

Upowszechnienie się umów czasowych o pracę a elastyczność zatrudnienia w Polsce

Streszczenie

Celem pracy jest zbadanie, jak upowszechnienie się umów na czas określony wpłynęło na elastyczność zatrudnienia względem PKB. Za pomocą korelacji, regresji i regresji „przesuwnej” zbadano związek między stopami wzrostu zatrudnienia i PKB. Analiza objęła lata 1996-2016, ze szczególnym uwzględnieniem okresu 2001-2016. Z badania wynika, że wpływ zmian w strukturze zatrudnienia na dynamikę zatrudnienia zależy od tego, czy jedna forma zatrudnienia zastępuje inną (np. spada zatrudnienie na czas nieokreślony i rośnie na określony), czy zmiany w strukturze zatrudnienia są jednokierunkowe (np. zmniejsza się zatrudnienie obu grup). Popyt na pracowników czasowych cechuje większa wrażliwość na zmiany tempa wzrostu gospodarczego niż popyt na pracowników z umowami na czas nieokreślony. Upowszechnienie się umów czasowych zwiększa elastyczność zatrudnienia. Niemniej mimo upowszechnienia się umów czasowych elastyczność zatrudnienia względem PKB zmniejszyła się. Przyczyny tego należy się dopatrywać w innych czynnikach, jak dostosowania płacowe i po stronie czasu pracy, a także w zmniejszającej się podaży pracy.

Słowa kluczowe: instytucje rynku pracy, wzrost gospodarczy, popyt na pracę, umowy na czas określony.

Kody JEL: J21, J23, E32, J41.

1. Wstęp

Na początku bieżącego wieku znacząco zmieniła się struktura zatrudnienia w Polsce. W latach 2001-2005 odsetek osób z umowami na czas określony (czasowymi) wśród pracowników najemnych zwiększył się z 12 do 26% i oscylował w kolejnych latach między 26 a 28%. Tym samym odsetek pracowników z umowami na czas nieokreślony zmniejszył się z 88 do 72-74%. Udział w zatrudnieniu pracowników czasowych osiągnął najwyższy poziom w EU i jeden z najwyższych wśród krajów OECD. To jedna z najważniejszych, jeśli nie najważniejsza zmiana jaka zaszła w ostatnich latach na polskim rynku pracy. Ekonomiści mówią o dualizacji rynku pracy, upowszechnieniu się nietypowych lub elastycznych form zatrudnienia. W języku potocznym i publicystycznym zjawisko to bywa określane jako „umowy śmieciowe”. Nie są to jednak zjawiska tożsame; do nietypowych form zatrudnienia zalicza się np. telepracę a do umów śmieciowych samozatrudnienie.

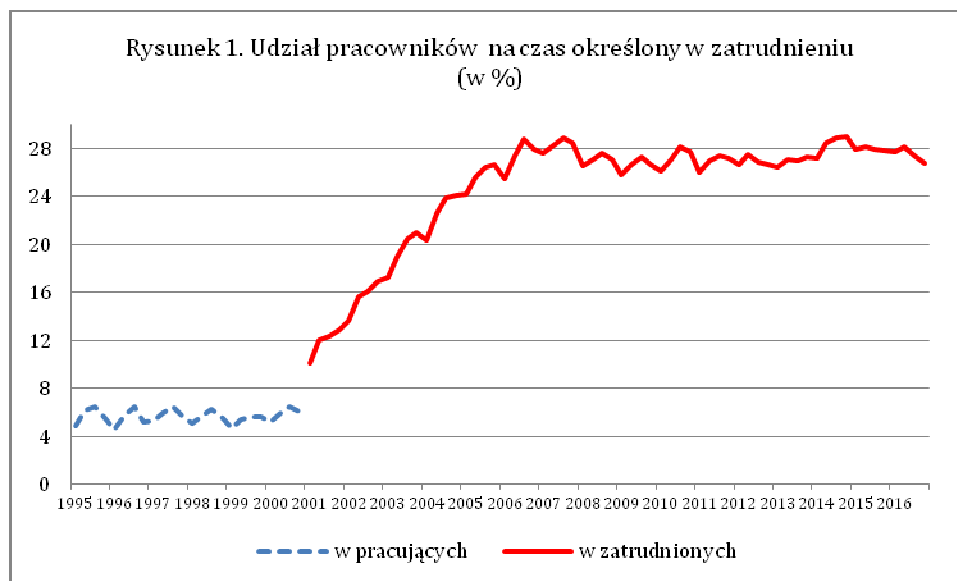
W przypadku umowy czasowej okres wypowiedzenia jest krótszy a koszty zwolnienia są niższe niż w przypadku kontraktu bezterminowego. Popyt na pracowników czasowych może zatem cechować większa zmienność niż na bezterminowych, zaś wzrost ich liczebności może zwiększyć wrażliwość popytu na pracę na wahania koniunkturalne. Celem niniejszej pracy jest zbadanie, jak upowszechnienie się umów czasowych wpłynęło na elastyczności zatrudnienia względem PKB w polskiej gospodarce. Analiza objęła lata 1996-2016, ze szczególnym

* Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, e-mail: b.bartosik@upcpoczta.pl.

** Wydział Nauk Ekonomicznych UW, e-mail: mycielski@coin.wne.uw.edu.pl.

uwzględnieniem okresu 2001-2016. Problem jest o tyle istotny, że ciągłość zatrudnienia wpływa na dochody pracowników oraz prawo do świadczeń społecznych.

W polskim piśmiennictwie jest niewiele prac poświęconych temu zagadnieniu. Potwierdzają one, że umowy czasowe cechuje mniejsza stabilność niż bezterminowe. Z Diagnozy Społecznej (2015, s. 136) wynika, że w latach 2009-2015 w przypadku umowy na czas określony prawdopodobieństwo stania się bezrobotnym było około trzy razy większe niż w przypadku umowy na czas nieokreślony. Nie potwierdzają natomiast, aby zwiększyła się elastyczność popytu na pracę. Cichocki *et al.* (2015) wykorzystując funkcję reakcji na impuls (IRF) ustalili, że upowszechnienie się nietypowych form pracy, w tym umów czasowych, nie ma większego znaczenia dla wrażliwości zatrudnienia na wahania koniunkturalne PKB.



Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych NBP (Saczu, 2014) i BAEL.

Struktura tekstu jest następująca. Część druga, to przegląd literatury. Podjęto w niej takie kwestie, jak: determinanty „pracochłonności” wzrostu gospodarczego i wrażliwości zatrudnienia na zmiany w dynamice PKB, stabilność w czasie relacji między PKB a zatrudnieniem. Część trzecia zawiera założenia metodyczne i omówienie wykorzystanych danych statystycznych. W czwartej części krótko omówiono wielkość i strukturę zatrudnienia pracowników z umowami na czas określony, zakres ich ochrony prawnej i wysokość wynagrodzeń, a także zmienność zatrudnienia. Część piąta to analiza empiryczna. Skupiono się w niej na następujących zagadnieniach: dynamice zatrudnienia i jej zróżnicowaniu między poszczególnymi grupami pracowników oraz w czasie; związku między dynamiką zatrudnienia i PKB oraz elastycznościami dynamik zatrudnienia względem dynamiki PKB; stabilność elastyczności zatrudnienia w czasie. Całość zamyka podsumowanie.

2. Przegląd literatury

Niniejszy artykuł nawiązuje do trzech nurtów badań. Pierwszy to badania nad wpływem wzrostu gospodarczego na zatrudnienie (*employment intensity of growth* lub *employment elasticity*). Z ich współczesnego prekursora można uznać Okuna (1962). Jego prawo zakłada, że

wzrost gospodarczy wpływa na bezrobocie przez zmiany w zatrudnieniu¹. Na przestrzeni lat powstała obszerna i wielowątkowa literatura przedmiotu. To że wzrost gospodarczy sprzyja zatrudnieniu nie budzi większych kontrowersji. Przedmiotem analiz są czynniki powodujące zróżnicowanie jego „pracochłonności” w przekroju terytorialnym i w czasie. Jako przykład można przytoczyć dyskusję nad przyczynami wzrostu bezzatrudnieniowego w Polsce na przełomie wieków. Ciżkowicz, Rzońca (2003) jako winnego wskazali rozwiązania instytucjonalne zwiększające m.in. klin podatkowy i cenę siły roboczej w stosunku do ceny kapitału. Zdaniem Kwiatkowskiego *et al.* (2002) ograniczanie popytu na pracę wynikało z poprawy produktywności, do której prowadziła m.in. redukcja ukrytego bezrobocia, zmiany w strukturze produkcji i efekt konwergencji. Socha, Sztanderska (2000) ustalili, że przyczyną były uwarunkowania podażowe – strukturalny charakter bezrobocia, powodujący, iż nawet w okresach ożywienia gospodarczego część bezrobotnych nie mogła znaleźć pracy. Czyżewski (2002) wskazał na uwarunkowania podażowe i popytowe. Na niedostosowaniu polskiej siły roboczej do wymogów gospodarki rynkowej oraz kryzys rosyjski, który zmusił małe eksportujące firmy do redukcji zatrudnienia. Przegląd ten pokazuje, że „pracochłonność” wzrostu gospodarczego może determinować wiele czynników: rozwiązania instytucjonalne, sektorowa struktura gospodarki, wydajności pracy, podaży pracy czy wymiana handlowa z zagranicą (lub szerzej globalizacja).

Drugi nurt obejmuje badania nad wpływem prawnej ochrony zatrudnienia (rozumianej na ogół jako regulacje dotyczące zwalniania z pracy) na wahania popytu na pracę. W jego ramach, z jednej strony, wskazuje się (np. Lazear 1990, Bentolila i Bertola 1990, Kugler i Pica 2005), że restrykcyjna ochrona stabilizuje popyt na pracę, ponieważ wysokie koszty odpraw zniechęcają pracodawców do zwalniania i przyjmowania pracowników.

Z drugiej strony, zróżnicowanie prawnej ochrony zatrudnienia, podział pracowników na słabiej i silniej chronionych, wskazuje się jako czynnik zwiększający fluktuacje popytu na pracę. Dowodów dostarczają badania nad częściowymi reformami rynku pracy, zachowującymi prawa już zatrudnionych i obejmujące bardziej elastycznymi zasadami nowozatrudnionych, które wprowadzano m.in. w Hiszpanii i Włoszech w latach 80. i 90. XX wieku. Bentolila i Saint Paul (1992), przykładowo, ustalili, że jeśli są dwie grupy pracowników „drożsi” (z umowami stałymi) i „tańsi” (z umowami czasowymi), wówczas różnice w kosztach pracy powodują: upowszechnienie się kontraktów czasowych; zwiększenie wrażliwości popytu na pracę względem cyklu koniunkturalnego (podczas koniunktury przedsiębiorcy zatrudniają „tańszych” pracowników, natomiast w warunkach dekoniunktury zwalniają ich); pracowników czasowych cechuje mniejsza trwałość zatrudnienia. Z badania Sali *et al.* (2012) nad państwami OECD, wynika, że: więcej pracowników czasowych jest w tych krajach, gdzie są większe różnice w prawnej ochronie zatrudnienia; duża liczebność pracowników czasowych zwiększa elastyczność popytu na pracę; reakcje popytu na pracę zależą od liczby pracowników z umowami czasowymi oraz od ograniczeń nakładanych na te umowy (ilości i czasu trwania kontraktów).

Różne reakcje rynków pracy na światowy kryzys finansowy wznowiły zainteresowanie problematyką. Z analizy Costain *et al.* (2010) wynika, że fluktuacje bezrobocia w Hiszpanii były o 21% większe w warunkach dualnego rynku pracy niż w przypadku, gdyby koszty zwolnień pracowników czasowych i bezterminowych były takie same. Bentolila *et al.* (2012) wykazał, że znacznie silniejszy wzrost bezrobocia w Hiszpanii (z 8 do 23%) niż we Francji (8 do 10%) w

¹ Można jeszcze dodać, że Okun (1962) formułując te prawo badał również zależność między wzrostem a popytem na pracę (stopą zatrudnienia i łącznym czasem pracy).

czasie Wielkiej Recesji był związany ze słabszą ochroną i większą liczbą pracowników czasowych.

