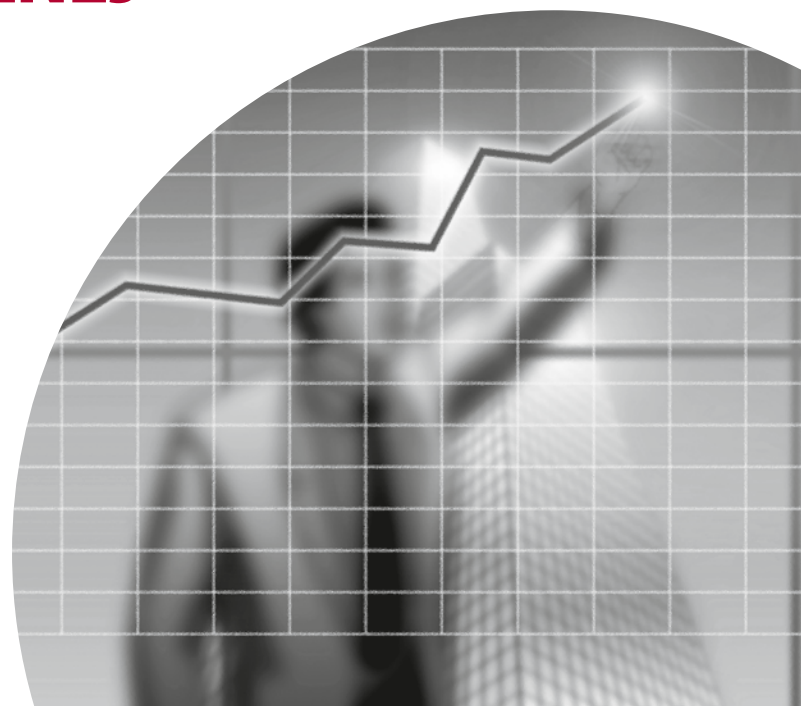




MACIEJ BUKOWSKI, PAWEŁ KOWAL, PIOTR LEWANDOWSKI

MODELOWA ANALIZA RYNKÓW PRACY O RÓŻNEJ STRUKTURZE INSTYTUCJONALNEJ



MACIEJ BUKOWSKI, PAWEŁ KOWAL, PIOTR LEWANDOWSKI*

MODELOWA ANALIZA RYNKÓW PRACY O RÓŻNEJ STRUKTURZE INSTYTUCJONALNEJ

wprowadzenie
prof. dr hab. Marek Góra**

współpraca:
Marek Antosiewicz, Jan Gąska***

* Instytut Badań Strukturalnych., Rejtana 15 lok. 24/25, 02-516 Warszawa, Polska.
E-mail: maciej.bukowski@ibs.org.pl, pawel.kowal@ibs.org.pl, piotr.lewandowski@ibs.org.pl
** Katedra Ekonomii I, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
*** Instytut Badań Strukturalnych

SPIS TREŚCI

Wprowadzenie	7
Rozdział 1 Trzy światy – o rynkach pracy w Polsce, UE15 i USA	14
1.1 Wstęp	14
1.2 Średniookresowe charakterystyki rynków pracy krajów UE i USA	19
1.3 Cykliczne charakterystyki rynków pracy krajów UE i USA	24
1.4 Dekompozycja zmian stopy bezrobocia	31
1.5 Podsumowanie	38
Rozdział 2 Model rynku pracy w równowadze ogólnej z endogeniczną aktywnością zawodową i destrukcją miejsc pracy	40
2.1 Wprowadzenie	40
2.2 Model	45
2.2.1 Gospodarstwo domowe	45
2.2.2 Produkcja dobra podstawowego	48
2.2.3 Produkcja dóbr finalnych	50
2.2.4 Wymiana z zagranicą	50
2.2.5 Rząd i bank centralny	51
2.2.6 Sektor bankowy	53
2.2.7 Rynek pracy	54
2.2.8 Przepływy na rynku pracy	56
2.2.9 Negocjacje płacowe	59
2.2.10 Funkcje wartości	60
2.2.11 Intensywność poszukiwania pracy	62
2.2.12 Endogeniczna destrukcja	63
2.2.13 Agregacja	65
2.2.14 Rozkład produktywności i jego dynamika	66
2.2.15 Zaburzenia stochastyczne	66
2.3 Procedura rozwiązywania modelu	67
2.4 Parametryzacja modelu	71

2.4.1	Procedura estymacji parametrów modelu	71
2.4.2	Parametry	72
2.5	Własności modelu	76
2.5.1	Momenty empiryczne	76
2.5.2	Funkcje reakcji na impuls	82
2.6	Podsumowanie	89
Rozdział 3	Modelowa analiza rynków pracy wybranych krajów UE i USA	90
3.1	Dekompozycje historyczne i ocena znaczenia poszczególnych szoków	90
3.1.1	Dopasowanie dekompozycji historycznych do danych	92
3.1.2	Szoki technologiczne	102
3.1.3	Szoki podaży pracy	110
3.1.4	Szoki siły przetargowej i destrukcji miejsc pracy	115
3.2	Rola szoków i ich absorpcji dla różnic międzynarodowych	123
3.2.1	Dekompozycja różnic między krajami teoria	123
3.2.2	Dekompozycja różnic między krajami – rola szoków i dostosowań	125
	Podsumowanie	128
	Bibliografia	131
Dodatek A	Metodologia estymacji przepływów i stóp hazardu na podstawie danych zagregowanych	134
A.1	Estymacja stóp hazardu dla odpływu z bezrobocia	134
A.2	Dekompozycja zmian bezrobocia	136
Dodatek B	Estymacja parametrów egzogenicznych procesów stochastycznych	138
Dodatek C	Źródła danych	140

WPROWADZENIE

Nasze myślenie o gospodarce, w tym o rynku pracy, jest obecnie zdominowane przez doświadczenie kryzysu gospodarczego, który w różnym stopniu dotknął praktycznie cały świat. Nawet kraje, które nadal szybko się rozwijają, jak na przykład Chiny, Indie, czy Brazylia, również odczuwają bieżące skutki kryzysu. Z dużą dozą pewności przewidywać można, że silnie odczują skutki bardziej długookresowe. Mamy do czynienia ze zjawiskiem o charakterze zdecydowanie globalnym. Jednocześnie nasze działania mające na celu zapanowanie nad skutkami globalnych zmian nie są skuteczne nie tylko dlatego, że brak jest instytucji, które mogłyby być do tego wykorzystane, ale także – może nawet przede wszystkim – tym, że świat w ostatnich dziesięcioleciach rozwijał się znacząco szybciej niż nasza zdolność pojmowania i opisu tego rozwoju. Dawne teorie, modele, schematy myślowe i w ogóle wiedza zakorzeniona w rzeczywistości sprzed kilku dziesięcioleci okazują się dramatycznie niewystarczające. Wymagają one gruntownego przemyślenia tak w odniesieniu do problemów globalnych, jak i globalnie uwarunkowanych problemów lokalnych.

Rynki pracy zmieniły się w ciągu ostatnich dziesięcioleci bardziej niż wiele innych elementów gospodarki i ogólniej struktur społecznego funkcjonowania społeczeństw. Wynika to głównie z faktu, iż są one rynkami specyficznymi. Przedmiotem obrotu jest na nim praca (brak polskiego odpowiednika pojęcia *labour* bardzo utrudnia wy tłumaczenie o co chodzi), która jest jednak nierozzerwalnie związana ze swoim „nośnikiem”, czyli człowiekiem, który przedmiotem tego obrotu nie jest. Stąd splót wielorakich ekonomicznych i pozaekonomicznych zależności, które są tylko w części rozpoznane, oraz ich silna ekspozycja na oddziaływanie czynników spowodowanych przez rozwój, powoduje, że badanie rynków pracy, zrozumienie tego co się na nich dzieje i ewentualne oddziaływanie na nie, jest szczególnie trudne.

W tym kontekście dostrzec należy, że pracownicy, siła robocza, nie są już zbiorowością homogeniczną. Dawniej byli, co znaczy, że różnice indywidualne miały ograniczone znaczenie. Dominowali pracownicy niskokwalifikowani, którzy byli łatwo zastępowalni. Dzisiaj jest jasne, że pracownicy stanowią zbiorowość heterogeniczną, w której różnice indywidualne mają znaczenie decydujące. Praca dostarczana na rynek jest tak różnorodna, że zastępowalność jednych pracowników drugimi jest ograniczona. Właściwie wszyscy to wiemy. Problem polega jednak na tym, że trudno jest

wyciągnąć z niego praktyczne wnioski ponieważ większość narzędzi, którymi posługujemy się w ekonomii zostało stworzonych dość dawno, czyli wtedy, gdy założenie o homogeniczności było w oczywisty sposób wbudowywane w teorie i modele. Dzisiaj to założenie nie jest spełnione, co w jakimś – trudnym do oceny – stopniu podważa naszą zdolność do formułowania trafnych sądów w świecie, w którym ludzie jako pracownicy są zdecydowanie heterogeniczni.

Tradycyjnie przyjmowane założenia wiążą się również z częstotliwością zmian ilościowych (cykl koniunkturalny) i jakościowych (restrukturyzacja). Te ostatnie dawniej następowały raczej rzadko. W trakcie życia zawodowego można było nie być narażonym na ich skutki. Częściej występowały wojny, rewolucje i inne zmiany wymagające dramatycznych często dostosowań, ale rozwój gospodarczy nie dostarczał ich często. Dzisiejsza sytuacja, to praktycznie permanentna restrukturyzacja.¹ Zmiany jakościowe następują w tempie porównywalnym z dostosowaniami ilościowymi. Również w tym przypadku mamy więc do czynienia z takim elementem charakterystyki naszych czasów, który szczególnie silnie odbija się na funkcjonowaniu rynku pracy oraz utrudnia jego badanie przy wykorzystaniu wiedzy i doświadczenia z okresu zanim to zjawisko się nasiliło.

Nowoczesne rynki pracy różnią się od tych sprzed trzech-czterech, a w niektórych krajach nawet dwóch, dekad jeszcze w kilku ważnych aspektach. Jeszcze kilka dziesięcioleci temu gros podaży pracy było dostarczane przez mężczyzn. Pojawienie się na rynku pracy znaczącej podaży pracy kobiet zmieniło nie tylko ilościowe charakterystyki tego rynku, a do nich głównie sprowadza się uwzględnienie skutków pojawienia się tego nowego źródła podaży pracy. Struktura rynków pracy tworzona była z myślą o pracownikach-mężczyznach. Została ona dostosowana do obecności kobiet na rynku pracy, ale to nie to samo, co jej tworzenie od razu z myślą o mężczyznach i kobietach jako pracownikach. Kolejna istotna zmiana strukturalna polega na tym, że wyżej wyedukowana i posiadająca wyższe kwalifikacje siła robocza w większym niż dawniej stopniu uczestniczy w podziale wartości wytworzonego produktu.

W przeszłości zdecydowana większość wartości wytworzonego produktu była wykorzystywana na opłacenie zaangażowanych przy jego tworzeniu czynników produkcji, czyli pracy i kapitału. Spór o proporcje podziału tej wartości był sednem rozważań ekonomii politycznej oraz tworzył oś dyskusji publicznej przez prawie cały wiek dwudziesty. Warto dostrzec, że obecnie praca i kapitał razem wzięte,

¹ Odwołuję się tu do ekonomicznego znaczenia tego pojęcia, czyli do zmiany struktury wytwarzanego produktu (a nie do potocznego, czyli reorganizacji przedsiębiorstwa lub redukcji zatrudnienia).

są w ujęciu netto wynagradzane mniej więcej połową wartości wytworzonego przez siebie produktu.² Reszta jest redystrybuowana i przeznaczana do realizacji przez instytucje publiczne różnych, bardziej i mniej ważnych, celów. Niezależnie od celowości tych transferów (nie tylko społecznych), o czym nie dyskutuję, ta część PKB nie jest przeznaczana na wynagrodzenie czynników produkcji, w tym przede wszystkim pracy. Innymi słowy, dochody związane z uczestniczeniem w procesie produkcji wypierane są przez transfery niezwiązane z aktywnością zawodową.

Te przykłady można mnożyć. Wymieniłem jedynie te, które uważam za najważniejsze jakościowe zmiany, które nastąpiły w czasie porównywalnym z wiekiem większości teorii i modeli odnoszących się do rynku pracy i do gospodarki w ogóle. Ekonomia, nawet jeśli uprawiając ją stosuje się wyrafinowane narzędzia matematyczne, pozostaje nauką społeczną, co stanowi wyzwanie, przed którym nie muszą stawać nauki przyrodnicze. Wynika ono z nieustannej zmienności obdarzonego swobodą wyboru przedmiotu swojego zainteresowania, czyli ludzi tworzących gospodarujące społeczeństwo. Wynika z tego, między innymi, że trzeba bardzo uważać na automatyczne stosowanie do rozwiązywania dzisiejszych problemów wiedzy i pozytywnych doświadczeń sprzed lat. One mogły lepiej lub gorzej nadawać się do zrozumienia i rozwiązywania ówczesnych problemów. Dzisiaj mogą nie wystarczać lub wręcz wieść na manowce. Zabezpieczenie przed prostym powielaniem wzorców myślowych sprzed dziesięcioleci może wydawać się dość proste. Nie jest, ponieważ posługujemy się metodami, które te wzorce mają „zaszyte” pod postacią założeń (często implicite). Dlatego między innymi tak ważne jest posługiwanie się nowoczesnymi metodami badawczymi. Nie chodzi tylko o ich efektywność, ale także o ich merytoryczną odpowiedniość do zmieniającej się z upływem czasu natury problemów, które chcemy zrozumieć i rozwiązać.

Część wiedzy dotyczącej rynku pracy wymaga gruntownego przemyślenia w kontekście rzeczywistości społecznej, w której żyjemy. Badanie rynku pracy jest dzisiaj nietrywialnym wyzwaniem. Jeszcze bardziej dotyczy to zasad i metod dokonywania interwencji, tak trwałych (instytucje), jak i doraźnych (polityki) ingerujących w samoczynny mechanizm regulujący ten rynek.

² W tym kontekście zmienia się główna oś faktycznych sprzeczności społecznych, czego współczesna ekonomia polityczna nie przeanalizowała jeszcze w znaczącym stopniu. Dawny konflikt pracy i kapitału został częściowo wyparty przez konflikt interesu aktywnych, czyli pracowników i przedsiębiorców oraz interesu osób niepracujących, a uczestniczących w podziale PKB. Sytuację dodatkowo komplikuje fakt, że aktywni są po części także odbiorcami transferów, czyli występują jednocześnie w dwóch rolach, co jest jednym z powodów dostrzeganego coraz częściej zagubienia części społeczeństwa.

Literatura w zakresie ekonomii pracy rozwija się bardzo szybko. W szybkim tempie tworzone są nowe teorie i modele, które przystają do współczesnej rzeczywistości rynku pracy znacznie lepiej niż wcześniejsze. Te nowe są jednak na ogół bardziej skomplikowane, a ich zrozumienie i stosowanie wymaga większej wiedzy ogólnej, w tym znajomości metod matematycznych. Z drugiej strony, ekonomiści zajmujący się rynkiem pracy muszą nadążyć za zmianami dokonującymi się obecnie szybciej niż w jakimkolwiek okresie w przeszłości. Powoduje to, że to, co wiemy (lepiej lub gorzej) dzisiaj dezaktualizuje się bardzo szybko. W naukach społecznych wiedza, która jest w miarę trwała i nie podlega przewartościowaniu jest bardzo skromna. Większość tego, co wiemy odnosi się do dnia dzisiejszego. Dlatego tak niebezpieczne jest stosowanie „starych dobrych metod”. Nawet jeśli były dobre, to najprawdopodobniej dobre już nie są. Omawiana zmienność sytuacji i ciągła pogoń za wiedzą pewną, która wciąż nam się wymyka, powoduje, że zdolność predykcyjna jest ograniczona, mniejsza niż nam się dawniej wydawało i mniejsza od tego, czego oczekuje publiczność. Nie wynika z tego jednak nieprzydatność naszej wiedzy (sformalizowanej jako bardziej bądź mniej zmatematyzowane modele) dla prognozowania rozumianego jako metoda poznawcza. Wynika natomiast konieczność zachowania pewnego dystansu do wyników przewidywania na podstawie tej wiedzy. To nie tylko utrudnia stosowanie takich metod oraz interpretację wyników uzyskiwanych przy ich zastosowaniu, ale powoduje również, że publiczność często nie jest w stanie zrozumieć, a więc także zaakceptować sądów formułowanych przez ekonomistów. Prowadzi to do pogłębiającej się hermetyczności wiedzy.

Dodatkowo, kryzys finansowy i gospodarczy ostatnich lat spowodował zachwianie wiary w skuteczność i celowość stosowania modeli jako metody uprawiania ekonomii. Trzeba przyznać, że jest wiele powodów mogących skłaniać obserwatorów życia gospodarczego do takiego postrzegania sformalizowanego, modelowego myślenia o ekonomii. Rzecz jednak w tym, że jakkolwiek te powody istnieją, to odejście od modelowania procesów gospodarczych byłoby bezzasadne i nieracjonalne. Składa się na to kilka powodów. Po pierwsze – i może najważniejsze – alternatywą sformalizowanego myślenia jest „tabelkologia”. Trudno o gorszą zamianę. Po drugie zawiodło mechaniczne stosowanie sformalizowanych metod a nie same metody. Bez odpowiedniej wiedzy ekonomicznej są one bezużyteczne, a mogą być wręcz niebezpieczne. Po trzecie i najważniejsze – staliśmy się ofiarami braku pokory wobec skomplikowanych zależności tworzonych przez ludzi w gospodarce i ogólnie w życiu społecznym.

Skutki tych zależności bywają nieprzewidywalne niezależnie od tego, czy posługujemy się wyrafinowanymi metodami, czy jedynie prostymi zestawieniami podstawowych faktów. Wyrafinowane metody jednak wygrywają o tyle, o ile ich wyrafinowanie nie przesłoni nam oczu i nie zastąpi myślenia. Należy zadać sobie pytanie, co

stosowane metody mogą nam dać, a czego nie mogą. Co jakiś czas należy krytycznie przeglądać listę założeń dotyczących stosowania tych metod (szczególnie tych założeń, które jako oczywiste nie są w ogóle formułowane). Bardzo ważne, by stosowane narzędzia badawcze odpowiadały rzeczywistości badanych czasów.

W obszarze badań rynku pracy metodami, które spełniają ten wymóg są przede wszystkim:

- analiza przepływów pracowników (*workers flows*);
- analiza przepływów miejsc pracy, tworzenie miejsc pracy i zanikanie miejsc pracy (*job flows, job creation, job destruction*);
- metoda poszukiwań na rynku pracy (*search*).

Nie miejsce tu na opis wymienionych metod. Ograniczę się więc jedynie do kilku wyjaśnień. Dwie pierwsze metody są kompatybilne ze sobą, choć opisują inne procesy dziejące się w gospodarce. Obie bazują na podejściu Davisa i Haltiwangera. Obie są powszechnie stosowane na świecie. W Polsce są coraz bardziej popularne od mniej więcej połowy lat 1990. Dotyczy to może bardziej przepływu pracowników. Analiza tworzenia i zanikania miejsc pracy hamowana jest bardzo ograniczoną dostępnością odpowiednich danych statystycznych, które są niezbędne do praktycznego prowadzenia takich badań.

Metoda skupiająca się na badaniu poszukiwań na rynku pracy jest młodsza. Bazuje na pracach Mortensena i Pissaridesa. Metoda ta to przyszłość badań nad rynkiem pracy. Daje ona rzeczywiście nowe możliwości w tym zakresie. Sprawdza się w praktyce. W Polsce obserwowana jest rosnąca liczba prac badawczych oraz – mniej często – zastosowań w praktyce badania rynku pracy.

W prezentowanym tomie podsumowującym wyniki przeprowadzonych przez zespół Instytutu Badań Strukturalnych badań rynku pracy na szczególną uwagę zasługuje bardzo solidne wykorzystanie najnowszych metod, pozwalające na osiągnięcie szeregu celów badawczych, którymi było wyjście naprzeciw wyzwaniom podejmowanym we współczesnej literaturze przedmiotu poprzez:

- analizę ekonometryczną i statystyczną przepływów i dynamiki na rynkach pracy krajów o zróżnicowanej sytuacji na rynku pracy;
- endogenizację przepływów pomiędzy biernością a aktywnością zawodową;
- endogenizację stopy destrukcji;

- budowę kompletnego modelu rynku pracy, o rozbudowanej strukturze makroekonomicznej;
- przy jednoczesnym podjęciu w jego ramach znaczenia czynników instytucjonalnych.

Zespół IBS przeprowadził analizę rynku pracy w równowadze ogólnej, co jest bardzo ważne – z wielu punktów widzenia (analitycznego, poznawczego, narzędziowego, nakierowanego na politykę gospodarczą). Przedstawiana publikacja zawiera dogłębną analizę empiryczną rynku pracy w Polsce zaprezentowaną na tle sytuacji na rynkach pracy w Unii Europejskiej. Autorzy poszczególnych części opracowania dokonali analizy przy pomocy kompletnego modelu rynku pracy wyestymowanego na danych Polski, UE i USA. To porównanie mówi bardzo wiele o najbardziej nas interesującym polskim rynku pracy. Dopiero zestawienie z analogicznymi wynikami dla innych gospodarek daje wyobrażenie o wynikach otrzymanych dla gospodarki polskiej. Z punktu widzenia badania rynku pracy punkty odniesienia określone jako z jednej strony kraje Unii Europejskiej (wiele podobieństw do Polski), a z drugiej USA (też podobieństwa, ale inne) wydają się dobrze dobrane. Ważna część ich pracy poświęcona została budowaniu podstaw empirycznych dla polityki gospodarczej w Polsce, ze szczególnym uwzględnieniem polityk rynku pracy, polityk strony podaży, polityki fiskalnej i pieniężnej.

Jednakże typowe badanie rynku pracy – to samo zresztą dotyczy szerszych badań nad gospodarką – przy pomocy najnowocześniejszych nawet metod nie pozwala wyjść poza bieżące dostosowania. Jeśli możemy choć trochę „odgadnąć” przyszłość, to dotyczy to bezpośredniej przyszłości, nieodległej w czasie. To ogranicza naszą zdolność zbudowania pełniejszego obrazu rzeczywistości. Szczególnie wszechogarniająca obecnie perspektywa kryzysu gospodarczego powoduje, że naturalna skłonność człowieka do myślenia w kategoriach „tu i teraz” staje się jeszcze bardziej dominująca niż zwykle. Wydaje nam się, że to co widzimy to kulminacja historii, a nie jeden z długiego ciągu jej przejawów.

Wyjaśnienie wielu zjawisk społecznych wymaga dostrzeżenia ich w dłuższej perspektywie zmian, a nie tylko doraźnych, szczególnych zjawisk, które powinny uzupełniać całość obrazu, a nie zastępować go. Wydaje się, że obecna „kryzysowa” perspektywa utrudnia zrozumienie tego co się dzieje tak w krótkim, jak i w dłuższym horyzoncie. Przede wszystkim trudno jest dostrzec i docenić znaczenie dokonujących się zmian ludnościowych powodujących skutki daleko silniejsze niż obecny kryzys gospodarczy, który sam jest po części tych zmian ludnościowych skutkiem. Oczywiście lista jego przyczyn jest dłuższa, ale ta będąc bardzo istotną z nich pozostaje na marginesie rozważań. Nie znaczy to, że problem starzenia się ludności jest niedostrzegany.

Przeciwnie, jest dostrzegany, ale na ogół zamykany w obszarze zagadnień fiskalnych, podczas gdy jego oddziaływanie dotyka całości gospodarki i w ogóle życia społecznego. Rynek pracy jest być może najbardziej czułym na zmiany ludnościowe elementem tej całości.

Zmiany ludnościowe nie były przedmiotem badań, których wyniki prezentuje ten tom. Warto jednak wspomnieć o tych zmianach w tym właśnie miejscu by nadać tym wynikom szerszy kontekst pojęciowy. Mamy bowiem – dotyczy to także ekonomistów – bardzo silnie zinternalizowane myślenie, w którym cykl koniunkturalny odgrywa kluczową rolę. Długookresowe trendy umykają naszej uwadze i zainteresowaniu. To może prowadzić do wielu błędów. Między innymi, w rozumowaniu takim jesteśmy optymistami: po latach chudych nastąpią lata tłuste. Niestety długookresowe tendencje, głównie demograficzne, powodują, że dobre czasy już nie wrócą. To trzeba jasno sobie powiedzieć: św. Mikołaj (demograficznie finansowane rolowanie długu) umarł. Musimy sobie teraz dalej radzić sami. Nie mamy już do dyspozycji renty demograficznej, z której finansowane było państwo dobrobytu. Mamy na dodatek długi, jakie powstały w okresie, gdy ta renta już zanikła, ale politycy, którzy dawniej byli jedynie „dealerami” św. Mikołaja, po jego śmierci nadal udawali, że mają co rozdawać.

Żyjemy w czasach, gdy aktywna część społeczeństwa opłacana jest za swój wysiłek relatywnie niżej niż poprzednie pokolenia. Jednocześnie transfery finansowane przez tę brakującą część wynagrodzenia stają się coraz bardziej problematyczne, nie ma po prostu na nie środków. Co gorsza nie da się sformułować prognozy, która przy racjonalnych założeniach dawałaby nadzieję na to, że sytuacja się odwróci i wrócą dobre czasy. Można – o ile uda się przekonać publiczność – spowalniać skutki zmian, niektóre z nich osłabiać, ale skutków zmian ludnościowych odwrócić się nie da. Tworzy to zupełnie nowe warunki funkcjonowania społeczeństw. Rynki pracy są kanałem, przez który od- czujemy to najszybciej i najpełniej.

prof. dr hab. Marek Góra*

* Katedra Ekonomii I, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

Rozdział 1.

TRZY ŚWIATY – O RYNKACH PRACY W POLSCE, UE15 I USA*

1.1 Wstęp

Jeden z głównych nurtów ekonomii pracy w ostatnich latach poświęcony był zachowaniu rynku pracy w cyklu koniunkturalnym. W centrum tej problematyki znajdowała się kwestia potencjału modelu poszukiwań na rynku pracy, włączonego w makroekonomiczny model równowagi ogólnej (Pissarides, 2000), do poprawy zrozumienia funkcjonowania rynków pracy w perspektywie krótkookresowej. Przez długi czas perspektywa ta była drugoplanowa wobec ujęcia średniookresowego, skupionego na różnicach w przeciętnych poziomach bezrobocia pomiędzy krajami i determinantach tzw. bezrobocia równowagi (por. Blanchard, 2005; Bassanini, Duval, 2009). Jednak wraz z rozwojem modeli równowagi ogólnej nabrała na znaczeniu, zwłaszcza, że zagnieżdżony w takiej strukturze kanoniczny model poszukiwań na rynku pracy (Pissarides, 2000) miał problemy z odzwierciedleniem zmienności cyklicznych składowych podstawowych agregatów rynku pracy. Hall (2005a) i Shimer (2005a) argumentują, że standardowa kalibracja podstawowego modelu poszukiwań nie jest w stanie odtworzyć zachowania się nawet dwóch podstawowych agregatów: bezrobocia i wakatów w odpowiedzi na szoki technologiczne.³ Artykuły Halla (2005a) i Shimera (2005a) stały się punktem wyjścia dla prac modyfikujących model poszukiwań w trzech zasadniczych kierunkach. Pierwszym było włączenie sztywności płacowych do procesu negocjacji wynagrodzeń (por. Hall 2005b, Shimer 2005b).⁴ Drugim, zmiana mikroekonomicznego mechanizmu negocjowania płac lub też

³ Jako główną przyczynę tego stanu rzeczy oba artykuły wskazują niewystarczającą zmienność zysków firm w modelu, która determinuje mechanizm kreacji nowych miejsc pracy, ponieważ utworzenie nowego stanowiska pracy jest zależne od przyszłego, oczekiwanego, zdyskontowanego strumienia zysków firmy.

⁴ W sytuacji lepkości płac dodatkowa nadwyżka wynikająca ze wzrostu produktywności po szoku technologicznym zostaje zaabsorbowana przez zyski firm a nie jest rozdzielana pomiędzy pracowników a pracodawców, wynagrodzenia nie mogą bowiem od razu wzrosnąć. Wzrost zysków przedsiębiorstw zachęca je do otwierania dodatkowych wakatów.

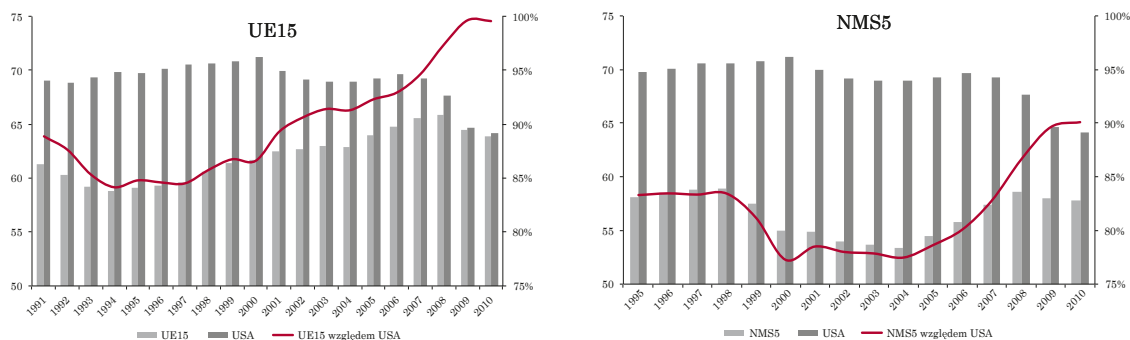
złamanie założenia o pełnej, symetrycznej informacji obu stron kontraktu płacowego (por. Milgrom, 2008), tak aby optymalny kontrakt implikował wygładzenie zachowania się płac w cyklu koniunkturalnym. Trzecim, wprowadzenie procyklicznej intensywności poszukiwania pracy przez bezrobotnych.⁵

Literatura ta w przeważającej mierze bazuje na kalibracjach modeli dla gospodarki amerykańskiej, a gromadząc prawidłowości empiryczne, które powinny być odzwierciedlane przez modele teoretyczne, de facto ogranicza się do charakterystyk gospodarki amerykańskiej. Nawet Rogerson, Shimer (2011) prezentując w swej wyczerpującej monografii modele teoretyczne odnoszą się przede wszystkim do danych dotyczących USA. Empiryczny nurt ekonomii pracy wskazuje jednak, że różnice w ewolucji i dynamice sytuacji na rynku pracy w Europie i Stanach Zjednoczonych są od lat 1970. znaczne, generalnie rzecz biorąc, na niekorzyść krajów europejskich (Layard et al., 1991). Gorzej poradziły one sobie z kryzysami lat 1970. i 1980., a po tzw. *jobs miracle* w gospodarce amerykańskiej w latach 1990. ich dystans do USA pod względem współczynnika aktywności, wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia znacznie się powiększył.

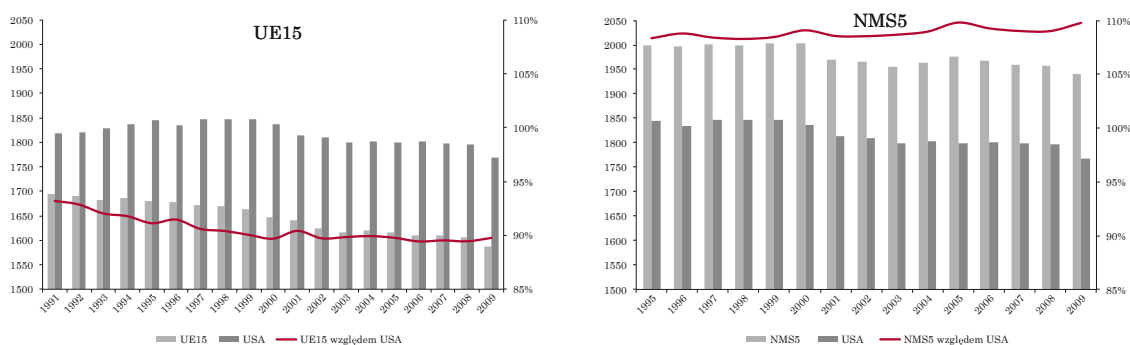
W pierwszej dekadzie XXI wieku różnice na poziomie agregatów stały się jednak bardziej złożone. Blanchard (2005) argumentuje, że już w jej pierwszej połowie pięć krajów UE15 wykazywało niższą stopę bezrobocia niż Stany Zjednoczone, a wysokie bezrobocie i niskie zatrudnienie w UE15 ogółem było pochodną złej sytuacji na rynku pracy dużych gospodarek kontynentalnych – Niemiec, Francji, Hiszpanii i Włoch. Jednak w roku 2010 wskaźnik zatrudnienia w UE15 zrównał się z tym w Stanach Zjednoczonych (por. Rysunek 1.1), choć stopa bezrobocia populacji w wieku produkcyjnym pozostała o ok. 2 pkt. proc. wyższa (Bukowski, Lewandowski, 2011).

⁵ Prowadzącej do wyższego prawdopodobieństwa zapełnienia utworzonych wakatów, co z kolei zwiększa zmienność oczekiwanego, zdyskontowanego strumienia zysków, jaki pracodawca czerpie z nowo utworzonego miejsca pracy.

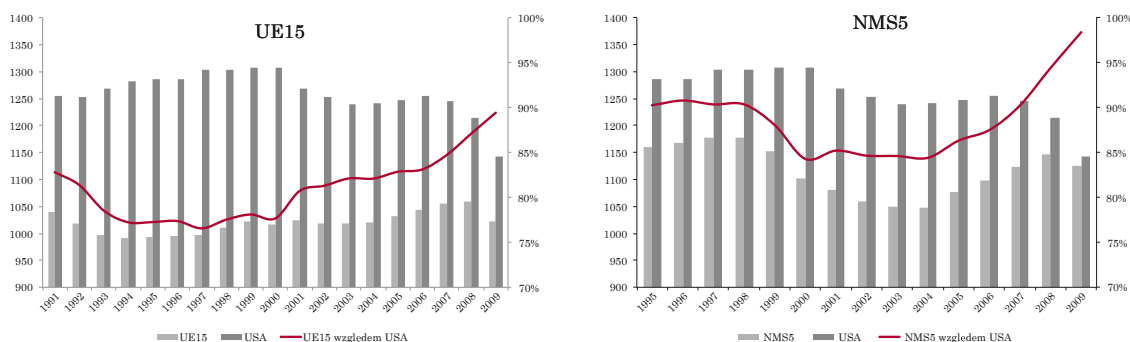
Rysunek 1.1: Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 15-64 lat (lewa oś, w %) w UE15 (lewy panel), NMS5 (prawy panel) i USA oraz relacja tej zmiennej w UE15 i NMS5 względem USA (prawa oś, w %) w latach 1991-2010.



Rysunek 1.2: Poziom PKB per capita (lewa oś, w tys. dolarów PPP) w UE15 (lewy panel), NMS5 (prawy panel) i USA oraz relacja tej zmiennej w UE15 i NMS5 względem USA (prawa oś, w %) w latach 1991-2010.



Rysunek 1.3: Produktywność pracy (lewa oś, w tys. dolarów PPP) w UE15 (lewy panel), NMS5 (prawy panel) i USA oraz relacja tej zmiennej w UE15 (lewy panel) i NMS5 (prawy panel) względem USA (prawa oś, w %) w latach 1991-2009.



Uwagi: NMS5: Czechy, Estonia, Polska, Słowacja, Węgry – wybór tych podyktowany jest dostępnością danych od 1995 roku (por. Dodatek C). Dla USA wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 16-64 lat. PKB per capita w tysiącach dolarów PPP (z uwzględnieniem siły nabywczej), produkt na godzinę (produktywność) pracy w dolarach PPP.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, KLEMS, OECD.

W nowych krajach członkowskich UE⁶ odsetek pracujących w populacji w wieku produkcyjnym utrzymywał się na przestrzeni ostatnich dwóch dekad znacznie poniżej przeciętnej dla UE15, zwłaszcza w latach 2000-2004, kiedy kraje te doświadczyły spadku zatrudnienia i wzrostu bezrobocia w dużo większej skali niż kraje Europy Zachodniej i USA. Szybki wzrost zatrudnienia w latach 2005-2008 nie wystarczył do pełnego zniwelowania tego dystansu. Równocześnie, choć już w latach 1970. przeciętny czas poszukiwania pracy i bezrobocie długookresowe były wyższe w Europie niż w USA, to z czasem różnice te uległy pogłębieniu (Blanchard, 2005). Oznacza to, że wzorce przepływów, które determinują dynamikę bezrobocia i są kluczowe dla modelu poszukiwań, mogą być istotnie różne na rynkach pracy krajów europejskich i Stanów Zjednoczonych.

Co więcej, Rysunki 1.2 i 1.3 pokazują, że poprawa relatywnej sytuacji na rynkach pracy państw UE nie przełożyła się na skrócenie dystansu względem USA w zakresie PKB per capita, bowiem towarzyszyło jej obniżenie relatywnej produktywności pracy. W gospodarkach NMS konwergencja produktywności zachodziła w miarę stabilnie, a między 1995 a 2009 rokiem produkt na godzinę pracy wzrósł z 31% do 43% produktywności w Stanach Zjednoczonych i z 36% do 50% analogicznej wielkości w UE15.

Zarysowane powyżej i przedstawione szczegółowo w kolejnych podrozdziałach różnice między statycznymi i dynamicznymi charakterystykami rynków pracy w USA i UE mogą mieć dwojakie implikacje. Po pierwsze, standardowe kalibracje modeli poszukiwań w równowadze ogólnej mogą być właściwe dla gospodarki amerykańskiej, lecz niewłaściwe dla gospodarek europejskich, prowadząc w tych drugich do błędnych identyfikacji szoków i kwantyfikacji ich skutków. Po drugie, prawidłowości, które w ostatnich latach starano się wyjaśnić w literaturze teoretycznej, odnoszące się relatywnych zmienności poszczególnych agregatów makroekonomicznych oraz względnej roli napływów do bezrobocia i odpływów z niego dla zmian poziomu zatrudnienia i bezrobocia (por. Hall, 2005b), mogą mieć nie tyle charakter uniwersalny, co właściwy dla gospodarki Stanów Zjednoczonych, jeśli w gospodarkach europejskich te charakterystyki empiryczne są inne.

⁶ Spośród 12 krajów, które przystąpiły do UE w pierwszej dekadzie XXI wieku, uwagę skupiamy przede wszystkim na 10 krajach środkowoeuropejskich. Staramy się analizować możliwie dużo z nich, co w wielu miejscach opracowania jest utrudnione przez brak danych. Największą dostępnością danych, w szczególności obejmujących okres od 1995 roku, cechują się Czechy, Estonia, Polska, Słowacja, Węgry, które nazywamy NMS5 (por. Rysunki 1.1-1.3). Dla krajów bałtyckich dane dostępne są w przypadku większości zmiennych od 1998/2000 roku, wraz z ww. państwami stanowią one grupę NMS8. Dla Bułgarii i Rumunii przeprowadzenie wykonywanych przez nas analiz możliwe jest tylko w dość wąskim zakresie. Najbardziej rozbudowaną analizę formalną, prezentowaną w rozdziałach 2 i 3, przeprowadzamy dla dwóch reprezentatywnych gospodarek grupy NMS – Polski i Czech. Szczegółowe informacje dotyczące dostępności danych dla każdego kraju zawiera Dodatek C.

W niniejszym opracowaniu staramy się wyjść naprzeciw problemom związanym zarówno z teoretycznymi niedoskonałościami dotychczasowych modeli poszukiwań w równowadze ogólnej, jak i ze zróżnicowaniem charakterystyk cyklicznych i średniookresowych przemian na rynkach pracy krajów rozwiniętych. Ponadto, proponujemy sposób wykorzystania (dużych) modeli strukturalnych, sparametryzowanych dla wybranej grupy krajów OECD, dla analizy wpływu czynników instytucjonalnych na gospodarkę i rynek pracy, zwłaszcza w ujęciu cyklicznym. Literatura dotycząca wpływu instytucji na gospodarkę, a zwłaszcza na rynek pracy, oraz ich znaczeniu dla istniejących różnic międzynarodowych w poziomach lub dynamikach zatrudnienia, bezrobocia, PKB, itd., w ostatnich trzech dekadach koncentrowała się głównie na pracach empirycznych – regresjach przekrojowych i panelowych. Ich ugruntowanie teoretyczne w większości przypadków było wątpliwe i miało charakter ad hoc (por. Cahuc, Zylberberg, 2004). Ponadto, problem wzajemnej przyczynowości pomiędzy sytuacją na rynku pracy a kształtem jego instytucji (por. Boeri, van Ours, 2011) sprawia, że zidentyfikowane empirycznie powiązania pomiędzy instytucjami a wskaźnikami rynku pracy nie wystarczają dla stwierdzenia zależności przyczynowo-skutkowych i nie pogłębiają naszej wiedzy na temat mechanizmów stojącymi za wpływem instytucji. Co prawda już na wczesnym etapie rozwoju modeli poszukiwań wykorzystywano je do analizy instytucji, zwłaszcza zasiłków dla bezrobotnych i prawnej ochrony zatrudnienia (por. Pissarides, 1990, Cahuc, Zylberberg, 2004). Jednak ciągle niesatysfakcjonująca zdolność do odzwierciedlenia empirycznych prawidłowości przez te modele sprawia, że wnioskowanie na ich podstawie o wpływie instytucji może mieć charakter tylko jakościowy, a kwantyfikacja wpływu czynników instytucjonalnych na rynek pracy nie jest możliwa, a przynajmniej nie jest metodologicznie uzasadniona.

