
Stanisław CICHOCKI*

Michał GRADZEWICZ**

Joanna TYROWICZ***

Wrażliwość zatrudnienia na zmiany PKB w Polsce a elastyczność instytucji rynku pracy

Streszczenie: Celem artykułu jest zweryfikowanie czy stopniowe upowszechnianie elastycznych form zatrudnienia w Polsce znajduje odzwierciedlenie w zmianach reakcji zatrudnienia na PKB. Jako metodę badawczą zastosowano analizę wrażliwości zatrudnienia na dynamikę PKB w okresie 1995q1–2012q4, polegającą na estymacji funkcji reakcji na impuls (IRF), opierającej się na wielu modelach wektorowej autoregresji (VAR) dla PKB i miar zatrudnienia. Uzyskane wyniki badania wskazują, że na poziomie zagregowanym oraz w rozbiciu na sektory zachodzą pewne zmiany we wrażliwości zatrudnienia na popyt zagregowany, lecz dane nie potwierdzają zależności pomiędzy uelastycznieniem a tymi zmianami. Silnie widoczna jest natomiast cykliczność zmian we wrażliwości oraz rozbieżność długookresowych trendów pomiędzy głównymi sektorami gospodarki. Na podstawie badania można postawić wniosek, iż trudno jest jednoznacznie wskazać, czy zmiany w zależności zatrudnienia od produkcji w poszczególnych sektorach powiązane są bezpośrednio z rosnącą rolą elastycznych form zatrudnienia.

Słowa kluczowe: elastyczne formy zatrudnienia, wrażliwość, funkcja reakcji na impuls (IRF), cykliczność

Kody klasyfikacji JEL: J23, C22

Artykuł nadesłany 28 stycznia 2015r., zaakceptowany 8 lipca 2015r.

* Uniwersytet Warszawski, Narodowy Bank Polski; e-mail: scichoeki@wne.uw.edu.pl

** Narodowy Bank Polski, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; e-mail: michal.gradzewicz@nbp.pl

*** Uniwersytet Warszawski, Narodowy Bank Polski; e-mail: j.tyrowicz@uw.edu.pl

Wprowadzenie

Reakcja rynków pracy na globalne spowolnienie gospodarcze w latach 2008–2010 była bardzo zróżnicowana między krajami. Eichhorst i in. [2010a; 2010b] a także Marelli i in. [2012] wskazują, że u podstaw tego zróżnicowania leży zasadnicza i systematyczna różnica w elastyczności rynków pracy. Z drugiej strony, Reginald i in. [2010] podkreślają, że międzynarodowe różnice w skutkach zmian dynamiki PKB dla rynku pracy zależą także od charakteru szoku (tj. od jego źródła, zróżnicowania sektorowego oraz oczekiwanego czasu jego trwania). Nawet, gdy szok jest postrzegany jako przejściowy, to sztywny rynek pracy wiąże się ze znaczącymi redukcjami zatrudnienia na czas określony a tzw. programy anty kryzysowe okazują się mniej lub całkowicie nieskuteczne w podtrzymywaniu zatrudnienia. Na rynkach o niewielkiej segmentacji i względnej elastyczności, nawet względnie trwały szok prowadzić może za to do niższej całkowitej skali dostosowań zatrudnienia.

Rozważania te dotyczą porównań międzynarodowych, pomiędzy gospodarkami zróżnicowanymi instytucjonalnie, ale nawet w ramach danej gospodarki mogą zachodzić zmiany instytucjonalne lub strukturalne skutkujące zmianami dostosowań, m.in. na rynku pracy, w reakcji na zmieniające się warunki gospodarowania. W konsekwencji, zmiany mechanizmów dostosowań na rynku pracy w danej gospodarce powinny przejawiać się zmianami kształtu funkcji reakcji na impuls¹. Takie oczekiwanie oparte jest na naturze procesów na rynku pracy. Na przykład większe uelastycznienie uwarunkowań legislacyjnych zatrudniania i zwalniania pracowników powinno się przejawiać jednocześnie większą skalą odpowiedzi zatrudnienia na szok w popycie oraz szybszym wygasaniem skutków pierwotnego impulsu dla rozwoju sytuacji na rynku pracy. Jiménez i Russo [2012] przeprowadzili taką analizę dla wybranych krajów UE na przestrzeni lat 1980–2010, dzieląc próbę na dwie dekady, co w przybliżeniu odpowiada okresom poprzedzającym uelastycznienie rynku pracy oraz późniejszym. Estymując funkcję reakcji na impuls (IRF) opierając się na modelu wektorowej autoregresji (VAR) pomiędzy zatrudnieniem i PKB Jiménez i Russo [2012] zasugerowali, że uelastycznienie prowadzi do większej skali dostosowań zatrudnienia, ale także krótszego okresu skutków oddziaływania pierwotnego impulsu.

Badanie Jiménez i Russo [2012] bazuje jednak na dwóch restrykcyjnych założeniach. Po pierwsze, utożsamia wprowadzenie zmian legislacyjnych przy ich wykorzystaniu. Moment zmiany legislacyjnej niekoniecznie jest jednak tym samym, co upowszechnienie wykorzystania jej w gospodarce. Po drugie, w badaniu Jiménez i Russo [2012] nie ma bezpośredniej analizy przyczynowo-skutkowej pomiędzy zmianą IRF a zmianami w uregulowaniach rynku pracy. Autorzy tylko *wnioskują* o takim związku na podstawie faktu, iż kraje, które przeprowadziły reformy rynku pracy ok. połowy analizowanego okresu,

¹ Ang. *Impulse Response Function* (IRF). W tym artykule definiujemy je jako mnożniki chwilowe zatrudnienia względem PKB lub wartości dodanej jako funkcje opóźnień.

cechują się innym przebiegiem IRF oszacowanych na drugiej połowie badanego okresu, niż na pierwszej. Jednak taki stan rzeczy może być pochodną wielu zmian. Na przykład dwie analizowane dekady, to okres stopniowego wzrostu sektora usług, którego cykliczność jest inna niż w przypadku przemysłu. Rozwój usług skutkuje z pewnością zmianami w relacji pomiędzy PKB (będącym miarą popytu w gospodarce) oraz zatrudnieniem. Inną istotną zmianą mającą potencjalny wpływ na zmiany wrażliwości² zatrudnienia względem szoków popytowych jest stopniowy wzrost wykształcenia wśród pracujących oraz rosnąca aktywność zawodowa kobiet, co zazwyczaj wiąże się także z szerszym wykorzystaniem pracy w niepełnym wymiarze czasu pracy i stosowaniem innych instrumentów ułatwiających godzenie ról rodzinnych i zawodowych. To także będzie rzutować na wrażliwość (tzw. dostosowania zatrudnieniowe i godzinowe). Z tego powodu trudno jednoznacznie przypisać zidentyfikowany przez Jimenez i Russo [2012] nowy wzorzec reakcji zatrudnienia na PKB tylko i wyłącznie uelastycznieniu regulacji. Trzecim istotnym ograniczeniem tej metodyki jest dość arbitralny podział analizowanego okresu na dwa podokresy.

Mając na uwadze powyższe wątpliwości, podejmujemy próbę empirycznego zweryfikowania, czy w polskiej gospodarce zależność pomiędzy popytem i zatrudnieniem jest zmienna, oraz czy tę zmienność można przypisać rosnącemu wykorzystaniu elastycznych form zatrudnienia (w tym głównie: umów o pracę na czas określony na podstawie kodeksu pracy).

W tym miejscu należy zaznaczyć, iż istnieje kilka rodzajów elastyczności na rynku pracy takich jak elastyczność ilościowa (dopasowanie poprzez liczbę pracowników; jest ono zależne od przepisów regulujących ochronę stosunku pracy oraz od podaży pracy), elastyczność godzinowa (dopasowanie poprzez zmiany w przeciętym czasie pracy) czy też elastyczność płacowa (dopasowanie poprzez płace). W artykule skupiamy się głównie na elastyczności ilościowej związanej z wykorzystaniem umów o pracę na czas określony oraz w pewnym stopniu na elastyczności godzinowej związanej z pracą w niepełnym wymiarze.

W celu empirycznej weryfikacji postawionych wcześniej pytań przeprowadzamy serię estymacji modelu VAR w kroczącym oknie na okresie 1995q1–2012q4. Na tej podstawie uzyskujemy oszacowania kształtu IRF. Po drugie, mając na uwadze zidentyfikowane różnice w cyklicznym zachowaniu się różnych części gospodarki (por. Gradzewicz i in. [2010]), poza PKB i zagregowanym zatrudnieniem w gospodarce narodowej (GN) uwzględniono w tym artykule także ujęcie sektorowe, analizując relacje pomiędzy wartością dodaną i zatrudnieniem w przemyśle i usługach. Po trzecie, rozróżniono pomiędzy zmianami zachodzącymi w odniesieniu do trendów, jak i zależnościami istniejącymi na poziomie częstotliwości koniunkturalnych. Wreszcie, odpowiednie analizy przeprowadzono w odniesieniu do populacji zatrudnionych w GN oraz do liczby pracujących wg BAEL. Ponieważ zatrudnienie w GN sprawozdawane

² Wrażliwość rozumiana jest w tym artykule jako odpowiednik angielskiego słowa *responsiveness* obrazującego funkcję reakcji zmiennych zależnych w modelu VAR na szok.

jest w przeliczeniu na pełne etaty, różnice pomiędzy tymi zmiennymi pozwalają wychwycić rolę dostosowań zatrudnieniowych i godzinowych.

Uzyskane wyniki nie wskazują, by zmiany w powiązaniu pomiędzy PKB i zatrudnieniem w Polsce następowały wskutek stopniowego uelastyczniania polskiego rynku pracy. O ile wahania cykliczne na rynku pracy są ściśle powiązane z wahaniami cyklicznymi w popycie zagregowanym, o tyle prawidłowość ta jest zaburzona na poziomie sektorowym. Pomimo rosnącego systematycznie udziału osób z kontraktami czasowymi (uregulowanymi w kodeksie pracy, jaki i tymi, które są regulowane kodeksem cywilnym) nie potwierdza się intuicja o większej wrażliwości zmienności zatrudnienia na wahania PKB. Dane wskazują na wzrost wrażliwości zatrudnienia mierzonego w etatach oraz względnie stabilną wrażliwość liczby osób pracujących.

Artykuł ma następującą strukturę. W pierwszej kolejności omówiona została literatura przedmiotu. Następnie przedstawiamy opis danych a w kolejnej części omawiamy metodykę badawczą. Część piątą przedstawia estymację i wyniki dla danych zagregowanych oraz ich komponentów cyklicznych. Analiza ta nie potwierdza hipotezy o powiązaniu zmian w legislacji ze zmianami we wrażliwości zatrudnienia na szok PKB, co jednak nie wyklucza zmian we wrażliwości w przemyśle i w usługach (np. o podobnej skali, lecz przeciwnym znaku). Dlatego w następnej sekcji omówiono efekty oszacowań na danych zdezagregowanych na podstawowe sektory gospodarki. W ostatniej sekcji zawarto podsumowanie oraz wnioski dla polityki rynku pracy umotywowane przeprowadzonymi analizami.