Trzeci nurt, to badania stabilności współczynnika Okuna. Weryfikowane są dwie hipotezy. Pierwsza, czy relacja między wzrostem gospodarczym a stopą bezrobocia (a tym samym popytem na pracę) jest stała w czasie. Ostatnio tzw. *german miracle* w czasie światowego kryzysu finansowego, głębszy spadek PKB w Niemczech niż w innych krajach (np. w USA), lecz mniejsze zmiany zatrudnieniu i bezrobociu, przyczyniły się do pojawienia wielu prac na ten temat. *Inter alia* Daly, Hobijn (2010), Burda, Hunt (2011), Owyang, Sekhposyan (2012), Meyer, Tasci (2012), Cazes *et al.* (2013) potwierdzają, że w USA, Niemczech i innych krajach współczynnik Okuna zmienia się w czasie, a tym samym relacja między zatrudnieniem a PKB. Trzeba jednocześnie zauważyć, że są również analizy (Ball *et al.* 2012) dowodzące, że relacja PKB-stopa bezrobocia jest co prawda zróżnicowana między krajami, lecz stabilna w czasie. I że Wielka Recesja nie wywarła na nią większego wpływu.

Druga hipoteza, czy zmiany w zatrudnieniu i bezrobociu są takie same w czasie recesji i ekspansji. Podczas recesji skala zwolnień może np. zależeć od wysokości kosztów odpraw, z kolei w czasie ożywienia szansę znalezienia pracy mogą np. determinować zmiany w strukturze gospodarki i popytu na prace spowodowane recesją. Z badań Lee (2000), Döpke (2001), Cazes *et al.* (2013) wynika, że w niektórych krajach reakcje są asymetryczne, a w innych symetryczne. Cazes *et al.* (2013, s. 7) ustaliła, że w Polsce reakcje są asymetryczne – współczynnik Okuna jest większy w czasie dekoniunktury niż koniunktury.

3. Metodyka i dane

Celem badań empirycznych jest ustalenie: jaki charakter ma zależność między wzrostem gospodarczym i popytem na pracę; czy zależność ta jest stabilna w czasie; czy popyt na pracowników z umowami na czas określony cechuje większa zmienność niż popyt na pracowników z umowami na czas nieokreślony; czy upowszechnienie się umów czasowych wpłynęło na elastyczność popytu na pracę względem PKB.

Elastyczność popytu na pracę jest rozumiana jako zmiana w wielkości zatrudnienia w wyniku zmiany warunków ekonomicznych. Punktem wyjścia analizy jest założenie, że zmiany w PKB (y) pociągają za sobą zmiany w zatrudnieniu (e). Nawiązując do artykułu Okuna (1962) zależność tę można zapisać jako model „pierwszych przyrostów” (1) lub jako model „luki” (2) i (3):

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(\Delta e_t - \Delta e_t^*) = \beta_0 + \beta_1 (\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$e_t^G = \beta_0 + \beta_1 y_t^G + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie: Δ – zmiana, e^* – trend w zatrudnieniu, y^* – trend PKB lub produkt potencjalny, e^G – luka w zatrudnieniu, y^G – luka PKB, t – okres, ε – składnik losowy.

W modelu „pierwszych przyrostów” zmienne są wyrażane jako stopy wzrostu. Parametr β_0 można interpretować jako tempo zatrudnienia przy zerowym wzroście gospodarczym.

Natomiast współczynnik regresji β_1 jako elastycznością zatrudnienia względem PKB. Informuje on o ile punktów procentowych zmieni się zatrudnienie, jeśli stopa wzrostu gospodarczego wzrośnie o jeden punkt procentowy. W przypadku równania (2) różnice $(\Delta e - \Delta e^*)$ i $(\Delta y - \Delta y^*)$ są interpretowane jako odchylenia do długookresowego trendu zatrudnienia i PKB. Wyznaczenie tych różnic wymaga wcześniejszego oszacowania nieobserwowalnych zmiennych $(\Delta e^*$ i $\Delta y^*)$. W przypadku użycia w tym celu filtru Hodricka-Prescotta zmienne y^G i u^G są elementami cyklicznymi. Modele te umożliwiają wyznaczenie tzw. granicy wzrostu bezzatrudnieniowego $(-\beta_0/\beta_1)$, czyli tempa wzrostu gospodarczego, po którego przekroczeniu zatrudnienie zaczyna rosnąć.

W badaniach wykorzystano kwartalne dane o zatrudnieniu według BAEL skorygowane przez NPB (Saczuk 2014), dane z *Kwartalnych informacji o rynku pracy*, z bazy Eurostat. Informacje na temat dynamiki PKB pochodzą z tabel *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne* dostępnych na stronie internetowej GUS, w tym wcześniej dostępne dane archiwalne. Analizę utrudnia fakt, że dane o pracownikach na czas określony z sprzed roku 2001 są nie w pełni porównywalne z danymi z następnych lat.

4. Pracownicy na czas określony – podstawowa charakterystyka

W niniejszym artykule za pracowników na czas określony (*temporary job*) uważa się pracowników zaliczonych do tej grupy na podstawie BAEL. Jest to grupa niejednorodna. W jej skład wchodzi zarówno osoby pracujące na podstawie umów zawieranych na podstawie Kodeksu Pracy (na czas określony, na okres próbny, na zastępstwo, na czas wykonania określonej pracy), jak i umów zawieranych na podstawie Kodeksu Cywilnego (umowa o dzieło, zlecenie)². Jest to tyle ważne, że różne umowy gwarantują różne prawa i generującymi różne koszty pracy.

Tabele (1) i (2) w aneksie zawierają dane o wielkości i strukturze tej grupy. W latach 2001-2015 liczba osób z umowami na czas określony zwiększyła się z 1,2 mln do 3,5 mln osób³. W tym samym czasie liczba osób odprowadzających składki od umów cywilnoprawnych (z wyłączeniem umów o dzieło) zwiększyła się z 220 tys. do 1 mln. Co jest ważne, według GUS w 2015 r. umowy cywilnoprawne (w tym umowy o dzieło) były jedyną formą zatrudnienia dla 1,2 mln osób. Najpopularniejsze były umowy zlecenia. Zwiększyła się również liczba pracowników tymczasowych, zatrudnianych za pomocą agencji pracy, ze 170 do 800 tys. w okresie 2004-2015. Część pracowników tymczasowych ma umowy na podstawie kodeksu pracy, część umowy cywilnoprawne. Jeśli chodzi o przekrój sektorowy, to najwięcej pracowników czasowych jest

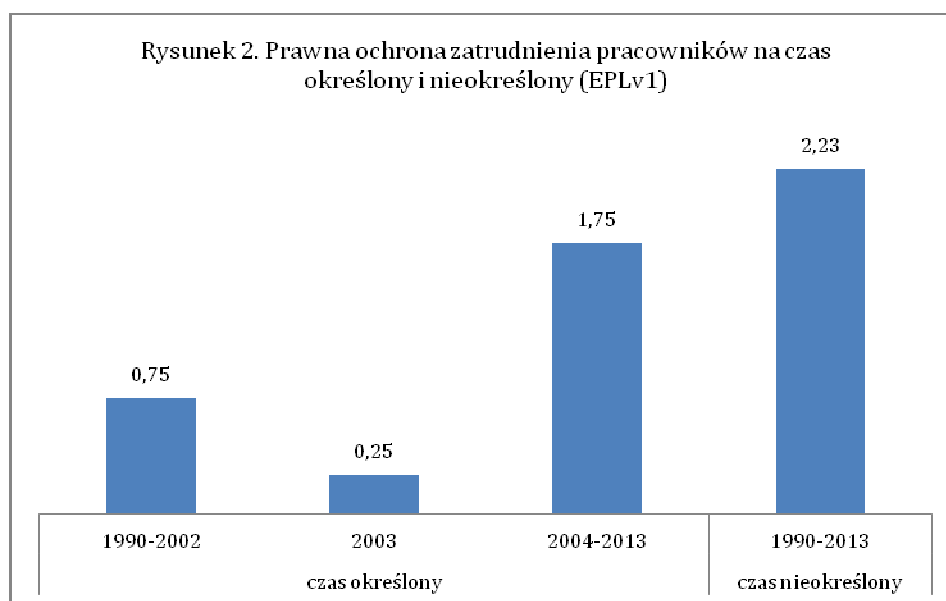
² Według BAEL do pracowników najemnych zalicza się osoby wykonujące pracę na podstawie umów cywilnoprawnych, jeżeli forma zatrudnienia miała znamiona stosunku pracy, a także osoby wykonujące prace nakładcze oraz stażystów. Natomiast agentów zalicza się do samozatrudnionych (*Rocznik statystyczny pracy 2015*, s. 116).

³ Dla porównania. Według szacunków „Rzeczpospolitej” (2013.04.03) w 2012 r. było 600 tys. osób pracujących na „umowach śmieciowych”, czyli 3,7% ogółu pracujących. Do tej kategorii zaliczono dwie grupy. Pierwsza to 350 z 700 tys. osób mający umowy o dzieło i zlecenie i zmuszonych do tych umów trudną sytuacją na rynku pracy (nie zaliczono np. artystów mających takie umowy). Druga to około 250 tys. z 1,4 mln samozatrudnionych, którzy byli zmuszeni do tego typu aktywności przez pracodawców. „Gazeta Wyborcza” (2013.04.03) kwestionuje te szacunki wskazując, że niewiadomo jak wielu jest samozatrudnionych z przymusu oraz nie wiadomo dla jak wielu osób praca na umowę cywilno prawną jest jedynym źródłem dochodów. Przytoczono dane Państwowej Inspekcji Pracy (PIP), z których wynika, że w 2011 r. pracownicy bez etatu stanowili 25,3% z 818 tys. osób pracujących w 22,9 tys. skontrolowanych firm.

zatrudnionych w usługach (około 60%), następnie w przemyśle (26%) oraz w budownictwie (około 10,5%).

Pracownicy czasowi byli objęci słabszą ochroną niż pracownicy bezterminowi. Szacowany przez OECD wskaźnik prawnej ochrony zatrudnienia (*Employment Protection Legislation* – EPL), w skali od 0 do 6, dla pracowników z umowami na czas nieokreślony wynosił 2,23 w latach 1990–2013. Natomiast dla pracowników czasowych wynosił 0,75 w latach 1990-2002, przejściowo obniżył się do 0,25 w 2003 r., a po akcesji zwiększył się do 1,75. Warto zauważyć, że spowolnienie tempa wzrostu zatrudnienia pracowników czasowych od roku 2005 jest zbieżne w czasie ze wzrostem wskaźnika ich prawnej ochrony.

Nie wszystkie zmiany w prawie pracy znalazły odzwierciedlenie we wskaźniku EPL. Wskaźnik obniżył się (do 0,25 w 2003 r.) po przejściowym dopuszczeniu nieskończonej liczby umów na czas określony. Nie zmienił się natomiast, kiedy w ramach tzw. pakietu antykryzysowego przejściowo (2009-2011) zmieniono zasady zawierania umów na czas określony. Najważniejsze zmiany przepisów nastąpiły jednak w roku 2016, kiedy to w celu ograniczenia stosowania umów czasowych m.in. wprowadzono zasadę, że w przypadku umowy na czas określony okres wypowiedzenia zależy (tak samo jak w przypadku umowy na czas nieokreślony) od stażu pracy. Warto jeszcze dodać, że kontynuacją tej polityki było wprowadzenie w 2017 r. wymogu minimalnej stawki godzinowej dla osób posiadających umowy zlecenie.