W niniejszym opracowaniu pokazujemy, że model poszukiwań w równowadze ogólnej, w którym występują frykcje na rynku pracy i mechanizmy sprawiające, że przepływy pomiędzy zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową, oraz zarówno tworzenie, jak i zamykanie miejsc pracy mają charakter endogeniczny, jest w stanie dość dobrze odwzorować ewolucję rynków pracy (wybranych) krajów rozwiniętych, odwołując się do kilku szoków o charakterze makroekonomicznym. Proponujemy również metodę, która pozwala ocenić w sposób ilościowy, jakie znaczenie dla międzynarodowych różnic w kształtowaniu się sytuacji makroekonomicznej i na rynkach pracy mają szoki, z wyróżnieniem najważniejszych z nich, oraz zdolność ich absorpcji. Ta jest pochodną otoczenia instytucjonalnego i choć nie wskazujemy konkretnych instytucji stojących za nią, kwantyfikujemy znaczenie tego otoczenia, niejako wpisując się w nurt literatury wskazujący, że kluczowe znaczenie dla rynków pracy mają nie tyle poszczególne instytucje, co ich pewien zestaw oraz interakcje między nimi (Bassanini, Duval 2009, Boeri, van Ours, 2011). Identyfikacja kluczowych instytucji i najważniejszych interakcji może być jednak celem dalszych prac.

Opracowanie składa się z trzech rozdziałów. Zadaniem niniejszego rozdziału jest empiryczna analiza różnic i podobieństw pomiędzy Stanami Zjednoczonymi i krajami europejskimi, a także pomiędzy poszczególnymi gospodarkami UE, w szczególności Polską i innymi nowymi krajami członkowskimi UE (NMS), a krajami UE15, w zakresie kluczowych charakterystyk średniookresowych i cyklicznych. Szczególny nacisk położony jest na rynek pracy, przepływy na nim oraz determinanty zmian poziomu bezrobocia. Wedle naszej wiedzy, jedynym artykułem podejmującym takie porównanie w kontekście modeli poszukiwań jest praca Justiniano, Michelacci (2011), w której jednak nie uwzględniono gospodarek Europy Środkowej, a model teoretyczny różni się istotnie od modelu przedstawionego w Rozdziale 2.⁷ W rozdziale 2 przedstawiamy teoretyczne narzędzie, w postaci dynamicznego, stochastycznego modelu równowagi ogólnej, z rozbudowanym rynkiem pracy. Wychodzimy w nim naprzeciw trudnościom, z którymi boryka się literatura poszukiwań w ostatnich latach, a następnie parametryzujemy model dla siedmiu wybranych krajów europejskich, w tym Polski, i Stanów Zjednoczonych. W rozdziale 3 dokonujemy na podstawie tych sparametryzowanych modeli identyfikacji determinant cyklu koniunkturalnego w krajach rozwiniętych, wyróżniając najważniejsze szoki oraz oceniając znaczenie zaplecza instytucjonalnego. Raport zamyka podsumowanie, natomiast w Dodatkach zawarto szczegółowe informacje na temat źródeł wykorzystywanych danych oraz tych zagadnień metodologicznych, które nie są naszym wkładem własnym, lub mają drugoplanowe znaczenie.

1.2 Średniookresowe charakterystyki rynków pracy krajów UE i USA

Tabela 1.1 prezentuje przeciętne wartości podstawowych agregatów rynku pracy, stopy wakatów oraz miar przepływów na rynkach pracy krajów Unii Europejskiej i Stanów Zjednoczonych. Na przestrzeni lat 2000., wskaźnik zatrudnienia osób w wieku produkcyjnym był w UE15 przeciętnie o 2 pkt. proc. niższy niż w Stanach Zjednoczonych, przy czym na początku dekady ta różnica wynosiła 9,5 pkt. proc., a w roku 2010 uległa zatarciu. Mimo to Europa pozostała kontynentem kontrastów – w krajach skandynawskich, Holandii i Wielkiej Brytanii odsetek osób pracujących w wieku produkcyjnym był w roku 2010 wyższy, a w Austrii i Irlandii praktycznie taki sam jak w Stanach Zjednoczonych. Z drugiej strony, we Włoszech, Grecji, Polsce i Węgrzech ustępował on USA aż o 10-15 pkt. proc. Na przestrzeni ostatniej dekady tylko w Danii, Holandii, Szwecji i Wielkiej Brytanii

⁷ Justiniano, Michelacci (2011) rozważają model znacznie mniej rozbudowany (bez pieniądza, wymiany międzynarodowej, przepływów między aktywnością a biernością zawodową), destrukcję miejsc pracy i sztywności wynagrodzeń traktują jako zmienne egzogeniczne. Model przedstawiony w Rozdziale 2 ma bardziej rozbudowaną strukturę makroekonomiczną i endogenizuje zarówno przepływy między aktywnością i biernością, jak i destrukcję miejsc pracy.

wskaźnik zatrudnienia przewyższał analogiczną wielkość w USA. W przypadku nowych krajów członkowskich UE (NMS), jedynie w Czechach, Estonii i Słowenii przeciętny wskaźnik zatrudnienia był bliski przeciętnej dla UE15, w pozostałych odstawał o kilka punktów procentowych. W przypadku stopy bezrobocia, sześć krajów UE charakteryzowało się przeciętnie niższą jej wielkością niż Stany Zjednoczone, jednak w trzech z nich wynikało to nie z wyższego zatrudnienia, lecz niższej aktywności zawodowej i wyższego odsetka osób biernych wśród niepracujących osób w wieku produkcyjnym. Wyższą niż Stany Zjednoczone ekstensywną podaż pracy odnotowały tylko te cztery kraje, które przewyższały je także pod względem wskaźnika zatrudnienia. Natomiast wszystkie kraje NMS wykazywały współczynnik aktywności zawodowej niższy od przeciętnej w UE15, oraz, z wyjątkiem Słowenii, wyższą stopę bezrobocia. USA charakteryzowało się też przeciętnie wyższą stopą wakatów niż kraje europejskie, choć porównania są utrudnione przez istotne różnice metodologiczne pomiaru w różnych krajach.

Najbardziej doniosłe różnice między rynkami pracy w UE i USA występowały jednak pod względem wzorca przepływów. Przepływy analizujemy estymując dla każdego kraju prawdopodobieństwo, że osoba pracująca stanie się bezrobotna w określonej jednostce czasu, oraz prawdopodobieństwo, że dana osoba bezrobotna znajdzie pracę w identycznym oknie czasowym. W dalszej części tekstu (dla skrócenia terminologii) te warunkowe prawdopodobieństwa nazywane będą „stopami hazardu”, odpowiednio dla napływów do bezrobocia i odpływów z bezrobocia. Wykorzystujemy metodologię Elsby’ego et al. (2008), która jest uogólnieniem metody zaproponowanej przez Shimer’a (2007).⁸

Prowadzi ona do uzyskania oszacowań o częstotliwości rocznej,⁹ prawdopodobieństw wystąpienia danego przepływu na przestrzeni miesiąca (w danym roku). Dla zapewnienia spójności tych prawdopodobieństw z danymi makroekonomicznymi o częstotliwości kwartalnej i strukturą modelu teoretycznego wykorzystywanego w Rozdziale 2, w którym jednostka czasu jest tożsama z kwartałem, przeliczamy je zgodnie z transformacją zaproponowaną przez Justiniano, Michelacciego (2011) tak, by wyrażały one warunkowe prawdopodobieństwa wystąpienia danego przepływu na przestrzeni nie miesiąca, lecz kwartału. Formalne definicje zawiera Dodatek A.

⁸ Shimer (2007) proponował metodę estymacji prawdopodobieństw przepływów z i do bezrobocia na podstawie danych o zagregowanym poziomie zatrudnienia, bezrobocia i liczbie bezrobotnych, którzy pozostają bez pracy przez okres krótszy niż 1 miesiąc. Elsby et al. (2008) uogólnili ją, wykorzystując informację o pełnej strukturze bezrobotnych pod względem czasu pozostawania bez pracy. Pozwala to na uzyskanie wiarygodnych oszacowań tych prawdopodobieństw dla krajów europejskich, gdzie średni czas pozostawania bez pracy jest znacznie dłuższy niż w USA i stosunkowo niewielki odsetek zatrudnionych nie ma pracy przez nie więcej niż miesiąc. W takiej sytuacji standardowa metoda Shimer’a (2007) daje oszacowania o dużym błędzie.

⁹ Dane o strukturze czasowej bezrobotnych wg czasu pozostawania bez pracy pochodzą z badań aktywności ekonomicznej ludności (UE-LFS, w Polsce BAEL). Oszacowania tej struktury na podstawie kwartalnych realizacji badań są obciążone nieakceptowalnie wysokim błędem, ze względu na zbyt niskie liczebności prób. Dopiero próba z całego roku pozwala na oszacowanie tych struktur. Dlatego estymacja stóp hazardu jest możliwa z częstotliwością roczną.

Tabela 1.1: Przeciętne wielkości wskaźnika zatrudnienia, współczynnika aktywności zawodowej, stopy bezrobocia, wakatów, przepływów na rynku pracy oraz stóp hazardu odpływu z i napływu do bezrobocia w krajach Unii Europejskiej, UE15 i Stanach Zjednoczonych (w latach 2001-2010, %).

	ER	UR	AR	VR	Hazard odpływu	Hazard napływu	Przepływy
Austria	69,8	4,4	73,1	b.d.	26,2	1,8	6,7
Belgia	61,0	7,8	66,2	2,5	14,4	1,4	5,0
Dania	76,1	4,9	80,0	b.d.	31,1	2,2	8,6
Finlandia	68,7	8,3	75,0	2,0	27,6	3,6	13,1
Francja	63,9	8,6	69,9	b.d.	18,5	2,1	7,7
Grecja	59,7	9,9	66,3	2,0	14,1	1,8	6,5
Hiszpania	61,3	11,9	69,6	0,7	23,7	4,2	14,5
Holandia	74,8	3,5	77,5	2,2	20,1	0,9	3,5
Irlandia	66,0	6,1	70,2	b.d.	19,0	1,5	5,3
Luksemburg	64,3	4,1	66,1	0,5	27,3	1,5	5,7
Niemcy	67,5	9,1	74,2	2,9	14,3	1,6	5,8
Portugalia	67,8	7,5	73,3	0,5	15,2	1,6	5,6
Szwecja	73,1	6,6	78,3	1,2	29,9	3,1	11,3
Wielka Brytania	71,3	5,6	75,5	2,2	32,1	2,8	10,6
Włochy	57,1	8,0	62,1	b.d.	14,3	1,4	5,0
UE15	66,8	7,1	71,8	1,7	21,9	2,1	7,7
Bułgaria	56,7	11,5	64,0	0,9	13,2	1,7	6,1
Czechy	65,2	7,1	70,2	1,9	15,9	1,4	5,1
Estonia	64,4	10,0	71,6	2,2	18,1	2,4	8,2
Litwa	61,8	11,2	68,9	1,1	19,0	2,6	8,7
Łotwa	63,6	11,2	71,4	1,0	19,1	2,9	10,0
Polska	54,9	14,7	64,3	1,2	18,6	3,5	11,7
Rumunia	58,8	7,7	63,6	1,5	13,0	1,1	4,1
Słowacja	58,7	15,2	69,2	0,9	10,0	1,9	6,5
Słowenia	65,6	6,1	70,1	0,8	0,0	0,0	0,0
Węgry	56,5	7,4	61,1	1,1	15,7	1,6	5,7
Stany Zjednoczone	70,8	6,2	75,4	2,7	57,4	8,5	31,8

Uwagi: Wskaźniki zatrudnienia (ER) i aktywności zawodowej (AR) oraz stopa bezrobocia (UR) dla populacji w wieku 15-64 lat dla krajów europejskich i 16-64 lat dla Stanów Zjednoczonych. Stopa wakatów (VR) obliczona jako stosunek liczby wakatów do sumy liczby pracujących i wakatów. Stopa hazardu warunkowe prawdopodobieństwo odpływu z (napływu do) bezrobocia przez osobę znajdującą (nieznajdującą) się w tym stanie na przestrzeni kwartału. Przepływy przeciętne średnia z odpływów z i napływów do bezrobocia wyrażonych jako odsetek siły roboczej (aktywnych zawodowo) w danym roku.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych. Okres objęty próbą dla każdego kraju podany jest w Dodatku C.

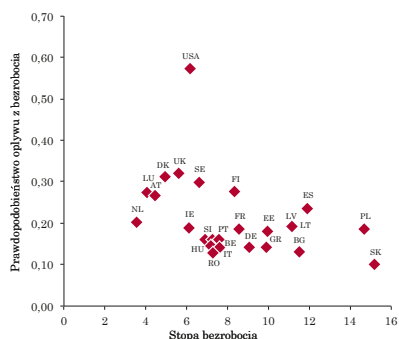
W ostatnich dwóch dekadach przepływy na rynku pracy obejmowały w USA corocznie ok. 1/3 aktywnych zawodowo, czyli ok. 4,5-krotnie więcej niż przeciętnie w Europie.¹⁰ Wiązało się z tym proporcjonalnie wyższe ryzyko utraty pracy przez pracujących oraz ponadproporcjonalnie wyższe prawdopodobieństwo podjęcia pracy przez bezrobotnych w USA. Wśród krajów europejskich najwyższe przepływy, przekraczające 10% siły roboczej rocznie, występowały w krajach skandynawskich, Hiszpanii i Polsce oraz w Wielkiej Brytanii. Na drugim końcu spektrum znajdowały się gospodarki południowoeuropejskie (poza Hiszpanią) i Beneluksu. Wśród nowych krajów członkowskich UE, najwyższymi obok Polski przepływami charakteryzowały się kraje bałtyckie, natomiast najniższymi – Czechy, Rumunia i Słowenia. Choć w 2/3 analizowanych krajów skala realokacji w latach 2000. była niższa niż we wcześniejszej dekadzie, to w poszczególnych krajach cechowała się ona znaczną inercją, a zróżnicowanie międzynarodowe przepływów było dość stabilne w czasie (współczynnik korelacji między przeciętnymi przepływami w latach 1991-2000 oraz 2001-2010 wyniósł 0,97).

Na przestrzeni ostatnich dwóch dekad w większości analizowanych krajów stopy hazardu napływu do bezrobocia obniżyły się (najmocniej w Finlandii, Francji, Węgrzech). Dla odpływu zaś wzrosły (najmocniej w Hiszpanii, Irlandii, Wielkiej Brytanii i Danii), a zauważalnie spadły tylko w Czechach i na Słowacji. Jedynymi krajami, w którym intensywność realokacji zwiększyła się (wzrosły prawdopodobieństwa obu przepływów) były Austria, Belgia i Grecja, natomiast zmniejszyła się ona (oba prawdopodobieństwa spadły) w Niemczech, Szwajcarii, wszystkich krajach NMS, dla których dostępność danych umożliwia porównanie z latami 1990., czyli w Czechach, Estonii, Polsce, Słowacji i Węgrzech, oraz Stanach Zjednoczonych.

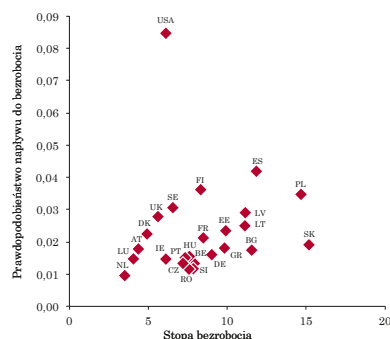
Wyniki te wskazują na znaczne i utrzymujące się w czasie różnice w skali przepływów, nie tylko pomiędzy Stanami Zjednoczonymi a krajami europejskimi, ale także wewnątrz UE. Choć w próbie krajów UE niższym stopom bezrobocia oraz wyższym wskaźnikom zatrudnienia towarzyszyły niższe stopy hazardu odpływu z bezrobocia (współczynniki korelacji odpowiednio -0,50 ze stopą bezrobocia i 0,69 ze wskaźnikiem zatrudnienia w próbie 25 krajów UE), to dla stóp hazardu napływu do bezrobocia takie zależności nie występowały (współczynniki korelacji wyniosły odpowiednio 0,12 i 0,03), co ilustruje Rysunek 1.4. Prawdopodobieństwa odpływów z bezrobocia wiązały się jednak jednoznacznie z bezrobociem długookresowym, szczególnie w Europie (współczynnik korelacji -0,72), choć nie występowały związki statystyczne ani między stopami hazardu napływu do bezrobocia, ani między przeciętnymi przepływami a bezrobociem długookresowym.

¹⁰ W latach 1975-1990 były one nawet wyższe.

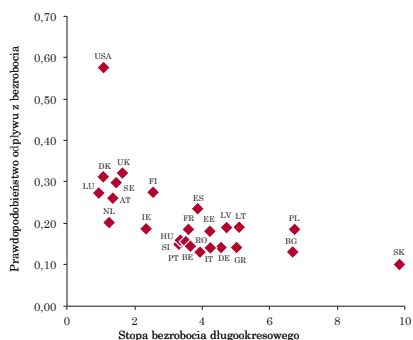
Rysunek 1.4: Stopy hazardu odpływu z bezrobocia i napływu do bezrobocia względem stopy bezrobocia, stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 15-64 lat (w %) w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych w latach 2001-2010.



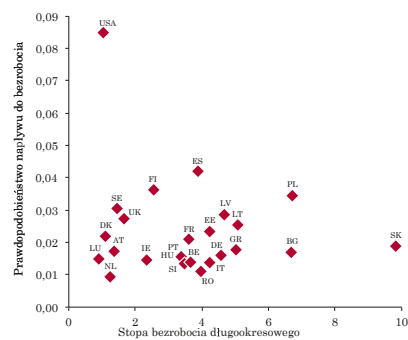
Prawdopodobieństwo odpływu względem stopy bezrobocia



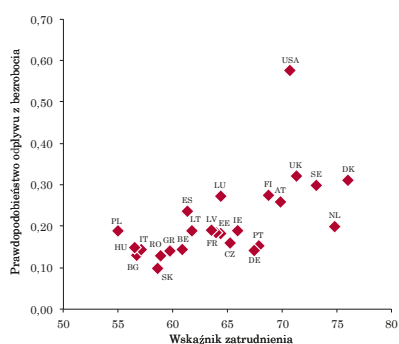
Prawdopodobieństwo napływu względem stopy bezrobocia



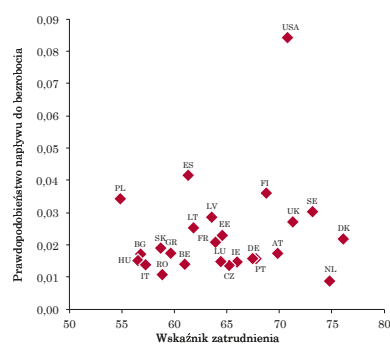
Prawdopodobieństwo odpływu względem stopy bezrobocia długookresowego



Prawdopodobieństwo napływu względem stopy bezrobocia długookresowego



Prawdopodobieństwo odpływu względem wskaźnika zatrudnienia



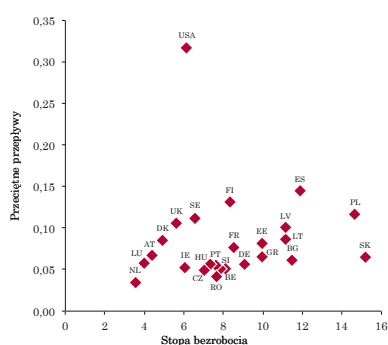
Prawdopodobieństwo napływu względem wskaźnika zatrudnienia

Uwagi: Zmienne zdefiniowane jak w Tabeli 1.1.

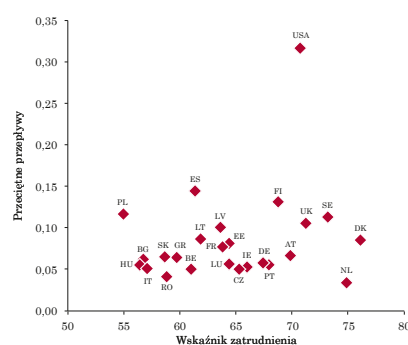
Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Również w przypadku przeciętnej skali przepływów (por. Rysunek 1.5), różnice pomiędzy krajami europejskimi były znaczne (choć mniejsze niż różnice między Europą a Stanami Zjednoczonymi) i nie można ich przypisać zróżnicowaniu w agregatach rynku pracy (współczynniki korelacji między przeciętną skalą przepływów a stopą bezrobocia i wskaźnikiem zatrudnienia w krajach UE wyniosły odpowiednio 0,36 i 0,11).¹¹ Nawet pomiędzy rynkami pracy o zbliżonych wskaźnikach zatrudnienia i bezrobocia, jak Dania i Austria, Wielka Brytania i Irlandia, czy Polska i Słowacja, występowały istotne różnice w intensywnościach przepływów – w każdej z wymienionych par krajów charakteryzujących się podobnymi wielkościami agregatów, w jednym – odpowiednio w Danii, Wielkiej Brytanii i Polsce – przepływy dotyczyły przeciętnie ok. dwukrotnie wyższego odsetka siły roboczej niż w drugim. Ponadto, w analizowanej próbie przeciętne przepływy brutto przekraczały w każdym roku od kilkunastu do kilkudziesięciu razy zmianę netto poziomu zatrudnienia.

Rysunek 1.5: Przeciętne przepływy na rynku pracy względem stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 15-64 lat (w %) w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych w latach 2001-2010.



Przeciętne przepływy względem stopy bezrobocia



Przeciętne przepływy względem wskaźnika zatrudnienia

Uwagi: Zmienne zdefiniowane jak w Tabeli 1.1.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

¹¹ Współczynniki korelacji dla próby uwzględniającej Stany Zjednoczone są co do modułu znacznie niższe, z wyjątkiem korelacji stopy hazardu napływu do bezrobocia i przeciętnych przepływów ze wskaźnikiem zatrudnienia.

1.3 Cykliczne charakterystyki rynków pracy krajów UE i USA

Różnice przebiegu wahań na rynkach pracy wynikać mogą z odmiennej amplitudy wahań poziomu koniunktury w poszczególnych krajach, albo ze zróżnicowanej elastyczności zmiennych rynku pracy względem tych fluktuacji, w szczególności fluktuacji PKB. Formalnej dekompozycji obu tych zjawisk dokonujemy w kolejnym rozdziale, w tym skupiając się na empirycznych prawidłowościach dotyczących wrażliwości analizowanych rynków pracy krajów na wahania koniunkturalne. Dlatego w niniejszym podrozdziale wszystkie miary zmienności agregatów makroekonomicznych i rynku pracy znormalizowane są odchyleniem standardowym cyklicznego komponentu PKB, tak by ukazywały one przede wszystkim różnice w elastycznościach poszczególnych zmiennych względem oscylacji PKB.

Tabela 1.2 prezentuje miary zmienności podstawowych agregatów makroekonomicznych w krajach Unii Europejskiej, UE15 ogółem i Stanach Zjednoczonych. Pierwszym wnioskiem jest to, że zmienność składnika cyklicznego PKB w większości krajów UE była w ostatnich kilku dekadach niższa niż w Stanach Zjednoczonych, z wyjątkiem krajów, w których na przestrzeni ostatnich dwóch dekad wystąpiły wyjątkowo silne recesje (Finlandia, Szwecja) lub okresy ponadprzeciętnie szybkiego wzrostu i późniejszej korekty (Irlandia).¹² Wśród krajów o najmniejszej amplitudzie wahań cyklicznych w UE były te, które w od drugiej połowy lat 1990. (lub dłużej) systematycznie traciły dystans do najwyżej rozwiniętych gospodarek światowych (Portugalia, Włochy) oraz Francja. Z drugiej strony, we wszystkich środkowoeuropejskich krajach członkowskich UE, z wyjątkiem Polski i Węgier, zmienność PKB była wyższa niż przeciętnie w UE15, zwłaszcza w małych, otwartych gospodarkach bałtyckich. Znaczenie dla tej obserwacji może mieć też fakt, że w okresie objętym próbą kraje NMS doświadczyły dwóch głębokich kryzysów, w tym jednego specyficznego dla gospodarek rozwijających się (kryzysu rosyjskiego w drugiej połowie lat 1990.), który nie wywarł istotnego wpływu na wyżej rozwinięte kraje UE15.

Kraje europejskie cechowały się natomiast nieco wyższą niż Stany Zjednoczone zmiennością cyklicznych składowych udziału konsumpcji i inwestycji w PKB. Ponadto, korelacja cyklicznego składnika udziału konsumpcji z cyklicznym składnikiem PKB była we wszystkich analizowanych krajach ujemna, a w przypadku inwestycji – dodatnia (i w USA większa niż we wszystkich państwach UE). Oznacza to, że konsumpcja w gospodarkach europejskich w większym stopniu niż w Stanach odgrywała rolę czynnika stabilizującego wahania koniunktury. stabilizujący wpływ konsumpcji na przebieg cyklu w UE wynikał też dodatkowo z wyższego udziału konsumpcji w PKB w porównaniu z USA.

¹² Co jest zgodne z ustaleniami Duvala et al. (2007), którzy pokazują empirycznie, że gospodarki krajów anglosaskich charakteryzują się większą zmiennością cyklicznego składnika produktu (dla trzech różnych jego miar) niż gospodarki Europy kontynentalnej, głównie w efekcie większej bezpośredniej elastyczności PKB względem szoków wspólnych.

Tabela 1.2: Odchylenie standardowe składnika cyklicznego PKB oraz względne odchylenia standardowe i korelacje z PKB udziału konsumpcji i inwestycji w PKB oraz realnego produktu na pracującego w krajach Unii Europejskiej, UE15 i Stanach Zjednoczonych.

	PKB	C/Y		I/Y		PKB na pracującego	
	Odch. std.	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB
Austria	0,99	0,87	-0,96	1,66	0,60	0,82	0,79
Belgia	1,38	0,50	-0,61	2,42	0,50	1,01	0,88
Dania	1,14	0,69	-0,74	3,77	0,77	1,00	0,81
Finlandia	1,73	0,71	-0,78	3,51	0,74	0,69	0,75
Francja	0,76	0,80	-0,86	3,89	0,85	0,99	0,82
Grecja	1,18	0,69	-0,23	5,08	0,81	0,63	0,84
Hiszpania	0,98	0,31	-0,37	2,43	0,84	0,45	-0,63
Holandia	1,01	0,68	-0,85	2,91	0,74	0,93	0,77
Irlandia	1,88	0,44	-0,19	2,86	0,78	0,51	0,29
Luksemburg	1,75	0,94	-0,83	2,61	0,27	1,11	0,91
Niemcy	1,12	0,92	-0,92	2,30	0,63	0,86	0,86
Portugalia	0,83	0,66	-0,55	3,25	0,67	0,77	0,75
Szwecja	1,39	0,74	-0,93	b.d.	b.d.	0,80	0,76
Wielka Brytania	1,15	0,69	-0,63	4,46	0,79	0,68	0,86
Włochy	0,92	0,82	-0,77	2,60	0,77	0,97	0,91
UE15	1,20	0,71	-0,50	3,23	0,71	0,82	0,70
Bułgaria	1,73	0,80	-0,40	6,27	0,72	0,64	0,18
Czechy	1,46	0,99	-0,82	2,36	0,59	0,84	0,88
Estonia	3,23	0,37	-0,41	2,79	0,93	0,80	0,86
Litwa	2,98	0,57	-0,26	4,23	0,78	0,85	0,94
Łotwa	3,64	0,45	0,52	2,84	0,49	0,69	0,81
Polska	0,99	0,79	-0,69	5,28	0,78	0,85	0,43
Rumunia	2,15	0,57	0,53	3,21	0,66	0,98	0,79
Słowacja	1,95	0,83	-0,64	3,49	0,58	0,72	0,81
Słowenia	1,84	0,81	-0,87	2,77	0,84	1,05	0,80
Węgry	1,14	1,06	-0,36	4,01	0,60	0,78	0,78
Stany Zjednoczone	1,26	0,53	-0,50	2,77	0,92	0,55	0,76

Uwagi: dla PKB podano odchylenie standardowe składnika cyklicznego realnego PKB (w %); dla udziału konsumpcji (C/Y) i inwestycji (I/Y) w PKB oraz realnego produktu na pracującego podano względne odchylenia standardowe, zdefiniowane jako stosunek odchylenia standardowego składnika cyklicznego danej zmiennej oraz odchylenia standardowego składnika cyklicznego realnego PKB, zaprezentowanego w kolumnie pierwszej, oraz korelację składnika cyklicznego danej zmiennej oraz składnika cyklicznego realnego PKB. Okres objęty próbą dla każdego kraju oraz metoda filtracji podane są w Dodatku C.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Nowe kraje członkowskie UE nie różniły się w tym względzie istotnie od gospodarek UE15, choć Polska wyróżniała się bardzo wysoką, relatywnie do amplitudy wahań PKB, zmiennością inwestycji, niemal dwukrotnie wyższą niż Stany Zjednoczone i przeciętnie kraje unijnej piętnastki.

Ostatnie dwie kolumny Tabeli 1.2 prezentują relatywne odchylenie standardowe i korelację z PKB cyklicznego komponentu produktu na pracującego, zmiennej będącej

najprostszym empirycznym przybliżeniem produktywności pracy.¹³ Generalnie, kształtowała się ona procyklicznie, a jej relatywne odchylenie standardowe w krajach europejskich było zauważalnie wyższe niż w Stanach Zjednoczonych. Wyjątkami były Irlandia, gdzie zarazem korelacja produktu na pracującego z PKB była niska, oraz Hiszpania, gdzie produktywność pracy wręcz kształtowała się antycyklicznie, co można zinterpretować jako oznakę, że w okresach prosperity tworzone i zapełniane były wakaty o dużo niższej produktywności niż przeciętna dla gospodarki. Biorąc pod uwagę, że wahania cykliczne PKB w Stanach Zjednoczonych były silniejsze niż w wyraźnej większości państw europejskich, bardziej stabilne kształtowanie się w cyklu koniunkturalnym produktu na pracującego w USA sugeruje, że proporcje pomiędzy dostosowaniami do zaburzeń makroekonomicznych poprzez zmiany zatrudnienia i produktywności pracy rozkładają się w Europie i USA inaczej. Nowe kraje członkowskie UE nie różnią się w tym względzie od krajów UE15.

Tabela 1.3 w istocie unaocznia, że, uwzględniając oscylacje PKB, zmienność zatrudnienia i bezrobocia w Stanach Zjednoczonych była wyższa, a ich procykliczność bardziej wyraźna niż w większości państw UE, zwłaszcza w przypadku stopy bezrobocia.¹⁴ Z drugiej strony, współczynnik aktywności zawodowej w gospodarce amerykańskiej podlegał znacznie mniejszym wahaniom niż w europejskich. Ponadto, w krajach Europy południowej, Francji, Danii i kilku NMS (Polska, Słowacja, Słowenia) wahania podaży pracy były ujemnie skorelowane z PKB, choć tylko w przypadku Francji i Litwy występowała znaczna antycykliczność. Irlandia była natomiast jedynym krajem o silnie procyklicznej aktywności zawodowej. W Holandii, Portugalii i Szwecji zmienność zatrudnienia była większa niż przeciętnie w UE i towarzyszyły temu również ponadprzeciętnie duże wahania bezrobocia i, lekko procyklicznej, aktywności zawodowej. Oznacza to, że uwzględnienie pełnej, trzystanowej macierzy przepływów w modelach teoretycznych jest tym ważniejsze, jeśli służyć one mają analizie gospodarek europejskich, w których zmiany odsetka niepracujących w gospodarce wiążą się nie tylko ze zmianami bezrobocia, ale również bierności zawodowej, w znacznie większym stopniu niż w Stanach Zjednoczonych. Z drugiej strony, w obliczu przedstawionego zróżnicowania cyklicznych charakterystyk tych agregatów, nie można mówić o jednolitym wzorcu dostosowań ilościowych rynków pracy w Europie. Ostatecznie, zmienność stopy wakatów w większości krajów europejskich, dla których dostępne są dane na ten temat, była większa niż w USA, gdzie jednak zmiany tej stopy były silniej procykliczne niż w Europie.

¹³ Dane o czasie pracy, niezbędne dla obliczenia bardziej precyzyjnej miary, jaką jest produkt przypadający na godzinę pracy, cechują się niższą dostępnością niż dane o zatrudnieniu (dla danych kwartalnych szeregi czasowe są znacznie krótsze, występuje też problem porównywalności międzynarodowej danych o czasie pracy, zwłaszcza między USA a Europą), co utrudnia wiarygodne obliczenie składowych cyklicznych takiej zmiennej. Dlatego wykorzystujemy PKB na pracującego.

¹⁴ Do wyjątków należały Hiszpania i Polska, gdzie odchylenie standardowe cyklicznej składowej wskaźnika zatrudnienia wręcz przewyższało odchylenie standardowe cyklicznej składowej PKB, przy czym w Hiszpanii wahania zatrudnienia i bezrobocia były silniej procykliczne niż w Polsce.

Tabela 1.3: Względne odchylenia standardowe i korelacje z PKB składników cyklicznych wskaźnika zatrudnienia, współczynnika aktywności zawodowej, stopy bezrobocia i stopy wakatów w krajach Unii Europejskiej, UE15 i Stanach Zjednoczonych.

	ER		UR		AR		VR	
	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB
Austria	0,6	0,57	6,7	-0,78	0,4	0,32	2,0	???
Belgia	0,4	0,27	4,3	-0,63	0,3	-0,01	6,9	0,13
Dania	0,6	0,41	10,5	-0,70	0,4	-0,21	b.d.	b.d.
Finlandia	0,7	0,38	3,1	-0,80	0,3	0,26	7,8	0,76
Francja	0,6	0,36	7,1	-0,61	0,3	-0,71	b.d.	b.d.
Grecja	0,5	0,74	5,3	-0,82	0,5	-0,17	25,5	0,49
Hiszpania	1,3	0,89	9,5	-0,80	0,6	-0,09	5,2	-0,03
Holandia	0,7	0,52	13,9	-0,62	0,4	0,29	14,8	0,84
Irlandia	0,7	0,88	5,8	-0,90	0,3	0,78	b.d.	b.d.
Luksemburg	0,3	-0,15	6,9	-0,56	0,2	-0,27	9,1	0,82
Niemcy	0,5	0,62	4,7	-0,70	0,2	0,14	8,7	0,76
Portugalia	0,8	0,60	7,9	-0,66	0,4	0,26	11,5	0,51
Szwecja	0,8	0,59	6,2	-0,54	0,4	0,40	8,9	0,88
Wielka Brytania	0,3	0,51	4,1	-0,77	0,1	0,03	5,3	0,91
Włochy	0,5	0,27	4,4	-0,76	0,4	-0,15	b.d.	b.d.
UE15	0,6	0,49	6,7	-0,71	0,3	0,07	b.d.	b.d.
Bułgaria	1,0	0,78	6,5	-0,71	0,6	0,69	6,2	0,64
Czechy	0,5	0,51	8,2	-0,56	0,2	-0,27	19,8	0,86
Estonia	0,6	0,66	5,8	-0,88	0,2	0,13	7,9	0,94
Litwa	0,5	0,87	5,8	-0,87	0,2	-0,49	12,0	0,84
Łotwa	0,7	0,89	4,1	-0,96	0,2	0,54	10,9	0,89
Polska	1,1	0,59	9,5	-0,58	0,4	-0,25	15,9	0,68
Rumunia	0,5	0,26	2,8	-0,58	0,5	0,07	8,7	0,95
Słowacja	0,6	0,74	4,3	-0,75	0,1	-0,07	5,3	0,81
Słowenia	0,6	0,23	4,7	-0,77	0,5	-0,14	7,3	0,59
Węgry	0,6	0,47	4,0	-0,43	0,5	0,22	10,3	0,72
Stany Zjednoczone	0,7	0,86	9,6	-0,88	0,2	0,43	8,2	0,90

Uwagi: Wskaźniki zatrudnienia (ER) i aktywności zawodowej (AR) oraz stopy bezrobocia (UR) i wakatów (VR) zdefiniowane jak w Tabeli 1.1. Względne odchylenia standardowe zdefiniowane jako stosunek odchylenia standardowego składnika cyklicznego danej zmiennej (por. Tabela 1.1) do odchylenia standardowego składnika cyklicznego realnego PKB, zaprezentowanego w kolumnie pierwszej Tabeli 1.2, względem którego obliczono również korelacje składnika cyklicznego poszczególnych prezentowanych zmiennych. Okres objęty próbą dla każdego kraju oraz metoda filtracji podane są w Dodatku C.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Tabela 1.4: Względne odchylenia standardowe i korelacje z PKB składników cyklicznych stóp hazardu napływu odpływu z i napływu do bezrobocia oraz przeciętnych przepływów na rynkach pracy krajów Unii Europejskiej, UE15 i Stanów Zjednoczonych.

	Hazard odpływu		Hazard napływu		Przepływy	
	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB	Rel. odch. std.	kor. z PKB
Austria	10,4	0,10	11,4	-0,39	13,3	-0,26
Belgia	5,7	0,51	2,9	-0,64	2,9	-0,38
Dania	9,8	0,22	7,9	-0,68	7,4	-0,65
Finlandia	6,9	0,63	6,0	-0,64	5,0	-0,59
Francja	5,7	0,33	4,7	-0,75	4,5	-0,65
Grecja	7,1	0,54	4,4	-0,69	4,5	-0,38
Hiszpania	6,9	0,65	6,3	-0,60	5,3	-0,44
Holandia	11,1	0,36	11,1	-0,65	10,7	-0,42
Irlandia	5,2	0,79	4,7	-0,73	4,5	-0,75
Luksemburg	9,8	-0,18	10,3	-0,49	10,6	-0,53
Niemcy	6,8	0,52	6,6	-0,72	6,1	-0,42
Portugalia	13,5	0,43	9,2	-0,63	9,2	-0,38
Szwecja	7,2	0,37	9,7	-0,58	9,1	-0,56
Wielka Brytania	6,1	0,65	4,1	-0,12	3,9	-0,03
Włochy	8,2	-0,07	7,0	-0,64	6,7	-0,39
UE15	8,0	0,40	7,1	-0,60	6,9	-0,46
Bułgaria	6,6	0,40	4,1	-0,90	3,1	-0,86
Czechy	5,4	0,64	8,8	-0,74	7,5	-0,54
Estonia	5,4	0,11	5,4	-0,75	4,9	-0,59
Litwa	7,5	0,78	4,0	-0,38	3,3	-0,24
Łotwa	3,7	0,67	2,0	-0,51	1,6	-0,37
Polska	10,7	0,61	7,2	-0,55	5,7	-0,41
Rumunia	5,2	0,22	3,6	-0,81	4,0	-0,56
Słowacja	5,8	0,66	7,7	-0,85	5,9	-0,87
Słowenia	b.d.	b.d.	b.d.	b.d.	b.d.	b.d.
Węgry	5,3	0,24	4,1	-0,33	3,6	-0,09
Stany Zjednoczone	7,3	0,87	1,7	-0,64	1,6	-0,46

Uwagi: Stopa hazardu warunkowe prawdopodobieństwo odpływu z (napływu do) bezrobocia przez osobę znajdującą (nieznajdującą) się w tym stanie na przestrzeni miesiąca. Przepływy przeciętne średnia z odpływów z i napływów do bezrobocia wyrażonych jako odsetek siły roboczej (aktywnych zawodowo) danym roku. Względne odchylenia standardowe zdefiniowane jako stosunek odchylenia standardowego składnika cyklicznego danej zmiennej (por. Tabela 1.1) do odchylenia standardowego składnika cyklicznego realnego PKB, zaprezentowanego w kolumnie pierwszej Tabeli 1.2, względem którego obliczono również korelacje składnika cyklicznego poszczególnych prezentowanych zmiennych. Okres objęty próbą dla każdego kraju oraz metoda filtracji podane są w Dodatku C.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Tabela 1.4 prezentuje analogiczne miary zmienności cyklicznej dla miar przepływów na rynku pracy. W perspektywie krótkiego okresu, główna różnica pomiędzy krajami UE a Stanami Zjednoczonymi polega na kilkukrotnie wyższej zmienności warunkowych prawdopodobieństw napływu do bezrobocia w państwach UE. W przypadku stóp hazardu dla odpływów z bezrobocia, różnice nie mają systematycznego charakteru – względne odchylenie standardowe tej zmiennej w USA było nieznacznie niższe niż przeciętnie w krajach UE, pomiędzy którymi występowały też większe różnice niż między UE15 ogółem a USA. Konsekwencją przeciętnie wysokiej skali przepływów w Stanach Zjednoczonych (por. Tabela 1.1) oraz niskiej zmienności prawdopodobieństw napływu do bezrobocia jest niskie względne odchylenie standardowe przepływów, wyrażonych jako odsetek siły roboczej objętej przepływami w danym roku. W krajach europejskich zmienność przepływów była kilkukrotnie wyższa. Charakter powiązań zmian przepływów z wahaniami PKB był jednak we wszystkich krajach podobny: stopy hazardu odpływów z bezrobocia kształtowały się procyklicznie,¹⁵ przy czym ich korelacja z wahaniami PKB była największa w Stanach Zjednoczonych, natomiast stopy hazardu napływów do bezrobocia oraz przepływów ogółem kształtowały się antycyklicznie.

