

## **Popyt na pracę w średnich i dużych przedsiębiorstwach przemysłu przetwórczego w Polsce w latach 1996-2003**

### **Wstęp**

W gospodarce polskiej po 1998 roku obserwowano bardzo duży spadek liczby pracujących oraz wzrost stopy bezrobocia do prawie 20% w 2002 roku. W sekcji przetwórstwo przemysłowe liczba pracujących w okresie 1996-2003 spadła o ponad 30%. Jednocześnie temu zjawisku towarzyszył dynamiczny wzrost produkcji<sup>1</sup>. Tak duży spadek liczby pracujących (nieznajdujący odzwierciedlenia w wahaniach produkcji) skłonił autora do głębszej analizy zachowań przedsiębiorstw (na szczeblu mikro), gdyż zmiany w zachowaniu przedsiębiorstw poprzez procesy tworzenia i likwidacji miejsc pracy (*job creation and job destruction*) w znacznej mierze przyczyniły się do wzrostu liczby bezrobotnych.

W opracowaniu podjęto próbę analizy czynników kształtujących funkcję popytu na pracę w przedsiębiorstwach sekcji przetwórstwo przemysłowe dla okresu 1996-2003 r. W badaniu wykorzystano panel firm sporządzony na podstawie danych ze sprawozdawczości finansowej przedsiębiorstw (tzw. formularze F-01 i F-02 GUS).

Ponieważ w górnictwie i kopalnictwie oraz w sekcji energetyka procesy rynkowe były zaburzone (poprzez liczne programy restrukturyzacyjne i oddłużeniowe, kontrakty długoterminowe, duży udział własności państwowej oraz silne związki zawodowe) analizie poddano przedsiębiorstwa należące do sekcji D Polskiej Klasyfikacji Działalności – przetwórstwo przemysłowe (działy PKD o symbolu od 15 do 37). Wybór sekcji podyktowany był również dostępnością szczegółowych danych statystycznych w podziale na poszczególne działy (wskaźniki cen, deflatory nakładów inwestycyjnych).

Celem artykułu jest identyfikacja głównych czynników wpływających na indywidualne decyzje przedsiębiorstw kształtujące popyt na pracę. Analizę przeprowadzono metodami ekonometrii panelowej. Dokonany przegląd literatury pozwolił wysunąć następujące hipotezy badawcze:

---

\* Autor jest pracownikiem Narodowego Banku Polskiego w Warszawie i słuchaczem studium doktoranckiego ekonomii na Uniwersytecie Łódzkim. Artykuł wpłynął do redakcji w maju 2005 r. Autor pragnie podziękować Panu M. Kolasie za pomoc i cenne uwagi.

<sup>1</sup> W okresie 1998-2003 produkcja wzrosła o ponad 20%. Nieznaczne spowolnienie w dynamice produkcji zaobserwowano jedynie w latach 2001 i 2002.

- Przedsiębiorstwa sektora przetwórczego w Polsce w latach 1996-2003 cechowało zachowanie podobne do przedsiębiorstw w krajach wysoko rozwiniętych (podobnie jak [Basu, i in., 1997, 2000], [Bishop, Mickiewicz, 2003], [Kőrösi, 1997, 2002], [Singer, 1996]). Zatem do modelowania popytu na pracę na poziomie firmy może być wykorzystana standardowa funkcja popytu na pracę, w której liczba pracujących zależy od kosztów pracy, kosztów kapitału oraz wielkości produkcji [Burgess, 1988], [Hamermesha, 1990, 1993a, 1993b] i [Nickella, 1984].
- Wartości elastyczności popytu na pracę różnią się pomiędzy poszczególnymi grupami przedsiębiorstw (hipoteza [Masso, Heshmati, 2003], [Shakhnovich, Yudashkina, 2001]).

Układ artykułu przedstawia się następująco. W drugiej części zaprezentowano informacje na temat danych użytych w badaniu, w trzeciej części przedstawiono założenia dotyczące modelu. W kolejnych zaprezentowano wyniki własne oraz wnioski i podsumowanie.

### Dane statystyczne

W badaniu wykorzystano indywidualne dane ze sprawozdawczości finansowej przedsiębiorstw (formularze F-01 – *Sprawozdanie o przychodach, kosztach i wyniku finansowym oraz o nakładach na środki trwałe* oraz F-02 *Bilans i rachunek zysków i strat*). Obowiązek sprawozdawczy dotyczy wszystkich przedsiębiorstw zatrudniających powyżej 49 osób dla zbioru F-01 oraz powyżej 9 osób dla F-02. Sprawozdania F-01 składane są kwartalnie i zawierają informacje aktualne w ostatnim dniu każdego kwartału (w przypadku zmiennych stanu) oraz sumy od początku roku (w przypadku strumieni). Natomiast formularze F-02 wypełniane są przez przedsiębiorstwa raz w roku. W badaniu wykorzystano zarówno informacje z bazy F-01 (np.: liczba pracujących) oraz z bazy F-02 (dane bilansowe), zatem koniecznym było przeprowadzenie analizy na danych rocznych. W badaniu użyto zbioru danych dotyczących przedsiębiorstw należących do sekcji D (przetwórstwo przemysłowe). Dane na temat liczebności wykorzystanego zbioru oraz podstawowe statystyki zawiera tablica 1.

Firma w zbiorze opisana była następującymi zmiennymi:

- rodzaj działalności gospodarczej (symbol klasyfikacji PKD),
- forma własności (np.: prywatna, państwowa, zagraniczna),
- forma organizacyjna (np.: przedsiębiorstwa, spółdzielnie),
- forma prawna (np.: spółka akcyjna, spółka z o.o.).

Zmienne użyte w badaniu wyrażone były w cenach stałych z 1996 roku, a jako deflatora użyto wskaźników cen produkcji sprzedanej przemysłu w sekcji przetwórstwo przemysłowe dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD). Dane o inwestycjach deflowane były wskaźnikiem cen nakładów inwestycyjnych dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD) w cenach stałych z 1996 roku.

Tablica 1

## Podstawowe dane na temat panelu

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<b>Liczba przedsiębiorstw w panelu</b>	2462	2462	2462	2462	2462	2462	2462	2462
w tym średnie i wielkie (powyżej 100 pracujących)	2036	2074	2081	2026	1988	1908	1844	1735
<b>Pracujący w przetwórstwie przemysłowym<sup>2</sup> (w tys.)</b>	3159	3126	3120	2901	2733	2635	2486	2430
<b>Liczba pracujących (w tys.) – panel</b>	1060	1031	984	915	860	788	754	722
dynamika r/r		-2,8%	-4,5%	-7,0%	-6,1%	-8,4%	-4,2%	-4,3%
indeks 1996 = 100		97,2%	92,8%	86,4%	81,1%	74,3%	71,2%	68,1%
Udział liczby pracujących – dane z panelu – w stosunku do danych z Rocznika Przemysłu	33,6%	33,0%	31,6%	31,6%	31,5%	29,9%	30,4%	29,7%
Przeciętna liczba pracujących w przedsiębiorstwie (w osobach) – panel	431	419	400	372	349	320	307	293
Przeciętne przychody ze sprzedaży w tys. zł <sup>3</sup> – panel	51188	56688	57654	58915	61761	60823	62325	67064
dynamika r/r		10,7%	1,7%	2,2%	4,8%	-1,5%	2,5%	7,6%
indeks 1996 = 100		110,7%	112,6%	115,1%	120,7%	118,8%	121,8%	131,0%
<b>Przeciętne miesięczne koszty pracy na pracującego w tys. zł<sup>4</sup> – panel</b>	1.45	1.66	1.83	1.96	2.08	2.25	2.26	2.33
dynamika r/r		15,2%	9,9%	7,4%	5,9%	8,1%	0,6%	2,8%
indeks 1996 = 100		115,2%	126,6%	136,0%	144,0%	155,6%	156,5%	160,9%
Przeciętne realne <sup>5</sup> nakłady inwestycyjne w tys. zł	3552	4305	4630	4224	3840	3234	2821	3239
dynamika r/r		21,2%	7,5%	-8,8%	-9,1%	-15,8%	-12,8%	14,8%

