

William L. McKee*, William A. Luker**

STRUKTURA BEZROBOCIA W TEKSASIE

Uwagi ogólne

Fundamentalną przesłanką formułowania programów wzrostu zatrudnienia jest określenie źródeł i rozmiarów bezrobocia. W skali gospodarki narodowej zasadniczym problemem jest ustalenie dopuszczalnej granicy, do której może być obniżona stopa bezrobocia bez wywoływania przyspieszonego wzrostu cen. Z drugiej strony zarówno administracja centralna, jak i lokalna muszą rozwiązywać kwestię właściwego programu jego likwidacji, który dawałby uprzywilejowaną pozycję na rynku pracy bezrobotnym i grupom pozostającym bez środków do życia¹.

Źródeł bezrobocia można upatrywać w cyklach koniunkturalnych, wahaniami sezonowych procesów gospodarczych, dysproporcjach między strukturą kwalifikacyjną bezrobotnych a strukturą wolnych miejsc pracy (rozpatrywaną od strony wymaganych kwalifikacji), ruchliwości pracowniczej oraz w niedoskonałości obiegu informacji na rynku pracy. Powódzenie lokalnej polityki zatrudnienia jest uzależnione od zastosowania specjalnego, selektywnie działającego na różne formy bezrobocia, strategicznego i zarazem kompleksowego programu działania, którego zakres obejmowałby lokalny rynek pracy. Tego rodzaju program interwencyjny powinien być opracowany w ten sposób, aby poza selektywnością od-

*Dr William L. McKee Assistant Professor w Institute of Applied Economics, North Texas State University.

**Dr William A. Luker Professor w Institute of Applied Economics, North Texas State University.

¹ Stwierdzenia odnoszą się do gospodarki kapitalistycznej.

działywania uwzględniał potrzeby różnych grup i kategorii ludności. Programy nacełowane na rozwiązywanie poszczególnych form bezrobocia, a więc nie mające charakteru kompleksowego, są niewłaściwe i mało skuteczne w sytuacji równoczesnego występowania różnych jego form.

Mimo znacznego postępu, ciągle nie rozwiązany pozostaje problem właściwej identyfikacji form bezrobocia i adekwatnych mierników.

Przez dość długi okres ekonomiści amerykańscy koncentrowali uwagę na zagadnieniach niejednoznaczności, nawet luk występujących w różnorodnych formułach klasyfikacji składników bezrobocia. Na ogół formy klasyfikacji tego zjawiska były w większej części wynikiem abstrakcji niż wynikiem interpretacji rzeczywistości. Innymi słowy obserwować można coraz bardziej zaawansowane teoretyczne formy klasyfikacji, a z drugiej strony niewielkie osiągnięcia na polu doprowadzania do zgodności między tymi formami a statystyką bezrobocia.

Celem niniejszego artykułu jest opracowanie i weryfikacja systemu identyfikacji natury i rozmiarów bezrobocia występujących w różnych fazach procesów gospodarczych.

Aktualnie szacunki globalnej wielkości bezrobocia są sporządzane w przekroju stanów i mniejszych jednostek w odstępach miesięcznych. Obserwuje się stały postęp, jeśli chodzi o jakość materiałów statystycznych. Jednakże występują ciągle trudności w uzyskiwaniu informacji na temat jego natury lub przyczyn. Analitycy rynku pracy i planiści CETA (Comprehensive Employment and Training Act)² znają rozmiary bezrobocia występującego na obszarze ich działania oraz charakterystykę zamieszkałej ludności, tym niemniej nie są w stanie określić związków między składnikami bezrobocia a ich przyczynami na rynku pracy.

Znaczenie szacunków bezrobocia jest duże i rzutuje poważnie na kierunki polityki i programy dotyczące rynku pracy, lecz opra-

² Comprehensive Employment and Training Act (CETA) jest programem rządu USA, którego celem jest doskonalenie systemu szkolenia zawodowego i zatrudnienia bezrobotnych oraz osób wymagających specjalnej ochrony na rynku pracy (np. inwalidzi). W realizację zaangażowane są rządy stanowe, w gestii których leży gromadzenie danych o bezrobociu na obszarze działania, planowanie przedsięwzięć oraz uruchamianie środków i zarządzanie nimi.

cowanie analitycznego miernika jego formy jest zależne od dostępności właściwych danych statystycznych. Stąd też dane statystyczne wpływają bezpośrednio na poprawność i praktyczne znaczenie systemów klasyfikacji.

