

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 281

Luka nieefektywności w cyklu koniunkturalnym w Polsce

Michał Gradzewicz, Jakub Growiec, Robert Wyszyński

Warszawa, 2012 r.

Michał Gradzewicz – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski; michal.gradzewicz@nbp.pl

Jakub Growiec – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski oraz Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; jakub.growiec@nbp.pl

Robert Wyszynski – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski; robert.wyszynski@nbp.pl

Wszystkie zaprezentowane w opracowaniu stwierdzenia są poglądami własnymi autorów i nie muszą odzwierciedlać oficjalnego stanowiska NBP. Autorzy dziękują Tomaszowi Chmielewskiemu, Janowi Hagemejerowi, Marcinowi Kolasie, Aleksandrze Majchrowskiej, Krzysztofowi Makarskiemu oraz Łukaszowi Postkowi za cenne uwagi. Wszelkie błędy i niedociągnięcia obciążają wyłącznie autorów.

Projekt graficzny:
Oliwka s.c.

Skład i druk:
Drukarnia NBP

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2012

ISSN 2084–6258

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Spis treści

Streszczenie	2
1. Wprowadzenie	3
2. Metodyka badania	6
2.1. Pomiar luki nieefektywności	6
2.2. Dekompozycja luki nieefektywności	7
2.3. Założenia dotyczące funkcji produkcji i funkcji użyteczności	8
2.4. Luka nieefektywności GGLS a klin zatrudnieniowy Chari, Kehoe i McGrattan (2007)	10
3. Dane i kalibracja parametrów	12
3.1. Dane	12
3.2. Kalibracja parametrów	12
4. Luka nieefektywności dla Polski	14
4.1. Przebieg luki nieefektywności w Polsce w 1995-2011 r.	14
4.2. Luka nieefektywności w Polsce, USA oraz strefie euro: porównanie z GGLS	15
4.3. Luka nieefektywności na tle wybranych alternatywnych koncepcji luk oraz wskaźnika napięć na rynku pracy	19
4.4. Porównanie alternatywnych miar luki nieefektywności w Polsce	22
4.5. Analiza wrażliwości na podział zbioru danych na dwa podokresy	25
5. Reakcja na szoki polityki pieniężnej	27
6. Podsumowanie	31
Bibliografia	32

Streszczenie

W artykule obliczono składową cykliczną lukę nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej w okresie 1995Q1-2011Q4. Lukę tę zdekomponowano na składowe związane z marżami płacowymi i cenowymi. Stwierdzono silną procykliczność luki nieefektywności oraz antycykliczność obu rodzajów marż. Fluktuacje cykliczne marż płacowych objaśniają ok. 69% wariancji luki nieefektywności. Luka nieefektywności waha się w cyklu koniunkturalnym z ok. jednokwartalnym opóźnieniem względem PKB. Obliczone miary nieefektywności alokacji zastosowano w analizie reakcji gospodarki na szoki polityki pieniężnej oraz w identyfikacji kluczowych charakterystyk przebiegu cyklu koniunkturalnego na rynku pracy w Polsce w badanym okresie. Zbadano też ich powiązania z koncepcjami takimi, jak luka popytowa czy luka bezrobocia. Zaobserwowano istotne różnice w otrzymanych wynikach w stosunku do obserwacji dotyczących gospodarki USA oraz strefy euro. Dotyczą one relatywnie mniejszego znaczenia marż płacowych dla wyjaśniania zmienności luki nieefektywności w przypadku gospodarki Polski oraz różnic w charakterze cykliczności marż cenowych, które są procykliczne w USA, acykliczne w strefie euro oraz antycykliczne w Polsce. Przeprowadzona analiza korelacji warunkowych (na podstawie modelu VAR) sugeruje, że jednym z czynników wpływających na te różnice może być odmienna reakcja marż cenowych na szoki polityki pieniężnej.

Słowa kluczowe: luka nieefektywności, marża płacowa, marża cenowa, efektywność alokacji, cykl koniunkturalny, Polska

Kody JEL: E24, E32, J21

1. Wprowadzenie

Sztywności w procesie ustalania płac i cen są istotnym składnikiem większości współczesnych teorii fluktuacji gospodarczych. Dotyczy to w szczególności neokeynesistowskich modeli klasy DSGE (dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej), stanowiących podstawowe narzędzie opisu cyklu koniunkturalnego m.in. w bankach centralnych. Istnienie sztywności płac i cen jest w tego rodzaju modelach warunkiem efektywności polityki pieniężnej, w sensie możliwości jej oddziaływania na wielkości realne w gospodarce. Przyjmowanie takiego założenia wydaje się być zresztą zasadne z empirycznego punktu widzenia: liczne badania, oparte np. na bezpośrednich kwotowaniach cenowych (por. Bils, Klenow, 2004) czy na analizie zachowań przedsiębiorstw (por. de Walque *et al.*, 2010 czy Altissimo *et al.*, 2006) wskazują, że we współczesnych gospodarkach rzeczywiście obserwuje się sztywności cenowe i płacowe.

Jedną z kluczowych konsekwencji występowania sztywności w gospodarce jest powstawanie nieefektywności w alokacji zasobów, w szczególności zatrudnienia, w procesach produkcyjnych. Jedyne hipotetyczna, doskonale elastyczna gospodarka (nazywana czasami „**-economy*”, por. Hall, 2005) generuje bowiem zawsze w pełni efektywne alokacje; każde odejście od tego „wzorca”, m.in. ze względu na różnego rodzaju sztywności, może prowadzić do powstania nieefektywnych fluktuacji w ramach cyklu koniunkturalnego.

Celem bieżącego artykułu jest dokonanie pomiaru nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej w cyklu koniunkturalnym, wskazanie jej źródeł oraz zbadanie podstawowych cech jej zmienności w czasie. Zastosowane tu podejście analityczne opiera się na pracy Galí, Gertler i López-Salido (2007), dalej określanych jako GGLS. Autorzy ci zdefiniowali *lukę nieefektywności* jako różnicę pomiędzy krańcowym produktem pracy a krańcową stopą substytucji między konsumpcją a czasem wolnym. W doskonale elastycznej gospodarce luka ta jest (z definicji) w każdym momencie domknięta, gdyż równowaga na rynku pracy wymaga, aby z jednej strony płace realne zrównały się z krańcowym produktem pracy (który wyznacza popyt na pracę), a z drugiej – aby były one równe krańcowej stopie substytucji (która wyznacza podaż pracy). W gospodarce, w której występują sztywności, luka nieefektywności rozwiera się, a jej wielkość jest miarą nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce.

Interesującą cechą analizowanej miary nieefektywności jest możliwość dekompozycji jej zmienności na dwa podstawowe źródła. Zakładając, że przeciętne płace realne w gospodarce mają charakter alokacyjny – są ceną zatrudnienia dodatkowej jednostki pracy – całkowitą zmienność luki nieefektywności można mianowicie podzielić na część związaną z frykcjami w procesie ustalania cen oraz część związaną z frykcjami w procesie ustalania płac. Pierwszy z tych komponentów można zinterpretować jako *marżę cenową* (lub marżę związaną z siłą monopolistyczną firm, będącą miarą nieefektywności pochodzącej z rynku dóbr); drugi komponent zaś – jako *marżę płacową* (tudzież marżę związaną z siłą monopolistyczną pracowników¹, będącą miarą nieefektywności pochodzącej z

¹ Nie chodzi tu oczywiście o monopol związków zawodowych w negocjacjach płacowych (choć zapewne jest on jednym ze źródeł nieefektywności na rynku pracy), a raczej siłę monopolistyczną pracowników,

rynku pracy). Analiza zmienności obu komponentów pozwala na ocenę relatywnego znaczenia obu źródeł nieefektywności w cyklu koniunkturalnym. Proponowana dekompozycja umożliwia również zbadanie charakteru cykliczności poszczególnych marż, a w szczególności marż cenowych, co pozwala na weryfikację pewnych rezultatów dostępnych w tym zakresie dla gospodarki polskiej (por. Gradzewicz i Hagemejer, 2007a, 2007b; Hagemejer i Popowski, 2012).

Warto też odnotować podobieństwo opisywanej tutaj koncepcji luki nieefektywności do zdecydowanie szerszego ujęcia zaproponowanego w pracy Chari, Kehoe i McGrattan (2007). W ujęciu tym wyróżnia się cztery podstawowe kliny (*wedges*), czyli źródła odchyłeń badanej gospodarki od hipotetycznej, doskonale elastycznej „*-economy”. Każdy z tych klinów – klin efektywności (*efficiency wedge*), zatrudnieniowy (*labor wedge*), inwestycyjny (*investment wedge*) oraz klin konsumpcji rządowej (*government consumption wedge*) – wiąże się z pewnym mechanizmem, który w odrębny sposób zaburza decyzje podmiotów ekonomicznych i jest źródłem alokacji odmiennych od tych osiąganych w przypadku funkcjonowania doskonale efektywnych rynków. Analizowana w bieżącym artykule luka nieefektywności jest w przybliżeniu zgodna z definicją klina zatrudnieniowego w podejściu Chari, Kehoe i McGrattan (2007). Należy jednak pamiętać, że mierzona tu luka nie jest jedynym źródłem nieefektywności w gospodarce: uwzględnia ona jedynie te zaburzenia, których konsekwencją jest *nieefektywna alokacja zasobów pracy* w gospodarce², pozostałe źródła nieefektywności są ignorowane.

Na poziomie koncepcyjnym, przyjęte tu podejście jest zbliżone również do innych dyskutowanych w literaturze miar odchyłeń rzeczywistej gospodarki od gospodarki doskonale elastycznej (*-economy). Chodzi tu mianowicie o koncepcje takie jak: luka popytowa (np. de Masi, 1997), luka bezrobocia (np. Ball i Mankiw, 2002) czy odchylenie stopy procentowej od jej naturalnego poziomu (np. Archibald i Hunter, 2001). Choć teoretyczne uzasadnienia i definicje tych „luk” są odmienne i są one mierzone na odmiennych rynkach, ich cechą wspólną jest oparcie na idei pomiaru odchyłeń rzeczywistej gospodarki od pewnej hipotetycznej alokacji „równowagowej” i wynikających z tego napięć. Wszystkie te podejścia opierają się na definicji pewnej wielkości „naturalnej” (produktu, bezrobocia czy stopy procentowej), która w praktyce jest nieobserwowalna i jej pomiar jest warunkowy względem pewnych przyjętych założeń i cech definiujących wielkości „naturalne”. Z kolei analizowana w tym artykule luka nieefektywności z jednej strony nie wymaga ścisłej, bezpośrednio przekładalnej na obserwowalne wielkości definicji (oprócz pewnych, w miarę standardowych założeń odnośnie do kształtu funkcji użyteczności i funkcji produkcji); z drugiej strony, może być ona interpretowana wyłącznie w kontekście nieefektywnej alokacji zasobów na rynku pracy. Formalny

odzwierciedlającą ich indywidualne i unikalne cechy, odróżniające ich od innych osób na rynku pracy. W sensie interpretacyjnym na marżę płacową składają się również płace wydajnościowe, podatki i inne narzuty na płace, frykcje związane z procesem poszukiwania pracy i negocjacji płacowych itp. W równowadze, na wysokość marży płacowej wpływ może mieć także unikatowy charakter niektórych miejsc pracy oraz pracodawców, prowadzący do powstawania sił monopsonistycznych na rynku pracy.

² W pracy Chari, Kehoe i McGrattan (2007) przywołano przykład modelu teoretycznego ze sztywnościami płacowymi i szokiem monetarnym (zbliżonego do Bordo, Erceg i Evans, 2000), który prowadzi do powstania klina zatrudnieniowego.

związek pomiędzy tymi koncepcjami został zaproponowany w pracy Galí, Gertler, López-Salido (2003) i wskazuje na powiązanie luki nieefektywności z luką popytową oraz marży płacowej z luką bezrobocia. Do wątku tego powrócimy w rozdziale czwartym.

Struktura pozostałej części bieżącego artykułu jest następująca. W rozdziale drugim omówiona zostanie metodyka badania. Rozdział trzeci dotyczy wykorzystanych danych oraz kalibracji parametrów. Kluczowe wyniki zaprezentowane zostaną w rozdziale czwartym. W rozdziale piątym przedstawiona zostanie natomiast ich aplikacja do objaśnienia odpowiedzi gospodarki na szoki polityki pieniężnej. Artykuł kończy rozdział podsumowujący.

2. Metodyka badania

2.1. Pomiar luki nieefektywności

Wielkość luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce, zdefiniowanej w pracy GGLS, obliczana jest dla każdego okresu czasowego (kwartału) oddzielnie. Konstruowany jest zatem jej pełen szereg czasowy, który można następnie badać pod kątem fluktuacji w cyklu koniunkturalnym oraz współzależności z innymi zmiennymi makroekonomicznymi. W bieżącym badaniu szereg taki wyprowadzony zostanie dla Polski w latach 1995-2011 i będzie miał on częstotliwość kwartalną.