Panel został utworzony z przedsiębiorstw, które składały sprawozdania nieprzerwanie<sup>6</sup> przez 8 lat. Przyjęte założenie doboru firm do analizy spowodowało zmniejszenie liczebności próby w stosunku do danych z całej zbiorowości poprzez eliminację ze zbioru nowo powstałych oraz upadających przedsiębiorstw. Z drugiej jednak strony wstępna selekcja danych była konieczna,

<sup>2</sup> W tys. (przeciętna w roku) – dane dla całej populacji przedsiębiorstw należących do sekcji przetwórstwo przemysłowe (źródło: Rocznik Statystyczny Przemysłu). W Roczniku Statystycznym GUS (2003 r.) w części Rachunki Narodowe zamieszczono odmienne dane dotyczące liczby pracujących w przetwórstwie przemysłowym. GUS skorygował dane o pracujących w szarej gospodarce. Odpowiednie dane nie odbiegały zasadniczo od prezentowanych powyżej, a różnice w poszczególnych latach wynosiły od 58 do 61 tys.

<sup>3</sup> Deflowane wskaźnikiem cen produkcji sprzedanej przemysłu w sekcji przetwórstwo przemysłowe (PPI) w cenach stałych z 1996 roku dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD).

<sup>4</sup> Płace plus pozostałe koszty związane z zatrudnieniem, deflowane PPI w cenach stałych z 1996 roku dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD).

<sup>5</sup> Deflowane wskaźnikiem cen nakładów inwestycyjnych dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD) w cenach stałych z 1996 roku.

<sup>6</sup> Niezłożenie przez przedsiębiorstwo sprawozdania nie musi oznaczać przerwania działalności w danym roku. Firma mogła np.: zatrudniać mniej niż 50 pracowników i w ten sposób nie była zobligowana do składania sprawozdania.

gdyż umożliwiła zebranie bardziej homogenicznej próby (pozbyto się w ten sposób np.: firm *efemeryd* pojawiających się tylko w jednym roku). Ponadto w celu estymacji modeli dynamicznych na danych panelowych konieczne jest posiadanie przynajmniej kilku obserwacji dla każdej jednostki w celu rozbudowy dynamicznego modelu<sup>7</sup>. Przyjęte kryterium umożliwiło jednocześnie uwzględnienie zmian np.: w formie własności lub w formie prawnej podmiotu.

Przedsiębiorstwa uwzględnione w panelu pokrywały od 30% do 34% populacji pracujących w przetwórstwie przemysłowym. Równie wysoka reprezentatywność panelu dotyczyła produkcji (około 50% w 2002 r.) oraz nakładów inwestycyjnych (ponad 40% w 2002 r.)<sup>8</sup>. Zbiór cechowała nadreprezentacja firm średnich i dużych (od 70 do 84% badanej populacji w poszczególnych latach to firmy zatrudniające ponad 100 osób), dlatego wnioski nie powinny być uogólniane na całą zbiorowość firm sektora przetwórczego (w badaniu nie uwzględniono małych oraz mikroprzedsiębiorstw). Jednak ze względu na wielkość zbioru wydaje się, iż na jego podstawie można przeprowadzić poprawną metodologicznie weryfikację postawionych hipotez (ze szczególnym naciskiem, iż analiza dotyczy średnich i dużych przedsiębiorstw).

## Model

W badaniu wykorzystano model popytu na pracę zaprezentowany w pracach [Burgess, 1988], [Hamermesha, 1990, 1993a, 1993b] i [Nickella, 1984]. Natomiast aplikację dla danych panelowych przedstawił [Kőrösi, 1997, 2002], [Singer, 1996], [Basu i in., 1997, 2000]. Założono, iż popyt na pracę zależy przede wszystkim od popytu zgłaszanego na produkcję przedsiębiorstwa oraz kosztów pracy i kapitału. Na wielkość zatrudnienia mogą wpływać również zmienne specyficzne dla danego przedsiębiorstwa (rodzaj działalności, forma własności, wielkość przedsiębiorstwa). Model zakłada minimalizację funkcji kosztów przedsiębiorstwa przy zadanym egzogenicznie popycie na produkcję i egzogenicznie kształtowanych kosztach czynników produkcji. Model charakteryzuje się następującymi założeniami:

- Przedsiębiorstwo minimalizuje koszty.
- Koszty czynników produkcji są egzogeniczne dla przedsiębiorstwa.
- Popyt na dobra wytwarzane przez przedsiębiorstwo zadany jest egzogenicznie.
- Pojedyncze przedsiębiorstwo nie wpływa na kształtowanie się płac w dziale.

<sup>7</sup> [Arellano, Bond, 1991] w swoim badaniu wykorzystali panel przedsiębiorstw, dla których posiadali przynajmniej 7 obserwacji oraz zastosowali inne kryteria w celu eliminacji obserwacji nietypowych. Z kolei [Hudson, Owen, 1997] przeprowadzili symulacje Monte Carlo dla minimum 5 obserwacji.

<sup>8</sup> Jeżeli chodzi o pokrycie liczby przedsiębiorstw to było ono zdecydowanie mniejsze. Dane GUS informowały o 217 615 podmiotach gospodarczych działających w sekcji przetwórstwo przemysłowe w 2002 roku, a panel składa się z 2465 przedsiębiorstw w każdym roku.

- Przy zadanych ograniczeniach przedsiębiorstwo ustala pożądany poziom zatrudnienia.
- Podaż pracy elastycznie dostosowuje się do zgłaszanego przez przedsiębiorstwo popytu.
- Technologia może być opisana np.: przez funkcję produkcji typu CES (*Constant Elasticity of Substitution*).
- Minimalizacja kosztów oznacza, iż wielkość popytu na pracę jest funkcją wielkości produkcji danego przedsiębiorstwa oraz kosztów pracy i kosztów kapitału.

Powyższe założenia prowadzą do następującej postaci funkcji popytu na pracę (por. [Hamermesha, 1993a]):

$$Ld = f(Q, W, R) \quad (1)$$

$Ld$  – liczba pracujących,

$Q$  – wielkość produkcji (np.: przychody ze sprzedaży),

$W$  – koszty pracy na pracującego (wynagrodzenia plus ubezpieczenia społeczne i inne świadczenia na pracującego),

$R$  – jednostkowy koszt kapitału.

Powyższa specyfikacja po zlogarytmowaniu stronami jest bardzo wygodna w procesie estymacji i zapewnia otrzymanie elastyczności popytu na pracę względem poszczególnych zmiennych [por. Hamermesha, 1993a].

Popyt na pracę w przedsiębiorstwie został zdefiniowany jako liczba pracujących w osobach na koniec roku. Niestety, tak zdefiniowana zmienna może być wrażliwa na sezonowość (np.: ze względu na sezonowość produkcji).

Wielkość produkcji przedsiębiorstwa została zdefiniowana jako przychody ze sprzedaży.

Jednostkowe koszty pracy zdefiniowane zostały w badaniu jako wynagrodzenia plus świadczenia społeczne na pracującego. Na podstawie formularzy, niestety, nie można było obliczyć tzw. kosztów rotacji personelu np.: kosztów zwolnień lub przyjęć do pracy.

