

MODELOWANIE DOCHODÓW PRZEDSIĘBIORSTW I GOSPODARSTW DOMOWYCH

Robert Pater¹

1. Wstęp

Celem artykułu jest analiza wpływu różnych czynników na wielkość podatków dochodowych wpłacanych na rzecz gmin oraz na dochody przedsiębiorstw i gospodarstw domowych, a także konstrukcja prognoz tych dochodów. Dane przyjęte do analizy pochodzą przede wszystkim z Banku Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego. W pierwszej części artykułu podjęto próbę modelowania podatków dochodowych od osób fizycznych i prawnych w przekroju gminnym w 2004 r. Ze względu na fakt, że dane te dla poszczególnych lat są nieporównywalne, następnie autor przechodzi do modelowania dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych obliczonych na podstawie wpływów z podatków dochodowych gmin. W tym celu autor korzysta z danych panelowych. Analizą objęte są lata 1999 do 2004 włącznie.

Ostatnią część stanowi prognoza dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Jest ona dokonana za pomocą dwóch alternatywnych modeli: modelu trendu oraz modelu z błędami podlegającymi schematowi autoregresyjnemu rzędu pierwszego. Szereg czasowy obejmuje lata 1999 do 2005. Okresem prognozy jest rok 2006.

2. Analiza wpływów gmin z tytułu podatków dochodowych

2.1. Analiza korelacji

Podatki dochodowe determinuje: liczba ludności, w szczególności ta w wieku produkcyjnym oraz liczba jednostek gospodarczych. Ogólnie wraz ze wzrostem tych wielkości, rosną wpływy z podatków dochodowych. Obserwuje się jednak bardzo słabe zależności nieliniowe w przypadku wpływu obydwu zmiennych na podatki dochodowe. W grupie gmin o bardzo małej liczbie ludności i jednostek gospodarczych wpływy z podatków dochodowych wzrastają mniej proporcjonalnie niż wzrost liczby ludności i jednostek gospodarczych

(reagują nieelastycznie). W większych gminach wzrost ten jest już w przybliżeniu proporcjonalny. W województwie podkarpackim w nieco mniejszym stopniu te wielkości określają podatek dochodowy od osób prawnych (korelacja z przedziału 0,8-0,9) niż fizycznych (korelacja prawie pełna ($r > 0,95$)). W lubelskim zarówno liczba ludności, jak i jednostek gospodarczych niemalże całkowicie określa obydwa podatki ($r > 0,95$).

Istnieje duża zależność pomiędzy wydatkami bieżącymi gmin, a dochodami z tytułu podatków dochodowych. W przypadku województwa lubelskiego wielkość wpływów z podatku dochodowego od osób prawnych bardziej niż w podkarpackim wpływa na wielkość wydatków bieżących. Podobnie w przypadku zależności pomiędzy podatkami dochodowymi, a wydatkami majątkowymi i pozostałymi. W lubelskim występuje ponownie korelacja prawie pełna ($r > 0,9$), w podkarpackim korelacja nieco niższa, ale nadal bardzo wysoka; od 0,8 do 0,9 dla podatku od osób fizycznych i od 0,7 do 0,8 dla podatku od osób prawnych.

Występuje bardzo słaba (istotna na poziomie $p=0,05$) ujemna zależność pomiędzy powierzchnią gminy a podatkami dochodowymi w podkarpackim. Oznacza to, że duże gminy mają raczej tendencję do nieefektywnego wykorzystywania części swojej powierzchni, np. z powodu istniejącej na tych terenach działalności rolniczej. Tendencja ta jest jednak bardzo słaba. Natomiast w przypadku województwa lubelskiego nie występuje taka tendencja.

Liczba zatrudnionych w przedsiębiorstwach niezwiązanych z działalnością rolniczą determinuje wysokość podatków dochodowych. Sektor publiczny w mniejszym jednak stopniu niż sektor prywatny, co jest bardziej widoczne w przypadku podatku od osób prawnych. Ponownie w przypadku lubelskiego liczba zatrudnionych poza rolnictwem w większym stopniu niż w gminach podkarpackiego koreluje z wpływami z podatków dochodowych. Na podstawie bliskiego jedności wartości współczynnika korelacji pomiędzy liczbą pracujących na rachunek własny, a wielkością wpływów gmin z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych można stwierdzić, że prowadzący działalność gospodarczą na rachunek własny wnoszą istotną część podatku, co może być zaletą do zakładania własnej firmy.

¹ Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie

Występuje nieliniowa zależność pomiędzy wpływami z podatków dochodowych a stopą ludności w wieku produkcyjnym. W przypadku lubelskiego na ogół dopiero w gminach o stopie ludności w wieku produkcyjnym powyżej 0,63% następuje istotny wzrost wpływów z podatku dochodowego od osób fizycznych. W przypadku województwa podkarpackiego zależność pomiędzy tymi zmiennymi jest bardziej widoczna. W gminach o relatywnie niskim odsetku osób w wieku produkcyjnym wpływy z podatku od osób fizycznych są niskie. Wraz ze wzrostem stopy ludności w wieku produkcyjnym wpływy z podatku dochodowego od osób fizycznych rosną coraz szybciej.

Niska ujemna zależność pomiędzy stopą bezrobotnych a dochodami gmin z podatków dochodowych pokazuje, że nawet przy wyższej stopie bezrobotnych gminy mogą wypracować relatywnie wysoki dochód. Można więc stwierdzić, że jakość zasobów siły roboczej ma duże znaczenie dla wysokości podatków dochodowych.

