV}	0,0023	0,0023	0,0023	0,0023	0,0023	0,0023	0,0023	0,0022	0,0023	0,00
χ_{CB}	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0002	0,0002	0,0000	0,0002	0,03
χ_{Υ}	0,0015	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001	0,0000	0,0002	0,05
χ_{ρ}	0,0110	0,0089	0,0142	0,0082	0,0236	0,0144	0,0125	0,0196	0,0189	0,53
χ_{ϖ}	0,0023	0,0002	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001	0,0000	0,0003	0,08
χ_{ν}	0,0099	0,0066	0,0184	0,0111	0,0087	0,0172	0,0120	0,0145	0,0148	0,41
χ_Y	0,0044	0,0042	0,0018	0,0041	0,0018	0,0039	0,0041	0,0040	0,0037	0,11
χ_{YC}	0,0003	0,0004	0,0001	0,0001	0,0000	0,0008	0,0014	0,0020	0,0006	0,07
χ_{YI}	0,0193	0,0020	0,0003	0,0001	0,0166	0,0001	0,0035	0,0043	0,0057	0,77
χ_{YM}	0,0024	0,0064	0,0019	0,0038	0,0058	0,0048	0,0053	0,0065	0,0045	0,18
χ_{YF}	0,0068	0,0147	0,0070	0,0066	0,0063	0,0071	0,0103	0,0105	0,0086	0,30

Uwagi: CS - parametry wyestymowane dla modelu ze wspólną postacią procesów stochastycznych.

Źródło: obliczenia własne.

5 Własności modelu

5.1 Momenty empiryczne

Celem estymacji było znalezienie takich parametryzacji poszczególnych modeli krajowych, by jak najlepiej odzwierciedlały one momenty empiryczne najważniejszych zmiennych obserwowalnych w odpowiednich gospodarkach. Po pierwsze, ustalono ich wartości stacjonarne, kalibrując poszczególne modele w taki sposób, by zachować spójność z danymi na poziomie średnich (por. Tablica 4). Po drugie, estymacja parametrów opisujących szoki i elastyczności przedstawionych w Tablicach 2 i 3 miała na celu najlepsze możliwe odzwierciedlenie cyklicznych własności poszczególnych gospodarek, poprzez jak najlepsze dopasowanie momentów statystycznych modelu, takich jak relatywne odchylenia standardowe i korelacje z PKB poszczególnych zmiennych, do odpowiednich momentów empirycznych. Szukaliśmy przy tym rozwiązania kompromisowego pomiędzy odzwierciedleniem zmiennych pochodzących z różnych typów danych. W szczególności, dotyczy to zgodności własności cyklicznych bezrobocia, zatrudnienia i aktywności zawodowej oraz charakterystyk trójstanowych przepływów na rynku pracy, które zaadaptowaliśmy z pracy Azmat et al. (2006), wedle naszej wiedzy jedynej prezentującej wartości tych przepływów oszacowane dla szerszej próby państw OECD.⁶ Relatywnie wysoki udział napływu do zatrudnienia osób biernych, prezentowany w tym artykule przekłada się na odpowiednio mniejszy odpływ z bezrobocia. W rezultacie wzrost odpływu z puli osób biernych w odpowiedzi na szoki technologiczne stoi w konflikcie z analogicznym odpływem z puli osób bezrobotnych, gdyż tych drugich jest znacznie mniej niż tych pierwszych. W konsekwencji, obserwowana w danych makroekonomicznych wysoka zmienność bezrobocia wydaje się być trudna do pogodzenia z przepływami między stanami na rynku pracy szacowanymi w oparciu o mikroekonomiczne dane retrospektywne. Estymu-

⁶Oszacowane na podstawie pytań retrospektywnych w badaniach aktywności ekonomicznej ludności. Związane jest to z anonimizacją danych udostępnianych przez Eurostat, uniemożliwiających stworzenie baz panelowych. Oszacowania takie cechują często błędy, czyli różnice między oszacowaniami pochodzącymi z informacji retrospektywnych oraz panelowych. Artola i Bell (2001) jako główne ich źródło podają błąd pamięci (*recall error*) i niejednorodną strukturę badania (*heterogenous survey design*), związany z tym, że bieżący status na rynku pracy jest uzyskiwany za pomocą kilku zmiennych, dotyczących między innymi aktywnego poszukiwania pracy. W przypadku pytań retrospektywnych, respondent jest często jedynie poproszony o deklarację stanu na rynku pracy w przeszłym okresie, bez uwzględnienia pozostałych zmiennych determinujących bieżący stan. Levine (1990) na podstawie danych CPS wykazał dwa efekty dotyczące różnic w klasyfikacji tej samej osoby z różnej perspektywy czasu: klasyfikowanie osób o niskim poziomie aktywności zawodowej, takich jak kobiety i młodzi, w bieżącym okresie jako bezrobotnych a w badaniu retrospektywnym jako nieaktywnych, oraz klasyfikowanie tzw. *discouraged workers* w bieżącym okresie jako nieaktywnych i retrospektywnie jako bezrobotnych. Podobne zjawisko dla Niemiec zaobserwował Jurges (2007). Jednak wynikające z tego różnice w oszacowaniach intensywności przepływów nie są systematyczne. Kruppe (2001) porównał prawdopodobieństwa przepływów do i z zatrudnienia w przeciągu roku w okresie 1994-1995, obliczone obiema metodami dla wybranych krajów UE. W połowie z nich „przepływy retrospektywne” były wyższe od panelowych, w połowie niższe. Bachmann i Schaffner (2009) zbadali prawdopodobieństwa przepływów w przeciągu miesiąca w latach 1983-2004 dla Niemiec Zachodnich oraz 1992-2004 dla Niemiec Wschodnich, Chociaż wartości średnie dla poszczególnych prawdopodobieństw przepływów były zbliżone, korelacje między nimi były zazwyczaj niskie, szczególnie dla odpływów z zatrudnienia. Oznacza to, że różnice pomiędzy oszacowaniami tymi dwoma metodami występują, lecz nie mają charakteru a priori identyfikowalnego obciążenia, które można skorygować posiadając tylko informacje retrospektywne.

jąc parametry modelu staraliśmy się dobrze odzwierciedlić skalę przepływów (por. Tablica 4) za cenę obniżenia się zmienności bezrobocia w cyklu koniunkturalnym. Wybór ten powoduje, że, omawiany w kolejnym rozdziale, wpływ szoku technologicznego na bezrobocie jest zapewne niedoszacowany, a w tej roli zastępują go inne szoki w tym zwłaszcza szok podaży pracy.

Tablica 4: Wartości stacjonarne zmiennych w obu modelach

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA
GDP_t	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
$P_t^C C_t$	0,511	0,551	0,528	0,616	0,598	0,541	0,610	0,643
$P_t^G G_t$	0,217	0,237	0,186	0,190	0,182	0,265	0,213	0,161
$P_t^I I_t$	0,260	0,200	0,274	0,182	0,209	0,182	0,165	0,184
EX_t, IM_t	0,891	0,276	0,243	0,513	0,401	0,535	0,326	0,098
AR_t	0,684	0,681	0,665	0,729	0,604	0,770	0,741	0,745
ER_t	0,650	0,640	0,610	0,680	0,550	0,730	0,710	0,710
UR_t	0,050	0,060	0,082	0,068	0,090	0,051	0,042	0,047
R_t^b	1,021	1,021	1,019	1,016	1,021	1,015	1,027	1,022
$\Theta_t(N, N)$	0,984	0,979	0,958	0,984	0,965	0,969	0,973	0,915
$\Theta_t(N, NA)$	0,007	0,008	0,012	0,006	0,018	0,014	0,015	0,053
$\Theta_t(N, U)$	0,009	0,013	0,030	0,010	0,017	0,016	0,012	0,032
$\Theta_t(NA, N)$	0,071	0,045	0,046	0,074	0,069	0,083	0,075	0,061
$\Theta_t(NA, NA)$	0,882	0,909	0,909	0,861	0,833	0,850	0,864	0,842
$\Theta_t(NA, U)$	0,046	0,046	0,046	0,065	0,098	0,067	0,061	0,097
$\Theta_t(U, N)$	0,728	0,587	0,609	0,634	0,466	0,654	0,642	0,416
$\Theta_t(U, NA)$	0,141	0,154	0,114	0,148	0,282	0,164	0,198	0,365
$\Theta_t(U, U)$	0,132	0,259	0,277	0,218	0,253	0,182	0,159	0,219

Uwagi: dotyczy obu modeli
Źródło: obliczenia własne.

