

Tomasz TOKARSKI*

Wzrost gospodarczy a zatrudnienie w wybranych krajach OECD

1. Wprowadzenie¹

Celem prezentowanego opracowania jest próba teoretycznej i empirycznej analizy zależności zachodzących pomiędzy procesem wzrostu gospodarczego i wzrostem zatrudnienia. Teoretyczne analizy zależności między ww. zmiennymi makroekonomicznymi prowadzone są głównie na gruncie znanych w literaturze makroekonomicznej modeli wzrostu gospodarczego zaliczanych zarówno do makroekonomii keynesistowskiej, jak i do szeroko rozumianej ekonomii neoklasycznej. Empiryczne analizy wpływu wzrostu gospodarczego na wzrost zatrudnienia oparte są na próbie przekrojowo-czasowej złożonej z obserwacji dotyczących 22 wysoko rozwiniętych krajów OECD w latach 1962-1997, na szeregach czasowych dotyczących gospodarek amerykańskiej, brytyjskiej, francuskiej, hiszpańskiej, niemieckiej i włoskiej w ww. okresie oraz na kwartalnych danych statystycznych dotyczących gospodarki polskiej w latach 1992-2000.

Struktura pracy jest następująca. W punkcie 2 scharakteryzowane są wzajemne relacje pomiędzy wzrostem gospodarczym a wzrostem zatrudnienia występujące w podstawowych modelach wzrostu gospodarczego. Punkt 3 zawiera prezentację wyników analiz statystycznych opisujących wpływ wzrostu PKB na wzrost liczby pracujących. Analiza ta oparta jest na wspomnianej wcześniej próbie przekrojowo-czasowej złożonej z 22 krajów OECD. W punkcie 4 przedstawione są wyniki analiz wpływu stopy wzrostu PKB na stopę wzrostu pracujących w pięciu dużych gospodarkach europejskich i gospodarce amerykańskiej. Analizy te prezentują szacunki krótko- i długookresowych elastyczności popytu na pracę względem realnego PKB oparte na szeregach czasowych dla tych gospodarek. Ponadto w punkcie 4 pracy przedstawione jest porównanie uzyskanych w tej części opracowania wyników, z tymi które uzyskano w punkcie 3 pracy. W punkcie 5 artykułu przedstawione są analizy parametrów funkcji popytu na pracę (jako funkcji realnego PKB) w Polsce w okresie wzrostu gospodarczego, który wystąpił po recesji transformacyjnej lat

* Autor jest pracownikiem naukowym Uniwersytetu Łódzkiego.

¹ Autor dziękuje prof. dr hab. Elżbiecie Kryńskiej, dr. Leszkowi Kucharskiemu i prof. dr. hab. Eugeniuszowi Kwiatkowskiemu z Uniwersytetu Łódzkiego oraz prof. dr. hab. Andrzejowi Wojtynie z Akademii Ekonomicznej w Krakowie za uwagi do wstępnej wersji prezentowanego opracowania.

1990-1992. Punkt 6 opracowania zawiera ważniejsze wnioski płynące z prowadzonych w pracy rozważań.

2. Wzrost gospodarczy a wzrost zatrudnienia w świetle modeli wzrostu gospodarczego

Wydaje się, że analizując teoretyczne zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a wzrostem popytu na pracę należy odnieść się do podstawowych modeli wzrostu gospodarczego i wyeksponować w nich (po pierwsze) wpływ zmian zatrudnienia na tempo wzrostu gospodarczego oraz (po drugie) wpływ wzrostu gospodarczego na zmiany popytu na pracę. Dlatego też w tej części opracowania przedstawione zostaną podstawowe sprzężenia zwrotne pomiędzy wzrostem gospodarczym i wzrostem zatrudnienia na gruncie keynesistowskich i neoklasycznych modeli wzrostu, modelu rynku pracy [R.E. Lucasa, L.A. Rappinga, 1969], modeli realnego cyklu koniunkturalnego oraz modeli wzrostu endogenicznego [typu Lucasa, 1988, 1990]; [P.M. Romera, 1986, 1990] czy [R.J. Barro, 1990, 1991]; por. też [T. Tokarski, 1999, 2001] i [W. Welfe, 2000, 2001].

Do podstawowych, keynesistowskich modeli wzrostu gospodarczego zaliczyć należy przede wszystkim modele [R.F. Harroda, 1939, 1942]; [E.D. Domara, 1962] oraz [N. Kaldora, 1971]. Modele te, podobnie jak cała makroekonomia keynesistowska, powstały pod silnym wpływem Wielkiego Kryzysu lat trzydziestych i próbowały określić warunki, w których popytowe i podażowe efekty realizowanych inwestycji będą się równoważyły przy pełnym wykorzystaniu istniejących w gospodarce mocy wytwórczych. Podstawowym wnioskiem, płynącym z keynesistowskich modeli wzrostu, jest to, iż gospodarka znajduje się pod ciągłą presją zejścia ze ścieżki wzrostu gwarantującej równowagę makroekonomiczną (tzw. problem ostrza noża). Jednokrotne zejście z ww. ścieżki powodować będzie bez aktywnej interwencji państwa stan permanentnej, powiększającej się nierównowagi na rynku produktu i (*implicite*) na rynku pracy.

Istotę keynesistowskich modeli wzrostu można krótko scharakteryzować rozważając tzw. model wzrostu Harroda-Domara, będący kompilacją modeli wzrostu Harroda i Domara [por. też R.G.D. Allen, 1975, s. 199-202]; [R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, 1995, s. 46-49] lub [Tokarski, 1999, punkt 1]. W modelu tym zakłada się, iż proces produkcyjny realizowany jest w oparciu o funkcję produkcji W. Leontiewa postaci:

$$Y = \min \left\{ \frac{K}{v_K}, \frac{\tilde{L}}{v_L} \right\}$$

gdzie Y jest wielkością wytworzonego produktu; K – zasobem kapitału rzeczowego w rozważanej gospodarce; $\tilde{L} \equiv AL$ – zasobem efektywnej pracy, przy czym A jest zasobem wiedzy naukowo-technicznej wykorzystywanej w proce-

sach produkcyjnych, zaś L – liczbą pracujących; v_K i $v_L > 0$ stałymi w czasie współczynnikami kapitało- i pracochłonności (gdzie przez współczynnik pracochłonności v_L rozumie się ilość jednostek efektywnej pracy AL niezbędnych do wytworzenia jednostki produktu Y).

Zasób efektywnej pracy w modelu Harroda-Domara rośnie według stopy wzrostu $\mu + \lambda$, gdzie $\mu = \dot{A}/A$ jest stopą egzogenicznego postępu technicznego w sensie Harroda (tj. postępu technicznego potęgującego produktywność pracy), zaś $\lambda = \dot{L}/L$ stopą wzrostu liczby pracujących. Przyrost zasobu kapitału rzeczowego w owym modelu wzrostu opisany jest równaniem różniczkowym²:

$$\dot{K} = sY$$

gdzie $s \in (0;1)$ to stopa oszczędności/inwestycji w analizowanej gospodarce (dla uproszczenia pomija się deprecjację kapitału lub zakłada, iż s jest stopą oszczędności/inwestycji netto).

Warunkiem pełnego wykorzystania mocy wytwórczych w modelu Harroda-Domara jest spełnienie relacji $\frac{s}{v_K} = \mu + \lambda$, czyli ukształtowanie stopy oszczęd-

ności/inwestycji na takim poziomie, by stopa wzrostu zasobu kapitału $\dot{K}/K = s/v_K$ równa była stopie wzrostu efektywnej pracy $\mu + \lambda$. Jeśli $\frac{s}{v_K} > \mu + \lambda$ ($\frac{s}{v_K} < \mu + \lambda$), wówczas zasób kapitału rośnie szybciej (wolniej) od zasobu efektywnej pracy. To zaś, przy stałych współczynnikach kapitało- i pracochłonności w funkcji produkcji Leontiewa, powoduje permanentne niewykorzystanie części istniejącego zasobu kapitału (efektywnej pracy) i gospodarka spada z ostrza noża jedynej ścieżki wzrostu gwarantującej długookresową równowagę makroekonomiczną.

Z drugiej strony, gdyby w modelu Harroda-Domara potraktować zmienną λ jako stopę wzrostu popytu na pracę i założyć, iż w gospodarce Harroda-Domara występuje stan długookresowej równowagi, to stopę wzrostu owego popytu można zapisać następująco:

$$\lambda = \frac{s}{v_K} - \mu$$

co oznacza, iż stopa wzrostu zatrudnienia gwarantująca długookresową równowagę owej gospodarki jest różnicą pomiędzy stopą oszczędności/inwestycji ważonej odwrotnością współczynnika kapitałochłonności a stopą egzogenicznego postępu technicznego będącą (w istocie rzeczy) stopą wzrostu wydajności pracy. Gdyby teraz uwzględnić fakt, iż stopa bezrobocia dana jest wzorem:

² Zapis $\dot{x} \equiv \frac{dx}{dt}$ oznaczał będzie dalej pochodną zmiennej x po czasie t , czyli (ekonomicznie rzecz biorąc) przyrost wartości zmiennej x w momencie t .

$$u \equiv 1 - \frac{L}{N}$$

gdzie N jest wielkością podaży pracy (definiowaną jako suma pracujących i bezrobotnych), oraz założyć, iż podaż pracy rośnie według egzogenicznej stopy wzrostu $n > 0$, to można pokazać, iż:

$$\dot{u} \leq 0 \Leftrightarrow n \leq \lambda$$

Oznacza to, że stopa bezrobocia będzie spadała, wtedy i tylko wtedy, gdy $s \geq (n + \mu)v_K$. Wynika stąd, iż stopa oszczędności/inwestycji netto gwarantująca spadek stopy bezrobocia w modelu Harroda-Domara musi być wyższa od sumy stopy wzrostu zatrudnienia i stopy wzrostu wydajności pracy ważonej współczynnikiem kapitałochłonności.