W województwie podkarpackim występuje przeciętna zależność pomiędzy wpływami z podatków dochodowych, a długością dróg gminnych o nawierzchni twardej na km kwadratowy. W przypadku części gmin ta zależność jest widoczna, w pozostałych nieco mniej. W województwie lubelskim ten czynnik ma mniejsze znaczenie. Dopiero w gminach o znaczącej długości dróg, ma on pewien wpływ. Na ogół wskaźnik ten powinien przekroczyć wartość ok. 0,7 km na km² w lubelskim, żeby wpływ był widoczny.

Przeciętna zależność występuje również pomiędzy poziomem przedsiębiorczości liczoną jako liczba jednostek gospodarczych na mieszkańca a dochodami gmin z tytułu podatków dochodowych. W podkarpackim współczynnik korelacji liniowej $r \approx 0,5$ natomiast w lubelskim $r \approx 0,4$. Podobnie jak w przypadku dróg gminnych, także i poziom przedsiębiorczości wpływa na wielkość wpływów z podatków dochodowych, ale dopiero, gdy jest on znaczący.

W gminach o niższym poziomie przedsiębiorczości nie zauważa się istotnych zależności.

Zauważa się, że w części gmin, o niewielkiej ilości gospodarstw rolnych wpływy z podatków od osób fizycznych są wyższe. Pomimo więc, iż rolnicy nie płacą tego podatku, można doszukiwać się pewnego efektu niewykorzystanych możliwości, związanego z małą efektywnością rolnictwa w porównaniu do innych sektorów gospodarki.

2.2. Modelowanie podatków dochodowych gmin

Na podstawie analizy korelacji i wykresów rozrzutu zdecydowano się zastosować postać potęgową modeli podatków dochodowych gmin. Wynika to z istnienia wielu zależności nieliniowych pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Nawet w przypadku zależności pomiędzy wysokością podatku dochodowego od osób fizycznych a liczbą ludności zauważa się pewną słabą nieliniowość. W modelu nie uwzględniono stałej, ponieważ przy braku czynników wpływających na dochody z tytułu podatków dochodowych, dochody te są zerowe. Postać przyjętych modeli jest następująca:

$$P = \prod_{k=1}^K (x_k^{\alpha_k}) e^{\xi}$$

gdzie:

- P – wpływy z danego podatku dochodowego,
- x_k – regresory,
- α_k – szacowane parametry modelu,
- ξ – składnik losowy.

Parametry strukturalne oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Obliczeń dokonano przy użyciu programu SPSS. Jako metodę doboru zmiennych objaśniających zastosowano przede wszystkim analizę ekonomiczną czynników wpływających na podatki dochodowe gmin. Dodatkowo zastosowano algorytm regresji krokowej wstecznej (Dobosz 2001, s. 191), aby wyeliminować zmienne współliniowe (np. liczba ludności i liczba jednostek gospodarczych). Szczegółowe wyniki oszacowań zostały przedstawione w poniższych tabelach.

Tabela 1. Szczegółowe wyniki uzyskanego modelu podatku dochodowego od osób fizycznych dla Podkarpacia, dane w tys. zł

Zmienna zależna: Podatek dochodowy od osób fizycznych(ln)				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
Ludność(ln)	1,14	,02	55,91	,00
Stopa ludności w wieku produkcyjnym(ln)	5,92	,35	16,82	,00
Stopa bezrobocia(ln)	-,12	,06	-1,97	,05
Pracujący w rolnictwie(ln)	-,12	,03	-3,76	,00
R ²	0,99	Statystyka F		34493,99
Dostosowany R ²	0,99	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 2. Szczegółowe wyniki uzyskanego modelu podatku dochodowego od osób fizycznych dla Lubelszczyzny, dane w tys. zł

Zmienna zależna: Podatek dochodowy od osób fizycznych(ln)				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
Ludność(ln)	1,11	,02	65,91	,00
Stopa ludności w wieku produkcyjnym(ln)	5,02	,29	17,43	,00
Stopa bezrobocia(ln)	-,27	,07	-3,63	,00
Pracujący w rolnictwie(ln)	-,17	,03	-6,03	,00
R ²	0,99	Statystyka F		37076,71
Dostosowany R ²	0,99	P (Statystyka F)		0,00

Na podstawie otrzymanych oszacowań można stwierdzić, że istotny wpływ na wysokość dochodów gmin z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych ma:

- liczba ludności,
- odsetek ludności w wieku produkcyjnym,
- stopa bezrobotnych,
- liczba pracujących w rolnictwie.

Za pomocą liczby ludności można oszacować znaczną część dochodów gmin z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych. Odsetek ludności w wieku produkcyjnym obrazuje natomiast w dużej mierze jakość zasobów siły roboczej w danej gminie i pośrednio jej produktywność. Kolejną zmienną statystycznie istotnie określającą wpływy z podatku od osób fizycznych jest stopa bezrobotnych. Ze względu na niedostępność danych na temat stopy bezrobocia na poziomie gmin, obliczono stopę bezrobotnych jako udział liczby bezrobotnych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym. Ta zmienna pokazuje stopień wykorzystania siły roboczej w danej gminie. Zależność po-

między stopą bezrobotnych i wpływami z podatku od osób fizycznych jest ujemna. Ostatnią zmienną modelu podatków od osób fizycznych jest liczba pracujących w rolnictwie. Wprawdzie rolnicy nie płacą tego podatku, ale istotność wpływu tej zmiennej w obydwu województwach może pokazywać koszt alternatywny zatrudnienia w rolnictwie. Wzrost liczby pracujących w rolnictwie nie sprzyja koniunkturze gmin i powoduje zmniejszenie wpływów z podatku dochodowego od osób fizycznych.

