„Ekonomista" 2013, nr 5
http://www.ekonomista.info.pl

A R T Y K U Ł Y

MICHAŁ GRADZEWICZ*
JAKUB GROWIEC**
ROBERT WYSZYŃSKI***

Nieefektywność alokacji zatrudnienia w cyklu koniunkturalnym w Polsce[1]

Wprowadzenie

Sztywności w procesie ustalania płac i cen są istotnym składnikiem większości współczesnych teorii fluktuacji gospodarczych. Dotyczy to w szczególności nowokeynesistowskich 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 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 i in., 2010 czy Altissimo i in., 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. Jedynie hipotetyczna, doskonale elastyczna gospodarka (nazywana czasami „*-*economy*", por. Hall, 2005) generuje bowiem zawsze

* Dr Michał Gradzewicz – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski oraz Katedra Ekonomii I, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, e-mail: michal.gradzewicz@nbp.pl

** Dr hab. Jakub Growiec – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski oraz Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, e-mail: jakub.growiec@nbp.pl

*** Mgr Robert Wyszyński – Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski, e-mail: robert.wyszynski@nbp.pl

[1] Wszystkie przedstawione w artykule stwierdzenia są poglądami własnymi autorów i nie muszą odzwierciedlać oficjalnego stanowiska NBP. Autorzy dziękują T. Chmielewskiemu, J. Hagemejerowi, M. Kolasie, A. Majchrowskiej, K. Makarskiemu oraz Ł. Postkowi za cenne uwagi. Wszelkie błędy i niedociągnięcia obciążają wyłącznie autorów.

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 niniejszego artykułu jest dokonanie pomiaru nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej w cyklu koniunkturalnym[2], 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 (*inefficiency gap*) 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[3].

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 (*price markup*, jest to marża związana z siłą monopolistyczną firm, będąca miarą nieefektywności pochodzącej z rynku dóbr); drugi komponent zaś – jako marżę płacową (*wage markup*, jest ona związana z siłą monopolistyczną pracowników[4], jest więc miarą nieefektywności pochodzącej z 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, Hagemejer 2007; Hagemejer, Popowski 2012).

---

[2] „Stylizowane fakty" dotyczące najważniejszych charakterystyk cyklu koniunkturalnego w Polsce znaleźć można np. w artykule Gradzewicza i in. (2010).

[3] Zaletą metodologiczną tego badania jest fakt, iż nie wymaga ono przyjmowania arbitralnych założeń modelowych dotyczących zachowania podmiotów w opisywanej gospodarce. Ów „agnostycyzm" w podejściu empirycznym wyróżnia to badanie na tle m.in. analiz modelowych z nurtu teorii realnego cyklu koniunkturalnego, nowokeynesistowskich modeli klasy DSGE czy też modeli poszukiwań i dopasowań na rynku pracy.

[4] 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, 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.

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 odchyleń badanej gospodarki od hipotetycznej, doskonale elastycznej gospodarki. Każdy z tych klinów – klin efektywności (*efficiency wedge*), klin zatrudnienia *(labor wedge),* klin inwestycyjny *(investment wedge)* oraz klin konsumpcji państwowej *(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 niniejszym artykule luka nieefektywności jest w przybliżeniu zgodna z definicją klina zatrudnienia w podejściu Chari, Kehoe i McGrattan (2007)[5]. 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 gospodarce[6], pozostałe źródła nieefektywności nie są uwzględniane.

Na poziomie koncepcyjnym przyjęte tu podejście jest zbliżone również do innych dyskutowanych w literaturze miar odchyleń rzeczywistej gospodarki od gospodarki doskonale elastycznej (**-economy*). Chodzi tu mianowicie o koncepcje takie jak: luka popytowa (np. de Masi 1997), luka bezrobocia (np. Ball, Mankiw 2002) czy odchylenie stopy procentowej od jej naturalnego poziomu (np. Archibald, 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 odchyleń rzeczywistej gospodarki od pewnej hipotetycznej alokacji odpowiadającej równowadze 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 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 punkcie trzecim.

Struktura pozostałej części artykułu jest następująca. W części pierwszej zostanie omówiona metoda badania. Punkt drugi dotyczy wykorzystanych danych oraz kalibracji parametrów. Najważniejsze wyniki zostaną przedstawione w części

[5] Dekompozycję składowej cyklicznej PKB Polski według metody Chari, Kehoe i McGrattan (2007) przeprowadził Kolasa (2013).

[6] 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 zatrudnienia.

trzeciej. W części czwartej zostanie natomiast przedstawiona ich aplikacja do objaśnienia odpowiedzi gospodarki na skokowe zmiany polityki pieniężnej. Artykuł kończy podsumowanie.

1. Metoda badania

1.1. Pomiar luki nieefektywności

Wielkość luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce, zdefiniowanej w pracy GGLS, jest obliczana 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 tym badaniu szereg taki zostanie wyprowadzony dla Polski dla okresu 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:

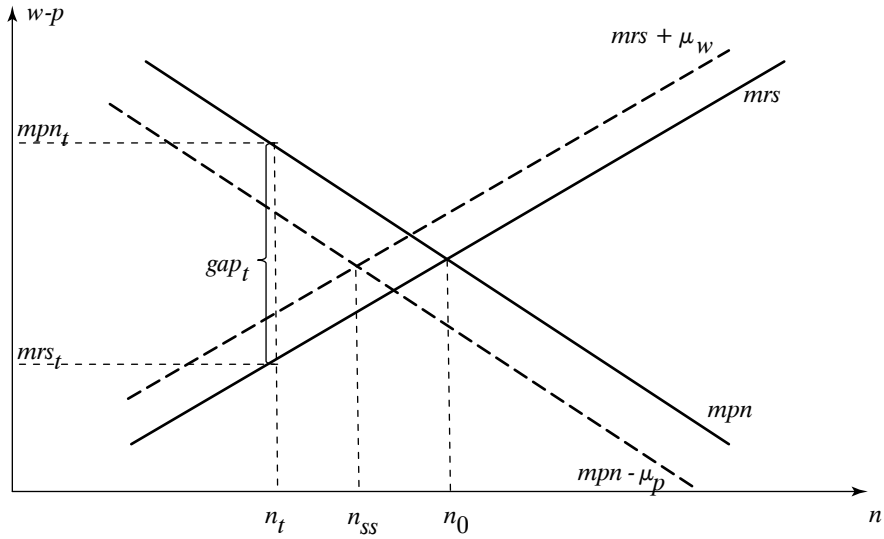
$$gap_t = mrs_t - mpn_t. \tag{1}$$

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. rys. 1). Jest ona wyrażana w procentowych odchyleniach od stawki wynagrodzeń realnych implikowanej przez alokację doskonale konkurencyjną[7]. 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 dla gospodarki w kategoriach dobrobytu 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 wystąpi również w stanie ustalonym, jeśli tylko w modelu zostaną uwzględnione 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 rys. 1), a poziom zatrudnienia

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

Rysunek 1
Interpretacja luki nieefektywności



Źródło: opracowanie własne na podstawie GGLS.