Ponieważ estymowane parametry szoków stochastycznych w modelu (por. Tablica 3) przypisują relatywnie niewielką wariancję szokom o charakterze nietechnologicznym, to właśnie szoki technologiczne odpowiadają za ok. 80% wyjaśnianej przez model zmienności agregatów makroekonomicznych. Wraz z opisanym ograniczeniem na rynku pracy powoduje to, że dopasowanie modelu do cyklicznych własności zmiennych współmiernych z PKB jest lepsze niż do zmiennych rynku pracy, a zwłaszcza bezrobocia. W szczególności, odchylenie standardowe produktu w obu specyfikacjach modelu jest tożsame z obserwacjami empirycznymi. To samo można powiedzieć o autokorelacji produktu. Jednak w wypadku zmiennych rynku pracy, dopasowanie modelu pozostaje w zakresie charakterystycznym dla modeli poszukiwań i dopasowań z relatywnie niewielką pulą osób bezrobotnych poszukujących pracy. Dobrze odzwierciedlona jest natomiast zmienność przepływów, co jest konsekwencją tego, że w procesie estymacji przypisaliśmy tym zmiennym wysoką rangę. Handel zagraniczny wykazuje się w rozpatrywanych modelach zbliżoną do obserwacji korelacyjną strukturą zmienności, choć jest ona co do poziomu niższa niż w danych. Jest tak ze względu na uproszczony charakter modułu wymiany handlowej z zagranicą, który wykorzystujemy jedynie jako kanał transmisji zaburzeń zewnętrznych do gospodarek krajowych. Pod względem struktury korelacyjnej zwraca uwagę silna antycykliczność bezrobocia i ujemna korelacja między bezrobociem a wakatami, a więc, niewystępująca w klasycznym modelu poszukiwań i dopasowań, empirycznie poprawna krzywa Beveridge'a. Model dziedziczy tę własność po modelu Antosiewicza et al. (2011a), na pod-

stawie którego stworzony został moduł przepływów na rynku pracy. Szczegóły dopasowania empirycznego modelu znajdują się w Tablicach 4-7.

Tablica 5: Empiryczne momenty statystyczne głównych zmiennych rozważanych w modelu

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA
Relatywne odchylenie standardowe								
W_t	0,769	0,764	0,849	0,741	1,924	0,732	0,878	0,860
Y_t^F	0,674	3,336	0,961	0,883	1,060	0,726	2,621	2,533
π	0,270	0,237	0,226	0,180	0,289	0,205	0,317	0,246
$R_t^{CB_i}$	0,178	0,209	0,188	0,181	0,306	0,175	0,205	0,236
AR_t	0,217	0,262	0,370	0,278	0,353	0,286	0,211	0,238
ER_t	0,552	0,615	0,969	0,632	0,909	0,671	0,510	0,700
UR_t	6,786	6,388	7,593	5,588	8,110	6,322	5,324	7,225
$\Theta_t(N, NE)$	6,870	5,753	5,632	5,605	6,219	5,495	5,337	3,718
$\Theta_t(NE, N)$	5,050	5,628	5,969	5,275	6,766	5,695	5,358	4,295
$P_t^C C_t$	0,510	0,534	0,745	0,473	0,541	0,472	0,660	0,545
EX_t	2,852	3,065	2,757	3,000	3,148	2,619	2,723	3,249
$P_t^G G_t$	0,820	0,635	0,794	0,492	0,657	0,429	0,491	0,681
IM_t	2,788	3,323	3,530	2,896	3,709	2,929	2,784	3,410
$P_t^I I_t$	3,210	4,328	3,657	3,491	4,839	3,910	4,325	4,231
GDP_t	0,020	0,010	0,013	0,014	0,013	0,017	0,014	0,015
Korelacja z PKB								
W_t	0,468	0,180	-0,219	-0,157	0,379	0,104	0,307	0,240
Y_t^F	0,900	0,784	0,944	0,956	0,802	0,920	0,881	0,754
π	0,514	0,452	0,487	0,607	0,612	0,588	0,267	0,504
$R_t^{CB_i}$	1,046	1,114	1,169	1,217	1,078	1,117	1,076	1,057
AR_t	-0,121	-0,371	0,002	0,118	-0,118	0,240	0,050	0,250
ER_t	0,650	0,480	0,807	0,661	0,673	0,632	0,585	0,760
UR_t	-0,656	-0,633	-0,758	-0,664	-0,623	-0,549	-0,719	-0,778
$\Theta_t(N, NE)$	-0,682	-0,682	-0,605	-0,743	-0,465	-0,485	-0,371	-0,632
$\Theta_t(NE, N)$	0,577	0,474	0,656	0,551	0,558	0,479	0,613	0,698
$P_t^C C_t$	0,511	0,679	0,814	0,553	0,726	0,746	0,747	0,571
EX_t	1,643	1,619	1,572	1,722	1,392	1,693	1,419	1,537
$P_t^G G_t$	-0,434	-0,575	0,524	-0,345	0,321	-0,020	-0,137	-0,675
IM_t	1,654	1,729	1,734	1,710	1,673	1,742	1,538	1,670
$P_t^I I_t$	0,829	0,901	0,915	0,846	0,908	0,921	0,880	0,909
GDP_t	0,956	0,937	0,961	0,922	0,943	0,920	0,940	0,939

Uwagi: dla zmiennej GDP_t pokazano odpowiednio jej odchylenie standardowe i ayrokorelację z GDP_{t-1} , zaś dla pozostałych zmiennych relatywne odchylenie standardowe względem tej zmiennej i korelację z jej wartością bieżącą. Okres objęty próbą dla każdego kraju i źródła danych znajdują się w Dodatku A.

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 6: Relatywne odchylenie standardowe najważniejszych zmiennych w modelu i odchylenie standardowe PKB

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA	$\Delta_{\chi Y}$
Modele swobodne									
W_t	1,011	0,778	0,419	0,936	1,808	0,761	0,593	0,536	64
Y_t^F	0,659	0,796	0,429	0,857	1,030	0,800	0,566	0,695	141
π	0,120	0,507	0,263	0,373	0,274	0,286	0,539	0,472	82
R_t^{CBi}	0,055	0,177	0,126	0,134	0,110	0,133	0,155	0,147	91
AR_t	0,285	0,221	0,210	0,262	0,505	0,302	0,269	0,328	57
ER_t	0,342	0,349	0,558	0,414	0,644	0,412	0,422	0,454	88
UR_t	2,328	2,450	3,165	2,436	2,737	3,662	3,263	2,630	86
$\Theta_t(N, NE)$	7,624	5,207	4,145	8,935	6,904	5,883	3,849	2,462	61
$\Theta_t(NE, N)$	3,064	2,484	2,019	2,452	4,712	4,791	3,508	1,865	64
$P_t^C C_t$	0,464	0,883	0,803	0,656	0,700	0,718	0,846	0,728	105
EX_t	1,310	0,898	0,955	0,948	1,203	0,775	1,001	1,936	102
$P_t^G G_t$	0,778	0,505	0,502	0,452	0,673	0,367	0,301	0,565	50
IM_t	0,660	0,482	0,656	0,785	0,893	0,927	0,675	0,847	103
$P_t^I I_t$	1,088	3,139	1,946	3,982	3,031	5,058	2,599	4,202	86
GDP_t	0,022	0,015	0,024	0,009	0,007	0,014	0,018	0,015	80
Modele CS									
W_t	1,362	1,701	0,534	1,992	2,017	0,855	1,480	0,761	64
Y_t^F	0,374	0,806	0,500	0,641	0,912	0,544	0,766	0,801	141
π	0,104	0,505	0,292	0,598	0,298	0,358	0,522	0,405	82
R_t^{CBi}	0,051	0,193	0,117	0,133	0,128	0,152	0,147	0,151	91
AR_t	0,178	0,347	0,237	0,240	0,422	0,197	0,299	0,228	57
ER_t	0,272	0,384	0,473	0,358	0,610	0,359	0,405	0,276	88
UR_t	1,998	2,605	2,780	2,144	2,092	2,975	2,884	1,389	86
$\Theta_t(N, NE)$	5,108	7,185	4,188	6,950	5,794	3,968	4,174	1,118	61
$\Theta_t(NE, N)$	1,848	2,696	1,250	2,537	6,112	2,153	3,506	1,849	64
$P_t^C C_t$	0,426	0,793	0,724	0,810	1,009	0,761	0,760	0,707	105
EX_t	1,266	1,412	1,347	1,113	1,801	0,872	1,411	2,025	102
$P_t^G G_t$	0,297	0,464	0,434	0,247	0,313	0,173	0,280	0,547	50
IM_t	0,605	0,664	0,808	0,733	2,277	0,931	0,807	0,824	103
$P_t^I I_t$	1,061	3,632	2,484	2,927	2,955	5,569	2,766	3,803	86
GDP_t	0,022	0,010	0,017	0,013	0,009	0,015	0,011	0,010	80

Uwagi: dla zmiennej GDP_t pokazano odchylenie standardowe, dla pozostałych zmiennych relatywne odchylenie standardowe względem tej zmiennej

$\Delta_{\chi Y}$ - średni wkład szoku technologicznego w zmienność danej wielkości (w %).