Przegląd badań

Literatura dotycząca wpływu uelastycznienia rynku pracy na zatrudnienie i bezrobocie jest obszerna i zróżnicowana zarówno ze względu na metodykę, jak i identyfikację związków przyczynowo-skutkowych. Znaczna część badań obejmuje okres począwszy od lat 1980–1990 ze względu na dokonywane w tym okresie reformy rynku pracy, mające na celu deregulację i uelastycznienie. W większości zmiany te polegały na wprowadzaniu tzw. elastycznych form zatrudnienia, do których można zaliczyć umowy na czas określony oraz agencje pracy tymczasowej. Drugim rodzajem zmian było modyfikowanie zasad dotyczących okresu wypowiedzenia, wysokości odprawy oraz niezbędnej podstawy wymaganej, by zakończyć stosunek pracy.

Pewna część tej literatury czerpie identyfikację z analiz różnic pomiędzy poszczególnymi krajami a zwłaszcza krajami anglosaskimi (USA, Wielka Brytania) i krajami Europy Zachodniej. Na przykład Abraham i Houseman [1993] analizowały reakcję wielkości zatrudnienia oraz liczby godzin przepracowanych na zmiany w regulacjach dotyczących ochrony zatrudnienia dla wybranych krajów europejskich oraz USA. Używając modelu Koycka dla lat 1973–1990 pokazały, iż w badanych krajach Europy Zachodniej (Belgia, Francja, Niemcy) reakcja wielkości zatrudnienia w przemyśle na zmiany w produkcji globalnej

jest zdecydowanie wolniejsze niż Stanach Zjednoczonych. Ponadto Abraham i Houseman [1993] pokazały, iż zmiany w regulacjach prawnych dotyczących rynku pracy, a polegające na ułatwieniach w zwalnianiu pracowników, nie przyczyniły się do zwiększenia elastyczności rynku pracy: nie pociągnęły one za sobą szybszego dopasowania po stronie zatrudnienia w momentach osłabionej koniunktury gospodarczej.

Z kolei Bertola i Ichino [1995] analizowali zmiany w zatrudnieniu w wybranych krajach europejskich oraz USA od lat 60. do 90. XXw. Pokazali oni, iż zatrudnienie w krajach europejskich w początkowym okresie badania cechuje się stałymi zmianami w czasie, natomiast w końcowym okresie badania zmiany te stają się bardziej zróżnicowane. Różnice w zachowaniu zatrudnienia pomiędzy krajami europejskimi a krajami anglosaskimi, jak i różnice w czasie spowodowane są wg Bertoli i Ichino [1995] różnicami w instytucjach rynku pracy. Kraje anglosaskie cechują się większą elastycznością rynku pracy, co pociąga za sobą większe wahania zatrudnienia niż w krajach europejskich, z większymi sztywnościami, przy porównywalnych między tymi krajami wahaniami produkcji.

Inna część literatury związanej z wpływem uelastycznienia rynku pracy na zatrudnienie i bezrobocie dotyczy reakcji tego rynku na szok. Według Eichorsta i in. [2010a; 2010b] wpływ ostatniego kryzysu gospodarczego w latach 2008–2010 był zróżnicowany między krajami ze względu na różnice w instytucjach rynku pracy. Dla celów analizy wyróżnili oni kilka rodzajów elastyczności rynku pracy, pogrupowali według nich kraje w klastry, co pozwala na uchwycenie zróżnicowania pomiędzy nimi jeśli chodzi o politykę rynku pracy i ochronę pracowników. Eichhorst i in. [2010a] pokazują, iż regulacje związane z ochroną stosunku pracy miały mniejszy wpływ na zatrudnienie w czasie ostatniego kryzysu. Istotne natomiast były dopasowania dokonywane poprzez tzw. dostosowania godzinowe, tj. redukcję zapotrzebowania na tzw. pracowników „nietypowych”.

Na zróżnicowaną reakcję zatrudnienia na negatywny szok popytowy ze względu na różnice w instytucjach rynku pracy wskazują także Marelli i in. [2012]. Dokonując analizy zatrudnienia i PKB w latach 1990–2011 dla wybranych krajów europejskich wyróżnili oni następujące sposoby dopasowania po ostatnim kryzysie: a) zmniejszenie zatrudnienia i wzrost produktywności na skutek zwiększonej elastyczności zewnętrznej (Hiszpania, Węgry, częściowo także w Finlandii, Holandii oraz Wielkiej Brytanii); b) brak zmian poziomu zatrudnienia przy zmniejszeniu produktywności na skutek zwiększonej elastyczności wewnętrznej (Francja, Włochy, Niemcy oraz Czechy); c) zmniejszenie zatrudnienia i produktywności (Litwa, Łotwa, Estonia); d) wzrost zatrudnienia i produktywności (Belgia, Polska).

W jednym z najszerzej cytowanych badań, Blanchard i Wolfers [2000] starali się wytłumaczyć zróżnicowanie zachowania bezrobocia, zarówno w czasie, jak i pomiędzy krajami w przypadku 20 państw OECD od 1960 r. Stwierdzili, iż zróżnicowanie w skali szoków pomaga tłumaczyć zróżnicowanie poziomu

bezrobocia w czasie, ale nie pomaga tłumaczyć różnic we wrażliwości bezrobocia na szoki pomiędzy krajami. Natomiast za pomocą instytucji rynku pracy można wyjaśnić zróżnicowanie między krajami, ale nie w czasie. Jednym z istotnych wniosków z tego badania jest to, że jeśli ambicją badania jest wyjaśnienie zróżnicowania stóp bezrobocia w czasie i pomiędzy krajami, ujęcie musi uwzględniać interakcję pomiędzy szokami i instytucjami. Z drugiej strony, w modelach opartych na szeregach czasowych, koncentrujących się na wybranej gospodarce, kategoria szoku jest mało satysfakcjonująca intelektualnie, ponieważ na poziomie identyfikacyjnym szokiem jest każde odstępstwo od trendu, a zatem model *de facto* tłumaczyłby co do zasady nieznanne odstępstwa od trendu (np. bezrobocia), co do zasady nieznanymi odstępstwami od trendu (np. PKB), co jest niebezpiecznie bliskie tautologii³.

Analizą skutków zmian w kontekście jednego kraju zajęli się Cabrales i Hopenhayn [1997], badając zmiany w zatrudnieniu w Hiszpanii w latach 80. i 90. XX w. na skutek wprowadzeniem umów na czas określony. Doprowadziło to do zwiększenia zatrudnienia przy jednoczesnym wzroście jego zmienności na skutek zwiększonej zmienności kreacji miejsc pracy przy stałych własnościach cyklicznych destrukcji miejsc pracy. Budując i kalibrując model popytu na pracę z uwzględnieniem umów na czas określony, Cabrales i Hopenhayn [1997] pokazują, iż w okresach dobrej koniunktury gospodarczej udział umów na czas określony w ogólnej liczbie umów zwiększa się. Rośnie również udział, jaki powyższe umowy mają w kreacji i destrukcji miejsc pracy. Jeśli wzrost ten jest proporcjonalny, nie należałoby oczekiwać zwiększonej zmienności w cyklu zatrudnienia na umowach czasowych. Należy jednak zaznaczyć, iż umowy te w dużym stopniu dotyczą pracowników w trudniejszej sytuacji na rynku pracy: osób młodych, pracowników w rolnictwie i budownictwa. Natomiast w mniejszym stopniu dotyczą one osób w średnim wieku, z wyższym wykształceniem, w usługach i przemyśle.

Na podobnym zagadnieniu skupili się Jiménez i Russo [2012], badając (na przykładzie tylko kilku krajów UE), na ile uelastycznienie regulacji rynku pracy na przełomie lat 1980. i 1990. przełożyło się na zmianę relacji pomiędzy PKB i zatrudnieniem. W odniesieniu do Francji, Hiszpanii, Niemiec, Włoch, podzielili dostępną próbę z lat 1980–2000 na okres poprzedzający uelastycznienie rynku pracy oraz na lata późniejsze. Dla każdego z tych okresów autorzy szacowali IRF. Uzyskane wyniki wskazują, iż uelastycznienie na rynku pracy prowadzi do zwiększonej skali dostosowań po stronie zatrudnienia i jednocześnie krótszego okresu oddziaływania impulsu PKB. Jednak w przypadku Francji i Włoch następuje wydłużenie oddziaływania impulsu PKB – może to wskazywać, iż reformy rynku pracy w tych krajach nie były efektywne. Te dwa kraje łączą w sobie wrażliwość na szoki elastycznej gospodarki z powolnym dopasowaniem tzw. sztywnego rynku pracy.

³ Na przykład Kwiatkowska i Włodarczyk [2011; 2012; 2014], by uniknąć tego problemu skupiają się na skali reakcji na szok.

Podobne wyniki jak Jiménez i Russo [2012] uzyskali nieco wcześniej Duval i inni (2007). Analizując wpływ deregulacji rynku pracy na zachowanie PKB w cyklu koniunkturalnym w 20 krajach OECD w latach 1982–2003 pokazali oni, iż silnie regulowany rynek pracy zmniejsza wpływ szoku PKB na zatrudnienie, jednak jednocześnie wydłuża oddziaływanie tego szoku. Natomiast dla krajów o elastycznym rynku pracy dostosowania po stronie zatrudnienia na szok są większe, ale oddziaływanie szoku jest krótsze.

Istotną wadą badań Jiménez i Russo [2012] oraz Duval i in. [2007] jest jednak arbitralne ustalenie podokresów określanymi mianem „elastycznych” i „nieelastycznych” – bazując na zmianach we wprowadzonej legislacji, autorzy dzielą całą dostępną próbę na dwa podokresy, by uzyskać kształt dwóch przebiegów funkcji reakcji na impuls. Taka arbitralność wyklucza jednak możliwość zidentyfikowania zmiany w przebiegu IRF np. już przed wprowadzeniem zmian legislacyjnych lub dopiero w pewnym opóźnieniu do ich wprowadzenia lub może zidentyfikować zmiany wrażliwości zatrudnienia związane z powolnie zachodzącymi zmianami w strukturze gospodarki.

Dlatego w artykule przyjmujemy inną metodykę analizy. Estymujemy odpowiednie modele VAR na krocącym oknie czasowym o stałej długości i przesuwającym się poprzez cały okres analizy. Jeśli intuicja Jiménez i Russo [2012] oraz Duval i in. [2007] byłaby słuszna, oczekiwalibyśmy zmian w kształcie IRF w okresach związanych z modyfikacjami legislacji uelastyczniającej rynek pracy.