Tabela 1.5: Korelacje przekrojowe względnych odchyłeń standardowych składników cyklicznych miar przepływów na rynkach pracy z poziomami przeciętnymi i względnymi odchyłeń standardowych składników cyklicznych agregatów rynku pracy w krajach Unii Europejskiej i Stanach Zjednoczonych.

Zmienna	Próba	Korelacja z:			
		UR	ER	Rel. odch. std. UR	Rel. odch. std. ER
Hazard odpływu	UE	-0,28	0,32	0,61	0,18
Hazard odpływu	UE + USA	-0,27	0,31	0,59	0,18
Hazard napływu	UE	-0,41	0,49	0,59	0,07
Hazard napływu	UE + USA	-0,33	0,38	0,45	0,05
Przepływy	UE	-0,53	0,52	0,52	0,42
Przepływy	UE + USA	-0,46	0,42	0,41	-0,04

Uwagi: Zmienne zdefiniowane jak w Tabeli 1.4.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Tabela 1.5 pokazuje, że gospodarki o większej zmienności przepływów i prawdopodobieństw ich wystąpienia charakteryzowały się wyższą zmiennością bezrobocia, choć już nie zatrudnienia, z wyjątkiem zależności między zmiennością przeciętnych

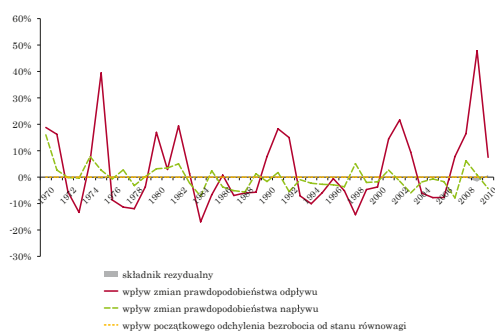
¹⁵ Z wyjątkiem Luksemburga i Włoch.

przepływów i wskaźnika zatrudnienia wśród krajów UE. Z drugiej strony, kraje o wyższym przeciętnym poziomie bezrobocia wykazywały niższą zmienność przepływów, wyrażonych w kategoriach odsetka siły roboczej, a odwrotną zależność można było zaobserwować dla wskaźnika zatrudnienia. W przypadku stóp hazardu, zwłaszcza dla odpływów z bezrobocia, korelacje miar zmienności z poziomami agregatów były słabsze niż dla przepływów wyrażonych w kategoriach odsetka siły roboczej. Zestawienie współczynników korelacji uzyskanych w próbie krajów UE oraz pełnej próbie uwzględniającej USA sugeruje, podobnie jak w przypadku relacji między poziomami miar przepływów i agregatów rynku pracy, że Stany Zjednoczone odstają od wzorców obejmujących kraje europejskie, zwłaszcza w przypadku odpływów z bezrobocia. Zagadnienie powiązań między zmiennością przepływów do i z bezrobocia rozwijamy w kolejnym podrozdziale, w którym analizujemy wkład obu przepływów do zmian bezrobocia w poszczególnych krajach.

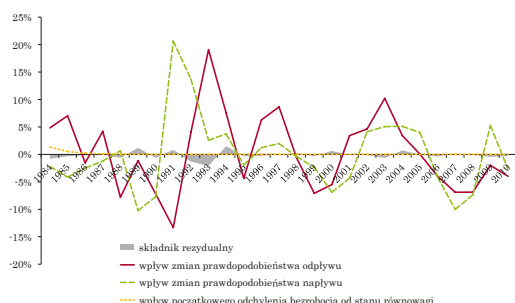
1.4 Dekompozycja zmian stopy bezrobocia

Niniejszy podrozdział poświęcony jest ocenie relatywnej roli napływów do bezrobocia (przybliżenia zwolnień) i odpływów z bezrobocia (przybliżenia zatrudnień) dla kształtowania się bezrobocia w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych. Tradycyjnie uznawano (por. Blanchard, Diamond, 1990; Davis, Haltiwanger, 1995), że wyższe bezrobocie w okresach recesji jest skutkiem rosnącej stopy zwolnień, powodującej napływ i wzrost liczby bezrobotnych. Również modele teoretyczne, w szczególności modele poszukiwań-dopasowań, były przez długi czas budowane w oparciu o takie ustalenia (por. Mortensen, Pissarides, 1999). Zostały one zakwestionowane przez Halla (2005a), który, na podstawie danych jednostkowych badań JOLTS (*Job Opening and Labor Turnover Survey*) oraz CPS (*Current Population Survey*), argumentował, że za epizody wyższego bezrobocia w USA w dużej mierze odpowiadają spadki stopy zatrudnień (odpływów z bezrobocia). Shimer (2005) potwierdził wyniki Halla (2005a) korzystając z danych mikroekonomicznych i argumentując, że stopy zwolnień w Stanach Zjednoczonych kształtują się acyklicznie, a stopy zatrudnień i przepływów z zatrudnienia do zatrudnienia są silnie procykliczne. W kolejnym artykule Shimer (2007) zaproponował metodologię pomiaru przepływów w oparciu o dane makroekonomiczne i następnie dokonał dekompozycji wahań bezrobocia na wkład zmian oszacowanych intensywności zatrudniania i zwalniania. Wyniki te wzmocniły wcześniejsze spostrzeżenia – Shimer (2007) przypisał 75% zmienności bezrobocia w Stanach Zjednoczonych w latach 1948-2007, oraz aż 95% zmienności w latach 1985-2005, wahaniom prawdopodobieństw znalezienia pracy. Literatura teoretyczna odpowiedziała na te ustalenia budując modele rynku pracy z acykliczną stopą zwolnień (por. Gertler, Trigari, 2009; Blanchard, Gali, 2010).

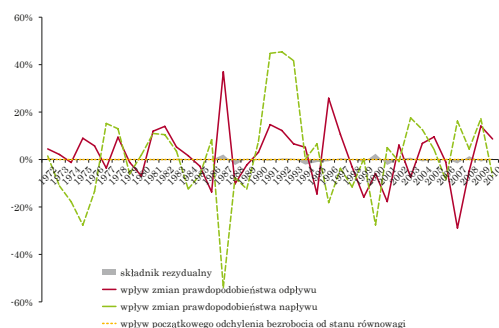
Rysunek 1.6: Wkład fluktuacji prawdopodobieństwa napływu i odpływu do całkowitych zmian stopy bezrobocia w wybranych krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych.



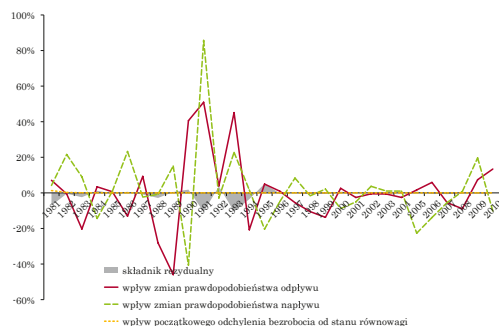
Stany Zjednoczone



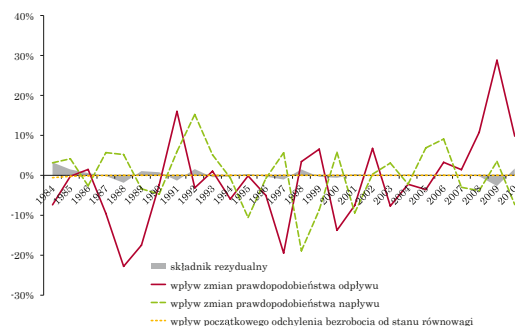
Niemcy



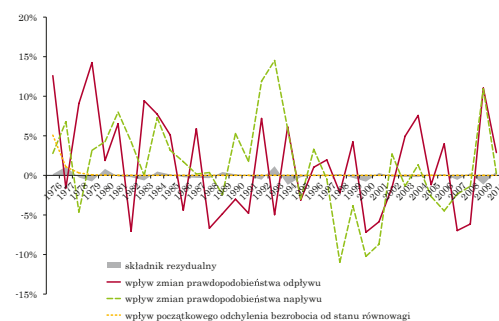
Szwecja



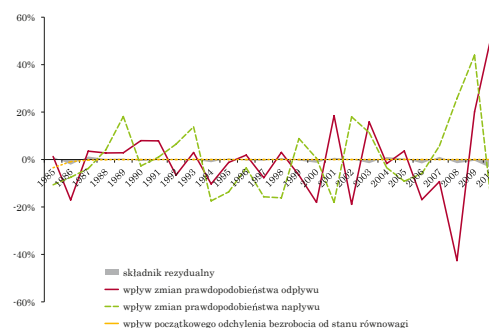
Finlandia



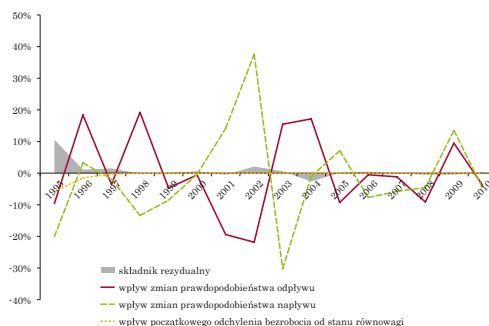
Wielka Brytania



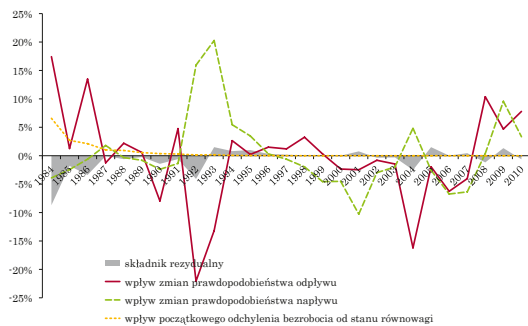
Francja



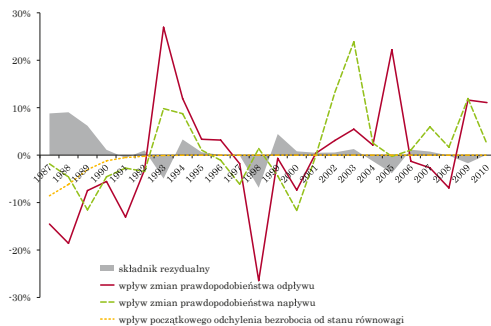
Dania



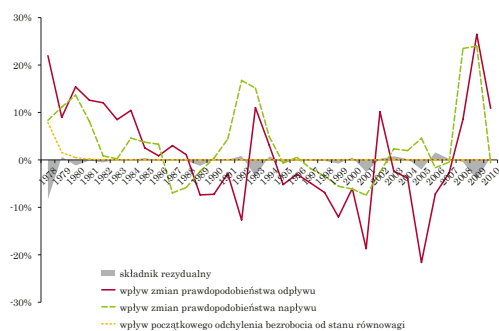
Austria



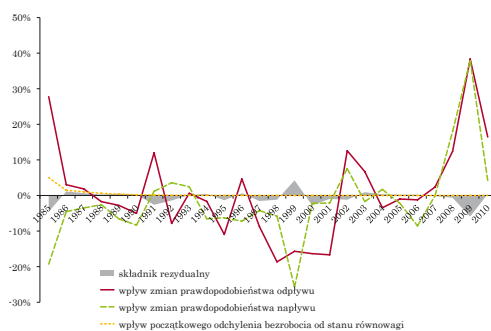
Włochy



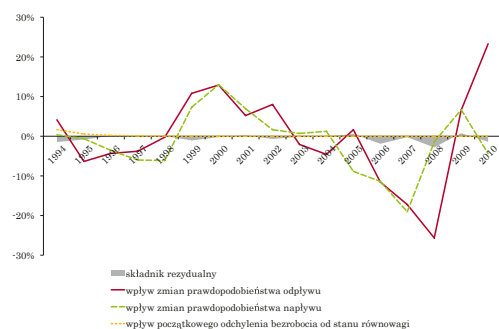
Portugalia



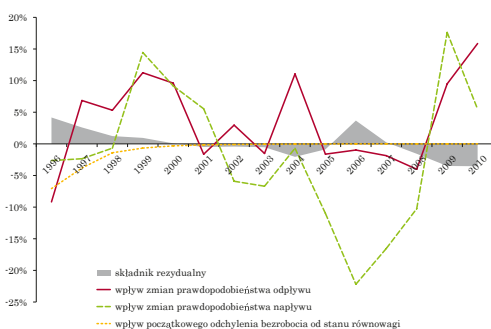
Hiszpania



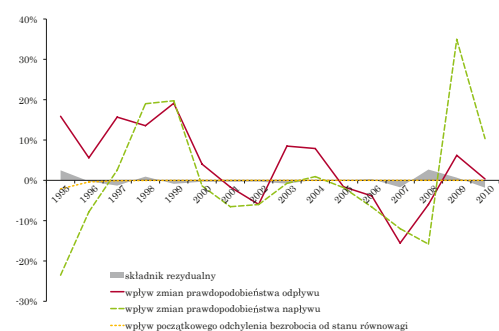
Irlandia



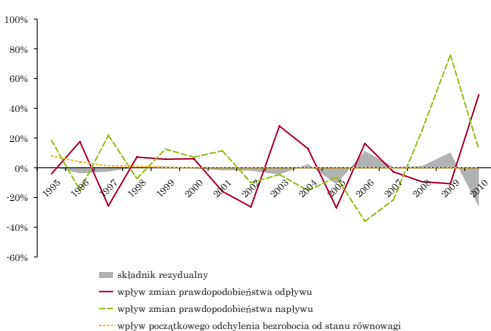
Polska



Słowacja



Czechy



Estonia

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Równolegle, Elsby et al. (2009) uzyskali podobne jak Hall (2005a) i Shimer (2005a, 2007) wyniki dla Stanów Zjednoczonych, jednak wskazując, że w krajach europejskich wkłady napływów i odpływów do wahań stopy bezrobocia są do siebie zbliżone. Barnichon (2009), używając podobnych miar przepływów jak Shimer (2007), lecz stosując bardziej złożoną dekompozycję, stwierdził, że choć generalnie ok. 40% zmienności bezrobocia wynika z wahań stopy zwolnień, to w okresach recesji rola tego czynnika jest większa, przez co za wzrost liczby osób niepracujących odpowiada głównie wyższa liczba zwolnień. Fujita, Ramey (2009), używając danych jednostkowych badań mikroekonomicznych, również argumentowali, że zmiany stóp napływów i odpływów są odpowiedzialne za fluktuacje bezrobocia w tym samym stopniu. W niniejszym podrozdziale wykorzystujemy metodologię Elsby'ego et al. (2008) dla obliczenia prawdopodobieństw napływów do i odpływów z bezrobocia w krajach Unii Europejskiej i Stanach Zjednoczonych w ujęciu rocznym w okresie 1970-2010.¹⁶ Istniejącą literaturę uzupełniamy dwójako. Po pierwsze, analizujemy 10 krajów środkowoeuropejskich, które przystąpiły do UE w roku 2004 i 2007 roku. Wedle naszej wiedzy, jest to pierwsze zastosowanie metodologii Elsby'ego et al. (2009) dla tych krajów.¹⁷ Po drugie, obejmujemy analizą również Wielką Recesję 2008-2009 i rok 2010, które przyniosły wzrost bezrobocia w zdecydowanej większości krajów rozwiniętych. Dostarcza to cennego materiału empirycznego do oceny, czy charakter zmian bezrobocia w okresach stabilnego wzrostu jest inny niż w czasie kryzysów.

Rysunek 1.6 prezentuje wpływ zmian stóp hazardu dla napływów i odpływów z bezrobocia na stopę bezrobocia w wybranych krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych, zgodnie z dekompozycją zaproponowaną przez Elsby'ego et al. (2008) i opisaną w Dodatku A.¹⁸ Pozwala ona określić względną rolę obu czynników w poszczególnych latach, w szczególności w okresach wyjątkowo dużych zmian stopy bezrobocia. W Stanach Zjednoczonych dominujące znaczenie dla zmian bezrobocia wносиły zmiany

¹⁶ Okres analizy dla poszczególnych krajów jest podyktowany dostępnością danych. Dla USA jest to 1970-2010, dla krajów UE15, Szwajcarii i Norwegii, w zależności od kraju, od 1971/1995 do 2010, dla krajów NMS10 od 1992/2002 do 2010, por. Dodatek C.

¹⁷ Strawiński (2009) stosuje metodologię Shimera (2007) do oceny cykliczności prawdopodobieństw przepływów na rynku pracy w Polsce w ujęciu kwartalnym, a Gradzewicz, Strzelecki (2011) adaptują ją dla estymacji prawdopodobieństw przepływów w ujęciu miesięcznym w oparciu o dane o bezrobociu rejestrowanym. W przypadku Polski, gdzie w latach 1992-2010 odsetek bezrobotnych poszukujących pracy do 1 miesiąca przeciętnie wynosił 7,6% i tylko w latach 2008-2009 przekroczył 10%, a odsetek poszukujących pracy do 3 miesięcy przeciętnie wynosił 20,9% i tylko w latach 2008-2009 przekroczył 25% (w analogicznym okresie w USA odsetek bezrobotnych poszukujących pracy do 1 miesiąca wynosił średnio 40,3% a do 3 miesięcy – 68,0%), właściwa wydaje się jednak metodologia Elsby'ego et al. (2009). W rozważanym okresie cechuje się ona dla Polski siedmiokrotnie niższym błędem szacunku wkładu zmian prawdopodobieństw zatrudniania i zwalniania do zmian stopy bezrobocia, niż metodologia Shimera (2007).

¹⁸ Dekompozycja ta uwzględnia sytuację, w której faktyczny poziom stopy bezrobocia różni się od tzw. przepływowego stanu ustalonego (występującą na rynkach pracy o niskich przepływach), czyli właściwą dla wielu krajów europejskich (por. Tabela 1.1).

prawdopodobieństw odpływów, których amplituda była większa niż zmian napływów, a ich wkład przeważał we wszystkich kryzysach objętych próbą (od szoku naftowego lat 1970., przez kryzysy początku lat 1980. i 1990., kryzys *dot-com*ów i Wielką Recesję.) W krajach europejskich wkład obu przepływów była zbliżony, przy czym w Wielkiej Recesji lat 2008-2009 dominującym źródłem wzrostu bezrobocia w większości państw była intensyfikacja napływów do bezrobocia (zwolnień). Jedynie w Wielkiej Brytanii dominującą rolę we wzroście bezrobocia w całym okresie 2008-2009 odgrywało obniżenie prawdopodobieństw odpływu z bezrobocia, a we Włoszech poprzedzało ono wzrost napływów. W kilku krajach, zwłaszcza w Hiszpanii, Irlandii, Polsce i Słowacji, pierwotnym impulsem wzrostu bezrobocia w latach 2008-2009, była intensyfikacja zwolnień (napływów do bezrobocia), a czynnikiem podwyższającym następnie bezrobocie w roku 2010 – wyraźny spadek szans podjęcia pracy przez bezrobotnych. Dla kontrastu, w Niemczech przez cały okres Wielkiej Recesji rosnące prawdopodobieństwa odpływu z bezrobocia niwelowały wzrost ryzyka utraty pracy, utrzymując bezrobocie na stabilnym poziomie.

Tabele 1.6-1.7 potwierdzają, że o ile w latach 2008-2009 wyraźnie dominującym źródłem wzrostu bezrobocia w krajach europejskich były zwolnienia (czynnik ten przeważał w ok. 80% epizodów istotnego wzrostu bezrobocia), to we wcześniejszych kryzysach nie było to tak wyraźne (w ok. 60% epizodów znaczenie wyższych napływów było większe spadku odpływów). W szczególności, w szeregu krajów NMS, w tym w Polsce, wzrost bezrobocia w drugiej połowie lat 1990. wynikał w pierwszej kolejności ze spadku stóp hazardu dla odpływu z bezrobocia (szans podjęcia pracy), a w drugiej z natężenia zwolnień. Natomiast w Stanach Zjednoczonych, charakteryzujących się dużą zmiennością stopy bezrobocia, tylko po szoku naftowym w roku 1974 rosnące zwolnienia odegrały większą rolę od spadku zatrudnień.

Tabela 1.7 wskazuje, że w Europie w większości przypadków znacznego i nagłego wzrostu bezrobocia, dostosowania następują poprzez intensyfikację zwolnień. Wynik ten jest odporny na zmianę definicji epizodów – dla wszystkich trzech rozważanych kryteriów wyróżnienia „nagłego wzrostu bezrobocia”, uzyskane proporcje są podobne. Równocześnie w większości krajów europejskich większy wkład do fluktuacji bezrobocia na przestrzeni całego analizowanego okresu wносиły zmiany intensywności odpływów z bezrobocia. Rysunek 1.7 prezentuje skumulowany wkład wahań stóp hazardu odpływu z i napływu do bezrobocia (oraz początkowego odchylenia od przepływowego stanu ustalonego) do fluktuacji stóp bezrobocia w krajach UE i USA w latach 1975-2010.¹⁹

¹⁹ Dla poszczególnych krajów okres dekompozycji jest różny (dokładny opis znajduje się w Dodatku C), ale nie ma to wpływu na wyniki. Zawężenie analizy do lat 2001-2010 lub 1991-2010 prowadzi do tych samych wniosków, a współczynniki korelacji między oszacowaniami na całej próbie i tych podokresach kształtują się w przedziale 0,97-0,99.

Tabela 1.6: Czynniki stojące za epizodami wzrostu bezrobocia w krajach europejskich podczas kryzysu ESW w roku 1992, rosyjskiego w roku 1998 i kryzysu lat 2008-2009.

	Intensyfikacja zwolnień	Spadek zatrudnień
Kryzys ESW (1992)	Belgia, Dania, Niemcy (1992), Francja, Włochy, Finlandia (1991), Szwecja (1991-93), Wielka Brytania (1992)	Hiszpania, Niemcy (1993), Portugalia, Finlandia (1992-93), Szwecja (1994), Wielka Brytania (1991)
Kryzys rosyjski (1998-9)	Czechy (1998-1999), Estonia, Węgry, Polska (2000), Słowacja (1999)	Czechy (1997), Litwa, Polska (1998-1999), Słowacja (1998, 2000)
Kryzys subprime (2008-9)	Austria (2009), Belgia (2009), Bułgaria (2009), Czechy (2009), Cypr (2009-10), Dania (2009), Estonia (2008-09), Finlandia (2009), Irlandia (2008), Grecja (2009), Hiszpania (2008), Włochy (2009), Litwa (2008, 2010), Łotwa (2010), Holandia (2009-2010), Polska (2008-09), Portugalia (2009), Rumunia (2009-2010), Słowenia, Słowacja (2009), Szwecja (2009), Węgry (2009-10)	Bułgaria (2010), Czechy (2010), Dania (2010), Estonia (2010), Finlandia (2010), Irlandia (2009-2010), Grecja (2010), Hiszpania (2009-10), Łotwa (2008-09), Litwa (2009), Polska (2010), Portugalia (2010), Słowacja (2010), Wielka Brytania (2008-09)\

Uwagi: Uwagi: epizody wzrostu bezrobocia zdefiniowane jako wzrost stopy bezrobocia o 20% w ciągu 4 kolejnych kwartałów.

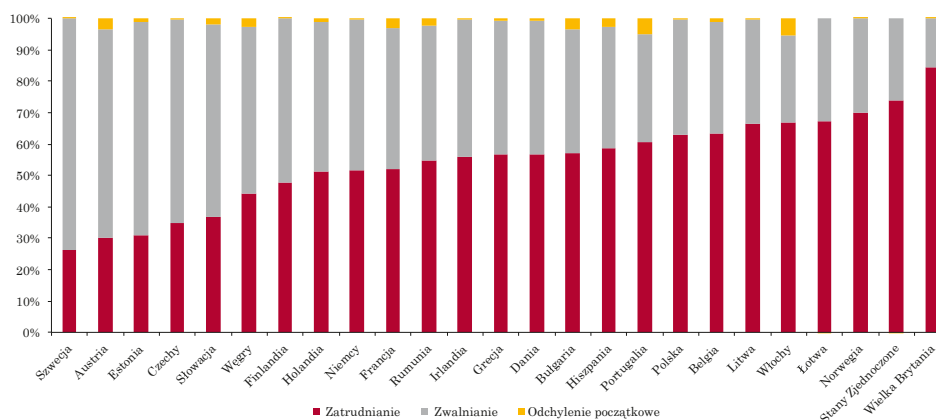
Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Tabela 1.7: Epizody wzrostu bezrobocia w krajach Europejskich i Stanach Zjednoczonych (1975-2010).

Europa									
	Ogółem			Przed 2008			2008-2009		
	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)
10% w 2 kwartały	118	70	59%	72	41	57%	31	24	77%
20% w 4 kwartały	108	64	59%	56	32	57%	27	21	78%
40% w 6 kwartałów	71	38	54%	36	20	56%	12	9	75%
Stany Zjednoczone									
	Ogółem			Przed 2008			2008-2009		
	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)	Epizody	Przez napływ	Przez napływ (%)
10% w 2 kwartały	13	2	15%	11	2	18%	2	0	0%
20% w 4 kwartały	11	1	9%	9	1	11%	2	0	0%
40% w 6 kwartałów	10	0	0%	7	0	0%	3	0	0%

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, EU-LFS, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

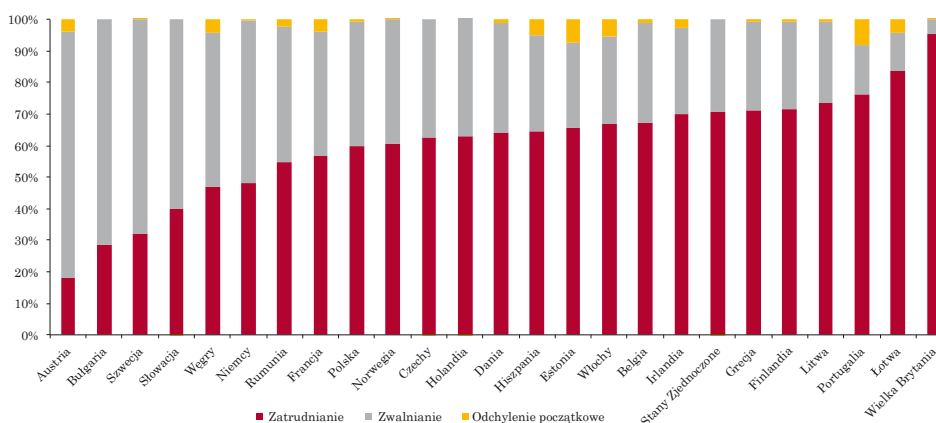
Rysunek 1.7: Wkład zmian stóp hazardu zwalniania i zatrudniania do fluktuacji bezrobocia w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych w latach 1975-2010.



Uwagi: Epizody wzrostu bezrobocia zdefiniowane jako wzrost stopy bezrobocia o 20% w ciągu 4 kolejnych kwartałów.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

Rysunek 1.8: Wkład zmian stóp hazardu zwalniania i zatrudniania do fluktuacji bezrobocia w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych w latach 1975-2010, z wyłączeniem epizodów znacznego wzrostu bezrobocia.



Uwagi: Epizody wzrostu bezrobocia zdefiniowane jako wzrost stopy bezrobocia o 20% w ciągu 4 kolejnych kwartałów.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych Eurostat, OECD i krajowych urzędów statystycznych.

W Wielkiej Brytanii, Stanach Zjednoczonych, na Litwie i Łotwie i we Włoszech, wahania stopy bezrobocia w ponad $\frac{2}{3}$ wynikały z wahań stóp hazardu dla odpływów z bezrobocia, w Polsce było to nieco mniej. Na drugim biegunie znajdowały się Szwecja, Austria, Estonia i Czechy, gdzie napływy do bezrobocia wyjaśniały w ponad $\frac{2}{3}$ zmiany bezrobocia.²⁰ W 18 z 25 krajów przedstawionych na Rysunku 1.7, wkład odpływów z bezrobocia do fluktuacji stopy bezrobocia przewyższał wkład napływów. Co więcej, po wyeliminowaniu z próby epizodów wzrostu bezrobocia, zdefiniowanych analogicznie jak w Tabeli 1.6, prawidłowość ta zachodzi dla 19 z 25 krajów, a wkład odpływów jest przeciętnie o 7 pkt. proc. wyższy (por. Rysunek 1.8). Oznacza to, że o ile w okresach relatywnie stabilnej sytuacji na rynku pracy charakter dostosowań ilościowych w krajach europejskich jest podobny jak w Stanach Zjednoczonych, czyli główną rolę dla wahań odgrywają zmiany prawdopodobieństw odpływu z bezrobocia (intensywności zatrudniania), to w okresach pogarszającej się sytuacji na rynku pracy dostosowania te są gruntownie inne – w Stanach Zjednoczonych zachodzą one głównie poprzez spadek zatrudnień i szans podjęcia pracy przez bezrobotnych, w Europie poprzez intensyfikację zwolnień i wzrost ryzyka napływu do bezrobocia.

1.5 Podsumowanie

Celem niniejszego rozdziału była empiryczna analiza różnic i podobieństw kluczowych charakterystyk średniookresowych i cyklicznych gospodarki i rynku pracy w Stanach Zjednoczonych i krajach europejskich, a także pomiędzy poszczególnymi państwami UE. Z wyjątkiem kilku krajów (Irlandia, Finlandia, Szwecja) zmienność składnika cyklicznego PKB w krajach UE była w ostatnich kilku dekadach niższa niż w Stanach Zjednoczonych, natomiast udział konsumpcji i inwestycji w PKB krajów europejskich podlegał relatywnie większym wahaniom. Konsumpcja w krajach europejskich w większym stopniu odgrywała rolę stabilizującą wahania koniunktury niż w USA, także dlatego, że przeciętnie była wyższa. Z drugiej strony, mimo większych wahań PKB, zmienność produktu na pracującego w Stanach była generalnie mniejsza niż w Europie. Wiązało się to z tym, że zmienność zatrudnienia i bezrobocia w Stanach Zjednoczonych była wyższa, a ich procykliczność bardziej wyraźna niż w większości państw UE, zwłaszcza w przypadku stopy bezrobocia. Z drugiej strony, współczynnik aktywności zawodowej w USA podlegał znacznie mniejszym wahaniom niż w krajach europejskich, wśród których kilka wyróżniało się wręcz antycyklicznym kształtowaniem podaży pracy.

²⁰ W kolejnych dwóch, Słowacji i Węgrzech, było to odpowiednio 61% i 53%.

Równocześnie, ostatnia dekada przyniosła zniwelowanie luki zatrudnienia między UE15 a Stanami Zjednoczonymi, ale Europa pozostała kontynentem kontrastów – w krajach skandynawskich, Holandii i Wielkiej Brytanii odsetek osób pracujących w wieku produkcyjnym był w roku 2010 wyższy, a w Austrii i Irlandii praktycznie taki sam jak w Stanach Zjednoczonych. W pozostałych krajach, w tym krajach NMS, był on zauważalnie niższy. Natomiast wyższą niż Stany Zjednoczone aktywność zawodową wykazywały tylko cztery kraje w UE, które zarazem przewyższały USA pod względem wskaźnika zatrudnienia.

Najbardziej doniosłe różnice między rynkami pracy w UE i USA występowały jednak pod względem wzorca przepływów, które w USA obejmowały każdego roku ok. 1/3 aktywnych zawodowo, czyli ok. 4,5-krotnie więcej niż przeciętnie w Europie. W Europie przepływy dotyczące ponad 10% siły roboczej rocznie występowały tylko w krajach skandynawskich, Hiszpanii i Polsce oraz w Wielkiej Brytanii, najniższe były zaś w pozostałych krajach południowoeuropejskich, Belgii i Holandii. Konsekwencją niższych prawdopodobieństw odpływów z bezrobocia było wyższe bezrobocie długookresowe, zarówno w Europie ogółem w porównaniu ze Stanami Zjednoczonymi, jak i w przekroju państw UE. W perspektywie cyklicznej, główna różnica pomiędzy krajami UE a Stanami Zjednoczonymi polegała na kilkukrotnie wyższej zmienności warunkowych prawdopodobieństw napływu do bezrobocia w państwach UE oraz przepływów ogółem. Przy tym, szanse odpływu z bezrobocia i w Europie, i w Stanach, kształtowały się procyklicznie, a ryzyka napływów do bezrobocia oraz przepływy ogółem – antycyklicznie. Gospodarki o większej zmienności przepływów i prawdopodobieństw ich wystąpienia charakteryzowały się wyższą zmiennością bezrobocia, choć już nie zatrudnienia.

Przeprowadzona dekompozycja zmian stopy bezrobocia wskazuje, że relatywna rola napływów do bezrobocia i odpływów z bezrobocia dla kształtowania się bezrobocia w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych jest bardzo odmienna. W USA przeważający wkład do zmian bezrobocia wносиły zmiany prawdopodobieństw odpływów, zarówno w okresach względnie stabilnej koniunktury, jak i recesji. Choć w większości krajów europejskich większy wkład do fluktuacji bezrobocia na przestrzeni całego analizowanego okresu wносиły zmiany intensywności odpływów z bezrobocia, to w w większości recesji, w szczególności w kryzysie lat 2008-2009, dominującym źródłem wzrostu bezrobocia w większości państw był wzrost napływów do bezrobocia (zwolnień). Jedynym wyjątkiem była Wielka Brytania. Natomiast w czasach relatywnie stabilnej sytuacji na rynku pracy, dostosowania ilościowe w krajach europejskich zachodziły podobnie jak w Stanach Zjednoczonych – głównie przez zmiany odpływów z bezrobocia (intensywności zatrudniania).

Rozdział 2

MODEL RYNKU PRACY W RÓWNOWADZE OGÓLNEJ Z ENDOGENICZNĄ AKTYWNOŚCIĄ ZAWODOWĄ I DESTRUKCJĄ MIEJSC PRACY

2.1 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 napotykają 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 dotyczącymi 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 ostatniego miesiąca przed momentem wykonywania badania wysłała przynajmniej jedną ofertę pracy, czy nie.²¹ 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.

²¹ Zgodnie 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 deklarujące 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.

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 napotykać 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 na przestrzeni ostatnich kilkudziesięciu lat.²² Wpisujemy się w ten sposób w toczoną w literaturze przedmiotu

²² Jak 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

dyskusję wokół źródeł wahań zatrudnienia i bezrobocia w odpowiedzi na szoki makroekonomiczne. Zgodnie z wynikami zaprezentowanymi w Rozdziale 1 za wahania stopy bezrobocia w USA odpowiadają przede wszystkim zmiany skłonności firm do zatrudniania,²³ podczas gdy w Europie wkład do zmienności bezrobocia wnoszą zarówno wahania intensywności zatrudniania jak i zwalniania.²⁴ 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 kwadraturową metodę 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

(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.

²³ Zgodnie z obserwacjami Halla (2005) i Shimer (2007).

²⁴ Co dla kilku krajów UE15 pokazali też Elsby et al. (2009).

rzeczywistych gospodarek wybranych ośmiu państw OECD: Czech, Francji, Hiszpanii, Niemiec, Polski, Szwecji, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. W tym celu przedstawiony w kolejnych podrozdziałach 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, 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, na 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.

Niniejszy rozdział jest zorganizowany następująco. W podrozdziale 2.2 przedstawiamy strukturę modelu. Podrozdział 2.3 omawia zaproponowaną numeryczną procedurę wyznaczania rozwiązania, 2.4 opisuje procedurę i wyniki estymacji modelu. W podrozdziale 2.5 omawiamy główne jego własności dynamiczne. Podrozdział 2.6 zawiera podsumowanie.

2.2 Model

2.2.1 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 nieaktywne zawodowo posługujące się liniową funkcją produkcji

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

gdzie $N E_t^j$ 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 $a_{t-1}^i(a)$ 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 osób o grupowej produktywności A^i . W okresie t członek $o \in (0, 1)$ grupy $i \in \mathbb{I}$ może 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

$$N_t^i = N^i \times \int_0^1 N_t^i(o) do, \quad \tilde{N}_t^i = N^i \times \int_0^1 A_t^i(o) \times N_t^i(o) do, \quad \tilde{A}_t^i = \frac{\tilde{N}_t^i}{N_t^i} \quad (2.1)$$

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 efektywna 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 . Zróznicowanie produktywności poszczególnych 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 z (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 stronę 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.

$$\Xi_t^i = \left(\bar{c}_U \times (e_t^i - \bar{e}^i) + \psi_u \times (e_t^i - \bar{e}^i)^2 \right) * N E_t^i; \quad (2.2)$$

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

$$P_t^C C_t + T_t + \Xi_t + \Omega_t = \Delta_t^B + \Delta_t^M + \Pi_t + \Pi_t^B + \sum_{i \in \mathbb{I}} W_t^i N_t^i. \quad (2.3)$$

gdzie

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

przy czym symbolem M_t^q oznaczyliśmy 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 typu „gotówka z góry” (ang. *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 M_0) i depozytów pozwalając na wyznaczenie stacjonarnych wartości odpowiednio M_t^q i stopy R_t^d .

2.2.2 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-Douglassa 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 $Y_t^D = Y_t$.

2.2.3 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.

2.2.4 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.

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

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.

2.2.5 Rząd i bank centralny

Ze względu na cele stawiane przed modelem, reprezentację sektora rządowego i banku centralnego ograniczamy do segmentów umożliwiających 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 odchyień 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

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

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 przykładają do odchyień bieżącej inflacji i bieżącego PKB od ich wartości stacjonarnych.²⁵ Podobnie, parametry ϱ_π i ϱ_y opisują relatywną rolę obu odchyień 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 .

²⁵ Zauważmy, że parametr tak określony regułą Taylora można by zapisać $\log(R_t^{CB}) = \phi_R + \nu_R \times \log(R_{t-1}^{CB}) + (1 - \nu_R) \times (\varrho_\pi \times \log(\pi_t/\pi) + \varrho_y \times \log(GDP_t/GDP))$ dla innej wartości parametru ϕ_R , a więc inkorporowanie odchyień bezpośrednio w regułę nie jest konieczne.

2.2.6 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 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 zagranicą, 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 $(1 - \omega_M^d)Y_t^M$, (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. Spread SPR_t między oprocentowaniem obligacji rządowych i depozytów bankowych wyznaczany 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} .

2.2.7 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

$$N_t^i = (1 - \bar{p})(1 - s_t^i) \times (N_{t-1}^i + M_{t-1}^i) \quad (2.4)$$

gdzie s_t^i jest zagregowaną stopą endogenicznej destrukcji zdefiniowaną w dalszej części. Egzogeniczna destrukcja, $\bar{p}$, gwarantuje, że rozkład indywidualnej produktywności pracowników jest dobrze określony. Liczba zapelnianych 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, wysłanych 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 $NE_t^i(0) = NE_t^i$. Zapelnianie 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

$$\frac{dNE_t^i(\tau)}{d\tau} = -\vartheta^i e_t^i \Psi_t NE_t^i(\tau), \quad NE_t^i(0) = NE_t^i, \quad (2.5)$$

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 $\tau \in [0, 1]$:

$$NE_t^i(\tau) = e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t \tau} NE_t^i. \quad (2.6)$$

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:

$$\tilde{O}_t^i = \vartheta^i e_t^i \int_0^1 NE_t^i(\tau) d\tau = \frac{1 - e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t}}{\Psi_t} NE_t^i. \quad (2.7)$$

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-Douglassa:

$$M_t = \bar{\Upsilon} \tilde{O}_t^\psi V_t^{1-\psi}, \quad (2.8)$$

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

$$M_t^i = (1 - e^{-\vartheta^i e_t^i \Psi_t}) \times NE_t^i, \quad (2.9)$$

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 nowozatrudnianych 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

$$\Psi_t = \frac{M_t}{\bar{O}_t}, \quad \Phi_t = \frac{M_t}{V_t}. \quad (2.10)$$

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

$$\Phi_t^i = \frac{M_t^i}{V_t}, \quad \tilde{\Psi}_t^i = \frac{M_t^i}{NE_t^i}. \quad (2.11)$$

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

$$\theta_t = \frac{V_t}{\bar{O}_t}. \quad (2.12)$$

definiująca tzw. zagęszczenie na rynku pracy w okresie t .