W województwie podkarpackim liczba ludności, w szczególności tej w wieku produkcyjnym ma nieco większy wpływ na dochody gmin z podatku dochodowego od osób fizycznych niż w województwie lubelskim. W lubelskim z kolei większy procentowy wpływ ma stopa bezrobotnych (zapewne ze względu na to że jest niższa) oraz liczba pracujących w rolnictwie.

Szczegółowe wyniki oszacowań dla modelu podatku dochodowego od osób prawnych zostały przedstawione w poniższych tabelach.

Tabela 3. Szczegółowe wyniki uzyskanego modelu podatku dochodowego od osób prawnych dla Podkarpacia, dane w tys. zł

Zmienna zależna: Podatek dochodowy od osób prawnych(ln)				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
Jednostki gospodarcze(ln)	1,32	,10	12,99	,00
Stopa ludności w wieku produkcyjnym(ln)	8,65	1,40	6,17	,00
Drogi na km(ln)	,32	,13	2,48	,01
R ²	0,86	Statystyka F		18,84
Dostosowany R ²	0,85	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 4. Szczegółowe wyniki uzyskanego modelu podatku dochodowego od osób prawnych dla Lubelszczyzny, dane w tys. zł

Zmienna zależna: Podatek dochodowy od osób prawnych(ln)				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
Jednostki gospodarcze(ln)	1,25	,09	14,52	,00
Stopa ludności w wieku produkcyjnym(ln)	8,81	1,15	7,63	,00
Drogi na km(ln)	,08	,13	,58	,56
R ²	0,77	Statystyka F		18,84
Dostosowany R ²	0,77	P (Statystyka F)		0,00

Istotny wpływ na wysokość dochodów gmin z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych ma:

- liczba jednostek gospodarczych,
- odsetek ludności w wieku produkcyjnym,
- długość dróg gminnych na km² (w przypadku lubelskiego wpływ tego czynnika jest nieistotny).

Podobnie jak na dochody z podatków od osób fizycznych wpływała liczba ludności, tak i na dochody z podatków od osób prawnych wpływa przede wszystkim liczba jednostek gospodarczych. Istotny jest również odsetek ludności w wieku produkcyjnym. W przypadku tego podatku, ludność w wieku produkcyjnym może dodatkowo obrazować tendencje migracyjne aktywnych zawodowo do gmin o wyższym poziomie przedsiębiorczości. Długość dróg gminnych o twardej nawierzchni na km² powierzchni pokazuje przystosowanie gmin do działalności gospodarczej i ogólne zaawansowanie urbanistyczne gminy.

W województwie podkarpackim wpływ ww. czynników na dochody z podatku dochodowego od osób prawnych jest silniejszy niż w lubelskim.

Oszacowania parametrów stojących przy poszczególnych zmiennych interpretuje się w kategoriach elastyczności cząstkowych, tzn. o ile procent wzrosną wpływy z danego podatku dochodowego, jeżeli analizowana zmienna objaśniająca wzrośnie o 1%.

Jako przykład może posłużyć interpretacja parametru stojącego przy zmiennej opisującej liczbę pracujących w rolnictwie. W przypadku województwa podkarpackiego parametr ten przyjął wartość -0,115. Oznacza on, że wzrost zatrudnienia w rolnictwie w gminie należącej do tego województwa o 1% spowoduje, przy pozostałych czynnikach niezmiennych, spadek wpływów z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych o 0,115%. Dla przykładu wzrost zatrudnienia

w rolnictwie w gminie Baranów Sandomierski o 1 osobę spowoduje (przy innych czynnikach bez zmian) spadek wpływów podatku dochodowego od osób fizycznych o ok. 1800 zł. W przypadku gminy Adamówka strata powinna być znacznie mniejsza i wynieść ok. 120 zł.

Analogicznie interpretuje się parametry w przypadku modeli podatku od osób prawnych.

3. Analiza dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych

3.1. Wpływ czynników makroekonomicznych na dochody przedsiębiorstw i gospodarstw domowych

Konstrukcja modeli podatków dochodowych gmin na podstawie danych poziomu mezoekonomicznego jest w dużej mierze ograniczona. Powodem tego jest fakt, że warunki regionalne nie są jedynymi czynnikami określającymi koniunkturę w poszczególnych województwach. Również impulsy makroekonomiczne w istotny sposób wpływają na sytuację gospodarczą w poszczególnych gminach. Dodatkowo ograniczeniem badań wpływów z podatków dochodowych był brak dokładnej statystyki na poziomie gminnym. Dlatego też konieczne stało się uwzględnienie ważniejszych czynników makro w przypadku modelowania podatków dochodowych.

Dane makroekonomiczne są prezentowane w postaci szeregów czasowych. To powoduje konieczność rozszerzenia dotychczasowej analizy na kilka lat. Z uwagi na dostępność danych oraz zmiany w podziale terytorialnym kraju, w niniejszym punkcie analizę rozszerzono do okresu od 1999 do 2004 r. włącznie. Kwoty wpływów z podatków dochodowych na przestrzeni tego okresu czasu nie są jednak porównywalne ze względu na zmiany efektywnej stopy podatkowej. Dalsza ana-

liza będzie skupiała się na modelowaniu dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych, obliczonych na podstawie wartości dochodów gmin z tytułu odpowiedniego podatku dochodowego podzielonych przez efektywną stopę podatkową skorygowaną o udział gmin w podatkach dla odpowiedniego roku. Współczynniki korygujące zostały przedstawione w tabeli poniżej.