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 7: Korelacje bieżące najważniejszych zmiennych w modelu z PKB

	Czechy	Francja	Hiszpania	Niemcy	Polska	Szwecja	UK	USA
Modele swobodne								
W_t	0,523	0,698	0,863	0,437	0,144	0,629	0,804	0,829
Y_t^F	0,874	0,595	0,432	0,931	0,857	0,947	0,500	0,751
π	0,236	-0,184	0,087	0,452	0,498	0,355	-0,066	0,367
R_t^{CBi}	0,461	0,307	0,311	0,844	0,502	0,501	0,369	0,676
AR_t	0,449	0,523	0,699	0,499	0,619	0,582	0,688	0,901
ER_t	0,756	0,863	0,990	0,745	0,955	0,884	0,797	0,986
UR_t	-0,734	-0,811	-0,953	-0,731	-0,679	-0,729	-0,781	-0,871
$\Theta_t(N, NE)$	-0,278	-0,468	-0,530	-0,435	-0,282	-0,340	-0,388	-0,682
$\Theta_t(NE, N)$	0,519	0,548	0,790	0,552	0,339	0,287	0,826	0,664
$P_t^C C_t$	0,816	0,978	0,955	0,694	0,816	0,753	0,976	0,710
EX_t	0,981	0,530	0,736	0,965	0,829	0,897	0,902	0,757
$P_t^G G_t$	-0,336	-0,757	0,852	-0,294	0,328	-0,109	-0,446	-0,861
IM_t	0,955	0,920	0,975	0,989	0,975	0,983	0,963	0,986
$P_t^I I_t$	0,914	0,945	0,915	0,908	0,877	0,899	0,944	0,866
GDP_t	0,931	0,923	0,930	0,918	0,927	0,920	0,924	0,913
Modele CS								
W_t	0,383	0,275	0,745	0,221	0,217	0,577	0,290	0,821
Y_t^F	0,664	0,531	0,671	0,771	0,845	0,769	0,650	0,527
π	0,202	0,001	0,310	-0,020	0,787	0,208	-0,028	0,047
R_t^{CBi}	0,396	0,465	0,677	0,783	0,380	0,461	0,426	0,677
AR_t	0,563	0,400	0,547	0,476	0,549	0,776	0,551	0,763
ER_t	0,850	0,774	0,989	0,760	0,762	0,955	0,696	0,868
UR_t	-0,857	-0,649	-0,903	-0,736	-0,685	-0,903	-0,683	-0,713
$\Theta_t(N, NE)$	-0,451	-0,343	-0,535	-0,464	-0,200	-0,555	-0,333	-0,383
$\Theta_t(NE, N)$	0,727	0,384	0,767	0,582	0,312	0,602	0,618	0,616
$P_t^C C_t$	0,805	0,859	0,751	0,825	0,890	0,747	0,927	0,825
EX_t	0,994	0,702	0,807	0,907	0,982	0,759	0,939	0,732
$P_t^G G_t$	-0,926	-0,852	0,937	-0,618	0,367	-0,309	-0,562	-0,899
IM_t	0,965	0,948	0,981	0,973	0,939	0,967	0,960	0,988
$P_t^I I_t$	0,978	0,840	0,823	0,834	0,918	0,819	0,859	0,870
GDP_t	0,933	0,919	0,924	0,919	0,924	0,920	0,919	0,916

Uwagi: dla zmiennej GDP_t pokazano autokorelację ze zmienną GDP_{t-1} , dla pozostałych zmiennych korelację danej zmiennej X_t z GDP_t

Źródło: obliczenia własne.

5.2 Funkcje reakcji na impuls

Rysunki 1-10 ukazują funkcje reakcji na impuls ośmiu podstawowych zmiennych w ośmiu rozważanych krajach. Spośród pełnego zbioru szoków uwzględnionego w modelu, prezentujemy tylko najważniejsze, czyli te, które wyjaśniają gros rzeczywistej ewolucji analizowanych gospodarek, co szczegółowo przedstawione zostanie w kolejnym podrozdziale. We wszystkich krajach są to: szoki technologiczne, z których w tym miejscu prezentujemy dwa - neutralny szok krajowy i zagraniczny, szok destrukcji miejsc pracy, szok siły przetargowej pracowników i szok podaży pracy. Dla przejrzystości prezentacji, w przypadku każdego szoku cztery największe gospodarki w próbie - Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy, Francja - prezentowane są na pierwszym panelu rysunków, cztery pozostałe - Hiszpania, Szwecja, Czechy, Polska - na drugim. Wszystkie rysunki przedstawiają procentową reakcję danej zmiennej na jednostkowy szok.⁷

Zgodnie z powszechnym wynikiem modeli RBC, we wszystkich analizowanych krajach neutralne szoki technologiczne podnoszą produkt, inwestycje i konsumpcję (rysunek pominięto), a na rynku pracy podnoszą prawdopodobieństwo podjęcia pracy przez niepracujących i obniżają prawdopodobieństwo zwolnienia, tym samym podnosząc zatrudnienie i wynagrodzenia oraz obniżając bezrobocie (por. Rysunki 1-4). Pozytywnie wpływają również na aktywność zawodową. Reakcje gospodarek na krajowy szok technologiczny są generalnie rzecz biorąc dwukrotnie silniejsze niż na szok zagraniczny, który oddziałuje na gospodarki poprzez efekt rozlewania. Przy tym, bezpośrednia reakcja PKB na tego typu zaburzenia wewnętrzne jest w Stanach Zjednoczonych silniejsza niż w dużych gospodarkach europejskich, choć już po 8-10 kwartałach wpływ ten jest analogiczny jak w Niemczech, Wielkiej Brytanii i Szwecji. Natomiast Francja i Hiszpania wyróżniają się znacznie wolniejszą absorpcją tego typu zaburzeń. Podobnie jest w rozważanych krajach NMS - reakcja PKB na krajowy szok technologiczny w Czechach jest podobna do tej w Hiszpanii, zaś Polska wyróżnia się największą inercją wpływu takich zaburzeń. Reakcja inwestycji na krajowy szok technologiczny w USA, Francji, Niemczech i Szwecji jest zauważalnie większa niż w pozostałych krajach, przy czym Polska ponownie wyróżnia się inercją reakcji. Z drugiej strony, konsumpcja najsilniej reaguje na szok technologiczny w Hiszpanii, Francji i Polsce, w ostatnich dwóch państwach w trwalszy sposób. W przypadku zagranicznych szoków technologicznych prawidłowości te są podobne, choć ich wpływ na gospodarki Polski i Francji jest relatywnie (na tle szoków krajowych) słabszy niż w pozostałych krajach.

Różnice pomiędzy Stanami Zjednoczonymi a krajami europejskimi są też widoczne w przypadku odpowiedzi rynku pracy na neutralne szoki technologiczne. W przypadku obu szoków - krajowego i zagranicznego - bezpośrednia reakcja bezrobocia i zatrudnienia w USA jest większa, jednak prędko wygasa. W państwach UE wpływ szoku osiąga maksimum po kilku kwartałach i utrzymuje się dłużej. Jednak w przypadku wynagrodzeń, reakcja na impuls technologiczny nie wyróżnia szczególnie Stanów Zjednoczonych, które charak-

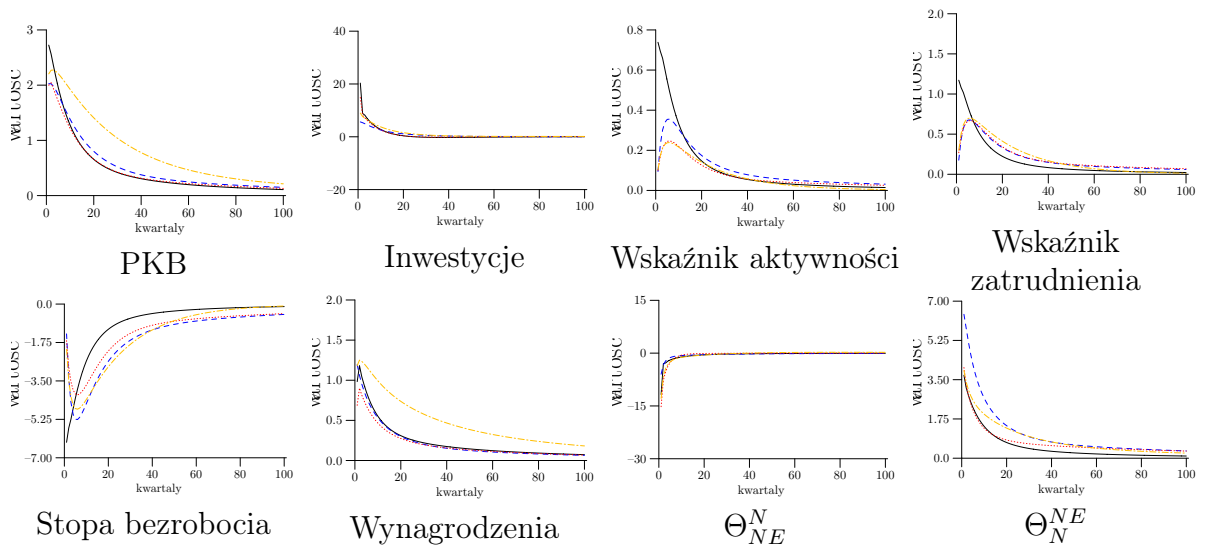
⁷Funkcje reakcji pochodzą z modeli o specyficznych dla krajów procesach dla szoków. Modele wyestymowane pod warunkiem wspólnych procesów charakteryzują się de facto identycznymi funkcjami reakcji, które autorzy udostępnią osobom zainteresowanym.

