

*Justyna Wiktorowicz**

EKONOMETRYCZNA ANALIZA SKUTKÓW ODDZIAŁYWANIA PODATKU VAT NA FUNKCJONOWANIE GOSPODARSTW ROLNYCH

1. UWAGI WSTĘPNE

Opodatkowanie produktów rolnych podatkiem VAT ma na celu przynajmniej częściowe zrekompensowanie rolnikom podatku płaconego przy zakupie środków produkcji. W Polsce VAT na produkty rolne wprowadzony został przed kilkoma laty, zatem jego konsekwencje ciągle nie są zbyt wyraźne. Można jednak przypuszczać, że już w krótkim okresie VAT spowoduje wzrost dochodowości gospodarstw rolnych, a także działać będzie proinwestycyjnie. Podatek VAT może także wpływać na bieżącą działalność gospodarstw poprzez kategorię produkcji rolniczej i jej kosztów. Odnosi się to jednak najprawdopodobniej tylko do gospodarstw dużych, wyspecjalizowanych, zaś gospodarstwa słabe ekonomicznie zaczną ulegać stopniowej likwidacji. Liczba gospodarstw w skali całego kraju maleje więc, a co za tym idzie rośnie średnia powierzchnia gospodarstw. Pośrednim efektem wprowadzenia podatku VAT w polskim rolnictwie może więc być także koncentracja obszarowa gospodarstw oraz koncentracja produkcji rolniczej. Z uwagi na fakt, iż prowadzone analizy mają charakter raczej krótko- i średniookresowy, wśród szacowanych wielkości nie znalazły się niektóre ważne determinanty sytuacji w rolnictwie, jak np. zatrudnienie. Niewątpliwie w długim okresie wpływ podatku VAT na tę zmienną będzie istotny i warto go analizować, jednakże zakres danych statystycznych, jakimi dysponowano, przeprowadzając badanie, nie pozwala na konstruowanie prognoz o dłuższym horyzoncie czasowym.

Rozpoznanie wpływu podatku VAT na omawiane kategorie wydaje się bardzo interesujące, ze względu jednak na fakt, że VAT na produkty rolne wprowadzony

* Dr, adiunkt w Katedrze Statystyki Ekonomicznej i Społecznej, Uniwersytet Łódzki.

został w Polsce niedawno – nie jest to zadanie łatwe. W niniejszym artykule zaprezentowane zostaną wyniki analizy, stanowiącej próbę oceny implikacji podatku VAT w rolnictwie przy zastosowaniu modeli ekonometrycznych.

2. TEORETYCZNE PRZESŁANKI KONSTRUKCJI MODELI, UWZGLĘDNIAJĄCYCH WPLYW PODATKU VAT NA ROLNICTWO

Wykorzystanie modeli ekonometrycznych do oceny wpływu podatku VAT na rolnictwo napotyka na bariery związane przede wszystkim z niedostateczną długością szeregów czasowych. Spowodowane jest to krótkim, bo zaledwie czteroletnim okresem obowiązywania rozwiązań, które są przedmiotem analizy (artykuł został złożony do druku w 2004 r.). Co więcej, w literaturze, zarówno polskiej, jak i anglojęzycznej, odczuwalny jest brak wzorców, na których można byłoby oprzeć taką analizę.

Specyfikacja proponowanych w artykule modeli rolnictwa, uwzględniających interesujące nas związki, zaprezentowana zostanie poniżej¹. Modele te