Źródło: OECD, *EPL timeseries*,

<http://www.oecd.org/els/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>

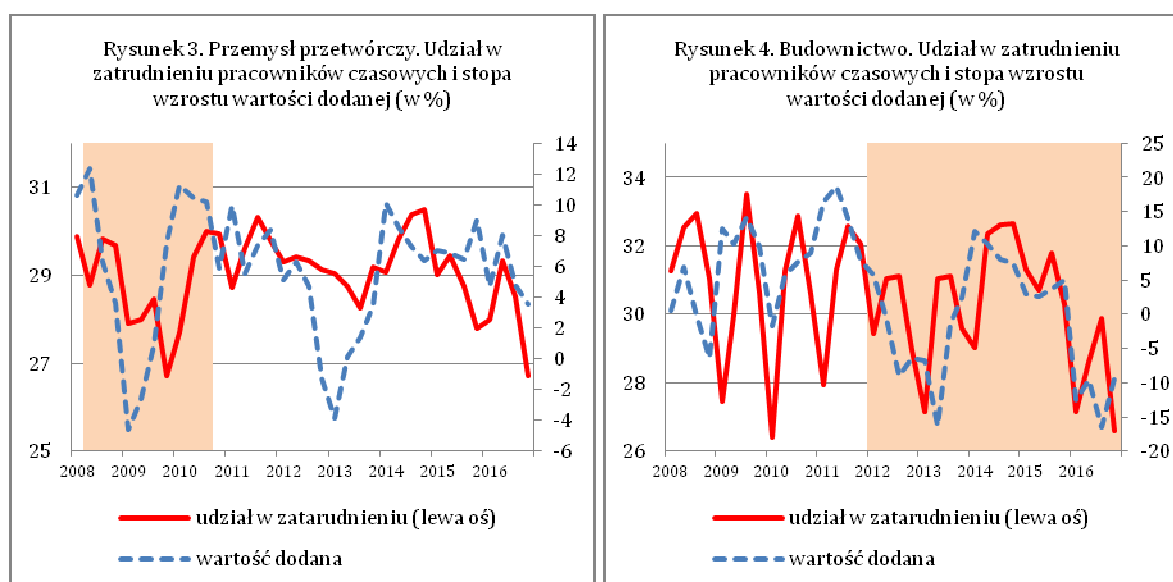
(dostęp: 22.03.2017).

Ze słabszą ochroną wiążą się niższe koszty pracy. Po pierwsze, w przypadku umów cywilno-prawnych pracodawcy nie płacili składek na ZUS (umowy o dzieło), za urlop, za nadgodziny, nie wypłacali odpraw, nie obowiązywała ich zasada minimalnego wynagrodzenia. Po drugie, wynagrodzenia pracowników czasowych były niższe niż na umowach bezterminowych. Według różnych źródeł (OECD 2012, s. 4, Eurostat, Gatti *et al.* 2014, s. 26-28) przeciętne wynagrodzenie pracownika czasowego było niższe o około 30-35% niż pracownika z umową bezterminową. Gatti *et al.* (2014) podaje, że jeśli uwzględnić zmienne kontrolne, jak

wiek czy wykształcenie, wówczas luka zmniejsza się do 15% oraz że około 20% pracowników z umowami czasowymi otrzymywała płace poniżej ustawowego minimum.

Słabsza ochrona umożliwia pracodawcom większą swobodę w kształtowaniu zatrudnienia. W przypadku osób z umowami na czas nieokreślony okres wypowiedzenia i odprawy zależały od stażu pracy. Jeśli np. pracownik pracował co najmniej trzy lata, wówczas okres wypowiedzenia wynosił trzy miesiące. Umowę cywilno-prawną, np. umowę zlecenie, można było wypowiedzieć w każdym momencie i nie wypłacać odprawy.

Pracodawcy korzystali z tej możliwości. W latach 2008-2009 spadła produkcja w przemyśle przetwórczym w wyniku światowego kryzysu finansowego. Pociągnęło to za sobą przede wszystkim zwolnienia pracowników czasowych. Świadczy o tym (zob. rysunek 3) spadek ich udziału w zatrudnieniu przemysłu przetwórczego. Natomiast kiedy koniunktura się poprawiła ich udział zaczął się ponownie zwiększać. Podobna sytuacja miała miejsce w budownictwie w latach 2013-2016 (zob. rysunek 4). Poprawie koniunktury w budownictwie towarzyszy szybki wzrost udziału wśród zatrudnionych pracowników czasowych, a dekoniekturze towarzyszył spadek ich udziału.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne*.

Większą zmienność popytu na pracowników czasowych potwierdza również analiza odchyłeń standardowych stóp wzrostu zatrudnienia (zob. tabela 4). W latach 2002-2016 dla ogółu zatrudnionych odchylenie wynosiło 2,4, dla pracowników z umowami czasowymi 10,1, dla pracowników z umowami na czas nieokreślony 3,3.

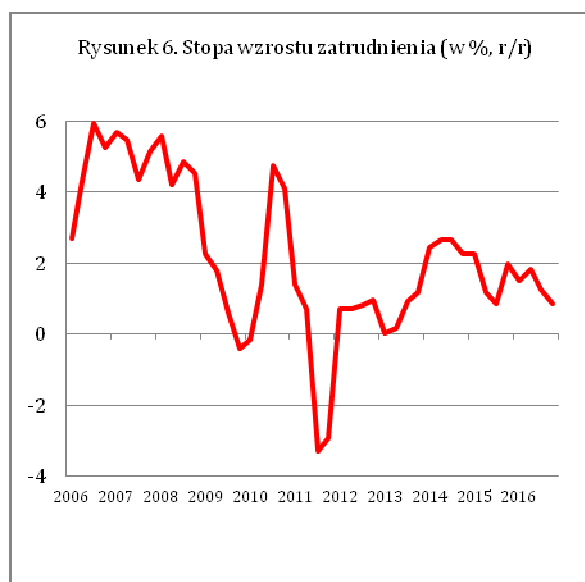
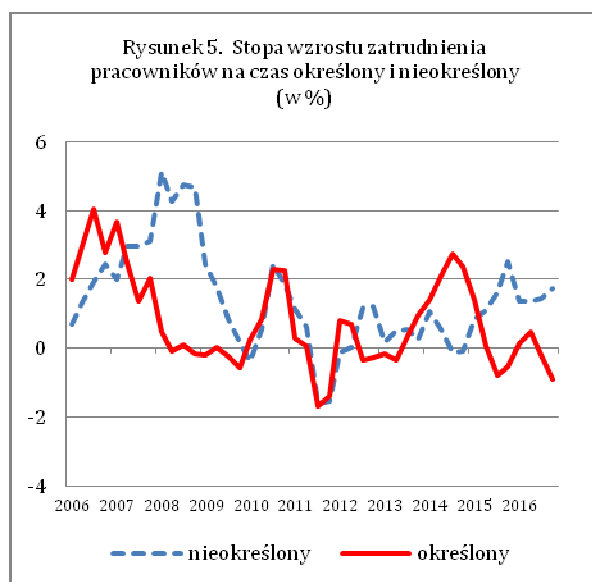
5. Analiza empiryczna

5.1. Dynamika zatrudnienia a struktura zatrudnienia

W latach 1996-2016 tempo wzrostu zatrudnienia było zróżnicowane w czasie i między poszczególnymi grupami pracowników. Tabela (3) pokazuje, że zatrudnienie pracowników najemnych zwiększało się średnio kwartalnie o 1,3%, w tym z umowami czasowymi 8,1%, a z umowami na czas nieokreślony 0,5%. Tempo wzrostu pracowników czasowych było więc 16

razy szybsze niż z umowami na czas nieokreślony, lecz zróżnicowane w czasie. Można wyodrębnić dwa podokresy. Pierwszy (2002-2005), kiedy ich liczebność wzrastał w bardzo szybkim tempie (22,5%), przy jednoczesnym spadku zatrudnienia pracowników bezterminowych (-3,4%) i niskim tempie zatrudnienia ogółem (0,8%). Drugi okres (2006-2016), kiedy tempo wzrostu zatrudnienia pracowników czasowych ustabilizowało się (2,9%), tempo wzrostu pracowników z umowami bezterminowymi podniosło się (1,9%), zaś zatrudnienie najemnych rosło powyżej średniej (2,2%).

Różnice w tempach wzrostu były przyczyną zmian w strukturze zatrudnienia. Wywierały również pewien wpływ na dynamikę zatrudnienia. W pierwszym z okresów stopa wzrostu i przyrost netto zatrudnienia był niewielki (około 300 tys.), ponieważ z jednej strony zatrudniano pracowników czasowych (1,45 mln), a z drugiej zwalniano osoby z umowami na czas nieokreślony (1,15 mln). Miała więc miejsce swego rodzaju substytucja jednej formy zatrudnienia inną. W rezultacie upowszechnienie umów czasowych wiązało się ze względnie małymi zmianami w wielkości zatrudnienia i względnie dużymi w jego strukturze.



Źródło: skorygowane dane NBP (Saczk, 2014) i BAEL.

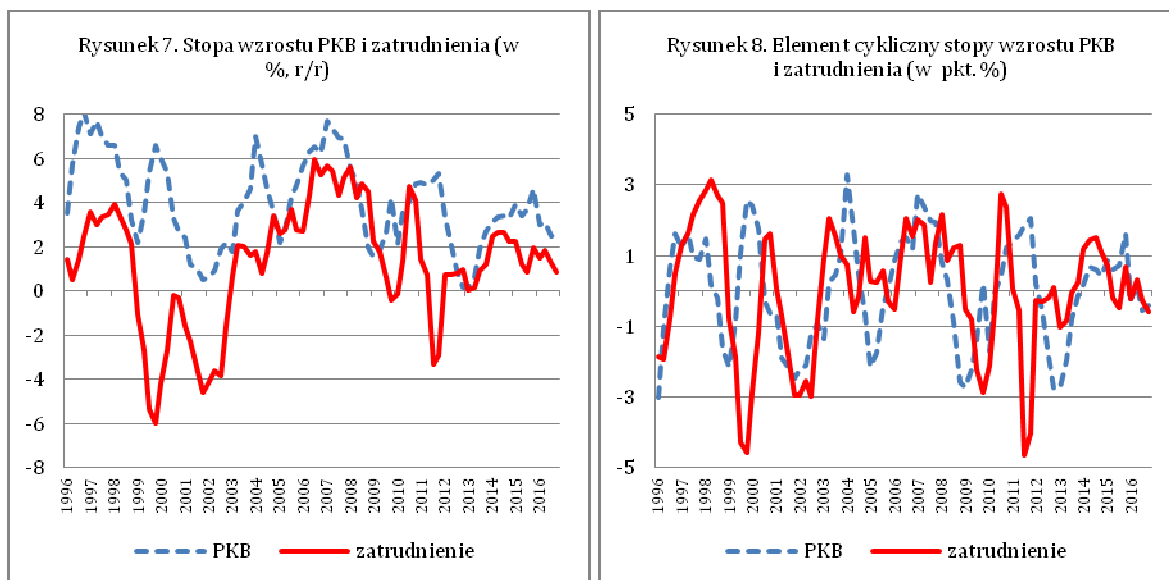
Po roku 2005 były okresy, kiedy zmiany w dynamice zatrudnienia obu grup były jednokierunkowe i odwrotnie kierunkowe. Jednokierunkowe były (zob. rysunek 5) w czasie Wielkiej Recesji (2009-2011), kiedy spadało i rosło zatrudnienie obu grup. Natomiast w latach 2012-2016 były odwrotnie kierunkowe. Z porównania rysunków (5) i (6) wynika, że tempo wzrostu zatrudnienia było w miarę stabilne, jeśli zmiany miały charakter odwrotnie kierunkowy. Natomiast, jeśli miały charakter jednokierunkowy wówczas następowały znaczące zmiany w dynamice zatrudnienia.