Po keynesistowskich modelach wzrostu pojawiły się w analizach makroekonomicznych modele neoklasyczne, wykorzystujące neoklasyczną funkcję produkcji o malejących produktywnościach krańcowych czynników produkcji, ograniczonej ich substytucyjności i stałych efektach skali. Zaliczyć do nich można modele [R.M. Solowa, 1956]; [T.W. Swana, 1956]; [E.S. Pheplsa, 1961, 1966]; [K. Shella, 1966] czy (współcześnie) model [N.G. Mankiwa, D. Romera, D.N. Weila, 1992] (model ten nazywany jest przez owych ekonomistów rozszerzonym modelem Solowa). Rozwój neoklasycznych modeli wzrostu rozpoczął się od krytycznej analizy keynesistowskich modeli typu Harroda, Domara czy Kaldora. Analizując ww. modele wzrostu Solow doszedł bowiem do wniosku, że *Sz szczególnie prace Harroda były pełne nie do końca dopracowanych twierdzeń, że wzrost zrównoważony był bardzo niestabilnym rodzajem równowagi, zaś ekspedycja przybywająca z Marsa na Ziemię po przeczytaniu całej tej literatury [tj. dotyczącej keynesistowskich modeli wzrostu – przyp. aut.] spodziewałaby się, że znajdzie tylko ruiny kapitalizmu, który rozpadł się na części dawno temu. Historia gospodarcza rzeczywiście była zapisem fluktuacji i wzrostu, jednakże większość cykli koniunkturalnych wydawała się samoograniczająca (self-limiting)* [Solow, 1988, s. 307-308]. To zaś oznacza, iż albo realnie funkcjonujące gospodarki, jakimś szczególnym zbiegiem okoliczności, poruszały się po ostrzu noża wynikającym z keynesistowskich modeli wzrostu Harroda czy Domara, albo że modele te są nieadekwatne do rzeczywistości w kontekście opisu procesu długookresowego wzrostu gospodarczego. Pisząc o swych wczesnych pracach nad neoklasycznym modelem wzrostu Solow stwierdza, że: *wydawało mi się, że nawet jeśli technologia sama w sobie nie jest zbyt elastyczna (...) to współczynniki czynnikochłonności muszą być bardziej zmienne, ponieważ gospodarka może wybrać [w procesie produkcyjnym – przyp. aut.] dobra kapitałochłonne, pracochłonne lub ziemiochłonne* [Solow, 1988, s. 308]. Biorąc to pod uwagę doszedł on do wniosku, że analiza neoklasycznych funkcji produkcji może dać lepsze wyjaśnienie procesu długookresowego wzrostu gospodarczego, niż długookresowa analiza dostosowań popytowych i podażyowych możliwości gospodarki. W swoim modelu wzrostu gospodarczego wykazał również, iż gospo-

darki mają naturalne tendencje do dążenia do długookresowej ścieżki wzrostu równomiernego, na której stopa wzrostu jest zdeterminowana stopą egzogenicznego postępu technicznego. Z modelu Solowa wynika również, iż zmiana stopy oszczędności/inwestycji w gospodarce przeprowadza gospodarkę z jednej ścieżki wzrostu równomiernego na drugą, bez trwałego oddziaływania na długookresową stopę wzrostu.

W modelu Solowa i innych neoklasycznych modelach wzrostu nie ma jednak wzajemnych sprzężeń zwrotnych pomiędzy wzrostem gospodarczym i wzrostem zatrudnienia. W modelach tych traktuje się bowiem stopę wzrostu zatrudnienia jako zmienną egzogeniczną i analizuje jej wpływ na położenie długookresowej ścieżki wzrostu gospodarczego. Wykazuje się również, iż im wyższa jest stopa wzrostu zatrudnienia, tym szybsze jest tempo ubytku technicznego uzbrojenia pracy i niżej położona jest długookresowa ścieżka wzrostu wydajności pracy (por. też np. [Tokarski, 1999, punkty 3 i 5] lub [Tokarski, 2001]).

Inne podejście do analizy rynku pracy prezentowane jest w modelu [Lucasa, Rappinga, 1969] zaliczanym do najistotniejszych modeli nowej ekonomii klasycznej [por. też A. Rogut, 2000, punkt 1.4]. W modelu tym zakłada się, iż podaż pracy na szczeblu mikroekonomicznym wyznaczana jest przez maksymalizację użyteczności konsumpcji i czasu przeznaczanego na pracę w okresie bieżącym (t) i przyszłym ($t+1$) przy ograniczeniu budżetowym postaci:

$$P_t c_t + \frac{P_{t+1}^e}{1+R_t} c_{t+1}^e = M_t + W_t l_t + \frac{W_{t+1}^e}{1+R_t} l_{t+1}^e$$

gdzie: c_t , c_{t+1}^e – to wielkości realnej konsumpcji w okresie t i $t+1$, l_t , l_{t+1}^e – czas przeznaczony na pracę w okresie t i $t+1$; P_t – poziom cen w okresie t ; P_{t+1}^e – oczekiwany w okresie t poziom cen w okresie $t+1$; R_t – nominalna stopa procentowa w okresie t ; M_t – nominalny zasób netto majątku typowego podmiotu w okresie t ; W_t – poziom płac nominalnych w okresie t ; W_{t+1}^e – oczekiwany w okresie t poziom płac nominalnych w okresie $t+1$. Z powyższego równania wynika, iż suma konsumpcji (w ujęciu nominalnym) zdyskontowanej nominalną stopą procentową musi być równa sumie zdyskontowanych dochodów z pracy powiększonych o zasób majątku netto.

Ponadto w modelu rynku pracy Lucasa-Rappinga zakłada się, iż oczekiwania co do zmian cen i płac mają charakter oczekiwań adaptacyjnych.

Rozwiązując powyższy problem optymalnego wyboru konsumenta Lucas i Rapping wyprowadzają funkcję bieżącej podaży pracy na szczeblu mikroekonomicznym. Następnie, zakładając, że zachowania na szczeblu mikroekonomicznym przekładają się na analogiczne zachowania na szczeblu makroekonomicznym, dochodzą do równania stopy bezrobocia postaci:

$$u_t = \alpha_0 - \alpha_1 \ln\left(\frac{W_t}{W_{t-1}}\right) - \alpha_2 \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + (1-\lambda) u_{t-1}$$

gdzie: $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2 > 0$ i $\lambda \in (0;1)$ są pewnymi stałymi o dość skomplikowanej interpretacji ekonomicznej (przy czym poziom α_0 jest tym wyższy, im wyższe są długookresowe oczekiwania, co do zmian płac i cen oraz stopa bezrobocia frykcyjnego g_0), zaś wt to płace realne.

Powyższe równanie stopy bezrobocia w modelu rynku pracy Lucasa-Rappinga wyznacza swego rodzaju krzywą A.W. Phillipsa. Wynika to stąd, iż ukazuje negatywny wpływ dynamiki płac i cen na poziom stopy bezrobocia. Jednakże krzywa ta bardziej zbliżona jest do długookresowej krzywej Phillipsa analizowanej przez M. Friedmana lub Phelps'a [por. B. Snowdon, H. Vane, P. Wynarczyk, 1998, s. 157-167], niż do oryginalnej krzywej Phillipsa. Przekształcając równanie stopy bezrobocia Lucasa-Rappinga (przy założeniu, iż długookresowe oczekiwania, co do zmian płac i cen, dostosowują się do ich wartości rzeczywistych) można je zapisać następująco:

$$u_t = g_0 \lambda + (1-\lambda) u_{t-1}$$

lub:

$$u_t = g_0 \lambda \sum_{i=0}^{t-1} (1-\lambda)^i + (1-\lambda)^t u_0 = g_0 [1 - (1-\lambda)^t] + (1-\lambda)^t u_0$$

gdzie $u_0 \geq 0$ jest stopą bezrobocia w okresie $t=0$. Licząc granicę (przy $t \rightarrow \infty$) z ww. równania okazuje się, iż istnieje długookresowa stopa bezrobocia równowagi w modelu rynku pracy Lucasa-Rappinga postaci:

$$\bar{u} = \lim_{t \rightarrow \infty} (u_t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \{g_0 [1 - (1-\lambda)^t]\} + \lim_{t \rightarrow \infty} [(1-\lambda)^t u_0] = g_0$$

Oznacza to, że długookresowa stopa bezrobocia \bar{u} równa jest stopie bezrobocia frykcyjnego g_0 .

Przedstawione tu rozważania, dotyczące równania stopy bezrobocia w modelu Lucasa-Rappinga, można podsumować następująco:

- Każde odchylenie rzeczywistej stopy inflacji lub stopy wzrostu płac realnych od długookresowych oczekiwań dotyczących ww. zmiennych makroekonomicznych prowadzi do krótkookresowych zmian stopy bezrobocia. Co więcej, jeśli stopa inflacji lub stopa wzrostu płac realnych są wyższe od oczekiwanych, wówczas rośnie rzeczywista podaż pracy i rośnie stopa bezrobocia krótkookresowego.
- W długim okresie, gdy na skutek działania mechanizmu oczekiwań adaptacyjnych oczekiwane stopy inflacji i wzrostu płac nominalnych równe są ich wartościom rzeczywistym, rynek pracy wraca do długookresowej stopy bezrobocia. Rynek pracy w modelu Lucasa-Rappinga ma więc naturalne tendencje do dążenia do stanu długookresowej równowagi, w którym długookresowa stopa bezrobocia jest równa stopie bezrobocia frykcyjnego.

Nieco inne podejście do analizy determinantów zatrudnienia znaleźć można w modelach realnego cyklu koniunkturalnego. Model realnego cyklu koniunkturalnego próbują połączyć teorię cyklu koniunkturalnego z teorią wzrostu gospodarczego. Czołowi przedstawiciele szkoły realnego cyklu koniunkturalnego, doszli do wniosku, iż na gruncie sformułowanych przez nową ekonomię klasyczną tez o racjonalności oczekiwań podmiotów w gospodarce i przy założeniu ciągłego oczyszczania się rynków można zintegrować neoklasyczny model wzrostu Solowa z modelem równowagi ogólnej L. Walrasa. Nowością, która występuje w modelach realnego cyklu koniunkturalnego, są losowe szoki występujące po podażowej stronie gospodarki. Szoki te, zdaniem teoretyków szkoły realnego cyklu koniunkturalnego, lepiej tłumaczą powojenne fluktuacje w gospodarce amerykańskiej, niż analiza realizowanej przez państwo polityki fiskalnej czy monetarnej [por. Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, rozdział 6] lub [P.J. Miller, 1996, s. 259-260]. Szoki podażowe mogą zaś wynikać z następujących przyczyn [za Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 256-257]:

- niekorzystnych zmian w środowisku naturalnym obniżających wielkość produkcji rolnej;
- zmian cen nośników energii (np. szoki naftowe);
- wojen, przewrotów politycznych lub niepokoju społecznego;
- zmian instytucjonalnych osłabiających bodźce do działania *sensu stricte* ekonomicznego;
- szoków technologicznych wynikających z dużego, nieregularnego wprowadzania nowych przynoszących poziom wydajności pracy na wyższej poziomie ścieżki wzrostu.

Modele realnego cyklu koniunkturalnego można krótko scharakteryzować następująco (formalna postać owych modeli przedstawiona jest np. w pracach [E.C. Prescottta, 1986]; [G.D. Hansena, R. Wrighta, 1992] lub [D. Romera, 1996, s. 152-186]):

1. Wielkość produkcji opisana jest przez funkcję produkcji C.W. Cobba-P.H. Douglasa o stałych efektach skali. Argumentami ww. funkcji produkcji są nakłady kapitału, pracy i „technologii”. Zmiany poziomu „technologii” (szoki „technologiczne”) odpowiedzialne są za szoki podażowej strony gospodarki.
2. Produkcja jest finalnie dzielona na konsumpcję i oszczędności, które determinują inwestycje.
3. Bieżący przyrost zasobu kapitału równy jest inwestycjom pomniejszonym o deprecjację kapitału.
4. Płaca i kapitał, zgodnie z zasadą maksymalizacji zysków producentów, opłacane są według ich produktów krańcowych (założenia 1.-4. z modeli realnego cyklu koniunkturalnego są analogiczne do założeń modelu wzrostu Solowa).
5. Zasób „technologii” rośnie według pewnej, egzogenicznej stopy wzrostu skorygowanej o składnik losowy, który ma charakter procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu. Oznacza to, iż ów składnik losowy, opisujący zmiany „technologii” w modelach realnego cyklu koniunkturalnego, równy jest

stałej części jego wartości z okresu poprzedniego powiększonej o tzw. biały szum (*white noise*, tj. składnik losowy o zerowej wartości oczekiwanej i stałej wariancji).