Natomiast jednostkowe koszty kapitału zdefiniowano jako stosunek kosztów finansowych do zobowiązań (krótko i długookresowych). Szczegółowe definicje zmiennych użytych w badaniu zamieszczono w załączniku 1.

Dostosowanie liczby pracujących do poziomu pożądanego nie jest natychmiastowe, w związku z czym rozbudowano dynamikę wyjściowego równania o zmienne opóźnione (model typu ADL<sup>9</sup>). Podobne modele wykorzystano w [Basu i in., 1997, 2000], [Kőrösi, 1997, 2002], [Nickell, 1984], [Singer, 1996]. W badaniu zastosowano metodę estymacji paneli dynamicznych – zmodyfikowaną metodę Arellano-Bonda [por. Arellano, Bover., 1995], [Blundell, Bond, 1998] por. również [Arellano, Bond, 1991].

<sup>9</sup> Więcej informacji o modelach klasy ADL (Autoregressive Distributed Lag) oraz ich własnościach podano w [Greene, 2003], [Welfe, 2003].

Włączenie do modelu szeregu zmiennych zero-jedynkowych (uwzględniających specyfikę danej firmy) umożliwiło odpowiedź na pytanie, czy wpływ na popyt na pracę miały takie cechy przedsiębiorstwa, jak forma własności, rodzaj działalności itp. Ponadto wprowadzenie zmiennych binarnych pozwoliło uwzględnić heterogeniczność badanej zbiorowości.

Zatem wyjściowe dynamiczne równanie zapisano w następujący sposób:

$$ld_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot ld_{t-i} + \sum_{i=0}^l \gamma_i \cdot q_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_i \cdot w_{t-i} + \sum_{i=0}^n \chi_i \cdot r_{t-i} + D_t + \xi_t \quad (2)$$

gdzie  $ld$ ,  $q$ ,  $w$ ,  $r$ , oznaczają logarytmy odpowiednich zmiennych,  $k$ ,  $l$ ,  $m$ ,  $n$  maksymalne opóźnienia zmiennych, natomiast  $D$  – to wektor (zero-jedynkowych) zmiennych strukturalnych, a  $\xi$  – składnik losowy.

W celu analizy wpływu nakładów inwestycyjnych na popyt na pracę w toku badań równanie (2) uzupełnione zostało o dodatkową zmienną objaśniającą: nakłady brutto na środki trwałe. W literaturze nie ma jednoznacznej hipotezy na temat wpływu inwestycji na wielkość popytu na pracę. W krótkim okresie należy oczekiwać komplementarności czynników produkcji, natomiast w długim okresie może dochodzić do substytucji pomiędzy czynnikami [por. Welfe, Welfe, 2004]. Z jednej strony bowiem, nakładów inwestycyjnych dokonuje się celem zastąpienia czynnika praca – wzrost nakładów prowadzi do wzrostu technicznego uzbrojenia pracy, co z kolei prowadzi do większej produkcji i wydajności pracy bez wzrostu zatrudnienia. Z drugiej strony można oczekiwać, iż w pojedynczej firmie inwestycji dokonuje się w celu rozwoju (ekspansji) przedsiębiorstwa. Wzrost inwestycji będzie charakteryzował przedsiębiorstwa ekspansywne – nastawione na rozwój i zwiększanie produkcji, a co za tym idzie na wzrost zatrudnienia. Uwzględnienie nakładów inwestycyjnych w równaniu (2) pozwoliło odpowiedzieć na pytanie, czy w przypadku polskich przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego wzrost nakładów inwestycyjnych wpływał na wzrost liczby miejsc pracy czy raczej inwestycje dokonywane były w celu obniżenia pracochłonności produkcji. Uzupełnione równanie (2) zapisano w następującej postaci:

$$ld_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot ld_{t-i} + \sum_{i=0}^l \gamma_i \cdot q_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_i \cdot w_{t-i} + \sum_{i=0}^n \chi_i \cdot r_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_i \cdot i_{t-i} + D_t + \xi_t \quad (2a)$$

gdzie  $i$  to nakłady inwestycyjne.

Aby dokładniej zbadać zależności krótkookresowe oszacowano również model statyczny na pierwszych przyrostach zmiennych [por. Commander i in. 1998], [Grosfeld, Nivet, 1997], [Konings, Lehmann, 2001]:

$$\Delta l d_t = \alpha + \gamma \cdot \Delta q_t + \lambda \cdot \Delta w_t + \chi \cdot \Delta r_t + D_t + \xi_t \quad (3)$$

gdzie  $\Delta$  pierwsze różnice odpowiednich zmiennych<sup>10</sup>, pozostałe oznaczenia jak powyżej.

Parametry poszczególnych równań oszacowano następującymi metodami:

- Model dynamiczny estymowano na próbie przekrojowo-czasowej [por. Arellano, Bover, 1995], [Blundell, Bond, 1998], [Arellano, Bond, 1991], [Bishop i in., 2003, 2004], [Masso, 2003], co z jednej strony zapewniło większą poprawność ekonometryczną badania (nieobciążone metody estymacji dynamicznych modeli panelowych) oraz zwiększyło liczbę stopni swobody. Wadą takiego podejścia była konieczność przyjęcia założenia o stabilności parametrów w czasie.
- Estymacji równania (3) dokonano dla całej próby i dla każdego roku osobno [Basu i in., 1997, 2000], [Kőrösi, 1997, 2002], [Shakhnovich, Yudashkina, 2001], [Singer, 1996] klasycznymi metodami ekonometrii panelowej. Zaletą takiego podejścia była możliwość obserwacji zmian wartości (elastyczności) parametrów w czasie. Z kolei wadą była mniejsza liczba stopni swobody oraz możliwość obciążenie parametrów (ze względu na dużą inercję procesów).

### Problemy metodologiczne

W przypadku analizy, dokonywanej na modelu dynamicznym, pojawia się problem szacunku kosztów dostosowań liczby pracujących (*cost of adjustment* – koszty rotacji pracowników). Zwolnienia pracowników jak i przyjęcia do pracy są kosztowne dla firmy (np.: koszty odpraw dla odchodzących pracowników, koszty szkoleń nowo przyjętych itp.), więc w badaniu należałoby je uwzględnić. Niestety, jak już wspomniano dostępne dane statystyczne nie zawierały informacji na temat wielkości rotacji pracowników<sup>11</sup>. Na ogromne znaczenie kosztów dostosowań wskazują prace [Hamermesh, 1990, 1993a, 1993b] oraz [Hamermesh, Pfann, 1992].

Z wymienionymi powyżej problemami wiąże się również poruszany w literaturze problem segmentacji siły roboczej. Ze względu na możliwe odmienne kształtowanie się popytu na pracę w poszczególnych grupach zatrudnionych (np.: wysoko oraz nisko kwalifikowanych pracowników) w modelu powinien być uwzględniony podział przynajmniej na dwie grupy pracowników (co sugerują m.in. [Hamermesh, 1993a, 1993b], [Nickell, 1984]). Odmienne kształtowanie się popytu na pracę wiąże się z innymi (wyższymi) kosztami pracy pra-

<sup>10</sup> Np.:  $\Delta l d_t = l d_t - l d_{t-1}$ .