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* (iloczyn liczby godzin na pracownika oraz odsetka osób zatrudnionych w populacji), są istotnie silniej zmienne w cyklu koniunkturalnym niż krańcowy produkt pracy, należy się spodziewać procykliczności luki nieefektywności. Wynik taki uzyskali zresztą GGLS, analizując dane z USA (w ich danych jest $\rho(gap_t, y_t) = 0{,}77$). Z racji samej konstrukcji luki powinna ona wykazywać też silną autokorelację.

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 „rynku pracownika", dającego mu więcej możliwości w negocjacjach płacowych. Nadaje to dodatkową interpretację zmianom w kształtowaniu się luki nieefektywności, która zostanie również formalnie przetestowana w dalszych częściach artykułu (por. pkt 3.3).

1.2. Dekompozycja luki nieefektywności

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

$$gap_t = -(\mu_t^p + \mu_t^w), \tag{2}$$

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 negatywną użytecznością 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 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 została zdiagnozowana 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 obecnym badaniu wykażemy natomiast, że w Polsce w latach 1995–2011 obie kategorie marż były antycykliczne.

1.3. Założenia dotyczące funkcji produkcji i funkcji użyteczności

Aby 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:

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

gdzie Y_t – całkowity produkt w gospodarce (PKB), K_t – nakład kapitału, a N_t – całkowity nakład pracy (liczba przepracowanych godzin)[8]. 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 interpretacji[9].

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, Rebelo 1999):

$$U(C,N;\Xi) = \frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma} - \Xi\frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \Rightarrow MRS = -\left.\frac{dC}{dN}\right|_{U=const} = \tag{4}$$

$$= \frac{\Xi N^{\varphi}}{C^{-\sigma}} \Rightarrow mrs_t = \sigma c_t + \varphi n_t + \xi_t. \tag{5}$$

Zawarty w powyższym sformułowaniu składnik $\xi_t = \ln\Xi_t$ opisuje relatywną preferencję dla czasu wolnego w porównaniu z konsumpcją. 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 tym badaniu będziemy zakładać więc stałość składnika ξ_t, traktując to jako sensowne pierwsze przybliżenie[10].

Oprócz funkcji użyteczności, której parametry σ i φ skalibrowane zostaną na podstawie powiązanej tematycznie literatury (będzie to nasz wariant preferowany, oznaczany „BENCH"; kalibrację omawiamy w części 2), będziemy także rozważać wywodzący się z pracy GGLS szczególny przypadek (wariant „GGLS"), zakładający parametryzację, spójną z funkcją użyteczności:

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

Nieco ogólniejszą charakteryzacją funkcji użyteczności, często wykorzystywaną w literaturze, 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"):

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

[8] Małymi literami oznaczamy zlogarytmowane wielkości: $n_t = \ln N_t$ itd.

[9] Zabieg ten jest konieczny również ze względu na oparcie badania na szeregach czasowych z usuniętym trendem stochastycznym, z wykorzystaniem filtru Hodricka-Prescotta.

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

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 z okresem poprzednim. Oczywiście w naszej kalibracji parametr będzie przyjmował wartość pośrednią, zawartą pomiędzy obiema skrajnościami.

Krańcowa stopa substytucji między *bieżącą* konsumpcją a czasem wolnym[11] dla funkcji użyteczności uwzględniającej nawyki konsumpcyjne wynosi:

$$MRS = -\frac{dC_t}{dN_t}\bigg|_{U=const} = \frac{\Xi N_t^{\varphi}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\alpha}} \Rightarrow mrs_t = \sigma\tilde{c}_t + \varphi n_t + \xi_t, \qquad (8)$$

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

Alternatywnie w tym badaniu zostanie uwzględniona także multiplikatywna funkcja użyteczności o 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:

$$MRS = -\frac{dC}{dN}\bigg|_{U=const} = \left(\frac{1+\varphi}{1-\sigma}\right)\frac{C}{1-N} \Rightarrow mrs_t = \ln\left(\frac{1+\varphi}{1-\sigma}\right) + c_t - l_t \qquad (9)$$

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 będą przesuwane liniowo tak, aby ich średnia w próbie wynosiła zero.

Spośród sformułowanych powyżej czterech wariantów funkcji użyteczności jako postać bazową będziemy przyjmować postać addytywną względem konsumpcji i czasu wolnego, nieuwzględniającą 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. Szczegółowe omówienie wyników zawarto w kolejnych częściach niniejszego artykułu.

1.4. Luka nieefektywności a klin zatrudnienia

Zaproponowana przez GGLS miara luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce, obliczana na podstawie rzeczywistych danych makroekonomicz-

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

nych, jest równocześnie oparta na prostym teoretycznym modelu równowagi rynku pracy, którego założenia można stosunkowo 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.

Jednocześnie prostota modelu, na bazie którego skonstruowane zostały badane tu empiryczne miary, pozwala łatwiej je interpretować i dekomponować, umożliwiając tym samym bardziej bezpośrednią identyfikację źródeł odchyleń 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 rozważanym przez nich 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 zatrudnienia, inwestycyjny oraz klin konsumpcji rządowej. Następnie na podstawie danych rzeczywistych konstruowane są miary empiryczne dla poszczególnych klinów. W pewnym uproszczeniu można powiedzieć, że koncepcja GGLS opiera się na analogicznym pomyśle (choć innym modelu bazowym). Aplikowana jest ona tu jednak wyłącznie do rynku pracy, przez co pomijany jest klin efektywności, klin inwestycyjny oraz klin konsumpcji publicznej. Równocześnie nieco dokładniej jest tu analizowany klin zatrudnienia. Skupienie uwagi właśnie na 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 frykcje objawiają się przede wszystkim jako klin efektywności bądź klin zatrudnienia, a nie jako klin inwestycyjny" (s. 811). Jest to również prawdą w przypadku gospodarki Polski (Kolasa, 2013).