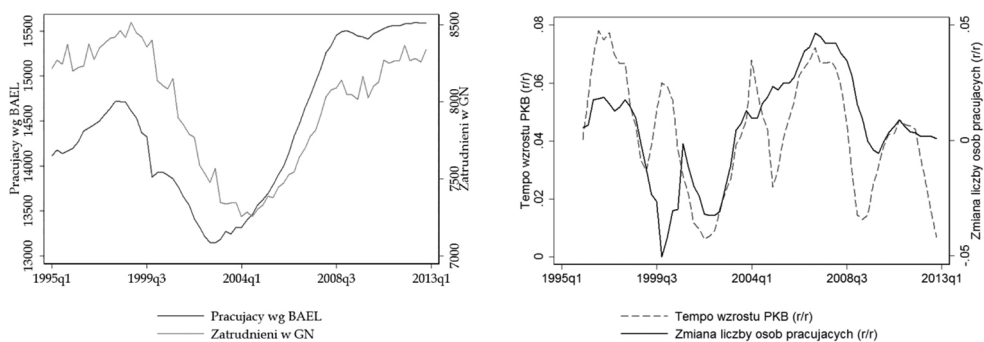
Dane

W badaniu wykorzystano dane kwartalne za okres 1995q1–2012q4 ze statystyki publicznej w odniesieniu do gospodarki narodowej. Ich źródłem są publikowane przez GUS rachunki narodowe udostępniane przez Eurostat. Choć dane te podlegają rewizjom do pięciu lat wstecz, kategorie takie jak zatrudnienie czy łączna wartość dodana korygowane są relatywnie rzadko (częstsze są korekty rozszacowań wielkości zagregowanych). Zarówno PKB, jak i wartość dodana sprawozdawane są przez GUS w kategoriach nominalnych i realnych (tj. w cenach stałych). W badaniu wykorzystano kategorie urealnione.

Zatrudnienie w usługach publicznych jest pochodną wielu czynników niepowiązanych bezpośrednio z koniunkturą gospodarczą. Z tego względu analizując zatrudnienie w modelach, wykorzystano dane dotyczące tzw. usług prywatnych. Zatrudnienie w gospodarce narodowej sprawozdawane przez GUS, udostępniane jest w przeliczeniu na pełne etaty. W konsekwencji, zmienność tej kategorii zatrudnienia nie jest w stanie uchwycić różnic pomiędzy dostosowaniami intensywnymi (tj. w odniesieniu do liczby przepracowanych godzin) oraz dostosowaniami ekstensywnymi (tj. w odniesieniu do liczby pracowników). Zmiany zatrudnienia w GN podsumowują bowiem *de facto* zmianę liczby godzin przepracowanych w gospodarce ogółem. Drugim problemem jest to, iż ta kategoria zatrudnienia nie obejmuje osób prowadzących indywidualną działalność gospodarczą oraz przedsiębiorstw poniżej 10 pracowników.

Z tego względu w badaniu wykorzystano także alternatywną miarę zatrudnienia, na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). W odróżnieniu od zatrudnienia w GN, które skupia się na liczbie *etatów*, BAEL określa liczbę *osób* pracujących w całej gospodarce, licząc jednakowo osoby pracujące z wykorzystaniem elastycznych form zatrudnienia, osoby samozatrudnione, pomagających członków rodzin oraz pracowników etatowych. Wykres 1 przedstawia skalę zatrudnienia w GN oraz liczby pracujących wg BAEL. Choć zmienne te w analizowanym okresie zachowywały się podobnie, to skala zmian była różna w różnych fazach cyklu koniunkturalnego.

Wykres 1. Zatrudnienie w GN oraz pracujący wg BAEL

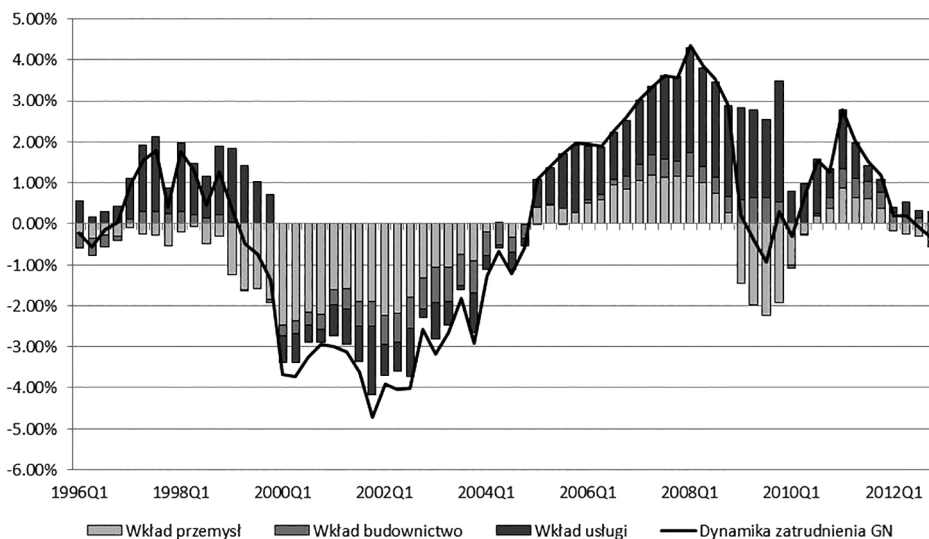


Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL oraz Biuletynu Statystycznego GUS, wielkości w tys. osób/etatów.

W badanym okresie dynamika zatrudnienia w GN podlegała istotnym wahaniom cyklicznym. Ujemna dynamika zatrudnienia występowała w latach 1999–2004, przy czym największym wkładem do tej dynamiki cechował się przemysł, charakteryzujący się silnym spadkiem zatrudnienia (o ok. 500 tys. osób). Z drugiej strony okres silnie dodatniej dynamiki zatrudnienia w latach 2005–2008 charakteryzuje się wysokim wkładem do wzrostu zatrudnienia w sektorze usług, związaną z istotnym wzrostem zatrudnienia w tym sektorze (o ok. 600 tys. osób). Ponadto zatrudnienie w sektorze usługowym pozostało rosnące nawet w okresie pogorszenia sytuacji na rynku pracy po 2008 r., czyli w trakcie ostatniego kryzysu gospodarczego.

Analiza w podziale sektorowym ujawnia też, iż większość zmian w poziomie zatrudnienia zachodzi w przemyśle oraz w usługach (przy czym zachodzi stopniowa realokacja miejsc pracy od przemysłu do usług). Jednocześnie rola zatrudnienia w budownictwie jest nie tylko niewielka co do skali, ale także mało znacząca dla zmian dynamiki rocznej. Niewielki wkład budownictwa do zatrudnienia stanowi uzasadnienie dla pominięcia tego sektora w dalszych analizach.

Wykres 2. Zatrudnienie w GN w podziale na główne sektory



Źródło: opracowanie własne na podstawie Biuletynu Statystycznego GUS.

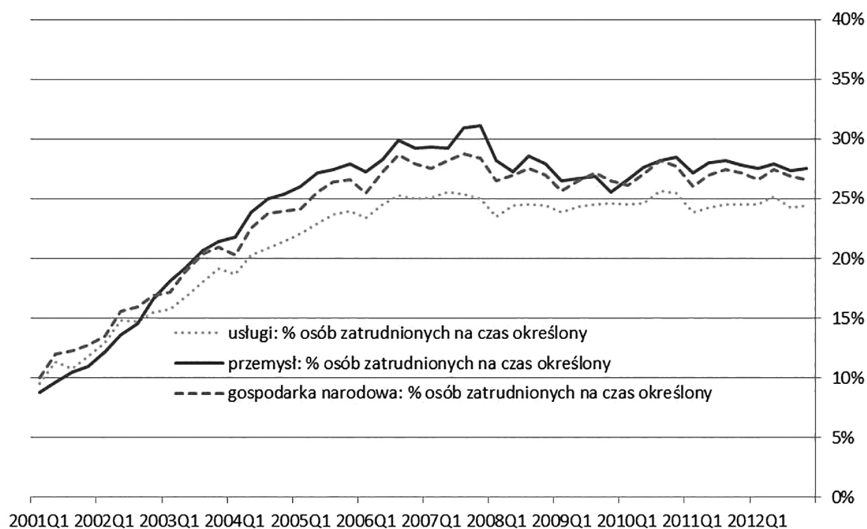
Do elastycznych form zatrudnienia (EFZ) należy przede wszystkim zaliczyć umowy na czas określony, pozwalające na krótkotrwałe zatrudnienie z okresem wypowiedzenia krótszym od obowiązującego przy umowach na czas nieokreślony. O ile umowy na czas określony istnieją w Polsce od lat 70. XX w., o tyle wykorzystanie ich na większą skalę nastąpiło po 2000 r., choć trudno jest powiązać ten fakt w wiarygodny sposób ze zmianami otoczenia legislacyjnego rynku pracy. Odsetek pracujących na czas określony gwałtownie wzrósł z ok. 5% w latach 1995–2000 do ok. 29% w latach 2006–2008 (por. wykres 3). W późniejszym okresie nastąpił nieznaczny spadek powyższego odsetka do ok. 25%–27%⁴. Nie wydaje się, by na skalę wykorzystania umów na czas określony wpływ miał cykl koniunkturalny. Analiza wykorzystania umów na czas określony w poszczególnych sektorach wskazuje, że ich wzrost nastąpił zarówno w usługach, jak i w przemyśle, a ich wykorzystanie w przemyśle jest nieco wyższe. Od 2008 r. wykorzystanie umów na czas określony w obu sektorach jest względnie stabilne.

Jako pewną miarę elastycznych form zatrudnienia można również traktować pracę w niepełnym wymiarze czasu pracy, wykres 4. Odsetek ten jest względnie niewielki i zróżnicowany w poszczególnych sektorach. Wynosi on obecnie ok. 3% w przemyśle i w dłuższym okresie charakteryzował się powolną tendencją malejącą (w drugiej połowie lat 90. XX w. kształtował się

⁴ Na podstawie BAEL nie jest możliwe rozróżnienie pomiędzy umowami zlecenia i o dzieło zawartymi na podstawie przepisów kodeksu cywilnego oraz umowami o pracę na czas określony zawartymi w ramach kodeksu pracy.