¹ Opracowano na podstawie: R. G. D. Allen, *Teoria makroekonomiczna*, PWN, Warszawa 1975; A. Barczak, B. Ciepielewska, T. Jakubezyk, Z. Pawłowski, *Model ekonometryczny Polski Ludowej*, PWN, Warszawa 1968; D. Begg, S. Fischer, R. Dornbusch, *Ekonomia*, t. 1 i 2, PWE, Warszawa 1993; D. T. Chen, *The Wharton Agricultural Model: Structure, Specification and Some Simulation Results*, „American Journal of Agricultural Economics” 1977, No. 2; J. Gajda, *Ekonometria praktyczna*, Absolwent, Łódź 1998; S. Grabowski, *Gospodarka żywnościowa w warunkach rynkowych*, SGH, Warszawa 1997; K. Jajuga, *Ekonometria. Metody i analiza problemów ekonomicznych*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 1998; G. Juszcak, M. M. Kaźmierska, W. Welfe, *Ekonometryczny model gospodarki narodowej Polski W5 (wersja symulacyjna)*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego” 1991, ser. D, nr 93; W. Juszcak, *Agriculture Sector in CMEA Countries Model*, The 6-th Conference on Problems of Building and Estimation of Large Econometric Models, Polanica Zdrój 1979; S. Kowalczyk, *Ocena wykorzystania potencjału produkcyjnego gruntów rolniczych*, „Roczniki Nauk Rolniczych” 1999, ser. G, vol. 88, nr 2; J. M. Roop, R. H. Zeigner, *Agricultural Activity and the General Economy: Some Macromodel Experiments*, „American Journal of Agricultural Economics” 1977, No. 2; M. Safin, T. Rättinger, S. Davies, *Kształtowanie się elastyczności podaży produktów rolnych w Polsce. Podejście dualne*, „Przegląd Statystyczny” 1998, nr 3; W. Starzyńska, *Gospodarka żywnościowa w okresie transformacji. Problemy modelowania i sterowania*, Uniwersytet Łódzki, Fundacja Rozwoju Przedsiębiorczości, Łódź 1995; W. Starzyńska, D. Witkowska, *Przegląd modeli gospodarki żywnościowej i rolnictwa. Ocena ich przydatności dla potrzeb budowy modelu gospodarki żywnościowej Polski*, „Materiały Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego” 1994; A. Welfe, *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1995; A. Welfe, *Rynek w warunkach inflacji. Studium ekonometryczne*, „Acta Universitatis Lodziensis” 1990; W. Welfe, W. Dębski, *Własności modelu gospodarki narodowej Polski W-1*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego” 1976, ser. D, nr 10; K. Zając, *Ekonometryczna analiza budżetów domowych*, PWE, Warszawa 1966.

estymowane były zarówno w skali całego rolnictwa, jak i w ujęciu mikro, dla przeciętnego gospodarstwa indywidualnego. Dla potrzeb wyodrębnienia implikacji opodatkowania pośredniego na omawiane kategorie w rolnictwie do modelu wprowadzono dodatkową zmienną *VAT* (zdefiniowaną w dalszej części artykułu).

Estymacja **modelu produkcji rolniczej** w zależności od wymienianych najczęściej w literaturze czynników – ziemi, pracy i kapitału – nastrocza trudności, wynikające, z jednej strony, z niewielkiej zmienności areалу upraw w skali całego kraju, a drugiej zaś – z wyznaczeniem rzeczywistej liczby osób zatrudnionych w rolnictwie. Zmienne wyrażające zaangażowane czynniki produkcji służyć mogą do aproksymacji produkcji indywidualnego gospodarstwa rolnego. W gospodarstwach nastawionych na produkcję roślinną największe znaczenie odgrywa czynnik ziemi – areal użytków rolnych (*UR*), w gospodarstwach o profilu zwierzęcym natomiast – liczba zwierząt gospodarskich (*szt*). Stąd wartość produkcji rolniczej (*prod*) można oszacować jako funkcję

$$prod = f(UR, szt, VAT) \quad (1)$$

Z punktu widzenia przepływów finansowych w rolnictwie, produkcję można rozważać jako funkcję poziomu inwestycji (*inw*) oraz osiągniętego w poprzednim roku dochodu (*doch_{t-1}*):