Niniejszy artykuł stanowi, w związku z tym, próbę w zakresie metodologii klasyfikacji bezrobocia w przekrojach dających się identyfikować na podstawie istniejącej statystyki tego zjawiska. Opracowany model został zweryfikowany przy zastosowaniu danych statystycznych dotyczących bezrobocia w Teksasie w latach 1973-1978, które zgromadzono dzięki wydatnej pomocy Departamentu Studiów i Analiz (Economic Research and Analysis Department) Teksaskiej Komisji do Spraw Zatrudnienia (Texas Employment Commission TEC) i jej kierownika Horacego Godsona.

Wprowadzenie

Podstawową trudnością pojawiającą się podczas dezagregacji globalnego wskaźnika bezrobocia jest ustalenie formuły klasyfikacji. W teorii ekonomii rozpatruje się tradycyjnie cztery typy bezrobocia, chociaż napotkać można również inne, alternatywne podejścia. Na przykład, Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee opublikował w 1961 r. wykaz, w którym przedstawiono siedemdziesiąt różnych terminów i klasyfikacji bezrobocia³. W omawianym wykazie⁴ stwierdza się między innymi: "W niewielu tylko dziedzinach analizy ekonomicznej dane statystyczne i stosowane narzędzia są na tyle precyzyjne by umożliwiały przeprowadzenie klasyfikacji na dowolnym poziomie szczegółowości lub ogólności". Najczęściej pojawia się konieczność dokonania wyboru jednego spośród dwóch możliwych wariantów: "mniej szczegółów dla ogarnięcia całości lub większa ilość szczegółów kosztem ogólnego obrazu". Równie często spotykamy się z koniecznością zaliczenia klasyfikowanej zmiennej do którejś z kategorii klasyfikacyjnych, pomimo iż niezupełnie ona do niej pasuje. "Tego rodzaju dylematy okazują się brzemienne w skutki w przypadku

³ U.S. Congress, Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee, Unemployment: Terminology, Measurement and Analysis (87th Congress, 1st Session, 1961), s. 15-29.

⁴ Ibidem, s. 9.

analizy bezrobocia, jeśli weźmie się pod uwagę ich wpływ na kierunki polityki".

A. P. Thirwall natomiast proponował by analizę zjawiska opierać na dwóch podstawowych kategoriach: "bezrobocia niekontrolowanego" (casual unemployment) i "bezrobocia sterowanego" (cure unemployment).

Celem analizy opartej na kategorii "bezrobocia niekontrolowanego" jest oszacowanie rozmiarów bezrobocia występującego w sytuacji, gdy nie działają żadne środki interwencyjne. Natomiast analiza oparta na kategorii "bezrobocia sterowanego" zmierza do oszacowania wielkości bezrobocia, jakie pozostaje po wprowadzeniu różnorodnych środków interwencyjnych, innymi słowy, celem tej analizy jest uzyskanie odpowiedzi na pytanie "na ile działania interwencyjne okazały się skuteczne". Niezależnie od proponowanych kierunków analizy A. P. Thirwall stosował tradycyjny, czwórdzielny sposób klasyfikacji form bezrobocia⁵.

W czasach bardziej nam bliskich Państwowa Komisja Statystyki Zatrudnienia i Bezrobocia (National Commission on Employment and Unemployment Statistics) opublikowała w wydawanej przez siebie serii prac metodologicznych propozycję typologii bezrobocia opracowaną przez Roberta S. Goldfarba.

R. S. Goldfarb⁶ odrzucił tradycyjną czwórdzielną klasyfikację, motywując to "brakiem precyzji wyróżnionych kategorii bezrobocia oraz tym, że pewna liczba grup bezrobotnych, jak na przykład czasowo bezrobotni lub bezrobocie na lokalnych rynkach pracy o małym zasięgu, nie są precyzyjnie wyodrębnione w omawianej klasyfikacji". W związku z tym Goldfarb wyróżnił siedem typów bezrobocia:

- 1) krótkookresowe,
- 2) jako efekt programów "food stamps"⁷ i WIN⁸.

⁵ A. P. Thirwall, Types of Unemployment: With Special References to Non Demand Deficient, Unemployment in Great Britain, "Scottish Journal of Political Economics" 1961, s. 20-49.