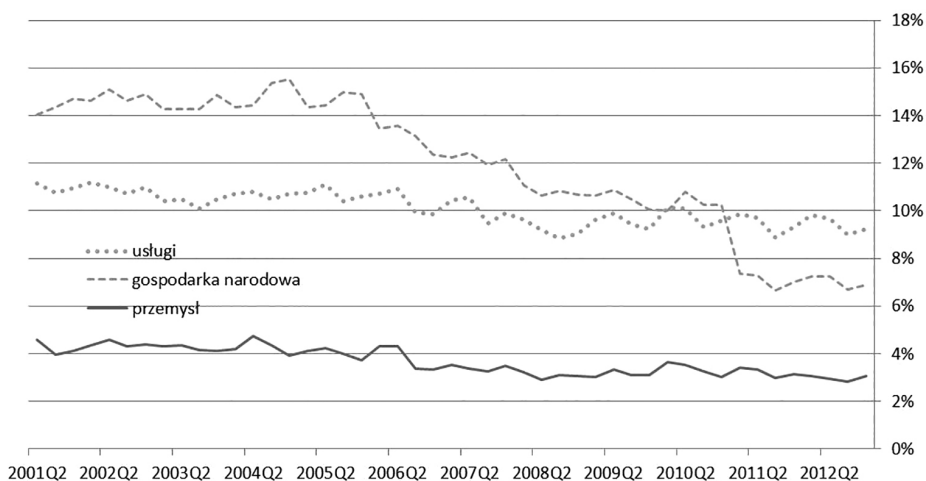
na poziomie niemal 5%). Odsetek pracujących w niepełnym wymiarze czasu w usługach jest zdecydowanie wyższy i obecnie oscyluje na poziomie ok. 9%, również charakteryzując się tendencją spadkową od 2005.

Wykres 3. Odsetek osób pracujących na czas określony w poszczególnych sektorach



Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL.

Wykres 4. Odsetek pracujących w niepełnym wymiarze czasu w poszczególnych sektorach



Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL.

Choć trudno postulować zależność przyczynowo-skutkową – zarówno ze względu na brak podstaw teoretycznych, jak i na odmienną skalę tych zjawisk

– faktem jest, że popularność umów czasowych (tak na podstawie kodeksu pracy, jak i na podstawie kodeksu cywilnego) wzrastała w tym samym czasie, w którym malało wykorzystanie umów w niepełnym wymiarze czasu pracy. Jeśli obie te formy uelastyczniania miałyby sprzyjać zwiększaniu wrażliwości zatrudnienia na wahania PKB, spadki w umowach niepełnoetatowych mogłyby zmniejszać ewentualne efekty wykorzystania umów czasowych.

Metodyka badania

W celu zweryfikowania hipotezy o zmianach we wrażliwości zatrudnienia względem PKB w Polsce przeprowadzamy serię estymacji kształtu funkcji reakcji na impuls (IRF), opierającej się na wielu modelach VAR (o identycznej strukturze stochastycznej) dla miar zatrudnienia i PKB (obie zmienne finalnie w postaci przyrostów logarytmicznych)⁵. Dostępne dane – tj. 18 lat kwartalnych obserwacji – pozwalają na skonstruowanie podprób o stałej długości i stopniowe przesuwanie okienka estymacji o jeden kwartał.

Procedura badawcza przebiegała w czterech krokach i została przeprowadzona osobno na danych zagregowanych dla całej gospodarki oraz w ujęciu sektorowym w podziale na przemysł i usługi.

1. Ustalenie stacjonarności szeregów, z ewentualnym uwzględnieniem tzw. załamania strukturalnych w całej próbie.

Załamania strukturalne w przypadku zmiennych rynku pracy mają często bezpośrednią interpretację, związaną ze zmianami regulacyjnymi, definicyjnymi lub efektami kohortowymi. Zjawisko to ma dużą szansę się pojawić, gdy rynek pracy podlega dogłębnym reformom. Aby uwzględnić tego typu zjawiska w testach stacjonarności stosujemy metodykę zaproponowaną przez Zivot-Andrews [1992]. Jej zaletą jest możliwość jednoczesnego zdiagnozowania załamania strukturalnych w przypadku tak stałej, jak i trendu zmiennej niestacjonarnej. Uzyskane wyniki wskazują na stacjonarność pierwszych przyrostów logarytmów zmiennych oraz brak istotnych załamania strukturalnych w próbie. Taką transformację zmiennych zastosowano w estymacji modeli VAR.

2. Ustalenie optymalnej liczby opóźnień w modelu VAR w podpróbach.

Ponieważ estymowano niezależnie bardzo wiele modeli VAR na przesuwających się podpróbach, technicznie nie było możliwe zastosowanie osobnego kryterium optymalizacji liczby opóźnień dla każdego z nich. Z drugiej strony, wybór liczby opóźnień może mieć daleko idące skutki dla kształtu IRF. W szczególności, jeśli w modelu uwzględnionoby tylko jedno opóźnienie, kształt IRF nie mógłby odzwierciedlać tzw. *boom-bust cycle* lub istnienia tzw. garba w kształcie funkcji IRF. Z drugiej strony, wybór zbyt wielu opóźnień zmniejsza

⁵ Ciekawym rozszerzeniem zagadnienia byłoby włączenie do analizy przeciętnych wynagrodzeń i próba łącznej reakcji płac i zatrudnienia na szoki popytowe na rynku dóbr, ale ze względu na spadek stopni swobody w przyjętej w artykule metodyce badania, kwestie tę pozostawiono otwartą.

znacząco liczbę stopni swobody na etapie estymacji i obniża jakość oszacowań. By optymalnie dobrać liczbę opóźnień zdecydowano się przeprowadzić analizę opierając się na całym dostępnym okresie i replikować w poszczególnych podokresach model stosowny dla całej próby.

Strukturę modelu VAR dla całego dostępnego okresu dobrano na podstawie standardowej procedury. W pierwszym kroku wykorzystano kryteria informacyjne dla określenia optymalnej liczby opóźnień, by w drugim kroku weryfikować własności statystyczne takiego modelu za pomocą testu Grangera (kierunek przyczynowości), testu mnożników Lagrange'a (dla określenia, czy w resztach z modelu VAR zachodzi autokorelacja) oraz sprawdzenia stabilności danego modelu VAR. Wykorzystano wszystkie standardowe kryteria informacyjne, tj. kryterium Akaike (AIC), Bayesowskie kryterium Schwarz'a (SBIC), oraz kryterium Hannana i Quinna (HQIC). Należy przy tym podkreślić, że SBIC preferuje zazwyczaj modele o mniejszej liczbie opóźnień, a AIC wskazuje na modele o większej liczbie opóźnień.

Kryteria informacyjne wskazywały na modele VAR o dwóch (SBIC) oraz trzech (AIC) opóźnieniach. Zdecydowano się przeprowadzić analizę opierając się na wynikach mniej oszczędnego kryterium AIC, ze względu na większą stabilność otrzymanych oszacowań. Testy diagnostyczne wskazały na stabilność VAR oraz stacjonarność reszt z modelu⁶.

3. Oszacowanie modelu VAR.

Po określeniu konstrukcji modelu, określono długość okna estymacji na 32 kwartały, tj. 8 lat⁷. Dostępne 64 kwartały danych pozwalają na przeprowadzenie estymacji 40 kolejnych modeli VAR na krocącym oknie obserwacji.

4. Oszacowanie IRF w podpróbach.

Po wyestymowaniu 40 modeli VAR na przesuwających się co kwartał okresach o długości 32 kwartałów, oszacowano IRF w horyzoncie 20 okresów. Wielkość impulsu dla PKB w każdym przypadku to 1 punkt procentowy. By uzyskać IRF zastosowano schemat identyfikacji szoków opierając się na faktoryzacji Cholesky'ego i założeniu, że szoki związane z zatrudnieniem nie wpływają bezpośrednio (w momencie wystąpienia szoku) na zmiany PKB (co jest tożsame z założeniem, że proces osiągnięcia pełnej produktywności przez nowych pracowników nie jest natychmiastowy).

Procedurę tę przeprowadzono kilkakrotnie. Pierwsza specyfikacja modelu odnosi się do danych zagregowanych (tj. urealniony PKB oraz zatrudnienie w GN lub pracujący wg BAEL). W drugim ujęciu, by uzyskać oszacowania sektorowe, wykorzystano dostępne dane o urealnionej wartości dodanej w przemyśle i usługach na podstawie rachunków narodowych oraz zatrudnieniu w GN dla tych sektorów. Wreszcie, trzeci zestaw oszacowań uzyskano

⁶ W toku badania przeprowadzono także analizę z wykorzystaniem 2 opóźnień i choć naturalnie przebieg IRF był wówczas nieco inny, wyniki były zbieżne w najważniejszych wnioskach.

⁷ W toku badania analizowano także okno długości 24 kwartały oraz 28 kwartałów. Wyniki nie są wrażliwe na długość okienka, jakkolwiek jakość statystyczna poszczególnych wyestymowanych modeli VAR była najlepsza w przypadku specyfikacji o oknie długości 32 kwartałów.

dla tzw. komponentu cyklicznego miar popytu oraz zatrudnienia. W szczególności, jeśli zmiany we wrżliwości zatrudnienia związane są z wahaniami cyklicznymi, komponent cykliczny oraz kategorie zagregowane powinny cechować się podobnymi oszacowaniami IRF. Z drugiej strony, jeśli istotną rolę w zmianie wrżliwości zatrudnienia odgrywają procesy o charakterze długookresowym, zmienność oszacowań IRF na wielkościach zagregowanych i na komponentach cyklicznych będzie różna.

Analizie poddano model o następującej postaci:

$$\Delta \log(PKB_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta \log(PKB_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta \log(L_{t-i}) + \varepsilon_{PKB,t} \quad (1)$$

$$\Delta \log(L_t) = \gamma_0 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta \log(PKB_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 \theta_i \Delta \log(L_{t-i}) + \varepsilon_{L,t} \quad (2)$$

Wszystkie wyestymowane modele spełniają warunki związane z brakiem autokorelacji w resztach oraz warunki stabilności modelu VAR. Należy jednak podkreślić, że przy tak krótkich szeregach czasowych stosowane testy miały niewielką moc. Wszystkie modele sprawdzono pod kątem stabilności, Hamilton [1994] oraz Lutkepohl [2005]. W pojedynczych przypadkach wartości własne wykroczyły poza koło jednostkowe i te oszacowania wyłączono z dalszej analizy.