$$prod = f(inw, doch_{t-1}, VAT) \quad (2)$$

Należy przypuszczać, iż wzrost inwestycji powoduje wzrost wydajności pracy w rolnictwie, a także poprawę jakości oferowanych produktów. Skutkiem tego, przy zaangażowaniu pozostałych czynników produkcji na niezmiennym poziomie, jest zwiększenie wartości produkcji, zarówno w wyniku wzrostu jej wolumenu, jak i poprawy jakości, która z kolei skutkuje zwykle podwyższeniem uzyskiwanych cen. Istotnym czynnikiem determinującym produkcję jest także zapotrzebowanie na nią. W przeciwieństwie do innych typów działalności gospodarczej, których produkcja kierowana jest głównie na sprzedaż, produkcja rolnicza przeznaczana jest w dużym stopniu na potrzeby własnego gospodarstwa. Z tego też powodu dokonano oszacowania produkcji rolniczej w zależności od wartości produkcji towarowej (*prodt*) i zużycia produktów rolnych na własne potrzeby produkcyjne (*spoz*)

$$prod = f(prodt, spoz, VAT) \quad (3)$$

Kolejną badaną zmienną są **koszty** w rolnictwie. Ich wielkość jest ściśle powiązana z wielkością produkcji, a zależność ta ma charakter dodatni. Stąd estymowane będą parametry następującego modelu:

$$\text{koszty} = f(\text{prod}, \text{VAT}) \quad (4)$$

Koszty produkcji, zwłaszcza w ujęciu netto, a więc pomniejszone o zużycie produktów rolnych na własne potrzeby produkcyjne, mogą się jednak dość wyraźnie różnić w zależności od kierunku produkcji. Produkcja zwierzęca generuje na ogół niższe koszty niż produkcja roślinna, z uwagi na możliwość wykorzystania w produkcji własnych pasz, stanowiących znaczny udział w ogólnych kosztach. Wykorzystanie wyrobów własnej produkcji (pasz, nasion itp.) może zatem stanowić czynnik obniżający koszty w rolnictwie. Dlatego też do modelu kosztów (*kosztynetto*) warto wprowadzić zmienne objaśniające produkcję roślinną (*zboza*) i zwierzęcą (*szt*)

$$\text{kosztynetto} = f(\text{zboza}, \text{szt}, \text{VAT}) \quad (5)$$

Zarówno produkcja rolnicza, jak i koszty stanowią czynniki wywierające wpływ na wysokość osiąganego przez rolników **dochodu** (*doch*). Można zatem estymować następującą zależność:

$$\text{doch} = f(\text{prod}, \text{koszty}, \text{VAT}) \quad (6)$$

Na wyższe dochody mogą liczyć gospodarstwa wyspecjalizowane, o wyższym stopniu towarowości, a więc te, których skala produkcji jest większa. Z uwagi na niekorzystne relacje cen, koszty rosną w szybszym tempie niż przychody ze sprzedaży, przez co wartość produkcji rolniczej wpływa na dochód w odpowiednio mniejszym stopniu niż na koszty produkcji. Jak wiadomo, stopień specjalizacji gospodarstw jest ściśle powiązany z wyższym zaangażowaniem specjalistycznych maszyn i urządzeń, które podwyższają wartość majątku trwałego gospodarstw. Dlatego też wartość środków trwałych w rolnictwie jest jedną z ważniejszych determinant dochodu rolniczego. Wartość majątku trwałego z kolei może być funkcją dokonanych w poprzednich okresach inwestycji. Stąd dochód przedstawiamy jako funkcję następujących zmiennych:

$$\text{doch} = f(\text{prod}_t, \text{inw}_{t-1}, \text{VAT}). \quad (7)$$

Z uwagi na wysoki stopień akumulacji gospodarstw rolnych, znaczna część uzyskanego dochodu przeznaczana jest nie na konsumpcję, lecz na **inwestycje**. Można się zatem spodziewać, że dochód osiągnięty w poprzednim okresie