Formalnie, *lukę nieefektywności* definiujemy jako różnicę logarytmów krańcowej stopy substytucji między konsumpcją i czasem wolnym oraz krańcowego produktu pracy:

$$gap_t = mrs_t - mpn_t. \quad (1)$$

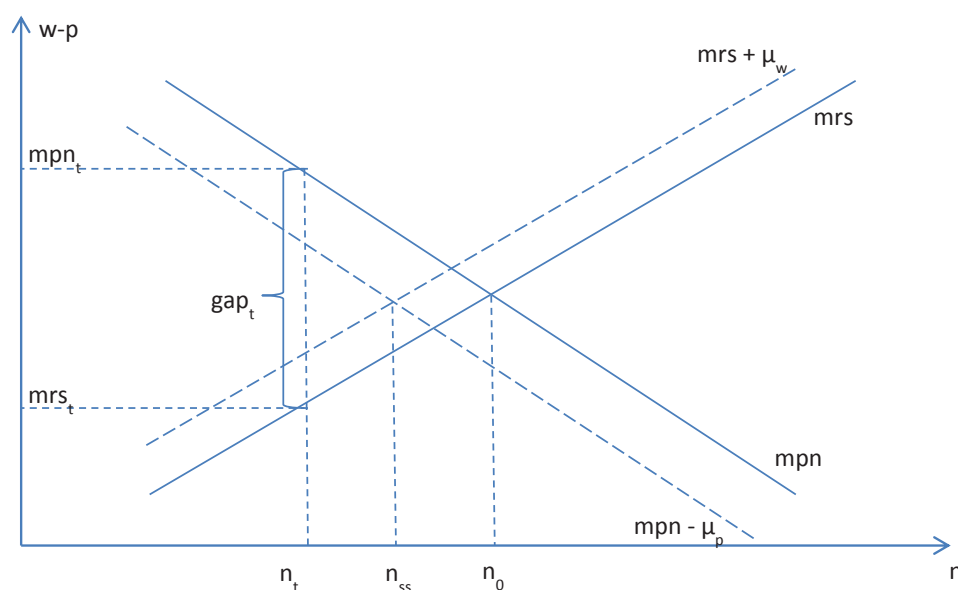
Wielkość tej luki można zinterpretować zatem jako różnicę pomiędzy *doskonale konkurencyjnymi* krzywymi podaży pracy i popytu na pracę, wyznaczonymi dla bieżącego poziomu zatrudnienia (Hall, 1997), a dokładniej godzin przepracowanych w gospodarce, por. Diagram 1. Jest ona wyrażana w procentowych odchyleniach od stawki wynagrodzeń realnych implikowanej przez alokację doskonale konkurencyjną³. Dodatnia wartość luki nieefektywności wiąże się z poziomem zatrudnienia wyższym niż „naturalny” (czyli taki, z którym mielibyśmy do czynienia w równowadze doskonale konkurencyjnej), a każda dodatkowa przepracowana godzina generuje wówczas koszt dobrobytowy dla gospodarki wyższy niż przychód związany z dodatkową jednostką produkcji. Odwrotnie jest w sytuacji ujemnej luki nieefektywności.

Należy nadmienić, iż w przypadku, gdy rynek pracy nie jest doskonale konkurencyjny, średnia wielkość luki będzie różna od zera. W szczególności sytuacja taka będzie miała miejsce również w stanie ustalonym, jeśli tylko w modelu uwzględnione zostaną marże monopolistyczne (zarówno po stronie producenta, jak i gospodarstwa domowego będącego źródłem podaży pracy) lub podatki prowadzące do powstania klina między wynagrodzeniami pracowników a całkowitymi kosztami pracy (Mulligan, 2002). W konsekwencji permanentnemu przesunięciu ulegną obie krzywe podaży i popytu na pracę (por. przerywane linie na Diagramie 1), a poziom zatrudnienia w stanie ustalonym będzie niższy niż w doskonale elastycznej równowadze. Z tego względu (oraz z uwagi na przyjętą metodę, identyfikującą lukę nieefektywności z dokładnością do stałej) warto pamiętać, że z punktu widzenia zrozumienia mechanizmów reakcji rynku pracy na szoki makroekonomiczne, bardziej istotna niż średni poziom luki nieefektywności jest jednak jej dynamika. Okresy wzrostu luki nieefektywności można bowiem utożsamiać z okresami, w których zwiększała się efektywność alokacji na rynku pracy. Co więcej, przy założeniu relatywnie mniejszej zmienności krańcowego produktu pracy (mpn_t), będą to równocześnie okresy wzrostu konsumpcji i/lub godzin przepracowanych, a więc okresy poprawy koniunktury. Ponieważ konsumpcja *per capita*, a zwłaszcza liczba przepracowanych godzin *per capita*

³ Luka nieefektywności nie może zostać wyrażona w jednostkach nominalnych (np. w złotych) ze względu na zabieg logarytmowania.

(iloczyn liczby godzin na pracownika oraz wskaźnika zatrudnienia), są istotnie silniej zmienne w cyklu koniunkturalnym niż krańcowy produkt pracy, należy się spodziewać procykliczności luki nieefektywności. Wynik taki uzyskali zresztą GGLS w oparciu o dane USA (w ich danych jest $\rho \text{ gap}_t, y_t = 0,77$). Z racji samej konstrukcji luki, powinna ona wykazywać też silną autokorelację.

Diagram 1. Interpretacja luki nieefektywności.



Źródło: opracowanie własne na podstawie GGLS.

Powyższa konstrukcja luki nieefektywności sugeruje ponadto, że jej zmianom powinny towarzyszyć zmiany w relatywnej efektywnej sile przetargowej pracodawców i pracobiorców. Wzrost luki nieefektywności wynika bowiem z relatywnie szybszego wzrostu wyceny czasu wolnego przez pracownika w stosunku do wyceny pracy przez pracobiorcę. W konsekwencji rynek pracy ewoluuje wówczas w kierunku „ryнку pracownika”, dającego mu więcej możliwości w negocjacjach płacowych. Nadaje to dodatkową interpretację zmianom w zachowaniu się luki nieefektywności, która zostanie również formalnie przetestowana w dalszych częściach opracowania (por. Rozdział 4.3).

2.2. Dekompozycja luki nieefektywności

Podążając za wywodem GGLS, w niniejszym opracowaniu luka nieefektywności dekomponowana będzie też na składowe związane z marżami cenowymi μ_t^p i płacowymi μ_t^w :

$$\text{gap}_t = -\mu_t^p + \mu_t^w, \quad (2)$$

gdzie składnik marż cenowych stanowi różnicę między logarytmem poziomu cen a zlogarytmowanym nominalnym krańcowym kosztem pracy: $\mu_t^p = p_t - w_t - mpn_t = mpn_t - (w_t - p_t)$. Składnik związany z marżami płacowymi obliczany jest natomiast jako różnica między (zlogarytmowaną) płacą realną oraz krańcową dysużytecznością pracy wyrażoną w jednostkach dobra konsumpcyjnego: $\mu_t^w = w_t - p_t - mrs_t$. Warto mieć na uwadze, że dekompozycja ta opiera się na dodatkowym założeniu, że przeciętna płaca jest równoważna cenie zatrudnienia dodatkowej jednostki pracy w procesach produkcyjnych.

Jeśli luka nieefektywności gap_t jest procykliczna, to na mocy konstrukcji przynajmniej jedna z powyższych kategorii marż musi być antycykliczna. W ogólnym przypadku nie można jednak wykluczyć sytuacji, w której druga z nich jest (słabo) procykliczna. Właśnie taka sytuacja zdiagnozowana została przez GGLS na podstawie danych amerykańskich: marże płacowe okazały się tam silnie antycykliczne ($\sigma \mu_t^w, y_t = -0,83$), a marże cenowe – słabo procykliczne ($\sigma \mu_t^p, y_t = +0,28$), spójnie z niezależnymi wskazaniami Rotemberga i Woodforda (1999). W bieżącym badaniu wykazemy natomiast, że w Polsce w latach 1995-2011 obie kategorie marż były antycykliczne.

2.3. Założenia dotyczące funkcji produkcji i funkcji użyteczności

Aby móc zidentyfikować lukę nieefektywności oraz jej składowe na bazie rzeczywistych szeregów czasowych, konieczne jest przyjęcie założeń dotyczących postaci analitycznej zagregowanej funkcji produkcji oraz funkcji użyteczności. W przypadku funkcji produkcji, wprowadzimy podobnie jak GGLS standardowe założenie, iż przyjmuje ona postać Cobba-Douglasa ze stałymi korzyściami skali, co prowadzi (po zlogarytmowaniu) do utożsamienia krańcowej i przeciętnej produktywności pracy:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \Rightarrow MPN_t = 1 - \alpha \frac{Y_t}{N_t} \Rightarrow mpn_t = \ln(1 - \alpha) + y_t - n_t, \quad (3)$$

gdzie Y_t oznacza całkowity produkt w gospodarce (PKB), K_t – nakład kapitału, a N_t – całkowity nakład pracy (przepracowanych godzin).⁴ Z punktu widzenia cyklicznych właściwości luki nieefektywności, składnik stały $\ln(1 - \alpha)$ można pominąć; tak też zostanie uczynione w dalszych obliczeniach. Wszystkie szeregi czasowe luki nieefektywności i jej składowych zostaną natomiast przesunięte liniowo tak, żeby ich średnia w próbie była równa zero i nie podlegała interpretacji⁵.

W odniesieniu do funkcji użyteczności z konsumpcji i czasu wolnego, w literaturze występuje natomiast znacznie mniejsza zgodność. GGLS proponują, by przyjąć w tym kontekście założenie funkcji o stałej relatywnej awersji do ryzyka (CRRA), addytywnej względem konsumpcji i czasu wolnego (por. też King i Rebelo, 1999):

⁴ Małymi literami oznaczamy zlogarytmowane wielkości: $n_t = \ln N_t$, itd.

⁵ Zabieg ten jest konieczny również ze względu na oparcie badania o szeregi czasowe z usuniętym trendem stochastycznym, z wykorzystaniem filtru Hodricka-Prescotta.

$$U(C, N; \Xi) = \frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma} - \Xi \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \Rightarrow \quad (4)$$

$$\Rightarrow MRS = -\frac{dC}{dN}_{U=const} = \frac{\Xi N^\varphi}{C^{-\sigma}} \Rightarrow mrs_t = \sigma c_t + \varphi n_t + \xi_t. \quad (5)$$

Zawarty w powyższym sformułowaniu składnik $\xi_t = \ln \Xi_t$ opisuje relatywną preferencję dla czasu wolnego w porównaniu do konsumpcji. W ogólności może on zmieniać się w czasie, jednak wydaje się, że zmiany te (szoki preferencji) powinny być w rzeczywistości relatywnie stabilne, nie podlegając fluktuacjom w zakresie częstotliwości kojarzonych z cyklem koniunkturalnym. W bieżącym badaniu zakładamy więc stałość składnika ξ_t , traktując to jako sensowne pierwsze przybliżenie dla naszego badania⁶.

Oprócz funkcji użyteczności, której parametry σ i φ skalibrowane zostaną w oparciu o powiązaną literaturę (będzie to nasz wariant preferowany, oznaczany „BENCH”; kalibrację omawiamy w rozdziale 3), w badaniu rozważać będziemy także wywodzący się z pracy GGLS szczególny przypadek (wariant „GGLS”), zakładający parametryzację $\sigma = \varphi = 1$, spójną z funkcją użyteczności

$$U(C, N; \Xi) = \ln C - \Xi \frac{N^2}{2}. \quad (6)$$

Nieco ogólniejszą charakteryzacją funkcji użyteczności, często wykorzystywaną w literaturze DSGE jest też ta, w której uwzględniane są nawyki konsumpcyjne (*consumption habits*, por. Fuhrer, 2000). Uwzględnienie nawyków nadaje funkcji użyteczności charakter dynamiczny. W przypadku funkcji addytywnej względem konsumpcji i czasu wolnego, adekwatna formuła przyjmuje postać (wariant „HAB”):

$$U(C_t, C_{t-1}, N_t; \Xi_t) = \frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \Xi_t \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}, \quad (7)$$

gdzie parametr $h \in [0,1]$ oznacza siłę nawyków konsumpcyjnych. W przypadku $h = 0$ funkcja ta redukuje się do postaci standardowej funkcji CRRA, addytywnej względem konsumpcji i czasu wolnego, natomiast w drugim skrajnym przypadku $h = 1$, źródłem użyteczności jest już nie poziom konsumpcji, lecz jej przyrost w porównaniu do okresu poprzedniego. Oczywiście, w naszej kalibracji parametr h będzie przyjmował wartość pośrednią, zawartą pomiędzy obiema skrajnościami.

Krańcowa stopa substytucji między bieżącą konsumpcją a czasem wolnym⁷ dla funkcji użyteczności uwzględniającej nawyki konsumpcyjne wynosi:

$$MRS = -\frac{dC_t}{dN_t}_{U=const} = \frac{\Xi_t N_t^\varphi}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}} \Rightarrow mrs_t = \sigma c_t + \varphi n_t + \xi_t, \quad (8)$$

gdzie $c_t = \ln(C_t - hC_{t-1})$ jest zlogarytmowaną wielkością konsumpcji po odjęciu jej części związanej z nawykami konsumpcyjnymi.

⁶ Analizy empiryczne modeli typu DSGE dla gospodarki Polski (por. np. Grabek, Kłos, Kołoch, 2011) wskazują, że choć szoki preferencji istotnie wpływają na kształtowanie się wielkości makroekonomicznych opisujących rynek pracy, to nie są one głównym źródłem zmienności wielkości takich, jak zatrudnienie czy płace realne.