2.2.8 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 dane są równaniami:

$$NA_t^i = e^{\frac{-e_t^i}{3}} \times NE_t^i, \quad NA_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} NA_t^i \quad (2.13)$$

$$U_t^i = (1 - e^{\frac{-e_t^i}{3}}) \times NE_t^i \quad U_t = \sum_{i \in \mathbb{I}} U_t^i. \quad (2.14)$$

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 prób-kowania 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 2.1:

Tabela 2.1: 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 $\Theta_t(p, q)$:

$$\Theta_t(p, q) = \sum_{i \in \mathbb{I}} \Theta_t^i(p, q) \times \frac{p^i}{p}. \quad (2.15)$$

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

2.2.9 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 2.21), 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 zero 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

$$\begin{aligned} V_t^{E,i,o} &= \lambda_t W_t^{i,o} + \beta E_t \{ V_{t+1}^{U,i} \\ &\quad + \beta(1 - \bar{\rho}) \times E_t \{ S_{t+1}^{i,o} \times (V_{t+1}^{E,i,o} - V_{t+1}^{U,i}) \} \} \\ V_t^{F,i,o} &= \lambda_t (X_t^{i,o} - W_t^{i,o}) + \beta(1 - \bar{\rho}) \times E_t \{ S_{t+1}^{i,o} \times V_{t+1}^{F,i,o} \} \end{aligned} \quad (2.16)$$

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

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

Równania 2.16 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 płacę, 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

$$V_t^{F,i,o} = \frac{1-\nu}{\nu} (V_t^{E,i,o} - V_t^{U,i}) \quad (2.17)$$

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 2.17 oraz dynamiki $V_t^{E,i,o}$ i $V_t^{F,i,o}$ pozwalają nam na wyrażenie płacy w następującej formule

$$W_t^{i,o} = \nu X_t^{i,o} + \frac{1-\nu}{\lambda_t} \times (V_t^{U,i} - \beta E_t\{V_{t+1}^{U,i}\}) \quad (2.18)$$

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.

2.2.10 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

$$V_t^{E,i,o} = V_t^{E,i}(a_t^i(o)) \quad V_t^{F,i,o} = V_t^{F,i}(a_t^i(o)) \quad (2.19)$$

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

$$\begin{aligned} V_t^{E,i}(a) &= \lambda_t W_t^i(a) + \beta E_t V_{t+1}^{U,i} + \beta \times E_t \left\{ V_{t+1}^{E,i,0}(a') - V_{t+1}^{U,i} \middle| a \right\} \\ V_t^{F,i}(a) &= \lambda_t (X_t^i(a) - W_t^i(a)) \\ &\quad + \beta(1 - \bar{\rho}) E_t \left\{ S_{t+1}^i(a') V_{t+1}^{F,i}(a') \middle| a \right\} \end{aligned} \quad (2.20)$$

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 2.19. Ich interpretacja ekonomiczna jest także taka sama jak równań 2.16. 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

$$V_t^{U,i} = b_t^{U,i} - \lambda_t \Xi_t^i(e_t^i) + \beta(1 - \vartheta^i e_t^i \Psi_t) \times E_t\{V_{t+1}^{U,i}\} + \beta \vartheta^i e_t^i \Psi_t \times E_t\{V_{t+1}^{E,i,0}(a^0)\} \quad (2.21)$$

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

$$J_t = -\lambda_t \bar{\omega} + \beta(1 - \bar{\rho}) \sum_{i \in \mathbb{I}} E_t \left\{ \Phi_t^i S_{t+1}^i(a^0) \times V_{t+1}^{F,i}(a^0) \right\} \quad (2.22)$$

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

$$J_t = 0 \quad (2.23)$$

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.

2.2.11 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 (2.21) względem e_t^i , a następnie przyrównując ją do zera. Uzyskujemy wtedy

$$(\Xi_t^i)'(e_t^i) = \beta \vartheta^i \Psi_t \times E_t\{V_{t+1}^{E,i,0}(a^0) - V_{t+1}^{U,i}\}. \quad (2.24)$$

Zauważmy, że wykorzystując równanie 2.17 oraz definicje $\tilde{V}_t^{E,i,0}$ i $\tilde{V}_t^{F,i}$ można uprościć wyrażenie 2.24 uzyskując

$$(\Xi_t^i)'(e_t^i) = \frac{\nu}{1 - \nu} \times (1 - \bar{\rho}) \times \beta \vartheta^i \Psi_t \times \tilde{V}_t^F(a^0) \quad (2.25)$$

2.2.12 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

$$S_t^i(a) = \begin{cases} 0, & \text{jeżeli } a \leq \bar{a}_t^i; \\ 1, & \text{w przeciwnym wypadku.} \end{cases} \quad (2.26)$$

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

$$V_t^{F,i}(\bar{a}_t^i) = \lambda_t \times \bar{\zeta} \quad (2.27)$$

gdzie $\bar{\zeta}$ jest stacjonarnym poziomem kosztu zwolnienia pracownika, który bez straty ogólności może być ustalony na zero. Wykorzystując równanie (2.26) determinujące postać funkcji endogenicznej destrukcji miejsc pracy w firmach możemy wyrazić w sposób bardziej bezpośredni niż w równaniu (2.20) wartość, jaką firma uzyskuje z zatrudnienia nowego pracownika o produktywności a

$$V_t^{F,i}(a) = \lambda_t(X_t^i(a) - W_t^i(a)) + \beta(1 - \bar{\rho}) \times \tilde{V}_t^{F,i}(a) \quad (2.28)$$

gdzie

$$\tilde{V}_t^{F,i}(a) = E_t \left\{ \int_{\bar{a}_{t+1}^i}^{\infty} V_{t+1}^{F,i}(a') dF(a'; a) \right\} \quad (2.29)$$

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 (2.29), równania (2.17) oraz wprowadzonych w poprzedniej sekcji zależności (2.24) wiążących krańcowe koszty otwarcia wakatów z oczekiwaną nadwyżką, wynikającą z faktu podjęcia pracy przez osobę bezrobotną, można uprościć wyrażenia (2.20) i (2.21) uzyskując następujące równania definiujące funkcje wartości pracownika i bezrobotnego

$$\begin{aligned}
V_t^{E,i}(a) &= \lambda_t W_t^i(a) + \beta E_t V_{t+1}^{U,i} + \beta(1 - \bar{\rho}) \times \frac{\nu}{1 - \nu} \tilde{V}_t^{F,i}(a) \\
V_t^{U,i} &= b_t^{U,i} + \lambda_t \left((\Xi_t^i)'(e_t^i) - \Xi_t^i(e_t^i) \right) + \beta \times E_t \{V_{t+1}^U\}
\end{aligned} \tag{2.30}$$

Podobnie równanie (2.22) określające wartość zapełnienia wakatu z punktu widzenia firmy można zapisać w postaci

$$J_t = -\lambda_t \bar{\omega} + \beta(1 - \bar{\rho}) \sum_{i \in \mathbb{I}} \Phi_t^i \tilde{V}_t^{F,i}(a^0) = 0 \tag{2.31}$$

Na koniec, wykorzystanie równań (2.17), (2.19), (2.21) i (2.25) pozwala warunek na optymalną płacę należącego do grupy $i \in \mathbb{I}$ pracownika o poziomie indywidualnej produktywności a (2.18), zapisać jako

$$W_t^i(a) = \left[\nu \left(X_t^i(a) + \beta(1 - \bar{\rho}) \vartheta^i \Psi_t \tilde{V}_t^F(a^0) \right) + (1 - \nu) \left(\frac{b_t^{U,i}}{\lambda_t} - \Xi_t^i(e_t^i) \right) \right] \tag{2.32}$$

Równanie (2.32) 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 (2.28), (2.30) oraz (2.31). Rozkład płac zadany jest równaniem (2.32), a optymalny poziom wysiłku wkładanego przez bezrobotnych w poszukiwanie pracy (liczby wysyłanych ofert) równaniem (2.25). Co więcej, do wyznaczenia wszystkich tych wielkości wystarcza znajomość postaci funkcji $\tilde{V}_t^F$. Wyznaczamy ją numerycznie w algorytmie opisanym w sekcji 2.3.

2.2.13 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.

Założmy chwilowo, że znamy podstawowy rozkład prawdopodobieństwa pozwalający na wyznaczenie poszukiwanych agregatów tj. rozkład indywidualnej produktywności w grupie $i \in \tilde{\mathbb{I}}$ 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 2.2.14 i 2.3. 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 (2.1), 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 (2.4) 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 2.3.

2.2.14 Rozkład produktywności 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 miejsc pracy, których produktywność jest mniejsza niż $\bar{a}_{t-1}^i$ oraz egzogeniczna destrukcja miejsc pracy z prawdopodobieństwem $\bar{p}$, 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 miejsc pracy. 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 miejsca pracy 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.

2.2.15 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.

$$\log(X_t) = \log(\bar{X}) + \chi_t^X \quad (2.33)$$

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

$$\chi_t^X = \rho^X \chi_{t-1}^X + \varepsilon_t^X. \quad (2.34)$$

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 , o którym zakładamy, że obok innowacji ε_t^X , wpływa nań także rozlewanie się szoku zagranicznego tzn.

$$\chi_t^Y = \rho^Y \chi_{t-1}^Y + \varepsilon_t^Y + \varphi_Y \times \varepsilon_t^{YF}. \quad (2.35)$$

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 dyskrejonálny 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 $\bar{A}^f$.

2.3 Procedura rozwiązywania modelu

Praktyczne rozwiązanie modelu wyspecyfikowanego w sekcji 2.2 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 (2.29). 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

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

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 aproksymowana zadaną 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.

Alogicznie 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 2.2.13, 2.2.14, 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 α_t^{Ω} , β_t^{Ω} 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-punkową 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.

2.4 Parametryzacja modelu

2.4.1 Procedura estymacji parametrów modelu

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

$$E_t\{f(y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, \epsilon_t; \Gamma)\} = 0 \quad (2.36)$$

gdzie y_t jest wektorem zmiennych endogenicznych modelu, ϵ_t jest wektorem niezależnych szoków o identycznych rozkładach, a Γ jest wektorem parametrów. Model (2.36) 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 (2.36) względem stanu ustalonego uzyskujemy, po odpowiednich przekształceniach, problem postaci

$$A\hat{y}_t + B \times E_t\hat{y}_{t+1} + C\hat{y}_{t+1} + V\epsilon_t = 0 \quad (2.37)$$

gdzie $\hat{y}_t$ oznacza w zależności od zmiennej odchylenie lub odchylenie w logarytmach od stanu ustalonego. Problem (2.36) ma rozwiązanie postaci

$$\begin{aligned} u_t &= Pu_{t-1} + Q\epsilon_t \\ \hat{y}_t &= Ru_{t-1} + S\epsilon_t \end{aligned} \quad (2.38)$$

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 obarczony błędem, t.j. 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 z 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.

2.4.2 Parametry

Model został sparametryzowany na podstawie danych empirycznych 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 C). 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 (2.35). 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 tablicach 2.2 i 2.3.

Tabela 2.2: 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.

Tabela 2.3: 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.

2.5 Własności modelu

2.5.1 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 2.4). Po drugie, estymacja parametrów opisujących szoki i elastyczności przedstawionych w Tablicach 2.2 i 2.3 miała na celu możliwie najlepsze 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)\nocite{azmat_2006}, wedle naszej wiedzy jedynej prezentującej wartości tych przepływów oszacowane dla szerszej próby państw OECD.²⁶ Relatywnie wysoki udział

²⁶ Oszacowane 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 Jorges (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 dwiema metodami występują, lecz nie mają charakteru a priori identyfikowalnego obciążenia, które można skorygować posiadając tylko informacje retrospektywne.

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. Estymując parametry modelu staraliśmy się dobrze odzwierciedlić skalę przepływów (por. 2.4) 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.

Tabela 2.4: 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 2.3) 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 podstawie którego stworzony został moduł przepływów na rynku pracy. Szczegóły dopasowania empirycznego modelu znajdują się w Tablicach 2.4-2.7.

Tabela 2.5: 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.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2.6: 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
$R_t^{CB_i}$	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
$R_t^{CB_i}$	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 proc.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2.7: 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. Francja

2.5.2 Funkcje reakcji na impuls

Rysunki 2.1-2.10 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.²⁷

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 2.1-2.4). 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 do Niemiec, 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.

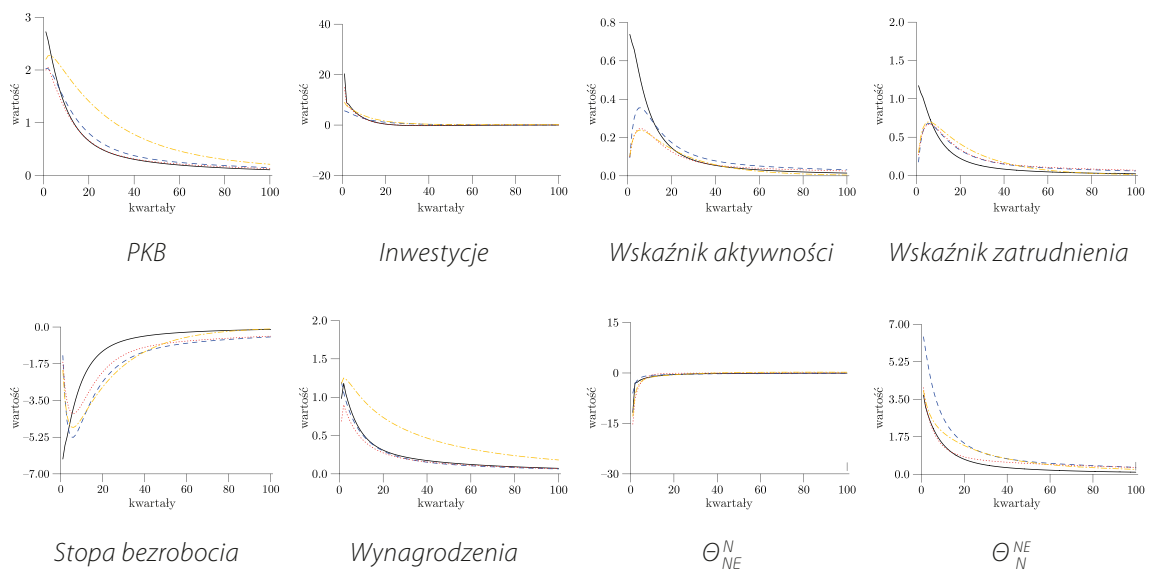
Różnice pomiędzy Stanami Zjednoczonymi a krajami europejskimi są też widoczne w przypadku odpowiedzi rynku pracy na neutralne szoki technologiczne. W przypadku obu szoków – krajowego i zagranicznego – bezpośrednia reakcja bezrobocia i zatrudnienia

²⁷ Funkcje 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.

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 charakteryzują się podobną reakcją jak Wielka Brytania. Zaburzenie technologiczne wywiera największy wpływ na płace 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.

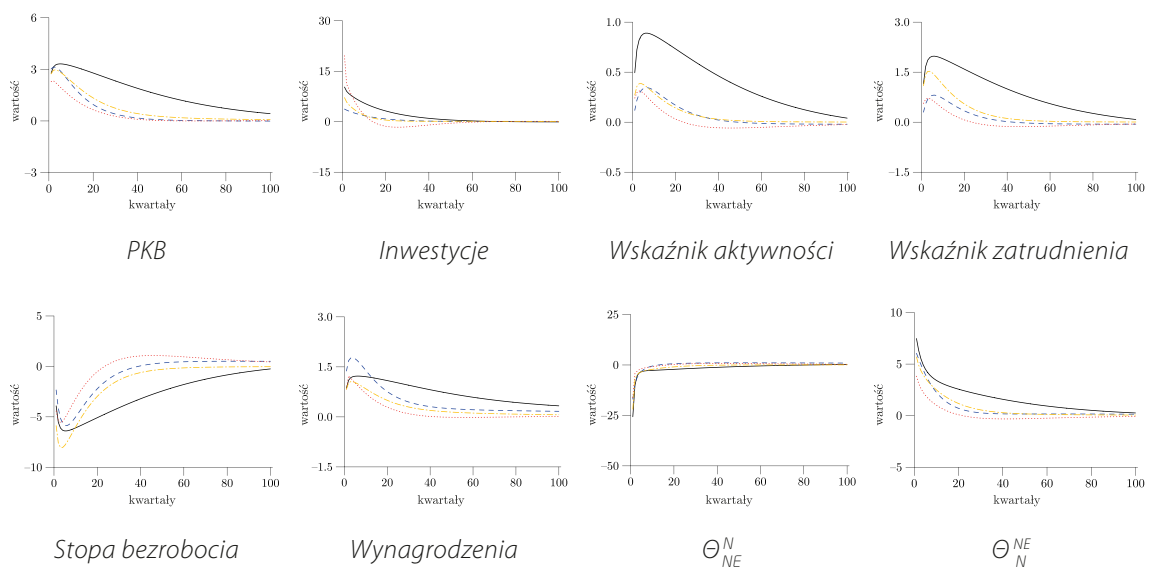
Kolejne rysunki prezentują funkcje reakcji na szoki „pochodzące” z rynku pracy. Szok destrukcji (Rysunki 2.5-2.6) we wszystkich krajach podnosi prawdopodobieństwo zwolnień, ale również zatrudnień, a jego wpływ na wynagrodzenia jest bardzo mały. Oznacza to, że ma on częściowo charakter realokacyjny, choć 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 2.7-2.8), 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 nieznaczący. Ostatecznie, obniżający liczebność siły roboczej szok podaży pracy^{Na 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.} 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 2.9-2.10). 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.

Rysunek 2.1: Funkcje reakcji na krajowy szok technologiczny w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



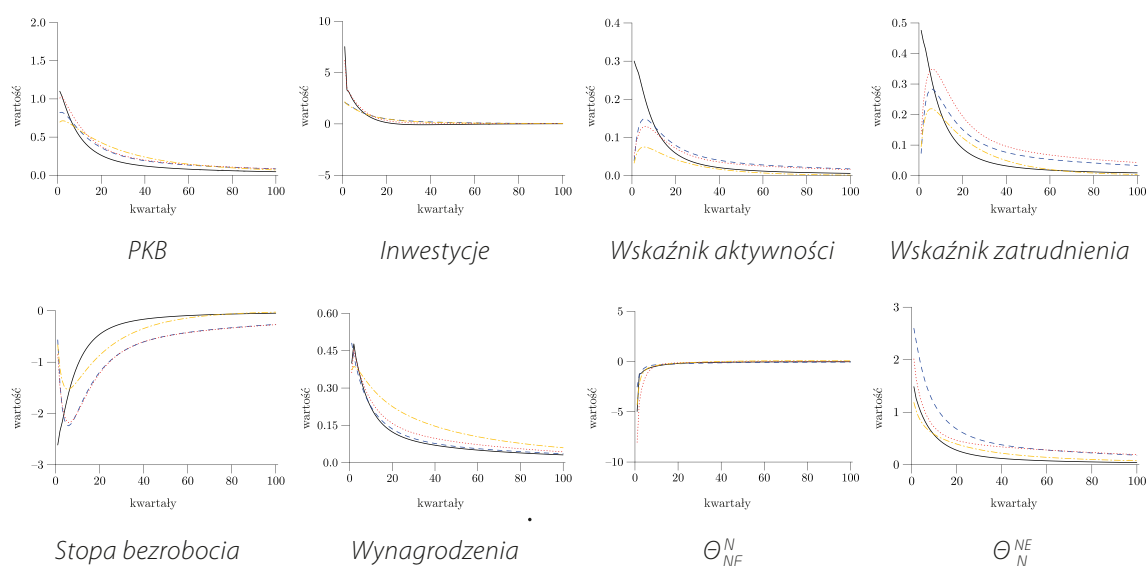
Legenda: Linia czarna – Stany Zjednoczone, niebieska – Wielka Brytania, czerwona – Niemcy, żółta – Francja.

Rysunek 2.2: Funkcje reakcji na krajowy szok technologiczny w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



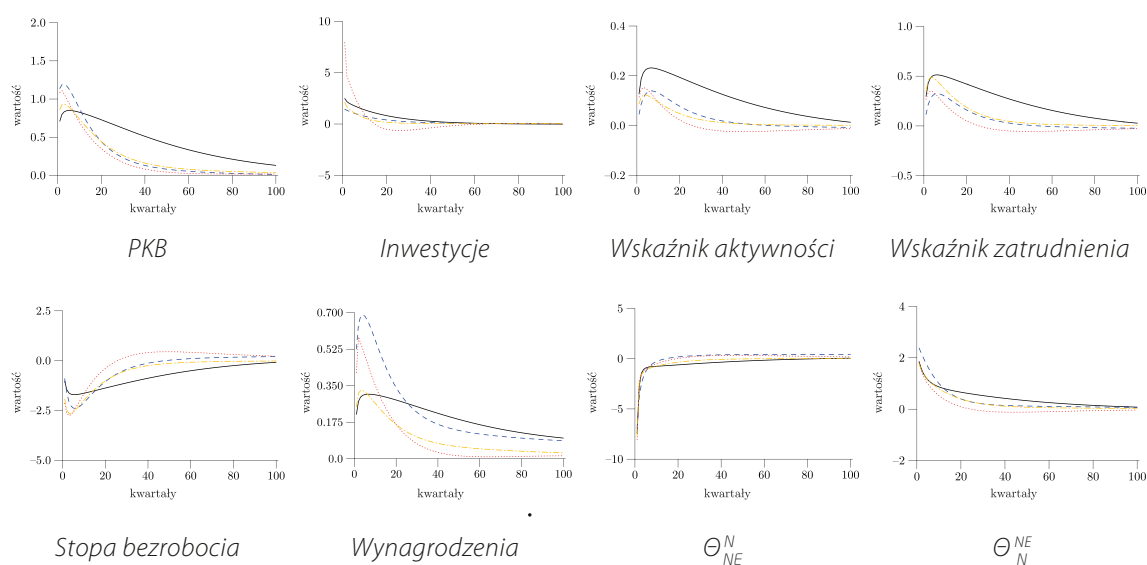
Legenda: Linia czarna – Polska, niebieska – Czechy, czerwona – Szwecja, żółta – Hiszpania.

Rysunek 2.3: Funkcje reakcji na zagraniczny szok technologiczny w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



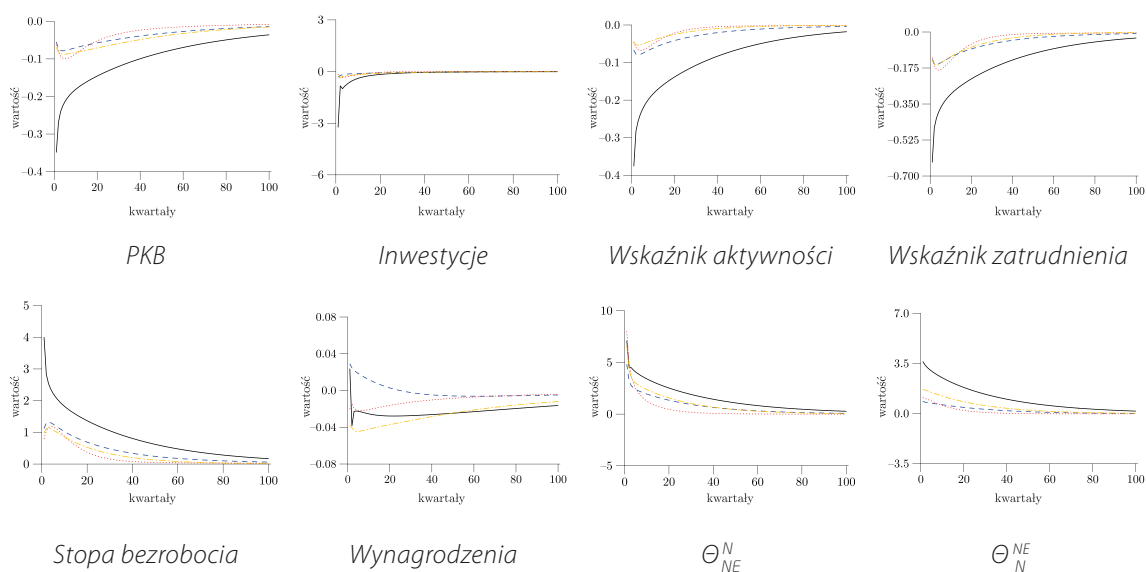
Legenda: Linia czarna – Stany Zjednoczone, niebieska – Wielka Brytania, czerwona – Niemcy, żółta – Francja.

Rysunek 2.4: Funkcje reakcji na zagraniczny szok technologiczny w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



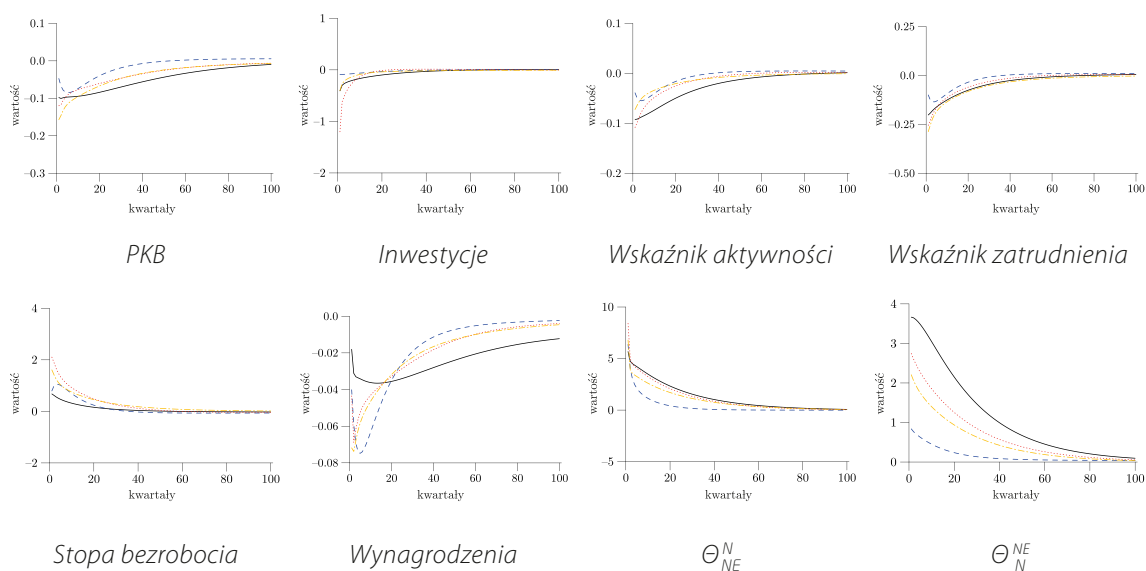
Legenda: Linia czarna – Polska, niebieska – Czechy, czerwona – Szwecja, żółta – Hiszpania.

Rysunek 2.5: Funkcje reakcji na szok destrukcji miejsc pracy w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



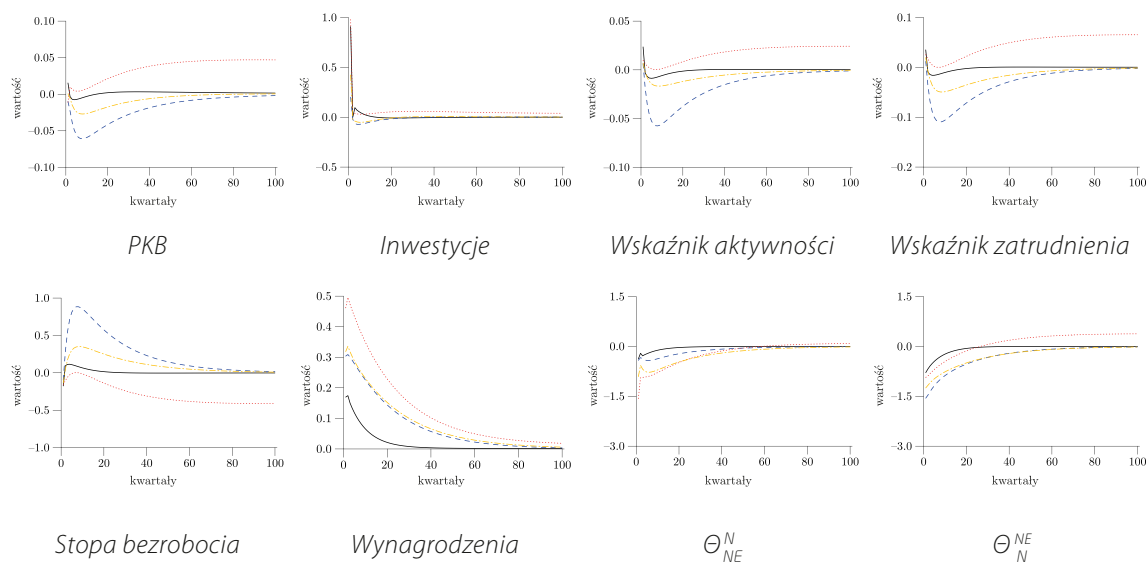
Legenda: Linia czarna – Stany Zjednoczone, niebieska – Wielka Brytania, czerwona – Niemcy, żółta – Francja.

Rysunek 2.6: Funkcje reakcji na szok destrukcji miejsc pracy w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



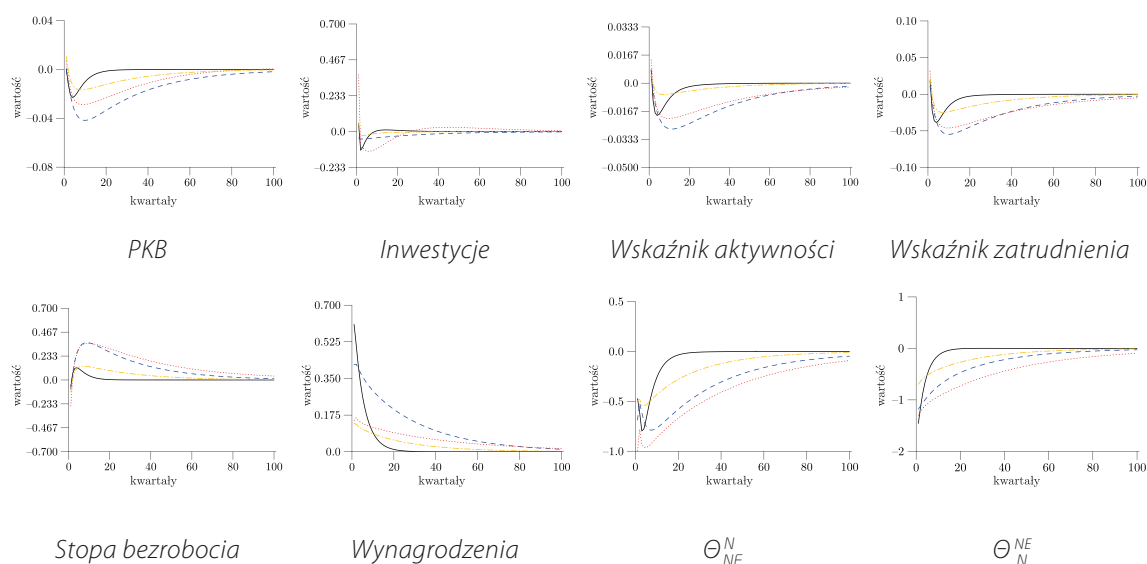
Legenda: Linia czarna – Polska, niebieska – Czechy, czerwona – Szwecja, żółta – Hiszpania.

Rysunek 2.7: Funkcje reakcji na szok siły przetargowej w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Francji.



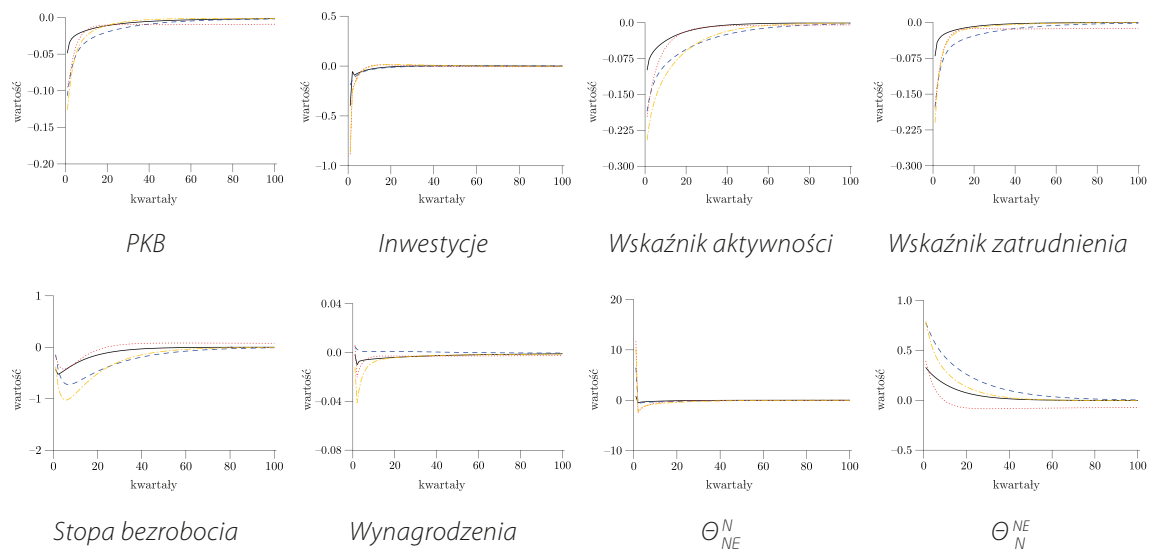
Legenda: Linia czarna – Stany Zjednoczone, niebieska – Wielka Brytania, czerwona – Niemcy, żółta – Francja.

Rysunek 2.8: Funkcje reakcji na szok siły przetargowej w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



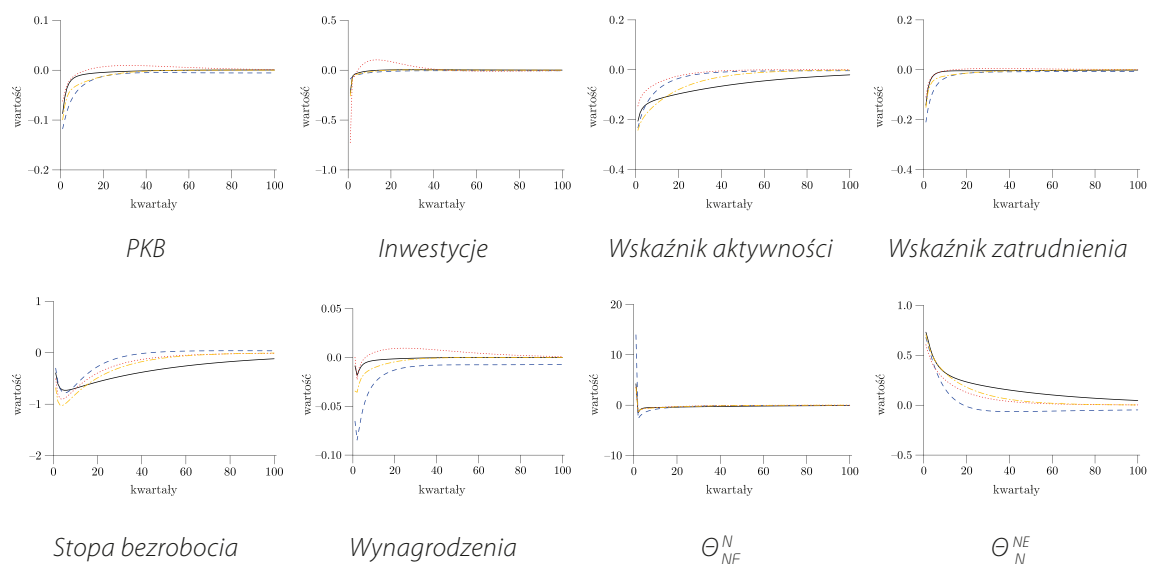
Legenda: Linia czarna – Polska, niebieska – Czechy, czerwona – Szwecja, żółta – Hiszpania.

Rysunek 2.9: 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 2.10: Funkcje reakcji na (negatywny) szok podaży pracy w Polsce, Czechach, Szwecji i Hiszpanii.



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

2.6 Podsumowanie

W rozdziale przedstawiliśmy model DSGE, w którym występują we frykcje na rynku pracy w postaci mechanizmu poszukiwań i dopasowań, w którym zendogenizowaliśmy destrukcję miejsc pracy oraz przepływy pomiędzy trzema stanami na rynku pracy: bezrobociem, zatrudnieniem i biernością zawodową. 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 ujednolicone 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 bardzo duża. Dzięki temu będziemy mogli w następnym rozdziale dokonać dekompozycji wkładu jaki do różnych przebiegów cyklicznych w poszczególnych krajach przyniosły odmienne realizacje (lecz nie postacie) zaburzeń stochastycznych, wyodrębniając ten efekt z wpływu instytucjonalnego – odmiennych reakcji poszczególnych zmiennych na te same impulsy gospodarcze, będące pochodną odmiennych parametryzacji poszczególnych modeli.

Przedstawiona w niniejszym rozdziale 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 do Niemiec, 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 gospodarki 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.

Rozdział 3

MODELOWA ANALIZA RYNKÓW PRACY WYBRANYCH KRAJÓW UE I USA

W niniejszym rozdziale modele wyestymowane dla wybranych ośmiu krajów wykorzystujemy do identyfikacji determinant wahań makroekonomicznych w poszczególnych z nich oraz źródeł różnic w zachowaniu się rynków pracy, jakie pomiędzy nimi występowały. W pierwszym podrozdziale prezentujemy dekompozycje historyczne głównych zmiennych – rachunków narodowych, inflacji, realnej stopy procentowej, wskaźników rynku pracy, wynagrodzeń i miar przepływów – uzyskanych jako predykcje modeli, warunkowo względem realizacji pełnego zbioru szoków, jak i poszczególnych z nich. Pozwalają one ocenić, w jakim stopniu modele są w stanie odtworzyć rzeczywisty przebieg tych zmiennych w rozważanych krajach, a także jakie było znaczenie różnych szoków dla tego przebiegu (w okresach objętych próbą dla każdego z krajów). Ten etap analizy przeprowadzamy dla obu rodzajów modeli – „wyjściowych”, w których procesy stochastyczne dla szoków są estymowane dla każdego kraju niezależnie i w efekcie są różne, jak dla modeli o wspólnych procesach dla szoków (por. Tabela 2.3). Z wyjątkiem kilku zmiennych w pewnych krajach, dopasowanie obu rodzajów modeli do danych jest bardzo podobne. Pozwala nam to na wykorzystanie modeli o jednorodnych procesach dla szoków do przeprowadzenia hipotetycznych symulacji, które służą ocenie, w jakim stopniu różnice występujące w przeszłości, w szczególności różnice pomiędzy Stanami Zjednoczonymi a krajami UE, wyjaśnić można odmienną historią szoków, a w jakim różną zdolnością ich absorpcji w poszczególnych krajach. Stanowi to przedmiot drugiego podrozdziału.

3.1 Dekompozycje historyczne i ocena znaczenia poszczególnych szoków

W niniejszym podrozdziale dokonujemy porównania cyklicznego komponentu jedenastu głównych zmiennych z predykcjami uzyskanymi na podstawie obu specyfikacji modelu – ze specyficznymi dla krajów procesami stochastycznymi dla szoków, oraz ze wspólnymi procesami dla szoków – dla wszystkich analizowanych gospodarek.

Ta dekompozycja historyczna dotyczy składnika cyklicznego szeregów czasowych dla danego kraju została wyznaczona na podstawie filtru Kalmana. Składnik cykliczny jest wyznaczony przez filtr Hodricka-Prescotta koncentrującym się na wahaniach o okresie 2-40 kwartały. Przyjmujemy, że obserwowane szeregi czasowe, z_t obarczone są błędem pomiaru

$$z_t = H_t \hat{y}_t + \eta_t$$

Macierz H_t określająca podzbiór zmiennych modelu, które są obserwowalne, jest zmienna w czasie w związku z różną długością dostępnych szeregów czasowych.

W celu wyznaczenia wkładu danego szoku w wyjaśnieniu dynamiki danej zmiennej, dokonujemy zmiany reprezentacji rozwiązania (2.38) do równoważnej postaci

$$\begin{aligned} u_t^i &= P u_{t-1}^i + Q^i \epsilon_t^i \\ \hat{y}_t &= \sum_{i \in I} \{R u_{t-1}^i + S^i \epsilon_t^i\} \end{aligned}$$

gdzie I jest zbiorem indeksów szoków, Q^i, S^i są odpowiednio i -tą kolumną macierzy Q i S , oraz ϵ_t^i jest i -tym szokiem.