Wielkości dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych zostały zdeflowane wskaźnikiem cen konsumenta, ze względu na istotny wpływ inflacji, w szczególności na początku okresu objętego analizą. Do analizy przyjęto dochody w cenach stałych z 1998 r. Ze względu na uzupełnienie analizy o dodatkowy zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających zdecydowano się modelować dochody na 1 mieszkańca.

Tabela 5. Współczynniki korygujące PIT i CIT w poszczególnych latach

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Współczynnik PIT	0,042780	0,043332	0,043084	0,043746	0,042366	0,054478
Współczynnik CIT	0,014850	0,013400	0,012600	0,012350	0,011850	0,011259

Źródło: Obliczenia WSIiZ

Tabela 6. Wybrane statystyki opisowe dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych per capita w przekroju gminnym w województwie podkarpackim i lubelskim w latach 1999 – 2004

	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum	Suma
województwo podkarpackie						
Dochody gospodarstw domowych	1989,87	1792,36	878,33	101	5283,79	1910278
Dochody przedsiębiorstw	337,36	74,86	739,33	-280,8	12710,42	323863
województwo lubelskie						
Dochody gospodarstw domowych	1902,05	1457,65	2188,46	101	25050,11	2430813
Dochody przedsiębiorstw	363,3	40,93	1644,96	-232,27	36026,93	464299

Źródło: Obliczenia własne

Zaprezentowane dane pokazują, że dochody przedsiębiorstw na mieszkańca charakteryzują się wyższą zmiennością od dochodów gospodarstw domowych. Może to oznaczać większe trudności w modelowaniu dochodów przedsiębiorstw. Dodatkowo zmienność dochodów w lubelskim jest większa od tej w podkarpackim.

W modelowaniu wykorzystano tzw. modele makro-mikro (Herault 2005). Najczęściej wykorzystywane są one do łączenia sfery mikro i makroekonomicznej. Umożliwiają ocenę wpływu czynników makroekonomicznych na poziom mikro. Niniejsza praca stanowi próbę konstrukcji modelu oceniającego wpływ czynników makroekonomicznych na poziom regionalny. Obliczeń dokonano przy użyciu danych panelowych, a więc danych przekrojowo-czasowych. Stanowią one syntezę mezoekonomicznych danych przekrojowych i danych makro w postaci szeregów czasowych.

Skonstruowane modele są modelami liniowymi, postaci:

$$P = \sum_{k=1}^K \alpha_k x_k + \sum_{l=1}^L \alpha_l x_l + \zeta$$

gdzie:

P – wysokość dochodów przedsiębiorstw lub gospodarstw domowych,

x_k – regresowy z poziomu mezoekonomicznego, x_l – regresory z poziomu makroekonomicznego,

α_k, α_l – szacowane parametry modelu,

ζ – składnik losowy.

Parametry strukturalne oszacowano metodą najmniejszych kwadratów dla danych panelowych przy użyciu programu Gretl. Estymację przeprowadzono ponownie z wykorzystaniem procedury regresji krokowej wstecznej. Procedura ta jest zgodna z poprawnym z punktu widzenia metodologicznego

nego we współczesnej ekonometrii modelowaniem od ogólnego do szczególnego (Charemza, Deadman 1997, s. 75-103). Nabiera to szczególnego znaczenia w przypadku istnienia licznych zbiorów potencjalnych regresorów, z których nie łatwo jest dokonać wyboru tych, które wpływają na zmienną objaśnianą w sposób zarówno statystycznie istotny, jak i ekonomicznie interpretowalny.

Oprócz przedstawionych w poprzednim punkcie zmiennych mezoekonomicznych do zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających kształtowanie się analizowanych dochodów przyjęto następujące zmienne makro:

- kurs walutowy euro w złotychkach,
- wysokość stopy referencyjnej Narodowego Banku Polskiego,
- dynamika Produktu Krajowego Brutto dla kraju,
- średnie oprocentowanie depozytów terminowych złotych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw,
- średnie oprocentowanie kredytów konsumenckich dla przedsiębiorstw.

Kurs walutowy obrazuje zmiany siły nabywczej pieniądza. Wskazuje przede wszystkim na opłacalność eksportu i importu. Spadek kursu euro oznacza większą opłacalność importu do Polski z krajów strefy euro. Jego zwiększenie natomiast może być czynnikiem zwiększającym wolumen eksportu.

Stopa referencyjna NBP, jako podstawowa stopa procentowa banku centralnego określa minimalną cenę operacji otwartego rynku (minimalną

rentowność 7-dniowych bonów pieniężnych). Operacje otwartego rynku polegają na zakupie i sprzedaży krótkoterminowych papierów wartościowych przez NBP na rynku międzybankowym. Jest to jedno z narzędzi wykorzystywanych do regulowania podaży pieniądza poprzez wpływ na stopę zwrotu ze środków finansowych ulokowanych przez banki komercyjne w banku centralnym. Jest ustalana przez Radę Polityki Pieniężnej.

Dynamika Produktu Krajowego Brutto w cenach stałych z roku poprzedniego wskazuje na tempo wzrostu gospodarczego w kraju. W analizie celowo wykorzystano dane dla całego kraju, a nie dla poszczególnych województw, ze względu na duże opóźnienie rachunków regionalnych. Zależność pomiędzy dynamiką PKB, a dochodami powinna być wprost proporcjonalna.

Biorąc pod uwagę fakt, że często przy ustalaniu oprocentowania kredytów i depozytów banki komercyjne nie kierują się wysokością podstawowych stóp procentowych NBP zdecydowano się wprowadzić do modelu również wysokość średniego oprocentowania kredytów i depozytów banków komercyjnych. Te dwie wielkości mają duże znaczenie w kreowaniu koniunktury i zwiększaniu dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Wzrost oprocentowania depozytów powoduje wzrost przychodów finansowych. Zwiększenie oprocentowania kredytów wpływa na zmniejszenie skłonności do inwestowania i hamowanie poprawy koniunktury.