6. Typowe podmioty w gospodarce, formułujące swoje oczekiwania w sposób racjonalny, dążą do maksymalizacji wartości oczekiwanej sumy zdyskontowanej użyteczności konsumpcji i czasu wolnego. Ww. funkcja zdyskontowanej użyteczności maksymalizowana jest w nieskończonym horyzoncie czasowym. *Implicite* zakłada się tu, iż typowy podmiot w gospodarce żyje wiecznie lub podejmuje decyzje optymalizujące konsumpcję i czas wolny nie tylko w horyzoncie własnego życia, lecz również w horyzoncie życia przyszłych pokoleń.
7. Wszystkie podmioty w gospodarce są cenobiorcami (*price-takers*), gdyż ceny kształtują się na konkurencyjnym, walrasowskim rynku.
8. Pieniądz w analizowanych modelach jest superneutralny, gdyż nie występują niespodzianki pieniężne Lucasa lub keynesistowskie zjawisko iluzji pieniężnej prowadzące do wzrostu zaregowanej podaży w gospodarce. Innymi słowy podmioty w gospodarce interesują się zmianami cen względnych a nie cen pieniężnych.

Z powyższych założeń można wnosić, iż zmiennymi objaśnianymi w modelach realnego cyklu koniunkturalnego są udział konsumpcji w dochodzie i bieżąca wielkość zatrudnienia. Zmienne te są (z jednej strony) wynikiem preferencji podmiotów, co do konsumpcji i czasu wolnego oraz (z drugiej strony) krańcowych produktywności czynników produkcji i, wynikających zeń, cen względnych: płacy realnej i realnej stopy procentowej. Jeśli wystąpi dodatni szok „technologiczny” (wzrośnie łączna produktywność czynników produkcji), wówczas wzrośnie krańcowy produkt pracy, co diametralnie zmieni sytuację na rynku pracy. Wynika to stąd, iż na konkurencyjnym rynku pracy krzywa popytu na pracę przesunie się w prawo. Jeśli podaż pracy będzie relatywnie nieelastyczna względem płac realnych, wówczas wielkość zatrudnienia i bezrobocia nie ulegnie istotnej zmianie, zaś wzrosną płace realne. Jeśli zaś podaż pracy będzie stosunkowo elastyczna względem płac, to pozytywny szok „technologiczny” przełoży się na istotny wzrost zatrudnienia, przy relatywnie niskim wzroście płac realnych. Gdyby wystąpił negatywny szok „technologiczny” (spadek łącznej produktywności czynników), wówczas spadnie krańcowy produkt pracy i wystąpi sytuacja odwrotna [por. Snowden, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 258-260] lub [R.E. Hall, J.B. Taylor, 1995, s. 127-131].

Innym podejściem do modelowania długookresowego wzrostu gospodarczego są tzw. modele wzrostu endogenicznego. Modele wzrostu endogenicznego integrują model wzrostu Solowa z modelami realnego cyklu koniunkturalnego i nawiązują do modeli z endogenicznym postępowaniem technicznym typu [Shella, 1966 i Phelps, 1966]. W modelach tych podejmuje się próbę endogenizacji zarówno stopy oszczędności/inwestycji w skali gospodarki jako całości (co miało miejsce już w modelach realnego cyklu koniunkturalnego), jak i procesu akumulacji wiedzy naukowo-technicznej (modele P.M. Romera) lub kapitału ludzkiego (model wzrostu Lucasa). Endogeniczny charakter stopy

oszczędności/inwestycji i postępu technicznego w modelach wzrostu endogenicznego wynika z zachowań typowych podmiotów mikroekonomicznych, które dobierają swoje stopy oszczędności/inwestycji i tempo akumulacji wiedzy lub kapitału ludzkiego na takim poziomie, by maksymalizować sumę zdyskontowanej (subiektywną stopą dyskontową) konsumpcji w nieskończonym horyzoncie czasowym. Ponadto w teorii wzrostu endogenicznego *uwzględnia się występowanie pozytywnych efektów zewnętrznych związanych z wykorzystywaniem wiedzy, postępu technologicznego czy kapitału. Inwestycje (zarówno w kapitał rzeczowy, jak i ludzki) prowadzą wówczas do wzrostu produktywności, który jest wyższy od prywatnych korzyści. Jeśli efekty zewnętrzne są na tyle silne, by zneutralizować działanie malejących przychodów, to pozytywne sprzężenie między wiedzą a inwestycjami może w sposób trwały oddziaływać na tempo wzrostu* [A. Wojtyła, 1996, s. 6], por. też [Tokarski, 1999, 2001].

Należy jednak zaznaczyć, iż w modelach wzrostu endogenicznego, podobnie jak w neoklasycznych modelach wzrostu gospodarczego, nie ma sprzężeń zwrotnych pomiędzy stopą wzrostu gospodarczego a dynamiką zatrudnienia w gospodarce. Wielkość zatrudnienia w owych modelach jest zmienną egzogeniczną i może oddziaływać jedynie na wielkość technicznego uzbrojenia pracy. Co więcej, wnioski wynikające z modeli wzrostu endogenicznego nie pozwalają, zdaniem autora, jednoznacznie określić wpływu procesu wzrostu gospodarczego na tempo wzrostu zatrudnienia. Wynika to stąd, iż tempo wzrostu gospodarczego w modelach wzrostu endogenicznego zależy w głównej mierze od tempa akumulacji wiedzy naukowo-technicznej lub kapitału ludzkiego. Wyszunąć stąd można wniosek, że szybka akumulacja owych czynników produkcji może prowadzić do wzrostu gospodarczego i wzrostu zatrudnienia. Z drugiej jednak strony szybka akumulacja wiedzy lub kapitału ludzkiego prowadzi również do wysokiego wzrostu wydajności pracy i (tym samym) szybkiego spadku współczynnika pracochłonności. To zaś może prowadzić do bezzatrudnieniowego wzrostu gospodarczego (tzw. *jobless growth*).

Warto też zaznaczyć, iż poza analizowanym we wcześniejszej części tego punktu opracowania długookresowym wpływem wielkości produkcji na wielkość popytu na pracę znane są w teorii makroekonomicznej również ujęcia sugerujące wpływ takich czynników, jak (szerzej na ten temat por. np. [E. Kwiatkowski, 2000, 2001] lub [E. Kwiatkowski, L. Kucharski, A. Rogut, T. Tokarski, 2001]):

- kształtowanie się stawek płac realnych,
- kształtowanie się pozapłacowych kosztów pracy,
- elastyczność stosunków pracy.

Do czynników decydujących o popycie na pracę należą jednostkowe koszty pracy. Wzrost tych kosztów powoduje bowiem spadek popytu na pracę. Powyższa zależność znajduje swoje uzasadnienie głównie w neoklasycznej teorii zatrudnienia, która zwraca uwagę na znaczenie poziomu i dynamiki płac realnych w kształtowaniu dynamiki popytu na pracę. Warto tu jednak podkreślić, że chodzi tu o poziom i dynamikę płac realnych w porównaniu z poziomem i dynamiką wydajności pracy i dopiero zmiany tej relacji wpływają na

popyt na pracę. Stąd też, gdy rozważa się kwestię popytu na pracę z punktu widzenia kształtowania się płac, powinno się mieć na uwadze również poziom i dynamikę wydajności pracy lub, szerzej, relację dynamiki płac realnych do dynamiki wydajności pracy.

Choć znaczenie wysokości stawek płac dla kształtowania się popytu na pracę eksponowane jest przede wszystkim w ekonomii neoklasycznej, to jednak argumentów na rzecz twierdzenia o ich istotnym wpływie znaleźć można również w nowej ekonomii keynesistowskiej. W rozwijanych na jej gruncie modelach płac motywujących oraz modelach insider-outsider podkreśla się mechanizmy, które prowadzą do kształtowania się płac na poziomie wyższym od płac równowagi, implikując ustalanie się popytu na pracę na zaniżonym poziomie [por. też np. Solow, 1979]; [L.H. Summers, 1988]; [Wojtyna, 2000, 225-227] lub [Kwiatkowski, 2000].

Dla kształtowania się popytu na pracę istotne znaczenie może mieć również struktura wewnętrzna kosztów pracy. Po pierwsze, chodzi tu o podział kosztów pracy na koszty płacowe i pozapłacowe. Gdy koszty pozapłacowe są wysokie w stosunku do kosztów płacowych, to powoduje to zazwyczaj osłabienie wrażliwości popytu na pracę na zmiany płac. Ponadto, przy wysokich kosztach pozapłacowych może wystąpić tendencja do redukcji legalnych miejsc pracy i zwiększenia nielegalnych miejsc pracy. Po drugie, ważna jest też struktura pozapłacowych kosztów pracy. Koszty pozapłacowe obejmują część stałą, niezależną od czasu pracy i płac (np. koszty rekrutacji i szkolenia) oraz część zmienną, zależną od czasu pracy i płac (np. składki na ubezpieczenia społeczne). Gdy struktura pozapłacowych kosztów pracy jest taka, że część stała kosztów jest wysoka, to może wystąpić tendencja do redukcji liczby zatrudnionych i wydłużania czasu pracy. Tak więc, przy analizie problemu popytu na pracę trzeba rozważyć również kwestię osób zatrudnionych i długość czasu pracy.

Kolejnym istotnym czynnikiem wpływającym na popyt na pracę jest tzw. elastyczność rynku pracy, a zwłaszcza elastyczności zatrudnienia i płac. Elastyczność zatrudnienia i płac oznacza skłonność zatrudnienia i płac do zmiany pod wpływem zmiany sytuacji na rynku pracy lub rynku produktu. Wiele argumentów przemawia za tym, że wysoka elastyczność zatrudnienia i płac wpływa pozytywnie na popyt na pracę, gdyż sprzyja racjonalizacji zatrudnienia i produkcji oraz poprawia sytuację przedsiębiorstw [por. też R.K. Filer, 2000].

Elastyczność zatrudnienia i płac zależy od różnych czynników. Należy zwrócić uwagę na rolę czynników instytucjonalnych, związanych ze stosunkami pracy. Chodzi tu m.in. o model zbiorowych stosunków pracy, czyli o poziom decentralizacji układów zbiorowych. W literaturze panuje przekonanie, że zdecentralizowane układy zbiorowe, tj. zawierane na szczeblu przedsiębiorstw, sprzyjają elastyczności zatrudnienia i płac i w ten sposób wpływają pozytywnie na popyt na pracę. Chodzi tutaj również o stopień ochrony stosunku pracy, wynikający z przepisów o zwolnieniach z pracy, wypowiedzeniu, odprawach z tytułu zwolnień itd. Stosunkowo wysoki stopień ochrony stosunku pracy

może zniechęcać pracodawców do zwiększania liczby osób przyjmowanych do pracy (lub tworzenia nowych miejsc pracy).

W prowadzonych w opracowaniu analizach statystycznych autor skoncentruje się jednak na wpływie dynamiki PKB na dynamikę zatrudnienia. Dlatego też wykorzystywane będą głównie keynesistowskie modele wzrostu gospodarczego. Wybór właśnie owych modeli wynika z kilku następujących przyczyn:

- Po pierwsze, w modelach neoklasycznych i modelach teorii wzrostu endogenicznego nie ma bezpośredniego przełożenia procesu wzrostu gospodarczego na wzrost popytu na pracę i wzrost zatrudnienia (stopę wzrostu zatrudnienia traktuje się w nich bowiem z reguły jako zmienną egzogeniczną w modelu).
- Po drugie, istnieje (co prawda) możliwość analizy wpływu wzrostu PKB na wzrost zatrudnienia na gruncie modeli realnego cyklu koniunkturalnego, niemniej jednak modelowanie takie wymaga konstrukcji modelu gospodarki typu walrasowskiego, w której występują przynajmniej segmenty rynku produktu i rynku pracy (przy założeniu superneutralności pieniądza procesy występujące na rynku pieniężnym nie powinny bowiem oddziaływać na realne procesy na dwu ww. rynkach). To zaś wymagałoby modelowania funkcji konsumpcji i inwestycji, odnośnie których autor nie dysponował odpowiednimi danymi statystycznymi. Co więcej, wydaje się, iż nie można stworzyć poprawnego metodologicznie modelu realnego cyklu koniunkturalnego opartego na próbie przekrojowo-czasowej, gdyż modele tego typu konstruuje się w oparciu o szeregi czasowe dla poszczególnych gospodarek [por. np. M. Jarociński, 1997].
- Po trzecie, na bazie modelu wzrostu typu Harroda-Domara można *explicitie* uzyskać zależności pomiędzy tempem akumulacji kapitału (generującym wzrost gospodarczy) a tempem wzrostu zatrudnienia. Oznacza to, iż modele keynesistowskie są szczególnie użyteczne w analizie wpływu wzrostu gospodarczego na wzrost zatrudnienia.