2. Dane i kalibracja parametrów

2.1. Dane

Wszystkie obliczenia przeprowadzone w tym badaniu zostały oparte na jednolitym zbiorze danych kwartalnych dotyczących gospodarki Polski, obejmującym okres 1 kw. 1995–4 kw. 2011. 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 PKB[12].

Szeregi czasowe PKB, deflatora PKB oraz spożycia indywidualnego gospodarstw domowych pochodzą z bazy danych Eurostatu, a 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 zostały zaczerpnięte natomiast z bazy Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Konsumpcja została wyrażona 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 został podyktowany 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". 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 odchylenia zlogarytmowanych wartości od trendu wyznaczonego za pomocą filtru Hodricka i Prescotta (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 możemy interpretować jedynie ich dynamikę i odchylenia od średniej.

2.2. Kalibracja parametrów

Aby obliczyć bezpośrednio miary luki nieefektywności oraz marż płacowych i cenowych na podstawie funkcji użyteczności addytywnej względem konsumpcji i czasu wolnego, konieczne jest ustalenie wartości parametrów σ i φ. Wartości te będą różnić się w zależności od specyfiki założonej funkcji. Dla przypadku zaproponowanego przez GGLS w odniesieniu do gospodarki USA i zreplikowanego tu dla Polski, oba te parametry zostaną ustalone na poziomie jedności. W preferowanym przez nas przypadku bazowym zostaną one przyjęte na poziomie $\sigma = 2{,}15$ oraz $\varphi = 0{,}899$, zgodnym z wynikami estymacji bayesowskich przeprowadzonych przez Gradzewi-

[12] Jeśliby jednak przyjąć, że gospodarstwa domowe wyceniają mrs_t w cenach koszyka dóbr konsumpcyjnych, wówczas zmiany względnej ceny tego koszyka w porównaniu z koszykiem PKB znalazłyby odzwierciedlenie w zmianach luki nieefektywności, w szczególności zaś wysokości marż płacowych u_t^w.

cza 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 parametry $\sigma = 1{,}945$, $\varphi = 2{,}014$, $h = 0{,}797$. Wartości te zostały zaczerpnięte z kolei z artykułu Kolasy (2009), który parametry takiej właśnie postaci funkcji użyteczności wyestymował bayesowsko na podstawie danych dla Polski, również w ramach dwukrajowego (choć innego) modelu DSGE[13]. Ostatni – multiplikatywny – wariant funkcji użyteczności wykorzystuje jej ogólną postać zaproponowaną przez Kinga, Plossera i Rebelo (1988) i służy porównaniu z wariantami addytywnymi.

3. Luka nieefektywności dla Polski

3.1. Kształtowanie się luki nieefektywności w Polsce w latach 1995–2011

Pierwszym etapem prezentacji wyników obliczeń luki nieefektywności w Polsce będzie szczegółowe omówienie jej dynamiki w okresie obejmującym lata 1995–2011. Interpretacja oparta zostanie na wynikach uzyskanych dla preferowanej specyfikacji luki nieefektywności („BENCH"), przedstawionych graficznie na rysunku 2[14].

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 zasobu pracy pomiędzy sektorami, co wiązało się z poprawą efektywności tej alokacji. Z czasem jednak skala tej poprawy uległa obniżeniu.

W latach 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.

---

[13] Należy nadmienić, iż modele, w ramach których były estymowane parametry $\sigma, \varphi, h,$ 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.

[14] Dla porównania na rysunku 2 przedstawiono również przebieg luki nieefektywności w Polsce i jej składowych obliczonych według specyfikacji GGLS.

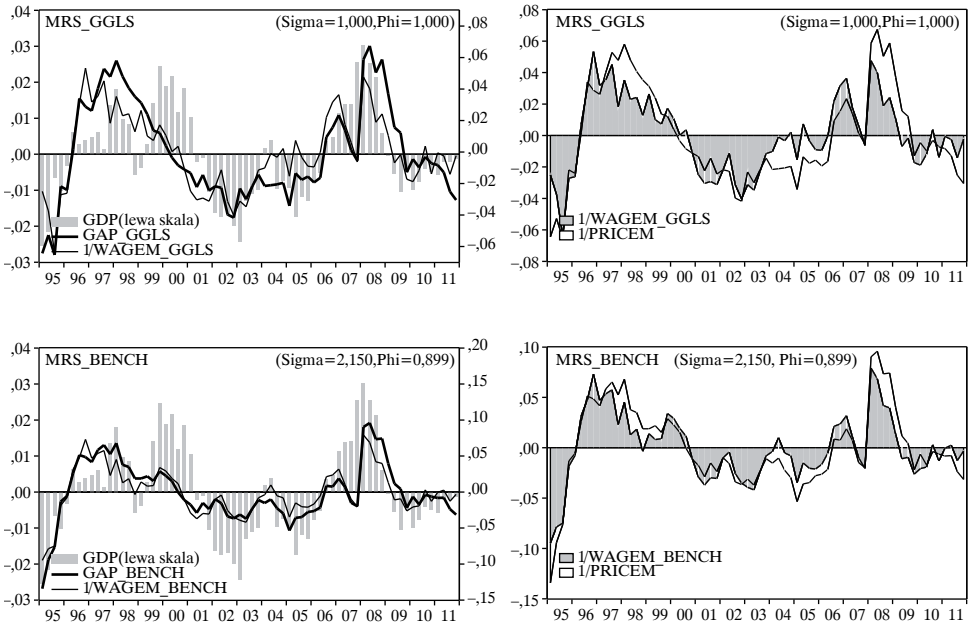
W latach 2002–2005 nastąpiła względna stabilizacja luki nieefektywności na niskich poziomach, przerwana nieznacznym wzrostem w okresie akcesyjnym do struktur UE. Był to jednocześnie okres wysokiego i w miarę stabilnego poziomu bezrobocia i umiarkowanego wzrostu gospodarczego, przy relatywnie słabszej dynamice popytu wewnętrznego.

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 wielu podmiotów gospodarczych oraz zatrzymał narastające w okresie wcześniejszym oczekiwania płacowe (por. Tyrowicz i in. 2011). W konsekwencji okres 2010–2011 charakteryzował się bardzo niewielką, ujemną luką nieefektywności. Oznacza to, że rynek pracy nie był wówczas źródłem istotnych zmian w nieefektywności alokacji pracy w procesach produkcyjnych.