Dane makroekonomiczne wykorzystane w analizie zaprezentowano w tabeli poniżej.

Tabela 7. Wykorzystane w analizie dane makroekonomiczne

Rok	Kurs EUR w PLN	Wysokość stopy referencyjnej NBP	Dynamika realna PKB	Przeciętne oprocentowanie depozytów terminowych złotych gospodarstw domowych	Przeciętne oprocentowanie depozytów terminowych złotych przedsiębiorstw	Przeciętne oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw	Przeciętne oprocentowanie kredytów konsumenckich	Wskaźnik cen konsumenta
1999	4,2270	16,5	104,10	12,91889	12,78863	20,1	21,3	107,3
2000	4,0110	19	104,00	14,38342	14,17925	21,2	22,9	110,1
2001	3,6685	11,5	101,10	7,873061	8,340983	15,7	20,8	105,5
2002	3,8557	6,75	101,40	4,214184	4,305302	8,8	17,7	101,9
2003	4,3978	5,25	103,80	2,886353	2,980928	7,2	15,8	100,8
2004	4,5340	6,5	105,30	3,842929	3,383467	8,3	15,9	103,5

3.2. Modelowanie makro-mikro

Spośród zmiennych mezoekonomicznych istotny wpływ na wysokość dochodów per capita gospodarstw domowych w gminach obydwu województw ma odsetek ludności w wieku produkcyjnym oraz odsetek pracujących. W przypadku wskaźników obrazujących sytuację makroekono-

miczną kraju, dla tych dochodów na przestrzeni analizowanego okresu istotne znaczenie mają:

- kurs walutowy euro w złotychkach,
- wysokość podstawowych stóp procentowych NBP,
- oprocentowanie kredytów konsumpcyjnych,
- oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych.

Szczegółowe wyniki przedstawiono w poniższych tabelach.

Tabela 8. Modele makro-mikro – dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w województwie podkarpackim

Zmienna zależna: dochody gospodarstw domowych na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
odsetek ludności w wieku produkcyjnym	11535,20	867,23	13,30	0,00
odsetek pracujących	4414,12	241,30	18,29	0,00
kurs euro	-585,49	67,62	-8,66	0,00
stopa referencyjna	-514,60	60,74	-8,47	0,00
kredyty konsumpcyjne	-161,62	19,86	-8,14	0,00
depozyty gospodarstw domowych	775,72	66,49	11,67	0,00
R ²	0,74	Statystyka F		3634,27
Dostosowany R ²	0,74	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 9. Modele makro-mikro - dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w województwie lubelskim

Zmienna zależna: dochody gospodarstw domowych na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
odsetek ludności w wieku produkcyjnym	13848,00	2160,54	6,41	0,00
odsetek pracujących	1733,03	781,79	2,22	0,03
kurs euro	-716,69	184,42	-3,89	0,00
stopa referencyjna	-721,48	243,76	-2,96	0,00
kredyty konsumpcyjne	-164,85	61,20	-2,69	0,01
depozyty gospodarstw domowych	1034,81	265,40	3,90	0,00
R ²	0,10	Statystyka F		209,08
Dostosowany R ²	0,10	P (Statystyka F)		0,00

Na dochody per capita przedsiębiorstw wpływ ma odsetek pracujących, odzwierciedlający sytuację na rynku pracy. Odsetek przedsiębiorstw okazał się nieistotnie wpływać na te dochody ze względu na to, że w mniejszych gminach często jedno duże przedsiębiorstwo osiąga dochody znacznie większe niż kilka mniejszych firm.

Na dochody przedsiębiorstw spośród analizowanych czynników makroekonomicznych największy wpływ mają następujące zmienne:

- kurs walutowy euro w złotychkach,
- wysokość podstawowych stóp procentowych NBP,
- dynamika Produktu Krajowego Brutto.

W przypadku województwa podkarpackiego dodatkowo istotny okazał się wpływ przeciętnego oprocentowania depozytów na dochody przedsiębiorstw. Szczegółowe wyniki przedstawiono w poniższych tabelach.

Tabela 10. Modele makro-mikro – dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w województwie podkarpackim

Zmienna zależna: dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
stała	-142433,00	45915,10	-3,10	0,00
odsetek pracujących	4301,11	213,68	20,13	0,00
kurs euro	-8029,82	2667,93	-3,01	0,00
stopa referencyjna	-1367,63	526,61	-2,60	0,01
Produkt Krajowy Brutto	1741,16	566,02	3,08	0,00
depozyty przedsiębiorstw	1363,58	545,16	2,50	0,01
R ²	0,33	Statystyka F		93,89
Dostosowany R ²	0,33	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 11. Modele makro-mikro - dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w województwie lubelskim

Zmienna zależna: dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
stała	-37977,60	12630,40	-3,01	0,00
odsetek pracujących	13546,20	494,64	27,39	0,00
stopa referencyjna	-77,09	20,63	-3,74	0,00
Produkt Krajowy Brutto	454,00	156,14	2,91	0,00
kurs euro	-2160,14	819,32	-2,64	0,01
R ²	0,38	Statystyka F		190,62
Dostosowany R ²	0,37	P (Statystyka F)		0,00

Występuje ujemna zależność pomiędzy kursem euro, a wpływami zarówno z dochodów przedsiębiorstw jak i gospodarstw domowych. Sugeruje ona, że przy wzroście kursu euro względem złotówki, dochody per capita obniżają się. Można to uzasadnić relatywnie niewielkim wolumenem eksportu do krajów należących do strefy euro. Z drugiej strony wskazuje na istotne znaczenie cen surowców i materiałów sprowadzanych w celu użycia do produkcji własnej. Może to również wynikać z przeważającego w badanym okresie ujemnego salda bilansu handlowego kraju, co prowadziło do większego wpływu importu na sytuację gospodarczą w kraju, a więc także i wysokości cen importowanych dóbr.