teryzują się podobną reakcją jak Wielka Brytania. Największy wpływ na płace zaburzenie technologiczne wywiera we Francji, Czechach i Polsce, zaś najmniejszy w Niemczech i Szwecji. Aktywność zawodowa w USA i Polsce reaguje mocniej niż w pozostałych krajach. Porównanie funkcji reakcji na szok technologiczny prawdopodobieństw przepływów do bezrobocia i do zatrudnienia, wskazuje, że bezpośrednie dostosowanie (do pozytywnego szoku) w większym stopniu przebiega przez spadek prawdopodobieństw przepływów z grupy pracujących do niepracujących - elastyczność tej zmiennej względem szoku technologicznego jest we wszystkich krajach około dwukrotnie większa niż prawdopodobieństw przepływów w przeciwnym kierunku. Jednak reakcja prawdopodobieństw utraty pracy we wszystkich krajach wygasa znacznie szybciej niż prawdopodobieństw podjęcia pracy. W przypadku szoku technologicznego za granicą, jego oddziaływanie na krajowe rynki pracy jest relatywnie największe w gospodarkach najbardziej otwartych na wymianę międzynarodową - Niemczech, Czechach i Szwecji.

Kolejne rysunki prezentują funkcje reakcji na szoki „pochodzące” z rynku pracy. Szok destrukcji (Rysunki 5-6) we wszystkich krajach podnosi prawdopodobieństwo zwolnień, ale również zatrudnień, a jego wpływ na wynagrodzenia jest bardzo mały. Oznacza to, że ma on częściowo charakter realokacyjny, choć we wszystkich krajach prowadzi też do spadku zatrudnienia i aktywności zawodowej oraz do wzrostu bezrobocia, jak też nieznacznego spadku inwestycji, konsumpcji i produktu. Dodatni, czyli wzmacniający pozycję pracowników w negocjacjach płacowych, szok siły przetargowej prowadzi natomiast do spadku prawdopodobieństw wystąpienia przepływów w obu kierunkach oraz do wzrostu wynagrodzeń. We wszystkich krajach z wyjątkiem Niemiec wiąże się to ze spadkiem zatrudnienia i wzrostem bezrobocia (Rysunki 7-8), choć dla Stanów Zjednoczonych reakcje te są marginalne. Wielka Brytania wyróżnia się jako kraj o największej skali dostosowań ilościowych na rynku pracy w następstwie tego rodzaju szoku, także dla aktywności zawodowej, która spada mocniej niż w pozostałych krajach. Wpływ tego zaburzenia na rachunki narodowe jest nieznaczny. Ostatecznie, obniżający liczebność siły roboczej szok podaży pracy,⁸ powszechnie prowadzi do spadku zarówno wskaźników aktywności zawodowej i zatrudnienia, jak i stopy bezrobocia, pozostając praktycznie bez wpływu na wynagrodzenia. Spadek stopy bezrobocia w następstwie tego szoku związany jest z przejściowym wzrostem prawdopodobieństw podjęcia pracy przez niepracujących (por. Rysunki 9-10). Obniżeniu zasobu siły roboczej towarzyszy przy tym spadek inwestycji i PKB, jednak reakcje tych zmiennych są nieduże. Zwraca uwagę, że ilościowe dostosowania do szoku podaży pracy w Stanach Zjednoczonych są generalnie mniejsze niż w krajach europejskich.

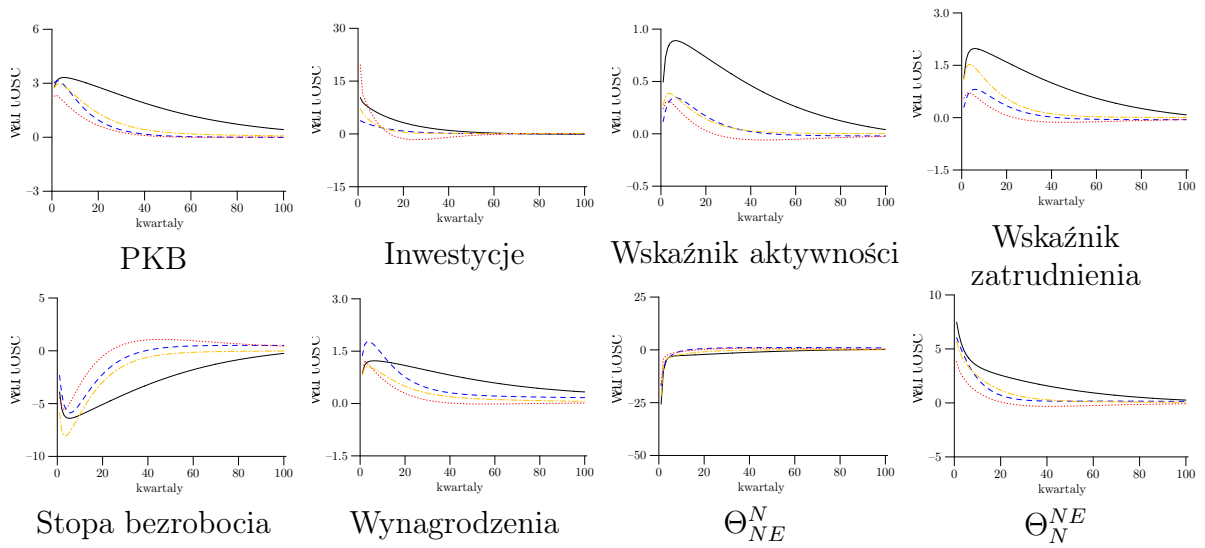
⁸Na Rysunkach prezentujemy skutki negatywnego szoku podaży pracy, a zamiast wpływu na konsumpcję (z wyjątkiem Niemiec i Szwecji, nieznacznie ujemnego) pokazujemy wpływ na wskaźnik aktywności zawodowej.

Rysunek 1: Funkcje reakcji na krajowy szok technologiczny w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



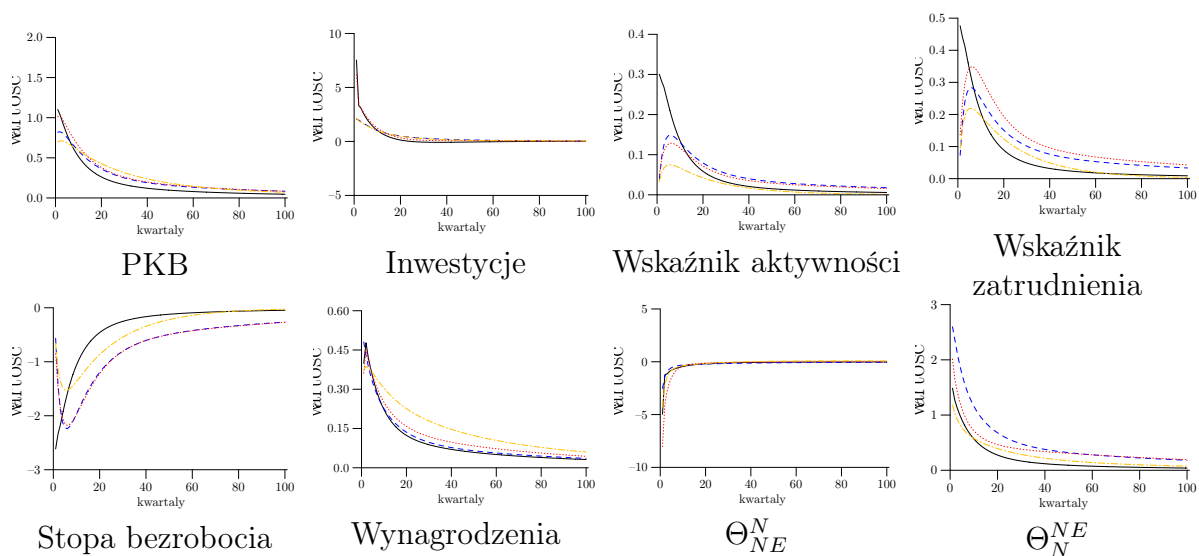
Legenda: Linia czarna - Stany Zjednoczone, niebieska - Wielka Brytania, czerwona - Niemcy, żółta - Francja.