wpływać będzie na skalę inwestycji w okresie bieżącym. Dochód z kolei zależy będzie od skali produkcji, a także od relacji kosztów do wartości produkcji, a więc jej kosztochłonności (kch). Duże znaczenie mogą mieć także inwestycje dokonane w okresie poprzednim. Szacowany będzie zatem model

$$inw = f(kch_{t-1}, inw_{t-1}, VAT) \quad (8)$$

lub alternatywnie

$$inw = f(prod_{t-1}, inw_{t-1}, VAT) \quad (9)$$

Większą skłonnością do inwestycji charakteryzują się przy tym gospodarstwa specjalizujące się w produkcji zwierzęcej ($udzialzw$), dzięki czemu zresztą ich koszty są niższe niż w przypadku produkcji roślinnej, co potwierdza model postaci

$$inw = f(UR, udzialzw, VAT) \quad (10)$$

Z uwagi na krótki czas, jaki minął od objęcia rolników regulacjami podatku VAT, może okazać się, że wpływ tej daniny na bieżący poziom produkcji czy dochodu rolniczego nie jest jednoznaczny. Relacje te mogą stać się bardziej wyraźne już w perspektywie średniookresowej, bowiem podatek VAT będzie czynnikiem przyspieszającym procesy restrukturyzacyjne w polskim rolnictwie. Objęcie rolnictwa systemem VAT-owskim może sprzyjać koncentracji obszarowej gospodarstw, prowadząc do likwidacji gospodarstw słabszych, które stają się mniej konkurencyjne rynkowo w porównaniu z gospodarstwami, korzystającymi z ogólnych zasad VAT-u. Są nimi na ogół gospodarstwa o większej powierzchni. Wspomniane przeobrażenia nie są oczywiście natychmiastowe. Przywiązanie do ziemi rolników (zwłaszcza starszych) sprawia, że kontynuują działalność rolniczą, pomimo że ich gospodarstwa nie przynoszą zadowalających dochodów. Uwarunkowania te powodują, że efekty, polegające na zmniejszaniu liczby gospodarstw indywidualnych, zauważalne będą dopiero w dłuższym przedziale czasowym. Spadek liczby gospodarstw wiąże się z procesem konsolidacji gruntów, a więc w efekcie zwiększa się przeciętna powierzchnia gospodarstw. Jak podkreślano wcześniej, rolnicy wykazują wysoką skłonność do inwestowania, zatem korzyści, jakie mogą czerpać z tytułu VAT-u skutkować mogą akumulacją uzyskanych w ten sposób dodatkowych środków finansowych. Rolnicy przeznaczają je raczej na rozszerzenie skali działalności niż na konsumpcję, a to odbywa się zwykle równolegle z powiększaniem areалу uprawianej ziemi. Dzięki systemowi VAT-owskiemu może zatem ulec poprawie struktura agryarna rolnictwa.

Zaprezentowane powyżej modele zostaną w dalszej części pracy zweryfikowane przy zastosowaniu odpowiednich metod estymacji, których wybór uzależniony był w przeważającej mierze od charakteru danych źródłowych.

3. EMPIRYCZNA WERYFIKACJA MODELI ROLNICTWA UWZGLĘDNIAJĄCYCH PODATEK VAT

W poniższej części artykułu analizie poddano omawiane wcześniej kategorie w rolnictwie, które pozostają w relacji z podatkiem od wartości dodanej. W tym celu przeprowadzono weryfikację różnych postaci modeli produkcji, kosztów, dochodów i inwestycji w rolnictwie, przy uwzględnieniu zmiennej wyrażającej podatek VAT.