Niech $I_t = \{I_{t-1}, z_t\}$ jest zbiorem informacyjnym w okresie t . Przy pomocy filtru Kalmana możemy wyznaczyć $E\{u_{t-1}^i | I_t\}$ oraz $E\{\epsilon_t^i | I_t\}$. Tym samym

$$E\{\hat{y}_t | I_t\} = \sum_{i \in I} \{R E\{u_{t-1}^i | I_t\} + S^i E\{\epsilon_t^i | I_t\}\}$$

Wartość $R E\{u_{t-1}^i | I_t\} + S^i E\{\epsilon_t^i | I_t\}$ wyznacza wkład i -tego szoku w wyjaśnieniu zmiennych endogenicznych $\hat{y}_t$. Niech R_j będzie j -tym wierszem macierzy R , a S_j będzie j -tym wierszem macierzy S . Wówczas $HD_{j,t}^i = R_j E\{u_{t-1}^i | I_t\} + S_j^i E\{\epsilon_t^i | I_t\}$ wyznacza wkład i -tego szoku w wyjaśnieniu zmiennej endogenicznej $\hat{y}_{j,t}$.

Predykcja może być wykonana warunkowo względem dowolnego podzbioru szoków z katalogu rozważanego w modelu (por. punkt 2.2.15), w szczególności względem realizacji wszystkich szoków uwzględnionych w modelu. Taką predykcję nazywamy dekompozycję historyczną zmiennej y w kraju k na podstawie modelu M^j . Predykcję warunkową względem niepełnego (w szczególności, jednoelementowego) podzbioru szoków nazywamy dekompozycją historyczną warunkową względem tego podzbioru szoków, w szczególności, względem wybranego szoku.

Tabela 3.1 prezentuje syntetyczne miary dopasowania do danych dekompozycji historycznej modelu oraz dekompozycji historycznych warunkowych względem wybranych szoków dla rachunków narodowych, inflacji i realnej stopy procentowej. Tabela 3.2 – analogicznie dla wskaźników rynku pracy, wynagrodzeń i miar przepływów. Miary te zdefiniowane są następująco:

$$\kappa_j^i = \frac{cov[HD_{j,t}^i, z_{t,j}]}{var(z_{t,j})} \quad (3.1)$$

W szczególności,

$$\kappa_j = \sum_i \kappa_j^i \quad (3.2)$$

jest miarą dopasowania predykcji modelu dla obserwowanej zmiennej $z_{t,j}$. Jeśli model idealnie przewiduje ewolucję historyczną danej, wówczas $\kappa_j = 1$. Jeśli nie odzwierciedla w pełni zmienności danej zmiennej, wówczas $\kappa_j < 1$, jeśli natomiast model implikuje większą zmienność od rzeczywistej, wtedy $\kappa_j > 1$. Analogicznie jest dla poszczególnych szoków lub ich grup i miary κ_j^i .

Następnie, Rysunki 3.1-3.10 zestawiają faktyczny przebieg we wszystkich analizowanych gospodarkach cyklicznego komponentu ośmiu wybranych zmiennych, z predykcjami uzyskanymi na podstawie obu specyfikacji modelu – ze specyficznymi dla krajów procesami stochastycznymi dla szoków, oraz ze wspólnymi procesami stochastycznymi dla szoków. Rysunki 3.11-3.14 ukazują, na tle danych historycznych, predykcje modeli pod warunkiem wystąpienia tylko szoków technologicznych, Rysunki 3.31-3.36 – tylko szoków siły przetargowej, Rysunki 3.23-3.30 – tylko szoków podaży pracy, a Rysunki 3.37-3.42 – tylko szoków destrukcji miejsc pracy.

3.1.1 Dopasowanie dekompozycji historycznych do danych

Model, w obu wersjach specyfikacji procesów stochastycznych dla szoków, dobrze odtwarza zachowanie rachunków narodowych oraz rynku pracy, nieco gorzej przebieg inflacji i realnej stopy procentowej (por. Tabela 3.1). Implikowana przez model ewolucja produktu odzwierciedla niemal idealnie przebieg PKB w trzech największych gospodarkach w próbie – Stanach Zjednoczonych, Niemczech i Wielkiej Brytanii – natomiast w pozostałych poprawnie wychwytyuje kierunek zmian cyklicznych i charakteryzuje się nieco wyższą zmiennością niż rzeczywiste szeregi czasowe. Własność tę mają obie

specyfikacje modelu w zakresie procesów stochastycznych dla szoków, przy czym model ze wspólnymi procesami wykazuje nawet przeciętnie lepsze i mniej zróżnicowane w próbie dopasowanie niż model bez warunków nałożonych na te procesy. Podobnie jest w przypadku inwestycji, choć stopień dopasowania dla tej zmiennej jest bardziej zróżnicowany. Model prognozuje nieco za wysoką zmienność inwestycji w Niemczech i Szwecji, zaś w Czechach nie odtwarza gwałtownych spadków inwestycji po kryzysie walutowym, jaki dotknął ten kraj w drugiej połowie lat 1990., oraz w Wielkiej Recesji lat 2008-2009 (por. Rysunek 3.2). W pozostałych krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych model wyjaśnia od 66 do 95% przebiegu inwestycji. Analogicznie jest w przypadku konsumpcji, którą obie wersje modelu odtwarzają nawet nieco lepiej niż inwestycje.

Dopasowanie inflacji i realnej stopy procentowej jest nieco niższe niż rachunków narodowych, choć wyjściowe modele o specyficznych dla krajów procesach stochastycznych dla szoków wyjaśniają te zmienne w ponad 50%, z wyjątkiem stopy procentowej w Polsce. Zdolność modelu do odtworzenia inflacji zmienia się w wyniku nałożenia warunku jednorodności bardziej niż rachunków narodowych i realnej stopy procentowej, w szczególności obniża się dla inflacji w Czechach, Hiszpanii i Polsce. Jest to związane z tym, że procesy stochastyczne dla szoków identyfikowanych przez model jako wyjaśniające istotną część przebiegu inflacji w tych krajach, w szczególności dla szoku monetarnego, cechują się dużo większym zróżnicowaniem autokorelacji procesu pomiędzy krajami niż pozostałe szoki (por. Tabela 2.3). Dlatego nałożenie warunku jednorodności tych procesów zmienia dopasowanie modelu w zakresie inflacji. W przypadku pozostałych zmiennych prezentowanych w Tabeli 3.1, modele z jednorodnymi procesami dla szoków są przeciętnie tak samo, lub lepiej dopasowane do danych niż modele z różnymi procesami, co pozwala wykorzystać je w podrozdziale 3.2 do oceny względnego znaczenia różnic w historii szoków i mechanizmów ich absorpcji dla historycznego zróżnicowania pomiędzy rozważanymi gospodarkami.

W zakresie rynku pracy, model bardzo dobrze radzi sobie z odtworzeniem ewolucji agregatów i przepływów, nieco gorzej z replikacją przebiegu wynagrodzeń. Ponadto, dopasowanie modeli dla krajów europejskich jest generalnie wyższe niż modelu dla Stanów Zjednoczonych, w których zmienność zatrudnienia i bezrobocia jest wyjątkowo duża (por. Tabela 1.3).²⁸

²⁸ Nieco gorsze dopasowanie modelu dla USA może być też związane z faktem, że wykorzystane empiryczne przybliżenie zagranicy – w postaci całej UE dla USA oraz USA i innych krajów UE dla rozważanych państw europejskich, jest lepsze dla krajów europejskich, niż Stanów Zjednoczonych, silniej powiązanych handlowo z krajami azjatyckimi.

Tabela 3.1: Miary odwzorowania danych przed model i przez najważniejsze szoki agregaty makroekonomiczne (w %).

	Model swobodny					Model CS				
	$\sum \chi_{Y^j}$	χ_t^ν	χ_t^p	χ_t^ζ	Model	$\sum \chi_{Y^j}$	χ_t^ν	χ_t^p	χ_t^ζ	Model
PKB										
Czechy	130	0	-5	0	123	130	1	-4	0	126
Francja	100	2	3	1	105	111	1	-1	1	110
Hiszpania	144	4	-4	0	144	129	3	-6	4	125
Niemcy	103	1	-3	5	99	113	1	0	0	107
Polska	132	-2	-13	0	116	134	0	-16	2	120
Szwecja	95	1	1	0	97	112	0	-1	-1	108
Wlk. Brytania	107	3	-1	-1	108	111	1	-3	-1	109
USA	105	1	-13	0	94	105	0	-11	-2	94
Inwestycje										
Czechy	43	1	-2	0	42	43	0	-1	0	42
Francja	68	2	4	1	76	96	1	0	1	95
Hiszpania	64	2	0	0	66	89	2	-1	1	89
Niemcy	105	-5	-6	4	113	125	-7	-5	0	143
Polska	67	-1	-4	0	64	81	0	-4	1	79
Szwecja	119	4	-2	0	119	136	0	-7	1	124
Wlk. Brytania	66	1	-1	0	67	71	1	-2	0	70
USA	109	-6	-20	0	84	115	-4	-19	0	87
Konsumpcja										
Czechy	53	4	-2	3	61	43	12	-11	7	50
Francja	96	0	-1	3	103	106	0	-3	4	102
Hiszpania	118	-3	-8	0	110	97	3	-5	7	97
Niemcy	39	28	-11	28	120	45	-1	15	10	130
Polska	143	-3	-13	0	121	110	-1	-18	7	101
Szwecja	113	8	-10	0	108	112	12	-4	0	118
Wlk. Brytania	88	1	-1	1	90	88	1	-1	0	87
USA	81	7	-5	0	84	69	10	-2	3	79
Inflacja										
Czechy	25	3	1	0	60	25	1	1	0	36
Francja	74	-3	12	0	83	65	-8	13	-2	80
Hiszpania	42	4	6	0	53	32	12	-7	-2	43
Niemcy	48	-5	-4	1	83	82	-75	-1	-2	104
Polska	22	6	-2	0	54	37	2	-1	0	40
Szwecja	61	-6	4	0	67	139	-42	-1	1	99
Wlk. Brytania	70	1	0	2	76	76	-1	-1	0	74
USA	112	-15	-9	0	87	115	-17	-15	2	74
Realna stopa procentowa										
Czechy	48	2	-2	0	60	52	-3	-3	-1	59
Francja	113	-6	-13	0	94	96	-5	-16	-3	95
Hiszpania	81	13	4	0	98	76	-13	-18	0	82
Niemcy	84	2	-3	3	86	92	-3	2	0	82
Polska	20	1	-1	0	23	27	2	0	0	32
Szwecja	82	-27	-8	0	66	121	-38	-6	1	78
Wlk. Brytania	73	-2	-3	2	95	69	-1	-3	-1	90
USA	78	-3	-8	0	67	70	-2	-8	0	96

Uwagi: $\sum \chi_{Y^j}$ – szoki technologiczne łącznie (por. Tabela 2.3), χ_t^ν – szok siły przetargowej, χ_t^p – szok podaży pracy, χ_t^ζ – szok destrukcji miejsc pracy. Model swobodny – model ze specyficznymi dla krajów procesami stochastycznymi dla szoków; model CS – model ze wspólnymi procesami stochastycznymi dla szoków. Miary dopasowania modelu zdefiniowane zgodnie ze wzorami (3.1-3.2).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.2: Miary odwzorowania danych przed model i przez najważniejsze szoki – rynek pracy (w %).

	Model swobodny					Model CS				
	$\sum \chi_{Y^j}$	χ_t^V	χ_t^P	χ_t^ζ	Model	$\sum \chi_{Y^j}$	χ_t^V	χ_t^P	χ_t^ζ	Model
Wskaźnik zatrudnienia										
Czechy	88	11	-25	6	82	83	8	-29	11	75
Francja	44	10	-12	12	55	48	4	-18	16	54
Hiszpania	63	6	-2	0	66	57	4	-6	5	56
Niemcy	23	11	-10	30	87	26	4	8	7	87
Polska	79	3	-9	0	72	74	7	-18	10	74
Szwecja	49	17	7	0	74	50	8	-5	7	62
Wlk. Brytania	63	20	-16	15	78	85	7	-16	5	77
USA	68	5	-21	0	53	69	3	-21	2	55
Stopa bezrobocia										
Czechy	42	4	15	4	65	40	2	14	6	63
Francja	36	7	28	8	79	40	3	25	11	80
Hiszpania	48	4	26	0	77	41	3	23	5	69
Niemcy	19	12	9	33	94	20	3	20	13	87
Polska	32	1	40	0	73	31	2	37	3	74
Szwecja	39	14	15	0	70	35	7	17	11	74
Wlk. Brytania	55	7	17	21	98	67	4	13	13	94
USA	34	3	25	0	61	34	2	20	1	57
Wskaźnik aktywności zawodowej										
Czechy	-61	-3	134	-8	64	-56	0	136	-14	65
Francja	-33	-1	111	-3	74	-35	-2	119	-6	80
Hiszpania	-4	1	80	0	77	-3	0	74	-2	70
Niemcy	-2	-7	61	-4	66	-4	1	60	-9	69
Polska	-48	4	124	0	82	-47	2	143	-10	88
Szwecja	30	10	36	0	75	33	4	20	4	61
Wlk. Brytania	11	8	104	-26	98	18	0	79	-11	84
USA	96	12	-49	0	59	95	7	-58	10	61
Prawdopodobieństwo utraty pracy										
Czechy	18	-5	39	5	62	19	-1	38	10	65
Francja	27	-9	60	7	84	37	-4	49	8	90
Hiszpania	43	-8	53	0	86	35	1	44	22	98
Niemcy	66	-27	6	66	95	75	-8	17	23	92
Polska	51	4	23	1	85	58	-10	5	41	95
Szwecja	19	13	35	0	69	30	0	19	21	71
Wlk. Brytania	-6	5	52	40	91	-8	2	75	14	82
USA	94	4	15	0	113	86	4	12	13	116
Prawdopodobieństwo podjęcia pracy										
Czechy	44	18	11	-2	77	38	0	10	-3	45
Francja	10	12	9	-5	27	11	3	11	-5	20
Hiszpania	28	32	15	0	75	23	10	14	-6	39
Niemcy	16	26	4	-10	45	19	9	9	0	50
Polska	22	17	34	-1	70	17	35	31	-21	63
Szwecja	11	62	4	0	78	9	23	9	-3	40
Wlk. Brytania	47	30	14	3	93	54	18	14	1	86
USA	41	38	38	0	116	44	31	29	1	106
Wynagrodzenia przeciętne										
Czechy	84	30	-4	0	107	78	28	-3	0	103
Francja	30	52	-3	2	81	27	65	-3	2	93
Hiszpania	-28	31	2	0	4	-22	27	1	-1	6
Niemcy	-29	109	-1	-1	83	-31	116	1	0	92
Polska	9	26	0	0	35	7	10	0	0	18
Szwecja	-11	77	-2	0	68	3	104	1	-2	106
Wlk. Brytania	34	33	0	0	67	35	49	0	0	84
USA	14	37	0	0	50	22	46	0	-1	69

Uwagi: Prawdopodobieństwo utraty pracy – warunkowe prawdopodobieństwo przepływu z grupy pracujących do niepracujących na przestrzeni kwartału, prawdopodobieństwo podjęcia pracy – warunkowe prawdopodobieństwo przepływu z grupy niepracujących do pracujących na przestrzeni kwartału. $\sum \chi_{Y^j}$ – szoki technologiczne łącznie (por. Tabela 2.3), χ_t^V – szok siły przetargowej, χ_t^P – szok podaży pracy, χ_t^ζ – szok destrukcji miejsc pracy. Model swobodny – model ze specyficznymi dla krajów procesami stochastycznymi dla szoków; model CS – model ze wspólnymi procesami stochastycznymi dla szoków. Miary dopasowania modelu zdefiniowane zgodnie ze wzorami (3.1-3.2).

Źródło: obliczenia własne.

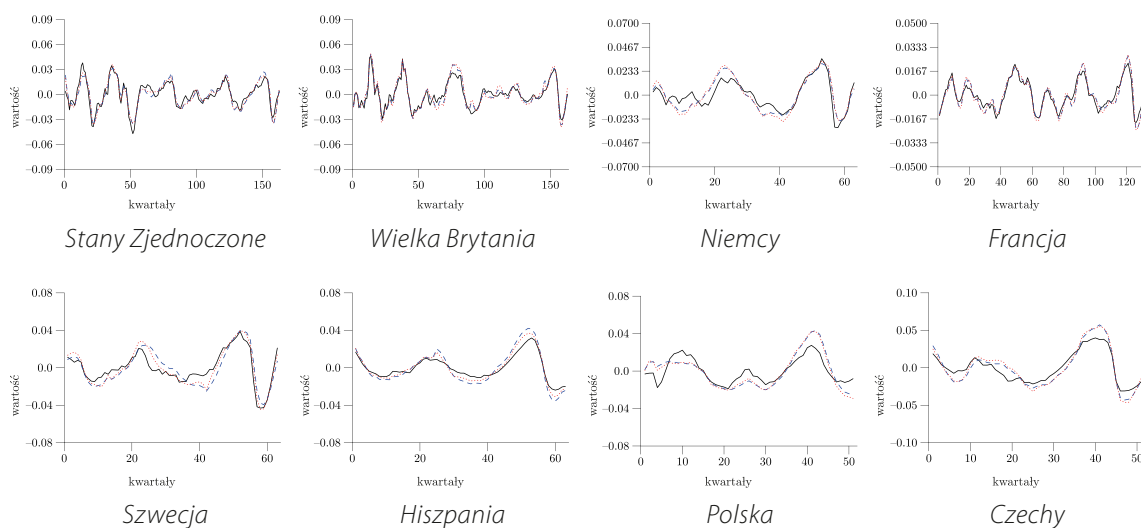
Rysunki 3.5-3.7 unaoczniają, że w przypadku wskaźników aktywności, zatrudnienia i bezrobocia, modele specyficzne w zakresie procesów stochastycznych dla szoków wyjaśniają przeciętnie ponad $\frac{3}{4}$ historycznych zmian tych zmiennych w krajach europejskich. Dopasowanie nie jest idealne, ponieważ modele nie w pełni replikują skalę zmian agregatów rynku pracy w trakcie epizodów szczególnie nagłych zmian zatrudnienia i bezrobocia, czy to w postaci spadku zatrudnienia (Szwecja w latach 1992-1993, Polska 1998-2002, Hiszpania w latach 2008-2009), czy jego wzrostu (Czechy ok. roku 2000, Hiszpania 2005-2008). Charakteryzują się one także bardzo dobrym odwzorowaniem przebiegu aktywności zawodowej, w tradycyjnych modelach poszukiwań ignorowanej w efekcie założenia o stałości podaży pracy, a przez nas modelowanej jako endogeniczna (por. Rozdział 2.2).

Ponadto, modele odtwarzają ewolucję prawdopodobieństw przepływów z zatrudnienia do bezrobocia i bierności (utrata pracy przez pracujących) w jeszcze większym stopniu niż agregaty, a prawdopodobieństw przepływów w przeciwnym kierunku (podjęcia pracy przez niepracujących) – w stopniu porównywalnym z agregatami (por. Rysunki 3.9-3.10).²⁹ We wszystkich krajach poza Francją i Niemcami, dla których modele niedoszacowują wahania prawdopodobieństw napływu do zatrudnienia, odtworzenie obu przepływów przez dekompozycje historyczne jest na podobnie wysokim poziomie. Relatywnie gorzej modele radzą sobie z odwzorowaniem przebiegu wynagrodzeń, choć jest to cecha przede wszystkim modeli dla Hiszpanii i Polski. Wynika ona z gwałtownych zmian wynagrodzeń w Hiszpanii³⁰ oraz, trudnego do wyjaśnienia makroekonomicznie, utrzymującego się odchylenia wynagrodzeń przeciętnych poniżej trendu w latach 2003-2004 w Polsce (por. Rysunek 3.8). Po nałożeniu warunku jednorodności procesów dla szoków, jakość dopasowania modeli w obszarze rynku pracy obniża się w znikomym stopniu (średnio o 2-3 pkt. proc.) dla wskaźników zatrudnienia i aktywności, stopy bezrobocia oraz prawdopodobieństw utraty pracy. Jednak w przypadku prawdopodobieństw podjęcia pracy spadek dopasowania jest większy, zwłaszcza w Czechach, Hiszpanii i Szwecji. Natomiast dopasowanie wynagrodzeń jest w tej grupie modeli wręcz wyższe, z wyjątkiem Czech i Polski.

²⁹ Uwzględnienie endogenicznej aktywności zawodowej implikuje, że część jednostek tracących pracę w modelu staje się bezrobotnymi, a część biernymi – zgodnie z proporcjami tych grup w zasobie niepracujących (por. punkt 2.2.8). Prawdopodobieństwo utraty pracy jest więc w strukturze modelu proporcjonalne do (niższego) prawdopodobieństwa przepływu z zatrudnienia do bezrobocia. Zakładając, że empirycznie napływy z zatrudnienia do bezrobocia pozostają w stałej proporcji do całkowitych napływów do bezrobocia (uwzględniających napływy z bierności), możemy zestawić modelowe prawdopodobieństwa utraty pracy z empirycznymi prawdopodobieństwami napływu do bezrobocia, które zostały oszacowane dla wszystkich rozważanych krajów. Analogicznie możemy zestawić odpływy z bezrobocia z napływami do zatrudnienia. Brak danych umożliwiających oszacowanie, w ramach przyjętej metodologii, prawdopodobieństw uwzględniających przepływy do i z bierności, wyklucza formalną weryfikację tezy o empirycznej proporcjonalności. Jednak zarówno Shimer (2007), jak i Elsby et al. (2009) argumentują, że uwzględnienie zmian zasobu aktywnych zawodowo nie wpływa istotnie na uzyskane wyniki i ich interpretację jako przepływów między bezrobociem i zatrudnieniem.

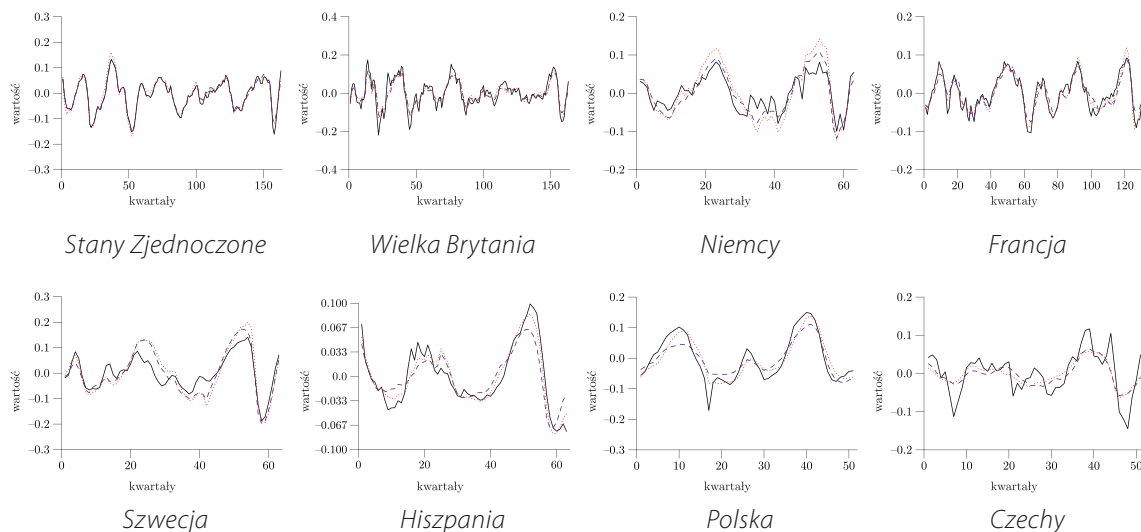
³⁰ Rysunki pozwalają sądzić, że być może związane są one z błędami pomiaru.

Rysunek 3.1: Dekompozycja historyczna PKB dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



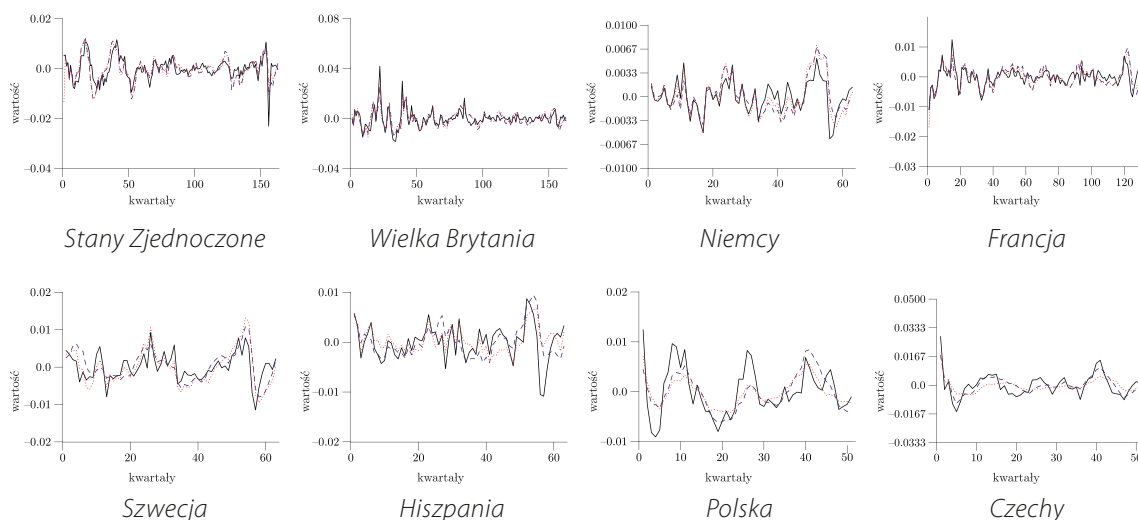
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.2: Dekompozycja historyczna inwestycji dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



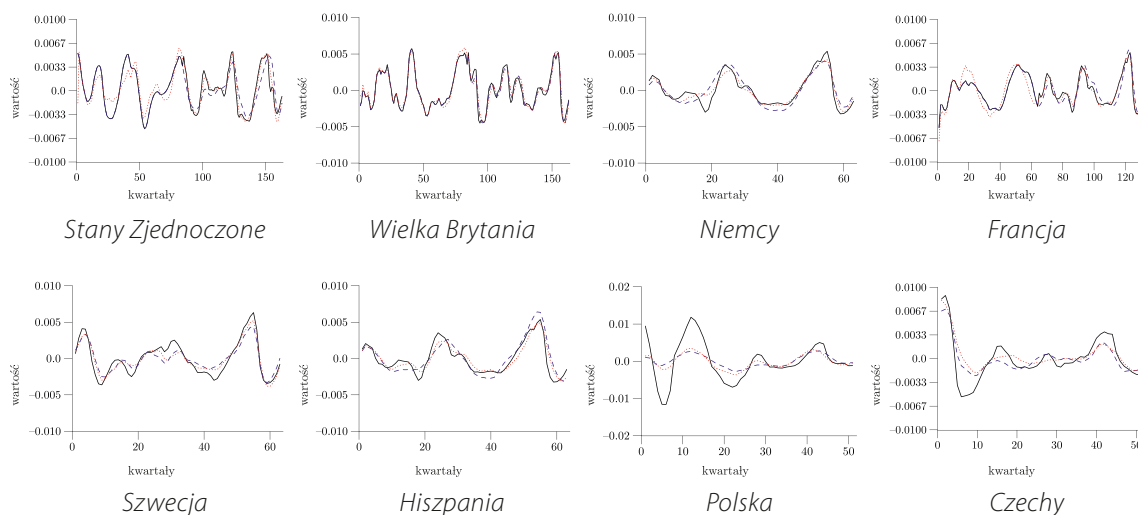
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.3: Dekompozycja historyczna inflacji dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



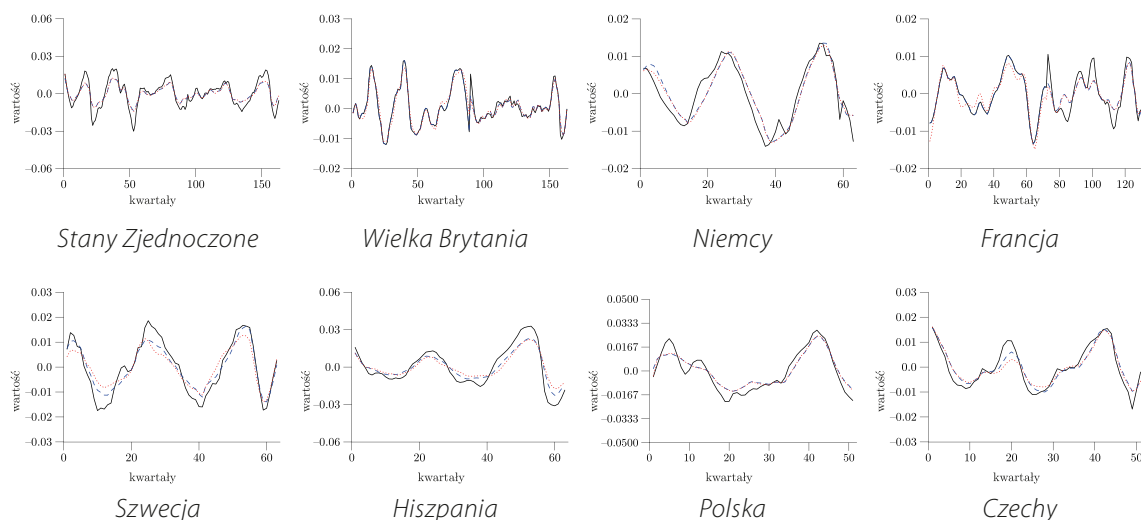
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.4: Dekompozycja historyczna realnej stopy procentowej dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



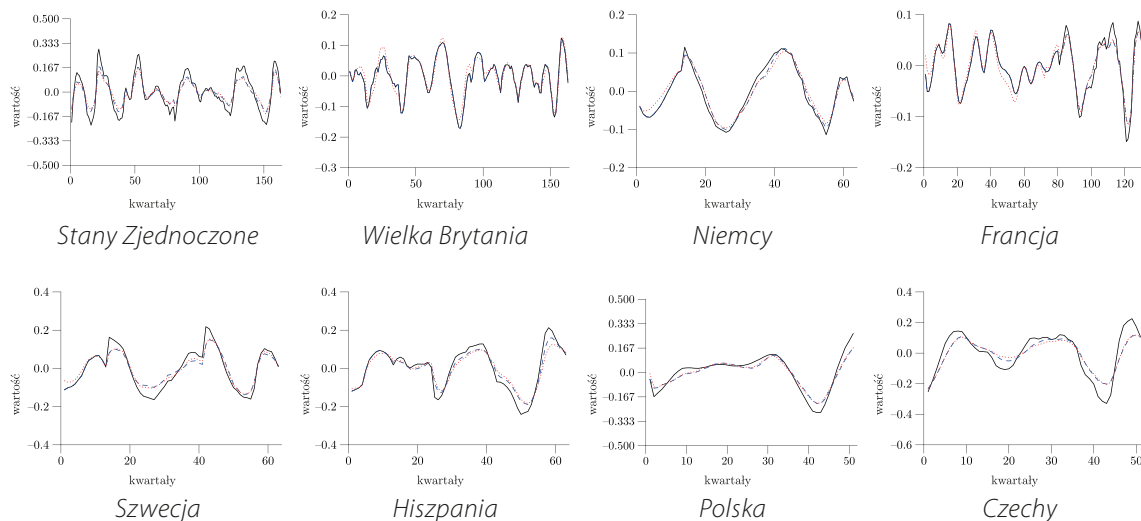
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.5: Dekompozycja historyczna wskaźnika zatrudnienia dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



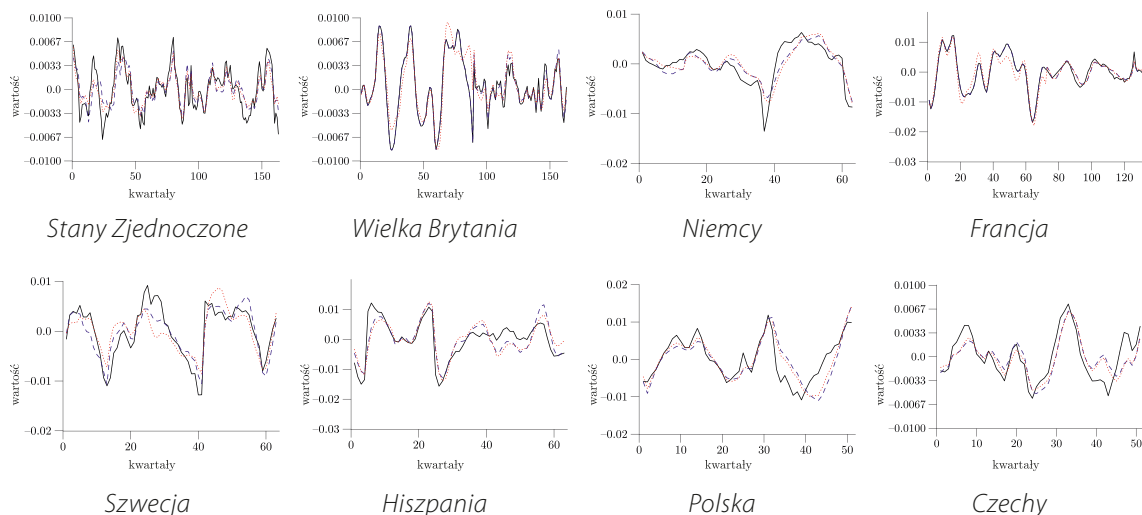
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.6: Dekompozycja historyczna stopy bezrobocia dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



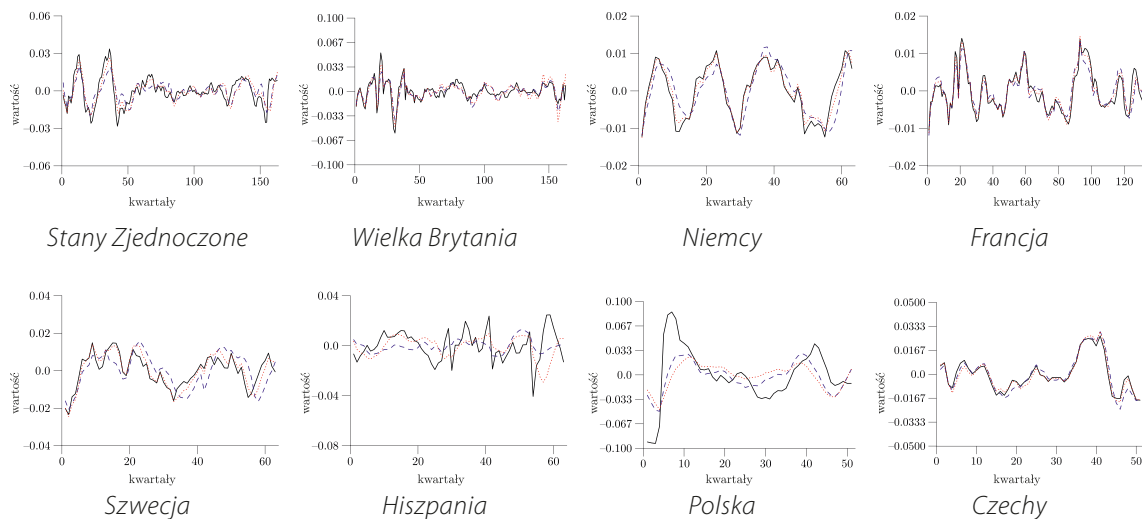
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.7: Dekompozycja historyczna wskaźnika aktywności zawodowej dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



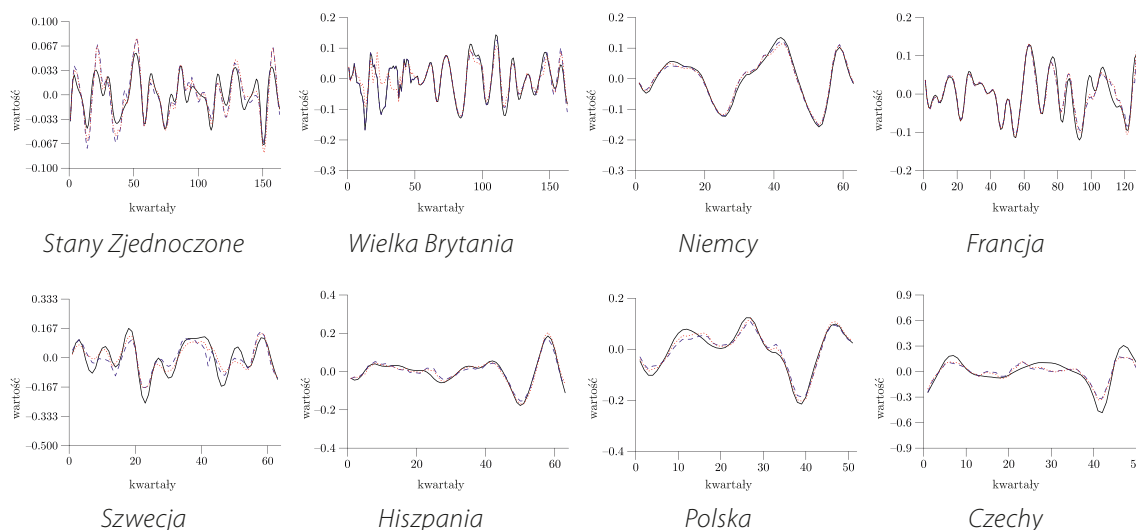
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.8: Dekompozycja historyczna przeciętnych wynagrodzeń dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



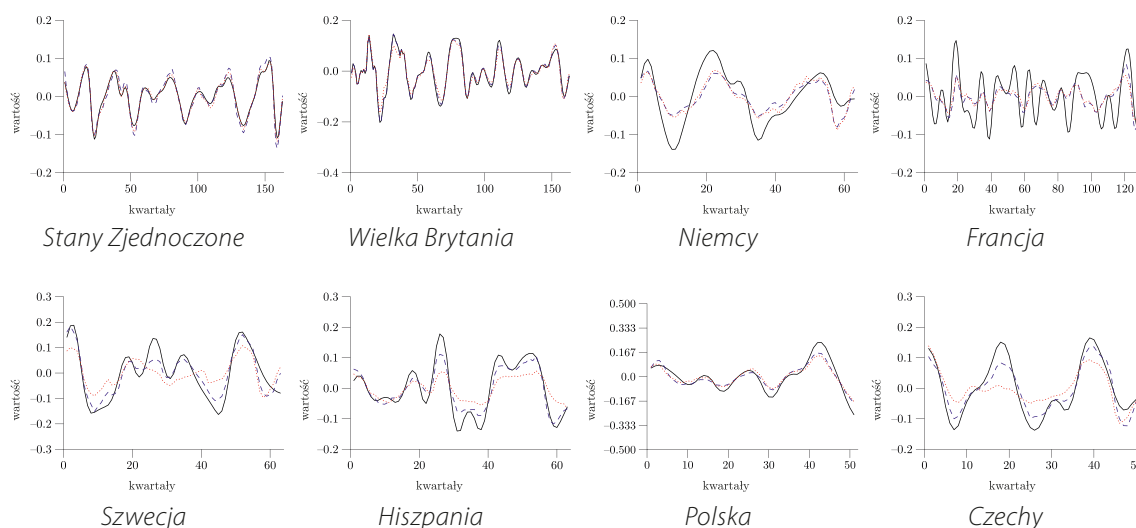
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.9: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy pracujących do niepracujących dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.10: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy niepracujących do pracujących dla wszystkich szoków w modelu, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

3.1.2 Szoki technologiczne

Szoki technologiczne identyfikowane są przez model jako główne źródła wahań wszystkich analizowanych zmiennych (por. Tabele 3.1-3.2). Dekompozycje historyczne przeprowadzamy warunkowo względem $\sum x_{it}$, pięciu szoków technologicznych łącznie dwóch neutralnych i trzech sektorowych (por. Tabela 2.3).³¹ Wyjaśniają one całą zmienność PKB, implikując nawet większe oscylacje niż faktycznie obserwowane w danych, które modyfikowane są przez antycykliczny wpływ innych szoków, omówionych szczegółowo w dalszej części rozdziału. Podobnie jest w przypadku inwestycji i konsumpcji, dla których ponad 90% wysokiej mocy predykcyjnej modelu wynika z szoków technologicznych. Wyjątkiem od tej prawidłowości jest jedynie kształtowanie się konsumpcji w Czechach i Niemczech.