Rysunek 2

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 odchyleń luki nieefektywności od wartości referencyjnej[15].

3.2. Luka nieefektywności w Polsce, USA oraz strefie euro

Wyprowadzone tu oszacowania luki nieefektywności dla gospodarki Polski w latach 1995–2011 zostaną porównane obecnie z analogicznymi wynikami uzyskanymi przez GGLS dla gospodarki amerykańskiej w latach 1960–2004 oraz dla strefy euro w latach 1970–2000. W tym celu zostaną zestawione 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"[16].

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 PKB równy jest +0,65 w Polsce wobec identycznej wartości w strefie euro oraz +0,77 w USA)[17] 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 PKB równy –0,33, statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%), natomiast w strefie euro są one acykliczne (korelacja z PKB na poziomie +0,07, statystycznie nieistotna), a w USA – procykliczne (+0,28[18], korelacja z PKB 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, o tyle 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 koniunktural-

---

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

[16] Wybór takiego punktu odniesienia uzasadniony jest faktem, iż wedle najlepszej wiedzy autorów oszacowania luki nieefektywności według metody Gali, Gertlera i López-Salido (2007) nie zostały dotąd przeprowadzone dla żadnych innych krajów ani regionów świata poza USA i strefą euro.

[17] Kolasa (2013) stwierdził dla lat 1995–2011 nawet nieco silniejszą procykliczność klina zatrudnienia (obliczanego według metody Chari, Kehoe i McGrattan, 2007) w Polsce (a także w krajach tego samego regionu: Czechach, Słowenii, na Węgrzech) niż w strefie euro.

[18] 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 artykule.

nym korelacja między oboma rodzajami marż w USA jest istotnie ujemna (–0,37), natomiast w Polsce nieznacznie 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%)[19], o tyle w Polsce rola marż cenowych jest również całkiem istotna (31% – marże cenowe; 69% – marże płacowe, por. tab. 1). Pod tym względem gospodarce Polski znacznie bliżej do gospodarek strefy euro, dla których obliczony wkład marż płacowych wynosi 78%, a wkład marż cenowych 22%[20].

Antycykliczność marż cenowych w Polsce jest wynikiem zgodnym z wcześniejszymi rezultatami Gradzewicza i Hagemejera (2007), gdzie wielkość marż monopolistycznych w Polsce, w podziale sektorowym, została oszacowana na podstawie danych jednostkowych na poziomie firm. Obserwowaną antycykliczność można zinterpretować przez pryzmat odmiennej charakterystyki cyklicznej wynagrodzeń realnych (Gradzewicz i in., 2010), które w Polsce – w przeciwieństwie do USA – są silnie procykliczne (stwierdzony współczynnik korelacji bieżącej z PKB wyniósł +0,74 wobec słabej procykliczności rzędu 0,1–0,2 w USA, por. King i Rebelo, 1999). Ponieważ koszty wynagrodzeń są istotnym składnikiem łącznych kosztów produkcji, 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 w znacznie większym stopniu absorbowane przez wynagrodzenia pracowników. W istocie prowadzone przez NBP cykliczne badania ankietowe przedsiębiorstw[21] 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 oraz pozapłacowych kosztów pracy. Decyzje takie były natomiast znacznie rzadsze w okresie poprzedniego spowolnienia gospodarczego w latach 2001–2004. Interpretacja ta jest spójna z wynikami uzyskanymi przy podziale próby na dwa podokresy, przed i po 2004 r. (por. pkt 3.5): o ile w okresie przed 2004 r. marże cenowe objaśniały zaledwie 15% wariancji luki nieefektywności, to w okresie po 2004 r. ich udział wzrósł do 35%.

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

---

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

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

[21] Kwartalna „Informacja o kondycji sektora przedsiębiorstw ze szczególnym uwzględnieniem stanu koniunktury", udostępniana publicznie przez NBP.

Tabela 1

Podstawowe statystyki dla Polski, strefy euro i Stanów Zjednoczonych – wariant GGLS

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

podstawie modeli VAR, że w wielu krajach OECD marże monopolistyczne na rynku dóbr są procykliczne względem szokowych zmian produktywności oraz słabo antycykliczne względem szokowych zmian wydatków publicznych. Również z analizy przedstawionej przez Smetsa i Woutersa (2003), opartej na modelu DSGE dla gospodarki strefy euro, wynika, że marże cenowe (różnica logarytmiczna pomiędzy ceną a kosztami krańcowymi) są antycykliczne względem szokowych zmian

preferencji czy wydatków publicznych, 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) twierdzą, iż warunkiem odwzorowania przez modele DSGE zmienności zapasów w cyklu koniunkturalnym są antycykliczne marże cenowe, również w reakcji na szokowe zmiany polityki pieniężnej. Ponieważ reakcja marż na szoki pieniężne wydaje się istotna z perspektywy niniejszego badania, powrócimy do tej kwestii w części 4. Również silniejsza ekspozycja na wahania popytu zewnętrznego oraz większa konkurencja zewnętrzna, związane z różnicami w otwartości gospodarki, może się przyczyniać do silniejszej antycykliczności marż w relatywnie bardziej otwartej gospodarce polskiej. Podsumowując zatem, istotnym elementem wpływającym na zaobserwowane różnice w otrzymanych wynikach dla Polski na tle USA oraz strefy euro może być inna kompozycja różnego rodzaju szoków (wewnętrznych i zewnętrznych), będących źródłem zmienności omawianych gospodarek w cyklu koniunkturalnym.

W ramach uzyskanych wyników bezpośrednio interpretowalne jest również porównanie współczynników autokorelacji pierwszego rzędu oraz relatywnych odchyleń standardowych luki nieefektywności oraz marż cenowych i płacowych (w porównaniu ze składową cykliczną PKB) 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 i in., 2010) oraz z antycyklicznością marż cenowych.

Zaobserwować można także stale ok. 1,5–2 razy mniejsze odchylenie standardowe wahań cyklicznych poszczególnych zmiennych w Polsce niż w USA: w przypadku PKB 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 badania 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.

Relatywna zmienność poszczególnych analizowanych kategorii w cyklu koniunkturalnym w Polsce i USA jest podobna. 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 z USA, co może być konsekwencją silniejszych zmian strukturalnych zachodzących w polskiej gospodarce w analizo-

wanym okresie. Jest to też jedną z przyczyn większego znaczenia marż cenowych w wyjaśnianiu ogólnej zmienności luki nieefektywności. W porównaniu ze strefą 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[22] lub być efektem „uśrednienia" różnych, słabo skorelowanych, a czasem nawet przeciwstawnych 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) mają rozkład w przybliżeniu symetryczny.