⁷ Nawyki konsumpcyjne traktowane są tu więc jako zewnętrzne nawyki konsumpcyjne (ang. *external habit*).

Alternatywnie, w bieżącym badaniu uwzględniona zostanie także multiplikatywna funkcja użyteczności postaci $U(C, N) = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} \cdot \frac{(1-N)^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ (wariant „MULTI”). Prowadzi ona do krańcowej stopy substytucji obliczanej jako:

$$MRS = -\frac{dC}{dN}_{U=const} = \frac{1+\varphi}{1-\sigma} \frac{C}{1-N} \Rightarrow mrs_t = \ln \frac{1+\varphi}{1-\sigma} + c_t - l_t, \quad (9)$$

gdzie $l_t = \ln(1 - N_t)$ jest zlogarytmowanym udziałem czasu wolnego w łącznym dostępnym czasie.

We wszystkich rozważanych wariantach funkcji użyteczności, składniki stałe będą pomijane w dalszych rachunkach, a obliczane wielkości mrs_t będą przesuwane liniowo tak, by ich średnia w próbie wynosiła zero.

Spśród sformułowanych powyżej czterech wariantów funkcji użyteczności, jako postać bazową przyjmować będziemy postać addytywną względem konsumpcji i czasu wolnego, nie uwzględniającą nawyków konsumpcyjnych. Wybór taki wynika z faktu, iż jest on spójny z oryginalnym podejściem GGLS (choć nieznacznie je uogólnia, dopuszczając różne od jedności wartości parametrów) oraz prowadzi do łatwo interpretowalnych wyników, zgodnych z intuicją ekonomiczną. W przypadku alternatywnych postaci funkcji użyteczności, zgodność ta może być czasem utracona. Szczegółową dyskusję wyników zawarto w kolejnych rozdziałach niniejszego opracowania.

2.4. Luka nieefektywności GGLS a klin zatrudnieniowy Chari, Kehoe i McGrattan (2007)

Zaproponowana przez GGLS miara luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce, obliczana na podstawie rzeczywistych danych makroekonomicznych, jest równocześnie oparta o prosty teoretyczny model równowagi na rynku pracy, którego założenia można relatywnie łatwo zakwestionować na gruncie empirycznym (dyskusyjny jest np. jednakowy udział wynagrodzenia pracy w produkcie poszczególnych sektorów gospodarki, jednakowe preferencje względem konsumpcji i czasu wolnego w całej populacji, itd.). Z tego względu interpretacja obliczanych tu wielkości luki w kategoriach odchylenia gospodarki od alokacji efektywnej może być dokonywana jedynie warunkowo względem dostatecznie dobrej aproksymacji rzeczywistej gospodarki przez model. W ogólnym przypadku odchylenia te mogą bowiem wiązać się również z odstępstwami od założeń modelu.

Z drugiej strony, prostota modelu, na bazie którego skonstruowane zostały badane tu empiryczne miary, pozwala łatwiej je interpretować i dekomponować, umożliwiając tym samym bardziej bezpośrednią identyfikację źródeł odchylen gospodarki od alokacji efektywnej – w tym przypadku mowa o (szeroko pojętych) marżach cenowych i płacowych. Możliwość przeprowadzenia takiego rozumowania łączy przyjęte tu podejście z propozycją dekompozycji autorstwa Chari, Kehoe i McGrattan (2007), tzw. *business cycle accounting*. Autorzy ci postulują, by opisać krótkookresowe

własności gospodarki (w ich przypadku amerykańskiej) prostym, łatwym do zrozumienia i interpretacji modelem realnego cyklu koniunkturalnego (RBC), w którym uwzględniane są cztery egzogeniczne zaburzenia, tzw. kliny (*wedges*): klin efektywności, klin zatrudnieniowy, inwestycyjny oraz klin konsumpcji rządowej. Następnie w oparciu o dane rzeczywiste konstruowane są miary empiryczne dla poszczególnych klinów. W pewnym uproszczeniu można powiedzieć, że koncepcja GGSL bazuje na analogicznym pomysle (choć innym modelu bazowym). Aplikowana jest ona tu jednak wyłącznie do rynku pracy, przez co pomijany jest klin efektywności, klin inwestycyjny oraz klin konsumpcji rządowej. Równocześnie nieco dokładniej analizowany jest tu klin zatrudnieniowy (*labor wedge*). Skupienie uwagi na właśnie tym klinie wydaje się szczególnie pożądane, gdyż zgodnie z wynikami Chari, Kehoe i McGrattan (2007), to właśnie ten klin – obok klina efektywności – objaśnia zdecydowaną większość fluktuacji PKB w USA w okresie 1951-2004; wpływa on też decydująco na przebieg kryzysów w gospodarce USA. Jak piszą autorzy, „najbardziej obiecujące modele szczegółowe w analizie cyklu koniunkturalnego to te, w których frukcje objawiają się przede wszystkim jako klin efektywności bądź klin zatrudnieniowy, a nie jako klin inwestycyjny.” (s. 811; tłum. własne).

3. Dane i kalibracja parametrów

3.1. Dane

Wszystkie obliczenia przeprowadzone w bieżącym badaniu oparte zostały o jednolity zbiór danych kwartalnych dotyczących gospodarki Polski, obejmujący okres 1995Q1-2011Q4. Zmienne denominowane w jednostkach pieniężnych zostały wyrażone w cenach stałych odnoszących się do koszyka PKB; w tym celu wszystkie wartości nominalne w złotych urealniono deflatorem PKB⁸.

Szeregi czasowe dotyczące PKB, deflatora PKB oraz spożycia indywidualnego gospodarstw domowych pochodzą z bazy danych Eurostatu, zaś informacje o przeciętnym nominalnym wynagrodzeniu brutto w gospodarce narodowej wzięto z rachunków narodowych GUS. Dane dotyczące liczby przepracowanych godzin, liczby osób pracujących oraz liczebności populacji zaczerpnięte zostały natomiast z bazy Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Konsumpcja wyrażona została przy tym w jednostkach *per capita* jako iloraz spożycia indywidualnego gospodarstw domowych ogółem i wielkości populacji BAEL. Wszystkie analizowane zmienne zostały odsezonowane metodą TRAMO-SEATS.

Taki wybór źródeł danych podyktowany został przekonaniem, iż dane BAEL w pełniejszy sposób odwzorowują zmiany po stronie zatrudnienia niż statystyki rejestrowe. BAEL jako reprezentacyjne badanie ankietowe umożliwia bowiem obserwację większej liczby zjawisk najczęściej niewidocznych w oficjalnych rejestrach, takich jak np. „szara strefa”. Z drugiej strony natomiast przesyłane regularnie do GUS obowiązkowe sprawozdania podmiotów gospodarczych, na podstawie których wyliczane są przeciętne wynagrodzenia w gospodarce narodowej, dostarczają dokładniejszej informacji o płacach w gospodarce aniżeli badanie BAEL.

Wymogiem konstrukcyjnym rozważanych miar było ponadto oparcie ich na składowych cyklicznych poszczególnych szeregów czasowych. Składowe te wyodrębnione zostały jako log-odchylenia od trendu wyznaczonego przy pomocy filtru Hodricka i Prescottta (1997) z parametrem wygładzania $\lambda=1600$, właściwym dla danych o częstotliwości kwartalnej. Należy nadmienić, iż tak skonstruowane szeregi czasowe mają z definicji średnią równą zero. Jest to jeden z powodów, dla których wielkości bezwzględne obliczonych miar nie mogą być bezpośrednio zinterpretowane, a jedynie ich dynamiki i odchylenia od średniej (por. z dyskusją w poprzednim rozdziale).

3.2. Kalibracja parametrów

Aby móc obliczyć bezpośrednio miary luki nieefektywności oraz marż płacowych i cenowych w oparciu o funkcję użyteczności addytywną względem konsumpcji i czasu wolnego, konieczne jest ustalenie wartości parametrów σ i φ . Wartości te różnić się będą w zależności od specyfiki założonej

⁸ Jeśli by jednak przyjąć, że gospodarstwa domowe wyceniają mrs_t w cenach koszyka dóbr konsumpcyjnych, wówczas zmiany względnej ceny tego koszyka w porównaniu do koszyka PKB znalazłyby odzwierciedlenie w zmianach luki nieefektywności, w szczególności zaś wysokości marż płacowych, μ_t^w .

funkcji. I tak, dla przypadku zaproponowanego przez GGLS w odniesieniu do gospodarki USA i zreplikowanego tu dla Polski, oba te parametry ustalone zostaną na poziomie jedności. W preferowanym przez nas przypadku bazowym dla niniejszego opracowania, zostaną one przyjęte na poziomie $\sigma = 2,15$ oraz $\varphi = 0,899$, zgodnym z wynikami estymacji bayesowskich przeprowadzonych przez Gradzewicza i Makarskiego (2013) na podstawie danych dotyczących gospodarki polskiej, w ramach dwukrajowego modelu klasy DSGE. Dla przypadku funkcji użyteczności uwzględniającej formowanie się nawyków konsumpcyjnych przyjęto natomiast parametryzację $\sigma = 1,945$, $\varphi = 2,014$, $h = 0,797$. Wartości te zaczerpnięte zostały z kolei z artykułu Kolasy (2009), który parametry takiej właśnie postaci funkcji użyteczności wyestymował bayesowsko w oparciu o dane dla Polski, również w ramach dwukrajowego (choć innego) modelu DSGE⁹. Ostatni – multiplikatywny – wariant funkcji użyteczności wykorzystuje jej ogólną postać zaproponowaną przez Kinga, Plossera i Rebelo (1988) i służy porównaniu z wariantami addytywnymi.

⁹ Należy nadmienić, iż modele, w ramach których estymowane były parametry σ , ϕ , h , nie uwzględniają możliwości formowania się luki nieefektywności. Mimo, iż *a priori* nie można odrzucić hipotezy o istotnym wpływie tego faktu na uzyskane oszacowania, nie dysponujemy jednak żadną lepszą metodą aproksymacji ww. parametrów, odnoszących się do teoretycznego konstruktu funkcji użyteczności w zagregowanej populacji.

4. Luka nieefektywności dla Polski

4.1. Przebieg luki nieefektywności w Polsce w 1995-2011 r.

Pierwszym etapem prezentacji wyników obliczeń luki nieefektywności w Polsce będzie szczegółowe omówienie jej dynamiki w okresie 1995-2011 r. Interpretacja oparta zostanie o wyniki uzyskane dla preferowanej specyfikacji luki nieefektywności („BENCH”), przedstawione graficznie na Rysunku 1.¹⁰

Pierwszą obserwacją wartą odnotowania jest fakt, że można wyodrębnić pewne podokresy o nieco odmiennym zachowaniu się luki nieefektywności. Pierwszy okres, obejmujący lata 1995-1997, charakteryzował się znacznym wzrostem efektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej. W okresie tym transformacja gospodarki, generująca coraz więcej miejsc pracy w sektorze prywatnym oraz w sektorach usługowych, prowadziła do realokacji zasobów pracy pomiędzy sektorami, co wiązało się z poprawą efektywności tej alokacji. Z czasem jednak skala tej poprawy uległa obniżeniu.

W okresie 1998-2001, a więc w czasie kryzysu rosyjskiego oraz następującego po nim kryzysu gospodarek europejskich, efektywność alokacji zatrudnienia uległa istotnemu zmniejszeniu, czemu towarzyszyła rosnąca stopa bezrobocia. Ponadto, okres ten charakteryzował się też relatywnie łatwą możliwością pozostania poza rynkiem pracy (renty, przedwczesne emerytury), co mogło istotnie wpływać na relację pomiędzy wyceną krańcowej jednostki pracy przez gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa, przyczyniając się dodatkowo do narastających nieefektywności. Czynnikiem hamującym wzrost nieefektywności alokacji pracy były w tym okresie natomiast marże cenowe, co mogło się wiązać z dokonującą się w tym okresie realokacją części polskiego eksportu na rynki europejskie.

W okresie 2002-2005 nastąpiła względna stabilizacja luki nieefektywności na niskich poziomach, przzerwana nieznacznym wzrostem w okresie akcesyjnym do struktur UE. Był to jednocześnie okres wysokiego i w miarę stabilnego poziomu bezrobocia i niskiego wzrostu gospodarczego przy bardzo słabym popycie wewnętrznym.