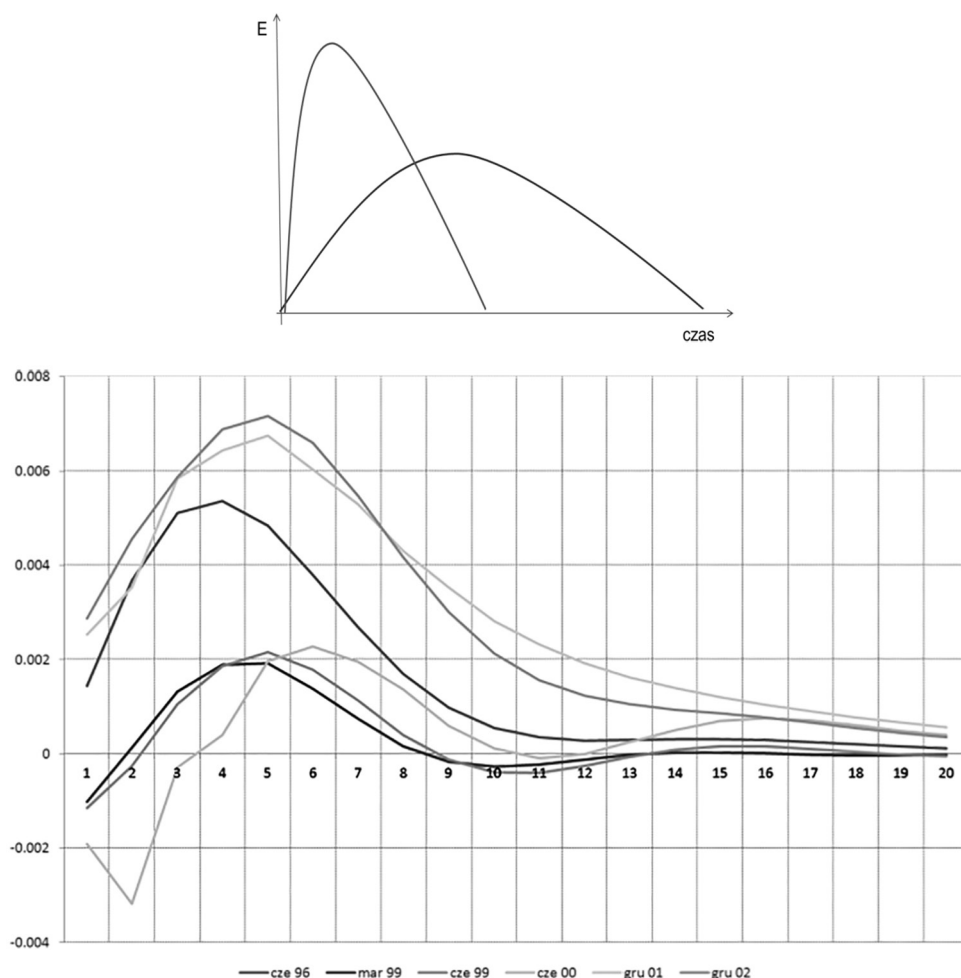
Wyniki dla całej gospodarki

Prezentowane wyniki to zachodzące w czasie zmiany w kształcie IRF, zobrazowanych w postaci prostego diagramu na wykresie 5. Obrazujemy dwa potencjalne przebiegi funkcji IRF: 1) w którym reakcja zatrudnienia jest silna i szybka, ale równie szybko wygasa, a długookresowe zmiany są względnie niższe, 2) w którym reakcja zatrudnienia jest słabsza i odłożona w czasie, ale w długim okresie stosunkowo wyższa. Kolejne prezentowane wykresy prezentują zmiany opisanych 3 parametrów funkcji IRF w czasie (dla kolejnych okienek estymacji).

Prawy panel wykresu 5 obrazuje oszacowania IRF uzyskane na danych dla Polski (dane zagregowane, miarą zatrudnienia jest liczba osób pracujących na podstawie BAEL). Kolejne linie pochodzą z oszacowań dla 32-kwartalnych okresów rozpoczynających się w kwartale opisanym w legendzie. Jak widać wyraźnie, zarówno natychmiastowa reakcja na szok w popycie zagregowanym, jak i cały przebieg IRF różnią się⁸.

⁸ By interpretować zmienność oszacowań należałoby uzyskać przekonujące oszacowania błędów standardowych tych parametrów. Jednak estymatory błędów oszacowane na zaledwie 32 obserwacjach są duże nie tylko z powodu ew. słabości VAR, lecz także ze względu na niewielkie N. Więcej o szacowaniu błędów estymatorów zmiennych w czasie m.in. w Jorda [2005].

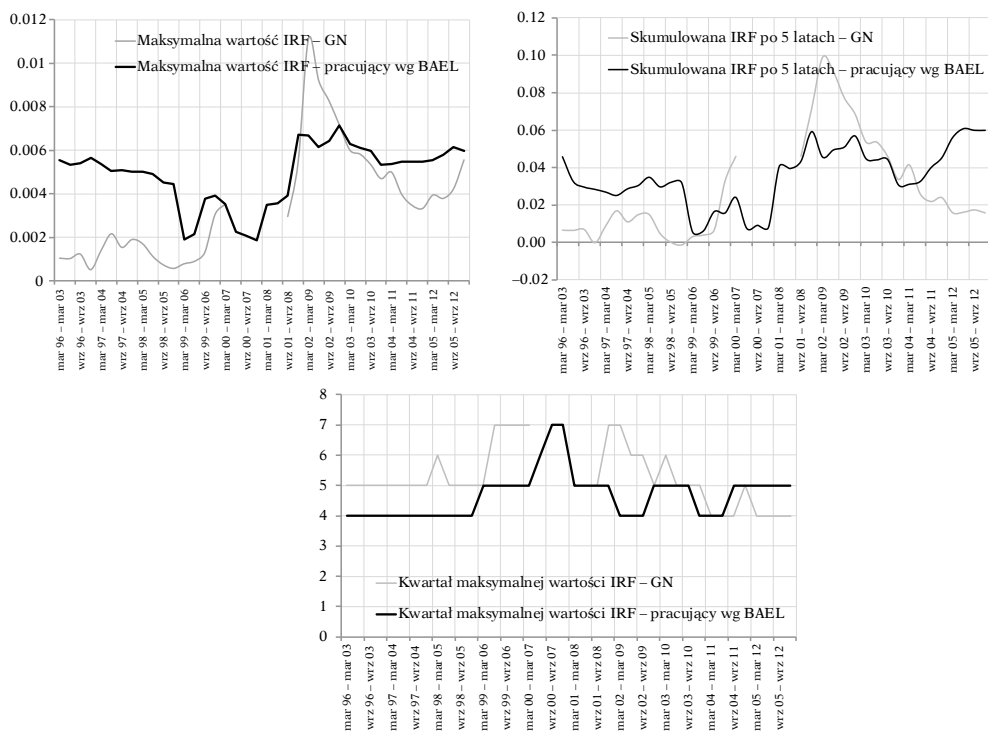
Wykres 5. Schemat poglądowy różnic w kształtach funkcji IRF (panel lewy) oraz faktyczne oszacowania przebiegu IRF dla wybranych okresów w ramach analizowanej próby (panel prawy)



Źródło: opracowanie własne.

W dalszej części artykułu, by przedstawić syntetycznie informację na temat 40 oszacowań, opisujemy przebieg IRF w trzech syntetycznych ujęciach. Po pierwsze, wskazujemy maksymalną wartość danej IRF – pozwalającą określić, jak silnie zatrudnienie reaguje na zmiany PKB i odpowiadającą odpowiedniej wartości najwyższego punktu na wykresie 5. Po drugie, przedstawiamy skumulowaną wartość IRF po 20 kwartałach (5 lat), pozwalającą określić, jak silna jest łączna skala dostosowań zatrudnienia i odpowiadająca sumie odchyleń z wykresu 5 po 20 okresach. Trzecim ujęciem jest określenie kwartału, w którym dana IRF osiąga maksimum. Jest to związane ze wskazaniem, jak szybko rynek pracy konsumuje szok popytowy.

Wykres 6. Maksymalne wartości (lewy górny panel), moment ich wystąpienia (lewy dolny wykres) oraz skumulowane wartości (prawy górny panel) funkcji Impulse Response Function (IRF) danej miary zatrudnienia względem PKB



Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL oraz Biuletynu Statystycznego.

W gospodarce Polski wrażliwość zatrudnienia względem zmian PKB nie wydaje się stała w czasie (por. wykres 6). Ponadto wzorce wrażliwości różnią się pomiędzy ujęciem etatowym (GN) a osobowym (pracujący wg BAEL), przy czym te drugie przejawiają mniejszą zmienność w cyklu. Obserwacja ta zdaje się potwierdzać hipotezę, że nietypowe formy zatrudnienia wygładzają przełożenia szoków popytu zagregowanego na rynek pracy. Z drugiej jednak strony trudno wskazać, by stopniowe upowszechnienie głównego instrumentu uelastycznienia polskiego rynku pracy – tj. umów czasowych – wiązało się ze zmianami w oszacowaniach IRF zarówno w odniesieniu do etatów, jak i liczby osób pracujących. W istocie, zmiany oszacowań należałoby oczekiwać głównie w latach 2001–2007 (tj. znaczącego wzrostu wykorzystania umów czasowych, por. wykres 3). Wahania oszacowań w tym okresie są niewielkie. Co ciekawe, obserwowanemu w ostatnich oknach estymacji wzrostowi wrażliwości krótkookresowej w GN, nie towarzyszy wzrost wrażliwości długookresowej. Wskaźniki trwałości oddziaływania szoku (prawy górny panel) kształtują się na historycznie niskim poziomie, co może tłumaczyć brak większych zmian ze strony zatrudnienia w GN obserwowany także już poza naszą próbą, tj. na przełomie lat 2013 i 2014.

Znacznie podwyższona zmienność wrażliwości w środkowych okienkach próby, obejmujących lata 2001–2009 może być interpretowana jako manifestacja zmiany strukturalnej. Znaczący wzrost wrażliwości można zaobserwować zarówno w odniesieniu do liczby pracowników, jak i liczby etatów. Jednak po tym krótkim okresie dużej zmienności oszacowań, maksymalna IRF wróciła do poziomu zbliżonego do zanotowanego na początku lat 1990. w przypadku oszacowań dla BAEL oraz istotnie wzrosła w odniesieniu do zatrudnionych wg GN. Zmiana w przypadku GN dotyczy jednak głównie amplitudy reakcji krótkookresowej, ponieważ skumulowany efekt dla rynku pracy jest w zasadzie taki sam jak na początku lat 1990. Wzrost skumulowanej wrażliwości liczby osób pracujących wg BAEL może być związany zarówno z omawianym wcześniej systematycznym wzrostem zatrudnienia w usługach, i jak również z opisanym w kolejnym rozdziale istotnym wzrostem wrażliwości krótko- i długookresowej w sektorze usługowym.

Zakres zmienności maksymalnej wartości IRF w odniesieniu do oszacowań dla etatów (GN) jest stosunkowo szeroki i wynosi od ok. 0,003 do 0,011. Oznacza to, że w odpowiedzi na szok dynamiki rocznej PKB o 1 pp. dynamika roczna zatrudnienia rośnie w zakresie 0,3–1,1 pp. Zakres zmienności wrażliwości pracujących BAEL jest nieco niższy i węższy, wynosząc ok. 0,002–0,007. O ile wrażliwość pracujących BAEL względem PKB (rozumiana jako najwyższa wartość funkcji IRF) ulegała w ostatnim 18-leciu zauważalnym wahaniom, szczególnie w ostatnich latach, to bardzo stabilnie kształtowały się momenty, w których nastąpiły najwyższe wartości funkcji IRF. W zasadzie w całej próbie najsilniejsza reakcja pracujących następowała po 5–7 kwartałach od wystąpienia szoku. Nieco bardziej zróżnicowany jest okres maksymalnej reakcji zatrudnienia w GN po szoku dla PKB. W pierwszej połowie próby (kiedy maksymalny IRF kształtował się względnie stabilnie) następowało powolne wydłużanie się czasu maksymalnej odpowiedzi – z 4 do 7 kwartałów, które następnie zmniejszyło się do 4–5 kwartałów. W całym rozpatrywanym okresie maksymalna reakcja zatrudnienia w GN reagowała z 2–3 kwartalnym opóźnieniem względem pracujących BAEL. Obserwowanym w ostatnich oknach estymacji wzrostom wrażliwości zatrudnienia towarzyszyło skrócenie czasu najsilniejszej reakcji dla zatrudniania w GN, które następuje szybciej niż w przypadku pracujących w BAEL.