<sup>11</sup> Można próbować przyjąć, iż wielkość rotacji pracowników sprowadza się do zmiany liczby pracujących na początku i na końcu okresu, ale wówczas, podczas estymacji funkcji popytu na pracę na danych jednostkowych, pojawia się problem firm z niezmiennym poziomem zatrudnienia a dużą rotacją pracowników. Zachowanie takich przedsiębiorstw może zaburzać wartości parametrów. Niezbędne jest również kolejne arbitralne założenie, co do postaci funkcji kosztów rotacji.

owników wykwalifikowanych, z wyższym kosztem rotacji oraz odmiennym stosunkiem kapitału na pracującego dla tej grupy pracowników oraz wyższą ich produktywnością. Niestety, ze względu na brak danych o poziomie wykształcenia lub podziale na stanowiska kierownicze i robotnicze w badaniu nie było możliwe uwzględnienie takiego podziału.

Problemem nierozstrzygniętym pozostaje również znalezienie odpowiedniej zmiennej aproksymującej postęp techniczny. Możliwe rozwiązania to np.: założenie stałego tempa wzrostu postępu technicznego (aproksymacja poprzez trend czasowy) lub uznanie, że postęp techniczny następował proporcjonalnie do wzrostu nakładów inwestycyjnych. Jednak w badaniu nie poruszono tego wątku.

### Wyniki estymacji

W pierwszym kroku oszacowano model statyczny, równanie (2) bez opóźnień. W takim przypadku możliwe było wykorzystanie standardowych procedur estymacji na danych panelowych (regresje typu *fixed* i *random effects*)<sup>12</sup>. Oszacowania parametrów zostały zebrane w tablicy 2.

Tablica 2

Wyniki estymacji statycznego równania popytu na pracę

	<i>random</i>	<i>fixed</i>
<i>w</i>	-0,778	-0,781
<i>r</i>	0,014	0,013
<i>q</i>	0,620	0,617

Elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy wyniosła około -0,8, a względem produkcji 0,6. Wartość parametru przy jednostkowych kosztach kapitału istotnie różniła się od zera i wyniosła około 0,014. Znaki przy parametrach okazały się zgodne z teorią ekonomii, a wartości oszacowanych parametrów były istotnie różne od zera. Przeprowadzone testy sugerowały wykorzystanie w dalszych analizach modelu typu *fixed*, przy czym różnice w wartościach oszacowanych parametrów były nieznaczne. Jeżeli równanie statyczne potraktować jako rozwiązanie długookresowe modelu, to popyt na pracę w polskim przetwórstwie przemysłowym w badanym okresie istotnie zależał zarówno od kosztów pracy, jak i kosztów kapitału oraz wielkości produkcji.

Przedstawione w literaturze analizy symulacyjne wykazały, iż najlepszą metodą estymacji parametrów równania dynamicznego na danych panelowych ze zmienną zależną charakteryzującą się wysokim (bliskim jeden) współczynnikiem autoregresji jest zmodyfikowana metoda Arellano-Bonda<sup>13</sup> [por. Arellano, Bover, 1995], [Blundell, Bond, 1998], [Arellano, Bond, 1991]. Wyko-

<sup>12</sup> W badaniu wykorzystano oprogramowania *Stata 8.2*.

<sup>13</sup> Modyfikacja zaproponowana przez [Arellano, Bover, 1995] dotyczyła zbioru instrumentów wykorzystywanych w procesie estymacji.

rzystuje ona uogólnioną metodę momentów GMM (Generalised Method of Moments) i według badań [Arellano, Bonda, 1991] oraz [Judson, Owena, 1997] i [Blundell, Bond, 1998] jest najlepsza w przypadku danych panelowych z krótkim wymiarem czasowym. Ponadto metoda Arellano-Bonda pozwala na wykorzystanie w jednym badaniu metod analizy danych panelowych oraz uwzględnienia dynamiki obserwowanych zjawisk. Wykorzystanie modelu ADL umożliwiło, podobnie jak w przypadku [Basu i in., 1997, 2000], [Körösi, 1997, 2002], oszacowanie krótkookresowych i długookresowych elastyczności. Ze względu na długość próby (tylko 8 lat) do estymacji wykorzystano model ADL z jednym opóźnieniem dla każdej zmiennej<sup>14</sup>. Oszacowania parametrów przy zmiennej jednostkowy koszt kapitału ( $r_t$  i  $r_{t-1}$ ) okazały się nieistotne statystycznie (jednak test F wskazywał na łączną istotność zmiennych  $r_t$  i  $r_{t-1}$ ). W kolejnym kroku oszacowano parametry równania (2), w którym pominięto opóźnioną zmienną – jednostkowy koszt kapitału por. tablica 3.

Tablica 3

Wyniki estymacji równania 2 model ADL(1,1) – zmodyfikowana metoda Arellano-Bonda

wartości	$ld_{t-1}$	$w_t$	$r_t$	$q_t$	$q_{t-1}$
elastyczności	0.576	-0.707	0.012	0.437	-0.041

Zgodnie z oczekiwaniami popyt na pracę okazał się procesem o znacznej inercji (parametr przy zmiennej opóźnionej bliski 0,6). Krótkookresowa zależność popytu na pracę względem produkcji wyniosła 0,44, a względem kosztów pracy -0,71. Wpływ jednostkowych kosztów kapitału okazał się istotny statystycznie, a elastyczność wyniosła 0,012. Z powyższego modelu po przekształceniach<sup>15</sup> otrzymano długookresową elastyczność popytu na pracę względem produkcji bliską jedności (0,93) a względem kosztów pracy -1,67. Szacunki krótkookresowych elastyczności zawierały się w przedziałach zbliżonych do przedstawianych w literaturze. Na temat długookresowych elastyczności popytu na pracę względem produkcji i kosztów pracy niezwykle trudno jest się wypowiedzieć, choć w literaturze spotyka się również podobne wyniki [por. Basu i in., 1997, 2000], [Körösi, 1997, 2002]. Nie zmienia to faktu, iż otrzymane parametry są, co do modułu, bardzo wysokie i należy zachować szczególną ostrożność przy ich interpretacji. Istotny wpływ na kształtowanie się wartości para-

<sup>14</sup> W równaniu uwzględniono również zmienne zero-jedynkowe przyjmujące wartość 1 dla poszczególnych lat, dla przedsiębiorstw z sektora publicznego i zagranicznego oraz podział na małe i wielkie przedsiębiorstwa.

<sup>15</sup> W modelach ADL w postaci ogólnej  $y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot y_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i \cdot x_{t-i} + \delta_0 + \xi_t$ , parametr  $\beta_0$  interpretowany jest jako elastyczność krótkookresowa zmiennej  $y$  względem  $x$ , a elastyczność dłu-

gookresową można otrzymać w wyniku następującego przekształcenia  $\frac{\sum_{i=0}^l \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^k \alpha_i}$ .

metrów długookresowych ma wysoki (0,57) parametr autoregresyjny. Testy statystyczne wykazały, iż model jest poprawnie wyspecyfikowany. Ponadto test na łączną istotność parametrów (test F) wykazał, iż zasadne było użycie w modelu zero-jedynkowych zmiennych strukturalnych.

W celu dokładniejszej analizy efektów krótkookresowych oszacowano model popytu na pracę na pierwszych przyrostach – równanie (3). W badaniu ponownie wykorzystano standardowe metody estymacji modeli na danych panelowych (model typu *fixed effect*). Analizy dokonano na dwa sposoby. Po pierwsze, estymowano równanie (3) dla całego okresu próby oraz dla kolejnych dwóch sąsiednich okresów (podobnie jak [Commander i in., 1998], [Grosfeld, Nivet, 1997], [Konings, Lehmann, 2001], [Kőrösi, 2002]). Otrzymane wartości parametrów można traktować jako elastyczności krótkookresowe. Szacunki nie różniły się znacznie od otrzymanych na podstawie równania (2) – model ADL. Oszacowana elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy była, co do modułu, wyższa niż w równaniu 2 i wyniosła -0,76<sup>16</sup>, natomiast elastyczność względem produkcji była równa 0,43 (por. tablica 4). Analiza dla poszczególnych lat potwierdziła zachodzące zmiany w zachowaniu podmiotów w badanym okresie. Oszacowania parametrów krótkookresowych względem produkcji i kosztów pracy wzrosły w ostatnim okresie próby (o ponad 50% w stosunku do średniej z poprzednich lat). Potwierdziło to hipotezę o kontynuacji procesów dostosowawczych w polskich przedsiębiorstwach przetwórstwa przemysłowego.