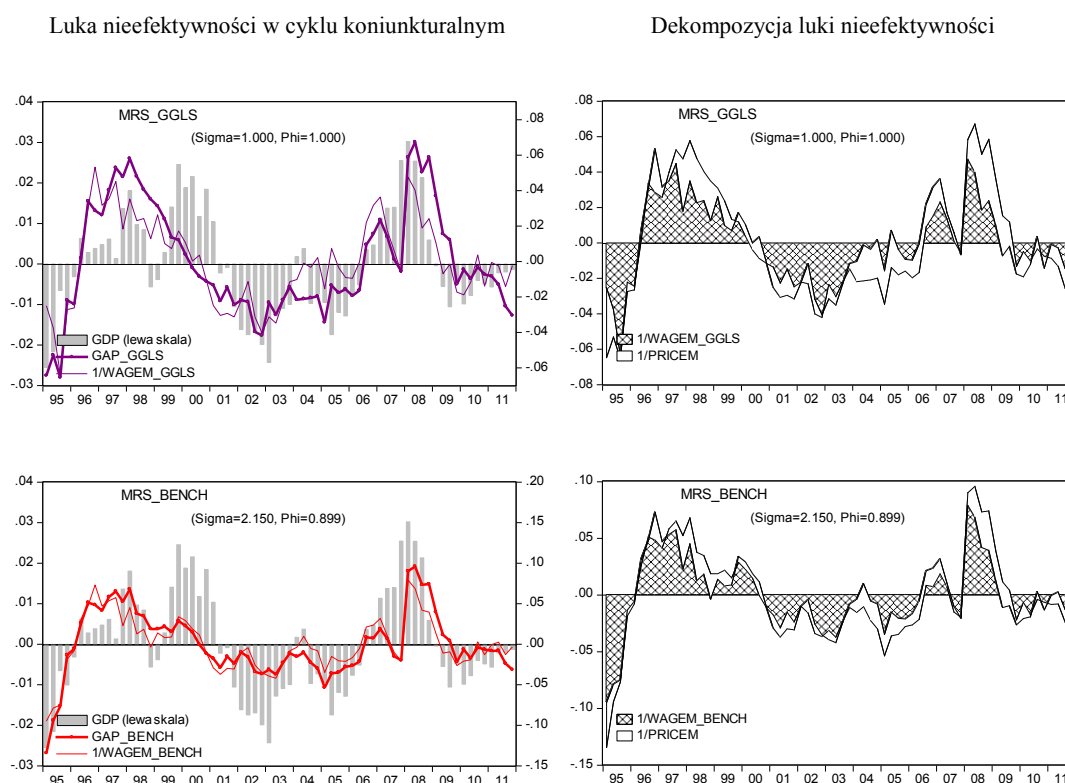
Początkowy okres następującego w kolejnych latach 2006-2008 ożywienia gospodarczego nie doprowadził do istotnych wzrostów efektywności alokacji zasobów pracy. Wyraźny wzrost niedopasowania wyceny pracy przez gospodarstwa domowe i przedsiębiorców odnotowano dopiero na początku 2008 r., co doprowadziło do powstania znaczącej, choć krótkotrwałej poprawy efektywności alokacji pracy.

Ten nagły wzrost luki nieefektywności w 2008 r., skorelowany z szybkim wzrostem wynagrodzeń w gospodarce narodowej, został jednak szybko i skutecznie zahamowany przez nadchodzący światowy kryzys. Kryzys ten, choć nie doprowadził do klasycznej recesji w gospodarce polskiej, to jednak wyraźnie obniżył poziom aktywności gospodarczej polskich podmiotów oraz zatrzymał narastające w

¹⁰ Dla porównania, na Rysunku 1 przedstawiono również przebieg luki nieefektywności w Polsce i jej składowych, obliczonych według specyfikacji GGLS.

okresie wcześniejszym oczekiwania płacowe (por. Tyrowicz *et al.*, 2011). W konsekwencji, okres 2010-2011 charakteryzował się bardzo niewielką, negatywną luką nieefektywności. Oznacza to, że rynek pracy nie był wówczas źródłem istotnych zmian w nieefektywności alokacji pracy w procesach produkcyjnych.

Rysunek 1. Luka nieefektywności w Polsce w latach 1995-2011 oraz jej składowe.



Źródło: opracowanie własne.

Warto zwrócić również uwagę, że w większości analizowanych podokresów zmiany luki nieefektywności były głównie wynikiem zmian marż płacowych; marże cenowe w relatywnie niewielkim stopniu przyczyniały się do nieefektywności alokacji zasobów pracy w gospodarce. Dotyczy to szczególnie okresów największych odchyłeń luki nieefektywności od wartości referencyjnej¹¹.

4.2. Luka nieefektywności w Polsce, USA oraz strefie euro: porównanie z GGLS

W kolejnym kroku, wyprowadzone tu oszacowania luki nieefektywności dla gospodarki Polski w latach 1995-2011 porównane zostaną z analogicznymi wynikami uzyskanymi przez GGLS dla

¹¹ Wynik ten jest spójny ze wskazaniami Chari, Kehoe i McGrattan (2007), którzy odnotowali bardzo istotną rolę nieefektywności alokacji na rynku pracy (klina zatrudnieniowego) w objaśnianiu głębokości i długości trwania kryzysów.

gospodarki amerykańskiej w latach 1960-2004 oraz dla strefy euro w latach 1970-2000. W tym celu zestawione zostaną tu ze sobą wyniki oszacowań uzyskanych z wykorzystaniem identycznej specyfikacji funkcji użyteczności jak ta rozważana w pracach Gali, Gertler i López-Salido (2003, 2007): funkcji addytywnej względem konsumpcji i czasu wolnego, z parametrami $\sigma = \varphi = 1$, a więc specyfikacji „GGLS”.

Wyniki dla Polski, mimo iż obarczone nieco większym ryzykiem błędu ze względu na relatywną krótkość szeregów czasowych, w pełni potwierdzają silną procykliczność luki nieefektywności (współczynnik korelacji bieżącej z produktem równy jest +0,65 w Polsce wobec identycznej wartości w strefie euro oraz +0,77 w USA) oraz silną antycykliczność marż płacowych (-0,61 w Polsce wobec -0,76 w strefie euro i -0,83 w USA). Odmienne wyniki uzyskano natomiast dla marż cenowych: okazały się one w Polsce również antycykliczne (współczynnik korelacji z produktem równy -0,33, statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%), natomiast w strefie euro są one acykliczne (korelacja z produktem na poziomie +0,07, statystycznie nieistotna), a w USA – procykliczne (+0,28,¹² korelacja z produktem statystycznie istotna).

Pewne różnice między Polską a USA można również zaobserwować w odniesieniu do korelacji pomiędzy luką nieefektywności a jej poszczególnymi składowymi (dla strefy euro brak danych). O ile w przypadku USA marże cenowe są zasadniczo nieskorelowane z całkowitą luką, to w Polsce są one silnie ujemnie skorelowane (współczynnik korelacji wynosi -0,63 w Polsce wobec -0,02 w USA). Co więcej, z powodu odmiennej dynamiki marż cenowych w cyklu koniunkturalnym, korelacja między oboma rodzajami marż w USA jest istotnie ujemna (-0,37), natomiast w Polsce lekko dodatnia (+0,17) i – podobnie jak w strefie euro – statystycznie nieistotna przy poziomie istotności 5%.

Dekompozycja całkowitej wariancji luki nieefektywności pomiędzy obie składowe potwierdza, że o ile w USA wariancja luki nieefektywności niemal w całości objaśniana jest przez wariancję marż płacowych (wkład 99%)¹³, tak w Polsce rola marż cenowych jest również całkiem istotna (31% – marże cenowe; 69% – marże płacowe, por. Tabela 1). Pod tym względem gospodarce Polski znacznie bliżej do gospodarek strefy euro, dla których obliczono 78% wkład marż płacowych i 22% wkład marż cenowych¹⁴.

Antycykliczność marż cenowych w Polsce jest wynikiem spójnym z wcześniejszymi rezultatami Gradzewicza i Hagemejera (2007), gdzie wielkość marż monopolistycznych w Polsce, w podziale sektorowym, oszacowana została w oparciu o dane jednostkowe na poziomie firm. Obserwowaną antycykliczność można zinterpretować przez pryzmat odmiennej charakterystyki cyklicznej

¹² Warto tu zauważyć, że wynik związany z procyklicznością marż cenowych nie jest w pracy GGLS odporny na alternatywne specyfikacje odnośnie do kształtowania się technologii i kosztów, choć występuje przy specyfikacji analogicznej do wariantu opisywanego w niniejszym opracowaniu.

¹³ Wkład ten obliczono na podstawie liczb zawartych w artykule GGLS. Pewna niedokładność może wynikać z błędów zaokrągleń, które nie występują w przypadku naszych własnych obliczeń.

¹⁴ Na podstawie liczb zawartych w artykule Gali, Gertler i López-Salido (2003). Pewna niedokładność może wynikać z błędów zaokrągleń.

wynagrodzeń realnych (Gradzewicz *et al.*, 2010), które w Polsce – w przeciwieństwie do USA – są silnie procykliczne (stwierdzony współczynnik korelacji bieżącej z produktem wyniósł +0,74 wobec słabej procykliczności rzędu 0,1-0,2 w USA, por. King i Rebelo, 1999). Jako, że koszty wynagrodzeń są istotnym składnikiem łącznych kosztów produkcji, to w przypadku istnienia sztywności cenowych implikuje to większą zmienność i procykliczność kosztów krańcowych oraz antycykliczność marż cenowych. Zatem dostosowania do zmieniającego się otoczenia w cyklu koniunkturalnym, które w USA wydają się odbywać w większym stopniu na poziomie marż firm, w Polsce wydają się być w znacznie większym stopniu absorbowane przez wynagrodzenia pracowników. W istocie, prowadzone przez NBP cykliczne badania ankietowe przedsiębiorstw¹⁵ wskazują, iż w okresie światowego kryzysu gospodarczego po 2008 r. przedsiębiorstwa w Polsce w relatywnie niewielkim stopniu decydowały się na zwalnianie pracowników, często zastępując ten krok silniejszymi dostosowaniami po stronie wynagrodzeń pracowników oraz pozapłacowych kosztów pracy. Decyzje takie były natomiast znacznie rzadsze w okresie poprzedniego spowolnienia gospodarczego w 2001-2004 r. Interpretacja ta jest spójna z wynikami uzyskanymi dla przypadku podziału próby na dwa podokresy, przed i po 2004 r. (por. podrozdział 4.5): o ile w okresie przed 2004 r. marże cenowe objaśniały zaledwie 15% wariancji luki nieefektywności, to ich udział wzrósł do 35% w okresie po 2004 r.

Ponadto, zaobserwowane różnice w cykliczności marż cenowych mogą być skutkiem odmiennych zaburzeń kształtujących zmienność wzrostu gospodarczego w cyklu koniunkturalnym w obu gospodarkach. Afonso i Costa (2010) pokazali na podstawie modeli VAR, że w wielu krajach OECD marże monopolistyczne na rynku dóbr są procykliczne względem szoków produktywności oraz słabo antycykliczne względem szoków wydatków rządowych. Również z analizy przedstawionej przez Smetsa i Woutersa (2003) w oparciu o model DSGE dla gospodarki strefy euro wynika, że marże cenowe (różnica logarytmiczna pomiędzy ceną a kosztami krańcowymi) są antycykliczne względem szoków preferencji czy wydatków rządowych, a procykliczne względem neutralnych szoków technologicznych, szoków inwestycyjnych oraz szoków polityki pieniężnej. W tym ostatnim przypadku literatura przedstawia jednak również odmienne wnioski, np. Kryvtsov i Midrigan (2012) argumentują, iż warunkiem odwzorowania przez modele DSGE zmienności zapasów w cyklu koniunkturalnym są antycykliczne marże cenowe, również w reakcji na szoki polityki pieniężnej. Jako że reakcja marż na szoki polityki pieniężnej wydaje się istotna z perspektywy niniejszego badania, powrócimy do tej kwestii w części 5. Również silniejsza ekspozycja na szoki popytu zewnętrznego oraz większą konkurencję zewnętrzną, związane z różnicami w otwartości gospodarki mogą się przyczyniać do silniej antycyklicznych marż w relatywnie bardziej otwartej gospodarce polskiej. Podsumowując zatem, istotnym elementem wpływającym potencjalnie na zaobserwowane różnice w otrzymanych wynikach dla Polski na tle USA oraz strefy euro, może być relatywna kompozycja różnego rodzaju szoków (wewnętrznych i zewnętrznych), będących źródłem zmienności omawianych gospodarek w cyklu koniunkturalnym.

¹⁵ Kwartalna „Informacja o kondycji sektora przedsiębiorstw ze szczególnym uwzględnieniem stanu koniunktury”, udostępniana publicznie przez NBP.

W ramach uzyskanych wyników bezpośrednio interpretowalne jest również porównanie współczynników autokorelacji pierwszego rzędu oraz relatywnych odchyłeń standardowych luki nieefektywności oraz marż cenowych i płacowych (w porównaniu do składowej cyklicznej produktu) w Polsce, USA i strefie euro. Okazuje się, że autokorelacja wszystkich tych zmiennych jest w przypadku Polski nieco słabsza – a więc tempo wygasania szoków jest szybsze (m.in. w przypadku luki nieefektywności współczynnik autokorelacji pierwszego rzędu wyniósł +0,85 w Polsce wobec +0,95 w USA i +0,96 w strefie euro). Można to wiązać z hipotezą, że dostosowania na rynku pracy w USA i strefie euro odbywają się szybciej po stronie ilościowej, natomiast w Polsce szybsze są dostosowania płacowe czy cenowe. Jest to zresztą spójne z relatywnie silniejszą procyklicznością płac realnych w Polsce (Gradzewicz *et al.*, 2010) oraz z antycyklicznością marż cenowych.