Znamienny jest wyraźny wzrost wrażliwości w ostatnich okienkach estymacji, szczególnie w odniesieniu do skumulowanej IRF dla pracujących wg BAEL. Ten wzrost trwałości zmian zatrudnienia w reakcji na szok popytu zagregowanego wskazuje potencjalnie na rodzaj zmiany strukturalnej zależności pomiędzy PKB a zatrudnieniem. Trzeba mieć jednak na względzie, że wyższa wrażliwość w końcu próby może być efektem znaczących wahań cyklicznych w zakresie ostatnich okienek (okres pomiędzy wrześniem 2004 r. i końcem roku 2012 obejmuje zarówno silne ożywienie gospodarcze z lat 2006–2008, jak i późniejsze istotne spowolnienie wzrostu gospodarczego w Polsce).

Wnioski wskazują na zmienność zależności zatrudnienia od PKB na przestrzeni lat 1995–2013 w Polsce a także różnice pomiędzy dostosowaniami

kategorii zatrudnionych w GN oraz pracujących wg BAEL. Wydaje się, że po przejściowych wzrostach wrażliwości, obserwujemy obecnie nieco mniejszą skalę krótkookresowych dostosowań intensywnych (czyli zatrudnienia w przeliczeniu na pełne etaty) oraz znacznie wyższą trwałość (rozumiana jako wrażliwość długookresową) dostosowań ekstensywnych (opierając się na pracujących BAEL), niż intensywnych. Obecny poziom wrażliwości jest jednak niewiele wyższy (szczególnie w ujęciu długookresowym) od oszacowań dla drugiej połowy lat 1990., kiedy instrumenty uelastyczniania wykorzystywane były w znacznie mniejszym zakresie.

Mając na uwadze przedstawione powyżej wyniki, warto zastanowić się, czy ich źródłem są zmiany w zachowaniu się trendów długookresowych, czy raczej wynikające ze zmienności w cyklu koniunkturalnym. Ogólną zmienność danych makroekonomicznych można przedstawić mianowicie jako zmienność wynikającą z kształtowania się: (a) trendów, (b) wahań koniunkturalnych, (c) wahań sezonowych oraz (d) zaburzeń przypadkowych. By analizować powiązania pomiędzy poszczególnymi zmiennymi dla różnych zakresów częstotliwości (a w szczególności dla zakresu zmienności koniunkturalnej), należy dane wyjściowe poddać właściwej dekompozycji, która umożliwi odnoszenie do siebie np. komponentów cyklicznych zatrudnienia i popytu zagregowanego. Analiza taka zaprezentowana została poniżej.

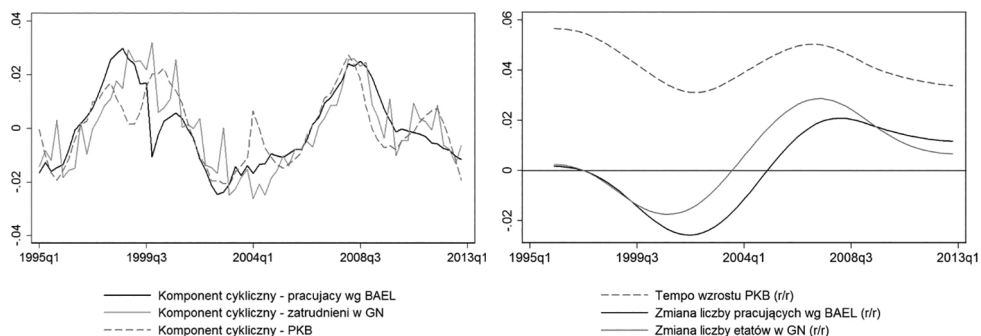
Jedną z najbardziej popularnych technik dekompozycyjnych jest filtr Hodricka-Prescotta⁹, który pozwala, po stosownym odsezonowaniu danych, na odseparowanie w danych trendu od komponentu cyklicznego. Procedurze tej poddano analizowane w badaniu zmienne: (a) szeregi PKB w cenach stałych, pracujących wg BAEL, zatrudnienia w GN oraz (b) szeregi zdezagregowane wartości dodanej w przemyśle i usługach oraz zatrudnienia w GN w tych sektorach. Szeregi przed analizą zostały zlogarytmowane, co oznacza, że komponent cykliczny można interpretować w kategoriach procentowych odchyień od długookresowego trendu.

Komponenty cykliczne zagregowanych zmiennych rynku pracy w Polsce wiernie podążają za koniunkturą gospodarczą, a okres ostatniego spowolnienia aktywności ekonomicznej nie odbiega pod tym względem od wcześniejszych epizodów, por. wykres 7. Komponenty cykliczne PKB oraz zatrudnienia są nie tylko silnie z sobą skorelowane, ale są także zgodne co do skali zmienności. Wyjątkiem od tej zasady były lata 1998–1999 (okres korzystnej sytuacji na rynku pracy pomimo spowolnienia gospodarczego) oraz lata 2003–2005

⁹ Filtr HP nie wprowadza przesunięcia fazowego w domenie częstotliwości, a jeśli chodzi o jego podbicie, to w naturalny sposób może być on traktowany jako filtr górnoprzepustowy o odpowiedniej częstotliwości odcięcia będącej funkcją parametru λ . W konsekwencji, i niejako z definicji, podbija on częstotliwości należące do określonego zakresu (najczęściej obejmującego zakres częstotliwości w ramach wahlności koniunkturalnej) i wygasza częstotliwości niższe. Ponieważ wszystkie analizowane zmienne zostały symetrycznie przefiltrowane tym samym filtrem (z identycznym parametrem) to procedura ta nie powinna zasadniczo wpływać na przebieg korelacji spektralnych pomiędzy analizowanymi zmiennymi i poprzez to również na charakter analizowanych zależności.

(pomimo dobrej, ale krótkotrwałej koniunktury obserwowano relatywnie niski popyt na pracę).

Wykres 7. Komponent cykliczny i trend – agregaty, filtr Hodricka-Presotta

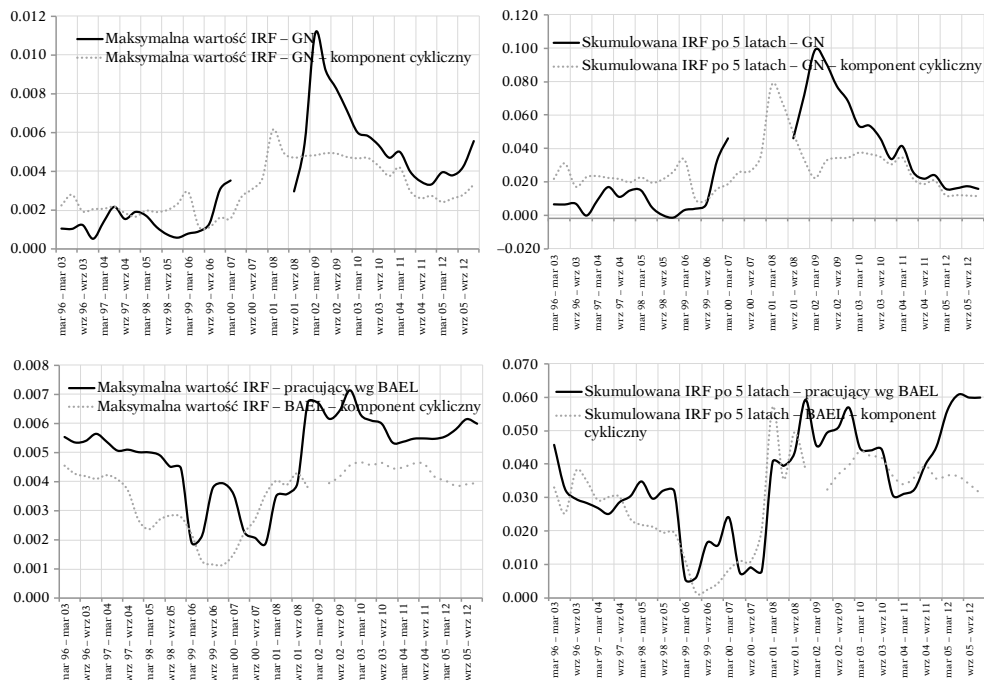


Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL oraz Biuletynu Statystycznego. Skala w punktach procentowych odchylenia od długookresowego trendu.

Wyraźnie inne jest powiązanie pomiędzy trendami długookresowymi. Na estymatorze trendu długookresowego PKB oszacowano roczne stopy wzrostu i nałożono je na estymatory trendów długookresowych dla zmiennych rynku pracy. Do 2007 r. wszystkie analizowane miary długookresowe zachowywały się względnie podobnie, a dostosowanie trendu zatrudnienia było opóźnione względem trendu PKB o ok. 2 lata. Jednak ok. 2007 roku zachwiana została relacja pomiędzy tempem wzrostu PKB oraz dwoma analizowanymi miarami zatrudnienia i o ile długookresowa dynamika PKB wyraźnie spowolniła, to towarzyszyło temu zwiększenie się długookresowego poziomu zatrudnienia, silniejsze w przypadku liczby pracujących BAEL.

Zmienność IRF oszacowanych na komponentach cyklicznych PKB oraz miar zatrudnienia wskazuje na znacznie mniejszą zmienność wrażliwości zatrudnienia (szczególnie w przypadku miary zatrudnienia w GN) na popyt zagregowany na przestrzeni analizowanych niemal dwóch dekad. Wykres 8 prezentuje maksymalne i skumulowane wartości IRF z estymacji przeprowadzonych na komponentach cyklicznych na tle omówionych już wcześniej oszacowań na danych źródłowych (odsezonowanych). Komponent cykliczny w przypadku wrażliwości etatów ma przebieg stabilny, a jego wartość nie odbiega znacząco od średniej dla oszacowań na danych źródłowych. Nie zaobserwowano również wyraźnego trendu wzrostowego krótkookresowej wrażliwości, obecnego w szacunkach opartych na surowych danych, co sugeruje, że wzrost ten nie ma charakteru cyklicznego. W przypadku wrażliwości liczby osób pracujących, wydaje się, że nieznacznie obniżyła się ona krótkookresowo, przy jednocześnie niewielkim wzroście trwałości. Jednak zmiany te mają niewielką skalę. Warto przy tym podkreślić, że komponent cykliczny oszacowany na BAEL (osoby) jest bardzo podobny w skali do oszacowań na danych GN (etaty).