3.1. Charakterystyka danych źródłowych

Analiza wpływu podatku VAT na polskie rolnictwo (w ujęciu makroekonomicznym) dokonana została przy wykorzystaniu ogólnie dostępnych danych publikowanych przez GUS. Próbę stanowi tu szereg czasowy składający się z trzynastu obserwacji (dane roczne za lata 1989–2001) dla ok. trzydziestu zmiennych, wśród których znalazły się m. in. zmienne charakteryzujące zasoby w rolnictwie (powierzchnia użytków rolnych, liczba pracujących w rolnictwie, wartość majątku trwałego), wartość produkcji rolniczej – globalnej i towarowej, kosztów itp. Ograniczenie liczebności próby do zaledwie 13 lat podyktowane było dwiema przesłankami. Po pierwsze, z powodu sezonowości, jaką charakteryzuje się produkcja rolnicza i inne procesy z nią związane (nakłady, dochód itp.), dezagregacja danych rocznych na kwartalne lub miesięczne nie jest wskazana. Nie najlepszym rozwiązaniem byłoby również wydłużenie próby o wcześniejsze lata (przed rokiem 1989), gdyż wprowadzenie zasad rynkowych diametralnie zmieniło charakter większości zależności w rolnictwie, stąd dodatkowe dane zakłócałyby obraz sytuacji w rolnictwie w ostatniej dekadzie.

Analiza skutków VAT-u w ujęciu mikroekonomicznym została z kolei przeprowadzona w oparciu o próbę gospodarstw prowadzących rachunkowość pod auspicjami Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa w ramach Zunifikowanego Systemu Rachunkowości Gospodarstw Rolniczych (ZSRGR). Należy podkreślić, iż zbiór gospodarstw prowadzących rachunkowość nie stanowi niestety statystycznie reprezentatywnej próby. Badane gospodarstwa są – w uproszczeniu – „lepsz” niż większość gospodarstw indywidualnych. Są to zwykle gospodarstwa większe, osiągające lepsze wyniki finansowe i bardziej sprawne ekonomicznie. Stanowi to poważny mankament prowadzonych analiz,

jednakże brak rejestru gospodarstw rolniczych z indywidualną charakterystyką ich zasobów uniemożliwia wybranie statystycznie reprezentatywnej próby funkcjonujących gospodarstw rolniczych. Z punktu widzenia problematyki badań, wybór takiej właśnie próby wydaje się jednak uzasadniony z uwagi na fakt, iż przede wszystkim omawiane gospodarstwa mogą być zainteresowane odejściem od ryczałtowego systemu VAT-owskiego i przejściem na tzw. zasady ogólne. Zatem analiza wpływu VAT-u, w tym w szczególności sposobu rozliczania tego podatku, na decyzje ekonomiczne rolników wydaje się uzasadniona. Każdy rolnik (z wyjątkiem podmiotów określonych w ustawie o rachunkowości) ustawowo posiada status rolnika ryczałtowego, jeśli jednak jego przychody przekroczą w roku obrachunkowym 20 tys. zł, może wybrać ogólne zasady rozliczania VAT-u. Wcześniejsze szacunki określały ich liczbę na ok. 90 tys., podczas gdy w 2002 r. tylko niespełna 4 tys. gospodarstw rozliczało się z VAT-u na zasadach ogólnych².

Z uwagi na fakt, iż VAT na nieprzetworzone produkty rolne został wprowadzony w 2000 r., w analizie uwzględniono gospodarstwa prowadzące pełną rachunkowość w okresie 1999–2002. W latach 1999–2000 ich liczba wynosiła 12 tys., od 2001 r. natomiast – ze względów formalnych – uległa zmniejszeniu o ok. połowę (w 2001 r. prowadziło ją 5395 gospodarstw, zaś w 2002 r. – 5828). Dla potrzeb analizy wyników rachunkowości rolnej generowane są **średnie wartości** poszczególnych zmiennych, stąd analiza przeprowadzona w tej części opracowania opiera się na owych uśrednionych danych (dla całej próby oraz dla gospodarstw pogrupowanych według profilu produkcji). Możliwe jest przy tym wyróżnienie gospodarstw zajmujących się różnego rodzaju produkcją rolną. Dla potrzeb pracy pod uwagę wzięto tylko te grupy produktów, które mogą być przedmiotem sprzedaży. Ostatecznie wybrano 14 grup, które według zasad ekonomiki rolnej można uznać za zajmujące się produkcją bydła (w tym krów), trzody chlewnej (w tym macior), owiec oraz drobiu, zaś w zakresie produkcji roślinnej wyróżniono gospodarstwa zajmujące się uprawą zbóż, ziemniaków, rzepaku, buraków cukrowych, pozostałych roślin przemysłowych (np. tytoniu, chmielu itp.), roślin strączkowych „na ziarno” oraz gospodarstwa sadownicze i ogrodnicze. Poszczególne profile produkcji reprezentowane są w badanej próbie w zróżnicowanym stopniu. Najliczniejsze są gospodarstwa zajmujące się produkcją zbóż (ok. 50–70% wszystkich badanych gospodarstw zajmuje się tym rodzajem upraw). Dość liczne są także gospodarstwa prowadzące chów bydła i trzody chlewnej, a także zajmujące się uprawą rzepaku i buraków cukrowych oraz sadownicze.