3. Wzrost gospodarczy a wzrost zatrudnienia w świetle analiz statystycznych opartych na danych przekrojowo-czasowych

Prezentowaną w tej części opracowania empiryczną analizę zależności pomiędzy stopami wzrostu gospodarczego (stopami wzrostu PKB) a stopami wzrostu liczby pracujących (nazywanymi dalej również stopami wzrostu zatrudnienia lub popytu na pracę) oparto na próbie przekrojowo-czasowej złożonej z 22 wysoko rozwiniętych krajów OECD w latach 1962-1997. Próba ta składa się z danych statystycznych dotyczących gospodarek: Australii, Austrii, Belgii, Danii, Finlandii, Francji, Grecji, Hiszpanii, Holandii, Irlandii, Japonii, Kanady, Korei Płd., Niemiec, Norwegii, Nowej Zelandii, Portugalii, Szwajcarii, Szwecji, USA, Wielkiej Brytanii i Włoch. Dane statystyczne dotyczące stóp wzrostu gospodarczego w ww. próbie pochodzą z [*Statistical Yearbook (International Monetary Fund, różne wydania z lat 1980-2000)*], zaś dane dotyczące

liczby pracujących z [CD-Room MAXDATA-OECD Statistical Compendium 2#2000].

Statystyczną analizę zależności pomiędzy ww. zmiennymi makroekonomicznymi oparto na funkcji popytu na pracę wynikającej z modelu Harroda-Domara i keynesistowskich modeli rynku pracy (por. punkt 2 opracowania lub [R. Levačić, A. Rebmann, 1982, s. 70-76], które szczególnie silnie akcentują relację pomiędzy wielkością wytworzonego PKB a wielkością popytu na pracę. Analizując zależności pomiędzy wielkością wytworzonego PKB a liczbą pracujących autor wyszedł od równania popytu na pracę postaci:

$$\ln(L_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 t + \alpha_2 \ln(Y_{it}) \quad (1)$$

gdzie:

L_{it} – liczba pracujących w gospodarce i ($i=1, 2, \dots, 22$) w roku t ($t=1962, 1963, \dots, 1997$); Y_{it} – PKB w gospodarce i w roku t ; $\alpha_0 \in \mathfrak{R}$ jest stałą bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej; $\alpha_1 \in \mathfrak{R}_+$ – stopa spadku popytu na pracę, która wystąpiłaby przy zerowej stopie wzrostu PKB (wynikająca np. z akumulacji kapitału rzeczowego i/lub ludzkiego lub oddziaływania egzogenicznego postępu technicznego przez efekty *learning by doing*); $\alpha_2 \in \mathfrak{R}_+$ – elastyczność popytu na pracę względem realnego PKB.

Licząc pierwszy przyrost różnicowy równania (1) otrzymuje się:

$$\Delta \ln(L_{it}) = -\alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (2)$$

Warto jednak zauważyć, że w równaniu (2) *implicite* zakłada się takie same tempo spadku popytu na pracę przy zerowej stopie wzrostu gospodarczego oraz taką samą elastyczność owego popytu względem realnego PKB we wszystkich analizowanych gospodarkach. Dlatego też równanie to rozszerzono następująco:

$$\Delta \ln(L_{it}) = -\alpha_1 + \sum_i \phi_i d_i + \alpha_2 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (3)$$

gdzie d_i jest zmienną zero-jedynkową dla i -tej gospodarki, poza gospodarką amerykańską, zaś $\phi_i \in \mathfrak{R}$ opisuje stopy spadku popytu na pracę (przy zerowym wzroście PKB) w i -tej gospodarce w stosunku do gospodarki amerykańskiej. Z parametrów równania (3) wynika więc, że zerowy wzrost gospodarczy implikowałby przeciętny spadek popytu na pracę wynoszący α_1 w gospodarce USA, zaś w przypadku pozostałych gospodarek zerowy wzrost PKB powodowałby spadek popytu na pracę $\alpha_1 - \phi_i$ (szerzej na temat tego rodzaju dywersyfikowania stałej dla poszczególnych podmiotów gospodarczych w analizach przekrojowo-czasowych por. np. [R.S. Pindyck, D.L. Rubinfeld, 1991, s. 223-226].

Ponadto równanie stopy wzrostu zatrudnienia (3) zmodyfikowano w ten sposób, iż dołożono doń zmienną zero-jedynkową d_r przyjmującą wartość 1 w przypadku, gdy w poszczególnych gospodarkach nie wystąpił wzrost gospodarczy (czyli gdy stopa wzrostu PKB była mniejsza lub równa 0), 0 w pozostałych przypadkach. Po uwzględnieniu ww. zmiennej zero-jedynkowej równanie stopy wzrostu popytu na pracę można zapisać następująco:

$$\Delta \ln(L_{it}) = -\alpha_1 + \phi_r d_r + \sum_i \phi_i d_i + \alpha_2 \Delta \ln(Y_{it}) + \alpha_3 d_r \Delta \ln(Y_{it}) \quad (4)$$

Parametry strukturalne równania (4) można interpretować ekonomicznie następująco: α_2 ($\alpha_2 + \alpha_3$) jest elastycznością zatrudnienia względem PKB w warunkach wzrostu gospodarczego (recesji lub stagnacji); $-\alpha_1 + \phi_r$ ($-\alpha_1 + \phi_r + \phi_i$) jest stopą wzrostu zatrudnienia w gospodarce amerykańskiej (w i -tej gospodarce), która wystąpiłaby przy zerowej stopie wzrostu w gospodarce amerykańskiej (w i -tej gospodarce). Ze specyfikacji równania (4) wynika więc, iż (po pierwsze) zakłada się w nim różną reakcję popytu na pracę w warunkach wzrostu gospodarczego, inną zaś w warunkach spadku PKB oraz (po drugie) przyjmuje się, że występują różne reakcje popytu na pracę na zerowy wzrost gospodarczy w analizowanych gospodarkach.

Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) parametry równania (3) dla całej próby przedstawione są w kolumnie (1) tablicy 1a. Parametry równania (4) przedstawione są w kolumnach (2-3) ww. tablicy, przy czym w kolumnie (3) pominięto te zmienne zero-jedynkowe dla poszczególnych gospodarek, które były nieistotne statystycznie we wstępnych oszacowaniach parametrów równania (4). Analogiczne szacunki dla gospodarek europejskich przedstawione są w tablicy 1b. W przypadku gospodarek europejskich zmienne zero-jedynkowe d_i modyfikują stałą $-\alpha_1$ w stosunku do gospodarki holenderskiej, gdyż w przypadku tej gospodarki uzyskano najniższą (co do wartości bezwzględnej) wartość statystyki t -Studenta przy zmiennej ϕ_i wśród gospodarek europejskich w szacunkach równania (4) dla całej próby.

Z przedstawionych w tablicach 1a-1b szacunków funkcji (3-4) wyciągnąć można następujące wnioski:

- Uwzględnione w szacunkach zmienne objaśniające, objaśniały zmienność stóp wzrostu zatrudnienia w ok. 40-45% (por. skor. R^2). Ponadto na podstawie wartości bezwzględnych kryteriów Akaike'a i Schwarza można wnosić, iż najbardziej zbliżone do rzeczywistości są szacunku przedstawione w kolumnach (3) ww. tablic.
- Z szacunków, w których nie uwzględniono zmiennej d_r wynika, iż przeciętna elastyczność popytu na pracę względem realnego PKB wynosiła ok. 0.29 w przypadku całej próby oraz ok. 0.27 w przypadku próby złożonej z gospodarek europejskich. Z drugiej strony szacunki, w których uwzględniono zmienną d_r sugerują, iż w warunkach wzrostu gospodarczego elastyczność zatrudnienia względem PKB wynosiła ok. 0.18 w całej próbie, oraz 0.15 w gospodarkach europejskich, zaś ww. elastyczność w przypad-

ku stagnacji lub recesji rosła o 0.48 w całej próbie i o 0.51 w przypadku gospodarek europejskich. Może to pośrednio świadczyć w niższej elastyczności europejskich rynków pracy (rozumianej jako wrażliwość na zmiany koniunkturalne) w stosunku do rynków pracy w pozostałych gospodarkach w próbie, gdyż rynki pracy w gospodarkach europejskich słabiej reagują na dodatnie bodźce ze strony zmian realnego PKB, zaś dużo silniej na spadek owej zmiennej makroekonomicznej. Drugie z przedstawionych tu spostrzeżeń może sugerować również występowanie silniejszego efektu histerezy na europejskich rynkach pracy, co pośrednio prowadzi do procesu bezzatrudnieniowego wzrostu gospodarczego w tych gospodarkach por. też np. [M. Kabaj, 1997, 2001]; [Filer, 2000] lub [Z. Wiśniewski, E. Dolny, 2001].

Tablica 1a

Szacunki parametrów funkcji (3-4) dla krajów OECD

Zmienna objaśniająca	Oszacowane parametry (statystyki t-Studenta)		
	(1)	(2)	(3)
stała	0.00985 (3.543)	0.0148 (5.152)	0.0152 (8.621)
d_t	-	-0.00658 (-2.322)	-0.00668 (-2.375)
Australia	-0.00118 (-0.309)	-0.00143 (-0.383)	-
Austria	-0.0136 (-3.491)	-0.0149 (-3.902)	-0.0152 (-5.020)
Belgia	-0.0166 (-4.364)	-0.0173 (-4.642)	-0.0176 (-6.047)
Dania	-0.0106 (-2.796)	-0.0116 (-3.103)	-0.0119 (-4.068)
Finlandia	-0.0180 (-4.743)	-0.0171 (-4.566)	-0.0174 (-5.969)
Francja	-0.0151 (-3.965)	-0.0161 (-4.316)	-0.0164 (-5.628)
Grecja	-0.0185 (-4.747)	-0.0177 (-4.633)	-0.0180 (-5.984)
Hiszpania	-0.0180 (-4.731)	-0.182 (-4.876)	-0.0185 (-6.365)
Holandia	-0.00512 (-1.345)	-0.00567 (-1.522)	-0.00596 (-2.051)
Irlandia	-0.0157 (-4.092)	-0.0154 (-4.118)	-0.0157 (-5.403)