5.2. Dynamika zatrudnienia i PKB

Z analizy graficznej (rysunek 7 i 8) i korelacji (tabela 5) wynika, że popyt na pracę podąża za zmianami w PKB, lecz z pewnym opóźnieniem. Zależność ta występuje zarówno w przypadku stóp wzrostu, jak i elementów cyklicznych (wyodrębnionych za pomocą filtra Hodricka-Prescotta). Dynamika zatrudnienia jest dodatnio skorelowana z dynamiką PKB (0,40), przy czym

najsilniej z tą sprzed dwóch kwartałów (0,47). W przypadku elementów cyklicznych zależność jest podobna, lecz słabsza. Korelacja równoczesna (0,19) jest słabsza niż opóźniona o dwa (0,37) lub trzy kwartały (0,39). Silniejsze korelacje opóźnione świadczą o tym, że przedsiębiorstwa potrzebują czasu na dostosowanie zatrudnienia do zmian w produkcji, zarówno na zwolnienie, jak i zatrudnienie nowych pracowników.

Analiza korelacji (tabela 6) wskazuje jednocześnie, że związek między dynamikami PKB i zatrudnienia jest zróżnicowany między poszczególnymi grupami pracowniczymi i w czasie. Co jest ważne w przypadku pracowników czasowych, po pierwsze, korelacja zmieniała swój charakter w czasie. W okresie ich szybkiego wzrostu zatrudnienia (2002-2005) była odwrotna zależność (-0,47), zaś w latach względnej stabilizacji (2006-2016) była jednokierunkowa zależność (0,46). Wskazuje to, że w pierwszym z okresów o szybkim wzroście popytu na pracowników czasowych decydowały inne czynniki niż wzrost gospodarczy. Przede wszystkim wspomniane wcześniej zróżnicowanie kosztów pracy i swoboda pracodawców w kształtowaniu zatrudnienia. A także trudna sytuacja na rynku pracy (ponad 20% stopa bezrobocia) związana z wejściem wyżu demograficznego na rynek pracy i spowolnieniem gospodarczym na przełomie wieków. Czynniki te doprowadziły do wykorzystywania na szeroką skalę umów czasowych, które już wcześniej umożliwiała polskie prawo⁴.



Źródło: skorygowane dane NBP (Saczk, 2014) i BAEL oraz obliczenia własne.

Po drugie, w latach 2006-2016 korelacja między tempem wzrostu gospodarczego a dynamiką zatrudnienia pracowników czasowych (0,46) była silniejsza niż pracowników etatowych (0,32). To z kolei sugeruje, że w tym okresie popyt na pracowników czasowych był silniej związany z dynamiką PKB i bardziej wrażliwy na wahania koniunktury.

5.3. Elastyczność zatrudnienia i jej stabilność

Pozytywnie zweryfikowano hipotezę, że dynamiki PKB i popytu na pracę są skorelowane oraz że po 2006 r. popyt na pracowników czasowych był silniej związany z wahaniami PKB niż na

⁴ Umowy o dzieło i zlecenie były już znane przed 1989 rokiem. A trudno wyjaśnić ten przyrost wprowadzeniem umów na zastępstwo (2002 r.) i jednorocznym (2003 r.) dopuszczeniem nieokreślonej liczby kontraktów czasowych.

pracowników z umowami bezterminowymi. Nie ustalono jednak, jaka jest elastyczność zatrudnienia względem dynamiki PKB. W celu uzyskania odpowiedzi na to pytanie oszacowano równania (1) i (2). Szacunki (tabela 8 i 9) potwierdzają, że tempo wzrostu gospodarczego jest ważną determinantą popytu na pracę i że jego waga jest różna w przypadku poszczególnych grup pracowników.

Z regresji równania (1) wynika, że w latach 1996-2016 wzrost tempa PKB o 1 pkt. procentowy powodował wzrost zatrudnienia o 0,54-0,64 pkt. procentowego (wyższe wartości są w przypadku PKB opóźnionego o dwa kwartały). Natomiast, aby zatrudnienie zaczęło rosnąć wzrost gospodarczy musiał przekroczyć 1,7-2,1%. Dla porównania: Czyżewski (2002, s. 9-10) oszacował, że w latach 1993-2000 elastyczność pracujących wynosiła 0,7, a granica wzrostu bezzatrudnieniowego 3,1%. Według Ciżkowicza i Rzońcy (2003, s. 690) w latach 1992-2001 wartość te wynosiły odpowiednio 0,9 i 5,7%.

Uzyskane parametry potwierdzają, że popyt na pracowników czasowych był bardziej elastyczny niż na pracowników z umowami na czas nieokreślony. W latach 2006-2016 elastyczność zatrudnienia wynosiła około 0,59. W przypadku pracowników z umowami na czas nieokreślony elastyczność wynosiła 0,28-0,53, w przypadku pracowników czasowych 1,45 i 0,78. Warto jeszcze zwrócić uwagę, że szacunki wskazują, że popyt na pracowników czasowych szybciej reagował na zmiany w PKB. W przypadku umów czasowych elastyczność jest silniejsza i statystycznie istotniejsza w przypadku równoczesnych zmian w zatrudnieniu i PKB, natomiast w przypadku pracowników na czas nieokreślony w przypadku opóźnienie zmian w PKB o dwa kwartały.

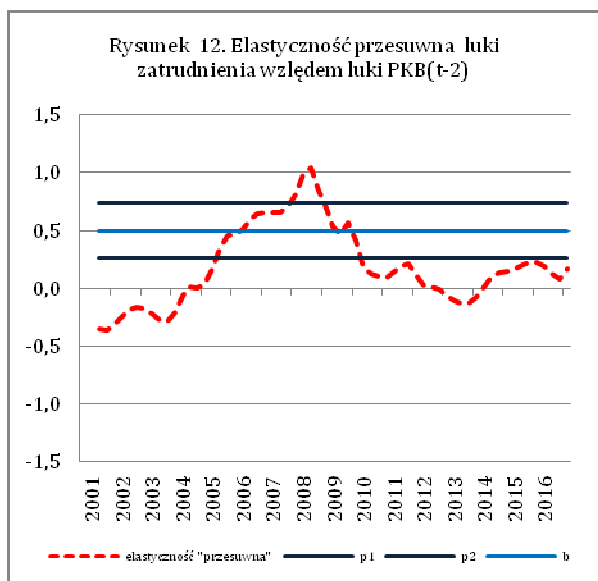
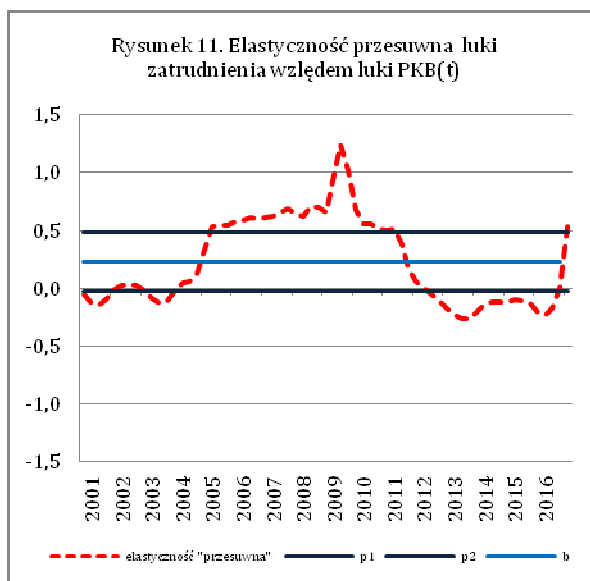
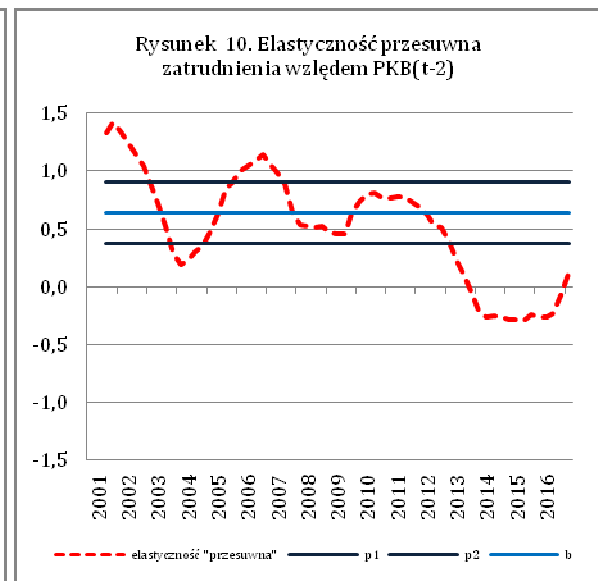
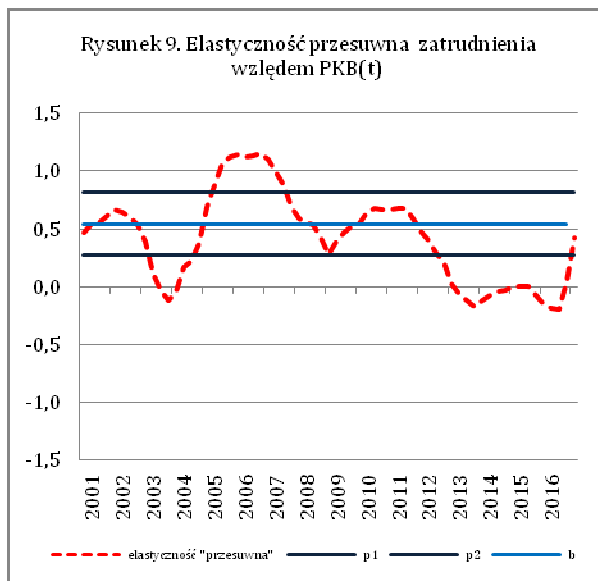
Regresje równania (2), gdzie zmiennymi są „luki” PKB i zatrudnienia, prowadzą do zbliżonych wniosków. W latach 1996-2015 zwiększenie się dynamiki PKB o jeden punkt procentowy powyżej trendu zwiększało zatrudnienie o 0,23-0,50 punktu procentowego powyżej trendu. Natomiast w przypadku lat 2006-2016 oszacowane elastyczności były w większości przypadków nieistotne statystycznie. Niemniej wskazują, że popyt na pracowników na czas określony jest bardziej elastyczny niż na pracowników na czas nieokreślony.

Szacunki te nie wyjaśniają jednak, czy elastyczność była stabilna w czasie. Kolejnym celem jest zbadanie tego zagadnienia. Wykorzystano do tego powszechnie stosowane metody – testy stabilności parametrów strukturalnych oraz regresję „przesuwną” (*rolling regression*). W przypadku równania (1) testy Chowa, QLR i CUSUM (tabela 10) wskazują, że nie ma podstaw aby twierdzić, że elastyczność zatrudnienia względem PKB(t) i PKB(t-2) jest stabilna. Natomiast w przypadku równania (2) wyniki są niejednoznaczne. Testy QLR i CUSUM dają przeciwstawne wyniki.

Po drugie, oszacowano równania (1) i (2) metodą regresji „przesuwnej” obejmującą 20 kwartałów. Najpierw obliczono regresję dla lat 1996-2000, kiedy liczebność osób mających umowy czasowe była względnie stabilna, następnie „przesuwano” próbę o jeden kwartał i estymowano kolejne elastyczności.

Rysunki (9-12) prezentują uzyskane parametry, elastyczność zatrudnienia dla całej badanej próby (wcześniejsze estymacje równania 1 i 2) oraz jej 95% przedziały ufności. Przekroczenie przez elastyczność „przesuwną” przedziału ufności, jest traktowane jako niestabilność parametru. Z rysunku wynika, że elastyczność zatrudnienia zmieniła się w czasie. Po pierwsze, w przypadku elastyczności względem PKB trend był spadkowy. Natomiast w przypadku elastyczność „luk” najpierw był wzrostowy, mniej więcej do roku 2008-2009, a później spadkowy. Po drugie, trend był przeplatany fluktuacjami. Skala fluktuacji jest zróżnicowana w zależności od specyfikacji równania. Niemniej wyniki sugerują, że elastyczność zatrudnienia była niestabilna. W przypadku elastyczności względem PKB niestabilność pojawiła

się w czasie spowolnienia gospodarczego w latach 2002-2003, w okresie buma poakcesyjnego 2004-2007, w latach 2007-2008, kiedy polska gospodarka odczuwała skutki Wielkiej Recesji oraz w okresie 2012-2015.