3.3. Luka nieefektywności na tle innych wybranych koncepcji luk oraz wskaźnika napięć na rynku pracy

Interesującym aspektem rozważanej koncepcji luki nieefektywności jest jej powiązanie z innymi istniejącymi w literaturze koncepcjami luk mierzących 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.

---

[22] Interpretacja taka jest spójna z wynikami Kolasy (2013), który stwierdził dla lat 1995–2011 znacznie większą relatywną zmienność klina zatrudnienia (obliczonego według metody Chari, Kehoe i McGrattan, 2007) w porównaniu z PKB w Polsce niż w strefie euro, a także w innych krajach naszego regionu: Czechach, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech.

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 jest ona definiowana 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 3 przedstawia kształtowanie 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 przedstawiają wyraźne powiązanie pomiędzy analizowanymi zmiennymi, choć jak wspomniano wcześniej, nie ma ono charakteru deterministycznego.

Potwierdzają to wyniki analizy korelacyjnej (por. tab. 2; wszystkie współczynniki na poziomach maksymalnych są istotne statystycznie), które wskazują na umiarkowaną dodatnią 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%)[23]. Silniejsze powiązanie w tym drugim przypadku zostało również zauważone w pracy Galí, Gertler, López-Salido (2003) w odniesieniu do 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 zależność intuicyjną.

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

[23] 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 bliski szacunkom elastyczności Frischa otrzymywanym na podstawie estymowanych modeli DSGE dla Polski.

Tabela 2

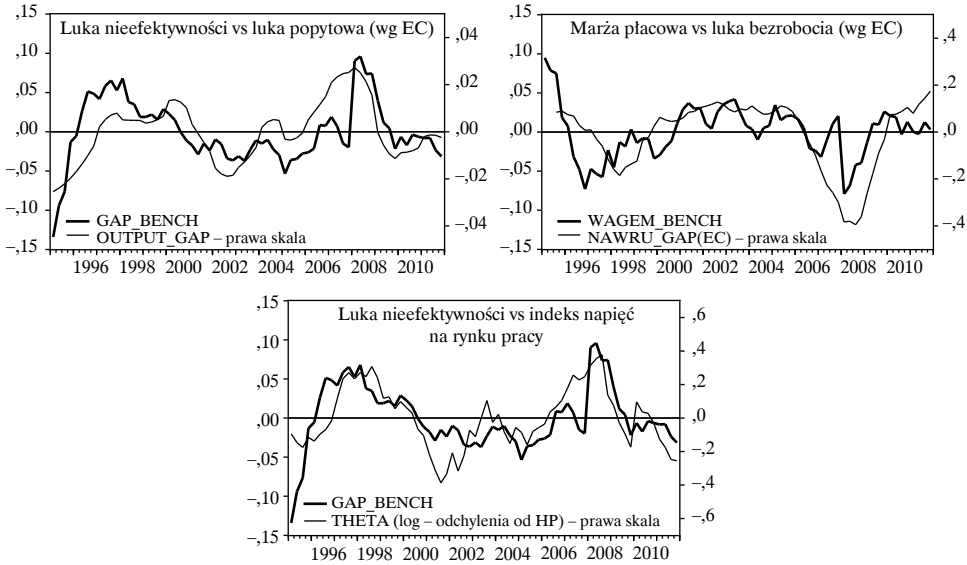
Korelacje krzyżowe z opóźnieniami (wariant BENCH)

	Opóźnienie względem II zmiennej					Przyspieszenie względem II zmiennej			
Para zmiennych	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.

Rysunek 3

Luka nieefektywności w Polsce na tle luki popytowej, luki bezrobocia i indeksu napięć na rynku pracy



Źródło: opracowanie własne.

charakter – odchylanie się PKB od poziomu potencjalnego (czy bezrobocia od stopy NAWRU) może powodować zmiany poziomu nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce.

3.4. 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 na funkcji użyteczności addytywnej 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).

Okazuje się (por. tab. 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 w Polsce wyraźnie antycykliczne, przy czym marże płacowe są silniej (co do modułu) skorelowane z cyklem koniunkturalnym niż marże cenowe. 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).

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, a 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 z marżami płacowymi (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 z 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

Tabela 3

Alternatywne miary luki nieefektywności dla Polski

Badana cecha/ zmienna	GGLS	BENCH	HAB	MULTI
ZMIENNOŚĆ (SD(x)/SD(GDP))				
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
PERSYSTENCJA (AC(1))				
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
CYKLICZNOŚĆ (Corr(x, GDP))				
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
KORELACJE (GAP-PRICEM-WAGEM)				
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
WKŁAD DO WARIANCJI LUKI				
WAGEM	0,69	0,77	0,95	0,56
PRICEM	0,31	0,23	0,05	0,44
SKOŚNOŚĆ				
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.