⁶ National Commission on Employment and Unemployment Statistic, Measuring Types of Unemployment. Implications Government Printing Office, 1978.

⁷ Food Stamp Plan - plan subsydiowania konsumpcji żywności w celu pobudzenia popytu (Food Stamp Act z 1964 r.) administrowany przez Consumer and Marketing Service of U. S. Department of Agriculture.

⁸ WIN (The Work Incentive Programme) - wprowadzony w popraw-

- 3) jako efekt programu pomocy bezrobotnym,
 - 4) wywołane nieelastycznością płac,
 - 5) jako efekt występujących opóźnień rozwiązań adaptacyjnych w stosunku do podaży pracy,
 - 6) jako skutek płynności zatrudnienia,
 - 7) specyficzne, wywołane przyczynami natury demograficznej.
- Warto zauważyć, że w opublikowanej krytyce pracy Goldfarba, George E. Johnson wskazuje, iż klasyfikacja ta zawiera spore podobieństwo do klasyfikacji tradycyjnej (czwórdzielnej), np. kategorie 4, 5, 7 odpowiadają kategorii bezrobocia strukturalnego, a 1, 2 i 3 kategorii bezrobocia frykcyjnego w ujęciu tradycyjnym.

Dane statystyczne

Analizę oparto na różnorodnych danych statystycznych pochodzących z wielu różnych źródeł, takich jak: dane sprawozdawcze i szacunki stanowych urzędów zatrudnienia (w tym przypadku Texas Employment Commission - TEC), dane sprawozdawcze zaczerpnięte z państwowych źródeł statystycznych (Current Population Survey - CPS). Na marginesie informacji o źródłach danych statystycznych warto zauważyć, iż miesięczne szacunki bezrobocia w Teksasie uzyskano z Current Population Survey (CPS), gdyż były one nieosiągalne poprzez system sprawozdawczości TEC. Nasuwa się w związku z tym refleksja, iż Teksas należy do grupy dziesięciu stanów, które ze względu na liczbę ludności winny dysponować wiarygodnymi comiesięcznymi szacunkami bezrobocia.

Bardziej szczegółowe informacje na temat wolnych miejsc pracy i poszukujących pracy, w układzie według zawodów i sektorów gospodarki, zaczerpnięto z tab. 96 Employment Service Automated Reporting System (ESARS), która jest publikowana kwartalnie. Wykorzystano również bardzo zasobne źródło informacji na temat kwalifikacji zawodowych osób poszukujących pracy i charakterystyki wolnych miejsc pracy, jakim jest rejestr TEC. Ponadto wykorzystano również standardowe sprawozdania TEC - Characteristics of

kach do rozdziału IV Social Security Act ze stycznia 1968 r. ma na celu niesienie pomocy w znalezieniu pracy osobom wymagającym specjalnej opieki (np. inwalidzi).

the Insured Unemployed (ES 203). Sprawozdanie to zawiera informacje na temat osób pozostających bez pracy a zakwalifikowanych jako wymagających udzielenia pomocy. Jednakże wprowadzenie tych danych do obliczeń nie wywoływało znaczących zmian ogólnych rezultatów i w efekcie zrezygnowano z dalszego ich stosowania. Podstawową wadą sprawozdawczości TEC jest to, iż ukazuje ona jedynie tych poszukujących pracy i jedynie te oferty pracy, które są rejestrowane w kartotekach TEC i dlatego też nie można traktować owej sprawozdawczości jako w pełni reprezentatywnej.

Statystyka bezrobocia publikowana w CPS ukazuje się w odstępach miesięcznych, podczas gdy TEC - w kwartalnych, dlatego też powstała konieczność dokonania przeliczeń wskaźników kwartalnych na miesięczne, w celu doprowadzenia do porównywalności danych.

Model

Tradycyjny sposób klasyfikacji oparty był na czterech kategoriach bezrobocia: frykcyjnym, sezonowym, strukturalnym i cyklicznym (tzn. wywołanym niedostatecznym popytem w gospodarce). Definicje bezrobocia sezonowego i cyklicznego są klarowne i ogólnie przyjęte przez analityków rynku pracy. Natomiast jeśli chodzi o frykcyjne i strukturalne bezrobocie, to trudności metodologiczne są nieporównanie większe i dlatego też kategorie te nie zostały wzięte pod uwagę w niniejszym badaniu.