Rysunek 2: Funkcje reakcji na krajowy szok technologiczny w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



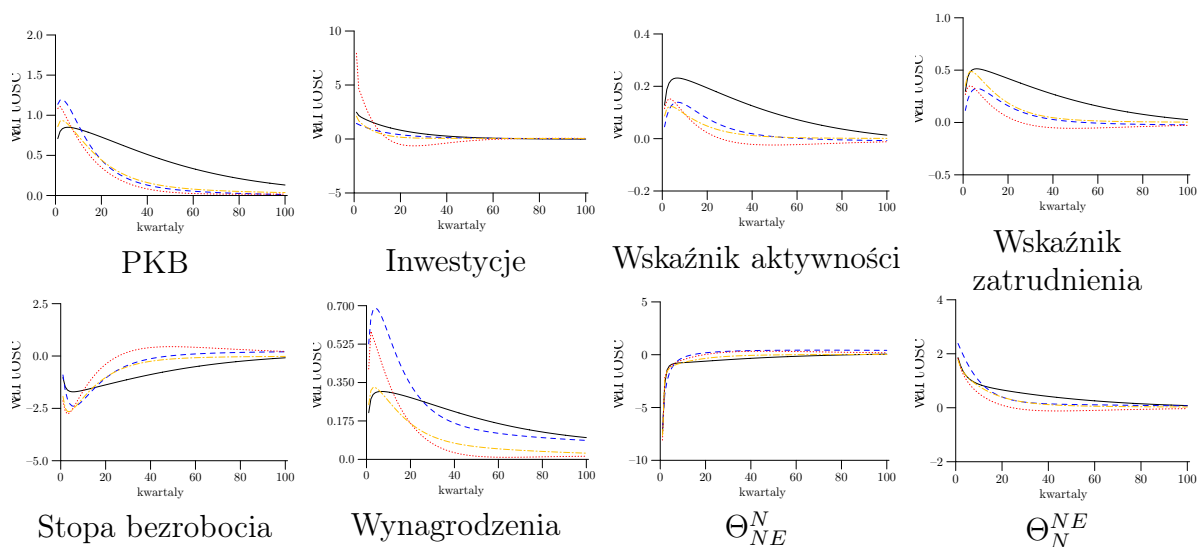
Legenda: Linia czarna - Polska, niebieska - Czechy, czerwona - Szwecja, żółta - Hiszpania.

Rysunek 3: Funkcje reakcji na zagraniczny szok technologiczny w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



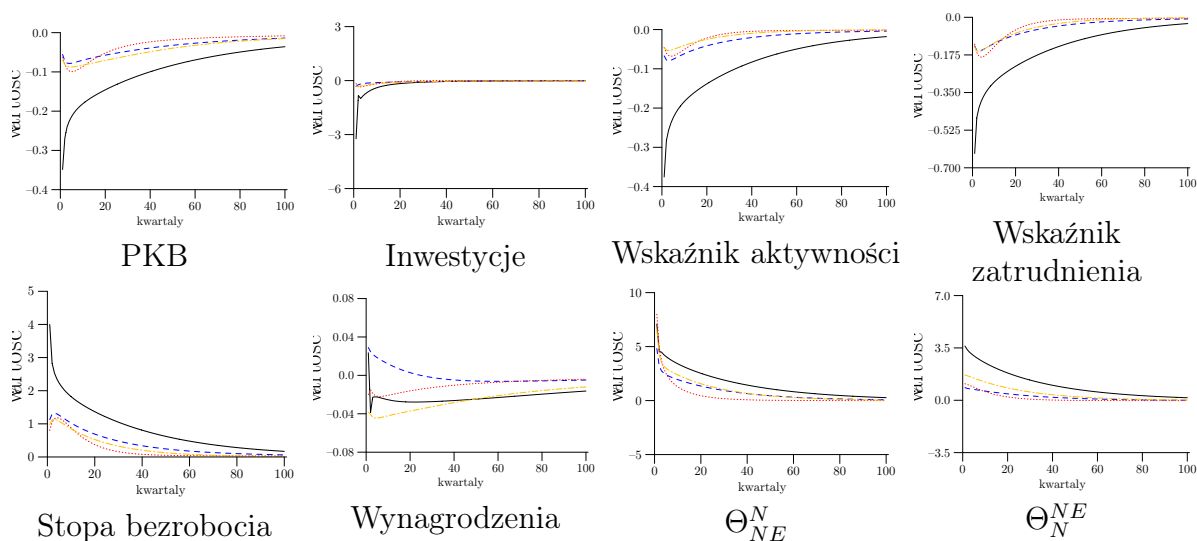
Legenda: Linia czarna - Stany Zjednoczone, niebieska - Wielka Brytania, czerwona - Niemcy, żółta - Francja.

Rysunek 4: Funkcje reakcji na zagraniczny szok technologiczny w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



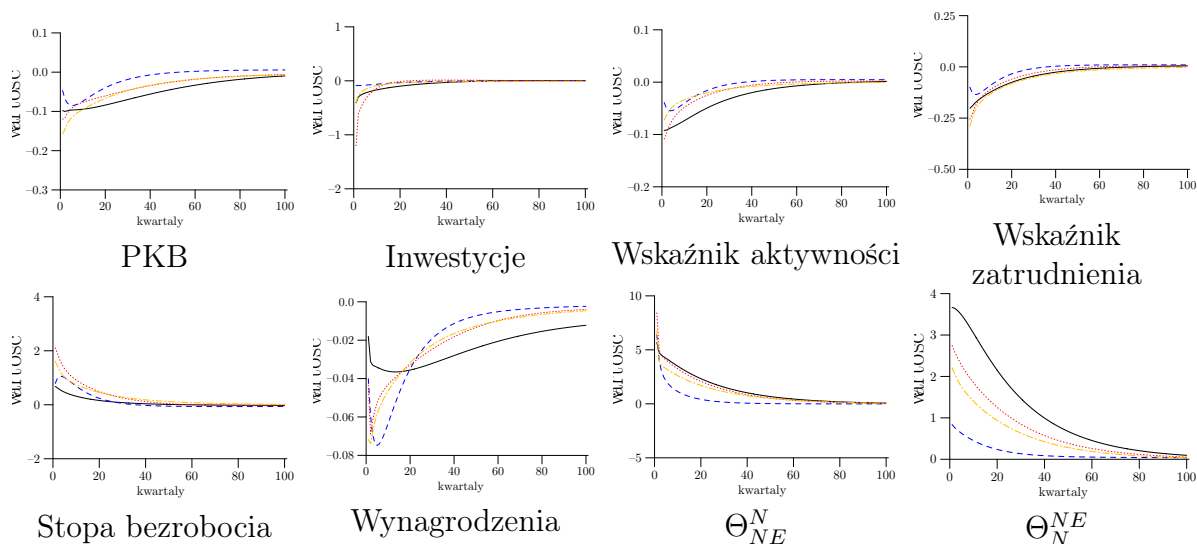
Legenda: Linia czarna - Polska, niebieska - Czechy, czerwona - Szwecja, żółta - Hiszpania.

Rysunek 5: Funkcje reakcji na szok destrukcji miejsc pracy w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



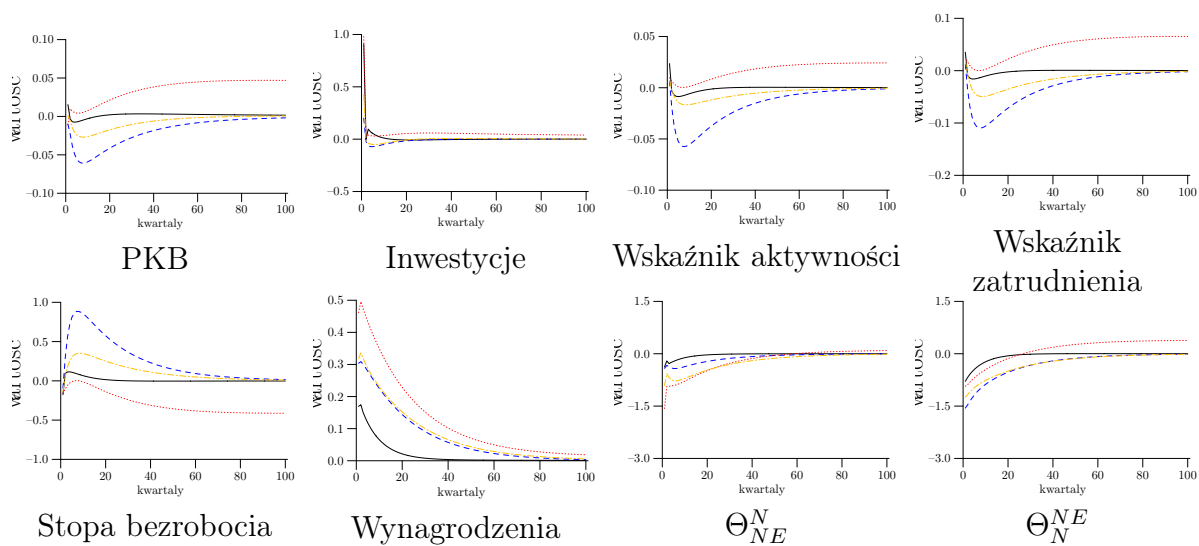
Legenda: Linia czarna - Stany Zjednoczone, niebieska - Wielka Brytania, czerwona - Niemcy, żółta - Francja.