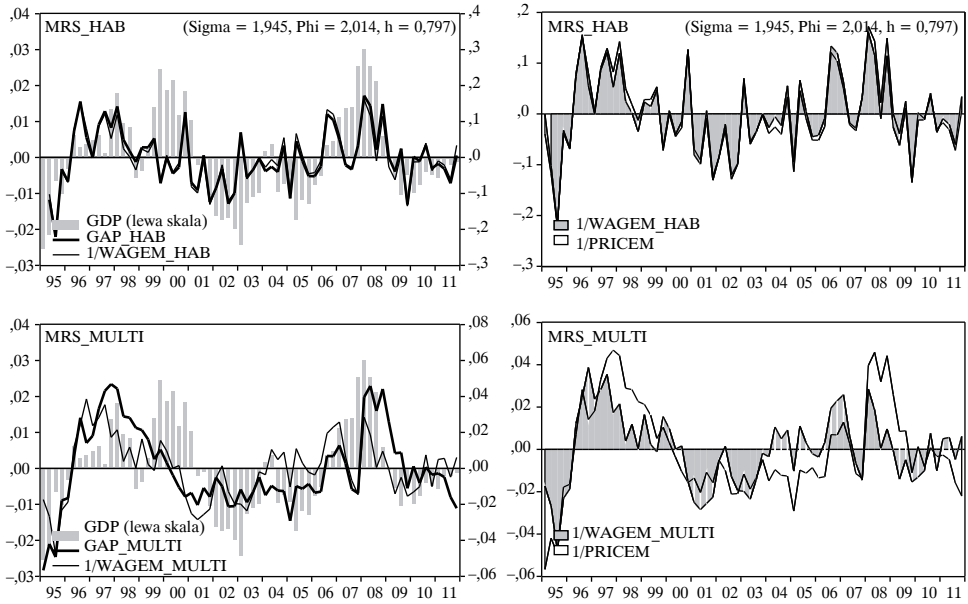
natomiast zbliżona do zmienności PKB. Analiza drugich momentów wskazuje też na relatywnie wysoki udział marż płacowych w porównaniu z marżami cenowymi w objaśnianiu dynamiki luki nieefektywności ogółem. Oba rodzaje marż są nieco mniej zmienne niż luka ogółem, są jednak pozytywnie skorelowane i zsynchronizowane 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 ze specyfikacją preferowaną („BENCH”) oraz specyfikacją GGLS ($\sigma = \varphi = 1$) miary luki nieefektywności oraz marży płacowej oparte na multiplikatywnej funkcji użyteczności („MULTI”) charakteryzują się około dwukrotnie mniejszym odchyleniem standardowym wahań (oraz słabą prawostronną skośnością). Natomiast miary oparte na funkcji użyteczności uwzględniającej 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., przedstawiony na rysunku 4, nie daje się tak łatwo zinterpretować w kategoriach faktycznych wydarzeń gospodarczych, które wystąpiły w Polsce, jak ma to miejsce w przypadku specyfikacji „BENCH”. Z tych względów nie będziemy przeprowadzali na tej podstawie dalszego wnioskowania.

Rysunek 4

Luka nieefektywności w Polsce w latach 1995–2011 oraz jej składowe: wyniki z wykorzystaniem specyfikacji HAB i MULTI



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4
Korelacje krzyżowe z opóźnieniami (wariant BENCH)

	Opóźnienie względem II zmiennej					Przyspieszenie względem II zmiennej			
Para zmiennych	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 PKB. Obliczenia te oparte są już na naszej preferowanej specyfikacji funkcji użyteczności. Uzyskane wyniki (tab. 4) wskazują na niewielkie przesunięcie (opóźnienie) cyklicznych zmian luki nieefektywności w porównaniu z PKB oraz znaczne (czterokwartalne) opóźnienie marż cenowych. Najsilniejszą korelację obserwujemy bowiem między bieżącym PKB a opóźnioną o 1 kwartał luką nieefektywności oraz między bieżącym PKB a opóźnioną o 4 kwartały wielkością marż cenowych. Marże płacowe fluktuują natomiast równocześnie z PKB. 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 o jeden rok.

3.5. 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 dwojaki: 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 rzeczy, 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. Drugi podokres obejmuje w szczególności także lata światowego kryzysu gospodarczego (m.in. 2008–2009), kiedy konwergencja ta była szczególnie szybka wskutek znacznego spadku PKB w krajach UE–15.

Uzyskane wyniki (por. tab. 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

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	–0,09	1,36
WAGEM	–0,02	0,02	–1,32
PRICEM	–0,17	–0,17	–0,74

Źródło: opracowanie własne.

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 występuje 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 2001–2004 obserwowano w Polsce stagnację płac i zatrudnienia, co przy wzroście produktywności pracy doprowadziło do znacznego spadku udziału wynagrodzenia pracy w PKB (Growiec, 2009), o tyle po 2004 r. zaobserwowaliśmy w Polsce falę emigracji. Obok poprawiającej się koniunktury, przyczyniła się ona do zmniejszenia wskaźnika bezrobocia przy równoczesnym wyraźnym przyspieszeniu dynamiki płac, które zaczęły rosnąć w tempie podobnym do tempa produktywności pracy. 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 wzrósł udział rynku dóbr (poprzez marże cenowe). Wyniki te wskazują, że pomimo postępującego w czasie urynkowienia 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 istotne może być to, 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.

4. Reakcja na szoki w polityce pieniężnej

Z perspektywy prowadzenia polityki pieniężnej istotne może być również prześledzenie reakcji luki nieefektywności oraz jej komponentów na szokowe zmiany w polityce 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 płacowych[24].

[24] Nie będzie tu natomiast dokonywana identyfikacja mechanizmu ewentualnej odwrotnej zależności, tj. wpływu zmian luki nieefektywności na wysokość stóp procentowych. Wiązałaby 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.

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 tym badaniu luka nieefektywności oraz jeden z jej składników – marże płacowe[25]. Model ten uwzględnia ponadto dodatkową zmienną egzogeniczną: wskaźnik cen surowców (tj. ropy naftowej i gazu). Zbudowany on został analogicznie do modelu VAR omówionego w pracy GGLS, który opierał się 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 odchylenia logarytmów 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 jest definiowany 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, a granice przedziałów ufności (+/–2S.E.) wyznaczone zostały metodą Monte Carlo przy liczbie powtórzeń równej 300. Reakcje poszczególnych zmiennych na tak zdefiniowane szoki ze strony polityki pieniężnej przedstawia rysunek 5.

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 PKB[26]).