Zaburzenia technologiczne są również najważniejszą determinantą wyjaśnianej przez model zmienności inflacji i realnej stopy procentowej. W czterech krajach, w których model swobodny wyjaśnia ponad $\frac{2}{3}$ rzeczywistego przebiegu inflacji, szoki technologiczne odpowiadają za przynajmniej 90% dopasowania predykcji (por. Tabela 3.1, Rysunek 3.13). W pozostałych dwóch krajach UE15 – Hiszpanii i Niemczech – szoki technologiczne tłumaczą ok. 45% zmian inflacji, zaś wkład rzędu 10% wnoszą szoki „pochodzące” z rynku pracy. Jedynie w Czechach i Polsce wkład szoków technologicznych do ewolucji inflacji jest dużo niższy, choć odtworzenie przez model przebiegu tej zmiennej jest dla tych krajów równie dobre jak dla Hiszpanii czy Szwecji. Czechy i Polska są jedynymi krajami, gdzie znaczną część przebiegu inflacji model przypisuje szokom monetarnym – odpowiadają one za połowę inflacji implikowanej przez model (por. Rysunek 3.21). Szok monetarny odpowiada też w Czechach i Wielkiej Brytanii za odpowiednio $\frac{1}{5}$ i $\frac{2}{5}$ dopasowania do danych predykcji realnej stopy procentowej (por. Rysunek 3.22).³² Poza tym, jego znaczenie jest marginalne. Wynik ten można uznać za przesłankę, że w krajach UE15 i USA polityka pieniężna prowadzona była zgodnie z regułą Taylora (przyjętą w modelu, por. Rozdział 2.2), reagując na zmiany w gospodarce i obywając się bez niespodzianek pieniężnych. Natomiast w Czechach i Polsce innowacje pieniężne wpływały na inflację.

Zaburzenia technologiczne są też podstawowym źródłem wahań na rynku pracy, w szczególności zatrudnienia i bezrobocia. W Czechach, Hiszpanii, Polsce, Wielkiej Brytanii i USA ponad 50%, a w Niemczech i Francji prawie 50% historycznych zmian wskaźnika zatrudnienia jest przez model wyjaśnione tymi szokami. W efekcie, odpowiadają one za

³¹ Spośród tych szoków, neutralne szoki mają kilku-, kilkunastokrotnie większe znaczenie niż szoki sektorowe, ponieważ jednak w niektórych przypadkach wzmacniają się one nawzajem, w niektórych częściowo znoszą, dla klarowności prezentacji pokazujemy tylko dekompozycje dla sumy szoków technologicznych.

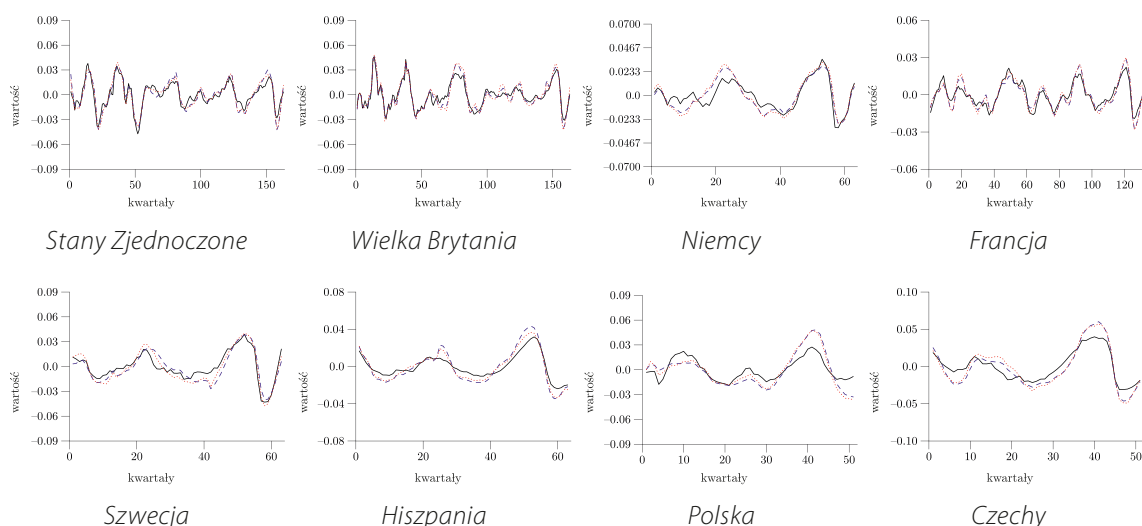
³² Wynoszącego odpowiednio 60% i 90%. W Polsce historyczna dekompozycja realnej stopy procentowej wyjaśnia tylko 23% przebiegu tej zmiennej, niemal wyłącznie poprzez szok technologiczny (por. Tabela 3.1).

ponad $\frac{4}{5}$ dopasowania modelu do danych w tych krajach. Jedynie w Niemczech wkład zaburzeń technologicznych do zmian zatrudnienia jest wyraźnie mniejszy, rzędu 25%. W przypadku stopy bezrobocia znaczenie szoków technologicznych jest nieco mniejsze, choć ciągle duże. W krajach anglosaskich, Czechach i Hiszpanii odpowiadają one za ponad 60% mocy predykcyjnej modelu, a we Francji, Polsce i Szwecji – ponad 40%. Oznacza to, że w tych krajach model przypisuje tym szokom ponad $\frac{1}{3}$, a w Wielkiej Brytanii nawet $\frac{2}{3}$ faktycznych zmian bezrobocia (por. Tabela 3.2). Analogicznie do przypadku zatrudnienia, znaczenie tych szoków w Niemczech jest niższe. Bardziej zróżnicowany jest charakter powiązań identyfikowany przez model pomiędzy szokami technologicznymi a aktywnością zawodową w rozważanych krajach. Zgodnie z funkcjami reakcji na impuls, pozytywny impuls technologiczny prowadzi jednoznacznie do wzrostu aktywności zawodowej we wszystkich krajach (por. Rysunki 2.1-2.4). Jak jednak argumentowaliśmy w Rozdziale 1, w szeregu państw europejskich, w tym w Czechach, Francji, Hiszpanii i Polsce, wskaźnik aktywności zawodowej kształtował się antycyklicznie (por. Tabela 1.3). W efekcie, zgodnie z modelem, implikowany przez szoki technologiczne kierunek zmian aktywności zawodowej w tych krajach jest w wielu momentach wręcz przeciwny do widocznego w danych (Rysunek 3.17). Nad wpływem szoków technologicznych przeważały bowiem skutki innych zaburzeń, omawianych w kolejnych punktach. Natomiast w Wielkiej Brytanii, Szwecji, a przede wszystkim Stanach Zjednoczonych, gdzie aktywność zawodowa w przeszłości kształtowała się procyklicznie, wkład szoków technologicznych do jej ewolucji był znaczny.³³

Zaburzenia technologiczne wyjaśniają też znaczącą część zmian prawdopodobieństw przepływów z grupy pracujących do niepracujących w Stanach Zjednoczonych, Niemczech i Polsce, co jest związane z uwzględnieniem mechanizmu endogenicznej destrukcji miejsc pracy w modelu. W pozostałych krajach zaburzeniom tym można jednak przypisać tylko od 20% do 40% tych przepływów. W Wielkiej Brytanii szoki te nie stały za najbardziej istotnymi wahaniami odpływów z zatrudnienia, jednak model przypisuje im dużą rolę w kształtowaniu się przepływów w przeciwnym kierunku (Rysunki 3.19-3.20). Podobnie jest w USA i Czechach, gdzie wyjaśniają one ponad 40% wahań napływów do zatrudnienia. Jednak w pozostałych krajach jest to przeciętnie tylko 18%, czyli $\frac{1}{5}$ zmienności wyjaśnianej przez model. Ostatecznie, jedynie w Czechach model wskazuje na szoki technologiczne jako na główne źródła zmian wynagrodzeń, w Wielkiej Brytanii przypisując im połowę odtwarzanej zmienności płac. W pozostałych krajach wpływ ten jest dużo mniejszy, a w Niemczech i Hiszpanii zmierza wręcz w przeciwną stronę do przebiegu ewolucji wynagrodzeń – wobec dość dobrego odwzorowania przez model płac w Niemczech oznacza to, że szoki technologiczne były w tym kraju dodatkowo niwelowane przez inne szoki wpływające na wynagrodzenia, zwłaszcza szoki siły przetargowej, które omawiamy w punkcie 3.1.4.

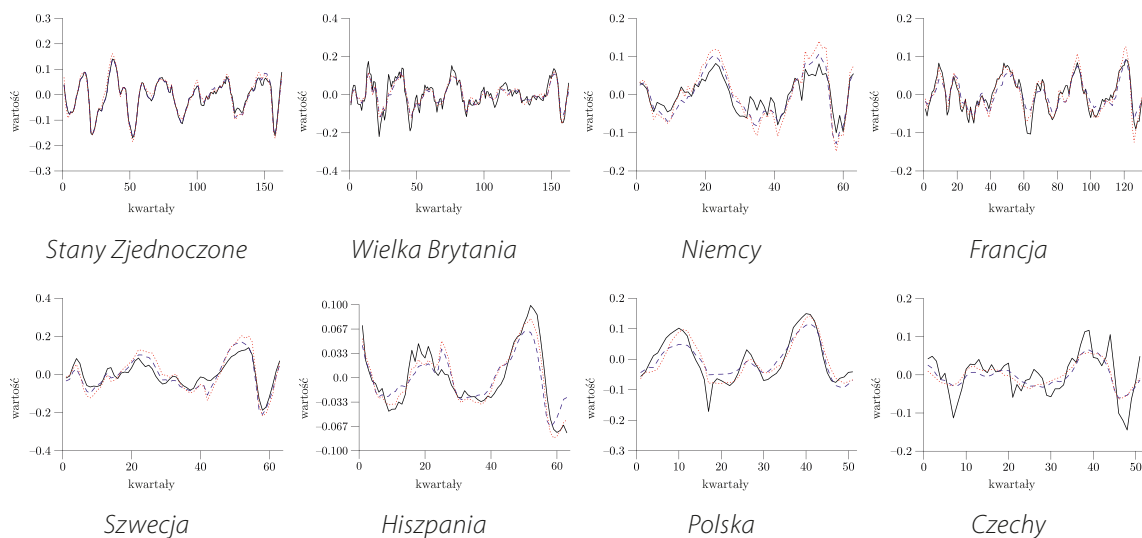
³³ W Niemczech wskaźnik aktywności był acykliczny, a wkład szoków technologicznych jest bliski zeru.

Rysunek 3.11: Dekompozycja historyczna PKB dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



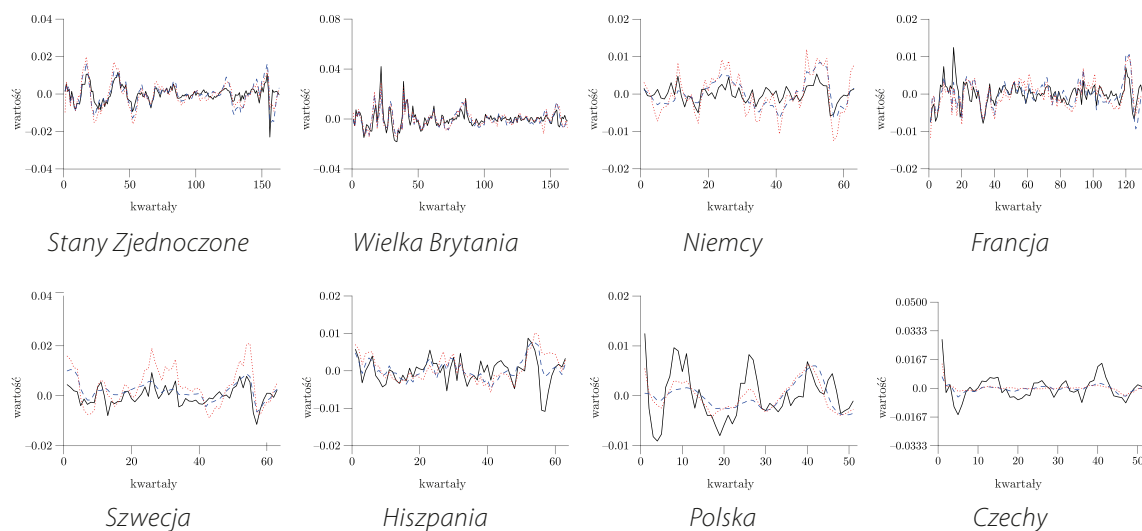
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.12: Dekompozycja historyczna inwestycji dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



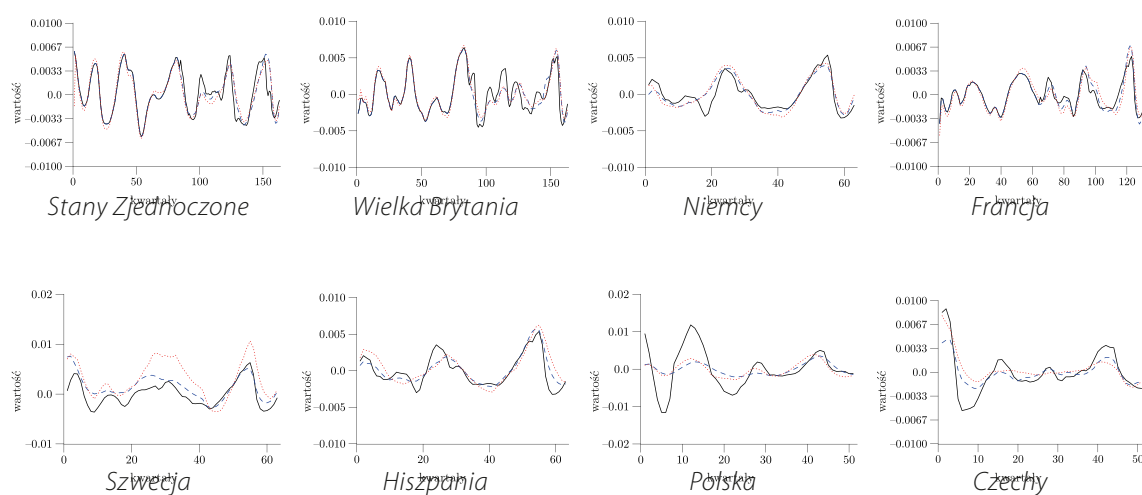
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.13: Dekompozycja historyczna inflacji dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



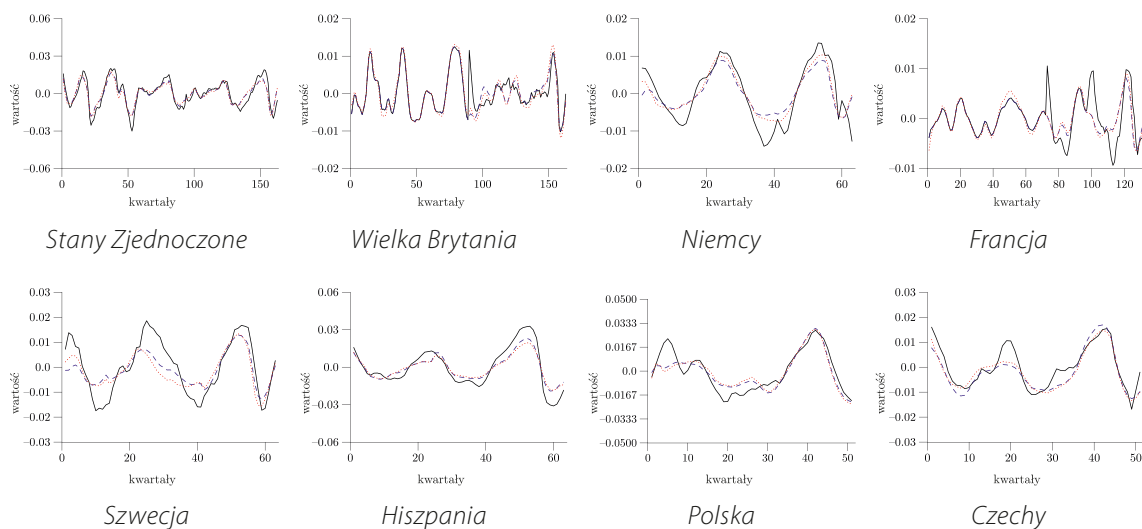
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.14: Dekompozycja historyczna realnej stopy procentowej dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



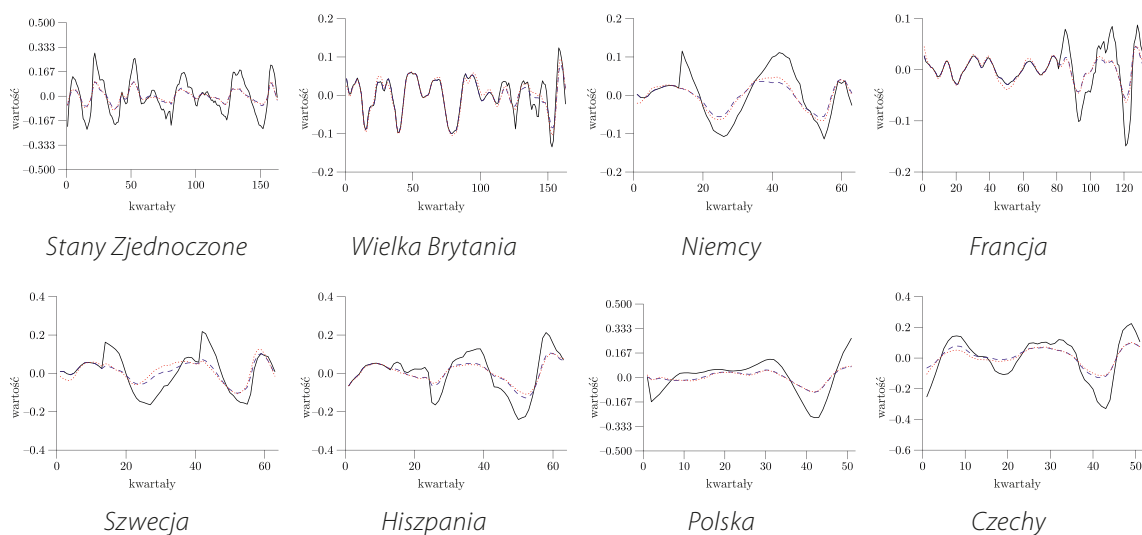
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.15: Dekompozycja historyczna wskaźnika zatrudnienia dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



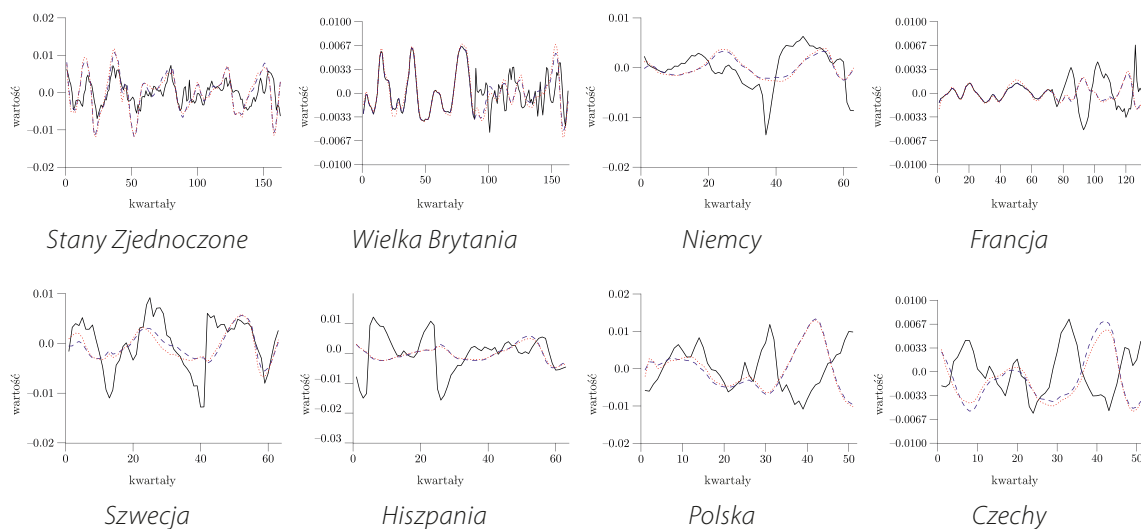
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.16: Dekompozycja historyczna stopy bezrobocia dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



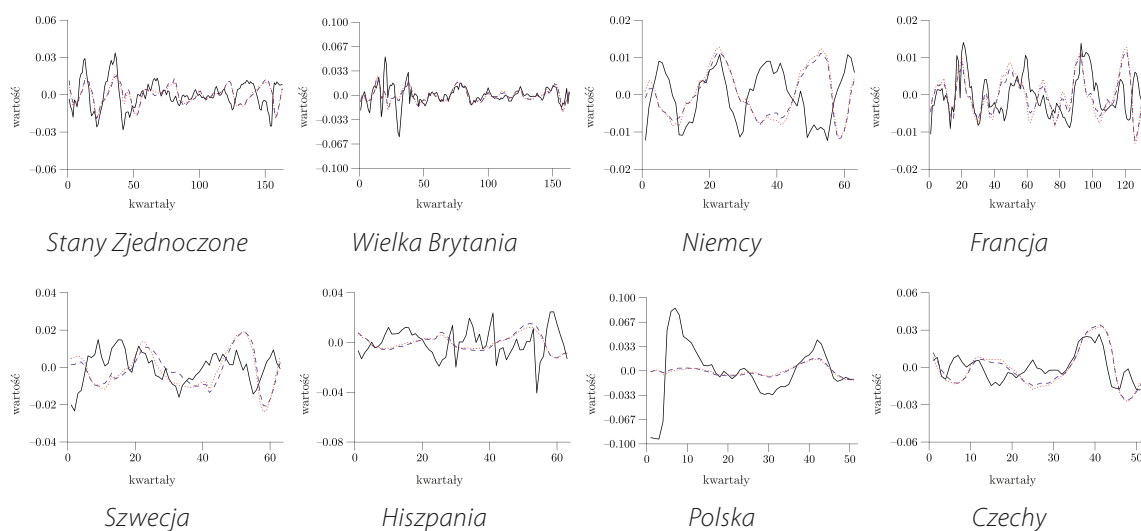
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.17: Dekompozycja historyczna wskaźnika aktywności zawodowej dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



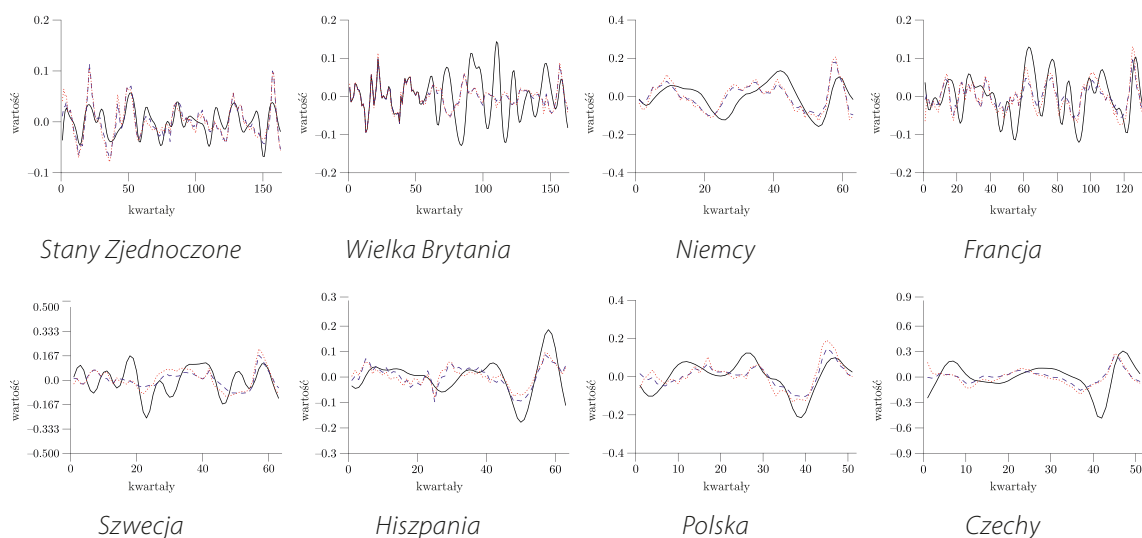
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.18: Dekompozycja historyczna przeciętnych wynagrodzeń dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



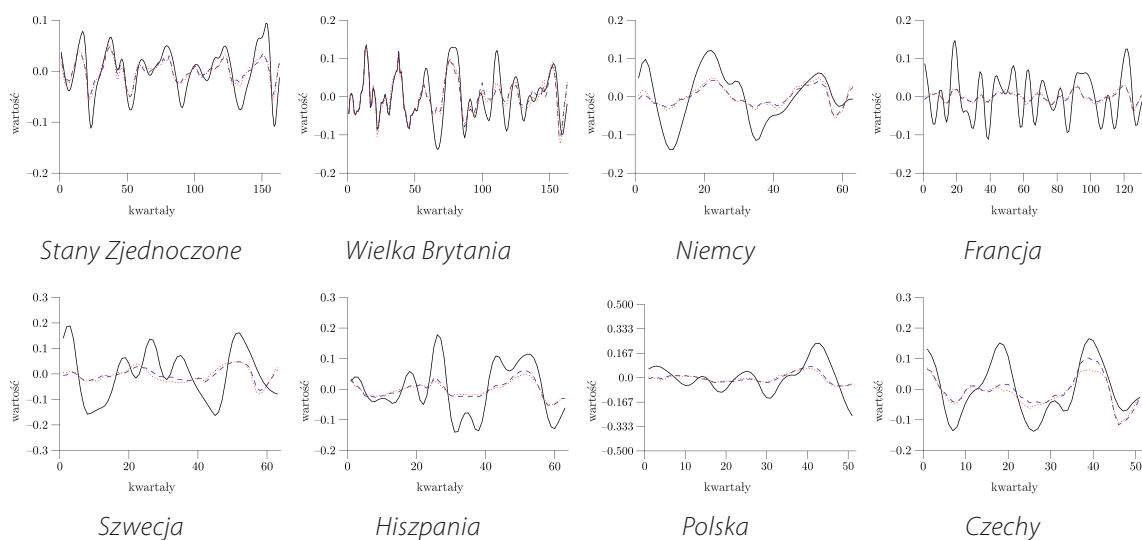
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.19: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy pracujących do niepracujących dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



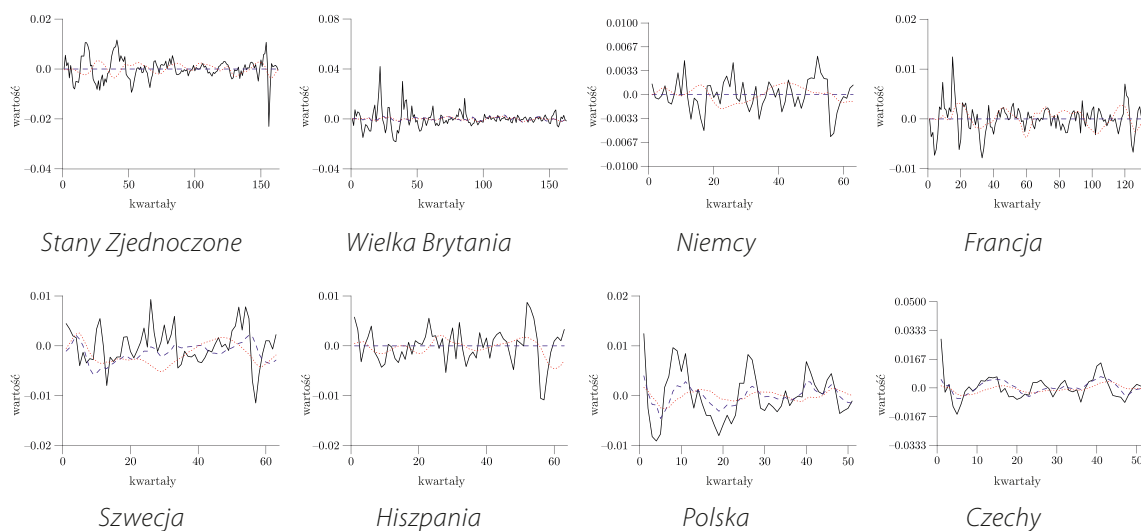
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.20: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy niepracujących do pracujących dla szoków technologicznych, porównanie międzynarodowe



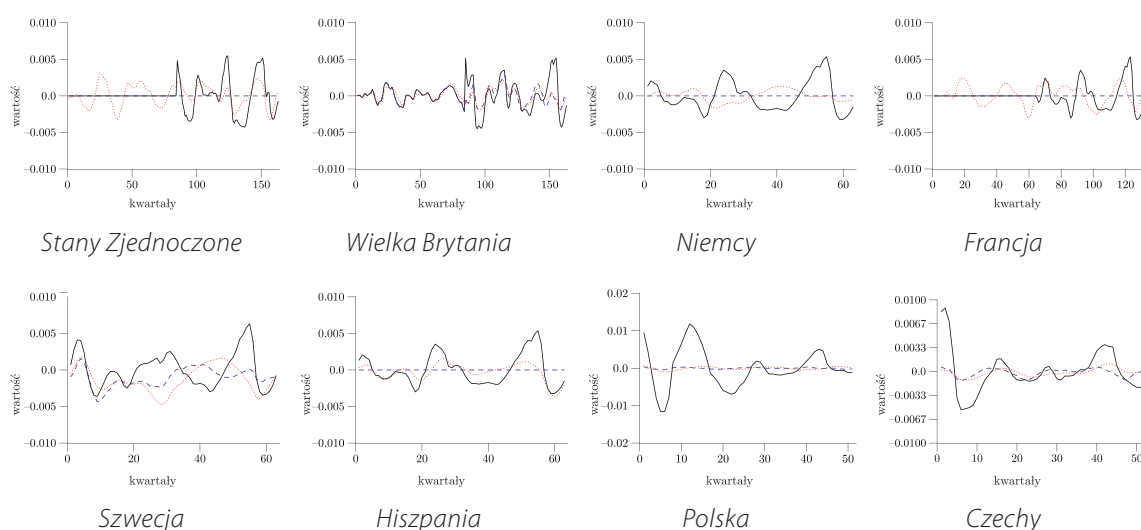
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.21: Dekompozycja historyczna inflacji dla szoków monetarnych, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.22: Dekompozycja historyczna realnej stopy procentowej dla szoków monetarnych, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

3.1.3 Szoki podaży pracy

Szoki podaży pracy identyfikowane są przez model jako dominujące źródło wahań wskaźnika aktywności zawodowej we wszystkich krajach europejskich. Przy tym, w Szwecji i Wielkiej Brytanii wzmacniają one wpływ szoków technologicznych na ten wskaźnik, a w pozostałych krajach oddziałują w przeciwną stronę do zaburzeń technologicznych i przeważają nad nimi. W Stanach Zjednoczonych oddziaływanie szoków podaży pracy na aktywność również zachodziło w stronę przeciwną do wpływu szoków technologicznych, jednak było znacznie słabsze i per saldo procykliczne kształtowanie się wskaźnika aktywności USA było determinowane przez szoki technologiczne (Rysunek 3.27). W konsekwencji, w Czechach, Francji i Polsce szok podaży pracy jest drugim po szoku technologicznym czynnikiem kształtującym wskaźnik zatrudnienia, przy czym jego wpływ zachodził we wszystkich tych krajach w stronę przeciwną do szoku technologicznego – ograniczał on wzrost zatrudnienia w epizodach dobrej koniunktury, podwyższał w epizodach koniunktury złej. Negatywne szoki podaży pracy ograniczały wzrost wskaźnika zatrudnienia w Polsce, w szczególności w latach 2006-2007, a pozytywne – ograniczały spadek zatrudnienia w latach 2008-2010.³⁴ Szwecja jest jedynym krajem, gdzie szoki podaży pracy wzmacniały dominujący wpływ szoków produktywności na wskaźnik zatrudnienia.

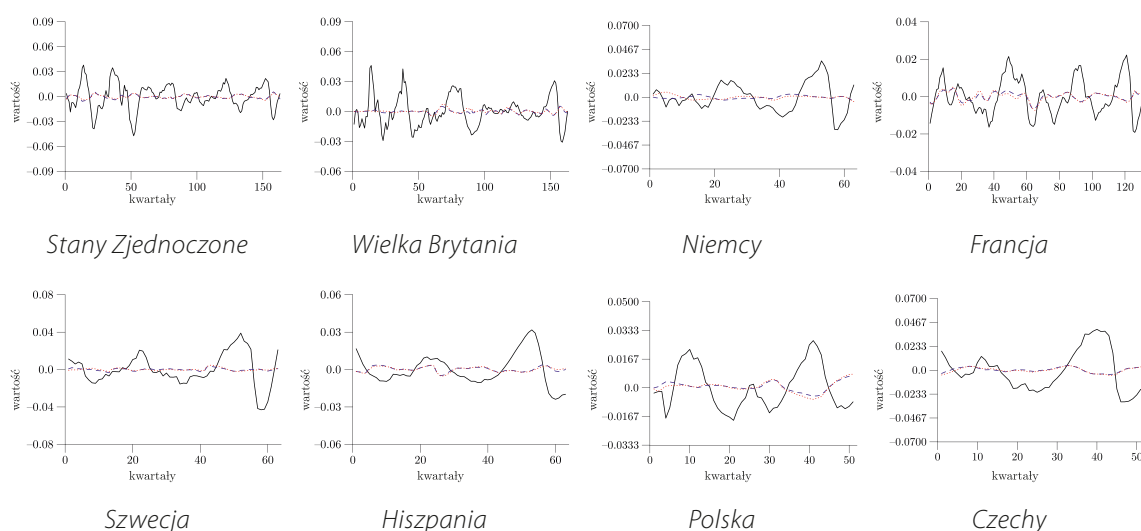
Ponieważ negatywny szok podaży pracy we wszystkich analizowanych krajach wiązał się ze spadkiem zarówno wskaźników aktywności i zatrudnienia, jak i stopy bezrobocia (por. Rysunki 2.9-2.10), zidentyfikowane przez model zaburzenia tego rodzaju pozwalają wyjaśnić istotną część zmian bezrobocia w takich krajach jak Stany Zjednoczone, Francja, Hiszpania i przede wszystkim Polska. W Czechach i Szwecji znaczenie było mniejsze, w porównaniu do Polski nawet dwukrotnie, niemniej jednak wkład szoków podaży pracy do zmian bezrobocia w ww. sześciu krajach ustępował tylko wkładowi szoków technologicznych (por. Tabela 3.2). Konsekwencją roli tych zaburzeń dla ewolucji zatrudnienia i bezrobocia w Polsce i Stanach Zjednoczonych było ich oddziaływanie na PKB, które w obu gospodarkach miało charakter antycykliczny, w około 10% niwelujący wahania indukowane przez szoki technologiczne (por. Rysunek 3.23 i Tabela 3.1).

Szoki podaży pracy nie miały istotnego wpływu na kształtowanie się wynagrodzeń, lecz były kluczową determinantą przepływów. W takich krajach jak Czechy, Francja, Hiszpania, Szwecja i Wielka Brytania wyjaśniały zmiany prawdopodobieństw utraty pracy, a w Polsce zmiany prawdopodobieństw podjęcia pracy przez

³⁴ Jak argumentują Bukowski, Lewandowski (2010)\nocite{bukowski_2010}, taką trajektorię szoków podaży pracy w Polsce wytłumaczyć można przedłużaniem możliwości nabywania praw do wcześniejszych emerytur w latach 2005-2007 i ich wygaszeniem wraz z końcem roku 2008.

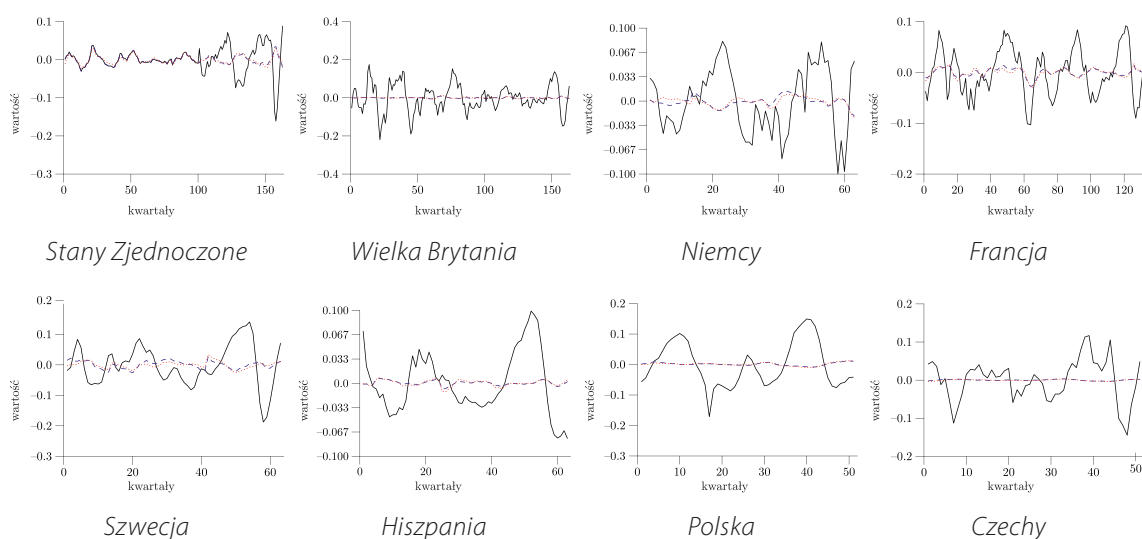
niepracujących, w większym stopniu niż szoki technologiczne. Dla przepływów w przeciwną stronę w wymienionych krajach, oraz dla obu przepływów w pozostałych, wpływ ten był mniejszy, lecz zawsze dodatni i zauważalnie większy od zera. Oznacza to, że epizodom spadku (wzrostu) podaży pracy powszechnie towarzyszył spadek (wzrost) wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia, w krótkim okresie oznaczający wzrost (spadek) odpływów z zatrudnienia i liczby bezrobotnych przypadających na jeden wakat, czyli wzrost (spadek) prawdopodobieństw obu przepływów (por. Rysunki 2.9-2.10), w stopniu ilościowo istotnym dla przebiegu tych prawdopodobieństw (por. Rysunki 3.29-3.30).