Japonia	-0.0140 (-3.638)	-0.0132 (-3.510)	-0.0134 (-4.621)
Kanada	0.00180 (0.474)	0.00218 (0.583)	-
Korea Płd.	-0.00501 (-1.135)	-0.000843 (-0.193)	-
Niemcy	-0.0170 (-4.445)	-0.0178 (-4.739)	-0.0181 (-6.135)
Norwegia	-0.00887 (-2.329)	-0.00965 (-2.586)	-0.00994 (-3.418)
Nowa Zelandia	0.000731 (0.192)	0.00105 (0.283)	-
Portugalia	-0.0107 (-2.694)	-0.00959 (-2.470)	-0.00986 (-3.198)
Szwajcaria	-0.00781 (-2.050)	-0.00818 (-2.193)	-0.00851 (-2.906)
Szwecja	-0.0145 (-3.805)	-0.0150 (-4.028)	-0.0153 (-5.250)
Wielka Brytania	-0.0141 (-3.704)	-0.0143 (-3.834)	-0.0146 (-5.003)
Włochy	-0.0195 (-5.119)	-0.0199 (-5.349)	-0.0202 (-6.962)
d_{91}° Niemcy	0.244 (14.772)	0.253 (15.589)	0.254 (15.667)
$\Delta \ln(Y_{it})$	0.288 (11.991)	0.180 (5.972)	0.176 (6.249)
$d_t \Delta \ln(Y_{it})$	-	0.483 (3.481)	0.483 (3.506)
R^2	0.437	0.462	0.461
skor. R^2	0.419	0.444	0.446
DW	1.819	1.855	1.856
AIC	-8.222	-8.263	-8.272
S.C.	-8.077	-8.106	-8.139
Liczba obs.	769	769	769

R^2 (skor. R^2) – współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji); DW – statystyka J. Durбина-G.S. Watsona; AIC – kryterium informacyjne H. Akaike'a; S.C. – kryterium G. Schwarza; d_{91}° – zmienna zero-jedynkowa dla roku 1991 (zjednoczenie Niemiec), Australia, Austria etc. – zmienne zero-jedynkowe dla ww. gospodarek.

Tablica 1b

Szacunki parametrów funkcji (3-4) dla europejskich krajów OECD

Zmienna objaśniająca	Oszacowane parametry (statystyki t-Studenta)		
	(1)	(2)	(3)
stała	0.00535 (1.858)	0.0103 (3.463)	0.00693 (3.945)
d_t	-	-0.00728 (-2.261)	-0.00726 (-2.262)
Austria	-0.00853 (-2.170)	-0.00936 (-2.442)	-0.00607 (-2.012)
Belgia	-0.0115 (-3.005)	-0.0117 (-3.132)	-0.00845 (-2.908)
Dania	-0.00563 (-1.464)	-0.00605 (-1.615)	-
Finlandia	-0.0130 (-3.375)	-0.0114 (-3.019)	-0.00808 (-2.767)
Francja	-0.0100 (-2.603)	-0.0105 (-2.805)	-0.00722 (-2.484)
Grecja	-0.0132 (-3.366)	-0.0118 (-3.0586)	-0.00849 (-2.798)
Hiszpania	-0.0128 (-3.333)	-0.0124 (-3.298)	-0.00908 (-3.119)
Irlandia	-0.0103 (-2.665)	-0.00939 (-2.494)	-0.00612 (-2.084)
Niemcy	-0.0120 (-3.104)	-0.0123 (-3.248)	-0.00897 (-3.051)
Norwegia	-0.00369 (-0.959)	-0.00392 (-1.047)	-
Portugalia	-0.00548 (-1.371)	-0.00372 (-0.951)	-
Szwajcaria	-0.00292 (-0.756)	-0.00278 (-0.740)	-
Szwecja	-0.00954 (-2.477)	-0.00957 (-2.550)	-0.00628 (-2.159)
Wielka Brytania	-0.00916 (-2.379)	-0.00882 (-2.349)	-0.00553 (-1.900)
Włochy	-0.0144 (-3.742)	-0.0143 (-3.816)	-0.0110 (-3.789)
d_{91} Niemcy	0.246 (14.677)	0.256 (15.586)	0.256 (15.605)
$\Delta \ln(Y_{it})$	0.269 (9.372)	0.148 (4.144)	0.150 (4.224)
$d_t \Delta \ln(Y_{it})$	-	0.509 (3.386)	0.507 (3.388)
R^2	0.419	0.449	0.447
skor. R^2	0.400	0.431	0.432
DW	1.903	1.942	1.943
AIC	-8.202	-8.250	-8.259
S.C.	-8.064	-8.097	-8.136
Liczba obs.	565	565	565

- Co więcej, z analizy oszacowanych parametrów przy zmiennych zero-jedynkowych d_t oraz zmiennej d_t w całej próbie wynika, że zerowy wzrost gospodarczy prowadziłby do wzrostu popytu na pracę o ok. 0,9% w przy-

padku gospodarek amerykańskiej, australijskiej, kanadyjskiej, koreańskiej i nowozelandzkiej. W przypadku pozostałych gospodarek brak zmian PKB prowadzić powinien do wzrostu popytu na pracę o 0,3% w Holandii, braku zmian owego popytu w Szwajcarii oraz spadku popytu na pracę w pozostałych gospodarkach. Największy spadek owego popytu (o ok. 1,2%) notowany powinien być w przypadku gospodarki włoskiej, zaś w gospodarce niemieckiej i hiszpańskiej spadek ów sięgać powinien ok. 1% (por. też dane w tablicy 2a i wykres 1). Analogiczna interpretacja oszacowanych parametrów przy zmiennych d_i oraz d_r dla próby złożonej wyłącznie z krajów europejskich prowadzi do wniosku, iż zerowy wzrost PKB prowadzić powinien do braku zmian w zatrudnieniu w Holandii, Danii, Norwegii, Portugalii i Szwajcarii oraz spadku popytu na pracę w pozostałych gospodarkach europejskich. Ta analiza potwierdza również wniosek, iż największy spadek zatrudnienia przy stagnacji gospodarczej wystąpić powinien we Włoszech (o ok. 1,1%), następnie w Belgii, Grecji, Hiszpanii i Niemczech (o ok. 0,9% – por. też tablica 2b i wykres 1).

W tablicach 2a-2b przedstawione są procentowe zmiany popytu na pracę wynikające z oszacowanych parametrów równań (4) dla całej próby (tablica 2a) i próby złożonej jedynie z gospodarek europejskich (tablica 2b) przy hipotetycznych stopach wzrostu gospodarczego należących do przedziału [-6%; 6%]. Ponadto na wykresie 1 pokazane są relacje pomiędzy ww. zmiennymi makroekonomicznymi w pięciu dużych gospodarkach europejskich (Francja, Hiszpania, Niemcy, Wielka Brytania i Włochy) oraz w USA.

Tablica 2a

Stopy wzrostu zatrudnienia w zależności od stopy wzrostu gospodarczego wynikające z oszacowanych parametrów funkcji (4) dla całej próby

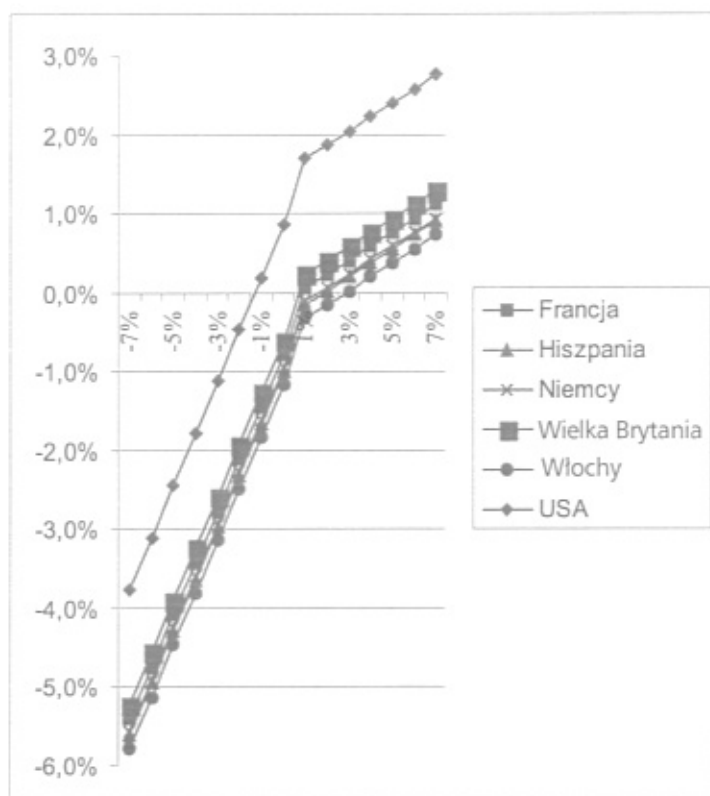
Kraje	Stopa wzrostu PKB						
	-6%	-4%	-2%	0%	2%	4%	6%
Stopy wzrostu zatrudnienia							
Austria	-4.6%	-3.3%	-2.0%	-0.7%	0.4%	0.7%	1.1%
Belgia	-4.9%	-3.5%	-2.2%	-0.9%	0.1%	0.5%	0.8%
Dania	-4.3%	-3.0%	-1.7%	-0.3%	0.7%	1.0%	1.4%
Finlandia	-4.8%	-3.5%	-2.2%	-0.9%	0.1%	0.5%	0.8%
Francja	-4.7%	-3.4%	-2.1%	-0.8%	0.2%	0.6%	0.9%
Grecja	-4.9%	-3.6%	-2.3%	-0.9%	0.1%	0.4%	0.8%
Hiszpania	-4.9%	-3.6%	-2.3%	-1.0%	0.0%	0.4%	0.7%
Holandia	-3.7%	-2.4%	-1.1%	0.3%	1.3%	1.6%	2.0%
Irlandia	-4.7%	-3.3%	-2.0%	-0.7%	0.3%	0.7%	1.0%
Japonia	-4.4%	-3.1%	-1.8%	-0.5%	0.5%	0.9%	1.2%
Niemcy	-4.9%	-3.6%	-2.3%	-1.0%	0.1%	0.4%	0.8%
Norwegia	-4.1%	-2.8%	-1.5%	-0.1%	0.9%	1.2%	1.6%
Portugalia	-4.1%	-2.8%	-1.4%	-0.1%	0.9%	1.2%	1.6%
Szwajcaria	-3.9%	-2.6%	-1.3%	0.0%	1.0%	1.4%	1.7%
Szwecja	-4.6%	-3.3%	-2.0%	-0.7%	0.3%	0.7%	1.0%
Wielka Brytania	-4.6%	-3.2%	-1.9%	-0.6%	0.4%	0.8%	1.1%
Włochy	-5.1%	-3.8%	-2.5%	-1.2%	-0.1%	0.2%	0.6%
pozostałe kraje w próbie	-3.1%	-1.8%	-0.5%	0.9%	1.9%	2.2%	2.6%

Tablica 2b

Stopy wzrostu zatrudnienia w zależności od stopy wzrostu gospodarczego wynikające z oszacowanych parametrów funkcji (4) dla europejskich krajów OECD