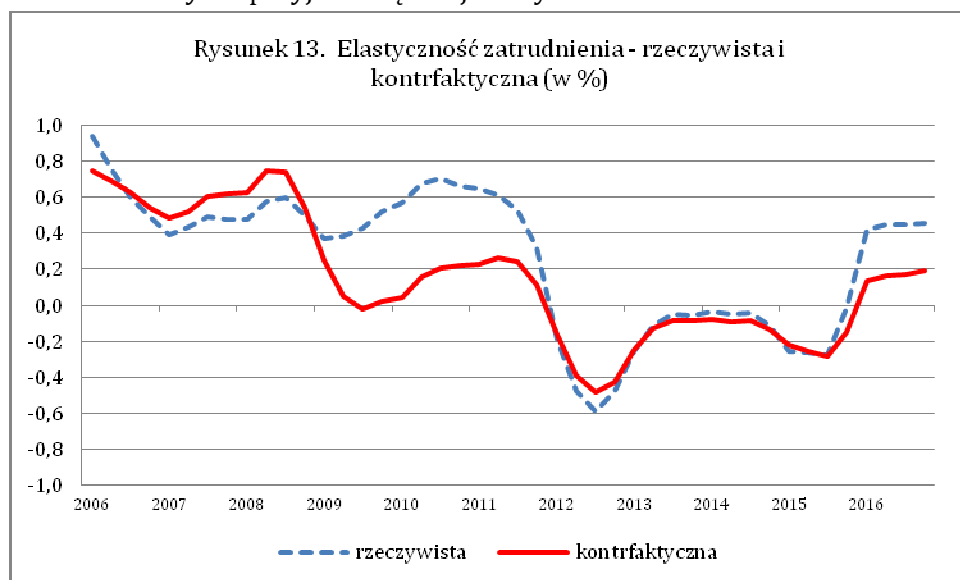
Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL i *Kwartalnych wskaźników makroekonomicznych*.

W celu zbadania wpływ upowszechnia się umów czasowych na elastyczność zatrudnienia przeprowadzono również analizę kontrfaktyczną dla okresu 2002-2016. Oszacowano stopę wzrostu zatrudnienia zakładając, że struktura zatrudnienia nie zmieniała się i była taka, jak w 2001 roku.

$$\Delta N_{2001+t} = sp_{2001} \Delta P_{2001+t} + st_{2001} \Delta T_{2001+t} \quad (4)$$

gdzie: N – pracownicy najemni, P i T – odpowiednio pracownicy na czas nieokreślony i określony, sp i st odpowiednio udział w zatrudnieniu pracowników na czas nieokreślony i określony.

Następnie dla tak wyznaczonych stóp wzrostu oszacowano „przesuwną” elastyczność względem PKB i porównano ją z elastycznością oszacowaną dla rzeczywistych stóp wzrostu. Uzyskane rezultaty prezentuje rysunek (13). Wynika z niego, że gdyby nie nastąpiły zmiany w strukturze zatrudnienia wahania w zatrudnieniu byłyby mniejsze. Oznacza to, że upowszechnianie się umów czasowych sprzyjało większej elastyczności zatrudnienia.



5.4. Analiza wrażliwości wyników

Estymacje przeprowadzone w punkcie 5.3 można poddać krytyce w związku z nieuwzględnieniem kilku problemów uważanych za istotne we współczesnej analizie ekonometrycznej. Po pierwsze, nie uwzględniono problemów związanych z ewentualną niestacjonarnością zmiennych użytych w regresjach. Może to skutkować problemem regresji pozornych. Testowania i wykrywanie załamań strukturalnych przeprowadza się także w inny sposób w przypadku zmiennych niestacjonarnych. Rozważaliśmy także problem kierunku przyczynowości między zmiennymi oraz rozkład w czasie efektów zmiany dynamiki PKB na dynamiki zmian poziomu zatrudnienia etatowego i czasowego. W odniesieniu do modeli oszacowanych na lukach nie ma przeprowadzonej analizy wrażliwości uzyskanych wyników na sposób liczenia luk. W niniejszym podrozdziale przeprowadzimy dodatkowe regresje, których celem jest zbadanie na ile uzyskane wyniki są odporne na wskazane powyżej problemy.

Najpierw przeprowadzano analizę rzędu integracji. Ponieważ użyte zmienne są zbierane w cyklu kwartalnym użyto do tego celu testu HEGY (Hylleberg *et al.*, 1990). Testy przeprowadzono na dynamikach kwartalnych logarytmów zmiennych (Q/Q). Wyniki zaprezentowane w tabeli (11) sugerują, że dynamiki zmiennych są zmiennymi niestacjonarnymi. Wyniki tych testów sugerują także, że proces różnicowanie sezonowe skutecznie eliminuje sezonowość tak, że dynamiki posiadają tylko jeden pierwiastek o module równym jeden związany on jest pierwszym różnicowaniem. Pewnym wyjątkiem jest tu dynamika logarytmu PKB, która wydaje się stacjonarna. Ponieważ testy HEGY sugerują brak sezonowości

dynamik, przeprowadzono także testy ADF, DFGLS i Philipasa-Perrona (tabela 11), które sugerują, że także dynamika PKB jest niestacjonarna.

W związku z możliwością, że zmienne użyte w regresjach są zmiennymi niestacjonarnymi, przeprowadzono te regresje powtórnie przy użyciu metody FM-OLS, która umożliwia uzyskanie asymptotycznie prawidłowych wyników wnioskowań dla hipotez o istotności zmiennych w przypadku regresji przeprowadzonych na zmiennych $I(1)$. Uzyskane wyniki znajdują się w tabeli (12). Jak widać uzyskane wielkości oszacowań i wielkości statystyk potwierdzają wnioski uzyskane w poprzednim podrozdziale.

W poprzednim podrozdziale podjęto próbę szacowania modelu, w którym zmienną objaśniającą była luka w dynamice PKB. Lukę tę oszacowano za pomocą filtra Hodricka-Prescotta (HP). W literaturze zaproponowano także inne sposoby szacowania trendu i komponentu cyklicznego. Pojawia się pytanie na ile wybrana metoda dekompozycji dynamiki wpływa na oszacowane wyniki. W tabeli (13) zaprezentowano oszacowanie elastyczności dynamiki zatrudnienia w zależności od sposobu szacowania luki PKB. Uzyskane wyniki pokazują, że wyniki oszacowań są do siebie zbliżone dla wszystkich sposobów filtrowania poza filtrem Beveriga-Nelsona.

Kolejnym krokiem było przeprowadzenie analizy stabilności procesów generujących dane. Przeprowadzono ją wykorzystując do tego test pierwiastka jednostkowego z nieznanym momentem załamania zaproponowany przez Clemente *et al.* (1998). Uzyskane wyniki (tabela 14 i rysunek 1A) sugerują wystąpienie dwóch załamań strukturalnych: jednego, które miało miejsce około 2000 roku i dotyczyło zarówno zatrudnienia czasowego jak i etatowego i drugiego, które wystąpiło około roku 2006. Zauważmy, że wyniki testów sugerują, że nawet po uwzględnieniu występowania dwóch załamań strukturalnych poziomy analizowanych szeregów czasowych są dalej niestacjonarne.

Następny etap analizy polegał na przeprowadzeniu analizy przyczynowości w sensie Grangera. Ponieważ mamy do czynienia ze zmiennymi niestacjonarnymi więc przeprowadzamy analizę przy użyciu metody LA-VAR zaproponowanej przez Hsiao i Wanga (2007). Metoda ta polega na dodaniu do modelu VAR nieistotnych opóźnień w liczbie równej rzędowi integracji zmiennych. Wykazano, że dla tak sformułowanego modelu statystyki testowe mają asymptotycznie standardowe rozkłady nawet wtedy gdy zmienne w modelu są niestacjonarne. Liczbę istotnych opóźnień ustalono na podstawie kryteriów informacyjnych na 5 a zatem szacowano model LA-VAR z 6 opóźnieniami. Dodatkowym problemem, który musimy wziąć pod uwagę jest występowanie załamania w parametrach modelu. Najbezpieczniejszym rozwiązaniem byłoby oszacowanie modelu LA-VAR osobno dla każdego z podokresów. Niestety strategia taka jest niemożliwa do zastosowania ze względu na niewystarczającą liczbą obserwacji. Przyjęto więc arbitralnie, że załamania strukturalne nastąpiły jedynie w stałej i parametrach związanych z wpływem opóźnionych dynamik PKB. Hipotezy o braku załamania w 3 kw. 2000 i 1 kw. 2006 są silnie odrzucane zarówno dla załamania w stałych jak i załamania w parametrach związanych z wpływem opóźnionych dynamik PKB. Analiza wielkości oszacowanych parametrów ujawniła, że w przypadku parametry modelu oszacowane dla okresu od 1996 kw.1 do 2000 kw.3 implikują brak stabilności modelu – dwa pierwiastki macierzy stowarzyszonej mają moduł większy od 1. Dla pozostałych okresów model LA-VAR jest stabilny. Wyniki testów przyczynowości w sensie Grangera znajdują się w tabeli (15). Wyniki testów sugerują, że zmiany dynamiki PKB są przyczyną w sensie Grangera zmian dynamiki zatrudnienia zarówno czasowego jak i etatowego. Przyczynowość ta jest bardziej istotna dla dwóch pierwszych podokresów a mniej istotna dla ostatniego podokresu. Wyniki sugerują także, że zmiany dynamiki zatrudnienia etatowego mogą być przyczyną zmian dynamiki PKB. Na koniec

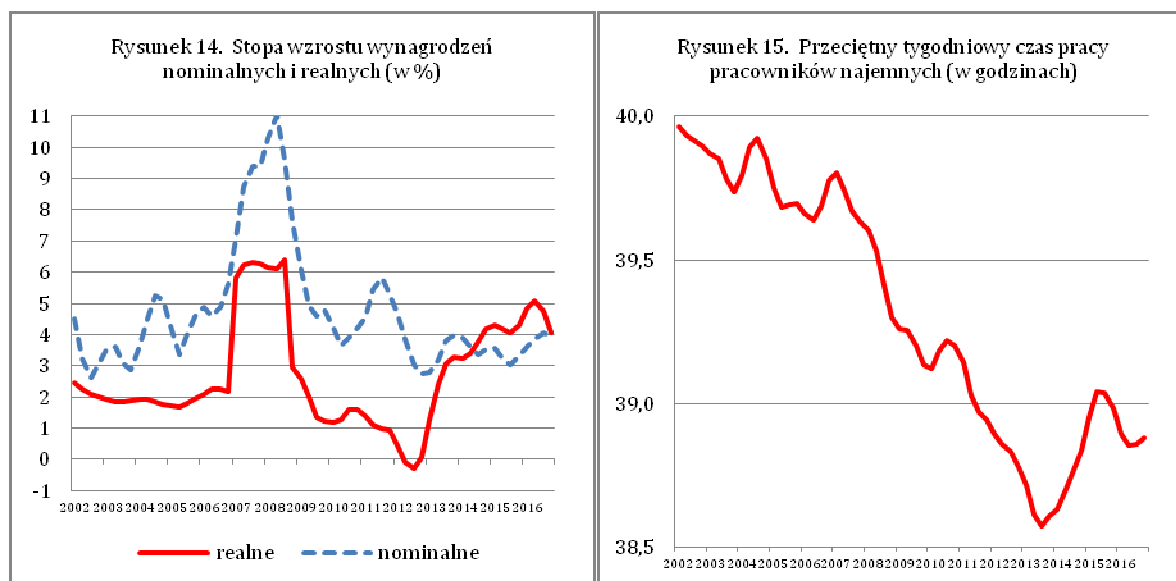
wyduje się, że istnieje dwustronna przyczynowość w sensie Grangera między zmianami dynamikami zatrudnienia czasowego i etatowego – zatem innymi słowy występuje efekt substytucji.