Rysunek 3.23: Dekompozycja historyczna PKB dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



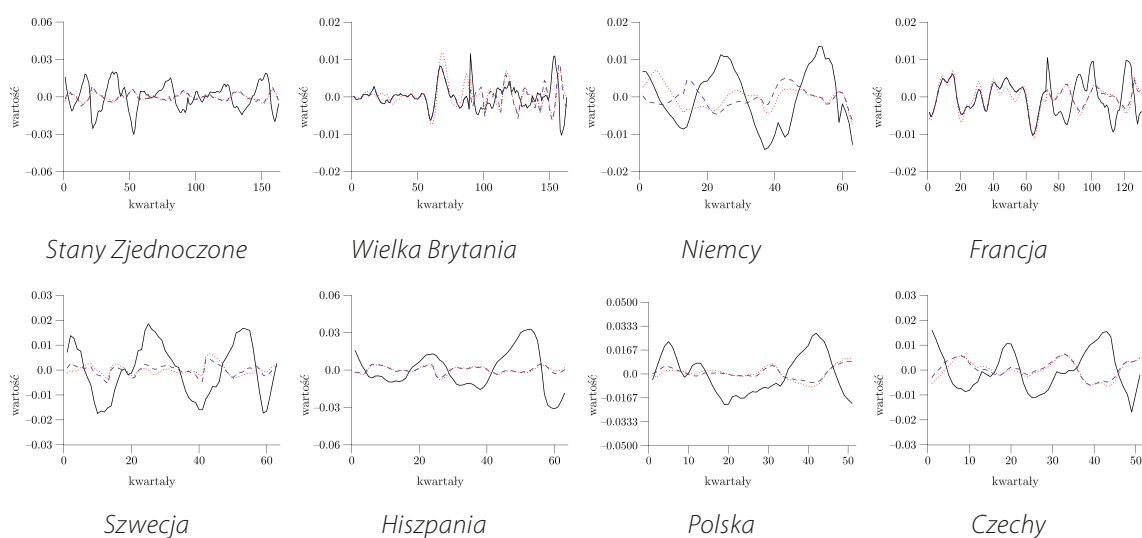
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.24: Dekompozycja historyczna inwestycji dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



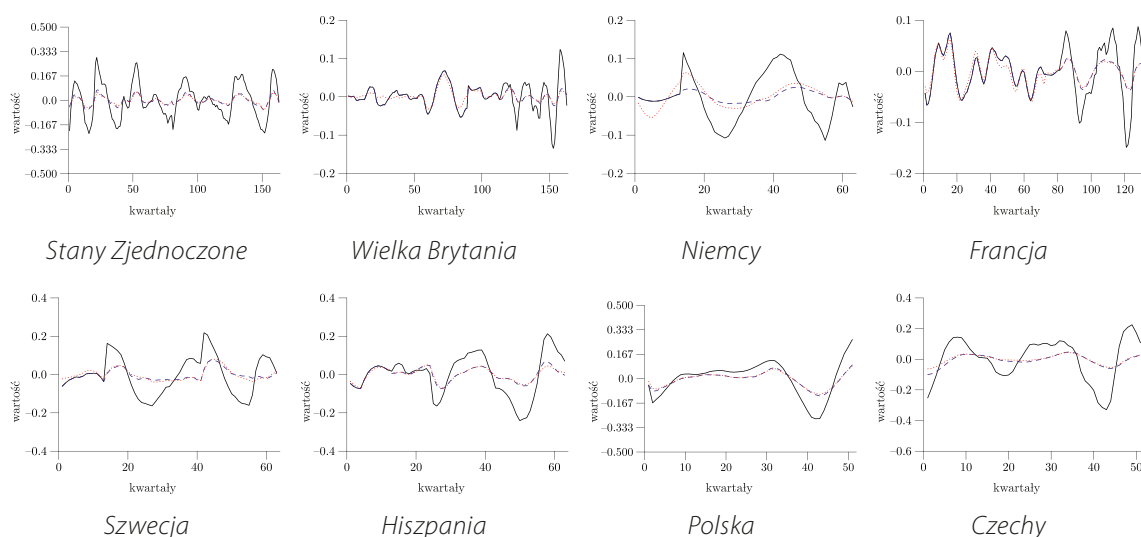
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.25: Dekompozycja historyczna wskaźnika zatrudnienia dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



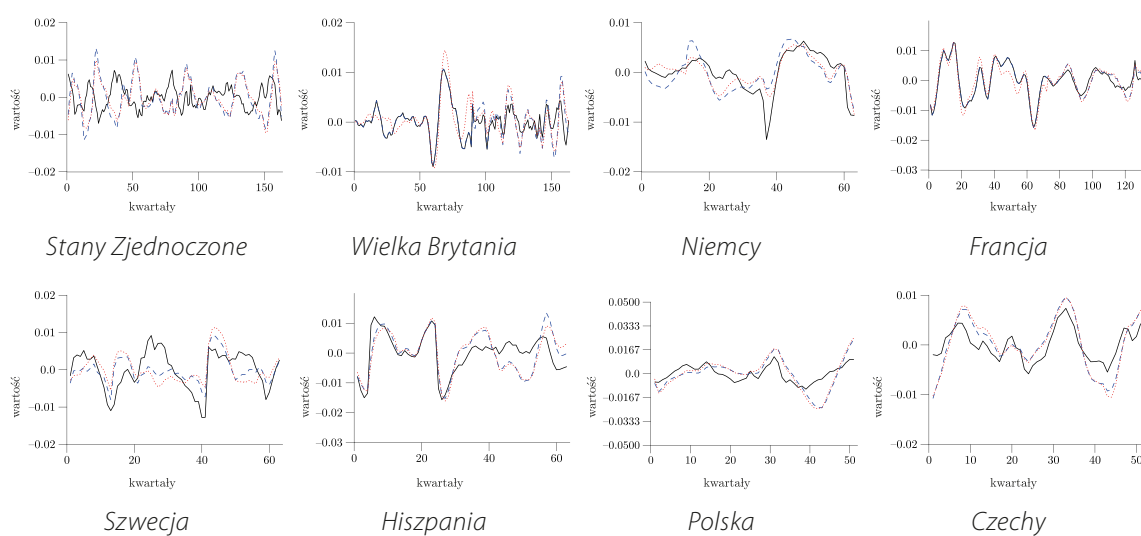
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.26: Dekompozycja historyczna stopy bezrobocia dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



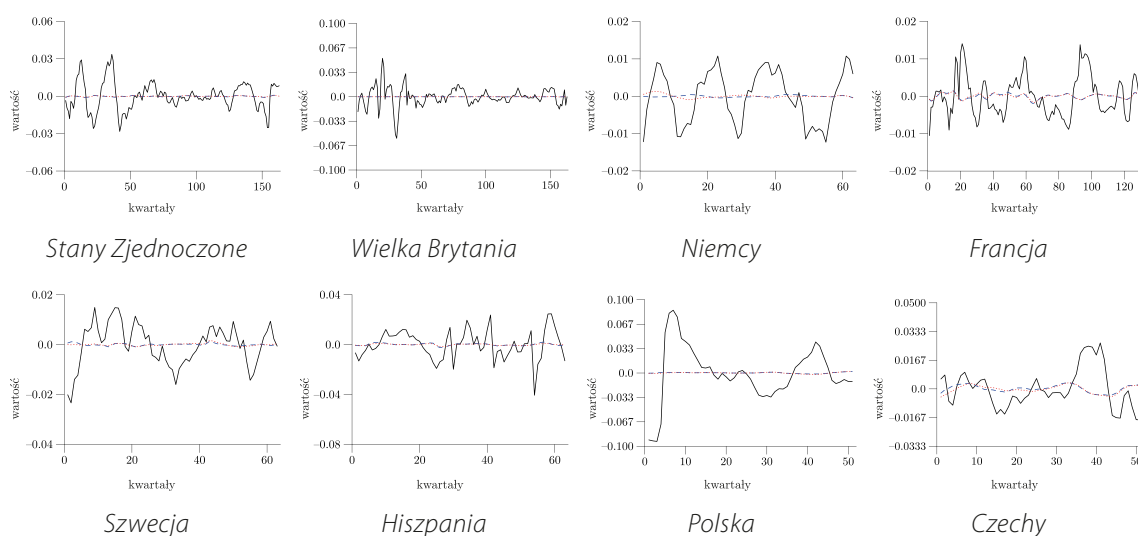
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.27: Dekompozycja historyczna wskaźnika aktywności zawodowej dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



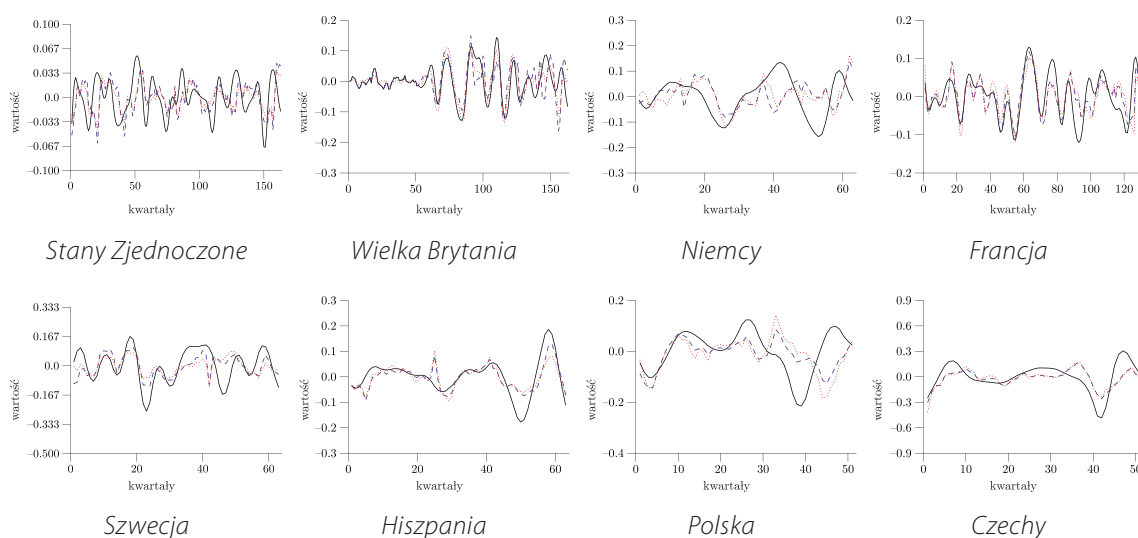
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.28: Dekompozycja historyczna przeciętnych wynagrodzeń dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



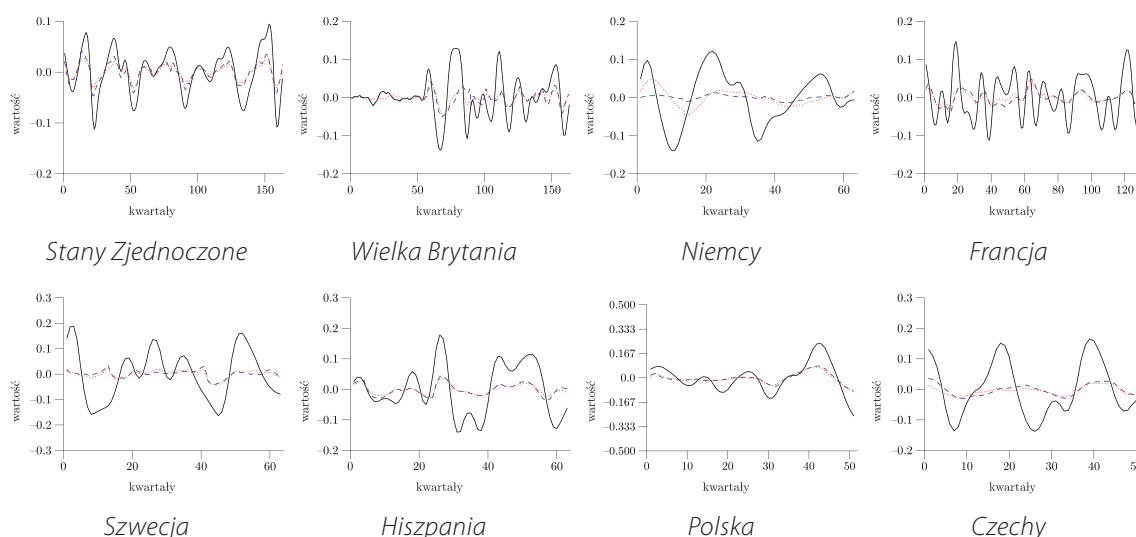
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.29: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy pracujących do niepracujących dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.30: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy niepracujących do pracujących dla szoku podaży pracy, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

3.1.4 Szoki siły przetargowej i destrukcji miejsc pracy

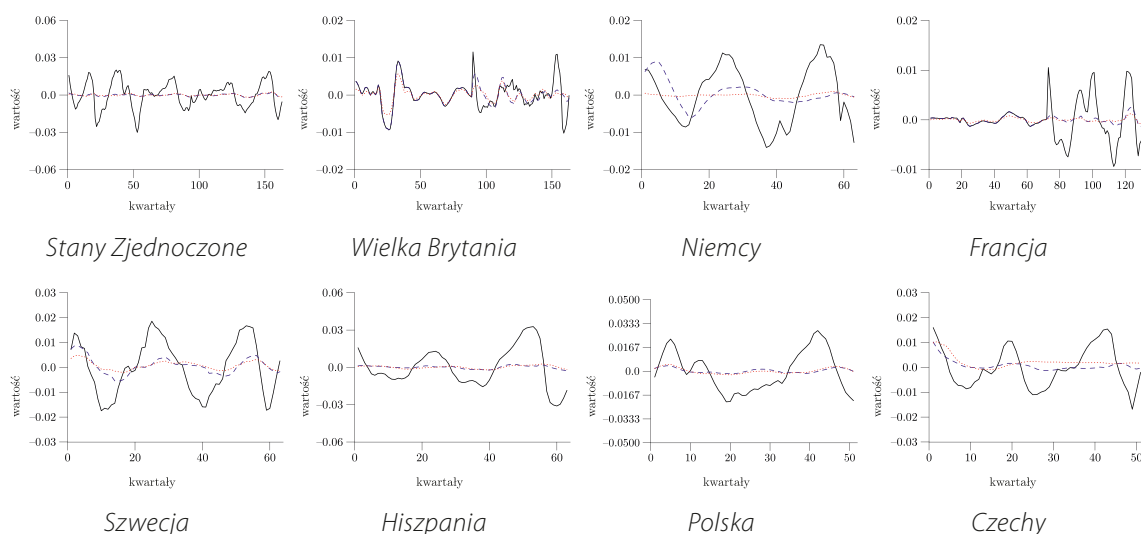
Z wyjątkiem Czech i Wielkiej Brytanii, szoki siły przetargowej były główną determinantą zmienności wynagrodzeń w rozważanych krajach. Zwłaszcza w Niemczech ich wpływ był bardzo duży, m.in. w postaci presji na wzrost wynagrodzeń na początku lat 2000., późniejszego jej ograniczenia i ponownej intensyfikacji w latach 2008-2009 (por. Rysunek 3.34). W tym kraju oddziaływanie szoków siły przetargowej na płace rozkładało się przeciwnie do wpływu szoków technologicznych, podobnie było w Szwecji i Hiszpanii. W pozostałych krajach szoki siły przetargowej współgrały z szokami technologicznymi, ich wpływ na wynagrodzenia wzmacniał się nawzajem. Szoki siły przetargowej wiązały się też z zauważalnymi dostosowaniami ilościowymi na rynkach pracy, wyjaśniając od kilku do kilkunastu procent zmian bezrobocia i zatrudnienia we wszystkich rozważanych krajach, w szczególności w Szwecji i Wielkiej Brytanii. Choć wzrost (spadek) siły przetargowej we wszystkich krajach implikował spadek przepływów w obu kierunkach (por. Rysunki 2.7-2.8), to dekompozycje historyczne wskazują, że oddziaływanie tych szoków na prawdopodobieństwa przepływów z grupy niepracujących do pracujących było relatywnie silniejsze (por. Rysunki 3.35-3.36). W Szwecji ten szok jest wręcz identyfikowany jako główny czynnik stojący za zmianami prawdopodobieństw podjęcia pracy. Model wskazuje więc, że we wszystkich krajach wzrost

(spadek) bezrobocia w następstwie wzrostu (spadku) siły przetargowej pracowników wynikał głównie z niższych szans niepracujących na znalezienie pracy.

Dodatnie (ujemne) szoki siły przetargowej, podnosząc (obniżając) wynagrodzenia, przyczyniały się do procykliczności aktywności zawodowej, podobnie jak szoki technologiczne. Jednak w Europie tylko Szwecji i Wielkiej Brytanii efekty te były silniejsze od szoków podaży pracy, prowadząc do omówionych w poprzednim punkcie różnic we wzorcach kształtowania się aktywności zawodowej w krajach europejskich. W Stanach Zjednoczonych charakter wpływu szoków siły przetargowej był bardzo podobny do tego w Wielkiej Brytanii, lecz były one ważniejsze dla kształtowania się bezrobocia i aktywności niż zatrudnienia (por. Tabela \ref{kowariancje_LM_ogolem}). Wobec dużej roli tych szoków dla kształtowania się wynagrodzeń w USA, oznacza to, że szoki siły przetargowej w zauważalnym stopniu przekładały się, poprzez zmiany wynagrodzeń, na liczbę osób aktywnych zawodowo. Szoki te jednak nie wywierały istotnego wpływu na rachunki narodowe w żadnym kraju.

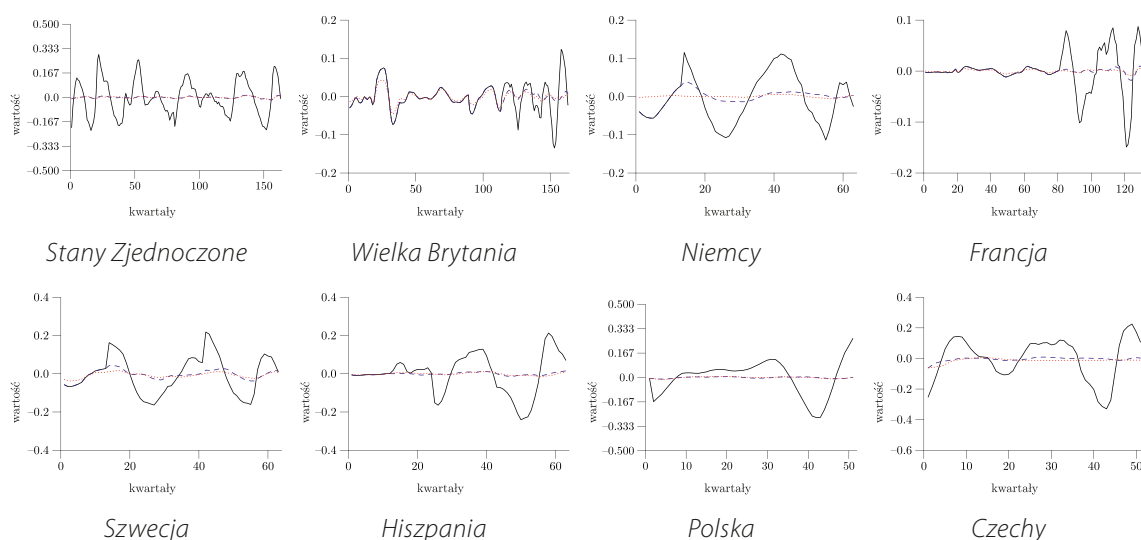
Szoki destrukcji identyfikowane są przez model jako ważny czynnik tylko w trzech krajach – Niemczech, Francji i Wielkiej Brytanii. W Niemczech wyjaśniają one znaczną część ewolucji prawdopodobieństw zwolnień, zatrudnienia i bezrobocia, lecz nie wywierają dużego wpływu na aktywność zawodową. Tylko w tym kraju ich wpływ na rynek pracy znajduje odzwierciedlenie w rachunkach narodowych, w szczególności w podążających za zmianami zatrudnienia zmianach konsumpcji (por. Tabela 3.2). W Wielkiej Brytanii około 1/5 odtwarzanych przez model wahań zatrudnienia i bezrobocia jest przypisana tym szokom, lecz uwagę zwraca przede wszystkim ich (negatywny) wpływ na aktywność zawodową, wskazujący, że dostosowania do tych szoków wiązały się również z odpływami poza zasób pracy. We Francji wpływ tych zaburzeń jest mniejszy i widoczny jedynie w zatrudnieniu i bezrobociu.

Rysunek 3.31: Dekompozycja historyczna wskaźnika zatrudnienia dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



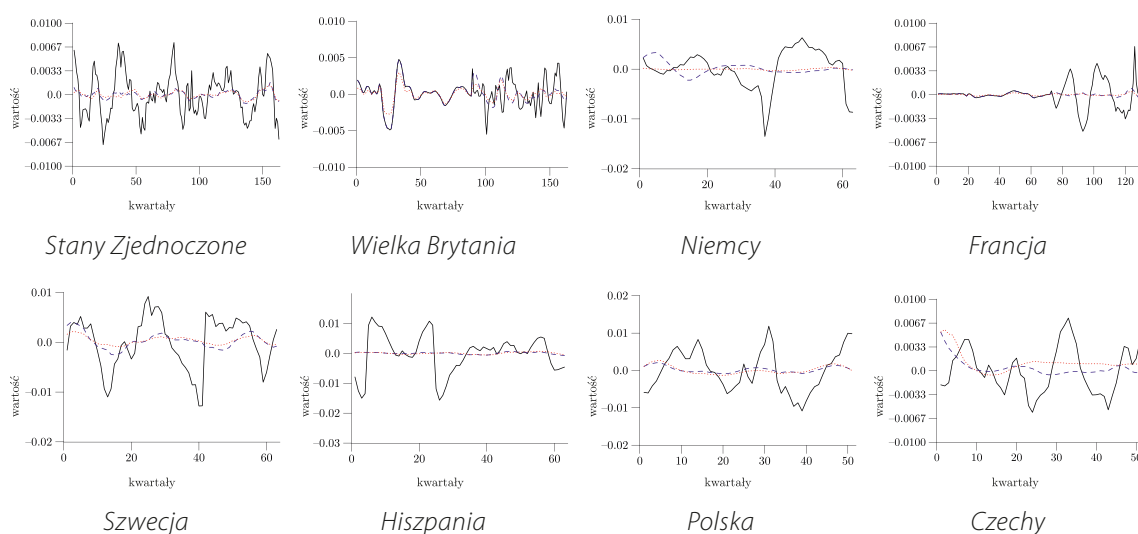
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.32: Dekompozycja historyczna stopy bezrobocia dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



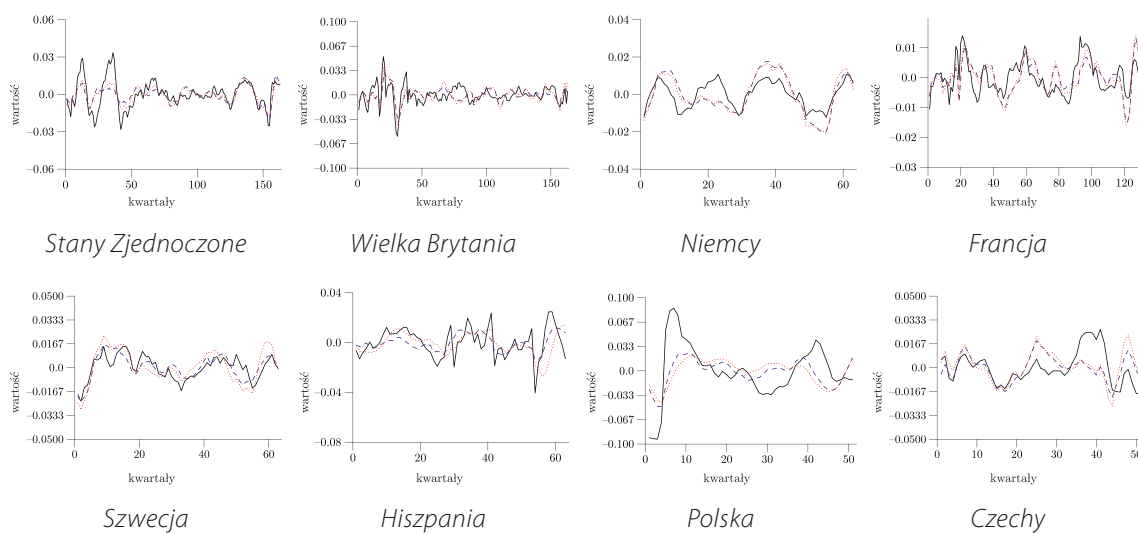
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.33: Dekompozycja historyczna wskaźnika aktywności zawodowej dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



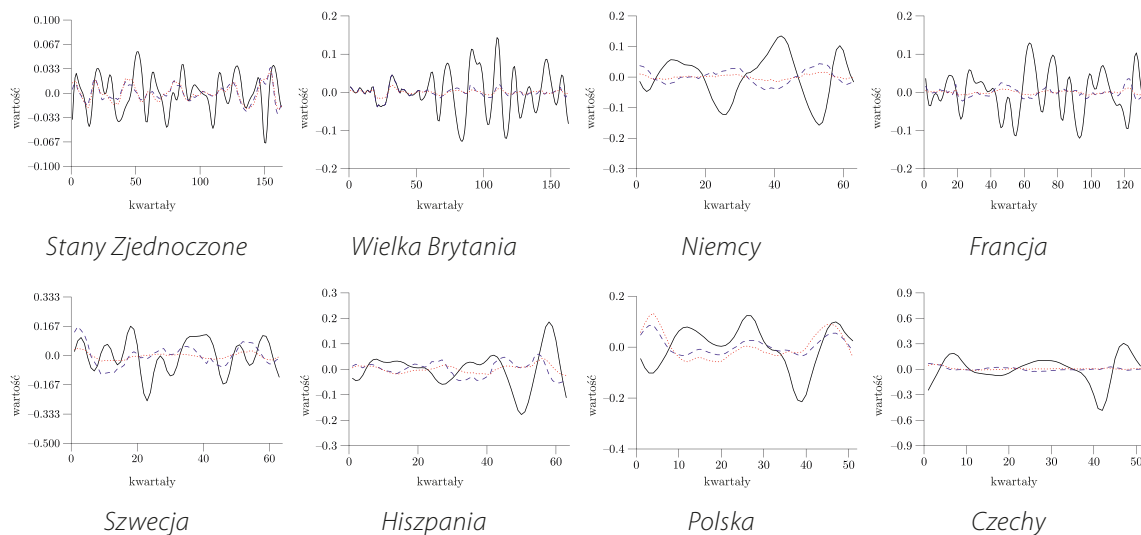
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.34: Dekompozycja historyczna przeciętnych wynagrodzeń dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



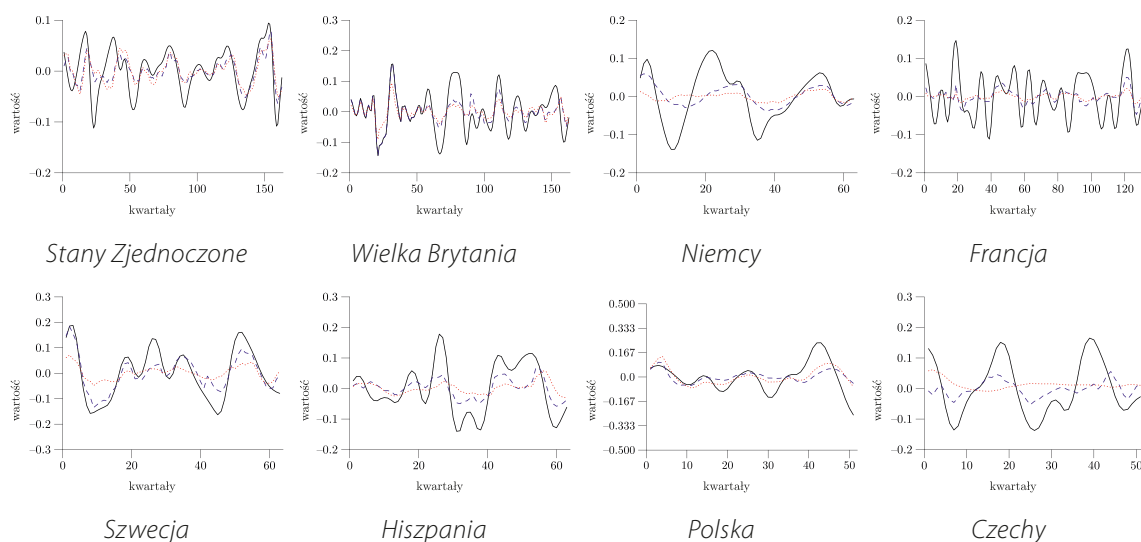
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.35: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy pracujących do niepracujących dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



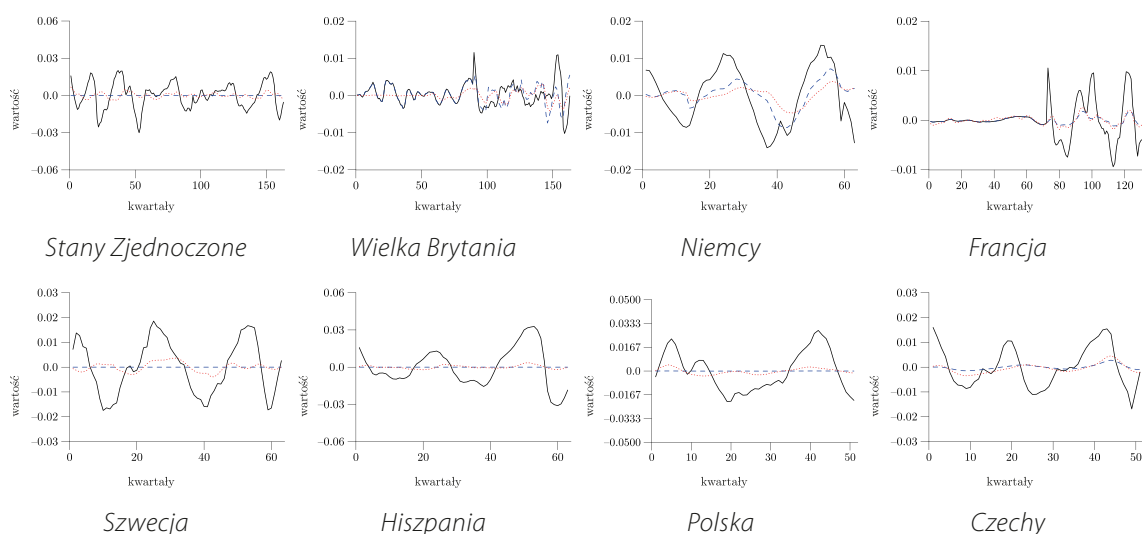
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.36: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy niepracujących do pracujących dla szoku siły przetargowej, porównanie międzynarodowe



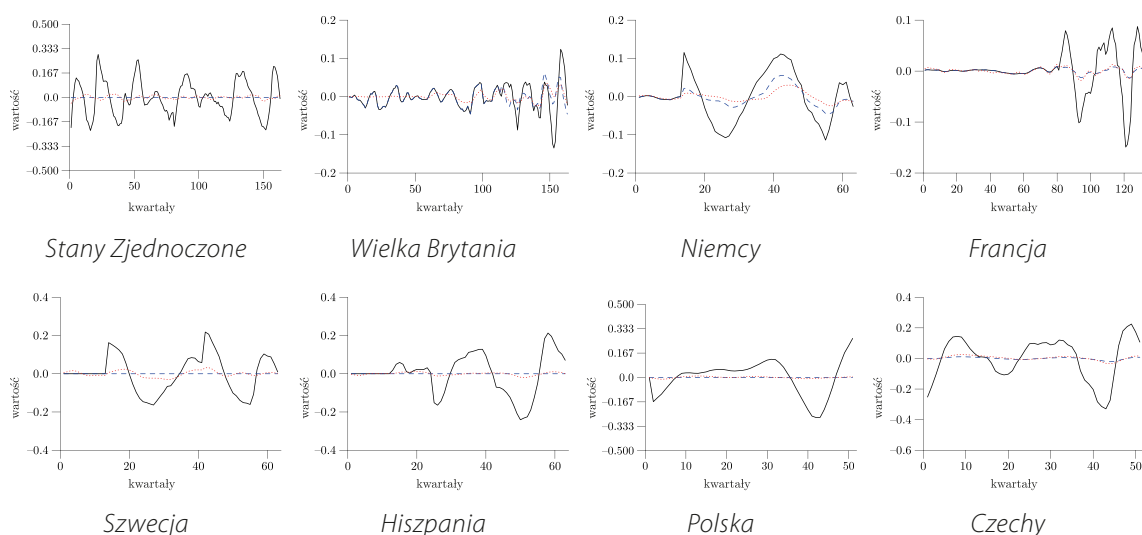
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.37: Dekompozycja historyczna wskaźnika zatrudnienia dla szoku destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



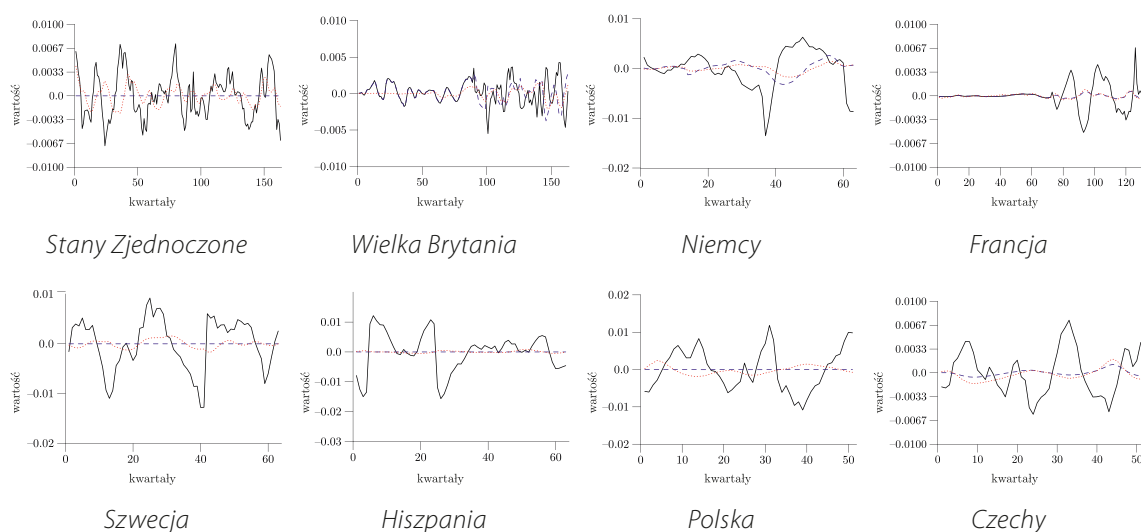
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.38: Dekompozycja historyczna stopy bezrobocia dla szoku destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



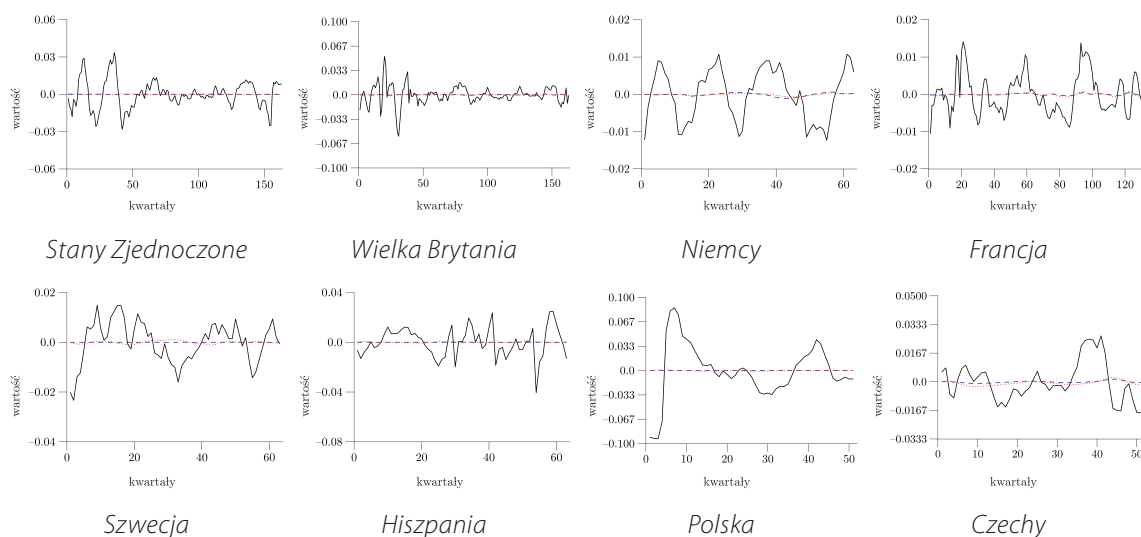
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.39: Dekompozycja historyczna wskaźnika aktywności zawodowej dla destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



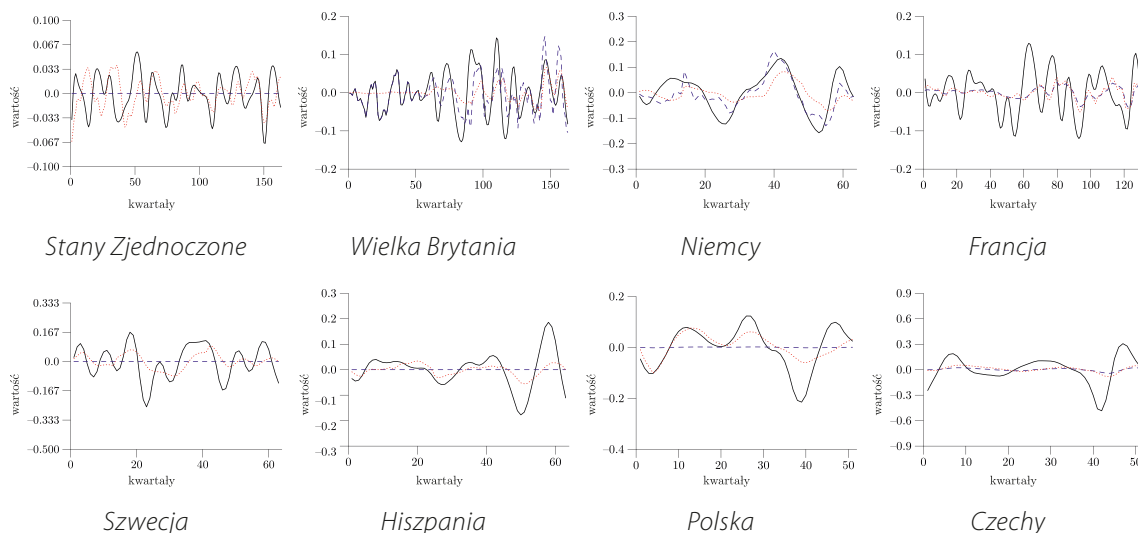
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.40: Dekompozycja historyczna przeciętnych wynagrodzeń dla szoku destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



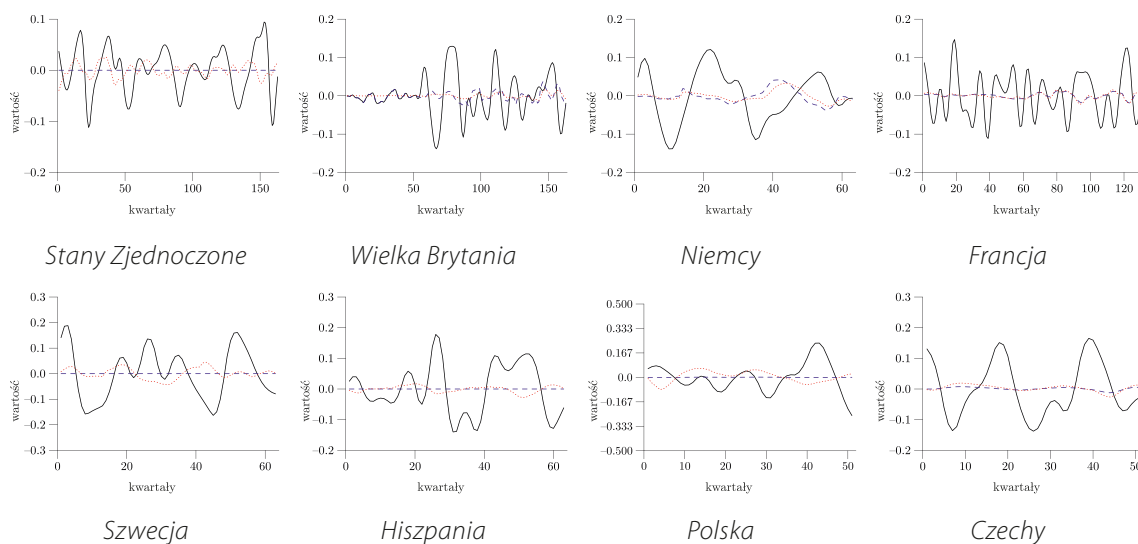
Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.41: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy pracujących do niepracujących dla szoku destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

Rysunek 3.42: Dekompozycja historyczna prawdopodobieństwa przepływu z grupy niepracujących do pracujących dla szoku destrukcji miejsc pracy, porównanie międzynarodowe



Legenda: Linia czarna – dane, niebieska – predykcja modeli specyficznych dla krajów, czerwona – predykcja modeli o wspólnych procesach stochastycznych dla szoków.

3.2 Rola szoków i ich absorpcji dla różnic międzynarodowych

Wyniki zaprezentowane w poprzednim podrozdziale wskazują, że obok powszechnych prawidłowości dotyczących wpływu szoków technologicznych czy podaży pracy na rozważane kraje, występowały zauważalne różnice pomiędzy nimi w zakresie determinant ewolucji pewnych zmiennych makroekonomicznych. Różnice we wkładzie danego szok do przebiegu wybranej zmiennej w dwóch krajach mogą jednak wynikać z innej realizacji tego szok w każdym z krajów, ale także z odmiennej absorpcji danego zaburzenia w tych krajach. Celem podrozdziału jest formalna ocena, w jakim stopniu różnice występujące pomiędzy nimi w przeszłości wyjaśnić można odmienną historią szoków, z wyróżnieniem roli każdego z szoków wcześniej zidentyfikowanych przez model jako kluczowe dla ewolucji rozważanych gospodarek, a w jakim różną zdolnością ich absorpcji w poszczególnych krajach, określaną przez parametry modelu. Wykorzystujemy modele o jednorodnych procesach stochastycznych dla szoków, dla których porównanie szoków w różnych krajach jest uzasadnione. Przeprowadzamy za ich pomocą sekwencję hipotetycznych symulacji, w których analizujemy różnice pomiędzy poszczególnymi zmiennymi w krajach UE i analogicznymi zmiennymi w Stanach Zjednoczonych w kolejnych okresach. Następnie obliczamy syntetyczne miary wkładu szoków i parametrów do różnic ogółem. W punkcie 3.2.1 prezentujemy teorię, a w punkcie 3.2.2 wyniki tych symulacji.

3.2.1 Dekompozycja różnic między krajami teoria

Dynamika zmiennych endogenicznych $\{y_{tj}\}_{t \in T}$ w kraju j jest determinowana przez parametry modelu w kraju j , p_j oraz przez realizacje egzogenicznych procesów $\{z_{tj}\}_{t \in T}$, jakie miały miejsce w tym kraju

$$\{y_{tj}\}_{t \in T} = F(p_j, \{z_{tj}\}_{t \in T})$$

gdzie funkcja F jest wyznaczona przez rozważany model. Estymacja parametrów egzogenicznych $\{z_{tj}\}_{t \in T}$ procesów stochastycznych opisana jest w Dodatku B. Rozpatrujemy tutaj tylko część dynamiki zmiennych obserwowalnych wyjaśnioną przez model. Różnicę dynamiki zmiennej między krajem j a krajem bazowym b można przedstawić jako

$$\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\} = \left[F(p_j, \{z_{tj}\}) - F(p_b, \{z_{tj}\}) \right] + \left[F(p_b, \{z_{tj}\}) - F(p_b, \{z_{tb}\}) \right] \quad (3.3)$$

Pierwszy składnik sumy wyznacza wkład związany z różnicą parametrów między krajami, drugi składnik sumy odpowiada za różnicę w realizacji procesów egzogenicznych. Koncentrujemy się głównie na przypadku w którym parametry procesów egzogenicznych są jednakowe w każdym kraju. Realizacje zmiennych egzogenicznych $\{z_{tj}\}$ wyznaczone są za pomocą filtru Kalmana.