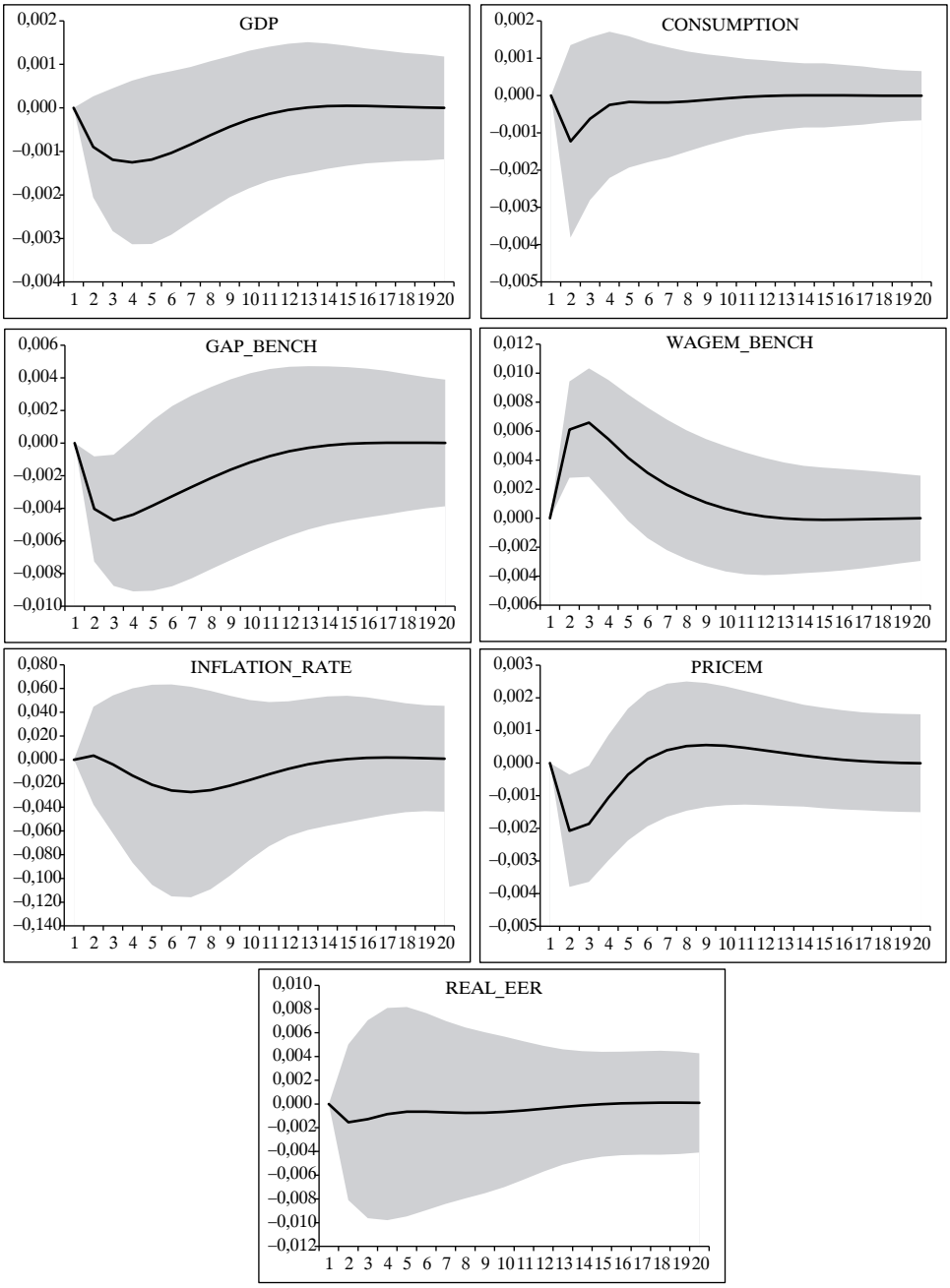
---

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

[26] 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.

Rysunek 5

Funkcje reakcji wybranych zmiennych na szoki polityki pieniężnej



Źródło: opracowanie własne.

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 zgodne 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 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 zatrudnienia[27]. Podkreślmy, że różnica ta jest zgodna z przeprowadzoną wcześniej analizą korelacji bezwarunkowych: o ile w USA marże cenowe są lekko procykliczne i dodatnio skorelowane z całkowitą luką nieefektywności, o tyle w Polsce są one antycykliczne, a z luką nieefektywności korelują się ujemnie. Można też zaobserwować, że podobnie jak u GGLS, absorpcja szoku w polityce pieniężnej dokonuje

[27] Szerzej nt. dostosowań zatrudnienia na rynku pracy w Polsce oraz przyczyn sztywności zob. Strzelecki i in. (2009).

Tabela 6

Udział zmienności szoku stopy procentowej w łącznej zmienności wybranych zmiennych

Okres	PRICEM	GAP_BENCH	WAGEM_ BENCH	GDP	REAL_ERR	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.

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 w polityce pieniężnej) potwierdza wnioski wyprowadzone na podstawie korelacji bezwarunkowych: 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.

Przeprowadzona analiza sugeruje zatem, że jednym z czynników wpływających na odmienne własności cykliczne wyodrębnionych komponentów luki nieefektywności (obok wskazywanych wcześniej różnic w charakterze szoków będących źródłem zmienności wzrostu gospodarczego, otwartości obu gospodarek i podatności na zaburzenia zewnętrzne) może być odmienna reakcja marż cenowych na szokowe zmiany 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. tab. 6, w której wyróżniono jedynie wkład zmian stopy procentowej do wariancji błędów prognozy, ponieważ jest to jedyny ekonomicznie zidentyfikowany szok w rozpatrywanym układzie). Z analizy tej wynika, że wpływ zmian w polityce 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 prawie 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 jedynym źródłem zaobserwowanych różnic.

Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu było obliczenie składowej cyklicznej luki nieefektywności alokacji zatrudnienia w gospodarce polskiej w okresie 1 kw. 1995–4 kw. 2011. 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, dodatnią 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.

Tekst wpłynął: 15 października 2012 r.

Bibliografia

Afonso A., Costa L.F., *Market Power and Fiscal Policy in OECD Countries*, Working Paper Series 1173, European Central Bank, 2010.

Altissimo F., Ehrmann M., Smets F., *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, 2006.

Archibald J., Hunter L., *What is the Neutral Real Interest Rate and How Can We Use It?*, „Reserve Bank of New Zealand Bulletin" 2001, nr 63(3).

Ball L., Mankiw G., *The NAIRU in Theory And Practice*, „Journal of Economic Perspectives" 2002, nr 16(4).

Bils M., Klenow P.J., *Some Evidence on the Importance of Sticky Prices*, „Journal of Political Economy" 2004, nr 112(5).

Bordo M., Erceg C., Evans C., *Money, Sticky Wages, and the Great Depression*, „American Economic Review" 2000 nr 90.

Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R., *Business Cycle Accounting*, „Econometrica" 2007, nr 75(3).

Christiano L., Eichenbaum M., Evans C., *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*, w: *Handbook of Macroeconomics.* red. J.B. Taylor, M. Woodford, Elsevier, Amsterdam 1999.

de Masi P., *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*, IMF Working Papers 97/177, International Monetary Fund, 1997.

de Walque G., Druant M., Du Caju Ph. Fuss C., *Lessons of the Wage Dynamics Network*, National Bank of Belgium „Economic Review" 2010, nr 1.

Favero C., *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, Oxford 2001.

Fuhrer J., *Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models*, „American Economic Review" 2000, nr 90.