Wykres 8. Własności IRF oszacowanych dla komponentów cyklicznych, filtr Hodricka-Prescotta



Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL oraz Biuletynu Statystycznego.

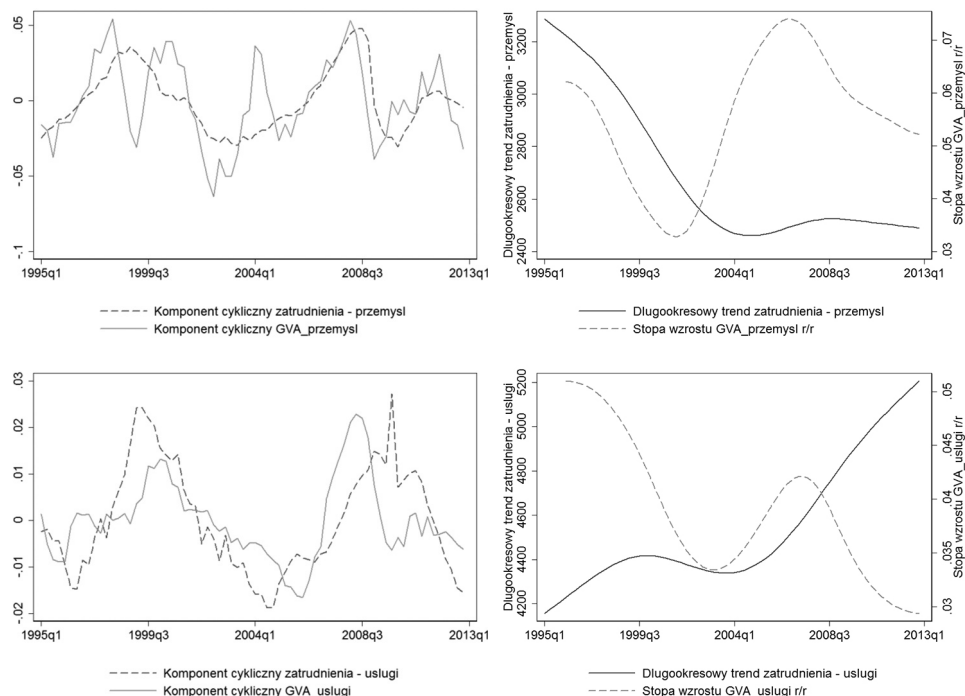
Wyniki w ujęciu sektorowym

W ujęciu sektorowym powiązanie komponentu cyklicznego zatrudnienia i wartości dodanej pozostaje także bliskie (wykres 9). W przypadku przemysłu komponent cykliczny wartości dodanej cechuje się znacznie większą zmiennością niż komponent cykliczny zatrudnienia i nie wszystkie wahania w produkcji znajdują swoje odzwierciedlenie w zmianie zatrudnienia w przeliczeniu na pełne etaty. Z kolei zmienność wartości dodanej w usługach jest zbliżona do zmienności PKB oraz do zmienności zatrudnienia w sektorze usługowym, a korelacja pomiędzy zatrudnieniem a wartością dodaną bardzo silna, co wskazuje, że wzrost wartości dodanej w usługach zazwyczaj pociąga za sobą odpowiednie dopasowanie zatrudnienia. Od 2008 r. można jednak zaobserwować pewne rozbieżności w analizowanych szeregach i spadkowi komponentu cyklicznego wartości dodanej nie towarzyszył (do połowy 2012 r.) odpowiedni spadek komponentu cyklicznego zatrudnienia.

Długookresowy proces realokacji zatrudnienia z przemysłu do usług znacząco wpłynął na powiązania pomiędzy trendami długookresowymi w tych sektorach. W tym ujęciu trend zatrudnienia w przemyśle spadał w pierwszej połowie próby a następnie ustabilizował się na poziomie o ok. 25% niższym niż na początku analizowanej próby (ok. 800 tys. osób), niezależnie od zmienności

w dynamice wartości dodanej w tym sektorze. W usługach natomiast miało miejsce dostosowanie odwrotne – długookresowy trend zatrudnienia (z wyłączeniem lat 2000–2003, czyli silnego spowolnienia gospodarczego w Polsce, związanych również ze słabym popytem wewnętrznym) w usługach wykazuje tendencję wzrostową od roku 2005 (o ok. 15%, tj. 600 tys. osób) niezależnie od wahań długookresowej dynamiki wartości dodanej.

Wykres 9. Komponent cykliczny i trend – przemysł i usługi, filtr Hodricka-Prescotta



Źródło: opracowanie własne na podstawie BAEL oraz Biuletynu Statystycznego. Skala w punktach procentowych odchylenia od długookresowego trendu. Zatrudnienie na podstawie GN.

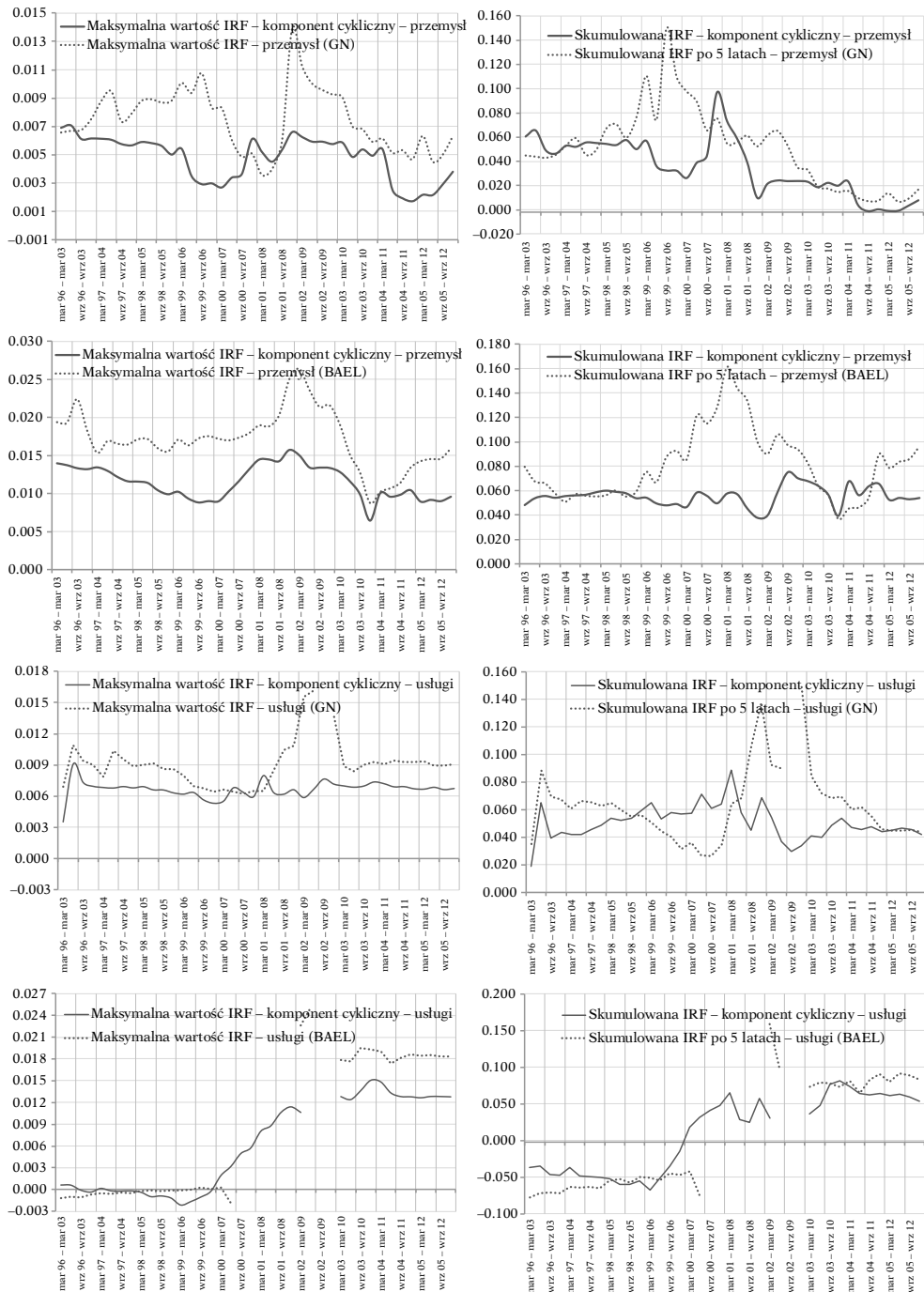
Występować mogą zatem dość istotne różnice w zachowaniu się popytu na pracę w różnych częściach gospodarki, a w tym rozdziale dokonano porównania wrażliwości zatrudnienia w przemyśle i usługach względem zmian wartości dodanej tych sektorów. Estymacji poddano odrębne modele dla przemysłu i usług, zgodnie z równaniami (1) oraz (2). Wykorzystano wszystkie dostępne obserwacje za okres 1995q1–2012q4. Estymacje przeprowadzono, podobnie jak w przypadku danych zagregowanych, na podokresach o długości 32 kwartałów, przesuując okno estymacji o kwartał. Miarę zatrudnienia oparto na danych z rachunków narodowych (GN) w poszczególnych sektorach, a wielkość produkcji przybliżono wartością dodaną w danym sektorze. Metodyka zastosowana przy prezentacji wyników jest identyczna jak opisana w Sekcji 4.

Wrażliwość krótkookresowa zatrudnienia w GN (por. wykres 10) w przemyśle była stosunkowo zmienna w analizowanym okresie i kształtowała się w przedziale 0,003–0,014. Największe wahania wystąpiły w okienkach czasowych ze środka próby, obejmujących lata 2000–2009, choć ogólnie rzecz biorąc, biorąc wrażliwość w podokresach z końca próby jest niższa niż zanotowana dla początkowych okresów analizy. Względnie podobnie zachowywała się wrażliwość zatrudnienia wg BAEL (również charakteryzując się generalną tendencją malejącą), choć wartym odnotowania jest fakt, że jej poziom był w całym analizowanym okresie ok. 2-krotnie wyższy (innymi słowy, dostosowania osób pracujących do zmian popytu w przemyśle były znacznie silniejsze, niż etatów). Z kolei wyraźnie odmiennie są wzorce trwałości dostosowań (wrażliwości długookresowe) w obu przypadkach, po przejściowych wzrostach w połowie próby wyraźnie obniżające się w ostatnich podokresach w przypadku dostosowań zatrudnienia w GN i rosnące w przypadku liczby osób pracujących. Sugeruje to, że w ostatnich latach wyraźnie maleje trwałość etatów tworzonych w przemyśle (po początkowym wzroście zatrudnienia następuje jego obniżenie, zgodnie z przywoływanym wcześniej wzorcem *boom-bust cycle*), przy bardziej trwałym wzroście liczby pracujących. Ponadto wrażliwość wyznaczona dla komponentów cyklicznych zatrudnienia i wartości dodanej jest dużo bardziej stabilna w czasie i kształtuje się na nieco niższych poziomach w kategoriach absolutnych.