Składnik odpowiedzialny za wpływ szoków można dalej zdekomponować jako

$$F(p_b, \{z_{tj}\}) - F(p_b, \{z_{tb}\}) = \sum_{k=1}^K \left[F(p_b, \{z_t^{k-1}\}) - F(p_b, \{z_t^k\}) \right]$$

gdzie K jest liczbą szoków egzogenicznych, $z_t^0 = z_{tj}$, oraz z_t^k dla $k > 0$ jest K -elementowym wektorem szoków egzogenicznych, którego pierwsze k elementów jest równych szokom z kraju bazowego b , natomiast pozostałe elementy są równe szokom z kraju j . Dla danego szoku indeksowanego i , $[F(p_b, \{z_t^{i-1}\}) - F(p_b, \{z_t^i\})]$ jest oszacowaniem jego wkładu do różnicy dynamiki zmiennej między krajem j a krajem bazowym b . Ze względu na tożsamość (3.3), zachodzi:

$$\begin{aligned} & cov(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}, [F(p_j, \{z_{tj}\}) - F(p_b, \{z_{tj}\})]) + \\ & + \sum_{k=1}^K cov(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}, [F(p_b, \{z_t^{k-1}\}) - F(p_b, \{z_t^k\})]) = \\ & = var(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}) \end{aligned}$$

Odchylenie standardowe różnic dynamik zdefiniowanych wzorem (3.3) jest miarą różnic w ewolucji danej zmiennej między krajem j a krajem bazowym b na przestrzeni całego okresu. Zatem analogicznie do miar wprowadzonych w podrozdziale 3.1, definiujemy:

$$\ell_j^{param} = \frac{cov(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}, [F(p_j, \{z_{tj}\}) - F(p_b, \{z_{tj}\})])}{var(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\})} * SD(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}) \quad (3.4)$$

oraz

$$\ell_j^i = \frac{cov(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}, [F(p_b, \{z_t^{i-1}\}) - F(p_b, \{z_t^i\})])}{var(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\})} * SD(\{y_{tj}\} - \{y_{tb}\}) \quad (3.5)$$

gdzie ι_j^{param} mierzy wkład parametrów, a ι_j^i wkład szoku i dla różnic w ewolucji zmiennej y_t między krajem j a krajem bazowym b na przestrzeni całego okresu.

3.2.2 Dekompozycja różnic między krajami rola szoków i dostosowań

Rysunek 3.2.2 prezentuje wkład szoków technologicznych, siły przetargowej, podaży pracy i destrukcji miejsc pracy oraz parametrów do różnic w ewolucji ośmiu głównych analizowanych zmiennych w siedmiu krajach UE względem Stanów Zjednoczonych.³⁵ Wskazuje on, że za różnice w przebiegu PKB w USA i krajach europejskich praktycznie w całości odpowiadała inna historia zaburzeń technologicznych po obu stronach Atlantyku. W kontynentalnych krajach UE nieco przyczyniały się do nich też szoki destrukcji miejsc pracy, a zmniejszały je szoki podaży pracy (co jest związane z ich antycyklicznym przebiegiem w Europie). Znaczenie czynników instytucjonalnych i strukturalnych, wyrażanych przez wpływ parametrów modelu, było jednak wyraźne tylko w Hiszpanii, a umiarkowane w Polsce i w Czechach – to w tych krajach przebieg absorpcji zaburzeń pogłębiał różnice ewolucji PKB względem USA. Choć znaczenie szoków technologicznych dla różnic w kształtowaniu się inwestycji również było dominujące, to wkład parametrów był ważniejszy niż dla PKB – w dużej mierze to on stoi za różnicami w kształtowaniu się inwestycji w krajach europejskich względem USA. Wyróżniają się Czechy, gdzie jest on ujemny, co oznacza, że czynniki strukturalne i instytucjonalne niwelowały wpływ szoków technologicznych na ewolucję inwestycji. Przeciwnie było w Polsce, Niemczech i Szwecji.

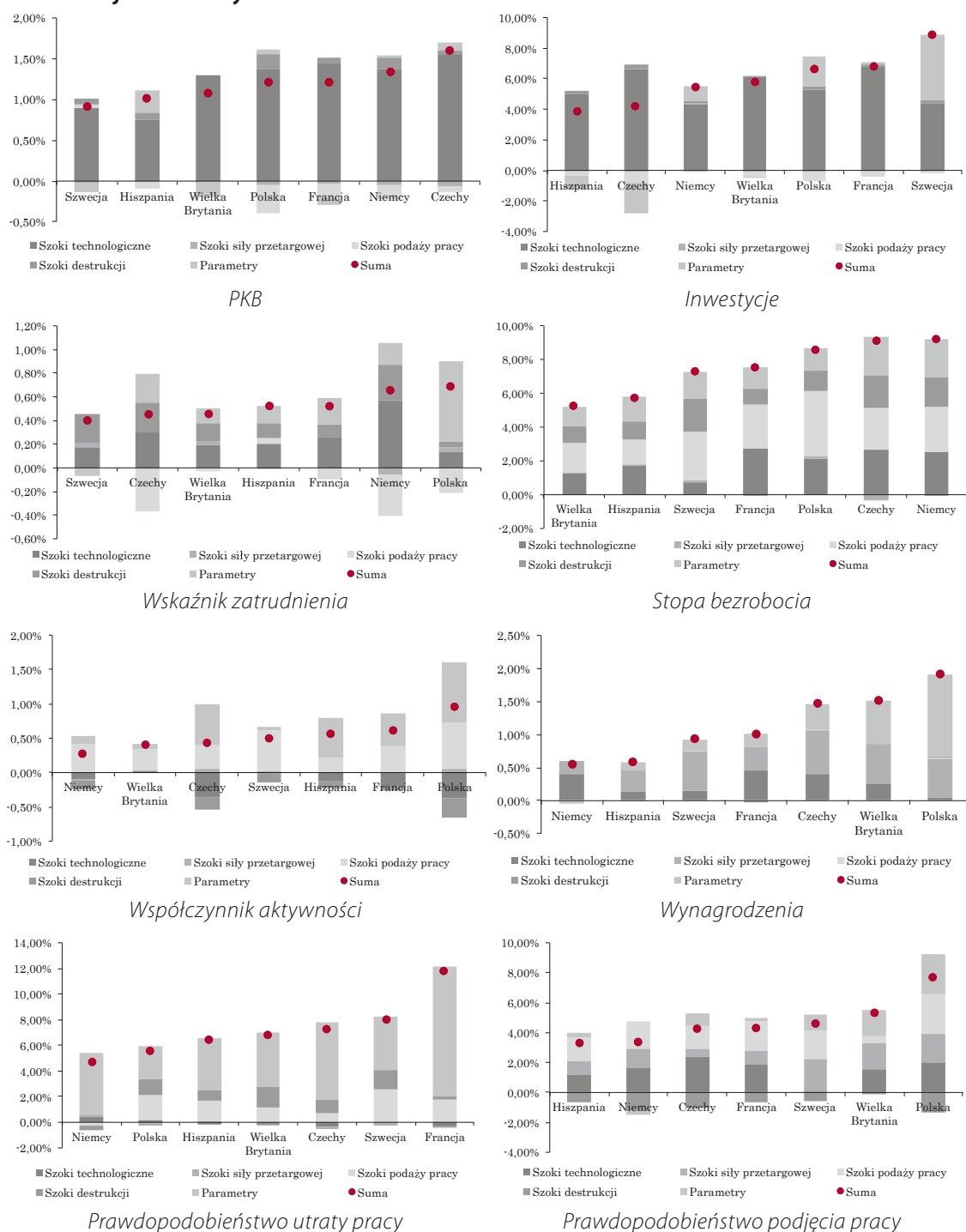
Znaczenie różnic instytucjonalnych okazuje się większe w przypadku wskaźników rynku pracy. Co prawda inna realizacja szoków technologicznych w krajach europejskich niż w USA wyjaśnia przeciętnie 50% różnic w dynamice wskaźnika zatrudnienia i 25% różnic w dynamice stopy bezrobocia, lecz szoki podaży pracy, których źródeł dopatrywać się można w modelu polityki społecznej i przepływach migrantów, stanowiły o przeciętnie 33% różnic w kształtowaniu się bezrobocia. Ponadto, parametry odpowiadały za 20-25% tej różnicy. Wpływ ten był jeszcze większy w przypadku wskaźnika zatrudnienia, zwłaszcza w Polsce. Analogicznie prezentują się źródła różnic w przebiegu aktywności zawodowej, dla których to szoki podaży pracy i parametry były najważniejsze, przeważając wyraźnie nad szokami destrukcji miejsc pracy i technologicznymi.

³⁵ Dla każdego kraju okres, dla którego obliczone zostały te miary, jest zdeterminowany dostępnością danych, przedstawioną w Dodatku C.

Warto zwrócić uwagę, że szoki siły przetargowej nie miały znaczenia dla zaobserwowanych różnic w kształtowaniu się agregatów rynku pracy w USA i krajach europejskich. Jednak były one najbardziej powszechnym źródłem różnic w dynamice wynagrodzeń – wyjaśniały od 33% różnicy w Niemczech, do 64% w Szwecji, a przeciętnie około 50%. Jednak to wkład parametrów, obrazujący jak analogiczne szoki przekładałyby się na gospodarkę w hipotetycznej sytuacji identycznych realizacji zaburzeń we wszystkich krajach, był kluczowy dla całkowitej różnicy w przebiegu wynagrodzeń w poszczególnych krajach. W Polsce wkład szoków siły przetargowej był umiarkowany, podobny do tego w Niemczech i Francji, ale czynników instytucjonalnych – trzykrotnie większy niż przeciętnie w pozostałych krajach.

Następnie, choć jak argumentowaliśmy w punkcie 3.1.2, szoki technologiczne wyjaśniały znaczącą część zmian obu prawdopodobieństw przepływów w rozważanych krajach, to nie one są główną przyczyną różnic w kształtowaniu się przepływów w Stanach Zjednoczonych i Europie. W przypadku przepływów do zatrudnienia, model nieco większe znaczenie dla tych różnic przypisuje szokom podaży pracy, a zbliżone – szokom destrukcji. Natomiast w przypadku przepływów z grupy pracujących do niepracujących, dominującą rolę przypisuje parametrom, które w takich krajach jak Czechy, Niemcy, Francja stanowią praktycznie o całości różnic wobec USA pod względem kształtowania się szans na podjęcie pracy.

Rysunek 3.43: Rola szoków i parametrów dla różnic w kształtowaniu się rachunków narodowych i zmiennych rynku pracy w wybranych krajach europejskich względem Stanach Zjednoczonych.



Uwagi: Różnice wyrażone są w % danej zmiennej w Stanach Zjednoczonych i są miarami bezwzględnych dystansu danej zmiennej w danym kraju względem USA na przestrzeni całego okresu, por. Dodatek C.

Źródło: obliczenia własne.

PODSUMOWANIE

Przedmiotem analiz empirycznych i teoretycznych zawartych w niniejszej pracy były makroekonomiczne i instytucjonalne determinanty zmian na rynkach pracy państw OECD, analizowane przez pryzmat modelu poszukiwań i dynamicznego ujęcia rynku pracy. Rozdział 1 poświęciliśmy analizie porównawczej rynków pracy UE15 i USA, a także umiejscowieniu na tym tle zjawisk charakterystycznych dla transformującej się gospodarki Polski. Zwracamy w nim uwagę, że przestrzeń różnic w zachowaniu się zatrudnienia, bezrobocia i bierności zawodowej w Europie i Ameryce rozpinają różnice w cyklicznych własnościach przepływów na rynku pracy. W ostatnich dwóch dekadach przepływy obejmowały w USA corocznie ok. 4,5-krotnie wyższy odsetek osób aktywnych zawodowo niż przeciętnie w Europie. Amerykańscy pracownicy konfrontują się z wyższym ryzykiem utraty pracy, ale bezrobotni z ponadproporcjonalnie wyższą szansą jej podjęcia niż ich europejscy odpowiednicy. Jednocześnie Stary Kontynent jest niezwykle zróżnicowany wewnętrznie pod kątem źródeł wahań cyklicznych głównych agregatów na rynku pracy. Nie sposób więc mówić o jednolitym, paneuropejskim wzorcu dostosowań ilościowych między zatrudnieniem, bezrobociem i aktywnością zawodową. Wskazujemy jednak, że w zasadzie całą Europę (oprócz Wielkiej Brytanii) odróżnia od Ameryki to, że w okresach kryzysowych w krajach UE dochodzi do znacznej intensyfikacji zwolnień w przedsiębiorstwach, podczas gdy w Stanach Zjednoczonych dostosowanie odbywa się przede wszystkim poprzez zmniejszenie stopy zatrudnień.

Zbadaniu przyczyn tych różnic, za pomocą narzędzi formalnej analizy modelowej, poświęcamy Rozdział 3. W poprzedzającym go Rozdziale 2 przedstawiamy teoretyczne narzędzie w postaci dynamicznego, stochastycznego modelu równowagi ogólnej. Integrujemy w nim silną heterogeniczność jednostek na rynku pracy z szerszym modelem makroekonomicznym typu DSGE, w którym występują: (1) strukturalnie modelowane przepływy pomiędzy trzema stanami na rynku pracy, (2) wymiana handlowa i kapitałowa z zagranicą, (3) sektor bankowy uwzględniający podstawowe frykcje pieniężne i płynnościowe, (4) bank centralny prowadzący i opartą o reguły, i dyskrecyjną 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 gospodarek ośmiu państw OECD: Czech, Francji, Hiszpanii, Polski, Niemiec, Szwecji, Wielkiej Brytanii i USA. 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 do jakościowo poprawnego odzwierciedlenia cyklicznych własności produktu, konsumpcji, inwestycji, bezrobocia, bierności zawodowej, zatrudnienia, płac oraz wakatów, a także do odwzorowania przepływów na rynku pracy. W szczególności, w modelu występuje wyraźna antycykliczność bezrobocia i ujemna korelacja między nim a wakatami, a więc jakościowo poprawna krzywa Beveridge'a.

Za pomocą tego modelu dokonujemy historycznej dekompozycji wahań cyklicznych kilkunastu zmiennych obserwowanych, aby ocenić, jakie znaczenie dla zmienności poszczególnych z nich mają poszczególne szoki makroekonomiczne i różnice we własnościach gospodarki (parametrach). Wskazujemy przy tym, że niemal wahania cykliczne gospodarki mogą być w całości wyjaśnione przez zaledwie kilka zaburzeń makroekonomicznych, na czele z szokami technologicznymi. Fakt, że wyestymowane parametry modeli krajowych są do siebie wzajemnie zbliżone, wskazuje na podobieństwo strukturalne gospodarek OECD. Jednocześnie są one jednak na tyle zróżnicowane, by wywołać różną siłę i trwałość reakcji gospodarki na różne typy zaburzeń makroekonomicznych. Wskazuje to na możliwość identyfikacji za pomocą zaproponowanego modelu instytucjonalnych i nieinstytucjonalnych determinant cyklu koniunkturalnego w krajach rozwiniętych, czemu poświęcamy Rozdział 3.

Wskazujemy w nim, że za różnice w kształtowaniu się PKB i jego składowych w USA i Europie w przebiegu historycznych cykli koniunkturalnych, w tym w ostatnim kryzysie, odpowiadają przede wszystkim różnice w skali i intensywności szoków technologicznych. Czynniki instytucjonalne decydują o części PKB w zasadzie jedynie w Hiszpanii, a w wypadku inwestycji także w Polsce, Czechach, Niemczech i Szwecji. Z kolei o różnicach w zmianach stopy bezrobocia decydują zaburzenia zmieniające podaż pracy (która jest w Europie znacznie bardziej zmienna niż w USA) i (w mniejszym stopniu) popyt na pracę. Czynniki instytucjonalne mają relatywnie mniejsze, choć powszechne znaczenie dla różnic we własnościach cyklicznych stopy bezrobocia na Starym Kontynencie względem Ameryki. Warto podkreślić, że model zidentyfikował duże znaczenie czynników instytucjonalnych dla różnic w waniach cyklicznych wskaźnika zatrudnienia pomiędzy USA a Polską. Podobną rzecz można stwierdzić w przypadku wynagrodzeń. Czynniki instytucjonalne decydowały również powszechnie o różnicach prawdopodobieństw utraty pracy w Europie względem USA. W tym aspekcie Polska była raczej bliższa Niemcom niż Francji, które to kraje cechowały się krańcowo różnym poziomem elastyczności w tym obszarze.

Jednym z zadań stawianych przed modelem teoretycznym było włączenie modelu poszukiwań w rozbudowaną strukturę makroekonomiczną i endogenizacja przepływów pomiędzy biernością a aktywnością zawodową oraz procesu destrukcji miejsc pracy. Osiągnięcie tych celów pozwoliło na modelowanie rozległej sieci powiązań

między wahaniami cyklicznymi a rynkiem pracy oraz odzwierciedlenie zależności między zmianami poziomów zatrudnienia i bezrobocia, a przepływami między nimi, które jak pokazujemy w Rozdziale 1, są zróżnicowane. Umożliwiło również kwantyfikację roli zaburzeń makroekonomicznych i czynników instytucjonalnych dla zaobserwowanych różnic pomiędzy badanymi gospodarkami. Jest to sukces modelu, gdyż w przeciwieństwie do prac Halla (2005a) czy Justiniano, Michelacciego (2011) nie odwołuje się on do założonych a priori mechanizmów modyfikujących zachowanie modelu w oderwaniu od jego mikropodstaw. Jednak zarazem endogenizacja i rozbudowa struktury modelu utrudnia, czy niemal wyklucza interpretację wpływu parametrów (czynnika instytucjonalnego) w kategoriach jednej, czy też dwóch instytucji.

Kierunkiem przyszłych badań może być więc z jednej strony włączenie w strukturę modelu czynników instytucjonalnych obecnie w nim nieobecnych, w postaci np. zniekształcającego opodatkowania i transferów, które przez niektórych autorów (Prescott, 2004) są uznawane za kluczowe dla różnic między amerykańskim a europejskim rynkiem pracy. Z drugiej strony, 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. Gąska, 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 rosnąca rola dla gospodarek rozwiniętych została zasygnalizowana we Wprowadzeniu do opracowania.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Andolfatto D., Business cycle and labor market search. *American Economic Review*, 86:112–132, 1996.
- [2] Antosiewicz M., Bukowski M., Kowal P., 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.
- [3] Antosiewicz M., Bukowski M., Kowal P., On-the-job search i endogeniczna destrukcja w modelu dsge z silną heterogenicznością ex-post. *IBS Working Paper*, (03/2011), 2011.
- [4] Antosiewicz M., Bukowski M., Kowal P., Sticky wage nash bargaining model with incomplete information. *IBS Working Paper*, (05/2011), 2011.
- [5] Artola C., Bell U.L., Measuring labour market dynamics: An application to spain. *Departmental Working Papers 145*, Tor Vergata University, CEIS, strony –, 2001.
- [6] Azmat G., Güell M., Manning A., Gender gaps in unemployment rates in oecd countries. *Journal of Political Economy*, 24(1):1–37, 2006.
- [7] Bachmann R., Schaffner S., Biases in the measurement of labour market dynamics. *Sonderforschungsbereich 475, Komplexitätsreduktion in Multivariaten Datenstrukturen, Universität Dortmund 2009*, 12:–, 2009.
- [8] Barnichon R., Vacancy posting, job separation and unemployment fluctuations. Raport instytutowy, 2009.
- [9] Bassanini A., Duval R., Unemployment, institutions, and reform complementarities: re-assessing the aggregate evidence for oecd countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 25(1):40–59, 2009.
- [10] Blanchard O., Gali J., Real wage rigidities and the new keynesian model. *NBER, Working Paper 11806*, 2005.
- [11] Blanchard O., Gali J., Labor markets and monetary policy: A new keynesian model with unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2):1–30, 2010.
- [12] Blanchard O.J., Diamond P., Hall R.R., Murphy K., The cyclical behavior of the gross worker flows of u.s. workers. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990:85–155, 1990.
- [13] Boeri T., van Ours J., *Ekonomia niedoskonałych rynków pracy*. Wolters Kluwer Polska – OFICYNA, Warszawa, 2011.

- [14] Boyd J.P., *Chebyshev and Fourier Spectral Methods*. Dover Publications, Inc., Mineola, 2001.
- [15] Bukowski M., Lewandowski P., *Praca w rytmie wahań koniunktury*. Zatrudnienie w Polsce 2009. Instytut Badań Strukturalnych, 2011.
- [16] Bukowski M., Lewandowski P., *Strategia Lizbońska – nadzieje, sukcesy i porażki*. Zatrudnienie w Polsce 2010. Instytut Badań Strukturalnych, 2011.
- [17] Cahuc P., Zylberberg A., *Labor Economics*. MIT Press Books. The MIT Press, 2004.
- [18] Davis S.J., Haltiwanger J., Measuring gross worker and job flows. NBER Working Paper 5133, 1995.
- [19] Duval R., Elmeskov J., Vogel L., Structural policies and economic resilience to shocks. OECD Economics Department Working Papers 567, 2007.
- [20] Ebell M., Resurrecting the participation margin. *CEP Discussion Paper No. 873*, 2008.
- [21] Elsby M., Hobijn B., Sahin A., Unemployment dynamics in the oecd. NBER Working Papers 14617, National Bureau of Economic Research, Inc, Grudzień 2008.
- [22] Elsby M., Michaels R., Solon G., The ins and outs of cyclical unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1):84–110, January 2009.
- [23] Fujita S., Ramey G., The cyclicalities of separation and job finding rates. *International Economic Review*, 50(2):415–430, 05 2009.
- [24] Garibaldi P., Wasmer E., Equilibrium search unemployment, endogenous participation, and labor market flows. *Journal of the European Economic Association*, 3:851–882, 2005.
- [25] Gaspar J., Judd K.L., Solving large-scale rational-expectations models. *Macroeconomic Dynamics*, 1(01):45–75, 1997.
- [26] Gertler M., Trigari A., Unemployment fluctuations with staggered nash wage bargaining. *Journal of Political Economy*, 117(1):38–86, 2009.
- [27] Gradzewicz M., Strzelecki P., Kreacja i destrukcja miejsc pracy w Polsce w świetle publikowanych danych miesięcznych. *Bank i Kredyt*, 42:61–86, 2011.
- [28] Gąska J., Lewandowski P., *Procedury i regulacje – o zatrudnianiu i zwalnianiu*. Zatrudnienie w Polsce 2009. Instytut Badań Strukturalnych, 2011.
- [29] R. Hall. Employment fluctuations with equilibrium wage stickiness. *The American Economic Review*, 95:50–65, 2005.
- [30] Hall R.E., Job Loss, Job Finding and Unemployment in the U.S. *Economy over the Past 50 Years*, wolumen 20 serii *NBER Macroeconomics Annual 2005*, strony 101–166. National Bureau of Economic Research, Inc., 2005.
- [31] Jürges H., Unemployment, life satisfaction and retrospective error. *Journal of the Royal Statistical Society*, 170(1):43–61, 2007.
- [32] Justiniano A., Michelacci C., The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies in the us and europe. NBER Working Papers 17429, National Bureau of Economic Research, Inc, 2011.

- [33] Krause M.U., Lubik T.A., The cyclical upgrading of labor and on-the-job search. *Labour Economics*, 13:459–477, 2006.
- [34] Kruppe T., Assessing labour market dynamics: European evidence. *International Labour Organization, Employment Paper*, 2001/15:–, 2001.
- [35] Krussel P., Mukoyama T., Rogerson R., Sahin A., A three state model of worker flows in general equilibrium. *Journal of Economic Theory*, 146:1107–1133, 2011.
- [36] Kydland F.E., Prescott E.C., Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 91:39–69, 1982.
- [37] Layard R., Nickell S., Jackman R., *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press, Oxford, 1991.
- [38] 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*, strony –, 1990.
- [39] Merz M., Search in the labor market and real business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 36:269–300, 1995.
- [40] Mortensen D.T., Pissarides C.A., Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61:397–415, 1994.
- [41] Pissarides C., *Equilibrium Unemployment Theory*. Basil Blackwell, 1990.
- [42] Pissarides C., *Equilibrium Unemployment Theory*. Cambridge MIT Press, 2000.
- [43] Prescott E.C., Why do americans work so much more than europeans? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28:2–13, 2004.
- [44] Robert E.H., Milgrom P.R., The limited influence of unemployment on the wage bargain. *American Economic Review*, 98(4):1653–74, September 2008.
- [45] Rogerson R., Shimer R., *Search in Macroeconomic Models of the Labor Market*, wolumen 4 serii *Handbook of Labor Economics*. Elsevier, Październik 2011.
- [46] Shimer R., The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies. *American Economic Review*, 95:25–49, 2005.
- [47] Shimer R., The cyclicity of hires, separations, and job-to-job transitions. Raport instytutowy, Lipiec 2005.
- [48] Shimer R., On-the-job search and strategic bargaining. *European Economic Review*, 50:811–830, 2006.
- [49] Shimer R., Reassessing the ins and outs of unemployment. NBER Working Papers 13421, National Bureau of Economic Research, Inc, Wrzesień 2007.
- [50] Strawiński P., Ins and outs of polish unemployment. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1:243–259, 2009.
- [51] Tripier F., Can the labor market search model explain the fluctuations of allocations of time? *Economic Modelling*, 21:131–146, 2003.
- [52] Veracierto M., On the cyclical behavior of employment, unemployment and labor force participation. *Journal of Monetary Economics*, 55:1143–1157, 2008.

METODOLOGIA ESTYMACJI PRZEPŁYWÓW I STÓP HAZARDU NA PODSTAWIE DANYCH ZAGREGOWANYCH

Badanie przepływów na rynku pracy na podstawie danych makroekonomicznych zostało zapoczątkowane w artykule Shimer (2007), a następnie rozwinięte przez Elsby et al. (2008). Rozwinięcie to miało na celu dostosowanie pierwotnej metody do specyfiki krajów europejskich których gdzie mniejszy odsetek bezrobotnych niż w USA znajduje pracę w ciągu miesiąca, a rynki pracy są mniej dynamiczne. Powoduje to, że założenie Shimera, że rynek pracy jest trwale w stanie tzw. "równowagi przepływowej" nie jest spełnione. Elsby et al. (2008) proponują wykorzystanie również danych o liczbie bezrobotnych pozostających bez pracy przez 2-3, 3-6 i 6-12 miesięcy i zastosowanie średniej ważonej oszacowań, przez co miesięczne stopy hazardu są bardziej wiarygodne.

A.1 Estymacja stóp hazardu dla odpływu z bezrobocia

Ramy analityczne obliczania przepływów na rynku pracy opierają się na założeniu że ewolucja bezrobocia w czasie kształtuje się według następującego wzorca:

$$\frac{du_t}{dt} = s_t(1 - u_t) - f_t u_t \quad (\text{A.1})$$

u_t jest miesięczną stopą bezrobocia, s_t i f_t to miesięczne stopy napływu do i odpływu z bezrobocia. Innymi słowy, s_t to ryzyko, że osoba pracująca napłynie do bezrobocia w ciągu danego miesiąca, a f_t – ryzyko, że dana osoba bezrobotna znajdzie pracę w tym oknie czasowym. Będą one w dalszej części tekstu nazywane „stopami hazardu” odpowiednio dla napływów do bezrobocia i odpływów z bezrobocia. Jednocześnie stopa bezrobocia w miesiącu t może być wyrażona wzorem:

$$u_t = \lambda_t u_t^* + (1 - \lambda_t) u_{t-12} \quad (\text{A.2})$$

gdzie $u^* = \frac{s_t}{s_t + f_t}$ to stopa bezrobocia w tzw. przepływowym stanie ustalonym, a $\lambda_t = 1 - e^{-12(s_t + f_t)}$ to tempo konwergencji do stanu ustalonego.

Prawdopodobieństwo, że bezrobotny opuści stan bezrobocia w ciągu d miesięcy jest wyrażone wzorem:

$$F_t^{<d} = 1 - \frac{u_{t+d} - u_{t+d}^{<d}}{u_t} \quad (\text{A.3})$$

gdzie u_{t+d} to całkowita stopa bezrobocia w miesiącu d , w roku t , a $u_{t+d}^{<d}$ to stopa bezrobocia przez okres krótszy niż d .

Stąd prawdopodobieństwo, że bezrobotny znajdzie pracę w ciągu miesiąca, jeżeli jest bezrobotnym krócej niż d miesięcy to:

$$f_t^{<d} = -\frac{\ln(1 - F_t^{<d})}{d} \quad (\text{A.4})$$

Dostępne dane (kwartalne dane o liczbie bezrobotnych i informacja o długości pozostawania w bezrobociu) pozwalają na oszacowanie stóp hazardu dla $d \in 1, 3, 6, 12$ ³⁶. Stopy hazardu są następnie przeważane przy pomocy wag dobranych według powszechnie stosowanego algorytmu doboru optymalnych wag³⁷. Stopy hazardu dla napływu do bezrobocia otrzymuje się rozwiązując równanie (2). Podsumowując, stopy hazardu interpretować można jako ryzyko, że osoba bezrobotna, która nie znalazła pracy (bądź nie została zwolniona) w okresie wcześniejszym, odpłynie (napłynie) z bezrobocia w ciągu kolejnego miesiąca. Przy tak zdefiniowanych stopach hazardu przepływy brutto wynoszą odpowiednio:

$$\begin{aligned} \mathcal{F}_t &= 12f_t u_t^* - \lambda_t(1 - u_t^*)(u_t - u^*), \text{ dla odpływów z bezrobocia,} \\ \mathcal{S}_t &= 12f_t u_t^* - \lambda_t u_t^*(u_t - u^*), \text{ dla napływów do bezrobocia.} \end{aligned}$$

³⁶ Miesięczne stopy bezrobocia są interpolowane z danych kwartalnych.

³⁷ Stopy hazardu są takie same dla $d=1, 3, 6, 12$ tylko wtedy jeżeli negatywna zależność pomiędzy ryzykiem znalezienia pracy, a długością pozostawania w bezrobociu (ang. *duration dependence*) nie występuje. Szacując stopy hazardu przeprowadzono testy statystyczne, mające na celu sprawdzenie występowania takiej zależności – okazało się, że w większości krajów europejskich, nie jest to problemem. W przypadku Wielkiej Brytanii, dla której oszacowane stopy hazardu okazały się niespójne, zdecydowano się na wykorzystanie jedynie oszacowań dla 1 miesiąca, podobnie jak w pracy Elsby et al. (2008).

Dla zapewnienia spójności tych prawdopodobieństw z danymi makroekonomicznymi o częstotliwości kwartalnej i strukturą modelu teoretycznego wykorzystywanego w Rozdziale 2, w którym okres czasu jest tożsamy z kwartałem, przeliczamy je zgodnie z transformacją zaproponowaną przez Justiniano, Michelacciego (2011) tak, by wyrażały one warunkowe prawdopodobieństwa wystąpienia danego przepływu na przestrzeni nie miesiąca, lecz kwartału. Przy tym, dla procesu Poissona przepływów miesięcznych i kwartalnych oczekiwany czas przebywania w zatrudnieniu powinien być taki sam. Stopy hazardu dla przepływów na przestrzeni kwartału zdefiniowane są więc następująco:

$$s_t^q = 1/(3s_t)$$

$$f_t^q = 1/[1(3f_t) + 1]$$

A.2 Dekompozycja zmian bezrobocia

Wpływ zmian stóp hazardu dla napływów i odpływów z bezrobocia został wyodrębniony przy wykorzystaniu faktu, że zmiany stóp bezrobocia można przybliżyć w następujący sposób (por. Elsby et al. (2008)):

$$\Delta \ln(u_t) \approx \lambda_t \left\{ (1 - u_t^*) [\Delta \ln(s_t) - \Delta \ln(f_t)] + \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}} \Delta \ln(u_{t-1}) \right\}$$

Zgodnie z tym równaniem, skumulowany wpływ zmian stopy hazardu dla odpływu i napływu na stopę bezrobocia, można zapisać odpowiednio rekurencyjnymi wzorami:

$$C_{ft} = \lambda_{t-1} \left[- (1 - u_t^*) \Delta \ln(f_t) + \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}} C_{ft-1} \right], \text{ przy czym } C_{f0} = 0,$$

$$C_{st} = \lambda_{t-1} \left[- (1 - u_t^*) \Delta \ln(s_t) + \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}} C_{st-1} \right], \text{ przy czym } C_{s0} = 0.$$

Dodatkowo, wyróżniany jest jeszcze wpływ początkowego odchylenia stopy bezrobocia od stanu ustalonego, wyrażony poprzez.

$$C_{0t} = \lambda_{t-1} \frac{1 - \lambda_{t-2}}{\lambda_{t-2}} C_{0,t-1}, \text{ przy czym } C_{00} = \Delta \ln(u_0).$$

Wyniki tak przeprowadzonej dekompozycji zmian stopy bezrobocia dla poszczególnych krajów przedstawione zostały na Rysunku 1.4.

Następnie, miary skumulowanego wkładu do zmian stopy bezrobocia wahań stopy napływu do bezrobocia (F_f), odpływu z bezrobocia (F_s) oraz wyjściowego odchylenia od przepływowego stanu ustalonego (F_0) można zdefiniować jako:

$$\begin{aligned} F_f &= \frac{cov[C_{ft}, \Delta \ln(u_t)]}{var(\Delta \ln(u_t))} \\ F_s &= \frac{cov[C_{st}, \Delta \ln(u_t)]}{var(\Delta \ln(u_t))} \\ F_0 &= \frac{cov[C_{0t}, \Delta \ln(u_t)]}{var(\Delta \ln(u_t))} \end{aligned}$$

Jeśli dekompozycja w pełni oddaje zmiany stopy bezrobocia, to $F_f + F_s + F_0 = 0$.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Shimer (2007), Elsby et al. (2008).}

Dodatek B

ESTYMACJA PARAMETRÓW EGZOGENICZNYCH PROCESÓW STOCHASTYCZNYCH

Dynamika i -tego procesu egzogenicznego w kraju $j \in J$, $z_{t,j}^i$ w modelu przyjmuje postać

$$z_{t,j}^i = \rho_j^i z_{t-1,j}^i + \sigma_j^i \epsilon_{t,j}^i$$

W wyniku dekompozycji historycznej uzyskujemy wartość oczekiwaną $z_{t,j}^{iE}$ oraz odchylenie standardowe $\omega_{t,j}^i$ estymacji wartości $z_{t,j}^i$ w chwili t pod warunkiem dostępnej do tego okresu informacji I_t . Tym samym

$$z_{t,j}^{iE} \sim N(z_{t,j}^i, \omega_{t,j}^i) \quad (\text{B.1})$$

Chcemy rozważyć model, w którym parametry procesów egzogenicznych są jednakowe dla różnych krajów, kraje mogą jednak różnić się realizacją tych procesów. Definiujemy przeciętny proces i -tej zmiennej egzogenicznej jako

$$\bar{z}_{t,j}^i = \bar{\rho}^i \bar{z}_{t-1,j}^i + \bar{\sigma}^i \epsilon_{t,j}^i$$

W celu ustalenia wartości parametrów $\bar{\rho}^i$ oraz $\bar{\sigma}^i$. Zakładamy, że dla danej zmiennej egzogenicznej i parametry ρ_j^i oraz σ_j^i dla różnych krajów losowane są odpowiednio z rozkładu normalnego $N(\bar{\rho}^i, \sigma_{\rho}^i)$ oraz $N(\bar{\sigma}^i, \sigma_{\sigma}^i)$ w sposób niezależny. Parametry $\bar{\rho}^i$, $\bar{\sigma}^i$ estymujemy metodą największej wiarygodności. Niech

$$L\left(\{z_{t,j}^{iE}\}_{j \in J, t \in T} \mid \bar{\rho}^i, \bar{\sigma}^i, \sigma_{\rho}^i, \sigma_{\sigma}^i, \{\rho_j^i\}_{j \in J}, \{\sigma_j^i\}_{j \in J}\right)$$

oznacza funkcję wiarygodności dostępnych obserwacji realizacji szoków egzogenicznych dla krajów $j \in J$, $\{z_{tj}^{iE}\}_{j \in J, t \in T}$ pod warunkiem poszukiwanych parametrów $\bar{\rho}^i, \bar{\sigma}^i, \sigma_\rho^i, \sigma_\sigma^i$ oraz parametrów procesu egzogenicznego i w poszczególnych krajach. Wartość tej funkcji wiarygodności można wyznaczyć korzystając z filtru Kalmana biorąc zmienne $z_{t,j}^i$ jako zmienne nieobserwowane uwzględniając (B.1). Wtedy poszukiwana funkcja wiarygodności przyjmuje postać

$$L\left(\{z_{tj}^{iE}\}_{j \in J, t \in T} \middle| p\right) = \int L\left(\{z_{tj}^{iE}\}_{j \in J, t \in T} \middle| p, \{\rho_j^i\}_{j \in J}, \{\sigma_j^i\}_{j \in J}\right) \times dF\left(\{\rho_j^i\}_{j \in J}, \{\sigma_j^i\}_{j \in J} \middle| p\right) \equiv \Omega$$

gdzie $p = \{\bar{\rho}^i, \bar{\sigma}^i, \sigma_\rho^i, \sigma_\sigma^i\}$ oraz

$$dF\left(\{\rho_j^i\}_{j \in J}, \{\sigma_j^i\}_{j \in J} \middle| p\right) = \prod_j dN(\rho_j^i | \bar{\rho}^i, \sigma_\rho^i) \times \prod_j dN(\sigma_j^i | \bar{\sigma}^i, \sigma_\sigma^i)$$

gdzie $dN(x|\mu, \sigma)$ jest gęstością prawdopodobieństwa rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej μ i odchyleniu standardowym σ . Całkę Ω można wyznaczyć korzystając z aproksymacji Laplace'a.

Dodatek C

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 Dodatkiem A, 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 filtru 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.

Tabela C.1: Źródła oraz zakres wykorzystanych danych empirycznych

	PKB	Konsumpcja	Inwestycje	Przepływy**	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*	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*	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*	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1995Q1-2010Q3	1977-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Francja*	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
Polska1	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
Słowenia	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*	1993Q1-2010Q3	1993Q1-2010Q3	b.d.	1971-2010	1992Q1-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q1-2010Q3
Wielka Brytania*	1970Q1-2010Q3	1970Q1-2010Q3	1970Q1-2010Q3	1983-2010	1992Q2-2010Q3	1998Q2-2010Q3	1992Q2-2010Q3
Stany Zjednoczone*	1970Q1-2010Q4	1970Q1-2011Q2	1995Q1-2010Q4	1969-2010	1970Q1-2010Q4	1970Q0-2010Q4	1970Q1-2010Q4

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

** Przepływy zostały obliczone zgodnie z metodą opisaną w artykule Elsy (2008) na podstawie danych z Eurostat oraz OECD.

Uwaga: O ile nie zaznaczono inaczej, dane pochodzą z bazy danych Eurostat.

Tabela C.1: Źródła oraz zakres wykorzystanych danych empirycznych

	Stopa wakatów	Płaca 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*	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*	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*	2001Q1-2008Q4	1992Q1-2010Q3, OECD	1994Q1-2011Q3	1992Q1-2010Q3	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS
Francja*	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	-	-	1955Q1-2010Q4	-	-	-	b.d.
Węgry	2004Q1-2010Q3	-	-	1980Q1-2010Q4	-	-	-	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
Polska1	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*	2001Q1-2010Q3	1992Q1-2010Q3, OECD	1992Q1-2011Q3	1992Q1-2010Q3	1993Q1-2011Q2	1993Q1-2011Q2	1993Q1-2011Q2	1993-2007, KLEMS
Wielka Brytania*	2001Q2-2009Q4	1970Q1-2010Q2, OECD	1991Q1-2011Q3	1970Q1-2010Q3	1990Q3-2011Q1	1990Q3-2011Q1	1990Q3-2011Q1	1970-2007, KLEMS
Stany Zjednoczone*	2001Q1-2010Q4	1970Q1-2010Q4, OECD	1991Q1-2011Q3	1970Q1-2010Q4	1991Q1-2011Q2	1991Q1-2011Q2	1995Q1-2011Q2	1970-2007, KLEMS

* 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.

NOTATKI

NOTATKI

[illegible]

NOTATKI

NOTATKI

[illegible]



INSTYTUT BADAŃ STRUKTURALNYCH

Wydawca: Fundacja Naukowa Instytut Badań Strukturalnych
ul. Rejtana 15 lok.24/25, 02-516 Warszawa
www.ibs.org.pl

Copyright by Fundacja Naukowa Instytut Badań Strukturalnych

ISBN 978-83-934195-1-1

Publikacja dystrybuowana bezpłatnie

Projekt finansowany z grantu nr N R11 0034 06/2009,
na podstawie umowy z Narodowym Centrum Badań i Rozwoju.