Zaobserwować można także stale około 1,5-2 razy mniejsze odchylenie standardowe wahań cyklicznych poszczególnych zmiennych w Polsce niż w USA: w przypadku produktu jest to odchylenie standardowe na poziomie 1,3% wobec 2,6% w USA (oraz 1,8% w strefie euro); w przypadku luki nieefektywności: 3,1% wobec 5,1% w USA; marż cenowych: 1,5% wobec 2,1% w USA; marż płacowych: 2,4% wobec 5,4% w USA. Wynik taki może być konsekwencją specyfiki próby: w przypadku GGLS, zbiór danych obejmował okres 1960-2004, uwzględniając m.in. kryzys naftowy lat 70. oraz kryzysy lat 80.; tymczasem przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1995-2011 był relatywnie łagodny – nawet w 2009 r., w obliczu światowego kryzysu gospodarczego, stopa wzrostu PKB per capita w Polsce pozostała dodatnia.

Relatywne zmienności poszczególnych kategorii w cyklu koniunkturalnym są w Polsce i USA podobne. Wyjątkiem są tu marże cenowe, które charakteryzują się istotnie wyższą w Polsce niż w USA relatywną amplitudą wahań. Wskazuje to na potencjalnie większą rolę sztywności cenowych na rynku produktów Polsce w porównaniu do USA i może być konsekwencją silniejszych zmian strukturalnych zachodzących w polskiej gospodarce w analizowanym okresie. Jest to też jedną z przyczyn zaobserwowanego większego znaczenia marż cenowych w wyjaśnianiu ogólnej zmienności luki nieefektywności. W porównaniu do strefy euro, relatywna zmienność luki nieefektywności i jej obu składowych jest natomiast w Polsce wyraźnie wyższa. Może to świadczyć o relatywnie większej ogólnej elastyczności dostosowań cyklicznych na rynku pracy w Polsce lub być efektem „uśrednienia” różnych, słabo skorelowanych a czasem nawet przeciwnych efektów zachodzących w cyklu koniunkturalnym w różnych krajach strefy euro: wiele z nich w znacznej części próby obejmującej okres 1970-2000 było przecież ze sobą słabo zintegrowanych gospodarczo.

Mimo nieznacznej prawostronnej skośności składowej cyklicznej PKB oraz luki nieefektywności (tylko w przypadku parametryzacji funkcji użyteczności zgodnej z GGLS), jej składowe (marże cenowe i płacowe) okazały się mieć rozkład w przybliżeniu symetryczny.

Tabela 1. Podstawowe statystyki dla Polski i Stanów Zjednoczonych – wariant GGLS.

Badana cecha / zmienna	PL (1995-2011)	USA * (1960-2004)	Strefa euro ** (1970-2000)
<i>ZMIENNOŚĆ ($SD(x)/SD(GDP)$)</i>			
GAP	2,38	1,96	1,36
WAGEM	1,87	2,08	1,20
PRICEM	1,18	0,81	0,64
<i>PERSYSTENCJA ($AC(1)$)</i>			
GDP	0,84	0,94	0,93
GAP	0,85	0,95	0,96
WAGEM	0,79	0,95	0,93
PRICEM	0,72	0,88	0,88
<i>CYKLICZNOŚĆ ($Corr(x, GDP)$)</i>			
GAP	0,65	0,77	0,65
WAGEM	-0,61	-0,83	-0,76
PRICEM	-0,33	0,28	0,07
<i>KORELACJE (GAP-PRICEM-WAGEM)</i>			
GAP-PRICEM	-0,63	-0,02	b.d.
GAP-WAGEM	-0,87	-0,92	b.d.
PRICEM-WAGEM	0,17	-0,37	-0,02
<i>WKŁAD DO WARIANCJI LUKI</i>			
WAGEM	0,69	0,99	0,78
PRICEM	0,31	0,01	0,22
<i>SKOŚNOŚĆ</i>			
GDP	0,32	b.d.	b.d.
GAP	0,35	b.d.	b.d.
WAGEM	-0,06	b.d.	b.d.
PRICEM	-0,17	b.d.	b.d.

* Wyniki Gali, Gertler i López-Salido (2007).

** Wyniki Gali, Gertler i López-Salido (2003). Korelacja PRICEM-WAGEM obliczona wtórnie na podstawie pozostałych danych, z dokładnością do błędów zaokrągleń.

Źródło: opracowanie własne.

4.3. Luka nieefektywności na tle wybranych alternatywnych koncepcji luk oraz wskaźnika napięć na rynku pracy

Interesującym aspektem rozważanej koncepcji luki nieefektywności jest jej powiązanie z innymi istniejącymi w literaturze koncepcjami luk mierzącymi odległość bieżącego stanu gospodarki od

pewnego specyficznie definiowanego stanu idealnego, tzw. „**-economy*”. Zależność ta została przedstawiona formalnie w pracy Galí, Gertler, López-Salido (2003). Przy stosunkowo silnych założeniach odnośnie do sposobu modelowania gospodarki (aczkolwiek niewiele odbiegających od standardowych założeń przyjmowanych w prostych modelach DSGE), autorzy ci sformułowali formalny związek pomiędzy:

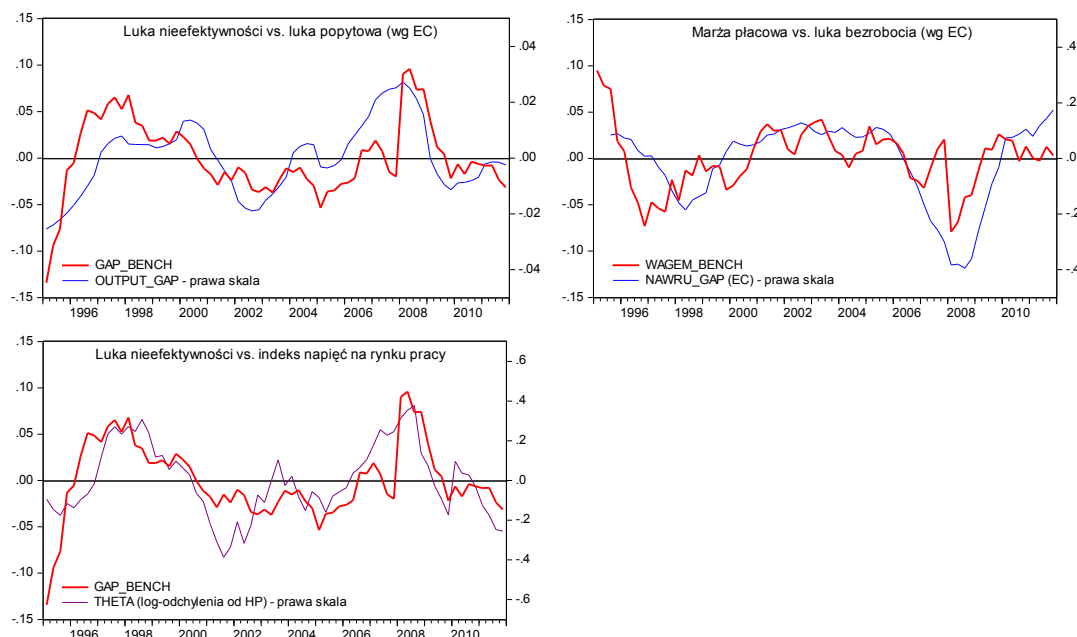
- luką nieefektywności a luką popytową, rozumianą jako różnica pomiędzy obserwowanym produktem a produktem, który osiągnęłaby gospodarka bez frykcji nominalnych; związek ten ma charakter log-liniowy,
- marżą płacową a odchyleniem stopy bezrobocia od jej poziomu w stanie ustalonym; związek ten ma charakter log-liniowy, ze współczynnikiem proporcjonalności równym elastyczności płacowej podaży pracy (Frischa).

W praktyce trudno się spodziewać, aby obie opisywane zależności miały ściśle proporcjonalny charakter, głównie ze względu na niepewność związaną z wyliczaniem nieobserwowanych wielkości (takich, jak np. produkt potencjalny czy NAWRU), ale również z powodu możliwych uproszczeń stojących za konstrukcją luki nieefektywności. Niemniej jednak, przynajmniej w pewnym przybliżeniu, postulowane zależności powinny znaleźć odzwierciedlenie w rzeczywistych danych.

Ponadto, konstrukcja luki nieefektywności sugeruje, że jej zmianom powinny towarzyszyć zmiany w relatywnej efektywnej sile przetargowej pracodawców i pracobiorców. Wzrost luki nieefektywności wynika bowiem z relatywnie szybszego wzrostu wyceny czasu wolnego przez pracownika w stosunku do wyceny pracy przez pracobiorcę, co poprawia względną pozycję pracowników w negocjacjach płacowych. W przypadku spadku luki nieefektywności ma natomiast miejsce zjawisko odwrotne. W tym kontekście warto zatem zauważyć, iż alternatywnym sposobem pomiaru relatywnej efektywnej siły przetargowej na rynku pracy jest relacja liczby nieobsadzonych wakatów do liczby poszukujących pracy. W literaturze związanej z modelami poszukiwań na rynku pracy definiowana jest ona jako *indeks napięć na rynku pracy*: $\theta = \frac{V}{U}$. Wzrost tego indeksu oznacza mniejszą trudność w znalezieniu pracy przez bezrobotnych, co również jest potocznie określane jako „rynek pracownika”. Zależności te sugerują zatem, że powinna istnieć istotna statystycznie, dodatnia relacja pomiędzy indeksem napięć na rynku pracy a luką nieefektywności.

Rysunek 2 przedstawia zachowanie się luki nieefektywności na tle luki popytowej i indeksu napięć na rynku pracy oraz marży płacowej na tle luki bezrobocia. Zarówno luka popytowa, jak i luka bezrobocia pochodzą z wyliczeń Komisji Europejskiej dla Polski (dokonano interpolacji danych rocznych na kwartalne), natomiast indeks napięć został wyznaczony jako relacja wakatów zgłaszanych do urzędów pracy w stosunku do liczby zarejestrowanych bezrobotnych. Rysunki obrazują wyraźne powiązanie pomiędzy analizowanymi zmiennymi, choć jak wspomniano wcześniej, nie ma ono charakteru deterministycznego.

Rysunek 2. Luka nieefektywności w Polsce na tle luki popytowej, luki bezrobocia i indeksu napięć na rynku pracy (THETA)



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Korelacje krzyżowe z opóźnieniami (wariant BENCH).

Para zmiennych	Opóźnienie względem II zmiennej					Przyspieszenie względem II zmiennej				
	Lag=-4	Lag=-3	Lag=-2	Lag=-1	Lag=0	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	
GAP-OUTPUT GAP	0.220	0.323	0.406	0.462	0.472	0.415	0.315	0.174	0.031	
WAGEM-NAWRU GAP	0.187	0.287	0.367	0.473	0.553	0.579	0.586	0.549	0.479	
GAP-V/U	0.459	0.551	0.626	0.674	0.680	0.609	0.513	0.360	0.270	

Źródło: opracowanie własne.

Potwierdzają to wyniki analizy korelacyjnej (por. Tabela 2, wszystkie współczynniki na poziomach maksymalnych są istotne statystycznie), które wskazują na umiarkowaną pozytywną współzależność luki nieefektywności i luki popytowej (korelacja bieżąca na poziomie nieznacznie poniżej 50%) i na trochę silniejszą zależność pomiędzy marżą płacową a luką bezrobocia (korelacja na poziomie niespełna 60%)¹⁶. Silniejsze powiązanie w tym drugim przypadku zostało również zauważone w pracy Galí, Gertler, López-Salido (2003) w przypadku gospodarki strefy euro. Luka bezrobocia jest ponadto opóźniona w cyklu względem marż płacowych o 2 kwartały. Najsilniejsze, i o równoczesnym charakterze, jest natomiast powiązanie pomiędzy luką nieefektywności a indeksem napięć na rynku pracy, co potwierdza przedstawioną powyżej intuicję ekonomiczną.

¹⁶ Jak wspomniano wyżej interpretowalny ekonomicznie jest współczynnik proporcjonalności pomiędzy luką bezrobocia a marżą płacową – zgodnie z prostą regresją wynosi on ok. 2,6 i jest blisko szacunków elastyczności Frischa otrzymywanych na podstawie estymowanych modeli DSGE dla Polski.

Otrzymane wyniki pozwalają spojrzeć na wyznaczoną w tym artykule lukę nieefektywności w nieco szerszym kontekście – jako walidację zachowania się w czasie nieobserwowalnych wielkości takich, jak luka popytowa czy luka bezrobocia. Warto mieć również na uwadze, że opisywana zależność ma również odwrotny charakter – odchylanie się produktu od poziomu potencjalnego (czy bezrobocia od stopy NAWRU) może pociągać za sobą zmiany poziomu nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce.

4.4. Porównanie alternatywnych miar luki nieefektywności w Polsce

Kolejnym krokiem badania jest porównanie ze sobą alternatywnych miar luki nieefektywności, opartych na różnych specyfikacjach funkcji użyteczności, w szczególności na specyfikacjach dopuszczających nieco więcej stopni swobody w kształtowaniu się parametrów funkcji użyteczności niż restrykcyjny wariant rozważany przez GGLS. Dzięki temu możliwe będzie rozstrzygnięcie, które spośród omówionych powyżej wyników dla Polski są odporne na zmianę specyfikacji, a zatem mają charakter bardziej ogólny, a do których należy podchodzić z większą ostrożnością. W przypadku rozbieżności, jako naszą preferowaną specyfikację przyjmujemy bowiem nie specyfikację GGLS, lecz tę opartą o funkcję użyteczności addytywną względem konsumpcji i czasu wolnego, dopuszczającą odchylenia elastyczności σ i φ od jedności i przyjmującą wartości tych parametrów zgodnie z wynikami oszacowań Gradzewicza i Makarskiego (2013).