Z kolei wrażliwość krótkookresowa i długookresowa zatrudnienia etatowego w usługach rynkowych jest względnie stabilna i znacznie stabilniejsza, niż w przypadku przemysłu, choć tu również zaobserwowano jej krótkookresowy wzrost w latach 2001–2010. Znacznie stabilniejsza jest również wrażliwość mierzona komponentami cyklicznymi analizowanych szeregów czasowych. Natomiast istotnie odmienny obraz przedstawia wrażliwość zatrudnienia BAEL w usługach rynkowych (spójny dla danych surowych i komponentów cyklicznych). Mianowicie, w okienkach estymacji z pierwszej połowy analizowanej próby wrażliwość jest w zasadzie zbliżona do zera, aby istotnie wzrosnąć w okresie od 2002 r. do wysokich i stabilnych poziomów, ok. 0,018. Wyraźny wzrost obserwowany jest zarówno w wrażliwości krótko-, jak i długookresowej oraz zarówno w danych surowych, jak i dla komponentów cyklicznych. Warto też zauważyć, że poziomy wrażliwości w ostatnich podokresach są względnie podobne w usługach rynkowych i w przemyśle, choć ok. 2-krotnie wyższe w przypadku pracujących wg BAEL.

Podobnie, jak w przypadku danych zagregowanych, również w tej analizie zaobserwowano, że wrażliwości długookresowe są o rząd wielkości wyższe, niż wrażliwości krótkookresowe. W ostatnich latach rozważane miary wrażliwości w obu częściach gospodarki wyraźnie się od siebie oddaliły zarówno co do poziomu, jak i co do kierunku zmian. Porównanie miar wrażliwości zagregowanych i zdezagregowanych pokazuje, że za wzrost wrażliwości liczby osób pracujących odpowiadają głównie zmiany relacji zatrudnienie-PKB w sektorze usług. Z kolei za spadek długookresowej wrażliwości liczby etatów w gospodarce w drugiej połowie próby odpowiedzialna jest głównie zmiana relacji zatrudnienie-PKB w przemyśle.

Wykres 10. Własności IRF oszacowanych dla komponentów cyklicznych dla przemysłu oraz usług – porównanie estymatorów dla poziomów i oszacowań komponentów cyklicznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie Biuletynu Statystycznego.

Wnioski

Celem tego badania było zweryfikowanie, na ile zmienia się w Polsce wrażliwość zatrudnienia na szoki w popycie zagregowanym i do jakiego stopnia zmiany te współwystępują z uelastycznianiem instytucji rynku pracy. Teoria wskazuje, że bardziej elastyczny rynek pracy powinien się cechować większą krótkookresową wrażliwością (duża amplituda reakcji na szok) oraz krótszym okresem oddziaływania szoku. Teoria nie wskazuje jasno, czy połączenie tych dwóch efektów skutkować powinno większą czy mniejszą długookresową (skumulowaną) odpowiedzią zatrudnienia na szok po stronie popytu zagregowanego. By odpowiedzieć na to empiryczne pytanie oszacowano na danych za lata 1995–2012 funkcję reakcji na impuls na podstawie zredukowanego modelu VAR wyestymowanego na ruchomym oknie 32 obserwacji i przeanalizowano własności kształtu tej funkcji.

Dane w ujęciu zagregowanym oraz sektorowym wskazują, że wahania cykliczne na rynku pracy są ściśle powiązane z wahaniami cyklicznymi w popycie zagregowanym, a sektorem, gdzie ta prawidłowość jest najczęściej zaburzona jest przemysł (komponent cykliczny wartości dodanej w przemyśle cechuje się znacznie większą zmiennością niż komponent cykliczny zatrudnienia w tym sektorze – w przeciwieństwie do sektora usługowego, gdzie zmienność powyższych komponentów jest zbliżona). Analiza trendów długookresowych wskazuje na istotny w tym zakresie charakter przesunięcia sektorowego, co zaburza powiązanie pomiędzy trendami zatrudnienia i produkcji zarówno w ujęciu zagregowanym, jak i sektorowym.

Na poziomie zagregowanym zmiany w faktycznym uelastycznieniu rynku pracy w Polsce nie wydają się być związane ze zmianami wrażliwości zatrudnienia na wahania PKB. Pomimo rosnącego systematycznie udziału osób z kontraktami czasowymi (uregulowanymi w kodeksie pracy, jaki i tymi, które są regulowane kodeksem cywilnym) nie potwierdza się intuicja o wzroście wrażliwości. Teoria sugerowałaby, że uelastycznienie powinno skutkować zwiększeniem wrażliwości liczby osób pracujących oraz zmniejszeniem wrażliwości miejsc pracy w gospodarce. Oczekiwania te nie znajdują jednak potwierdzenia w danych, które wskazują na istotny wzrost wrażliwości zatrudnienia w etatach oraz względnie stabilną wrażliwość liczby osób pracujących. Ponadto estymacje wrażliwości przeprowadzone na komponencie cyklicznym zatrudnienia i PKB są mniej zmienne w czasie i wskazują raczej na spadek wrażliwości koniunkturalnej. Wobec tego trudno jest jednoznacznie wskazać, czy zmiany w zależności zatrudnienia od produkcji w ujęciu agregatowym powiązane są bezpośrednio z rosnącą rolą elastycznych form zatrudnienia.

Uzyskane wyniki wskazują także na zróżnicowanie wrażliwości zatrudnienia na zmiany w produkcji pomiędzy poszczególnymi sektorami. Systematycznie maleje wrażliwość liczby miejsc pracy (oraz etatów) w przemyśle, a – częściowo być może na skutek uelastycznienia – rośnie wrażliwość liczby osób pracujących (ale nie etatów) w sektorze usług. Również w tym przypadku trudno jest zatem jednoznacznie wskazać, czy zmiany w zależności

zatrudnienia od produkcji w poszczególnych sektorach powiązane są bezpośrednio z rosnącą rolą elastycznych form zatrudnienia (a jeśli już, to raczej w sektorach usługowych).

Czy uzyskane wyniki oznaczają, że w polskiej gospodarce powiązanie pomiędzy PKB a zatrudnieniem odbiega od przewidywań standardowych modeli ekonomicznych? Otrzymane z powyższej analizy wnioski wskazują na potrzebę zachowania pewnej ostrożności w modelowaniu procesów gospodarczych, szczególnie jeśli chodzi o stałość relacji w gospodarce. Nasze wyniki należy interpretować jednak z ostrożnością, ze względu na znaczną skalę przesunięcia miejsc pracy z przemysłu do usług. Wyniki tego badania wskazują, że zmiany w zatrudnieniu w wyniku zmian w tempie wzrostu PKB wynikają nie tylko z wielkości samego impulsu po stronie zagregowanego popytu, ale także – i to w relatywnie dużej skali – ze zmieniającej się w czasie reakcji gospodarki na te szoki, skutkujące zmianami wrażliwości zatrudnienia. Oznaczałoby to, że modele oszacowane na całej próbie uśredniają rozbieżne procesy, a więc mogą mieć ograniczone zdolności predykcyjne.

Bibliografia

- Abraham K., Houseman S. [1993], *Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium*, Upjohn Institute Staff Working Paper 93-16, Upjohn Institute.
- Bertola G., Ichino A. [1995], *Crossing the River – A Comparative Perspective on Italian Employment Dynamics*, "Economic Policy", vol. 10(21), s. 359-420.
- Blanchard O., Wolfers J. [2000], *The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*, "The Economic Journal", vol. 110(462), s. C1-C33.
- Cabrales A., Hopehayn H. A [1997], *Labor-market Flexibility and Aggregate Employment Volatility*, "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy", vol. 46, s. 189-228.
- Duval R., Elmeskov J., Vogel L [2007], *Structural Policies and Economic Resilience to Shocks*, OECD Economics Department Working Papers no. 567, OECD.
- Eichhorst W., Escudero V., Marx P., Tobin S. [2010a], *The Impact of the Crisis on Employment and the Role of Labour Market Institutions*, IZA Discussion Paper no 5320, Institute for the Study of Labor.
- Eichhorst W., Feil M., Marx P. [2010b], *Crisis, What Crisis? Patterns of Adaptation in European Labor Markets*, IZA Discussion Paper no. 5045, Institute for the Study of Labor.
- Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. [2010], *Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej*, „Bank i Kredyt”, nr 41(5), s. 41-76.
- Hamilton J.D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Jiménez-Rodríguez R., Russo G. [2012], *Aggregate Employment Dynamics and (Partial) Labour Market Reforms*, "Bulletin of Economic Research", vol. 64(3), s. 430-448.
- Jorda O. [2005], *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, "American Economic Review", vol. 95(1), s. 161-182.

- Kwiatkowski E. [2011], *Kryzys globalny a rynek pracy w Polsce i innych krajach Grupy Wyszehradzkiej*, „*Ekonomista*”, nr 1, s. 37–53.
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. [2012], *Wpływ prawnej ochrony zatrudnienia na rynek pracy w warunkach negatywnego szoku ekonomicznego*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 11–12, s. 1–23.
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. [2014], *Importance of Employment Protection and Types of Employment Contracts for Elasticity of Employment in the OECD Countries*, “*Comparative Economic Research*”, vol. 17(1), s. 21–44.
- Lutkepohl H. [2005], *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, New York.
- Marelli E., Signorelli M., Tyrowicz J. [2012], *Crises and Joint Employment – Productivity Dynamics: A Comparative Perspective for European Countries*, “*Comparative Economic Studies*”, vol. 54(2), s. 361–394.
- Reginald D., Nkusu M., Thomas A.H., Vamvakidis A., Vidon E., Vitek F. [2010], *Cross-Cutting Themes in Employment Experiences during the Crisis*, Staff Position Note no. 2010/18, Washington.
- Zivot E., Andrews D. [1992], *Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis*, “*Journal of Business & Economic Statistics*”, vol. 10(3), s. 251–270.

THE RESPONSIVENESS OF EMPLOYMENT TO CHANGES IN GDP AND THE FLEXIBILITY OF LABOR MARKET INSTITUTIONS IN POLAND

Summary

The article investigates the impact that the growing use of flexible work arrangements in Poland has on employment and on how it is responding to changes in GDP. The analysis covers the period from the first quarter of 1995 to the final quarter of 2012. It focuses on Impulse Response Functions (IRF) based on Vector Autoregressive models (VAR) for GDP and various employment measures. The results reveal some changes in the responsiveness of employment when aggregate demand changes, the authors say. However, the data does not confirm a link between these changes and an increased use of flexible work arrangements. Meanwhile, changes in responsiveness and the divergence of long-term trends between the main sectors are cyclical in nature, the authors argue. They conclude that the growing role of flexible work arrangements has an unclear impact on the relationship between employment and production in individual business sectors.

Keywords: flexible work arrangements, employment, GDP, responsiveness, Impulse Response Function, cyclicity

JEL classification codes: J23, C22