Tablica 4

## Wyniki estymacji równania (3) popytu na pracę dla całej próby i dla poszczególnych podprób

Rok	Ogółem	1998	1999	2000	2001	2002	2003
$\Delta w$	-0,76	-0,56	-0,51	-0,56	-0,56	-0,55	-0,89
$\Delta r$	0,01	0,002	0,008	0,006	0,007	0,008	0,007
$\Delta q$	0,43	0,25	0,28	0,29	0,31	0,30	0,44

W celu dokładniejszej analizy istotności zachodzących zmian w czasie, w kolejnym roku oszacowano równanie (2) dla dwóch podprób czasowych. Pierwsza podpróba (I) dla lat 1996-2000, (II) dla okresu 2000-2003<sup>17</sup>. Zaobserwowano znaczne różnice w wartościach odpowiednich parametrów. W drugiej podpróbie odpowiednie elastyczności popytu na pracę wzrosły o ponad 40% (przy produkcji) i ponad 60% (przy kosztach pracy) w stosunku do pierwszej podpróby. Wzrost wartości elastyczności był zgodny z oczekiwaniami i po-

<sup>16</sup> Wartość ta jest zbliżona do otrzymanej w modelu statycznym – regresja *fixed*.

<sup>17</sup> Podział na podpróby można uzasadnić w następujący sposób. Pierwsze podpróby obejmował okres stosunkowo wysokiego wzrostu gospodarczego. Natomiast kolejne lata to okres spowolnienia gospodarczego i początków ożywienia (2003 rok). Można spodziewać się, iż w dwóch tak odmiennych okresach zachowanie przedsiębiorstw również mogło ulec zmianie. Taki wybór okresów podyktowany był również względami technicznymi. Procedura Arealno-Bonda „potrzebuje” kilku obserwacji dla każdego obiektu.

twierdza hipotezę o kontynuacji procesów dostosowawczych. Własności statystyczne obydwu modeli były zadowalające.

Wykonano również ćwiczenie podobne jak w [Basu i in., 1997, 2000], [Kőrösi, 2002], polegające na oszacowaniu równania 2 (model statyczny) dla poszczególnych dwóch sąsiednich lat (por. tablica 5). Elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy rosła w badanym okresie i w ostatnim roku wynosiła blisko -1. Zmiany elastyczności popytu na pracę względem produkcji nie przebiegały w jednym kierunku pod koniec próby elastyczność względem produkcji była najwyższa 0,49, ale nie odbiegała zasadniczo od pozostałych lat.

Z kolei wpływ jednostkowych kosztów kapitału był niejednoznaczny. W niektórych latach nie był istotny statystycznie, natomiast pod koniec próby elastyczność wyniosła około 0,02, a testy potwierdziły istotność.

Tablica 5

Estymacja równania (2) – regresja typu *fixed* – dla kolejnych okresów

Rok	1996/1997	1997/1998	1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	2002/2003
$w_t$	-0,49	-0,43	-0,63	-0,62	-0,62	-0,61	-0,98
$r_t$	-0,001	0,002	0,007	0,004	0,003	0,02	0,017
$q_t$	0,45	0,36	0,43	0,40	0,42	0,44	0,49

Przedstawione powyżej wyniki estymacji potwierdziły istotny wpływ kosztów pracy i popytu na produkty przedsiębiorstw na popyt na pracę. Z kolei wpływ jednostkowego kosztu kapitału na popyt na pracę był w niektórych modelach nieistotny statystycznie lub wartość parametru co do modułu była bliska zeru. Badania potwierdziły również zachodzące zmiany w wartościach elastyczności funkcji popytu na pracę. Niestabilność parametrów w próbie potwierdza kontynuację procesów dostosowawczych na poziomie przedsiębiorstw. Wartości elastyczności popytu na pracę względem kosztów pracy rosły w szybszym tempie niż elastyczności popytu na pracę względem produkcji, co dowodzi, iż przedsiębiorstwa stały się bardziej *wrażliwe* na zmiany kosztów pracy. Takie zachowanie się przedsiębiorstw (przy założeniu dotychczasowego tempa wzrostu produkcji i kosztów pracy) może prowadzić do bez zatrudnieniowego rozwoju firm, a co za tym idzie do bez zatrudnieniowego wzrostu produkcji w sektorze przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego.

W większości badań panelowych dotyczących popytu na pracę w celu większej homogeniczności próby przeprowadza się analizy dla wyróżnionych grup przedsiębiorstw (np.: ze względu na formę własności, rodzaj działalności), ponieważ przedsiębiorstwa z różnych branż bądź o odmiennej formie prawnej mogą odmiennie reagować na zachowanie się zmiennych egzogenicznych. Zatem w kolejnym kroku przetestowano, czy w wyróżnionych grupach przedsiębiorstw wartości elastyczności względem zmiennych objaśniających różniły się istotnie.

Włączone do równania (2) zmienne zero-jedynkowe okazały się istotne statystycznie, co potwierdziło hipotezę o odmiennym kształtowaniu się popytu na prace w poszczególnych grupach przedsiębiorstw. Jednak przeprowadzona w ten sposób analiza nie pozwoliła na obserwację zmian w wartościach elastyczności popytu na prace w poszczególnych grupach przedsiębiorstw (umożliwiła jedynie uzmiennienie wyrazu wolnego). Koniecznym, zatem, stało się oszacowanie równania (2) dla wyróżnionych grup przedsiębiorstw. Zbadano następujące przekroje:

#### • Działy PKD

Elastyczności popytu na pracę<sup>18</sup> względem płac i produkcji w poszczególnych działach wahały się w znacznym przedziale (względem płac od -0,21 do -0,96, a względem przychodów ze sprzedaży od 0,24 do 0,69). W większości gałęzi wpływ kosztów kapitału okazał się nieistotny statystycznie. Istotny wpływ zaobserwowano jedynie w dziale 18 (produkcja odzieży i wyrobów futrzarskich) i 35 (produkcja pozostałego sprzętu transportowego). W przypadku niektórych działów: 16 (produkcja wyrobów tytoniowych), 23 (produkcja koksu i produktów rafinacji ropy naftowej) oraz 37 (zagospodarowywanie odpadów) – wyniki należy interpretować ostrożnie ze względu na bardzo małą ilość obserwacji w wymienionych działach (poniżej 10 firm). W większości branż przedsiębiorstwa silniej reagowały na zmiany kosztów pracy niż na zmiany popytu na produkcję. Jedynie w dziale 16 (produkcja wyrobów tytoniowych), elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy była co do modułu niższa niż względem produkcji. Najwyższą, co do modułu, elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy zaobserwowano w dziale 31 (produkcja maszyn i aparatury) (por. tablica 6). Z kolei najwyższą elastycznością popytu na pracę względem produkcji charakteryzowały się działy 20 (produkcja drewna i wyrobów z drewna) oraz 36 (produkcja mebli), a odpowiednie elastyczności wyniosły 0,69 oraz 0,61).