Stosowany w tym artykule model analityczny oparty został na czterech różnych, jednakże nie wykluczających się wzajemnie, typach bezrobocia, tzn.: cyklicznym, sezonowym, dysproporcjonalnym (dysproporcja pod względem kwalifikacji: poszukujący pracy - wolne miejsca pracy) oraz autonomicznym. Mimo że bezrobocie dysproporcjonalne oraz autonomiczne są w pewnym stopniu zbieżne z ogólnymi kategoriami bezrobocia strukturalnego i frykcyjnego, to jednak w niniejszym opracowaniu zastosowano dwie pierwsze z wymienionych kategorii ze względu na to, iż są one łatwiejsze do skwantyfikowania na podstawie istniejących danych.

Przedstawiany model analityczny zakłada, iż globalne bezrobocie stanowi funkcję liniową czterech wyróżnionych wyżej kategorii, ich wzajemnych powiązań, trendu liniowego oraz błędu losowego.

W związku z tym model będzie miał następującą postać:

$$U = a + B_1X_1 + B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + e$$

gdzie:

- U - stopa bezrobocia (poziom),
- a - bezrobocie autonomiczne (niezależne),
- X_1 - bezrobocie sezonowe,
- X_2 - bezrobocie dysproporcjonalne,
- X_3 - bezrobocie cykliczne,
- X_4 - trend liniowy,
- e - błąd losowy,
- B_{1-4} - współczynniki regresji zmiennych niezależnych $X_1 - X_4$.

Objaśnienie zmiennych

Zagregowane równanie wielkości bezrobocia wskazuje, że w Teksasie jest ono sumą czterech kategorii. Bezrobocie autonomiczne (a), stanowi formę, która występuje nawet wtedy, gdy zjawisko to wywoływane innymi przyczynami nie istnieje w danym momencie czasu. Można również spotkać się z nazwą "bezrobocie minimalnego", które jest częścią bezrobocia frykcyjnego, które nie ulega redukcji, tzn. jest to taka wielkość bezrobocia, która występuje jako naturalny efekt fluktuacji zatrudnienia i zmian wielkości podaży siły roboczej.

Bezrobocie sezonowe (X_1) jest jednym z wielu zjawisk o charakterze sezonowym, jakie obserwuje się w gospodarce. Sezonowość w zatrudnieniu jest wywoływana szeregiem różnorodnych czynników, jak np. pory roku, nasilenie zakupów i sprzedaży w okresie przedświątecznym, żniwa, czy wreszcie letnie wakacje szkolne. W niniejszym modelu wahania sezonowe bezrobocia wyznaczono zliczając miesięczne odchylenia od trendu.

Zmienne X_{2a} i X_{2b} zostały wydzielone ze zmiennej X_2 jako zmienne reprezentujące bezrobocie dysproporcjonalne. Tradycyjnie zmienne te nie są rozdzielane, lecz występują jako wielkość zagregowana bezrobocia strukturalnego. Jednakże w tym artykule ograniczenia wynikające ze statystyki Texas Employment Commission nie dają możliwości operowania tą kategorią. Dane ESARS z okresu

1973-1978 zostały użyte do analizy bezrobocia dysproporcjonalnego występującego na obszarze obejmowanym ewidencją statystyczną TEC. Poszukujący pracy za pośrednictwem TEC zostali wyspecyfikowani według zawodów i zestawień w szeregu czasowym, podobnie jak zgłoszone do TEC wolne miejsca pracy.

Zmienna X_{2a} oznacza tych wszystkich, którzy pozostają zarejestrowani przez co najmniej 30 dni, nie znajdując pracy. Zmienną X_{2b} wyznaczono obliczając regresję relacji wolne miejsca - poszukujący pracy, lecz tylko w odniesieniu do tych, którzy pozostawali zarejestrowani w TEC ponad 30 dni. W ten sposób zmienna X_2 umożliwia odróżnienie krótkookresowych od długookresowych dysproporcji na rynku pracy, ewidencjonowanych przez TEC.