Kształt funkcji reakcji na impuls dla trzech analizowanych podokresów (rysunek 2A) potwierdza wniosek z analizy przeprowadzonej w poprzedniej części tego tekstu. Rzeczywiście reakcja zatrudnienia czasowego na impuls wpływający na dynamikę PKB jest gwałtowniejsza niż w przypadku zatrudnienia etatowego. Interesującym wnioskiem wynikającym z analizy kształtu funkcji reakcji jest to, że sugerują one, że po pewnym czasie reakcja zatrudnienia czasowego na dodatni impuls w dynamice PKB może doprowadzić do spadku zatrudnienia czasowego.

Ostatnią przeprowadzoną estymacją była estymacja modelu LA-VAR jedynie dla ostatniego podokresu. Ze względu na niewielką liczbę obserwacji wybrano w tym przypadku liczbę opóźnień równą 2 (sugerowaną przez kryteria HQIC i SBIC). Kształt funkcji reakcji dla zatrudnienia czasowego i etatowego (rysunek 3A) potwierdzają wcześniejsze wnioski o większej wrażliwości dynamiki zatrudnienia czasowego niż etatowego na zmiany dynamiki PKB.

5.5. Dyskusja uzyskanych wyników

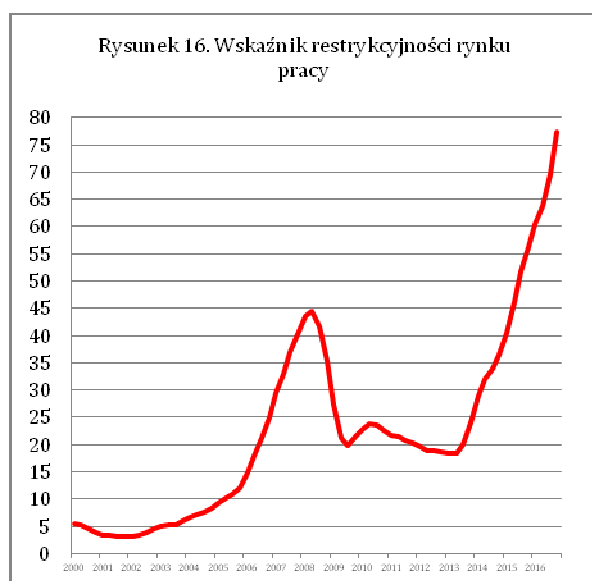
Z szacunków wynika, że popyt na pracowników na czas określony jest znacznie bardziej wrażliwy na wahania w dynamice PKB niż popyt na pracowników z umowami bezterminowymi. Wraz ze znacznym wzrostem udziału w zatrudnieniu pracowników musiało wpłynąć to na elastyczność popytu na pracowników najemnych. Niemniej z regresji przesuwnej wynika, że elastyczność popytu na pracę zmniejszała się. Przyczyn tego zjawiska należy się dopatrywać w innych czynnikach determinujących elastyczność zatrudnienia. Obniżka wynagrodzeń i krótszy czas pracy umożliwiają mniejsze dostosowania w zatrudnieniu. W czasie światowego kryzysu finansowego nastąpiły dostosowania po stronie wynagrodzeń (rysunek 14) i czasu pracy (rysunek 15). Na uwagę zasługują przede wszystkim dostosowanie po stronie wynagrodzeń. W latach 2007-2012 dynamika wynagrodzeń realnych obniżyła się około 6 do 0%, mimo relatywnie niskiej jak na polskie warunki stopy bezrobocia (10-11%). Dla porównania w okresie przed wejściem do UE (2004 r.) dynamika realnych wynagrodzeń wynosiła około 2%, stopa bezrobocia była powyżej 20%.



Uwaga: dane skorygowane za pomocą filtru X-12-ARIMA.

Źródło: BAEL i *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne*.

Na elastyczność zatrudnienia wpływają także czynniki o charakterze długookresowym, jak zmiany w wydajności pracy, sektorowej strukturze gospodarki czy podaży pracy. Jednak w międzyczasie zaszły zmiany, które powinny sprzyjać większej „pracochłonności” wzrostu gospodarczego – obniżyło się przeciętne tempo produktywności pracy, zwiększył się udział usług w zatrudnieniu. Czynnikiem, który może ograniczać zmiany w zatrudnieniu jest kurcząca się podaż pracy. Jedną z jej miar, ważną z punktu widzenia pracodawcy, jest indeks restrykcyjności rynku pracy wyznaczany przez stosunek liczby ofert pracy do liczby bezrobotnych. Z wykresu (16) wynika, że pracodawcy mają coraz większe trudności ze znalezieniem pracowników. Co może ich zniechęcać również do zwalniania pracowników.



Uwaga: dane skorygowane za pomocą filtru X-12-ARIMA; w przypadku wskaźnika restrykcyjności rynku pracy: liczba ofert pracy na 1000 bezrobotnych i dane z urzędów pracy.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL i *Kwartalnych wskaźników makroekonomicznych*.

6. Podsumowanie

W niniejszej pracy zbadano jak upowszechnienie się umów na czas określony w Polsce wpłynęło na elastyczność zatrudnienia względem PKB. Z analizy wynika, że wpływ zmian w strukturze zatrudnienia na dynamikę zatrudnienia zależał od tego, czy zmiany w dynamice zatrudnienia miały charakter jedno- czy odwrotnie kierunkowy. W okresach, kiedy zastępowano jedne umowy innym, dynamika była względnie stabilna. Natomiast kiedy zmiany miały charakter jednokierunkowy, wówczas dynamika zmieniała się. Popyt na pracowników na czas określony jest bardziej wrażliwy na zmiany w dynamice PKB niż popyt na pracowników z umowami na czas nieokreślony. A także że wzrost udziału pracowników czasowych w zatrudnieniu wpływał na elastyczność popytu na pracę względem PKB. Niemniej mimo upowszechnienia się umów czasowych elastyczność zatrudnienia względem PKB stopniowo zmniejszała się w czasie. Przyczyn tego należy się dopatrywać w innych czynnikach o charakterze przejściowym, jak spadek dynamiki realnych wynagrodzeń i dostosowania po stronie czasu pracy, oraz

długookresowych, jak zmniejszająca się podaż pracy. Problem ten wymaga jednak odrębnej analizy.

Bibliografia

Ball L., Leigh D., Loungani P. (2012), *Okun's Law: Fit at 50?*, Paper presented at the 13th Jacques Polak Annual Research Conference Hosted by the International Monetary Fund Washington DC, November 8–9, 2012.

Bentolila, S., Bertola G. (1990), *How Bad is Euroclerosis?* "Review of Economic Studies", Vol. 57 (3), s. 381-402.

Bentolila S., Cahuc P., Dolado J. J., Le Barbanchon T. (2012), *Two-Tier Labor Markets in the Great Recession: France vs. Spain*, "The Economic Journal", Vol. 122, Iss. 562, s. F155-F187.

Bentolila S., Saint-Paul G. (1992), *The macroeconomic impact of flexible labor contracts, with an application to Spain*, "European Economic Review", 36(5), s. 1013-1047.

Burda M., Hunt J. (2011), *What Explains the German Labor Market Miracle in the Great Recession?* "Brookings Papers on Economic Activity, Spring", s. 273-235.

Cazes S., Verick S. Hussami F.A. (2013), *Why did unemployment respond so differently to the global financial crisis across countries? Insights from Okuns Law*, "IZA Journal of Labor Policy", Vol. 2 (10).

Cichoński S., Gradzewicz M., Tyrowicz J. (2015), *Wrażliwość zatrudnienia na zmiany PKB w Polsce a elastyczność instytucji rynku pracy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 4, s. 96-116.

Ciżkowicz P., Rzońca A. (2003), *Uwagi do artykułu Eugeniusza Kwiatkowskiego, Leszka Kucharskiego i Tomasza Tokarskiego, pt. Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, „Ekonomista”, nr 5.

Ciżkowicz P., Rzońca A., Wojciechowski W. (2012), *Determinanty regionalnych różnic w dynamice liczby pracujących w Polsce w latach 1999-2008*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11-12.

Clemente, J., Montanes, A., Reyes, M. (1998), *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean*, "Economics Letters" 59, 175-182.

Costain J., Jimeno J.F., Thomas C. (2010), *Employment fluctuations in a dual labor market*, "Banco de España Documentos de Trabajo", No. 1013.

Czyżewski A.B. (2002), *Wzrost gospodarczy a popyt na pracę*, „Bank i Kredyt”, nr 11–12.

Daly M., Hobijn B. (2010), *Okun's Law and the Unemployment Surprise of 2009*, "FRBSF Economic Letter", March 8.

Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa 2016.

Döpke J. (2001), *The 'Employment Intensity' of Growth in Europe*, "Kiel Working Paper", No. 1021, Kiel Institute for the World Economy.

- Gatti R., Goraus K., Morgandi M. (2014), *Balancing Flexibility and Worker Protection. Understanding Labor Market Duality in Poland*, The World Bank, Washington DC.
- GUS, *Kwartalne informacje o rynku pracy – różne lata* (<http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/monitoring-rynku-pracy-kwartalna-informacja-o-rynku-pracy-czwarty-kwartal-2016-roku,12,31.html>).
- GUS, *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne* (<http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne/>).
- GUS (2016), *Pracujący w gospodarce narodowej w 2015 roku*, tabela 15 (<http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/pracujacy-w-gospodarce-narodowej-w-2015-roku,7,12.html>).
- GUS (2016a), *Pracujący w nietypowych formach zatrudnienia. Notatka informacyjna*. 27.01.2016.
- GUS (2015), *Rocznik statystyczny pracy 2015*, Warszawa, Zakład Wydawnictw Statystycznych.
- Hsiao C., Wang S. (2007), *Lag-augmented two- and three-stage least squares estimators for integrated structural dynamic models*, "Econometrics Journal", vol. 10, s. 49-81.
- Hylleberg, S., Engle R.F., Granger C.W.J., Yoo B.S. (1990), *Seasonal integration and cointegration*, "Journal of Econometrics" 44: 215-238
- Kugler A., Pica G. (2005), *Effects of employment protection on worker and job flows: evidence from the 1990 Italian reform*, "NBER Working Paper", no. 11658.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T. (2002), *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, „*Ekonomista*”, nr 3.
- Lazear E.P. (1990), *Job Security Provisions and Employment*, "The Quarterly Journal of Economics", Vol. 105, Issue 3, s. 699-726.
- Lee J. (2000), *The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries*, "Journal of Macroeconomics" Vol. 22, s. 331–356.
- Marczuk B., *Mit umów śmieciowych*, „*Rzeczpospolita*”, 2013. 04. 03.
- Meyer B., Tasci M. (2012), *An Unstable Okun's Law, Not the Best Rule of Thumb*, "Economic Commentary Federal Reserve Bank of Cleveland", no. 8.
- MRPiPS (2016), *Informacja o działalności agencji zatrudnienia w 2015 roku*, Warszawa.
- OECD (2012), *Inequality in labour income – What are its drivers and how can it be reduced?*, OECD Economics Department Policy Notes. No. 8
- Okun, A. M. (1962), *Potential GNP: Its Measurement and Significance*, Reprinted as Cowles Foundation Paper 190. <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>
- Owyang M.T., Sekhposyan T. (2012), *Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different?*, "Federal Reserve Bank of St. Louis Review" September/October.
- "Rz": *Mit umów śmieciowych. Może jednak nie mit?*, „*wyborcza.biz*”, 2013. 04.03.