Znaczne różnice wartości elastyczności pomiędzy działami potwierdziły hipotezę o odmiennym kształtowaniu się popytu na prace w poszczególnych działach. Jako przyczyny różnic można wskazać m.in.:

- a. specyficzny charakter poszczególnych działów i przedsiębiorstw (np.: stopień koncentracji, wielkość przedsiębiorstw),
- b. odmienny mechanizm kształtowania płac w poszczególnych działach,
- c. różnice w pracochłonności produkcji w poszczególnych działach.

Dokładna analiza wpływu zróżnicowania poszczególnych działów na popyt na pracę wykracza poza ramy niniejszego opracowania. Jednak w przyszłości konieczne będzie podjęcie dalszych badań mających na celu wyjaśnienie zaobserwowanych różnic.

---

<sup>18</sup> Równanie (2) zmodyfikowana metoda Arellano-Bonda.

Tablica 6

Krótkookresowe elastyczności popytu na pracę względem produkcji ( $q$ ), kosztów pracy ( $w$ ) oraz kosztów kapitału ( $r$ ) dla poszczególnych działów PKD (równanie 2 model Arellano-Bonda)

Dział PKD	$w$	$r$	$q$
<b>Ogółem sekcja C</b>	<b>-0,707</b>	<b>0,012</b>	<b>0,437</b>
15 produkcja artykułów spożywczych	-0,58	0,028	0,24
16 produkcja wyrobów tytoniowych	-0,21	–	0,45 (0.182)
17 włókiennictwo	-0,80	–	0,46
18 produkcja odzieży i wyrobów futrzarskich	-0,67	0,07	0,27
19 produkcja skór wyprawionych i wyrobów	-0,87	–	0,41
20 produkcja drewna i wyrobów z drewna	-0,87	–	0,69
21 produkcja masy włóknistej oraz papieru	-0,73	–	0,42
22 działalność wydawnicza; poligrafia	-0,67	–	0,41
23 produkcja koksu i produktów rafinacji	-0,59	–	0,31
24 produkcja wyrobów chemicznych	-0,53	–	0,38
25 produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych	-0,85	–	0,50
26 produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych	-0,83	–	0,43
27 produkcja metali	-0,71	–	0,37
28 produkcja wyrobów z metali	-0,71	–	0,38
29 produkcja maszyn i urządzeń	-0,52	–	0,28
30 produkcja maszyn biurowych i komputerów	–	–	–
31 produkcja maszyn i aparatury elektrycznej	-0,96	–	0,46
32 produkcja sprzętu i urządzeń rtv i telekomunikacyjnych	-0,72	–	0,38
33 produkcja instrumentów medycznych, precyzyjnych i optycznych	-0,71	–	0,31
34 produkcja pojazdów mechanicznych, przyczep i naczep	-0,56	–	0,37
35 produkcja pozostałego sprzętu transportowego	-0,30	0,029	0,22
36 produkcja mebli; pozostała działalność produkcyjna	-0,92	–	0,61
37 zagospodarowanie odpadów	–	–	–

### • Wielkość przedsiębiorstwa

Jak już wcześniej wspomniano wielkość przedsiębiorstwa (skala produkcji) poprzez odmienne mechanizmy dostosowawcze<sup>19</sup> może odgrywać znaczącą rolę w kształtowaniu popytu na pracę. Zatem w badaniu postanowiono również uwzględnić podział na grupy wielkości. Do składania formularzy F-01 zobligowane są przedsiębiorstwa o liczbie pracujących 50 lub więcej osób, więc podział na grupy wielkości odbiegał od przyjętego przez GUS. Wyróżniono następujące grupy firm:

- Pierwsza grupa to przedsiębiorstwa zatrudniające do stu osób (*małe* przedsiębiorstwa).
- Jako drugą wyróżniono przedsiębiorstwa zatrudniające od 100 do 500 pracowników (*średnie* przedsiębiorstwa).
- W trzeciej grupie znalazły się przedsiębiorstwa *wielkie* (powyżej 500 pracowników).

<sup>19</sup> Np.: w wielkich przedsiębiorstwach zazwyczaj działają związki zawodowe.

Tablica 7

Elastyczności popytu na pracę w poszczególnych grupach wielkości przedsiębiorstw (równanie 2)

	Ogółem	<i>małe</i>	<i>średnie</i>	<i>wielkie</i>
<i>w</i>	-0,707	-0,80	-0,60	-0,54
<i>r</i>	0,012	–	0,010	0,023
<i>q</i>	0,437	0,47	0,42	0,38

Wyniki estymacji (por. tablica 7) wykazały, iż w przypadku kosztów pracy *małe* przedsiębiorstwa znacznie silniej reagowały, w porównaniu ze *średnimi* i *wielkimi*. W przypadku *małych* przedsiębiorstw krótkookresowa elastyczność względem kosztów pracy wyniosła -0,80. Jednocześnie przedsiębiorstwa te charakteryzowały się również najwyższą elastycznością popytu na pracę względem produkcji (0,47). *Średnie* podmioty charakteryzowały się niższą (co do modułu), elastycznością popytu na pracę względem kosztów pracy (-0,60) i jednocześnie niższą elastycznością względem produkcji 0,42. *Wielkie* podmioty miały najniższą elastyczność zarówno względem produkcji – równą 0,38, jak i względem kosztów pracy (-0,54). Istotny wpływ kosztów kapitału na popyt na pracę zaobserwowano w przypadku przedsiębiorstw *średnich* i *wielkich*, a wartości odpowiednich parametrów wyniosły 0,010 i 0,023. Otrzymane wyniki były zgodne z oczekiwaniami, gdyż *wielkie* przedsiębiorstwa ze względu na większą kapitałochłonność powinny charakteryzować się najniższą elastycznością popytu na pracę względem produkcji oraz kosztów pracy. Z kolei *małe* przedsiębiorstwa powinny charakteryzować się najwyższą pracochłonnością produkcji, a zatem powinny być bardziej *wrażliwe* na koszty pracy.

#### • Forma własności

W badaniu wyróżniono następujące grupy przedsiębiorstw: państwowe, prywatne oraz prywatne zagraniczne<sup>20</sup>.

Wyniki estymacji równania (2) wskazały na stosunkowo niewielkie różnice w wartościach parametrów przy kosztach pracy w poszczególnych typach przedsiębiorstw (por. tablica 8). Wartości parametrów kształtowały się w przedziale od -0,68 do -0,72. Znaczne różnice zaobserwowano w wartościach elastyczności popytu na pracę względem produkcji. Przedsiębiorstwa zagraniczne miały najniższą elastyczność względem produkcji równą (0,27). Niższą od przeciętnej elastyczność zaobserwowano również w przypadku przedsiębiorstw publicznych (0,31). Wpływ kosztów kapitału okazał się istotny statystycznie we wszystkich grupach przedsiębiorstw, a wartości parametrów mieściły się w przedziale od 0,01 do 0,02.

<sup>20</sup> Będące w 100% własnością podmiotów zagranicznych.

Tablica 8

**Elastyczności popytu na pracę w poszczególnych grupach przedsiębiorstw  
ze względu na formę własności (równanie 2)**

	Ogółem	Publiczne	Prywatne	Zagraniczne
$w$	-0,707	-0,68	-0,72	-0,68
$r$	0,012	0,016	0,010	0,017
$q$	0,437	0,31	0,47	0,27

• **Przedsiębiorstwa ekspansywne**

Kolejny podział, jaki wyróżniany jest w literaturze, to przedsiębiorstwa rozwijające swoją działalność – ekspansywne oraz pozostałe. Najczęściej przyjmuje się, iż przedsiębiorstwa ekspansywne to takie, których przychody ze sprzedaży rosną w kolejnych okresach ( $q_t > q_{t-1}$ )<sup>21</sup>. Wyniki estymacji wskazują (por. tablica 9), iż przedsiębiorstwa ekspansywne miały ponad dwukrotnie mniejszą (co do modułu) elastyczność popytu na pracę względem kosztów pracy (-0,24) niż przedsiębiorstwa pozostałe (-0,64). W przypadku elastyczności względem produkcji zaobserwowane różnice były mniejsze. Wartość parametru dla przedsiębiorstw ekspansywnych była równa 0,19, a dla pozostałych 0,26. W przypadku przedsiębiorstw ekspansywnych wpływ kosztów kapitału okazał się nieistotny statystycznie. Natomiast dla przedsiębiorstw pozostałych koszt kapitału odgrywał istotną rolę, a wartość parametru była równa 0,024.