Rysunek 6: Funkcje reakcji na szok destrukcji miejsc pracy w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



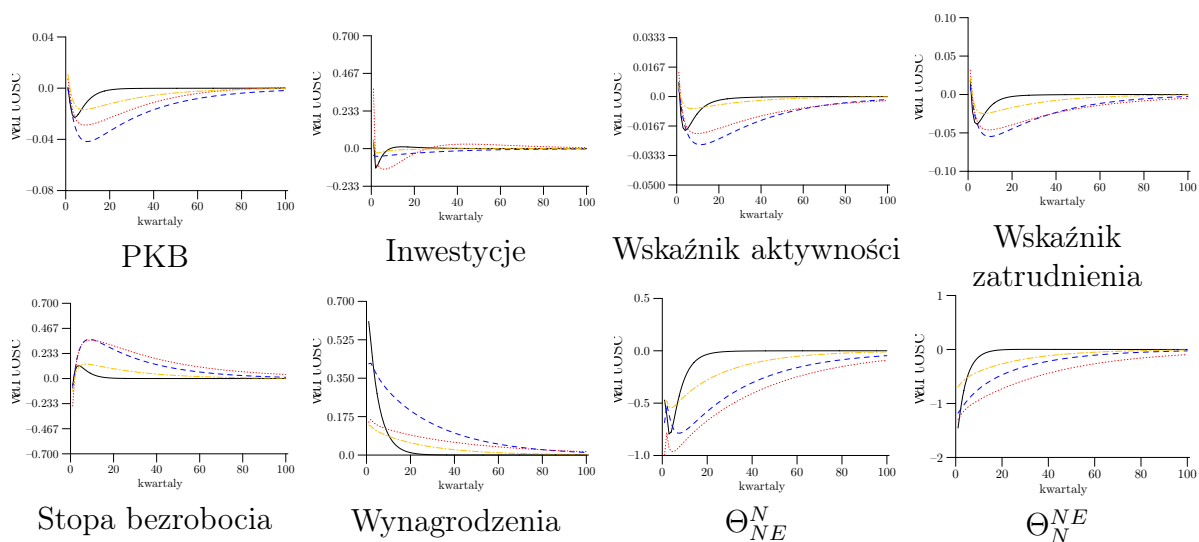
Legenda: Linia czarna - Polska, niebieska - Czechy, czerwona - Szwecja, żółta - Hiszpania.

Rysunek 7: Funkcje reakcji na szok siły przetargowej w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



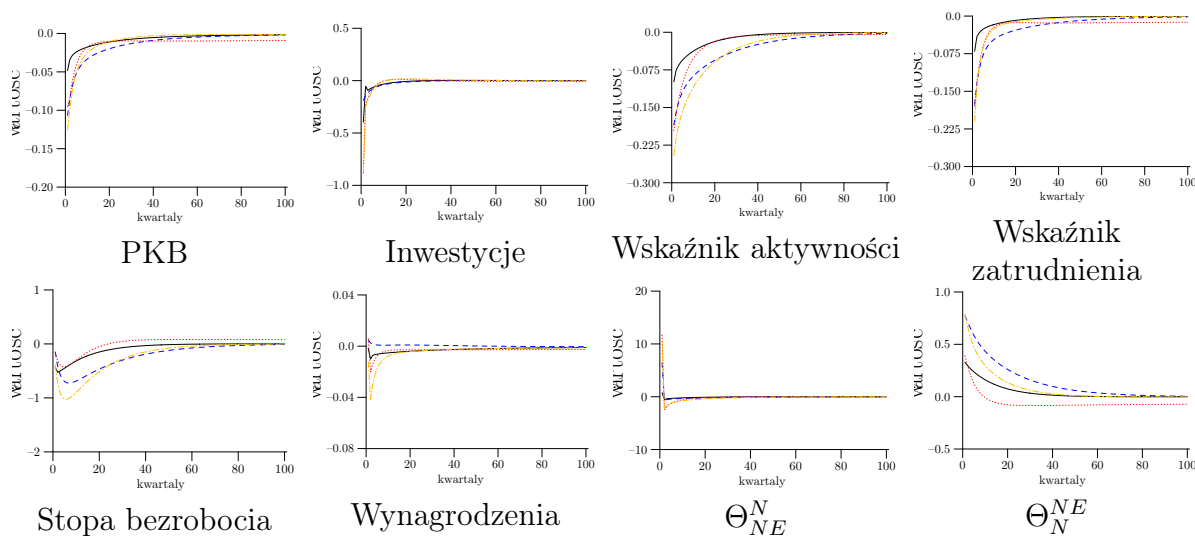
Legenda: Linia czarna - Stany Zjednoczone, niebieska - Wielka Brytania, czerwona - Niemcy, żółta - Francja.

Rysunek 8: Funkcje reakcji na szok siły przetargowej w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



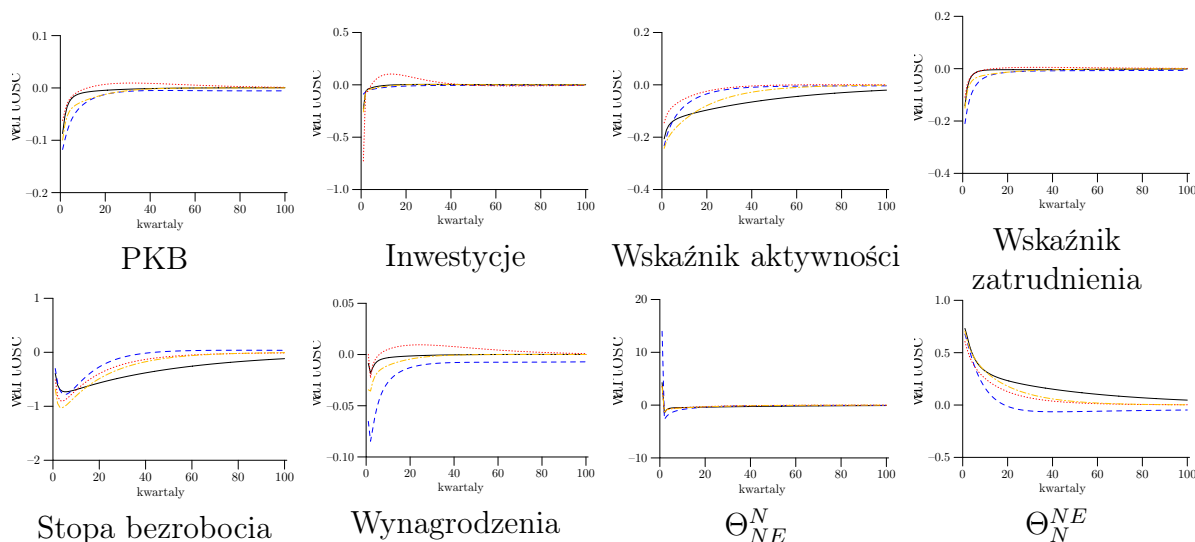
Legenda: Linia czarna - Polska, niebieska - Czechy, czerwona - Szwecja, żółta - Hiszpania.

Rysunek 9: Funkcje reakcji na (negatywny) szok podaży pracy w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



Legenda: Linia czarna - Stany Zjednoczone, niebieska - Wielka Brytania, czerwona - Niemcy, żółta - Francja.

Rysunek 10: Funkcje reakcji na (negatywny) szok podaży pracy w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



Legenda: Linia czarna - Polska, niebieska - Czechy, czerwona - Szwecja, żółta - Hiszpania.

6 Podsumowanie

W rozdziale przedstawiliśmy model DSGE, w którym występują frykcje na rynku pracy w postaci mechanizmu poszukiwań i dopasowań, oraz w którym zendogenizowaliśmy destrukcję miejsc pracy oraz przepływy pomiędzy trzema stanami na rynku pracy: bezrobociem, zatrudnieniem i biernością zawodową. Model dopełniają następujące dodatkowe elementy: (1) wymiana zagraniczna, (2) sektor bankowy, (3) bank centralny oraz (4) sektor rządowy. Model estymujemy na podstawie danych zagregowanych metodami Bayesa w dwóch wersjach: dopuszczającej różną postać procesów stochastycznych w przekroju państw, jak i zakładającej ich wspólną formę. Dowodzimy, że model jest zdolny zarówno do odwzorowania przepływów na rynku pracy jak i do jakościowo i ilościowo poprawnego odzwierciedlenia cyklicznych własności produktu, konsumpcji, inwestycji, bezrobocia, bierności zawodowej, zatrudnienia, płac oraz wakatów. W szczególności w modelu występuje bliska obserwowanej skali przepływów pomiędzy stanami na rynku pracy, a także wyraźna (choć mniejsza niż w danych) antycykliczność bezrobocia i ujemna korelacja między wakatami a bezrobociem, a więc jakościowo poprawna krzywa Beveridge'a. Poszczególne modele krajowe są dobrze dopasowane do danych niezależnie od tego czy procesy stochastyczne zostały w nich ujednoczone czy też dopuściliśmy różnice w parametrach szoków w przekroju międzynarodowym. W tym drugim wypadku dopasowanie do danych jest w naturalny sposób lepsze, niemniej jednak różnica nie jest duża.