Saczuk K. (2014), *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce w latach 1995-2010. Korekta danych*, „Materiały i Studia NBP”, nr 301, NBP Warszawa.

Sala H., Silva J.I, Toledo M.E. (2012), *Flexibility at the Margin and Labor Market Volatility in OECD Countries*, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 114, Issue 3, s. 991-1017.

Socha M., Sztanderska U. (2000), *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

ZUS, *Roczniki statystyczne ubezpieczeń społecznych – różne lata*.

Aneks 1

Tabela (1). Wielkość zatrudnienia pracowników czasowych (różne formy kontraktów) w mln

Wyszczególnienie	2001 (1)	2005 (2)	2010 (3)	2015 (4)
Pracownicy na czas określony	1,17	2,61	3,31	3,55
Płatnicy składek ZUS od umów cywilno-prawnych*	0,22	0,40	0,64	1,04
Pracownicy z umowami o dzieło i zlecenie**	.	.	1,01***	1,21
Praca tymczasowa	.	0,21	0,43	0,80

Uwaga: *bez umów o dzieło, **jedyna forma zatrudnienia, ***2012 r.

Źródło: BAEL, GUS, ZUS, MRPiPS (2016, s. 29)

Tabela (2). Sektorowa struktura zatrudnienia pracowników czasowych

Rok/ Sektor	2008 (1)	2015 (2)
Ogółem	100	100
Przemysł	30,0	25,9
w tym przemysł przetwórczy	29,2	25,2
Budownictwo	12,1	10,6
Usługi	54,6	59,5

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela (3). Tempo wzrostu PKB i zatrudnienia w wybranych okresach (w %)

Okres	1996-2016 (1)	1996-2000 (2)	2002-2016 (3)	2002-2005 (4)	2006-2016 (5)
PKB	4,0	5,4	3,7	3,4	3,8
Zatrudnieni	1,3	0,4	1,8	0,8	2,2
w tym na czas:					
nieokreślony	.	-0,2	0,5	-3,4	1,9
określony	.	0,6	8,1	22,5	2,9

Źródło: Obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych NBP (Saczuk 2014), BAEL i GUS.

Tabela (4). Odchylenia standardowe średniokwartalnego tempa wzrostu

Okres	1996-2016 (1)	1996-2000 (2)	2002-2016 (3)	2002-2005 (4)	2006-2016 (5)
PKB	2,0	1,8	1,9	1,8	1,9
Zatrudnieni	2,7	3,1	2,4	2,6	2,2
w tym na czas:					
nieokreślony	.	2,6	3,3	2,6	2,1
określony	.	8,6	10,1	5,3	5,1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych NBP (Saczuk 2014), BAEL i GUS.

Tabela (5). Korelogram wzajemny (XCF) między PKB i zatrudnieniem

t	t-1	t-2	t-3	t-4
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Między stopami wzrostu				
0,402 ***	0,454 ***	0,469 ***	0,445 ***	0,329 ***
Między elementami cyklicznymi				
0,191 *	0,312 ***	0,379 ***	0,393 ***	0,243 **

Uwaga: /*/**/***/ istotność statystyczna odpowiednio na poziomie: /10%/5%/1%/.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

Tabela (6). Korelacje (Spearmana) między stopą wzrostu PKB i zatrudnienia w wybranych okresach

Okres	1996-2016	1996-2000	2002-2016	2002-2005	2006-2016
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Zatrudnieni	0,48***	0,42*	0,54***	0,47*	0,53***
w tym na czas:					
nieokreślony	.	0,52**	0,27**	0,51**	0,32**
określony	.	0,21	0,15	-0,47*	0,46***

Uwaga: /*/**/***/ istotność statystyczna odpowiednio na poziomie: /10%/5%/1%/.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

Tabela (7). Korelacje (Spearmana) między elementami cyklicznymi stopy wzrostu PKB i zatrudnienia w wybranych okresach

Okres	1996-2016	1996-2000	2002-2016	2002-2005	2006-2016
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Zatrudnieni	0,27**	-0,14*	0,36***	0,41	0,37**
w tym na czas:					
nieokreślony	.	.	0,16	0,31	0,10
określony	.	.	0,20	0,11	0,20

Uwaga: /*/**/***/ istotność statystyczna odpowiednio na poziomie: /10%/5%/1%/.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

Tabela (8). Regresje równania (1)

Okres	1996-2016		2006-2016					
	Pracownicy		Najemni		Etatowi		Czasowi	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
const	-0,907 (0,609)	-1,31** (0,601)	-0,061 (0,636)	-0,136 (0,651)	0,869 (0,689)	-0,131 (0,638)	-2,59* (1,47)	-0,141 (1,71)
PKB	0,542*** (0,136)		0,588*** (0,150)		0,282* (0,163)		1,45*** (0,346)	
PKB (t-2)		0,639*** (0,133)		0,594*** (0,151)		0,534*** (0,148)		0,785* (0,397)
N	84	82	44	44	44	44	44	44
R ²	0,16	0,22	0,27	0,27	0,07	0,24	0,29	0,09

Tabela (9). Regresje równania (2)

Okres	1996-2016		2006-2016					
	Pracownicy		Najemni		Etatowi		Czasowi	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
const	0,000 (0,187)	0,04 (0,174)	0,060 (0,224)	0,06 (0,22)	1,9*** (0,295)	1,85*** (0,28)	2,75*** (0,684)	2,88*** (0,768)
gPKB	0,230* (0,129)		0,204 (0,161)		-0,057 (0,213)		1,72*** (0,493)	
gPKB (t-2)		0,500*** (0,119)		0,24 (0,160)		0,402* (0,203)		0,551 (0,552)
N	84	82	44	44	44	44,00	44	44
R ²	0,04	0,18	0,04	0,05	0,00	0,09	0,22	0,02

Uwaga: w nawiasach błęd standardowy; /*/**/*** / istotność statystyczna odpowiednio na poziomie: /10%/5%/1%/.

Tabela (10). Testy stabilności parametru β_1

Test	Równanie (1)						Równanie (2)		
	(t)			(t-2)			(t-2)		
	Statystyka testu	p-value	Okres niestabilności	Statystyka testu	p-value	Okres niestabilności	Statystyka testu	p-value	Okres niestabilności
Chowa	16,310	0,000	.	17,209	0,000	.	2,428	0,095	.
QLR	37,669	0,000	2000-2007	62,261	0,000	2000-2007; 2008-2011	18,063	0,003	2002;2003; 2009-2012
CUSUM	2,770	0,007	2010.IV-2011.I	4,097	0,000	2007.I-2015.IV	-0,964	0,338	

Uwaga: w teście Chowa podział próby w 2004 IV w przypadku równania (1) i 2004 III w przypadku równania (2); w przypadku równania (2) zbadano tylko stabilność dla (t-2), ponieważ szacunki dla (t) są statystycznie nieistotne.

Tabela (11). Wyniki tekstów pierwiastka jednostkowego

	HEGY (1)*	HEGY (234)*	ADF	DFGLS	PPERON	KPSS
S4.ln(zatrudnieni czasowi)	-2,302	60,381	-2,661	-1,355	-2,596	0,261
S4.ln(zatrudnieni etatowi)	-2,549	121,851	-1,777	-2,381	-2,086	0,182
S4.ln(zatrudnieni najemni)	-2,878	143,732	-2,160	-2,327	-2,610	0,153
S4.ln(PKB)	-3,859	164,286	-2,287	-2,733	-2,884	0,093
wartość kryt. dla alfa=5%	-2,813	6,607	-2,904	-3,081	-2,904	0,146

Tabela (12). Wyniki regresji metodą FM-OLS

Okres 1996-2016						
	Najemni		Etatowi		Czasowi	
ln(PKB)	0,739***		0,735		-0,921	
	-2,597		-1,417		-0,598	
L2.ln(PKB)		0,679***		0,889*		-1,074
		-2,774		-1,688		-0,673
stała	-0,017	-0,015	-0,028	-0,035	0,109	0,117*
	-1,349	-1,353	-1,247	-1,494	-1,625	-1,665
N	83	81	83	81	83	81
R ²	0,12	0,187	0,215	0,188	0,053	0,079
RMSE	0,026	0,025	0,034	0,034	0,182	0,142
Okres 2006 kw. 1 – 2016 kw. 4						
ln(PKB)	0,747***		0,405		1,556***	
	-3,071		-1,562		-4,534	
L2.ln(PKB)		0,718***		0,555***		0,657
		-2,896		-3,752		-1,296
stała	-0,007	-0,006	0,003	-0,002	-0,029**	0,002
	-0,686	-0,569	-0,291	-0,29	-2,042	-0,108
N	43	43	43	43	43	43
R ²	0,316	0,198	0,158	0,274	0,101	0
RMSE	0,019	0,02	0,022	0,017	0,05	0,049

Tabela (13) Wyniki szacowania modeli przy użyciu różnych sposobów filtrowania (2006 Ikw-2015 kw. 4)

Filtr	Hodrick-Prescott			Boxer-King			Christiano-Fitzgerald		
	Najemni	Etatowi	Czasowi	Najemni	Etatowi	Czasowi	Najemni	Etatowi	Czasowi
S4.ln(PKB)	0,385	-0,007	1,443***	0,381	-0,018	1,455***	0,053	-0,352	1,138**
	-1,66	-0,032	-2,969	-1,45	-0,073	-2,948	-0,208	-1,481	-2,105
stała	0,021***	0,019***	0,028***	0,022***	0,020***	0,028***	0,022***	0,019***	0,029***
	-6,178	-5,497	-3,88	-5,198	-4,937	-3,438	-6,159	-5,788	-3,866
N	40	40	40	32	32	32	40	40	40
R ²	0,068	0	0,188	0,065	0	0,225	0,001	0,055	0,104
RMSE	0,022	0,022	0,046	0,024	0,023	0,046	0,022	0,021	0,048

Filtr	Butterworth			Beverige-Nelson		
	Najemni	Etatowi	Czasowi	Najemni	Etatowi	Czasowi
S4.ln(PKB)	0,299	-0,101	1,377**	-0,378*	-0,649***	0,334
	-1,191	-0,412	-2,598	-1,791	-3,544	-0,681

stała	0,022***	0,019***	0,029***	0,022***	0,020***	0,030***
	-6,141	-5,554	-3,852	-6,558	-6,611	-3,798
N	40	40	40	40	40	40
R ²	0,036	0,004	0,151	0,078	0,248	0,012
RMSE	0,022	0,022	0,047	0,022	0,019	0,05