Zmienna X_3 reprezentuje rozmiary bezrobocia cyklicznego w Teksasie, pozostającego w związku z fazami cyklu koniunkturalnego. W celu wyznaczenia X_3 zastosowano dwie typowe techniki badania szeregów czasowych, w wyniku czego uzyskano dwie różne wielkości X_3 . Technika pierwsza polega na wyliczeniu trendu liniowego zmian bezrobocia, w którym wyróżnia się cztery fazy cyklu koniunkturalnego: poprawy koniunktury, najwyższej koniunktury, słabnącej koniunktury i depresji. Zgodnie z tym wyznacza się: X_{3a} - zmienna obrazująca wielkość bezrobocia w pierwszej fazie, X_{3b} - w drugiej itd. Technika druga polega również na zastosowaniu trendu liniowego współczynnika zmienności cyklicznej bezrobocia. Współczynnik ten ma następującą postać:

$$c = \frac{TCSI}{TSI} 100$$

Wskaźnik zmienności cyklicznej oznaczono jako X_3 .

W okresie 1973-1978 obserwowano wejście gospodarki Teksasu w stadium kryzysu i kolejno wystąpiły wszystkie jego fazy.

Zmienną X_4 wprowadzono do modelu w celu uchwycenia zmian wynikających z tego, iż liczba bezrobotnych ulega wahaniom (niektórzy znajdują pracę po pewnym okresie wyczekiwania, inni ją tracą, powiększając szeregi bezrobotnych). Zmienna X_4 przedstawia owe zmiany w sposób pośredni - wskazując okres, w którym osoby bezrobotne pobierają zasiłki z funduszu Programu Pomocy Bezrobotnym (Unemployment Insurance Program). Omawiana zmienna, co wykazały późniejsze badania, nie miała istotnego wpływu na uzyskiwane rezultaty, dlatego też wykluczono ją z dalszej analizy.

Metoda analizy

W niniejszych badaniach zastosowano nieodróżnicowaną hierarchiczną regresję wieloraką, gdzie (a) jest wyrazem wolnym oraz B_1 , B_2 , B_3 i B_4 są współczynnikami regresji szacowanego równania bezrobocia. Zmienne zestawiano ze sobą w różnych kombinacjach w celu zidentyfikowania wzajemnych powiązań (np. dwie zmienne bezrobocia "dysproporcjonalnego" zestawiono ze zmiennymi według faz cyklu koniunkturalnego). Wskazana procedura umożliwiła stwierdzenie efektu oddziaływania wyróżnionych par zmiennych na zagregowaną stopę bezrobocia. Powyższe pozostaje w zgodzie z powszechnie akceptowaną teorią głoszącą, iż poszczególne formy bezrobocia nie wykluczają się wzajemnie.

Musimy jednak stwierdzić, iż wykryte w drodze obliczeń liczne powiązania między zmiennymi okazały się nie tak istotne, jeśli chodzi o ich wpływ na stopę bezrobocia, jak to miało miejsce w przypadku zmiennych bezrobocia "dysproporcjonalnego".

Rezultaty

Rezultaty badań zostały przedstawione w tab. 1-4. Tabela 1 przedstawia wartości średnich ($\bar{x}$) oraz wartości odchylenia stan-

T a b e l a 1

Wartości średnich i odchylenia standardowego zmiennych

Zmienne	Średnia	Odchylenia standardowe	Liczba obserwacji
1	2	3	4
X_{2a}	1,2002	0,3422	52
X_{2b}	-0,4417	0,3705	52
X_1	1,0020	0,0894	52
X_{3a}	0,1731	0,3820	52
X_{3b}	0,3462	0,4804	52
X_{3c}	0,3269	0,4737	52
X_3	0,1511	0,5294	52

Tabela 1 (cd.)

1	2	3	4
$X_{2a} X_{2b}$	-0,6447	0,7270	52
X_4	26,5000	15,1548	52
Zmienna zero-jedynkowa	0,3462	0,4804	52
Y	5,1962	0,8248	52

dardowego (s) zmiennych modelu. Znaki miar średnich prezentowanych w tab. 1 pozostają w zgodzie z obowiązującą teorią ekonomii. Na przykład znak zmiennej X_{2b} jest ujemny, co oznacza, że w dłuższym okresie (ponad 30 dni) wielkość bezrobocia dysproporcjonalnego będzie wykazywała tendencję malejącą, o ile gospodarka nie znajduje się w stadium regresji.

W tabeli 2 zawarto wyniki obliczeń regresji wielorakiej w postaci przyrostowych i skumulowanych R^2 oraz statystyki t-Studenta.