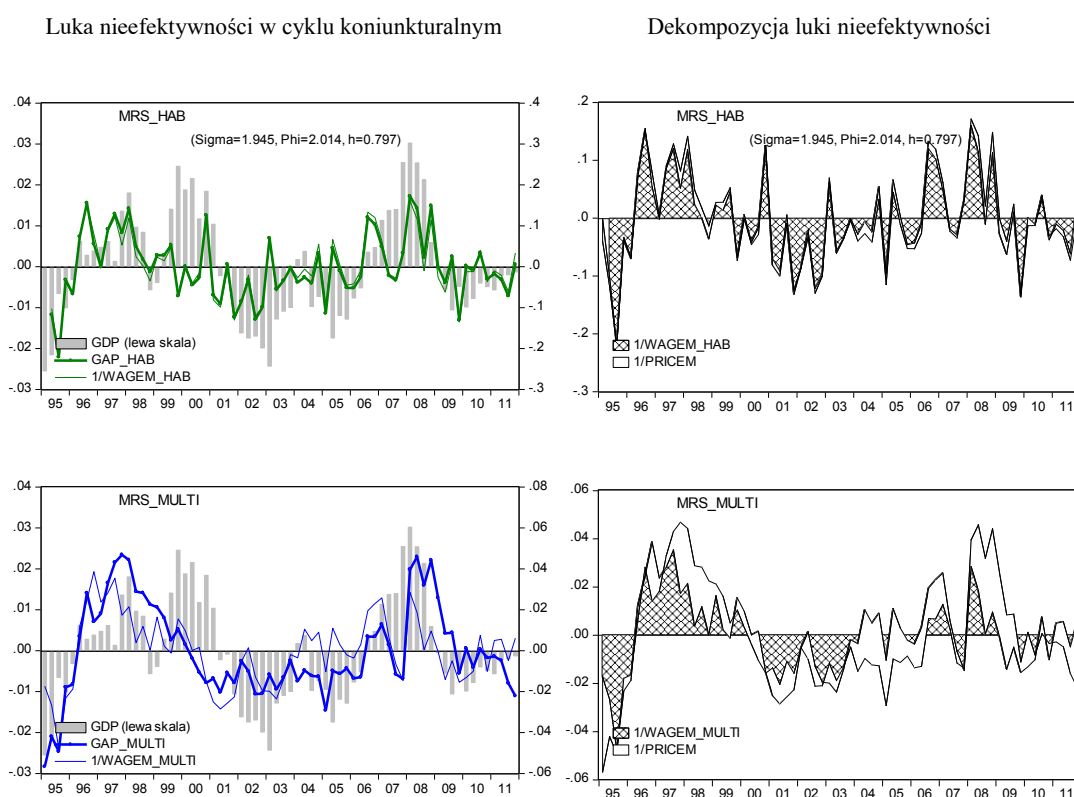
Tabela 3. Alternatywne miary luki nieefektywności dla Polski.

Badana cecha / zmienna	GGLS	BENCH	HAB	MULTI
<i>ZMIENNOŚĆ ($SD(x)/SD(GDP)$)</i>				
GAP	2.38	3.15	6.11	1.73
WAGEM	1.87	2.60	5.89	1.33
PRICEM	1.18	1.18	1.18	1.18
<i>PERSYSTENCJA ($AC(1)$)</i>				
GDP	0.84	0.84	0.84	0.84
GAP	0.85	0.78	0.36	0.79
PRICEM	0.72	0.72	0.72	0.72
WAGEM	0.79	0.74	0.32	0.69
<i>CYKLICZNOŚĆ ($Corr(x, GDP)$)</i>				
GAP	0.65	0.69	0.47	0.57
WAGEM	-0.61	-0.68	-0.44	-0.44
PRICEM	-0.33	-0.33	-0.33	-0.33
<i>KORELACJE (GAP-PRICEM-WAGEM)</i>				
GAP-PRICEM	-0.63	-0.61	-0.28	-0.64
GAP-WAGEM	-0.87	-0.93	-0.98	-0.73
PRICEM-WAGEM	0.17	0.28	0.10	-0.05
<i>WKŁAD DO WARIANCJI LUKI</i>				
WAGEM	0.69	0.77	0.95	0.56
PRICEM	0.31	0.23	0.05	0.44
<i>SKOŚNOŚĆ</i>				
GDP	0.32	0.32	0.32	0.32
GAP	0.35	-0.09	0.10	0.28
WAGEM	-0.06	0.02	-0.01	0.06
PRICEM	-0.17	-0.17	-0.17	-0.17

Źródło: opracowanie własne.

Okazuje się (por. Tabela 3), że wnioski związane z pro- i antycyklicznością poszczególnych szeregów czasowych są odporne na zmiany specyfikacji. Luka nieefektywności jest w każdym przypadku silnie procykliczna, a oba rodzaje marż okazują się być w Polsce wyraźnie antycykliczne, przy czym marże płacowe są silniej (co do modułu) skorelowane z cyklem koniunkturalnym niż marże cenowe. Po drugie, stwierdzamy także, iż oba rodzaje marż są również silnie ujemnie skorelowane z całkowitą luką nieefektywności i nieskorelowane ze sobą (z wyjątkiem funkcji użyteczności uwzględniającej nawyki konsumpcyjne, według której są one statystycznie istotnie pozytywnie skorelowane ze sobą).

Rysunek 3. Luka nieefektywności w Polsce w latach 1995-2011 oraz jej składowe: wyniki z wykorzystaniem specyfikacji HAB i MULTI.



Źródło: opracowanie własne.

Brak statystycznie istotnej korelacji marż cenowych i płacowych oraz ich silne skorelowanie z całkowitą luką stanowi empiryczny dowód na to, iż odnoszą się one do odrębnych zjawisk gospodarczych i niosą oddzielną informację, użyteczną dla badacza próbującego zrozumieć przebieg luki nieefektywności w cyklu koniunkturalnym. Wynik ten kontrastuje z rezultatami dla USA uzyskanymi przez GGLS: tam marże cenowe okazały się ortogonalne do całkowitej luki, zaś marże płacowe – niemal doskonale ujemnie skorelowane, co oznacza że marże cenowe nie dostarczały niemal żadnej nowej informacji co do zmienności luki nieefektywności w cyklu koniunkturalnym w porównaniu do marż płacowych (te ostatnie objaśniały aż 99% wariancji). Tym samym należy

stwierdzić, iż zaproponowana przez GGLS dekompozycja luki nieefektywności wydaje się zdecydowanie bardziej użytecznym narzędziem analitycznym, jeśli zastosować je do opisu przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce aniżeli w USA. Uzyskane wyniki po raz kolejny sugerują relatywnie większą rolę sztywności cenowych na rynku produktów w transmisji szoków makroekonomicznych w Polsce w porównaniu do USA.

Dalszych informacji na temat alternatywnych ujęć przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce dostarczają też pozostałe statystyki, pozwalające dokładniej scharakteryzować zmienność cykliczną luki nieefektywności oraz jej składowych. Według naszej preferowanej specyfikacji, podobnie zresztą jak w przypadku specyfikacji GGLS, luka nieefektywności ma znacznie większą amplitudę wahań niż PKB; podobną własność mają też marże płacowe. Zmienność marż cenowych jest natomiast zbliżona do zmienności PKB. Analiza drugich momentów wskazuje też na relatywnie wysoki udział marż płacowych w porównaniu do marż cenowych w objaśnianiu dynamiki luki nieefektywności ogółem. Oba rodzaje marż są nieco mniej zmienne niż luka ogółem, są jednak pozytywnie skorelowane i zsynchronizowane w cyklu, przez co wahania obu składowych wzmacniają się. Nie obserwujemy też znaczących różnic pod względem stopnia persystencji poszczególnych szeregów pomiędzy poszczególnymi metodami pomiaru: współczynniki autokorelacji wszystkich z nich kształtują się w przedziale 0,72-0,84, a więc akomodacja szoków w gospodarce polskiej istotnie jest szybsza niż w USA.

Porównanie momentów trzeciego rzędu dostarcza nieco zaskakujących, acz z drugiej strony niezbyt znaczących statystycznie wniosków: mimo że składowa cykliczna PKB ma rozkład lekko asymetryczny, prawostronnie skośny, rozkłady luki nieefektywności oraz marży płacowej są już w przybliżeniu symetryczne. Może to sugerować, że żadna z rozpatrywanych tutaj miar nieefektywności (interpretowanych jako źródła zaburzeń) nie jest odpowiedzialna za niesymetryczne odchylenia PKB od trendu.

W porównaniu do specyfikacji preferowanej („BENCH”) oraz specyfikacji GGLS ($\sigma = \varphi = 1$), miary luki nieefektywności oraz marży płacowej oparte o multiplikatywną funkcję użyteczności („MULTI”) charakteryzują się około dwukrotnie mniejszym odchyleniem standardowym wahań (oraz słabą prawostronną skośnością). Natomiast miary oparte o funkcję użyteczności uwzględniającą nawyki konsumpcyjne („HAB”) są około dwukrotnie *bardziej* zmienne w cyklu koniunkturalnym oraz charakteryzują się około dwukrotnie mniejszą persystencją. Tym samym znacząco odbiegają one zarówno od oryginalnych wniosków GGLS, jak i ich odpowiedników dla gospodarki Polski, obliczonych według naszej preferowanej specyfikacji. Ponadto przebieg szeregów czasowych obu tych dodatkowych miar luki nieefektywności w okresie 1995-2011 r., zilustrowany na Rysunku 3, nie daje się tak łatwo zinterpretować w kategoriach faktycznych wydarzeń gospodarczych, które miały miejsce w Polsce, jak ma to miejsce w przypadku specyfikacji „BENCH”. Z tych względów nie będziemy przeprowadzali w oparciu o nie dalszego wnioskowania.

Tabela 4. Korelacje krzyżowe z opóźnieniami (wariant BENCH).

Para zmiennych	Przyspieszenie względem PKB					Opóźnienie względem PKB				
	Lag=-4	Lag=-3	Lag=-2	Lag=-1	Lag=0	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	
GDP-GAP	0,204	0,306	0,446	0,584	0,689	0,715	0,608	0,462	0,327	
GDP-PRICEM	0,123	0,001	-0,080	-0,211	-0,330	-0,397	-0,438	-0,521	-0,598	
GDP-WAGEM	-0,299	-0,368	-0,501	-0,610	-0,684	-0,660	-0,506	-0,288	-0,088	
GAP-PRICEM	-0,068	-0,231	-0,401	-0,530	-0,609	-0,552	-0,493	-0,505	-0,492	
GAP-WAGEM	-0,291	-0,428	-0,622	-0,793	-0,933	-0,752	-0,545	-0,270	-0,070	
PRICEM-WAGEM	0,507	0,426	0,323	0,319	0,282	0,266	0,178	0,066	-0,016	

Źródło: opracowanie własne.

W uzupełnieniu powyższych wyników, przeprowadzono także obliczenia korelacji krzyżowych (uwzględniających opóźnienia i przyspieszenia poszczególnych szeregów) pomiędzy luką nieefektywności i jej składowymi a produktem. Obliczenia te bazują już na naszej preferowanej specyfikacji funkcji użyteczności. Uzyskane wyniki (Tabela 4) wskazują na niewielkie przesunięcie (opóźnienie) cykliczności luki nieefektywności w porównaniu do PKB oraz znaczne (czterokwartalne) opóźnienie marż cenowych. Najsilniejszą korelację obserwujemy bowiem między bieżącym PKB a opóźnioną o 1 kwartały luką nieefektywności oraz między bieżącym PKB a opóźnioną o 4 kwartały wielkością marż cenowych. Marże płacowe fluktuują natomiast równocześnie z produktem. Wynik można potwierdzić, patrząc na korelacje krzyżowe między marżami cenowymi a płacowymi – te drugie wyprzedzają pierwsze w cyklu koniunkturalnym właśnie o 4 kwartały, a więc jeden rok.

4.5. Analiza wrażliwości na podział zbioru danych na dwa podokresy

Po sprawdzeniu wrażliwości obliczonych miar na zmiany specyfikacji funkcji użyteczności i uzasadnieniu wyboru specyfikacji preferowanej, w badaniu zweryfikowano, czy uzyskane wyniki w istotny sposób zmieniają się przy podziale zbioru danych na dwa podokresy. Cel takiego ćwiczenia jest dwójaki: z jednej strony pozwala ono sprawdzić raz jeszcze własności poszczególnych miar nieefektywności – w przypadku dużych, nieinterpretowalnych różnic pomiędzy podokresami, należałoby bowiem podejść do uzyskanych wyników z uzasadnionym sceptycyzmem – z drugiej strony zaś będziemy usiłowali też spojrzeć na zmienność luki nieefektywności alokacji na rynku pracy przez pryzmat niedawnej historii gospodarczej Polski. W istocie, podział próby na dwa w przybliżeniu równej długości podokresy 1995-2003 i 2004-2011 jest zgodny z podziałem badanego okresu na okres transformacji gospodarki przed przystąpieniem do Unii Europejskiej oraz następujący po nim okres konwergencji Polski względem bogatszych krajów UE-15, już w ramach UE.