Tablica 9

**Elastyczności popytu na pracę w poszczególnych grupach przedsiębiorstw  
w podziale na ekspansywne i pozostałe (równanie 2)**

	Ogółem	Ekspansywne	Pozostałe
$w$	-0,707	-0,24	-0,64
$r$	0,012	–	0,024
$q$	0,437	0,19	0,26

Przetestowano również hipotezę o istotnym wpływie inwestycji na wielkość popytu na pracę (por. równanie 2a). Wyniki przedstawiono w tablicy 10. Obliczenia wykazały istotny statystycznie (pozytywny) wpływ inwestycji na wielkość popytu na pracę. Wartość parametru była niska i wyniosła 0,019. Wydaje się zatem, iż przedsiębiorstwa sektora produkcyjnego inwestowały celem rozwoju i zwiększenia produkcji, a nie zastępowania pracy kapitałem. Jednak inwestycje nie były decydującym czynnikiem wpływającym na popyt na pracę ze strony przedsiębiorstw. Potwierdzona została hipoteza o komplementarności czynników produkcji w krótkim okresie. Taki wynik znajduje również potwierdzenie w pracy [Bishop, Mickiewicz, 2003]. Ponadto uwzględnienie w równaniu dodatkowej zmiennej nie spowodowało zmiany wartości pozostałych parametrów.

<sup>21</sup> W badaniu również przyjęto takie kryterium.

Tablica 10

Szacunki równania 2 model ADL(1,1) – zmodyfikowana metoda Arellano-Bonda

Wartości elastyczności	$ld_{t-1}$	$w_t$	$r_{t-1}$	$i_t$	$i_{t-1}$	$q_t$	$q_{t-1}$
	0.561	-0.737	0.010	0.018	0.053	0.438	-0.041

## Wnioski i podsumowanie

Opracowanie wpisuje się w nurt badań dotyczących popytu na pracę w krajach przechodzących transformację rynkową. Do analizy wykorzystano zbiór danych statystycznych z polskich przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego. W porównaniu z innymi badaniami wykorzystywany panel był liczny (2462 obserwacje w każdym roku). Zbiór pokrywał w znacznym stopniu populację średnich i dużych (powyżej 50 pracujących) firm przetwórstwa przemysłowego w Polsce, zatem wnioski można próbować uogólnić na populację firm średnich i dużych. Ponadto wykorzystana próba pokrywała znacznie dłuższy okres czasu niż w podobnych badaniach innych autorów, za wyjątkiem badania [Kőrösi, 2002]. Długość przedziału czasowego była niezmiernie istotna ze względu na wykorzystanie w badaniu modeli dynamicznych, umożliwiła również analizę zmian wartości parametrów w czasie.

Badania dowiodły, iż w badanym okresie przedsiębiorstwa były bardziej wrażliwe na zmiany w popycie na produkty i w kosztach pracy niż na zmiany w kosztach kapitału. Wartości parametrów przy kosztach kapitału w całej próbie oraz w poszczególnych podpróbach były bliskie zeru lub nieistotne statystycznie.

Zależność popytu na pracę od produkcji i kosztów pracy okazała się istotna statystycznie, a wartości parametrów zawierały się w akceptowalnych przedziałach. Krótkookresowa elastyczność popytu na pracę względem produkcji w modelu dynamicznym (równanie 2 metoda Arellano-Bonda) wyniosła 0,44, a względem kosztów pracy -0,71. Otrzymane elastyczności względem produkcji jak i kosztów pracy były niższe niż w modelu statycznym. Z kolei w wyniku estymacji modelu na pierwszych różnicach otrzymano elastyczność popytu na pracę względem kosztów równą -0,76 a względem produkcji 0,44. Prace innych autorów [por. Hamermesh, 1993a] sugerują, iż w badaniu popytu na pracę bardziej uzasadnione jest wykorzystanie modelu dynamicznego (np.: ze względu na inercję procesów dostosowawczych w firmach), a zatem w analizach preferowany był model ADL. Otrzymane elastyczności nie odbiegały od wyników międzynarodowych, pomimo iż w poszczególnych badaniach wykorzystywano różne metodologie i zakresy danych.

Kolejna obserwacja wpływająca z badania to zmiana wartości parametrów w czasie. Podzielenie panelu na dwie podpróby (I lata 1996-2000 oraz II 2000-2003) umożliwiło estymację dwóch zbiorów parametrów. Zarówno w przypadku elastyczności popytu na pracę względem produkcji, jak i kosztów pracy elastyczności w II podpróbie wzrosły (dla produkcji odpowiednio z 0,37

do 0,52, a dla płac z -0,49 do -0,81). Zaobserwowane różnice dowiodły, iż w polskich przedsiębiorstwach w okresie 1996-2003 kontynuowane były procesy dostosowawcze. Szacunki parametrów dla poszczególnych lat dowiodły, że w latach 2002-2003 procesy te przybrały na sile. Niestabilność parametrów i ich dynamiczny wzrost pod koniec próby potwierdziły, iż restrukturyzacja w sektorze przedsiębiorstw jeszcze się nie zakończyła. Spowolnienie wzrostu gospodarczego oraz perspektywa wejścia do UE wymusiły na przedsiębiorstwach przeprowadzenie głębokiej restrukturyzacji. Wzrost efektywności osiągnięto głównie poprzez dostosowanie po stronie liczby pracujących.

Znaczne różnice w wartościach parametrów pomiędzy poszczególnymi działami wskazują na odmienny sposób reakcji i inne ścieżki dostosowań w poszczególnych działach. Różnice pomiędzy działami wynikały ze specyficznego charakteru poszczególnych branż. Niestety, ramy niniejszego opracowania nie pozwoliły na dokładniejszą analizę przyczyn zróżnicowania.

Badanie wykazało również różnice w kształtowaniu się elastyczności popytu na pracę w poszczególnych grupach wielkości przedsiębiorstw. Niestety, ze względu na zakres sprawozdawczości (tylko przedsiębiorstwa zatrudniające powyżej 50 osób) nie można było przeprowadzić bardzo istotnej analizy funkcji popytu na pracę w przedsiębiorstwach zatrudniających poniżej 50 pracowników<sup>22</sup>.

Dostępna literatura nie daje jednoznacznej odpowiedzi na temat wpływu zmiennych strukturalnych na kształtowanie się popytu na pracę w przedsiębiorstwach. Część badań np.: [Konings i in., 2001] dowiodła, że występują istotne różnice pomiędzy przedsiębiorstwami państwowymi a prywatnymi, z drugiej strony wyniki Kőrösi G. [2002] nie potwierdziły tej hipotezy. W przypadku polskich przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego, okazało się, iż forma własności nie odgrywała decydującej roli w kształtowaniu zachowania przedsiębiorstwa na rynku pracy. Niewielkie różnice w wartościach oszacowanych parametrów względem kosztów pracy pomiędzy poszczególnymi typami przedsiębiorstw sugerują podobną funkcję reakcji i świadczą o znacznym dostosowaniu się przedsiębiorstw państwowych do warunków gospodarki rynkowej. Większe różnice zaobserwowano w przypadku parametru przy popycie na produkcję. Otrzymane wyniki nie były jednoznaczne, więc konieczne będą dalsze badania.