Przedstawiona w pracy analiza funkcji reakcji poszczególnych modeli na impulsy płynące z rynku produktów (krajowe i zagraniczne szoki technologiczne) i rynku pracy (destrukcji miejsc pracy (popytu na pracę), siły przetargowej, podaży pracy), sugeruje potencjalne różnice w elastyczności poszczególnych gospodarek. Bezpośrednia odpowiedź PKB na krajowy szok technologiczny jest w USA silniejsza niż w dużych gospodarkach europejskich, choć już po 8-10 kwartałach wpływ ten jest analogiczny jak w Niemczech, Wielkiej Brytanii i Szwecji. Natomiast Francja i Hiszpania oraz Czechy i Polska wyróżniają się znacznie wolniejszą absorpcją zaburzeń cyklicznych. W przypadku zagranicznych szoków technologicznych prawidłowości te są podobne, choć ich wpływ na gospodarkę Polski i Francji jest relatywnie (na tle szoków krajowych) słabszy niż w pozostałych krajach. Różnice pomiędzy Stanami Zjednoczonymi a krajami europejskimi są także widoczne w przypadku odpowiedzi rynku pracy. Bezpośrednia reakcja bezrobocia i zatrudnienia na szoki technologiczne jest w USA większa niż w Europie, jednak prędko wygasa, co może świadczyć o większej trwałości skutków kryzysów gospodarczych w Europie. Szok destrukcji we wszystkich krajach zdaje się mieć częściowo charakter realokacyjny podnosząc prawdopodobieństwo zwolnień i zatrudnień. Z kolei wzmacniający pozycję pracowników w negocjacjach płacowych, szok siły przetargowej prowadzi nie tylko do wzrostu płac, lecz także do spadku prawdopodobieństw przepływów w obu kierunkach. Wielka Brytania wyróżnia się jako kraj o największej skali dostosowań ilościowych na rynku pracy drogą destrukcji miejsc pracy.

Kierunkiem przyszłych badań może być z jednej strony włączenie w strukturę modelu czynników instytucjonalnych obecnie w nim nieobecnych, w postaci np. zniekształcającego opodatkowania i transferów, które przez niektó-

rych autorów (Prescott, 2004) są uznawane za kluczowe dla różnic między amerykańskim a europejskim rynkiem pracy. Z drugiej, model tworzy podstawy do formalnej analizy interakcji między instytucjami rynku pracy, do których w ostatnich latach przywiązuje się coraz większą wagę, jednak głównie w literaturze empirycznej (Bassanini, Duval, 2009). Innym kierunkiem może być pogłębienie analizy przepływów. Gaska, Lewandowski (2010) argumentują, że wśród krajów europejskich przyczynami zróżnicowania międzynarodowego intensywności przepływów są np. skala wykorzystania umów terminowych, wysokość płacy minimalnej czy restrykcyjność ochrony prawnej umów na czas nieokreślony. Jednak czynniki te prawdopodobnie nie są wystarczające dla wyjaśnienia głębokich różnic we wzorcach przepływów w Europie i Stanach Zjednoczonych. Kierunek wskazany przez nasz model, polegający na zbadaniu łącznego wpływu oddziaływania na przepływy instytucji (parametrów), jak i różnic w źródłach dostosowań ilościowych na rynku pracy, może prowadzić do wyjaśnienia części tej luki. Ponadto, uwzględnienie w analizie przepływów między aktywnością a biernością faktu, że część przepływów z zatrudnienia do bierności następuje bez epizodów bezrobocia i na stałe (odejścia na emeryturę), a część przepływów z bierności do zatrudnienia jest ich swoistą odwrotnością (wejście na rynek pracy przez osoby młode) może pozwolić na lepsze dopasowanie modelu do danych i rozwiązanie utrzymujących się słabości modeli poszukiwań. Równocześnie, pozwoli na włączenie w perspektywę cykliczną procesów średniookresowych związanych z przemianami demograficznymi, których znaczenie dla gospodarek rozwiniętych jest coraz istotniejsza.

Literatura

- [1] Kowal P. Antosiewicz M., Bukowski M. Krzywa Beveridge'a i przepływy na rynku pracy w dynamicznym modelu dopasowań i poszukiwań z endogeniczną biernością zawodową i bezrobociem. *IBS Working Paper*, (02/2011), 2011.
- [2] Kowal P. Antosiewicz M., Bukowski M. On-the-job search i endogeniczna destrukcja w modelu dsge z silną heterogenicznością ex-post. *IBS Working Paper*, (03/2011), 2011.
- [3] Kowal P. Antosiewicz M., Bukowski M. Sticky wage nash bargaining model with incomplete information. *IBS Working Paper*, (05/2011), 2011.
- [4] Bell U.-L. Artola C. Measuring labour market dynamics: An application to Spain. *Departmental Working Papers 145*, Tor Vergata University, CEIS, pages –, 2001.
- [5] Manning A. Azmat G., Güell M. Gender gaps in unemployment rates in OECD countries. *Journal of Political Economy*, 24(1):1–37, 2006.
- [6] Schaffner S. Bachmann R. Biases in the measurement of labour market dynamics. *Sonderforschungsbereich 475, Komplexitätsreduktion in Multivariaten Datenstrukturen, Universität Dortmund 2009*, 12:–, 2009.
- [7] J.P. Boyd. *Chebyshev and Fourier Spectral Methods*. Dover Publications, Inc., Mineola, 2001.
- [8] Andolfatto D. Business cycle and labor market search. *American Economic Review*, 86:112–132, 1996.
- [9] Prescott E.C. Why do Americans work so much more than Europeans? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28:2–13, 2004.
- [10] Solon G. Elsby M.W.L., Michaels R. The ins and outs of cyclical unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1):84–110, January 2009.
- [11] Tripier F. Can the labor market search model explain the fluctuations of allocations of time? *Economic Modelling*, 21:131–146, 2003.
- [12] Wasmer E. Garibaldi P. Equilibrium search unemployment, endogenous participation, and labor market flows. *Journal of the European Economic Association*, 3:851–882, 2005.
- [13] Lewandowski P. Gąska J. *Procedury i regulacje - o zatrudnianiu i zwalnianiu*. Zatrudnienie w Polsce 2009. Instytut Badań Strukturalnych, 2011.
- [14] H. Jürges. Unemployment, life satisfaction and retrospective error. *Journal of the Royal Statistical Society*, 170(1):43–61, 2007.
- [15] Lubik T.A. Krause M.U. The cyclical upgrading of labor and on-the-job search. *Labour Economics*, 13:459–477, 2006.
- [16] Rogerson R. Sahin A. Krussel P., Mukoyama T. A three state model of worker flows in general equilibrium. *Journal of Economic Theory*, 146:1107–1133, 2011.
- [17] Prescott E.C. Kydland F.E. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 91:39–69, 1982.

- [18] Ebell M. Resurrecting the participation margin. *CEP Discussion Paper No. 873*, 2008.
- [19] Merz M. Search in the labor market and real business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 36:269–300, 1995.
- [20] Veracierto M. On the cyclical behavior of employment, unemployment and labor force participation. *Journal of Monetary Economics*, 55:1143–1157, 2008.
- [21] Pissarides C.A. Mortensen D.T. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61:397–415, 1994.
- [22] Levine P. Contemporaneous vs. retrospective unemployment: Through the filter of memory or the muddle of the current population survey? *Working Papers 656, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section*, pages –, 1990.
- [23] Lewandowski P. Zwalnianie i zatrudnianie a dynamika bezrobocia w starej i nowej europie oraz stanach zjednoczonych. *IBS Working Paper*, 06/2011, 2011.
- [24] Shimer R. On-the-job search and strategic bargaining. *European Economic Review*, 50:811–830, 2006.
- [25] Kruppe T. Assessing labour market dynamics : European evidence. *International Labour Organization, Employment Paper*, 2001/15:–, 2001.