Tabela 2

Wartości R^2 (cząstkowe i skumulowane) indywidualne
wartości statystyki t i p dla każdej zmiennej
według kolejności wprowadzania do obliczeń

Zmienne	Cząstkowe R^2	Skumulowane R^2	t	p
X_1	0,25016	0,25016	4,084	001
X_{2a}	0,09120	0,34135	2,605	02
X_{2b}	0,01868	0,36003	1,184	05
$X_{2a} X_{2b}$	0,03965	0,39969	1,762	05
X_{3a}	0,00789	0,40758	0,783	05
X_{3b}	0,18586	0,59344	4,536	001
X_{3c}	0,24874	0,84217	8,327	001
X_3	0,02810	0,87027	3,052	005
X_4	0,00066	0,87093	0,464	05
Zmienna zero-jedynkowa	0,00000	0,97093	0,316	05

Globalna $R^2 = 0,87093$; globalna wartość F = 27,66665;
p < 001.

Uzyskane wyniki upoważniają do stwierdzenia, iż model objaśnia w 87,1% zmienność stopy bezrobocia w Teksasie w latach 1973-1978 na poziomie istotności 0,001.

Tabelę 3 opracowano na podstawie tab. 2 w celu pokazania zestawów zmiennych oraz współzależności zmiennych X_{2a} i X_{2b} .

T a b e l a 3

Cząstkowe wartości R^2 dla wyróżnionych zestawów zmiennych w kolejności ich wprowadzania

Zestaw zmiennych	Cząstkowe R^2	t	p
Sezonowe X_1	0,25016	4,0842	1/50 001
Dysproporcjonalne X_2	0,10988	1,7391	2/48 05
Współzależności X_{2a} X_{2b}	0,03965	2,79699	4/47 01
Cykliczne X_3	0,47059	3,2318	8/43 005

Tabela 4 wreszcie pokazuje wartości współczynników i współczynników B - regresji zmiennych objaśniających, wprowadzanych pojedynczo, jak i przy estymacji jednoczesnej wszystkich zmiennych równania. W estymacji jednoczesnej oszacowano wartości stałej stopy bezrobocia w Teksasie na 1,54%. Wyjaśnienie w odniesieniu do tej wielkości zawarte jest w następnym paragrafie. Wartość statystyki Durбина-Watsona na poziomie 1,7 nie wskazuje na istnienie autokorelacji.

T a b e l a 4

Współczynniki regresji B i beta dla zmiennych wprowadzanych pojedynczo oraz współczynniki regresji B dla estymacji jednoczesnej wszystkich zmiennych

Zmienna	Współczynnik regresji B	Współczynnik beta dla zmiennych cząstkowych	t	p	Współczynnik przy estymacji jednoczesnej
1	2	3	4		5
X_1	4,613469	0,51934	4,084	001	4,790444
X_{2a}	-0,7281340	-0,15326	2,605	02	-0,3693936
X_{2b}	0,7833623	-0,15941	1,184	05	-0,3548593

Tabela 4 (cd.)

1	2	3	4	5
$X_{2a} X_{2b}$	0,6158356	0,10674	1,762 05	0,1211178
X_{3a}	-0,1991613	0,21301	0,783 05	0,459945
X_{3b}	0,8442434	0,42084	4,536 001	0,7226108
X_{3c}	1,326413	0,32349	8,327 001	0,5633373
X_3	0,6547179	0,43264	3,052 001	0,6741368
X_4	0,004957685	0,09096	0,464 05	0,004951025
Zmienna zero- jedynkowa	-0,003873426	-0,00226	0,0316 05	-0,003873426

Wyraz wolny przy estymacji jednoczesnej = 0,01539369; DW = 1,70195; globalna wartość F = 27,66665; globalna wartość $p < 001$; błąd standardowy = 0,33050.

Interpretacja uzyskanych rezultatów

Jak to wskazywano poprzednio, model objaśnia w 87% zmienność stopy bezrobocia w latach 1973-1978. Wynik ten zasługuje na uwagę w kontekście opinii wyrażanych w literaturze na temat niedoskonałości rozpoznania procesów i zjawisk występujących na rynku pracy przez agencje Employment Service. Współczynnik R^2 o wartości 0,87 pozwala odnosić się z zaufaniem do sprawozdawczości Texas Employment Commission, wskazując przy tym, iż zmiany struktury zgłoszeń wolnych miejsc pracy i poszukujących pracy oraz osób otrzymujących zapomogi dla bezrobotnych poprzez urzędy TEC są silnie związane ze zmianami koniunktury w Teksasie.