Ostatecznie do estymacji mikromodeli rolnictwa uwzględniających zależności przyczynowo-skutkowe opodatkowania pośredniego wykorzystano szereg

² Ministerstwo Finansów, dane niepublikowane.

składający się z 56 obserwacji (14 profili produkcji rolnej obserwowanych w ciągu 4 lat).

Wszystkie ze zmiennych w ujęciu wartościowym wyrażone są w cenach bieżących. Pozostawienie danych w ujęciu nominalnym podyktowane było faktem, iż takie podejście stosowane jest w wielu modelach finansowych³.

3.2. Metody estymacji weryfikowanych modeli rolnictwa

Z uwagi na odmienny „typ” prób wykorzystywanych w modelach określanych umownie jako modele „makro-” i „mikroekonomiczne”, w niniejszej pracy posługiwano się różnymi metodami estymacji. Do najprostszych i najczęściej wykorzystywanych metod należy klasyczna metoda najmniejszych kwadratów (KMNK), którą zastosowano do estymacji modeli rolnictwa w ujęciu makroekonomicznym. KMNK może być wykorzystywana także w estymacji modeli panelowych, a więc budowanych w oparciu o próbę przekrojowo-czasową, jednak otrzymane wyniki nie są w tym przypadku zadowalające. Znaczną poprawę szacunków daje zwykle zastosowanie do estymacji modeli panelowych analizy jedno- i dwuczynnikowej, w której dokonuje się dekompozycji wyrazu wolnego lub składnika losowego ze względu na zróżnicowanie grupowe i/lub czasowe.

Początki wykorzystania modeli panelowych sięgają przełomu lat 50. i 60. (por. E. Kuch⁴, I. Hoch⁵, Y. Mundlak⁶), jednak za pionierów tego typu modelowania uważa się P. Balestrę i M. Nerlove’a⁷, którzy korzystając z danych przekrojowo-czasowych analizowali popyt na gaz. Kolejnym krokiem w kierunku wykorzystania omawianych modeli są prace T. D. Wallace’a i A. Hossaina⁸, G. S. Maddali⁹, J. A. Hausmana i W. E. Taylora¹⁰, czy W. H. Greena¹¹. W pol-

³ Por. np. N. Łapińska-Sobczak, *Makromodel sektora finansowego. Studium ekonometryczne dla gospodarki polskiej*, Wydawnictwo UL, Łódź 1997.

⁴ E. Kuch, *The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behavior Equation in Time-Series Applications*, „Econometrica” 1959, Vol. 27.

⁵ I. Hoch, *Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data*, „Econometrica” 1962, Vol. 30.

⁶ Y. Mundlak, *Empirical Production Function Free of Management Bias*, „Journal of Farm Economics” 1961, Vol. 43.

⁷ P. Balestra, M. Nerlove, *Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand of Natural Gas*, „Econometrica” 1966, Vol. 34.

⁸ T. D. Wallace, A. Hossain, *The Use of Error Components Models in Combining Cross Section with Time Series Data*, „Econometrica” 1969, Vol. 37.