Kraje	Stopa wzrostu PKB						
	-6%	-4%	-2%	0%	2%	4%	6%
	Stopy wzrostu zatrudnienia						
Austria	-4.6%	-3.3%	-2.0%	-0.6%	0.4%	0.7%	1.0%
Belgia	-4.8%	-3.5%	-2.2%	-0.9%	0.1%	0.4%	0.7%
Finlandia	-4.8%	-3.5%	-2.2%	-0.8%	0.2%	0.5%	0.8%
Francja	-4.7%	-3.4%	-2.1%	-0.8%	0.3%	0.6%	0.9%
Grecja	-4.8%	-3.5%	-2.2%	-0.9%	0.1%	0.4%	0.7%
Hiszpania	-4.9%	-3.6%	-2.3%	-0.9%	0.1%	0.4%	0.7%
Irlandia	-4.6%	-3.3%	-2.0%	-0.6%	0.4%	0.7%	1.0%
Niemcy	-4.9%	-3.6%	-2.2%	-0.9%	0.1%	0.4%	0.7%
Szwecja	-4.6%	-3.3%	-2.0%	-0.7%	0.4%	0.7%	1.0%
Wielka Brytania	-4.5%	-3.2%	-1.9%	-0.6%	0.4%	0.7%	1.0%
Włochy	-5.1%	-3.8%	-2.4%	-1.1%	-0.1%	0.2%	0.5%
pozostałe kraje w próbie	-4.0%	-2.7%	-1.3%	0.0%	1.0%	1.3%	1.6%

Wykres 1. Stopy wzrostu zatrudnienia (oś pionowa) w zależności od stopy wzrostu PKB (oś pozioma) w dużych gospodarkach europejskich i USA wynikające z oszacowanych parametrów funkcji (4) dla całej próby



Z przedstawionych w tablicach 2a-2b i na wykresie 1 szacunkowych zmian popytu na pracę przy zadanych stopach wzrostu PKB wyciągnąć można następujące wnioski:

- Zatrudnienie w gospodarkach europejskich zdecydowanie silniej reaguje na recesję gospodarczą niż w pozaeuropejskich gospodarkach anglosaskich i gospodarce koreańskiej. 2% spadek PKB w owych gospodarkach implikuje bowiem spadek zatrudnienia rządu 1,3-2,5%, przy czym najwyższe spadki zatrudnienia przy ww. spadku PKB powinny być notowane we Włoszech (2,4-2,5%), Niemczech (2,2-2,3%), Hiszpanii (2,3%) i Belgii (2,2%). Z drugiej strony 2% spadek PKB w gospodarkach pozaeuropejskich (z wyjątkiem Japonii) powinien się przekładać na spadek zatrudnienia jedynie o 0,5% (w Japonii 2% spadek PKB powinien prowadzić do spadku liczby pracujących o ok. 1,8%).
- Z drugiej strony zatrudnienie w pozaeuropejskich gospodarkach anglosaskich i gospodarce koreańskiej powinno zdecydowanie silniej (niż w przypadku gospodarek europejskich i gospodarki japońskiej) reagować na proces wzrostu gospodarczego, gdyż 2% wzrost PKB powinien się przekładać na niemal 2% wzrost zatrudnienia. W gospodarkach europejskich i Japonii ów wzrost PKB powinien powodować wzrost zatrudnienia rządu od -0,1% (we Włoszech) do 1% (w Danii, Holandii, Norwegii, Portugalii i Szwajcarii)³. Prezentowane tu wnioski potwierdzają więc postawioną wcześniej tezę o względnej sztywności europejskich rynków pracy w stosunku do analizowanych gospodarek pozaeuropejskich, czego skutkiem może być notowany w wielu krajach europejskich wzrost bezzatrudnieniowy połączony z efektem histerezy.

4. Wzrost gospodarczy a wzrost zatrudnienia w wybranych krajach OECD w świetle analiz szeregów czasowych

W tej części opracowania przedstawione zostaną wyniki analiz statystycznych dotyczących zależności pomiędzy stopą wzrostu PKB a stopą wzrostu zatrudnienia w pięciu dużych gospodarkach europejskich (francuskiej, hiszpańskiej, niemieckiej, brytyjskiej i włoskiej) oraz w gospodarce amerykańskiej. Analizy te oparte są na szeregach czasowych dotyczących ww. gospodarek w latach 1962-1997 (zbliżone analizy dotyczące ww. zależności w gospodarkach amerykańskiej, niemieckiej, francuskiej i brytyjskiej znaleźć można w pracy [Kwiatkowskiego, Kucharskiego, Rogut, Tokarskiego, 2001], zaś w przypadku gospodarek hiszpańskiej, portugalskiej, irlandzkiej i greckiej w pracy [E. Kwiatkowskiego, A. Rogut, T. Tokarskiego, 2001a]).

³ Do wniosku tego należy podchodzić dość ostrożnie, gdyż inne są oszacowania zmian popytu na pracę w ww. gospodarkach wynikające z szacunków dla całej próby (gdzie ów wzrost jest rządu 0,7-1,3%) inne zaś dla próby złożonej wyłącznie z gospodarek europejskich.

Estymowaną funkcją popytu na pracę jest funkcja:

$$\ln(L_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Y_t) \quad (5)$$

gdzie: L_t jest liczbą pracujących w okresie t ; Y_t – realnym PKB w okresie t ; $\alpha_1 \in \mathfrak{R}_+$ to elastyczność popytu na pracę L_t względem realnego PKB, zaś $\alpha_0 \in \mathfrak{R}$ jest stałą w równaniu (5) nie posiadającą bezpośredniej interpretacji ekonomicznej.

Prowadzone dalej analizy statystyczne oparte są głównie na ekonometrycznym modelu korekty błędem (*Error Correction Model* – dalej ECM) scharakteryzowanym np. w pracach [W.W. Charemzy, D.F. Deadmana, 1997] lub [M. Majsterka, 1998] [por. też A. Welfe, 2001]. Wykorzystanie ECM w prowadzonych w pracy analizach statystycznych ogólnie rzecz biorąc polega na próbie oddzielenia efektów krótko- i długookresowych w funkcji popytu na pracę (5). Funkcja ta była estymowana bowiem jako funkcja postaci:

$$\Delta \ln(L_t) = \alpha_0 + \alpha_1^s \Delta \ln(Y_t) + \lambda [\ln(L_{t-1}) - \alpha_1^l \ln(Y_{t-1})] + \xi_t \quad (6)$$

gdzie:

α_1^s , $\alpha_1^l \in \mathfrak{R}_+$ są (odpowiednio) krótko- i długookresowymi elastycznościami popytu na pracę względem realnego PKB; $\lambda \in (-2; 0)$ jest czynnikiem korygującym odchylenia od długookresowej ścieżki wzrostu popytu na pracę; ξ_t – składnikiem losowym, o którym zakłada się, że ma charakter białego szumu.

Przekształcając równanie (6) można zapisać je następująco⁴:

$$\Delta \ln(L_t) = \alpha_0 + \alpha_1^s \Delta \ln(Y_t) + \lambda \ln(L_{t-1}) - \delta_1 \ln(Y_{t-1}) + \xi_t \quad (7)$$

gdzie $\delta_1 = \lambda \alpha_1^l$. Parametry równania (7) dla poszczególnych krajów estymowane były dalej MNK.

Oszacowane parametry funkcji popytu na pracę dla sześciu analizowanych w opracowaniu gospodarek przedstawiają się następująco⁵:

$$\Delta \ln(L_t) = -0.403 + 0.414 \Delta \ln(Y_t) + 0.0395 \ln(L_{t-1}) + 0.00611 \ln(Y_{t-1}) + 0.0250 d_{90}$$

(-0.560)	(7.115)	(0.551)	(0.751)	(6.338)
----------	---------	---------	---------	---------

$$R^2=0.797, \text{ skor. } R^2=0.771, \text{ DW}=2.117.$$

⁴ W równaniach (5-7) nie uwzględniono zmiennej d_t *implicite* zakładając, iż „efekt recesyjny” opisany jest głównie przez krótkookresową elastyczność α_1^s .

⁵ W nawiasach pod estymatorami podano odpowiednie statystyki t-Studenta. AR(1) to proces autoregresyjny pierwszego rzędu, d_t -zmiennie zero-jedynkowe dla lat, w których otrzymywano najwyższe reszty składnika losowego.

Hiszpania:

$$\Delta \ln(L_t) = 0.929 + 0.597\Delta \ln(Y_t) + 0.0999\ln(L_{t-1}) + 0.0291\ln(Y_{t-1}) + 0.494AR(1)$$

(0.860) (4.238) (-0.872) (2.078) (2.057)

$$R^2=0.681, \text{ skor. } R^2=0.639, \text{ DW}=1.712.$$

Niemcy:

$$\Delta \ln(L_t) = 0.750 + 0.360\Delta \ln(Y_t) - 0.0735\ln(L_{t-1}) + 0.0345\ln(Y_{t-1}) + 0.225d_{91} + 0.410AR(1)$$

(2.560) (4.998) (-2.585) (2.617) (20.309) (2.077)

$$R^2=0.977, \text{ skor. } R^2=0.973, \text{ DW}=1.754.$$

Wielka Brytania:

$$\Delta \ln(L_t) = 0.748 + 0.296\Delta \ln(Y_t) - 0.0740\ln(L_{t-1}) + 0.0137\ln(Y_{t-1}) - 0.310d_{81} + 0.0260d_{89}$$

(0.803) (2.739) (-0.806) (1.340) (-2.516) (2.156)

$$R^2=0.515, \text{ skor. } R^2=0.434, \text{ DW}=1.532.$$

Włochy:

$$\Delta \ln(L_t) = 1.066 + 0.103\Delta \ln(Y_t) - 0.107\ln(L_{t-1}) + 0.0187\ln(Y_{t-1}) - 0.0206d_{72} - 0.0420d_{93}$$

(1.911) (1.372) (-1.909) (3.436) (-2.401) (-4.655)

$$R^2=0.606, \text{ skor. } R^2=0.541, \text{ DW}=1.551.$$

USA:

$$\Delta \ln(L_t) = 9.071 + 0.470\Delta \ln(Y_t) - 0.780\ln(L_{t-1}) + 0.573\ln(Y_{t-1}) + 0.795AR(1)$$

(5.984) (9.909) (-5.977) (5.808) (9.513)

$$R^2=0.789, \text{ skor. } R^2=0.761, \text{ DW}=1.777.$$

Krótko- i długookresowe elastyczności zatrudnienia względem realnego PKB wynikające z oszacowanych parametrów równania (7) dla analizowanych w tym punkcie opracowania krajów OECD przedstawione są w tabelicy 3. W tabelicy tej pominięto krótko- lub długookresowe elastyczności dla tych gospodarek, w których okazały się one nieistotne statystycznie w prezentowanych wcześniej szacunkach równania (7).