Galí J., Gertler M., López-Salido J.D., *The Euro Area Inefficiency Gap*, Banco de España WP 0302, 2003.

Galí J., Gertler M., López-Salido J.D., *Markups, Gaps, and the Welfare Costs of Business Fluctuations*, „Review of Economics and Statistics" 2007, nr 89(1).

Grabek G., Kłos B., Koloch G., SOEPL 2009 – *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Policy Analysis And Forecasting*, National Bank of Poland Working Papers 83, 2011.

Gradzewicz, M., Growiec J., Hagemejer J., Popowski P., *Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej*, „Bank i Kredyt" 2010, nr 41(5).

Gradzewicz M., Hagemejer J., *Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej*, „Bank i Kredyt" 2007, nr 38(3).

Gradzewicz M., Makarski K., *The Business Cycle Implications of the Euro Adoption in Poland*, „Applied Economics" 2013, nr 45(17).

Growiec J., *Relacja płac do wydajności pracy w Polsce: ujęcie sektorowe*, „Bank i Kredyt" 2009, nr 40(5).

Hagemejer J., Popowski P., *The Distribution of Monopolistic Markups in the Polish Economy*, NBP Working Paper 121, 2012.

Hall R.E., *Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time*, „Journal of Labor Economics" 1997, nr 15(1).

Hall R.E., *Separating the Business Cycle from Other Economic Fluctuations*, NBER Working Paper 11651, 2005.

Hodrick R., Prescott E.C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit, and Banking" 1997, nr 29(1).
King R.G., Plosser C.I., Rebelo S.T., *Production, Growth and Business Cycles I. The Basic Neoclassical Model*, „Journal of Monetary Economics" 1988, nr 21.
King R.G., Rebelo S.T., *Resuscitating Real Business Cycles*, w: *Handbook of Macroeconomics* red. J.B. Taylor, M. Woodford, Elsevier, Amsterdam 1999.
Kolasa M., *Structural Heterogeneity or Asymmetric Shocks? Poland and the Euro Area through the Lens of a Two-Country DSGE Model*, „Economic Modelling" 2009, nr 26(6).
Kolasa M., *Business Cycles in New EU Member States: How and Why Are They Different?*, *mimeo*, Narodowy Bank Polski, 2013.
Kryvtsov O., Midrigan V., *Inventories, Markups, and Real Rigidities in Menu Cost Models*, NBER Working Papers 14651, National Bureau of Economic Research, 2009.
Mulligan C.B., *A Century of Labor-Leisure Distortions*, NBER Working Paper 8774, 2002.
Rotemberg J., Woodford M., *The Cyclical Behavior of Prices and Costs*, w: *Handbook of Macroeconomics,* red. J. Taylor, M. Woodford, North-Holland Amsterdam 1999.
Smets F., Wouters R., *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*, „Journal of the European Economic Association" 2003, nr 1(5).
Strzelecki P., Wyszyński R., Saczuk K., *Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji*, „Bank i Kredyt" 2009, nr 40(6).
Tyrowicz, J., Cichocki S., Strzelecki P., Wyszyński R., *Badanie Ankietowe Rynku Pracy – Raport 2011*, Instytut Ekonomiczny NBP, Warszawa 2011.

THE INEFFICIENCY OF EMPLOYMENT ALLOCATION IN THE BUSINESS CYCLE IN POLAND

Summary

The authors have calculated the cyclical component of the inefficiency gap regarding the allocation of employment in the Polish economy in the period 1995 Q1–2011 Q2 and decomposed the inefficiency gap into its component elements related to wage and price markups. Inefficiency gap was found to be strongly procyclical while both markups appeared to be anticyclical. The fluctuations in the wage markups explain ca. 69% of the variance of inefficiency gap. Inefficiency gap fluctuates over the business cycle with ca. one-quarter lag against the GDP. The calculated measures of ineffective allocation were used to analyse the reaction of the economy to monetary policy shocks and to identify the key characteristics of cyclical fluctuations in the Polish labour market seen in the given period. The authors also analysed the links between the inefficiency of employment allocation and the related concepts of the demand gap and unemployment gap. There are significant differences between the results obtained for the Polish economy as compared with the results regarding the US economy and the euro area. The major differences refer to a lower importance of wage markups in explaining the variability of the inefficiency gap in the case of Poland and to the different character of fluctuation of price markups, which are procyclical in the USA, acyclical in the

euro area, and anticyclical in Poland. The analysis of the conditional correlation (based on the VAR model) suggests that different reaction of price markups to monetary shocks may be one of the causes of those differences.

Key words: inefficiency gap ♦ wage markup ♦ price markup ♦ allocation efficiency ♦ business cycle ♦ Poland

НЕЭФФЕКТИВНОСТЬ АЛЛОКАЦИИ ЗАНЯТОСТИ В КОНЪЮНКТУРНОМ ЦИКЛЕ В ПОЛЬШЕ

Резюме

Авторы рассчитали составную циклическую часть разрыва неэффективности распределения занятости в польской экономике в период 1 кв. 1995 – 4 кв. 2011. Этот разрыв был декомпозирован на отдельные части, связанные с зарплатными и ценовыми маржами. Была отмечена сильная процикличность разрыва неэффективности и антицикличность обоих видов маржи. Циклическими флуктуациями зарплатной маржи объясняются ок. 69% вариаций разрыва неэффективности. Разрыв неэффективности колеблется в конъюнктурном цикле с опозданием в 1 квартал по отношению к ВВП. Рассчитанные таким образом единицы неэффективности были использованы в анализе реакции экономики на шоки денежной политики и при идентификации ключевых характеристик циклических колебаний на рынке труда в Польше в исследуемый период. Были проанализированы также их связи с такими концепциями, как разрыв спроса и разрыв безработицы. Выявлены существенные разницы результатов в применении к польской экономике по сравнению с наблюдениями, касающимися США и зоны евро. Эти разницы касаются относительно меньшего значения заработных марж при объяснении переменчивости разрыва неэффективности в случае экономики Польши и разниц в характере флуктуации ценовых марж, которые являются процикличными в США, ацикличными в зоне евро и антицикличными в Польше. Анализ условных корреляций (на основании модели VAR) указывает на то, что одной из причин этих разниц может быть различная реакция ценовых марж на шоки денежной политики.

Ключевые слова: разрыв неэффективности ♦ зарплатная маржа ♦ ценовая маржа ♦ эффективность аллокации ♦ конъюнктурный цикл ♦ Польша