Wydaje się, że należałoby zarówno w teorii, jak i w badaniach empirycznych poświęcić więcej uwagi zjawisku "bezrobocia autonomicznego". W naszych badaniach jest ono wyrażane poprzez wyraz wolny linii regresji. Jest to taka wielkość bezrobocia, która istnieje nawet wówczas, gdy bezrobocie "dysproporcjonalne", cykliczne i sezonowe oraz efekt ich wzajemnego oddziaływania są równe zeru. Bezrobocie autonomiczne oszacowano jako 1,54% ogólnej jego wielkości. Oznacza to, ogólnie biorąc, iż najmniejsza

nie dająca się zredukować wielkość bezrobocia w Teksasie w latach 1973-1978. wynosiła około 1,5%.

Tabela 3 przedstawia szereg rezultatów, rozszerzających znacznie pole analizy, odnosi się to szczególnie do R^2 - przyrostowych dla podstawowych zestawów zmiennych. W niniejszej tabeli zmienne zostały ułożone w zestawy, podczas gdy w równaniu modelu wyróżniono jedynie kilka czynników. Przyrostowe R^2 dla bezrobocia "dysproporcjonalnego" wynosi 0,11, co oznacza, że 11% wartości różnicy pomiędzy obserwowaną różnicą całkowitego i autonomicznego bezrobocia w Teksasie jest objaśniane występowaniem dysproporcji rynkowych. Oznacza to, iż w 5% stopie bezrobocia w Teksasie, część przypadająca na rynkowe dysproporcje wynosi 0,38% $[(5,0 - 1,54) 0,11]$. Wartość R^2 dla pozostałych zestawów zmiennych interpretuje się podobnie.

Ponadto uzyskane wyniki wskazują, iż bezrobocie cykliczne objaśnia w 47% zmienność globalnej stopy bezrobocia oraz że bezrobocie sezonowe jest w Teksasie znaczne.

Znaczenie praktyczne wyników badań

Zasoby siły roboczej wzrosły w Teksasie, w okresie od stycznia 1973 r. do stycznia 1978 r., o 765 200 osób, tj. o 15,9%. W tym samym czasie stopa bezrobocia ulegała okresowym wahaniam wzrastając z 4,1 do 5,5%, a następnie w końcu 1978 r. spadając do poziomu pierwotnego, tzn. 4,1%. Wahanie stopy bezrobocia mieściły się w granicach wyznaczanych wartościami ekstremalnymi, tj. wartością minimalną 2,9% w grudniu 1973 r. i maksymalną 7% w czerwcu 1976 r. Tabela 5 zawiera wybrane wyniki badań, które mogą być pomocne w rozwiązywaniu problemów rynku pracy w Teksasie. Cztery ostatnie kolumny tej tabeli zawierają wskaźniki procentowe ukazujące różne rodzaje bezrobocia, podczas gdy trzy pierwsze kolumny zawierają wskaźniki obrazujące sytuację gospodarczą stanu. Na przykład 7% stopa bezrobocia towarzysząca pogarszającej się koniunkturze jest w około 2,57% spowodowana wahaniami cyklicznymi bezrobocia. W tym samym czasie około 0,82 i 1,37% zasobów siły roboczej jest niezatrudnione ze względu na wahanie sezonowe i dysproporcje na rynku pracy. Jeżeli więc np. ogólne zasoby siły

T a b e l a 5

Zestawienie wybranych wyników
do interpretacji procesów bezrobocia

Obserwowane stopy bezrobocia	Faza cyklu	Kwartał kalen-darzowy	Bezro-bocie autono-miczne	Bezro-bocie dyspro-porcjo-nalne	Bezro-bocie cykli-czne	Bezro-bocie sezo-nowe
2,9	wysokiej koniunk-tury	4	1,54	0,20	0,64	0,34
7,0	słabnącej ko-niunktury	2	1,54	0,82	2,57	1,37
4,7	wychodzenia z kryzysu	4	1,54	0,47	1,49	0,79
5,7	wychodzenia z kryzysu	2	1,54	0,62	1,96	1,04

robotniczej w Teksasie wynoszą w danym okresie 6,5 mln, to można oczekiwać, że 153 300 osób spośród nich nie znajdzie pracy (6,5 mln 0,0082) ze względu na dysproporcje na rynku pracy, 16 700 osób na skutek wahań cyklicznych oraz 89 000 będzie sezonowo bezrobotnych. Jednocześnie można założyć, że około 1,54% pozostanie bez pracy w efekcie normalnych zmian na rynku pracy (wahania napływu i odpływu z rynku pracy lub zmian popytu na pracę).