Tabela 3

Krótko- i długookresowe elastyczności zatrudnienia w wybranych krajach OECD

Kraj	Elastyczność krótkookresowa	Elastyczność długookresowa
Francja	0.414	-
Hiszpania	0.597	-
Niemcy	0.360	0.469
Wielka Brytania	0.296	-
Włochy	-	0.175
USA	0.470	0.736

Z przedstawionych w tabelicy 3 szacunków krótko- i długookresowych elastyczności zatrudnienia względem realnego PKB wyciągnąć można następujące wnioski:

- Wśród analizowanych w tej części pracy gospodarek jedynie rynki pracy w USA i w Niemczech charakteryzują się istotnymi statystycznie zarówno krótko-, jak i długookresowymi elastycznościami popytu na pracę względem realnego PKB. W przypadku gospodarki amerykańskiej wiązać to można z wysoką elastycznością owego rynku pracy wynikającą z dużej mobilności przestrzennej siły roboczej oraz względnie małej liczby rozwiązań instytucjonalnych usztywniających ów rynek pracy. W przypadku gospodarki niemieckiej silny związek krótko- i długookresowy pomiędzy analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi można zaś tłumaczyć tym, że niemiecki rynek pracy, mimo mniej elastycznego charakteru w stosunku do USA, charakteryzuje się względną stabilnością tempa wzrostu zatrudnienia. Co więcej, zmiany po stronie realnego PKB są silnie skorelowane ze zmianami zatrudnienia (współczynnik korelacji pomiędzy stopą wzrostu realnego PKB i zatrudnienia w latach 1962-97 wynosił ok. 0.8), co implikuje względnie wysoką krótko- i długookresową elastyczność liczby pracujących względem PKB; szerzej na ten temat por. np. [Kwiatkowski, Kucharski, Rogut, Tokarski, 2001].
- W przypadku gospodarki francuskiej, hiszpańskiej i brytyjskiej istotną statystycznie okazała się jedynie elastyczność krótkookresowa, nieistotna zaś długookresowa. Co więcej, w gospodarkach francuskiej i brytyjskiej jest ona niższa niż 0.5, zaś szacunki owej elastyczności dla Hiszpanii ukształtowały się na poziomie ok. 0.6⁶. Oznacza to, iż w ww. gospodarkach popyt na pracę względnie silnie reaguje na zmiany PKB jedynie w krótkim okresie, co może być przyczyną notowanego w długim okresie wzrostu o charakterze bezzatrudnieniowym.
- Ciekawe są również wyniki szacunków równania (7) dla gospodarki włoskiej. Z szacunków tych wynika bowiem, iż krótkookresowa elastyczność zatrudnienia względem realnego PKB jest (raczej) nieistotna statystycznie, zaś elastyczność w długim okresie kształtuje się na poziomie niższym od 0.2. To również może wyjaśniać, dlaczego w gospodarce włoskiej w ww. okresie wzrost gospodarczy na poziomie 4-5% był wzrostem bezzatrudnieniowym (por. szacunki relacji między stopą wzrostu PKB a stopą wzrostu zatrudnienia dla gospodarki włoskiej w tablicach 2a-2b).

⁶ Prezentowane w pracy [Kwiatkowskiego, Rogut, Tokarskiego, 2001a, s. 80] szacunki ww. elastyczności dla gospodarki hiszpańskiej oparte na próbie 1970-1994 wskazują, iż przed wstąpieniem Hiszpanii do Unii Europejskiej krótkookresowa elastyczność zatrudnienia względem realnego PKB kształtowała się na poziomie 0.48, zaś po wstąpieniu wzrosła do ponad 1. Wydaje się jednak, że drugi z ww. parametrów jest przeszacowany.

5. Wzrost gospodarczy a popyt na pracę w Polsce w latach dziewięćdziesiątych⁷

Statystyczna analiza zależności pomiędzy wielkością wytworzonego PKB a liczbą pracujących w Polsce w latach dziewięćdziesiątych oparta jest na kwartalnych danych statystycznych pochodzących z pracy [R. Kelma, 1999] (szacunki kwartalnego PKB do końca 1997 roku przedłużone stopami wzrostu owej zmiennej makroekonomicznej za lata [1998-2000 z *Biuletynów Statystycznych*] oraz danych dotyczących liczby pracujących z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności (dalej BAEL) pochodzących z opracowania [*Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski II kwartał 2000* oraz strony www.stat.gov.pl]⁸.

W pierwszym etapie analizy próbowano estymować parametry funkcji popytu na pracę analogiczne do funkcji (7) z punktu 4 opracowania. Ponieważ jednak autor nie uzyskał zadowalających statystycznie rezultatów, zatem przestał na oszacowaniu parametrów funkcji postaci:

$$\ln(L_t) = \gamma_0 - \gamma_1 t + \gamma_2 \ln(Y_t) + \phi \ln(Y_t) + \xi_t \quad (8)$$

gdzie: L_t – liczba pracujących w kwartale t ; Y_t – PKB w cenach z 1996 roku w kwartale t ; t – zmienna czasowa przyjmująca wartość 100 w 2 kwartale 1992 roku, kolejne liczby naturalne w następnych kwartałach; d – wektor zmiennych zero-jedynkowych dla wyróżnionych lat lub kwartałów; ξ_t – składnik losowy, γ_0 , γ_1 i γ_2 to parametry strukturalne funkcji popytu na pracę (8), zaś ϕ to wektor parametrów strukturalnych odpowiadających wektorowi zmiennych zero-jedynkowych d . Parametry γ_0 , γ_1 i γ_2 interpretuje się ekonomicznie analogicznie, jak parametry α_0 , α_1 i α_2 w funkcji (1) z punktu 3 pracy.

Oszacowane MNK parametry równania (8) przedstawiają się następująco:

$$\begin{aligned} \ln(L_t) = & 7.864 - 0.00881t + 0.619\ln(Y_t) + -0.0148d_4 \ln(Y_t) + 0.00317d_{97}\ln(Y_t) + \\ & \quad (33.162) \quad (-8.062) \quad (7.654) \quad (-6.879) \quad (2.357) \\ & + 0.00691d_{98}\ln(Y_t) + 0.0101d_1d_{99}\ln(Y_t) \\ & \quad (5.120) \quad (3.794) \end{aligned}$$

$$R^2=0.803, \text{ skor. } R^2=0.761, \text{ DW}=1.778.$$

Z ww. estymacji parametrów równania (8) wynika, iż elastyczność liczby pracujących względem realnego PKB w Polsce w latach 1992-2000 wynosiła

⁷ Prezentowane w tej części opracowania zależności pomiędzy zatrudnieniem a PKB w Polsce w latach 1992-2000 oparte są na szacunkach przedstawionych w pracy [Kwiatkowskiego, Rogut, Tokarskiego, 2001b].

⁸ Z braku danych BAEL-owskich dotyczących liczby pracujących w II i III kwartale 1999 roku, dane te zostały przez autora aproksymowane za pomocą następującej formuły:

$$L_t = L_{t+1} \frac{L_{t-4}}{L_{t-3}}$$

ok. 0.62. Należy jednak zaznaczyć, iż wielkość popytu na pracę w owym równaniu jest również ujemnie, istotnie statystycznie związana ze zmienną czasową. Oznacza to, iż przy zerowym wzroście PKB w Polsce popyt na pracę spadłby o ok. 0,88% kwartalnie, czyli ok. 3,6% rocznie. Co więcej, np. 5% wzrost gospodarczy w Polsce przekłada się na spadek zatrudnienia o ok. 0,5%, zaś dopiero wzrost powyżej 5,7% nie ogranicza wielkości popytu na pracę. Płyne stąd wniosek, że reakcja popytu na pracę na zmiany PKB w Polsce w latach dziewięćdziesiątych była stosunkowo słaba w porównaniu z analizowanymi w opracowaniu rynkami pracy w wybranych krajach OECD (warto jednak w tym miejscu zauważyć, iż prezentowane w tej części opracowania szacunki funkcji popytu na pracę w Polsce nie są bezpośrednio porównywalne z prezentowanymi wcześniej szacunkami owych funkcji dla krajów OECD, gdyż po pierwsze, oparte są na danych o częstotliwości kwartalnej a nie rocznej oraz po drugie, estymowane były inną metodą ekonometryczną na zdecydowanie krótszych szeregach czasowych). Dlatego też notowany w Polsce w okresie transformacji wzrost gospodarczy miał w dużej mierze charakter wzrostu bez-zatrudnieniowego. Możliwe przyczyny owego stanu rzeczy będą krótko scharakteryzowane w punkcie 6 opracowania.

6. Podsumowanie i wnioski

Wydaje się, że prowadzone w pracy rozważania można podsumować następująco:

- Dynamika wzrostu gospodarczego odgrywa kluczową rolę w kształtowaniu popytu na pracę i zatrudnienie. Wniosek o pozytywnym związku pomiędzy tymi dwoma procesami wynika zarówno z prowadzonych w pracy analiz teoretycznych, jak i z prezentowanych szacunków zależności pomiędzy ww. zmiennymi makroekonomicznymi.
- Z keynesistowskich modeli wzrostu typu Harroda-Domara wynika, iż tempo wzrostu zatrudnienia uzależnione jest od stopy wzrostu gospodarczego (wynikającej z kolei z realizowanej w gospodarce stopy oszczędności/inwestycji). Co więcej, wysoka dynamika zatrudnienia pozwala na pełne wykorzystanie zakumulowanego kapitału rzeczowego. Również nieoklasyczne i endogeniczne modele wzrostu dostarczają argumentów na rzecz związków pomiędzy wzrostem gospodarczym a wzrostem zatrudnienia. Z jednej strony wysoki wzrost gospodarczy powinien prowadzić do wzrostu popytu na pracę, z drugiej zaś strony, wysokie tempo wzrostu zatrudnienia, przy danej stopie oszczędności/inwestycji, ogranicza tempo wzrostu technicznego uzbrojenia pracy, co może być przyczyną spowolnienia wzrostu gospodarczego (wzrostu wydajności pracy).
- Empiryczne analizy zależności pomiędzy stopą wzrostu gospodarczego a stopą wzrostu zatrudnienia oparte na próbie przekrojowo-czasowej złożonej z 22 krajów OECD pozwalają na postawienie następujących tez. Po pierwsze zarówno w próbie złożonej z 22 krajów OECD, jak i na próbie złożo-

nej z europejskich krajów tej organizacji oszacowano istotną statystycznie zależność pomiędzy wzrostem gospodarczym a wzrostem zatrudnienia. Zależność ta silniejsza jest w okresach recesji gospodarczej, słabsza zaś w okresach wzrostu. Po drugie, wydaje się, iż w gospodarkach europejskich rynki pracy reagują silniej (w stosunku do pozostałych gospodarek w próbie, w tym – w szczególności – w stosunku do pozaeuropejskich gospodarek anglosaskich) na spadek PKB oraz słabiej na wzrost owej zmiennej makroekonomicznej. Ww. reakcje mogą wynikać ze względnie większej sztywności europejskich rynków pracy w stosunku do rynków pracy w pozaeuropejskich krajach anglosaskich. To zaś w długim okresie prowadzi do bezzatrudnieniowego wzrostu gospodarczego i efektu histerezy. Sztywności te mogą wynikać (z jednej strony) z większej liczby rozwiązań instytucjonalnych związanych z funkcjonowaniem owych rynków pracy (polityka zasiłków dla bezrobotnych, płac minimalnych, instytucjonalne usztywnienie umów o pracę)⁹ oraz (z drugiej strony) z mniejszej mobilności przestrzennej zasobów siły roboczej w stosunku do np. amerykańskiego rynku pracy.