Uzyskane wyniki (por. Tabela 5) są przejrzyste i interpretowalne. Okazuje się, że większość uzyskanych miar jest bardzo zbliżona w obu podokresach, co świadczy o stabilności strukturalnej obserwowanych zależności, a tym samym każe spojrzeć na nie z większą ufnością. Na tle ogólnej stabilności oszacowań wyróżnia się jednak wyraźnie wyższa persystencja marż płacowych w okresie

transformacyjnym niż w późniejszym okresie konwergencyjnym. Odwrotna sytuacja ma miejsce natomiast w przypadku marż cenowych, które w okresie początkowym były słabiej, a w późniejszym – silniej zautokorelowane. Równocześnie wzmocnieniu uległa też między pierwszym a drugim podokresem korelacja marż cenowych z marżami płacowymi oraz całkowitą luką nieefektywności na rynku pracy. Wstępna interpretacja tych rezultatów może odnosić się do dostosowań ilościowych i płacowych na rynku pracy w Polsce – o ile w okresie 2001-04 obserwowano w Polsce stagnację płac i zatrudnienia, co przy wzroście produktywności pracy doprowadziło do znacznego spadku udziału wynagrodzenia pracy w PKB (Growiec, 2009), tak po 2004 r. zaobserwowaliśmy w Polsce falę emigracji, co poza poprawiającą się koniunkturą przyczyniło się do zmniejszenia wskaźnika bezrobocia przy równoczesnym wyraźnym przyspieszeniu dynamiki płac. Tym samym dostosowania ilościowe zaczęły odgrywać nieco większą rolę na rynku pracy, dzięki czemu w latach 2004-2011 udział rynku pracy (poprzez marże płacowe) w objaśnianiu nieefektywności alokacji obniżył się, a wzrost udziału rynku dóbr (poprzez marże cenowe). Wyniki te wskazują, że pomimo postępującego w czasie urynkowania oraz upodobnienia struktury polskiej gospodarki do gospodarek zachodnich, struktura źródeł zmienności luki nieefektywności nie upodabnia się do zaobserwowanej dla gospodarki USA. W interpretacji tego faktu istotny może być fakt, że gospodarka USA jest względnie zamknięta na wymianę międzynarodową (w sensie niewielkiego udziału wymiany handlowej w PKB), a gospodarka Polski relatywnie bardziej otwarta i podatna na szoki zewnętrzne i proces ten postępuje wraz z integracją z resztą UE.

Tabela 5. Podstawowe statystyki w podziale na dwa podokresy (wariant BENCH).

Badana cecha / zmienna	1995-2011	1995-2003	2004-2011
ZMIENNOŚĆ ($SD(x)/SD(GDP)$)			
GAP	3.15	3.22	3.05
WAGEM	2.60	2.85	2.18
PRICEM	1.18	0.98	1.40
PERSYSTENCJA ($AC(1)$)			
GDP	0.84	0.81	0.88
GAP	0.78	0.78	0.76
PRICEM	0.72	0.53	0.84
WAGEM	0.74	0.79	0.61
CYKLICZNOŚĆ ($Corr(x, GDP)$)			
GAP	0.69	0.68	0.70
WAGEM	-0.68	-0.66	-0.73
PRICEM	-0.33	-0.31	-0.38
KORELACJE (GAP-PRICEM-WAGEM)			
GAP-PRICEM	-0.61	-0.50	-0.76
GAP-WAGEM	-0.93	-0.95	-0.91
PRICEM-WAGEM	0.28	0.22	0.42
WKŁAD DO WARIANCJI LUKI			
WAGEM	0.77	0.85	0.65
PRICEM	0.23	0.15	0.35
SKOŚNOŚĆ			
GDP	0.32	-0.05	0.97
GAP	-0.09	-0.84	1.36
WAGEM	0.02	0.30	-1.32
PRICEM	-0.17	0.54	-0.74

Źródło: opracowanie własne.

5. Reakcja na szoki polityki pieniężnej

Z perspektywy prowadzenia polityki pieniężnej istotne może być również prześledzenie reakcji luki nieefektywności oraz jej komponentów na szoki polityki pieniężnej. Krok taki pozwoli bowiem uzupełnić rozumienie mechanizmu transmisji monetarnej o dodatkowy istotny wymiar, związany z (szeroko pojętym) otoczeniem instytucjonalnym polityki pieniężnej, przy zachowaniu wszystkich pozostałych, zidentyfikowanych już zjawisk. Dzięki niemu możliwe będzie więc udzielenie odpowiedzi na pytanie, jak polityka pieniężna wpływa na dynamikę nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej oraz wysokość marż cenowych i płacowych¹⁷.

Ponadto, potencjalne różnice w reakcji analizowanych zmiennych na zmiany parametrów polityki pieniężnej mogą wyjaśniać zaobserwowane różnice w cyklicznym kształtowaniu się luki nieefektywności i jej komponentów pomiędzy gospodarkami Polski i USA, a także strefy euro.

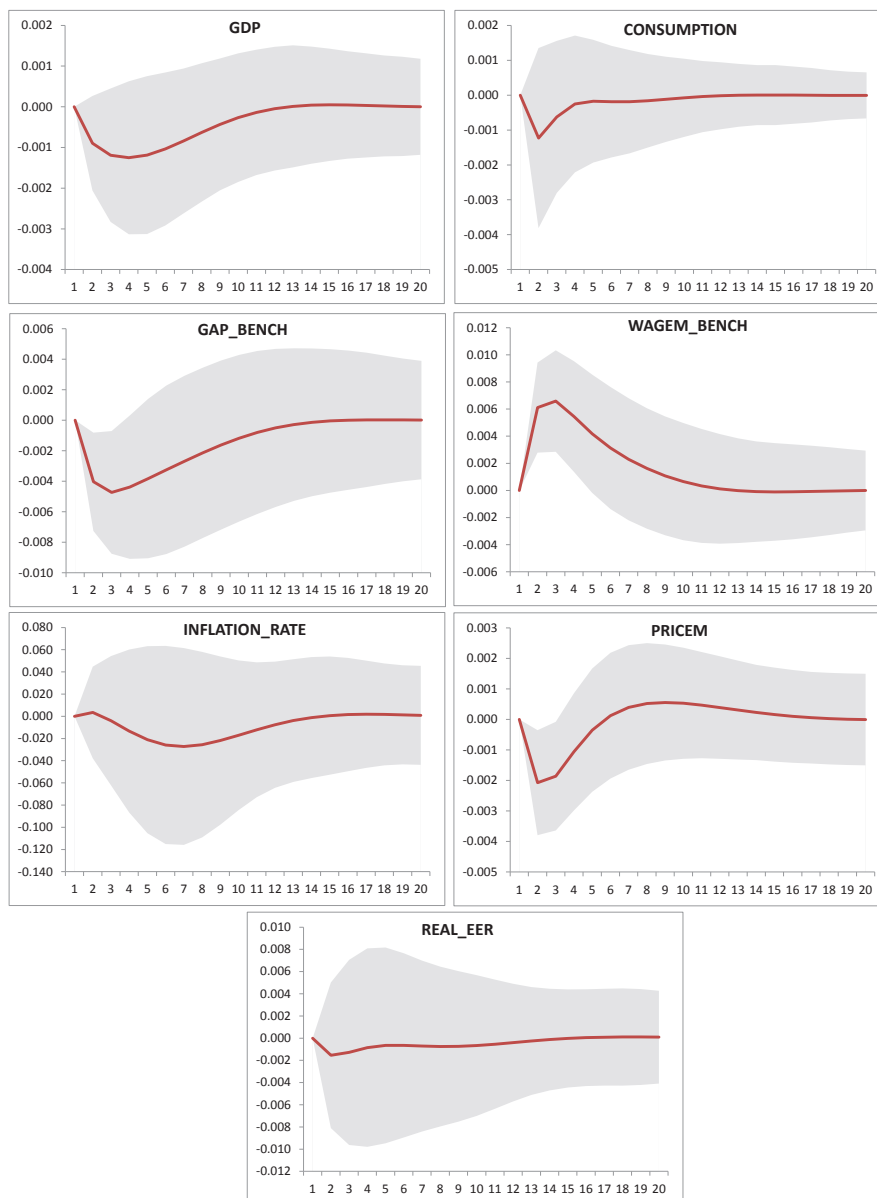
W tym celu skonstruowano model VAR, obejmujący takie zmienne endogeniczne jak PKB, stopa inflacji (indeks cen konsumenta), stopa procentowa, kurs walutowy, jak również obliczona w bieżącym badaniu luka nieefektywności oraz jeden z jej składników – marże płacowe¹⁸. Model ten uwzględnia ponadto dodatkowo zmienną egzogeniczną – wskaźnik cen surowców (tj. ropy naftowej i gazu). Zbudowany został on analogicznie do modelu VAR omówionego w pracy GGLS, który bazował z kolei na modelu Christiano, Eichenbauma i Evansa (1999). W przypadku GGLS – biorąc pod uwagę relatywnie niewielką otwartość gospodarki USA – nie uwzględniano jednak wpływu kursu walutowego, który w modelu dla Polski powinien mieć istotny wpływ na sposób absorbowania impulsów monetarnych. Do konstrukcji tej zmiennej wykorzystano realny efektywny kurs PLN deflowany indeksem PPI. Zamiast referencyjnej stopy procentowej Rezerwy Federalnej do pomiaru restrykcyjności polityki pieniężnej użyto – mając na uwadze relatywną krótkość rozważanych tu szeregów czasowych dla Polski oraz skokowy charakter zmian stopy referencyjnej NBP – 3-miesięczną stopę procentową z rynku międzybankowego WIBOR. Reakcja marż cenowych na impuls monetarny wyznaczona została rezydualnie na podstawie równania (2). Podobnie, jak wcześniej, przeprowadzona analiza uwzględnia log-odchylenia poszczególnych zmiennych od stochastycznego trendu (wyznaczonego za pomocą filtru HP), a wszystkie zmienne uwzględnione w modelu VAR są stacjonarne. Impuls polityki pieniężnej w tym układzie definiowany jest podobnie jak w pracy GGLS poprzez rekurencyjny charakter zbioru informacyjnego dostępnego dla decydentów polityki pieniężnej (oraz opóźnioną reakcję zmiennych realnych, por. np. Favero, 2001), co pozwala na zastosowanie dekompozycji Cholesky'ego, w której zmienne monetarne uszeregowane są jako ostatnie. Wielkość impulsu monetarnego odpowiada przy tym jednemu odchyleniu standardowemu stopy procentowej, zaś granice przedziałów ufności ($\pm 2S.E.$) wyznaczone zostały metodą Monte Carlo przy liczbie

¹⁷ Nie będzie tu natomiast dokonywana identyfikacja mechanizmu ewentualnej odwrotnej zależności, tj. wpływu zmian luki nieefektywności na wysokość stóp procentowych. Wiązałyby się ona bowiem z koniecznością przyjmowania arbitralnych założeń co do kolejności oddziaływań między luką nieefektywności, wysokością marż, PKB, inflacją oraz stopami procentowymi. Wedle najlepszej wiedzy autorów, literatura przedmiotu nie dostarcza żadnych wskazówek w tym zakresie.

¹⁸ Pominięcie marż cenowych w modelu VAR wynika z dokładnej współliniowości luki nieefektywności, marż cenowych oraz marż płacowych.

powtórzeń równej 300. Reakcje poszczególnych zmiennych na tak zdefiniowane szoki ze strony polityki pieniężnej przedstawia Rysunek 4.

Rysunek 4. Funkcje reakcji wybranych zmiennych na szoki polityki pieniężnej.



Źródło: opracowanie własne.

Reakcje podstawowych zmiennych na impuls monetarny są zgodne z wynikami analiz przeprowadzonych przez GGLS dla Stanów Zjednoczonych, jak również z wnioskami uzyskanymi w innych badaniach (m.in. Christiano, Eichenbaum, Evans, 1999). Są one standardowe w odniesieniu do analizy mechanizmu transmisji szoków polityki pieniężnej. W reakcji na zacieśnienie polityki pieniężnej obserwujemy spadek PKB, który jest skutkiem m.in. niższego poziomu konsumpcji (przy

czym spadek konsumpcji jest nieco płytszy i trwa krócej niż reakcja PKB¹⁹). Czas oddziaływania szoku monetarnego na PKB jest przy tym nieznacznie krótszy, a na konsumpcję istotnie krótszy, w Polsce aniżeli w Stanach Zjednoczonych, co wydaje się spójne z opisywanymi wcześniej różnicami w persystencji zmiennych makroekonomicznych w obu krajach. Jednocześnie obniżeniu ulega wskaźnik inflacji, z horyzontem maksymalnego oddziaływania równym ok. 1,5 roku (co jest spójne z analizami mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, m.in. dla Polski). Inflacja pozostaje niższa od poziomu długookresowego przez ok. 3 lata. Należy zauważyć, że uwzględnienie w modelu dla Polski dodatkowo kursu walutowego wyraźnie osłabia reakcję stopy inflacji na impuls monetarny. Przy płynnym kursie walutowym dostosowania przebiegają bowiem także poprzez kanał kursowy. Reakcja kursu walutowego jest nieznacznie negatywna (wzrost stopy procentowej wymusza niewielką deprecjację PLN), aczkolwiek statystycznie nieistotna.