A Źródła danych

Do analizy empirycznej i kalibracji modeli wykorzystano wszechstronną bazę danych zawierającą najważniejsze makroekonomiczne szeregi czasowe dla krajów Unii Europejskiej i Stanów Zjednoczonych. Większość z nich to szeregi o częstotliwości kwartalnej pochodzące z baz Eurostatu. Wyjątkiem są dane dotyczące płac realnych, zasobu kapitału trwałego oraz przepływów na rynku pracy. Pierwsze dwie zmienne to szeregi o częstotliwości rocznej pochodzące odpowiednio z OECD oraz bazy danych KLEMS powstałej pod auspicjami Komisji Europejskiej. Z kolei przepływy zostały oszacowane zgodnie z pracą lewandowski (2011), czego efektem są dane o częstotliwości rocznej dotyczące przeciętnych miesięcznych oraz kwartalnych prawdopodobieństw przejść oraz wielkości przepływów pomiędzy stanami bezrobocia oraz zatrudnienia. Większość szeregów czasowych obejmuje okres od około początku lat 1990. do roku 2010, przy czym dla części krajów i zmiennych szeregi są znacznie dłuższe. Wyjątkiem są zmienne dotyczące wakatów, dla których dane dostępne są jedynie dla ostatniej dekady. Wszystkie dane kwartalne zostały odsezonowane metodą Tramo/Seats. Dla większości zmiennych szeregi są więc na tyle długie, że obejmują przynajmniej jedną recesję oraz jeden okres ożywienia gospodarczego - możliwa jest więc dekompozycja szeregów na składnik cykliczny oraz trend. Dekompozycji dokonujemy za pomocą filtra Hodricka-Prescotta na danych zlogarytmowanych. Dla zmiennych o częstotliwości rocznej ekstrahowane są wahania o częstotliwości od 1,5 do 8 obserwacji, zaś dla zmiennych o częstotliwości kwartalnej - o częstotliwości od 6 do 32 obserwacji, zatem w obu przypadkach za składnik cykliczny uznaliśmy wahania o częstotliwości od 1,5 roku do 8 lat. Z kolei za składnik trendu zostały uznane wahania o częstotliwości przekraczającej 8 lat. Dla odfiltrowanego składnika cyklicznego zostały następnie policzone podstawowe statystyki empiryczne: odchylenia standardowe, relatywne odchylenia standardowe względem produktu oraz dynamiczne korelacje pomiędzy wybranymi zmiennymi z produktem, oraz pomiędzy bezrobociem i wakatami (tzw. krzywa Beveridge'a). Dla zmiennych stacjonarnych takich jak stopa bezrobocia lub udział konsumpcji w PKB, policzono wartości średnie z ostatnich 40 obserwacji w przypadku zmiennych kwartalnych oraz 10 w przypadku zmiennych rocznych. Na podstawie wyliczonych statystyk dla poszczególnych krajów policzono zagregowane statystyki dla obszarów UE15 oraz UE27 jako ważone średnie obserwacji cząstkowych.

Tablica 8: Źródła oraz zakres wykorzystanych danych empirycznych

	PKB	Konsumpcja	Inwestycje	Przeżywy ²	Stopa zatrudnienia	Stopa bezrobocia	Aktywność zawodowa
Belgia	1980Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1980Q1-2010Q3	1984-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Bulgaria	1997Q1-2010Q3	1997Q1-2010Q3	1997Q1-2010Q3	2001-2010	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3
Czechy ¹	1996Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1996Q1-2010Q3	1994-2010	1998Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3
Dania	1990Q1-2010Q3	1990Q1-2010Q3	1990Q1-2010Q3	1984-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Niemcy ¹	1991Q1-2010Q3	1991Q1-2010Q3	1991Q1-2010Q3	1983-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Estonia	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1994-2010	1998Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3
Irlandia	1997Q1-2010Q3	1997Q1-2010Q3	1997Q1-2010Q3	1984-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Grecja	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	1984-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Hiszpania ¹	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1977-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Francja ¹	1978Q1-2010Q3	1978Q1-2010Q3	1978Q1-2010Q3	1975-2010	1996Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1996Q1-2010Q3
Włochy	1981Q1-2010Q3	1981Q1-2010Q3	1981Q1-2010Q3	1983-2010	1993Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q4-2010Q3
Cypr	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	2005-2010	2000Q2-2010Q3	2000Q2-2010Q3	2000Q2-2010Q3
Łotwa	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1999-2010	2002Q1-2010Q3	1998Q2-2010Q3	2002Q1-2010Q3
Litwa	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1999-2010	2002Q1-2010Q3	1998Q2-2010Q3	2002Q1-2010Q3
Luksemburg	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1984-2010	1996Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1996Q2-2010Q3
Węgry	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1993-2010	1996Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1996Q2-2010Q3
Malta	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	b.d.	2000Q2-2010Q3	2000Q2-2010Q3	2000Q2-2010Q3
Holandia	1988Q1-2010Q3	1988Q1-2010Q3	1988Q1-2010Q3	1984-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Austria	1988Q1-2010Q3	1988Q1-2010Q3	1988Q1-2010Q3	1994-2010	1994Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1994Q1-2010Q3
Polka ¹	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1993-2010	1997Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1997Q2-2010Q3
Portugalia	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1986-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Rumunia	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	2000Q1-2010Q3	1998-2010	1997Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1997Q2-2010Q3
Słowacja	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	b.d.	1996Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1996Q2-2010Q3
Słowacja	1997Q1-2010Q3	1993Q1-2010Q3	1993Q1-2010Q3	1995-2010	1998Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3
Finlandia	1975Q1-2010Q3	1975Q1-2010Q3	1975Q1-2010Q3	1980-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Szwecja ¹	1993Q1-2010Q3	1993Q1-2010Q3	b.d.	1971-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Wielka Brytania ¹	1970Q1-2010Q3	1970Q1-2010Q3	1970Q1-2010Q3	1983-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Stany Zjednoczone ¹	1970Q1-2010Q4	1970Q1-2011Q2	1995Q1-2010Q4	1969-2010	1970Q1-2010Q4	1970Q0-2010Q4	1970Q1-2010Q4

¹ Dla tych państw zostały opracowane modele, przez co zbiór zmiennych jest dla nich większy.

² Przeżywy zostały obliczone zgodnie z metodą opisaną w artykule Elshy (2008) na podstawie danych z Eurostat oraz OECD.
Uwaga: O ile nie zaznaczono inaczej, dane pochodzą z bazy danych Eurostat.

Tablica 9: Źródła oraz zakres wykorzystanych danych empirycznych

	Stopa wakatów	Placa realna	Stopa procentowa	Inflacja	Eksport	Import	Wydatki rządowe	Zasób kapitału
Belgia	2004Q1-2010Q2	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	1970-2007, KLEMS
Bulgaria	2005Q1-2010Q4	-	-	1996Q4-2010Q4	-	-	-	b.d.
Czechy ¹	2005Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3, OECD	1995Q1-2011Q3	1995Q1-2010Q3	1996Q1-2011Q2	1996Q1-2011Q2	1996Q1-2011Q2	1995-2007, KLEMS
Dania	b.d.	-	-	1967Q1-2010Q4	-	-	-	1970-2007, KLEMS
Niemcy ¹	1998Q2-2010Q3	1991Q1-2010Q3, OECD	1994Q1-2011Q3	1991Q1-2010Q3	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS
Estonia	2005Q1-2010Q3	-	-	1998Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Irlandia	b.d.	-	-	1976Q1-2010Q4	-	-	-	1988-2007, KLEMS
Grecja	2004Q1-2009Q3	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Hiszpania ¹	2001Q1-2008Q4	1992Q1-2010Q3, OECD	1994Q1-2011Q3	1992Q1-2010Q3	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS
Francja ¹	b.d.	1978Q1-2010Q3, OECD	1994Q1-2011Q3	1978Q1-2010Q3	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS
Włochy	b.d.	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	1970-2007, KLEMS
Cypr	2005Q1-2009Q4	-	-	1996Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Łotwa	2005Q1-2010Q3	-	-	1996Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Litwa	2004Q1-2010Q4	-	-	1996Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Luksemburg	2001Q1-2010Q3	-	-	1980Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Węgry	2004Q1-2010Q3	-	-	1995Q1-2010Q4	-	-	-	1995-2007, KLEMS
Malta	b.d.	-	-	1996Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Holandia	2001Q1-2010Q4	-	-	1960Q2-2010Q4	-	-	-	1970-2007, KLEMS
Austria	b.d.	-	-	1958Q1-2010Q4	-	-	-	1976-2007, KLEMS
Polska ¹	2007Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3, OECD	1995Q1-2011Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	b.d.
Portugalia	2001Q1-2010Q3	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Rumunia	2005Q1-2010Q4	-	-	1996Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Słowenia	2001Q1-2010Q4	-	-	1988Q4-2010Q4	-	-	-	1995-2006, KLEMS
Słowacja	2004Q1-2010Q4	-	-	1991Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Finlandia	2002Q1-2010Q4	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	1970-2007, KLEMS
Szwecja ¹	2001Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3, OECD	1992Q1-2011Q3	1992Q1-2010Q3	1993Q1-2011Q2	1993Q1-2011Q2	1993Q1-2011Q2	1993-2007, KLEMS
Wielka Brytania ¹	2001Q2-2009Q4	1970Q1-2010Q2, OECD	1991Q1-2011Q3	1970Q1-2010Q3	1990Q3-2011Q1	1990Q3-2011Q1	1990Q3-2011Q1	1970-2007, KLEMS
Stany Zjednoczone ¹	2001Q1-2010Q4	1970Q1-2010Q4, OECD	1991Q1-2011Q3	1970Q1-2010Q4	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS

¹ Dla tych państw zostały opracowane modele, przez co zbiór zmiennych jest dla nich większy.
Uwaga: O ile nie zaznaczono inaczej, dane pochodzą z bazy danych Eurostat.