Również ujemna zależność występuje w przypadku wysokości stopy referencyjnej NBP i dochodami per capita. Ich obniżanie w sposób istotny wpływało na zwiększenie aktywności przedsiębiorstw. Ekspansywna polityka monetarna banku centralnego, prowadząca do wzrostu podaży pieniądza była ważnym czynnikiem pobudzającym przedsiębiorczość.

Wyższe średnie oprocentowanie kredytów zarówno dla przedsiębiorstw, jak i konsumentów jest

czynnikiem hamującym mechanizmy napędzające koniunkturę w gminach. Droższe kredyty prowadzą do mniejszych wydatków na inwestycje, hamowania rozwoju przedsiębiorstw i w rezultacie niższych dochodów zarówno przedsiębiorstw jak i gospodarstw domowych. Oprocentowanie depozytów jest stosunkowo niskie w porównaniu do oprocentowania kredytów. Dlatego też wzrost średniego oprocentowania depozytów może spowodować wzrost wartości analizowanych dochodów per capita.

Siła reakcji dochodów przedsiębiorstw na podstawowe stopy procentowe NBP zależy od przyjętej polityki banków komercyjnych. Biorąc to pod uwagę w niektórych okresach oprocentowanie kredytów i depozytów może być ze sobą silniej lub słabiej skorelowane. Dlatego w poniższych tabelach pokazano wpływ stopy referencyjnej jako jedyne go czynnika makro na dochody przedsiębiorstw. Wpływ ten jest ujemny dla obydwu województw, co potwierdza zasadność ekspansywnej polityki banku centralnego jako czynnika poprawiającego koniunkturę w sektorze przedsiębiorstw.

Tabela 12. Wpływ odsetka pracujących i stopy referencyjnej NBP na dochody przedsiębiorstw per capita w województwie podkarpackim

Zmienna dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
odsetek pracujących	4387,77	197,75	22,19	,00
stopa referencyjna	-13,32	2,32	-5,74	,00

Tabela 13. Wpływ odsetka pracujących i stopy referencyjnej NBP na dochody przedsiębiorstw per capita w województwie lubelskim

Zmienna zależna: dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
odsetek pracujących	10386,42	377,64	27,5	,00
stopa referencyjna	-47,39	4,02	-11,78	,00

Ogólna aktywność gospodarcza w kraju liczona wielkością Produktu Krajowego Brutto pozytywnie wpływa na gospodarkę regionu. To powoduje większe dochody przedsiębiorstw. Nie jest to jednak czynnik determinujący tą wysokość. Zróżnicowanie gmin Podkarpacia i Lubelszczyzny jest wysokie. Wiele gmin jest nastawiona na rolnictwo, co sprawia, że wpływ koniunktury w kraju w części gmin jest niewielki.

W przypadku województwa podkarpackiego w większym stopniu niż w lubelskim na wielkość dochodów per capita przedsiębiorstw wpływa oprocentowanie depozytów. Kurs złotówki oraz ogólny poziom aktywności gospodarki mierzony PKB w większym stopniu oddziałują w podkarpackim. Na dochody per capita gospodarstw domowych wszystkie przyjęte zmienne makroekonomiczne silniej oddziałują w województwie lubelskim niż podkarpackim.

Współczynniki strukturalne poszczególnych równań oznaczają zmiany danego dochodu w złotych, a nie jak to było w modelach w części pierwszej, w procentach. Oznacza to, że np. jeżeli przeciętne oprocentowanie kredytów gospodarstw domowych wzrośnie o 1 punkt procentowy to, przy założeniu klauzuli *ceteris paribus*, strata dochodów przeciętnego konsumenta wyniesie ok. 162 zł w województwie podkarpackim i ok. 165 zł w lubelskim. Ostateczny efekt będzie zależał jednak od polityki banku centralnego w zakresie ustalania poszczególnych stóp procentowych oraz od reakcji banków komercyjnych na tę politykę.

W pracy podjęto również próbę wykorzystania innych zmiennych z poziomu regionalnego do modelowania dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych, takich jak produkcja sprzedana w cenach stałych, wydajność pracy, liczba ab-

solwentów, czy przeciętne wynagrodzenie. Za pomocą tych zmiennych nie udało się jednak skonstruować spójnego modelu, który charakteryzowałby się koincydencją i brakiem efektu katalizy (Helwig 1976). Przyczyną tego może być krótkość szeregu czasowego wykorzystywanego do objaśniania kształtowania się stosunkowo licznej próby danych przekrojowych. Dodatkowo zmienne te były ze sobą wysoce dodatnio skorelowane, a także charakteryzowały się stosunkowo niskimi współczynnikami korelacji ze zmiennymi objaśnianymi, a więc wysokością dochodów.