Tego rodzaju informacje, chociaż szacunkowe, są jednak wielce użyteczne w większości przypadków formułowania strategii i doboru środków zaradczych. Współczynniki zawarte w tab. 5 stanowią jeden z wielu możliwych przykładów zastosowania opracowanego modelu.

Uwagi podsumowujące

Jedną z najważniejszych, a przy tym najmniej kontrowersyjną konkluzją wynikającą z przeprowadzonych badań jest stwierdzenie, iż wyniki ich są w dużym stopniu obciążone niedoskonałościami systemu statystyki bezrobocia, sporządzonej przez Employment Service. Statystyka ta nie obejmuje wszystkich poszukujących pracy i

wszystkich wolnych miejsc pracy na obszarze stanu. Wiele badań innych autorów wyraźnie to potwierdza. Skądinąd jednak wyniki przeprowadzonych badań wskazały na istnienie silnej zależności pomiędzy wskaźnikami wielkości bezrobocia w Teksasie a zmianami w strukturze rejestrowanych wolnych miejsc pracy i poszukujących pracy za pośrednictwem Teksaskiej Komisji Zatrudnienia (TEC). Warto zauważyć, że tego rodzaju zależność nie była dotychczas tak dokładnie udokumentowana.

Należy również zwrócić uwagę, iż wyniki prezentowanych badań są w wysokim stopniu uzależnione od zastosowanej metody badania. W niniejszych badaniach użyto regresji hierarchicznej, w której zmienne niezależne są wprowadzane do obliczeń w określonym porządku - w pierwszej kolejności wprowadzono do badań zmienną bezrobocia sezonowego i dysproporcjonalnego, powołując się na pogląd stwierdzający, że te formy nie wykazują większych zmian w krótkich okresach. W ten sposób wymienione zmienne odgrywają w obliczeniach rolę wielkości stałych.

Uzyskane rezultaty można w ograniczonym zakresie uogólniać. Można je mianowicie odnosić do innych obszarów i odmiennych okresów, pod warunkiem jednak, iż wykazują one podobieństwo do tych warunków, jakie występowały w Teksasie w latach 1973-1978.

Źródło: Z. Kaźmierczak

William L. McKee, William A. Luker

STRUCTURE OF UNEMPLOYMENT IN TEXAS

Decision-making at a local level concerning employment involves a need for estimating the character and extent of unemployment. Unemployment is generated by various causes such as business cycles, seasonal fluctuations, disproportions between professional qualifications of the unemployed and requirements ensuing from the structure of vacant jobs as well as by manpower mobility and gaps in information flow within the labour market.

To ensure effective counteraction of unemployment by the local employment policy it is necessary to apply selective strategic programs at the local level addressed to particular forms of unemployment. The basic difficulty encountered in realization of such programs is connected with identification and quantitative determination of different unemployment categories. It is worth noting here that traditional forms of unemployment classification are, to a bigger extent, a product of abstract economic analysis than an effect of adaptation to the available statistical reporting.

The aim of this article was to present and verify a system making possible identification of the unemployment structure in Texas over the years 1973-1978.

A unique feature of the performed analysis lies in the fact that there were ensured by the authors comparability (transformation) of data provided by programs of state employment agencies (in this case by Texas Employment Commission) with data provided by the federal statistics - Current Population Survey.

The employed econometric model was based on four different although not excluding one another categories of unemployment, and namely on cyclic, seasonal, "disproportional", and autonomous unemployment. Although the categories of "disproportional" and autonomous unemployment are connected with generally accepted concepts of structural and frictional unemployment, there were employed alternative concepts in this analysis due to the fact that they correspond more closely with the accessible statistical data.

The applied model assumes that the overall unemployment represents a linear function of four above-mentioned unemployment forms and of their interaction, of linear trend and of error term.

The model explains in about 87 per cent the form of unemployment in Texas over the years 1973-1978. It is estimated that autonomous unemployment accounted for 1.54 per cent of the overall unemployment, which can signify that the lowest irreducible unemployment volume in Texas in the period under survey did not exceed 1.5 per cent. Cyclic unemployment affected in 47 per cent the level of overall unemployment. Moreover the results provided by the analysis afford a conclusion that seasonal unemployment was relatively big in Texas.