- Ww. wnioski potwierdzają również analizy szeregów czasowych dla 5 gospodarek europejskich i gospodarki amerykańskiej (punkt 4 opracowania). Z analiz tych wynika bowiem, iż amerykański rynek pracy (z reguły) silniej reaguje na zmiany PKB niż europejskie rynki pracy zarówno w krótkim, jak i w długim okresie.
- Analiza danych statystycznych dotyczących liczby pracujących i wielkości realnego PKB w Polsce w latach dziewięćdziesiątych sugeruje, iż wzrost gospodarczy w Polsce w owym okresie miał w znacznie większym stopniu charakter wzrostu bezzatrudnieniowego niż miało to miejsce w europejskich krajach OECD. Wydaje się, iż sytuacja ta mogła wynikać z kilku następujących przyczyn. Po pierwsze, gospodarka polska na początku transformacji obciążona była stosunkowo wysokim bezrobociem ukrytym [szacunki M. Rutkowskiego, 1990], sugerują, iż w końcu lat osiemdziesiątych bezrobocie ukryte w przemyśle polskim sięgało 25% ogólnego zatrudnienia). Co więcej, w latach 1990-92 wielkość bezrobocia ukrytego rosła, gdyż PKB spadał wolniej niż liczba pracujących. Dopiero od 1992 PKB rośnie szybciej od liczby pracujących, co powoduje istotne redukcję bezrobocia ukrytego. Po drugie, wzrost bezzatrudnieniowy w Polsce może wynikać ze zmian strukturalnych tak na rynku produktu, jak i na rynku pracy. Zmiany te polegają na przesunięciach wartości dodanej i (w mniejszym stopniu) liczby pracujących z rolnictwa i schyłkowych gałęzi przemysłu w kierunku sektora usług. To zaś, oddziałując podobnie do pozytywnego szoku podażowego,

⁹ Podobne wnioski sformułowane są również w pracy [Filer, 2000], gdzie nawet twierdzi się, iż *Jedną z kluczowych różnic pomiędzy Europą kontynentalną a obszarem nazywanym Światem Anglosaskim (...) leży w dynamice rynków pracy. Na dynamicznym anglosaskim rynku pracy poziom bezrobocia są znacznie niższe, długoterminowe bezrobocie stanowi znacznie mniejszą część bezrobocia, realokacja zatrudnienia następuje szybciej, a wzrost ekonomiczny jest generalnie wyższy* [Filer, 2000, s. 23].

istotnie podnosi wydajność pracy i (nawet przy wysokiej stopie wzrostu gospodarczego) prowadzi do relatywnie małych przyrostów popytu na pracę [por. np. P. Kaczorowski, A. Rogut, T. Tokarski, 2001]. Po trzecie wreszcie, wysoki wzrost wydajności pracy w Polsce (prowadzący do wzrostu bezatrudnieniowego) może wynikać również z dobrze znanego w teorii makroekonomii tzw. efektu konwergencji. Efekt ów polega na tym, że w gospodarkach o relatywnie niskim poziomie wydajności pracy i technicznym uzbrojeniu pracy krańcowy produkt kapitału kształtuje się na dość wysokim poziomie, co prowadzi do stosunkowo wysokich przyrostów wydajności pracy odpowiadających danemu przyrostowi technicznego uzbrojenia pracy [por. np. Barro, 1991]; [Mankiw, D. Romer, Weil, 1992] lub [Tokarski, 1997].

- Wydaje się również, iż wysoki wzrost wydajności pracy i wynikający stąd niski wzrost popytu na pracę w Polsce może mieć istotne, negatywne reperkusje dla polskiego rynku pracy w najbliższych latach. Biorąc bowiem pod uwagę fakt, iż liczba ludności w wieku produkcyjnym w roku 2005 może wzrosnąć o niemal 5% w stosunku do liczby ludności w ww. przedziale wieku w roku 2000 (por. prognoza GUS na stronie www.stat.gov.pl/serwis/prognozy_demograf/index.htm) okazuje się, iż przy szybkiej dynamice wydajności pracy dopiero 6% wzrost PKB może stabilizować stopę bezrobocia na poziomie ok. 16% [szerzej na ten temat por. Kwiatkowski, Rogut, Tokarski, 2001b].

Bibliografia

- Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski II kwartał 2000, GUS, Warszawa, 2000.
- Allen R.G.D. [1975], *Teoria makroekonomiczna. Ujęcie matematyczne*, PWN, Warszawa.
- Barro R.J. [1990], *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth*, *Journal of Political Economy*, October 1990.
- Barro R.J. [1991], *Economic Growth in Cross Section of Countries*, *Quarterly Journal of Economics*, May 1991.
- Barro R.J., X. Sala-i-Martin [1995], *Economic Growth*, McGraw-Hill Inc., New York etc.
- Biuletyn Statystyczny*, GUS, Warszawa, różne wydania z lat 1998-2000.
- Charemza W.W., D.F. Deadman [1997], *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Domar E.D. [1962], *Szkice z teorii wzrostu gospodarczego*, PWN, Warszawa.
- Filer R.K. [2000], *Rola instytucji rynku pracy w tworzeniu dynamicznego zatrudnienia*, w S. Golinowska, M. Walewski [2000].
- Glikman P., M. Kabaj, T. Muszkiet [1997], *Ciągłość i transformacja gospodarki. Zasoby kapitału, pracy i energii i ich wykorzystanie do roku 2000-2010*, Wydawnictwo KeyText, Warszawa.
- Golinowska S., M. Walewski (red.) [2000], *Tworzenie zatrudnienia a restrukturyzacja ekonomiczna*, Biblioteka CASE, Warszawa.
- Hall R.E., J.B. Taylor [1995], *Makroekonomia. Teoria, funkcjonowanie i polityka*, PWN, Warszawa.
- Hansen G.D., R. Wright [1992], *The Labor Market in Real Business Cycle Theory*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, przedruk w P.J. Miller [1996].
- Harrod R.F. [1939], *An Essays in Dynamic Theory*, *Economic Journal*, June 1939.
- Harrod R.F. [1942], *Toward a Dynamic Economic*, Macmillan, London.

- Jarociński M. [1997], *Jednosektorowy model realnego cyklu koniunkturalnego na przykładzie Niemiec*, *Gospodarka Narodowa* nr 9/1997.
- Kabaj M. [1997], *Zasoby pracy, zatrudnienie i bezrobocie. Elementy prozatrudnieniowej dualnej strategii rozwoju gospodarczego* w P. Glikman, M. Kabaj, T. Muszkiet [1997].
- Kabaj M. [2001], *Spoleczne aspekty rozwoju. Elementy programu przeciwdziałania ubóstwu i bezrobociu*, referat na VII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa, styczeń 2001.
- Kaczorowski P., A. Rogut, T. Tokarski [2001], *Czy sektorowe zmiany strukturalne w Polsce mają charakter pozytywnego szoku podażowego?*, *Wiadomości Statystyczne* nr 9/2001 (w druku).
- Kaldor N. [1971], *Eseje z teorii stabilizacji i wzrostu gospodarczego*, PWN, Warszawa.
- Kelm R. [1999], *Kwartalny szacunek produktu krajowego brutto i popytu finalnego dla lat 1990-1997*, *Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego*, Łódź.
- Kwiatkowski E. [2000], *Bezrobocie w nowej ekonomii keynesistowskiej we Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce. Ujęcie teoretyczne i praktyczne*.
- Kwiatkowski E. [2001], *Polityka makroekonomiczna jako instrument ograniczania bezrobocia. Podstawowe kontrowersje teoretyczne* referat na Konferencję *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, maj 2001.
- Kwiatkowski E., L. Kucharski, A. Rogut, T. Tokarski [2001], *Wzrost gospodarczy i polityka ekonomiczna a tworzenie nowych miejsc pracy. Analiza porównawcza Francji, Niemiec, USA i Wielkiej Brytanii*, opracowanie dla INE PAN, Warszawa.
- Kwiatkowski E., A. Rogut, T. Tokarski [2001a], *Niektóre makroekonomiczne konsekwencje wejścia do Unii Europejskiej. Analiza porównawcza*, *Ekonomista* nr 1/2001.
- Kwiatkowski E., A. Rogut, T. Tokarski [2001b], *Prognoza popytu na pracę i stopy bezrobocia w Polsce do roku 2005 oparta na analizie współczynników pracochłonności*, referat na Konferencję *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, maj 2001.
- Levačić R., A. Rebmann [1982], *Macroeconomics. An Introduction to Keynesian-Neoclassical Controversies*, Macmillan Publishers Ltd., Houndmills.
- Lucas R.E. [1988], *On the Mechanics of Economics Development*, *Journal of Monetary Economics*, July 1988.
- Lucas R.E. [1990], *Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries*, *American Economic Review*, May 1990.
- Lucas R.E. [1994], *Studies in Business-Cycle Theory*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Lucas R.E., L.A. Rapping [1969], *Real Wages, Employment and Inflation*, przedruk z *Journal of Political Economy*, September/October 1969 w R.E. Lucas [1994].
- Majsterek M. [1998], *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu płac przeciętnych*, *Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego*, Łódź.
- Mankiw N.G., D. Romer, D.N. Weil [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, May 1992.
- MAXDATA-OECD Statistical Compendium 2#2000, CD-Room, OECD, 2000.
- Miller P.J. (red.) [1996], *The Rational Expectation Revolution. Readings from the Front Line*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Phelps E.S. [1961], *The Golden Rule of Accumulation: A Fable for Growthmen*, *American Economic Review*, September 1961.
- Phelps E.S. [1966], *Model of Technical Progress and the Golden Rule of Research*, *Review of Economic Studies*, April 1966.
- Pindyck R.S., D.L. Rubinfeld [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York etc.
- Prescott E.C. [1986], *Theory Ahead of Business Cycle Measurement*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, przedruk w P.J. Miller [1996].

- Rogut A. [2000], *Regionalne zróżnicowanie sytuacji na rynku pracy w Polsce w latach dziewięćdziesiątych (analiza przekrojowo-czasowa)*, praca magisterska napisana w Katedrze Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem T. Tokarskiego.
- Romer D. [1996], *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Inc., New York etc.
- Romer P.M. [1986], *Increasing Returns and Long-Run Growth*, *Journal of Political Economy*, October 1986.
- Romer P.M. [1990], *Endogenous Technological Change*, *Journal of Political Economy*, October 1990.
- Rutkowski M. [1990], *Labour Hoarding and Future Unemployment in Eastern Europe: The Case of Polish Industry*, Discussion Paper, LSE.
- Shell K. [1966], *Toward a Theory of Inventive Activity and Capital Accumulation*, *American Economic Review*, May 1966.
- Snowdon B., H. Vane, P. Wyncarczyk [1998], *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, PWN, Warszawa.
- Solow R.M. [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, February 1956.
- Solow R.M. [1979], *Another Possible Source of Wage Stickiness*, *Journal of Macroeconomics*, Winter 1979.
- Solow R.M. [1988], *Growth Theory and After*, *American Economic Review*, June 1988.
- Statistical Yearbook, International Monetary Fund*, różne wydania z lat 1980-2000.
- Summers L.H. [1988], *Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment*, *American Economic Review*, May 1988.
- Swan T.W. [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, *Economic Record*, November 1956.
- Tokarski T. [1997], *Czynniki wzrostu gospodarczego*, *Wiadomości Statystyczne* nr 3/1997.
- Tokarski T. [1999], *Uwagi o modelach wzrostu gospodarczego*, *Studia Prawno-Ekonomiczne*, tom LIX.
- Tokarski T. [2001], *Dwadzieścia lat renesansu teorii wzrostu gospodarczego. Na ile lepiej rozumiemy jego mechanizm?*, referat na VII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa, styczeń 2001.
- Welfe A. [2001], *Czy współczesne modele dynamiczne zrewolucjonizowały ekonometrię?*, referat na VII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa, styczeń 2001.
- Welfe W. [2000], *Empiryczne modele wzrostu we Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce. Ujęcie teoretyczne i praktyczne*.
- Welfe W. [2001], *Determinanty wzrostu potencjału produkcyjnego Polski*, referat na VII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa, styczeń 2001.
- Wiśniewski Z., E. Dolny [2001], *Polityka rynku pracy wobec integracji z Unią Europejską*, opracowanie dla IPISS, Warszawa.
- Wojtyła A. [1996], *Rola państwa we wzroście gospodarczym*, referat na Konferencję *Współczesne teorie wzrostu gospodarczego*, PTE, Warszawa, październik 1996.
- Wojtyła A. [2000], *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, PWN, Warszawa.
- Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce. Ujęcie teoretyczne i praktyczne* [2000], Materiały z Konferencji, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.