3.3. Modelowanie dochodów z elementem inercyjnym

Sytuacja gmin mierzona wielkością dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych charakteryzuje się dużym poziomem inercji. Potrzeba długiego okresu czasu, żeby zmienić sytuację w tym zakresie. Dlatego też podjęto próbę modelowania tych dochodów przy włączeniu zmiennej autoregresyjnej, opóźnionej o jeden rok. Oznacza to wprowadzenie zależności dochodów od tych samych dochodów rok wcześniej. Założenie to wydaje się zasadne, ponieważ struktura zarówno dochodów, jak i wydatków gmin nie zmienia się dynamicznie. To sprawia utratę stopni swobody, ponieważ analizując wpływ dochodów uzyskanych rok wcześniej odrzucamy rok 1999. Krótkie szeregi czasowe utrudniają dokładną analizę w przypadku założenia dłuższych opóźnień, gdyż spowodowałyby to dalsze zmniejszenie stopni swobody.

Przy modelowaniu wykorzystano te same zmienne co w punkcie 2 oraz dodano zmienną autoregresyjną z opóźnieniem rocznym. Szczegółowe wyniki estymacji zostały przedstawione w poniższych tabelach.

Tabela 14. Modele makro-mikro z uwzględnieniem elementu inercyjnego – dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w województwie podkarpackim

Zmienna zależna: dochody gospodarstw domowych na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
stała	148,46	24,31	6,11	0,00
odsetek pracujących	895,71	161,07	5,56	0,00
stopa referencyjna	-27,58	2,15	-12,80	0,00
dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w czasie t-1	0,91	0,02	49,46	0,00
R ²	0,92	Statystyka F		2870,06
Dostosowany R ²	0,92	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 15. Modele makro-mikro z uwzględnieniem elementu inercyjnego – dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w województwie lubelskim

Zmienna zależna: dochody gospodarstw domowych na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
stała	224,38	63,50	3,53	0,00
odsetek pracujących	1288,55	300,22	4,29	0,00
stopa referencyjna	-18,53	5,28	-3,51	0,00
dochody gospodarstw domowych na mieszkańca w czasie t-1	0,80	0,01	68,75	0,00
R ²	0,83	Statystyka F		1689,17
Dostosowany R ²	0,83	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 16. Modele makro-mikro z uwzględnieniem elementu inercyjnego – dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w województwie podkarpackim

Zmienna zależna: dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
odsetek pracujących	2888,08	138,40	20,87	0,00
depozyty przedsiębiorstw	35,94	10,01	3,59	0,00
kredyty dla przedsiębiorstw	-28,34	6,39	-4,43	0,00
dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w czasie t-1	0,17	0,02	10,28	0,00
R ²	0,57	Statystyka F		418,19
Dostosowany R ²	0,57	P (Statystyka F)		0,00

Tabela 17. Modele makro-mikro z uwzględnieniem elementu inercyjnego – dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w województwie lubelskim

Zmienna zależna: dochody przedsiębiorstw na mieszkańca				
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t	P
stała	-22711,90	12208,50	-1,86	0,06
odsetek pracujących	2077,56	397,61	5,23	0,00
stopa referencyjna	-35,54	20,03	-1,77	0,08
kurs euro	-1479,14	685,29	-2,16	0,03
Produkt Krajowy Brutto	281,99	147,33	1,91	0,06
dochody przedsiębiorstw na mieszkańca w czasie t-1	0,55	0,016	33,51	0,00
R ²	0,69	Statystyka F		465,44
Dostosowany R ²	0,69	P (Statystyka F)		0,00

Wszystkie zmienne autoregresyjne są istotne na poziomie $p=0,01$ a więc zasadne było założenie o inercji analizowanych dochodów. Wykorzystanie tych zmiennych istotnie poprawiło oszacowania. Uzyskane modele znacznie lepiej objaśniają zmienność dochodów zarówno przedsiębiorstw, jak i gospodarstw domowych w obydwu województwach.

Wyniki oszacowań są zbliżone do tych omawianych w punkcie 2.2.

4. Prognoza dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych

Prognoza dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych dla roku 2006 została dokonana przy wykorzystaniu dwóch modeli: modelu z błędami podlegającymi schematowi AR(1) i modelu trendu. Do konstrukcji prognoz użyto programu SPSS.

Istotnym ograniczeniem była krótkość modelowanych szeregów czasowych. Dane obejmują okres 1999 – 2005, a więc szeregi te były złożone z 7 obserwacji. Jest to zdecydowanie zbyt mało

żeby można było wykorzystać bardziej zaawansowane modele prognostyczne, takie jak np. model ARIMA (zintegrowany model autoregresji i średniej ruchomej) lub model wygładzania wykładniczego. Co więcej niemożliwe stało się włączenie do modelu dodatkowych zmiennych w charakterze regresorów, ani zastosowania modeli typu VAR (model wektorowej autoregresji). Dlatego też do konstrukcji prognozy wykorzystano modele szeregów czasowych, bez dodatkowych zmiennych. Spośród pozostałych, możliwych do zaaplikowania metod prognozowania takich jak metoda naiwna, metoda średniej ruchomej, czy metoda trendu pełzającego zrezygnowano, ze względu na ich zbytnią prostotę. Wybrane metody dają na ogół lepsze wyniki.

Na podstawie modelu z błędami podlegającymi schematowi AR(1) dokonano prognozy dochodów, które nie charakteryzowały się wyraźnym trendem. Brak trendu wykluczył wykorzystanie modeli, przy wyborze których konieczna jest dokładna identyfikacja tendencji rozwojowej poszczególnych dochodów. Założono, że dochody przedsiębiorstw i gospodarstw domowych charakteryzują się pewnym poziomem inercji, co oznacza, że ich przyszłe wartości mogą zależeć od ich dotychczasowego poziomu. Jest to założenie często wykorzystywane w prognozowaniu zjawisk ekonomicznych. To założenie zostało zweryfikowane pozytywnie w punkcie 2.3., co powoduje zasadność wykorzystania takiego modelu.