Potwierdziło się, sugerowane przez innych autorów, odmienne zachowanie przedsiębiorstw ekspansywnych oraz pozostałych. Przedsiębiorstwa, w których produkcja nie rozwijała się były zdecydowanie bardziej wrażliwe na koszty pracy (parametr równy -0,64).

Istotny statystycznie (pozytywny) wpływ inwestycji na wielkość popytu na pracę potwierdził hipotezę, iż przedsiębiorstwa inwestujące nastawione były raczej na rozwój i ekspansję, a nie na zastępowanie czynnika praca kapitałem. Jednak niska wartość parametru (0,019) sugeruje, iż nie był to czynnik decydujący wielkość popytu na pracę. Ujemna dynamika inwestycji w badanych

<sup>22</sup> Wszystkie cytowane badania dotyczyły średnich bądź dużych przedsiębiorstw.

przedsiębiorstwach w latach 1999-2002 była zatem dodatkowym powodem redukcji zatrudnienia w firmach.

Badania innych autorów wykazały ogromne zróżnicowanie wartości parametrów pomiędzy poszczególnymi badaniami (głównie na skutek odmiennej metodologii oraz użytej próby). Wyniki [Basu, 1997, 2000], [Körösi, 1997, 2002] wskazują również na niestabilność parametrów w obrębie poszczególnych badań.

### Załącznik 1

Definicje zmiennych

$LD$  – liczba pracujących w osobach na koniec okresu sprawozdawczego,

$Q$  – przychody netto ze sprzedaży i zrównane z nimi (w tys. zł),

$W$  – wynagrodzenia + ubezpieczenia społeczne i inne świadczenia na pracującego (w tys. zł),

$R$  – koszty finansowe do zobowiązań krótkoterminowych i długoterminowych,

$I$  – nakłady na budowę, ulepszenie i zakup środków trwałych oraz nabycie wartości niematerialnych i prawnych (w tys. zł),

Jako deflatora dla  $Q$  i  $W$  użyto wskaźnika cen produkcji sprzedanej przemysłu dla poszczególnych działów (drugi znak PKD). Natomiast w przypadku inwestycji ( $I$ ) użyto jako deflatora wskaźnika cen nakładów inwestycyjnych dla poszczególnych działów (dwucyfrowy znak PKD).

Jako rok bazowy przyjęto 1996.

Małe litery oznaczają logarytmy odpowiednich zmiennych, natomiast  $\Delta$  pierwsze różnice.

## Bibliografia

- Arellano M., Bond S., [1991], *Some Test Specification For Panel Data: Monte Carlo Evidence And An Application To Employment Equations*, The Review of Economic Studies, vol. 58, no. 2.
- Arellano M., Bover O., [1995], *Another look At the instrumental variable estimation iof terror-components model*, Journal of Econometrics 68.
- Basu S., Estrin S., Svejnar J., [1997], *Employment and Wage Behavior of Enterprises in Transitional Economies*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper no. 114.
- Basu S., Estrin S., Svejnar J., [2000], *Employment and Wages in Enterprises Under Communism and in Transition: Evidence from central Europe and Russia*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper no. 440.
- Bishop K., Mickiewicz T., [2003], *While Labour Hoarding May Be Over Insiders Control In Not. Determinants Of Employment Growth In Polish Large Firms, 1996-2001*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper no. 593.
- Bishop K., Gerry C., Mickiewicz T., [2004], *Inherited Labour Hoarding, Insiders And Employment Growth. Panel Data Results: Poland, 1996-2002*, Centre for the Study of Economic and Social Change in Europe: Working Papers no. 37, University College London.
- Blundell R., Bond S., [1998], *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, Journal of Econometrics 87.
- Burgess S.M., [1988], *Employment Adjustment in UK Manufacturing*, The Economic Journal, vol. 98, no. 389.
- Commander S., [1998], *Enterprise Restructuring and Unemployment in Models of Transition*, EDI Development Studies, Economic Development Institute of The World Bank, The World Bank Washington, D.C.

- Commander S., Dhar S., [1998], *Enterprises in Polish Transition*.
- Commander S., Estrin S., Svejnar J., [1998], *The effects of Output, Ownership and Legal Form on Employment and Wages in Central European Firms*.
- Commander S., Köllö J., [1998], *Employment and Wage Setting in Three Stages of Hungary's Labor Market transition*.
- Góra M., [1992], *Nadmierne zatrudnienie w gospodarce: przyczyny, skala i możliwe skutki*, [w:] Rynek pracy w trakcie transformacji systemowej w Polsce (red. Sztanderska U., PPRG, UW, Warszawa).
- Greene W.H., [2003], *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Grosfeld I., Nivet J.F., [1997], *Firm's Heterogeneity in Transition: Evidence from a Polish Panel Data Set*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper No. 47
- Hamermesh D.S., [1990], *A General Model of Dynamic Labor Demand*, NBER Working Paper No. 3356.
- Hamermesh D.S., [1993a], *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hamermesh D.S., [1993b], *Labor Demand and the Source of Adjustment Costs*, NBER Working Paper No. 4394.
- Hamermesh D.S., Pfann G., [1992], *Turnover and the Dynamics of Labor Demand*, NBER Working Paper No. 4204.
- Judson R., Owen A.L., [1997], *Estimating Dynamic Panel Data Models: a Practical Guide for Macroeconomists*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), series Finance and Economics Discussion Series No. 1997-3.
- Konings J., Lehmann H., [2001], *Marshall and Labour Demand in Russia: Going Back to Basics*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper No. 392a.
- Körösi G., [1997], *Labour Demand During Transition in Hungary*, The William Davidson Institute at The University of Michigan Business School, Working Paper no. 116.
- Körösi G., [2002], *Labour Adjustment and Efficiency in Hungary*, Budapest Working Papers on the Labour Market, BWP. 2002/4.
- Masso J., Heshmati A., [2003], *The Optimal and Overuse of Labour in Estonian Manufacturing Enterprises*, IZA Discussion Paper No. 884, Bonn.
- Nickell S., [1984], *An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment In the United Kingdom*, The Review of Economic Studies Vol. 51, No. 4.
- Shakhnovich R., Yudashkina G., [2001], *Wage-Setting and Employment Behavior of Enterprises during the Period of Economic Transition*, Economics Education and Research Consortium, Working Paper Series No. 01/04.
- Singer M., [1996], *Dynamic Labor Demand Estimation and Stability of Coefficients – The Case of the Czech Republic*, CERGE-EL working paper.
- Welfe A., [2003], *Ekonometria: metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa.
- Welfe W., Welfe A., [2004], *Ekonometria Stosowana*, PWE, Warszawa.

## **DEMAND FOR LABOR IN MEDIUM-SIZED AND LARGE ENTERPRISES IN POLAND'S MANUFACTURING INDUSTRY IN 1996-2003**

### **Summary**

Using a collection of statistical data from Polish manufacturing enterprises, the author has developed a dynamic model of demand for labor. His analysis indicates

that the demand for labor in enterprises can be defined by means of a standard function where the number of employees depends on labor costs and the demand for an enterprise's products. The research shows that the influence of capital costs is low or statistically insignificant. Data used by the author covered the 1996-2003 period and made it possible to check hypotheses about changes in parameters over time. The results obtained show that enterprises, as a result of a slump in the economy, were forced to undergo deep restructuring. This chiefly occurred through adjustments in employment.