W stosunku do gospodarki USA podobna jest reakcja luki nieefektywności – maleje ona w odpowiedzi na zacieśnienie polityki pieniężnej, co oznacza, że krańcowa stopa substytucji konsumpcji względem czasu wolnego obniża się silniej niż krańcowy produkt pracy. Podobnie jak w przypadku wcześniej analizowanych zmiennych, rozwarcie luki nieefektywności trwa krócej w przypadku gospodarki Polski, co znalazło odzwierciedlenie w niższych oszacowaniach persystencji tej zmiennej. Siła oddziaływania impulsu na lukę jest jednak (w odróżnieniu od USA) znacznie większa aniżeli reakcja obserwowana po stronie PKB.

Wyraźne podobieństwo między gospodarką Polski a USA widoczne jest również w reakcji marż płacowych na wzrost stopy procentowej, które w obu gospodarkach wyraźnie wzrastają, na skutek niższego poziomu krańcowej stopy substytucji konsumpcji względem czasu wolnego (w konsekwencji ograniczenia konsumpcji gospodarstwa domowe zaczynają postrzegać czas wolny jako mniej atrakcyjny w porównaniu z konsumpcją). Relatywnie powolne dostosowanie po stronie płac powoduje antycykliczną reakcję marż płacowych na wzrost stopy procentowej.

Istotną różnicą gospodarki polskiej i USA jest natomiast reakcja marży cenowej na szok monetarny, co może być jednym ze źródeł zaobserwowanych w poprzednich rozdziałach różnic w charakterze cykliczności tej zmiennej w obu gospodarkach. W Polsce impuls monetarny od początku negatywnie wpływa na kształtowanie się marż cenowych, a następnie wpływ ten stopniowo wygasa; z kolei w USA reakcją na podwyższenie oprocentowania jest w pierwszym kwartale minimalny wzrost marż cenowych, a i później wpływ ten pozostaje bliski zeru lub jest nieznacznie dodatni. Należy podejrzewać, iż obniżenie krańcowego produktu pracy na rynku amerykańskim może być łagodniejsze niż w Polsce ze względu na silniejsze dostosowania po stronie zatrudnienia²⁰. Podkreślimy, że różnica ta jest spójna z przeprowadzoną wcześniej analizą korelacji bezwarunkowych: o ile w USA marże cenowe są lekko procykliczne i dodatnio skorelowane z całkowitą luką nieefektywności, tak w Polsce

¹⁹ Konsumpcja reaguje znacznie słabiej i krócej, niż w przypadku gospodarki USA. Można to tłumaczyć m.in. relatywnie słabszym rozwojem rynku finansowego w Polsce oraz bardziej ograniczonym dostępem i mniejszym wykorzystaniem instrumentów finansowych przez gospodarstwa domowe w Polsce.

²⁰ Szerzej nt. dostosowań zatrudnienia na rynku pracy w Polsce oraz przyczyn sztywności zob. Strzelecki *et al.* (2009).

są one już antycykliczne, a z luką nieefektywności korelują się ujemnie. Można też zaobserwować, że podobnie jak u GGLS, absorpcja szoku polityki pieniężnej dokonuje się głównie poprzez dodatnie odchylenie marż płacowych, w mniejszym zaś stopniu marż cenowych (reakcja marż płacowych jest, co do modułu, ponad dwukrotnie wyższa niż reakcja marż cenowych). Reasumując, analiza korelacji warunkowych (względem szoku polityki pieniężnej) potwierdza wnioski wyprowadzone w oparciu o korelacje bezwarunkowe: wskazuje ona na relatywnie większą rolę marż płacowych w wyjaśnianiu zmienności luki nieefektywności – choć w Polsce w mniejszym stopniu, niż zaobserwowano to w przypadku gospodarki USA.

Tabela 6. Udział zmienności szoku stopy procentowej w łącznej zmienności wybranych zmiennych

Okres	PRICEM	GAP_BENCH	WAGEM_BENCH	GDP	REAL_EER	INFLATION_RATE
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	4.187	3.268	8.406	1.239	0.129	0.014
3	6.361	5.807	14.403	2.678	0.187	0.021
4	6.561	7.187	17.052	4.039	0.206	0.122
.	.	.	.	.	.	.
8	5.727	8.529	17.498	6.242	0.269	1.220
.	.	.	.	.	.	.
12	6.020	8.266	16.483	5.902	0.325	1.573
.	.	.	.	.	.	.
20	6.021	8.187	16.363	5.843	0.329	1.550

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzona analiza sugeruje zatem, że jednym z czynników wpływających na odmienne własności cykliczne wyodrębnionych komponentów luki nieefektywności (obok wskazywanych wcześniej różnic w kompozycji szoków będących źródłem zmienności wzrostu gospodarczego, otwartości obu gospodarek i podatności na zaburzenia zewnętrzne) może być odmienna reakcja marż cenowych na szoki polityki pieniężnej. Powstaje jednak pytanie, czy jest to czynnik istotny ilościowo. Odpowiedzi na to pytanie może udzielić analiza dekompozycji wariancji przeprowadzona na podstawie modelu VAR opisanego w tym rozdziale (por. Tabela 6, w której wyróżniono jedynie wkład szoku stopy procentowej do wariancji błędów prognozy, ponieważ jest to jedyny ekonomicznie zidentyfikowany szok w rozpatrywanym układzie). Z analizy tej wynika, że wpływ szoków polityki pieniężnej na kształtowanie się zmienności luki nieefektywności jest umiarkowany – istotnie wpływają one na zmienność marż płacowych, w zdecydowanie mniejszym zaś stopniu na zmienność marż cenowych. Znaczenie szoków monetarnych dla obu marż jest najsilniejsze w horyzoncie 1-1,5 roku, kiedy sięga ono ok. 18% w przypadku marż płacowych i blisko 7% dla marż cenowych. Następnie stabilizuje się na nieznacznie niższych poziomach.

Podsumowując, zidentyfikowane w niniejszym badaniu różnice w mechanizmie transmisji szoków polityki pieniężnej są w stanie częściowo wyjaśnić różnice w cykliczności marż cenowych pomiędzy gospodarką Polski i USA, jednak nie wydają się one być jedynym źródłem zaobserwowanych różnic.

6. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu było obliczenie składowej cyklicznej luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej w okresie 1995Q1-2011Q4. Podążając za metodologią badania i wywodem GGLS, lukę tę zdekomponowano następnie na składowe związane z marżami płacowymi i cenowymi. Stwierdzono silną procykliczność luki nieefektywności oraz antycykliczność obu rodzajów marż. Fluktuacje marż płacowych objaśniają ok. 69% wariancji luki nieefektywności. Luka nieefektywności waha się w cyklu koniunkturalnym z ok. jednokwartalnym opóźnieniem względem PKB. Wykazano, że kluczowe wyniki są odporne na przyjmowanie alternatywnych specyfikacji funkcji użyteczności z konsumpcji i czasu wolnego oraz podział próby na dwa podokresy, przed i po akcesji Polski do UE.

Uzyskane wyniki zastosowano również w analizie reakcji gospodarki na szoki polityki pieniężnej oraz w identyfikacji kluczowych charakterystyk przebiegu cyklu koniunkturalnego na rynku pracy w Polsce w ostatnich latach. Przeprowadzono ponadto analizę powiązania pomiędzy luką nieefektywności a luką popytową i indeksem napięć na rynku pracy oraz pomiędzy marżą płacową a luką bezrobocia, wskazując na istotną statystycznie, pozytywną zależność w każdym z powyższych przypadków. Rezultaty te pozwalają spojrzeć na lukę nieefektywności jak na dodatkowe narzędzie walidacji oceny nieobserwowalnych, a istotnych z perspektywy polityki pieniężnej, wielkości w gospodarce, takich jak produkt potencjalny czy stopa bezrobocia równowagi.

Zaobserwowano pewne istotne różnice w otrzymanych wynikach w stosunku do obserwacji dotyczących gospodarki USA. Dotyczą one większego znaczenia marż płacowych dla wyjaśniania zmienności luki nieefektywności w przypadku gospodarki USA oraz różnic w charakterze cykliczności marży cenowej (która jest procykliczna w przypadku gospodarki USA oraz antycykliczna dla gospodarki Polski). Różnice te mogą być związane z odmienną kompozycją szoków będących źródłem zmienności gospodarki w cyklu koniunkturalnym (i wywołujących odmienną reakcję marż cenowych), jak również różnic w stopniu otwartości obu gospodarek i podatności na zaburzenia zewnętrzne. Przeprowadzona analiza korelacji warunkowych (na podstawie modelu VAR) sugeruje również, że pewnym czynnikiem wpływającym na te różnice może być odmienna reakcja marży cenowej na szoki polityki pieniężnej, choć raczej nie jest to główny czynnik.

Bibliografia

1. Afonso A., L. F. Costa (2010), "Market power and fiscal policy in OECD countries", Working Paper Series 1173, European Central Bank.
2. Altissimo, F., M. Ehrmann, F. Smets (2006), "Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Inflation Persistence Network Evidence," European Central Bank, Occasional Paper No. 46.
3. Archibald, J., L. Hunter (2001), "What is the Neutral Real Interest Rate and How Can We Use It?", *Reserve Bank of New Zealand Bulletin* 63(3).
4. Ball, L., G. Mankiw (2002), "The NAIRU in Theory And Practice", *Journal of Economic Perspectives* 16(4), 115-136.
5. Bils, M., P.J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices," *Journal of Political Economy* 112(5), 947-985.
6. Bordo, M., C. Erceg, C. Evans (2000), "Money, Sticky Wages, and the Great Depression," *American Economic Review* 90, 1447-1463.
7. Chari, V.V., P.J. Kehoe, E.R. McGrattan (2007), "Business Cycle Accounting", *Econometrica* 75(3), 781-836.
8. Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", [w:] J.B. Taylor, M. Woodford (red.) *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, Amsterdam.
9. de Masi, P. (1997), "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice", IMF Working Papers 97/177, International Monetary Fund.
10. de Walque, G., M. Druant, Ph. Du Caju, C. Fuss (2010), "Lessons of the Wage Dynamics Network," National Bank of Belgium *Economic Review*, Issue I, 55-75.
11. Favero, C. (2001), "Applied Macroeconometrics", Oxford University Press, Oxford.
12. Fuhrer, J. (2000), "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models", *American Economic Review* 90, 367-390.
13. Galí, J., M. Gertler, J.D. López-Salido (2003), "The Euro Area Inefficiency Gap", Banco de España WP 0302, Banco de España.
14. Galí, J., M. Gertler, J.D. López-Salido (2007), "Markups, Gaps, and the Welfare Costs of Business Fluctuations", *Review of Economics and Statistics* 89(1), 44-59.
15. Grabek G., B. Kłos, G. Koloch, (2011), "SOEPL 2009 – An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Policy Analysis And Forecasting", National Bank of Poland Working Papers 83, National Bank of Poland, Economic Institute.
16. Gradzewicz, M., J. Growiec, J. Hagemejer, P. Popowski (2010), „Cykl koniunkturalny w Polsce - wnioski z analizy spektralnej”, *Bank i Kredyt* 41(5), 41-76.
17. Gradzewicz, M., J. Hagemejer (2007), „Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej”, *Bank i Kredyt* 38(3), 11-27.
18. Gradzewicz, M., K. Makarski (2013), "The Business Cycle Implications of the Euro Adoption in Poland," *Applied Economics* 45(17), 2443-2455.

19. Growiec, J. (2009), „Relacja płac do wydajności pracy w Polsce: ujęcie sektorowe”, *Bank i Kredyt* 40(5), 61-88.
20. Hagemeyer, J., P. Popowski (2012), “The Distribution of Monopolistic Markups in the Polish Economy”, NBP Working Paper 121.
21. Hall, R.E. (1997), “Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time”, *Journal of Labor Economics* 15(1), S223-S250.
22. Hall, R.E. (2005), “Separating the Business Cycle from Other Economic Fluctuations,” NBER Working Paper 11651.
23. Hodrick, R., E.C. Prescott (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1), 1–16.
24. King, R.G., C.I. Plosser, S.T. Rebelo (1988), “Production, Growth and Business Cycles I. The Basic Neoclassical Model”, *Journal of Monetary Economics* 21, 195–232.
25. King R.G., S.T. Rebelo (1999), “Resuscitating Real Business Cycles”, [w:] J.B. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, Amsterdam.
26. Kolasa, M. (2009), “Structural Heterogeneity or Asymmetric Shocks? Poland and the Euro Area through the Lens of a Two-Country DSGE Model,” *Economic Modelling* 26(6), 1245-1269.
27. Kryvtsov O., V. Midrigan (2009), "Inventories, Markups, and Real Rigidities in Menu Cost Models", NBER Working Papers 14651, National Bureau of Economic Research
28. Mulligan, C.B. (2002), “A Century of Labor-Leisure Distortions”, NBER Working Paper 8774.
29. Rotemberg, J., M. Woodford (1999), “The Cyclical Behavior of Prices and Costs”, [w:] J. Taylor, M. Woodford (red.) *Handbook of Macroeconomics Vol. 1B*. Amsterdam, North-Holland.
30. Smets F., R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, vol. 1(5), 1123-1175
31. Strzelecki P., Wszyński R., Saczuk K. (2009), „Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji”, *Bank i Kredyt* 40(6), 77-104.
32. Tyrowicz, J., S. Cichocki, P. Strzelecki, R. Wszyński (2011), „Badanie Ankietowe Rynku Pracy – Raport 2011”, Instytut Ekonomiczny NBP, Warszawa