Model z błędami podlegającymi schematowi AR(1) jest określony wzorem (Gujarati, 2004, s. 485):

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t,$$

gdzie $-1 < \rho < 1$ to parametr autoregresyjny, a v_t to homoskedastyczny błąd losowy o średniej 0 i nieskorelowany.

Ze względu na to, że posiadany szereg czasowy jest stosunkowo krótki jest bardzo prawdopodobne, że błędy modelu autoregresyjnego są serijnie skorelowane. Jest wysoce prawdopodobne, że podlegają one schematowi AR(1). Dlatego też zdecydowano się wykorzystać model autoregresyjny w zaprezentowanej wyżej formie.

Parametry szacowano metodą Cochrane-Orcutt'a. Jest to metoda polegająca na iteracyjnym zastosowaniu KMNK. W każdej iteracji współczynnik ρ jest wykorzystywany do transformacji po-

szczególnych obserwacji i model szacowany jest ponownie. Ostateczny model jest otrzymany w sytuacji, gdy dane oszacowanie ρ różni się od poprzedniego o mniej niż 0,001.

Nieznane parametry oszacowano tak, żeby otrzymany model charakteryzował się najmniejszą sumą kwadratów reszt. W przypadku każdego z modeli obliczono miarę dobroci dopasowania do danych empirycznych – współczynnik determinacji R^2 . Jest on dany wzorem (Welfe 2003, s. 41):

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^I (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^I (y_i - \bar{y})^2},$$

Wskaźnik przyjmuje wartości z przedziału [0,1]. Wartości bliskie 0 oznaczają, że model w niewielkim stopniu objaśnia wariancję zmiennej objaśnianej, natomiast wartości bliskie jedności wskazują na duże dopasowanie modelu do danych empirycznych.

W przypadku gdy prognozowana zmienna charakteryzowała się wyraźnym trendem, jej prognoza została wyznaczona na podstawie modelu trendu. Jest on postaci (Zeliaś 2003, s. 71):

$$Y_t = f(t) + \varepsilon_t,$$

gdzie

$f(t)$ to odpowiednio dobrana funkcja czasu, opisująca trend.

Prognozę otrzymuje się za pomocą ekstrapolacji danej funkcji czasu. W przypadku tej metody ważna jest dokładna analiza poszczególnych zmiennych w celu doboru odpowiedniej funkcji. Metoda ta daje dobre rezultaty, jeżeli proces generujący dane nie zmienia się w okresie prognozy.

W przypadku dochodów poszczególnych gmin przeanalizowano szereg najczęściej wykorzystywanych funkcji, tj. liniową, logarytmiczną, hiperboliczną, kwadratową, o postaci wielomianu 3 stopnia, wzrostu, krzywej S, złożoną, wykładniczą, potęgową i logistyczną. Następnie dokonano wyboru odpowiedniej funkcji i jej ekstrapolacji w celu otrzymania prognozy dla roku 2006. Jako miarę dopasowania modelu do danych empirycznych ponownie przyjęto współczynnik determinacji.

Objętość niniejszego artykułu nie pozwoliła na zaprezentowanie współczynników skonstruowanych dla poszczególnych gmin modeli. Dane te, jak i prognozy na rok 2006 dostępne są w raporcie szczegółowym projektu.

5. Zakończenie

Modelowanie zarówno dochodów przedsiębiorstw jak i gospodarstw domowych jest niezwykle trudnym zadaniem. Trudność ta wynika z kilku przyczyn. Pierwszą jest zróżnicowanie poszczególnych gmin. Na podmioty wpływają w dużej mierze warunki wewnętrzne gmin, świadczące o ich specyfice: inwestycje, udział rolnictwa czy poziom rozwoju. To sprawia, że modele przekrojowe lub nawet przekrojowo-czasowe są trudne do zastosowania. Dodatkowo problemem jest ograniczoność danych na temat rachunków regionalnych w przekroju gminnym. Z kolei modelowanie dochodów dla poszczególnych gmin z osobna jest utrudnione z powodu krótkich szeregów czasowych. Dane są bowiem dostępne od 1999 r., a więc od wprowadzenia nowego podziału terytorialnego kraju.

Pomimo tych utrudnień zdecydowano się modelować dochody przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Modele dla danych panelowych stworzyły możliwość włączenia do analizy dodatkowych zmiennych makroekonomicznych. Wpływ kilku czynników ze sfery makro okazał się istotny.

W ostatniej części artykułu dokonano prognozy dochodów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych w poszczególnych gminach dla 2006 r. Do predykcji wybrano dwa modele szeregów czasowych mając na uwadze fakt, że posiadane szeregi czasowe są krótkie.

Bibliografia

1. Charemza W. W., D. F. Deadman (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
2. Dobosz M. (2001), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza Exit, Warszawa.
3. Greene W. H. (2003), *Econometric analysis*, Pearson Education, New Jersey.
4. Gujarati D. N. (2004), *Basic econometrics*, McGraw-Hill, New York.
5. Hellwig Z. (1976), *Przechodniość relacji skorelowania zmiennych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, Przegląd Statystyczny nr 1, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
6. Herault N. (2005), *A Micro-Macro Model for South Africa: Building and Linking a Microsimulation Model to a CGE Model Working Paper No. 16/05*, Melbourne Institute Working Paper Series, Melbourne, November.
7. Stock J. H., Watson M. W. (2003), *Introduction to econometrics*, Pearson Education, Boston.
8. Welfe A. (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
9. Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003), *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania*, PWN, Warszawa.