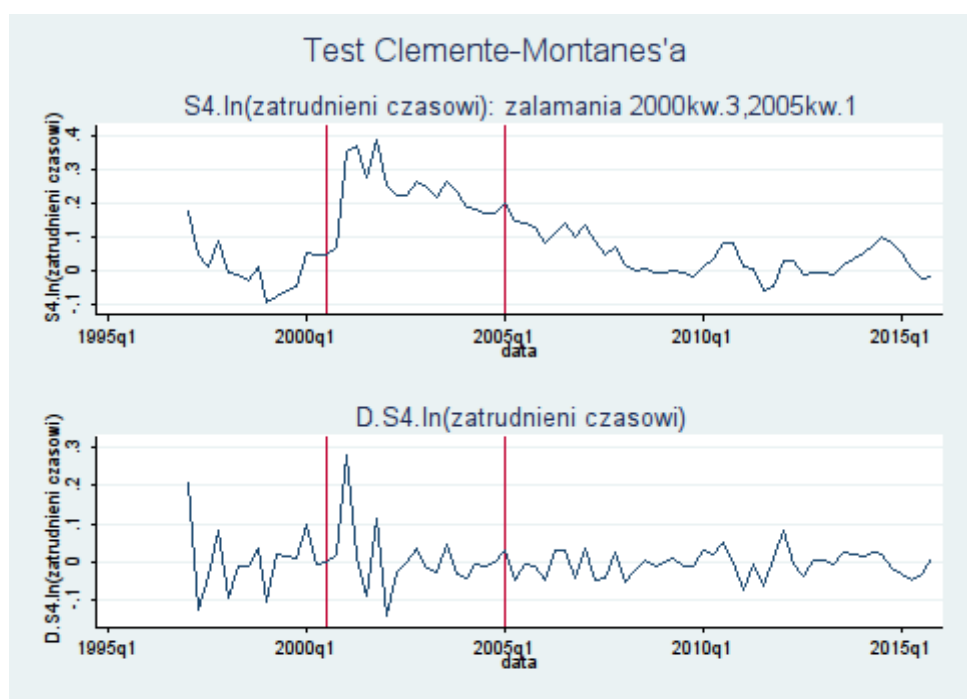
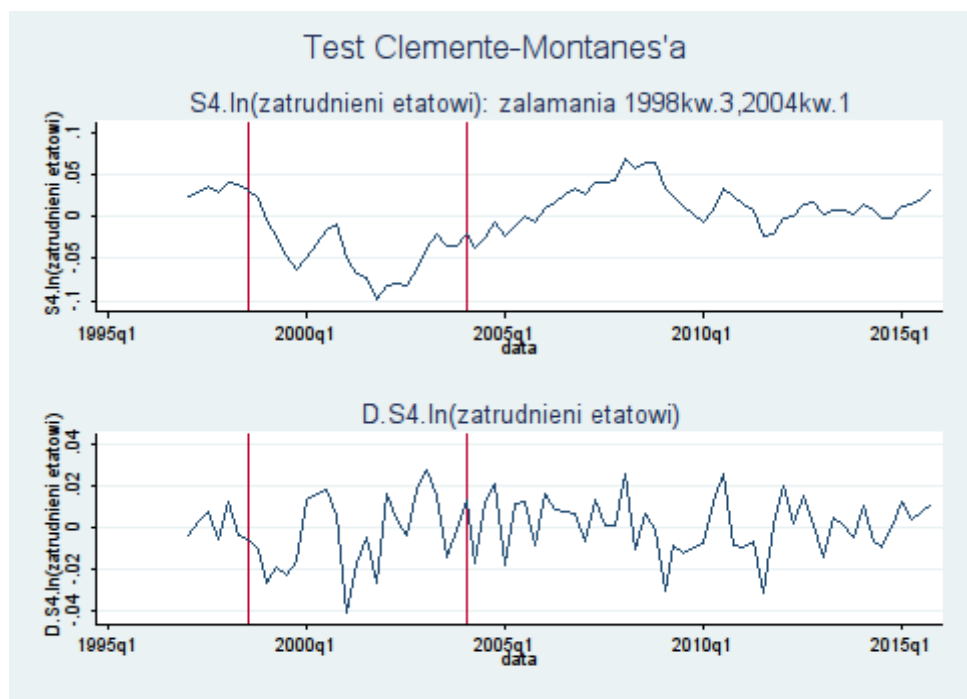
Tabela (14) Wyniki testowania istnienia pierwiastka jednostkowego z dwoma załamaniami endogenicznymi (test Clemente-Montanes'a)

ln(zatrudnieni etatowi)				
AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	stała
coefficients	-0,02299	0,01837	-0,27268	0,00949
t-statistics	-3,488	3,855	-4,56	
p-values	0,001	0	-5,490 (5% wartość krytyczna)	
ln(zatrudnieni czasowi)				
AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	stała
coefficients	0,12648	-0,11682	-0,51665	0,00501
t-statistics	4,51	-4,974	-5,687	
p-values	0	0	-5,490 (5% wartość krytyczna)	

Tabela (15) Wyniki testów przyczynowości Grangera dla podpróbek

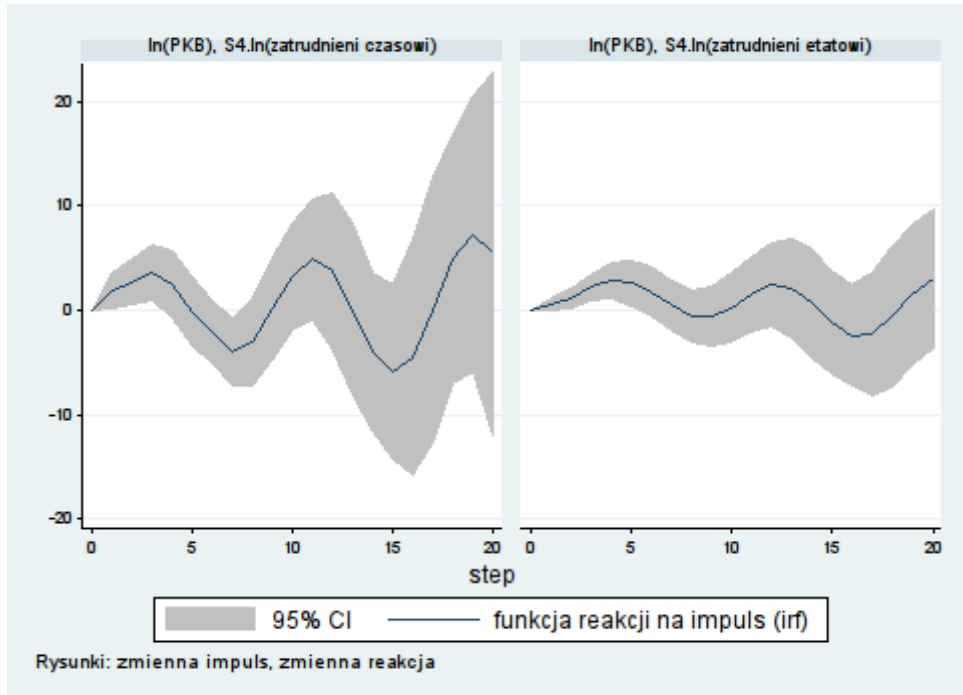
skutek: przyczyna	test Grangera	df	p-value	okres
S4.ln(PKB):S4.ln(zatrudnieni etatowi)	23,955	6	0,001	1996-2016
S4.ln(PKB):S4.ln(zatrudnieni czasowi)	10,759	6	0,096	1996-2016
S4.ln(zatrudnieni etatowi):S4.ln(zatrudnieni czasowi)	15,196	6	0,019	1996-2016
S4.ln(zatrudnieni czasowi):S4.ln(zatrudnieni etatowi)	13,460	6	0,036	1996-2016
S4.ln(zatrudnieni etatowi):ln(PKB)	23,618	6	0,001	1996 kw.1 – 2000 kw. 3
S4.ln(zatrudnieni czasowi):ln(PKB)	24,301	6	0,000	1996 kw.1 – 2000 kw. 3
S4.ln(zatrudnieni etatowi):ln(PKB)	30,187	6	0,000	2000 kw.4 – 2005 kw. 4
S4.ln(zatrudnieni czasowi):ln(PKB)	12,130	6	0,059	2000 kw.4 – 2005 kw. 4
S4.ln(zatrudnieni etatowi):ln(PKB)	12,532	6	0,051	2006 kw. 1 – 2016 kw. 4
S4.ln(zatrudnieni czasowi):ln(PKB)	11,428	6	0,076	2006 kw. 1 – 2016 kw. 4

Rysunek (1A). Ustalanie momentów załamań struktury

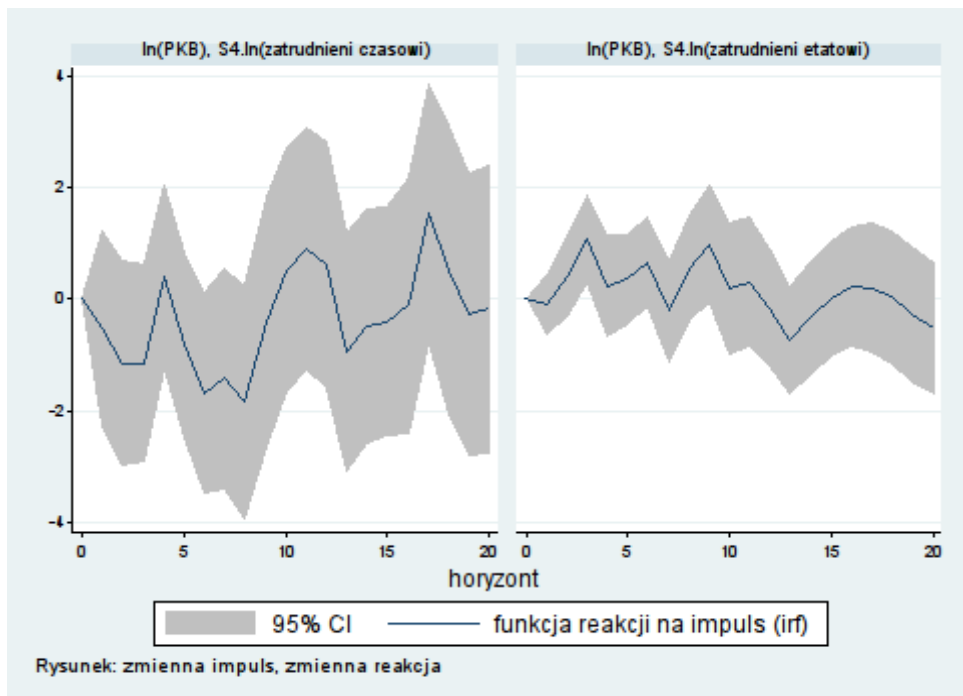


Rysunek (2A). Funkcje reakcji na impuls

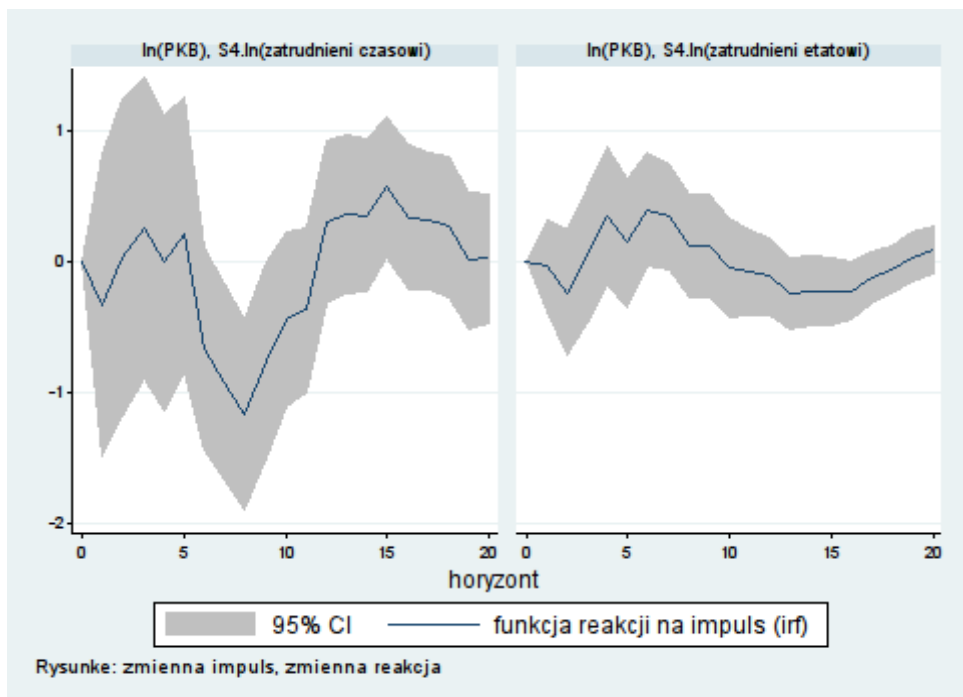
Okres 1996 kw.1 – 2000 kw. 3



2000 kw.4 – 2005 kw. 4



2006 kw. 1 – 2016 kw. 4



Rysunek (3A). Funkcje reakcji na impuls (próbna 2006 kw. 1 – 2016 kw. 4)