⁹ G. S. Maddala, *The Use of the Variance Components in Pooling Cross Section and Time Series Data*, „Econometrica” 1971, Vol. 39.

¹⁰ J. A. Hausman, W. E. Taylor, *Panel Data and Unobservable Individual Effects*, „Econometrica” 1981, Vol. 49.

¹¹ W. H. Greene, *Econometric Analysis*, Macmillan, New York 1990.

skojęzycznej literaturze metody te omówione są m. in. w pracach J. Dziechciarza¹², B. Dańskiej¹³ oraz B. Dańskiej i I. Laskowskiej¹⁴, czy też w cyklu prac publikowanych pod red. B. Sucheckiego w ramach serii „Dane Panelowe i Modele Wielowymiarowe w Badaniach Ekonomicznych”¹⁵. Z uwagi na aplikacyjny charakter publikacji, wykorzystane metody estymacji nie będą w tym miejscu szczegółowo omawiane.

3.3. Ocena wpływu podatku VAT na sektor rolny

Ocena wpływu podatku VAT na polskie rolnictwo jest trudna, jeśli nie dysponuje się dostatecznie zdezagregowanymi kosztami produkcji w rolnictwie, a takich nie podaje statystyka publiczna. Z uwagi na bardzo krótki okres funkcjonowania podatku VAT w rolnictwie trudno jest znaleźć zmienną, która dokładnie wyrażałaby jego wpływ na poszczególne kategorie ekonomiczne. Dobrym rozwiązaniem mogłoby się okazać wyrażenie zmiennej *VAT* w postaci wielkości wpływów budżetowych z tytułu VAT-u w rolnictwie, jednak takie dane również nie są publikowane. Jediną informacją mogłaby być w tym przypadku wielkość wpływów z VAT-u od podatników zarejestrowanych jako płatnicy tego podatku, ci jednak stanowią znikomy odsetek wszystkich gospodarstw indywidualnych w Polsce. Przesłanki te skłoniły mnie do wykazania wpływu VAT-u na sytuację w rolnictwie (w wybranym zakresie) za pomocą zmiennej zero-jedynkowej *VAT*, która przyjmuje wartość 1 dla lat 2000–2001, zaś przed rokiem 2000 – wartość 0. Zmienną tę wprowadzono do każdego z estymowanych równań.

Wyniki estymacji najważniejszych równań zaprezentowane zostały w tab. 1.

W oszacowanych równaniach produkcji, kosztów i inwestycji w rolnictwie, wpływ VAT-u okazał się nieistotny (por. tab. 1). Ponieważ analizowana forma opodatkowania wpłynęła istotnie wyłącznie na dochody rolników, w dalszej części analizy skupię się na omówieniu relacji związanych z tą zmienną.

¹² J. Dziechciarz, *Ekonometryczne modelowanie procesów gospodarczych – modele ze zmiennymi i losowymi parametrami*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 1993.

¹³ B. Dańska, *Wybrane metody estymacji modeli ekonometrycznych opartych na danych panelowych*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego” 1995, z. 116, Wydawnictwo UŁ, Łódź.

¹⁴ B. Dańska, I. Laskowska, *Zastosowanie modeli panelowych do badania zróżnicowania wydatków gospodarstw domowych na żywność oraz higienę i ochronę zdrowia*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego” 1995, z. 117, Wydawnictwo UŁ, Łódź.

¹⁵ B. Dańska, *Przestrzenno-czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych*, „Dane Panelowe i Modele Wielowymiarowe w Badaniach Ekonomicznych” 2000, vol. 1 (Łódź).

Tablica 1

Oszacowania parametrów makromodeli opisujących wpływ podatku VAT na sektor rolny

Nr równania	Zmienna objaśniana	Stała	Zmienna objaśniająca												R^2	DW
			VAT	prod _t	spoz	UR	zboza	szt	prod	udzialzw	koszty	inw	AI	doch _{t-1}		
I	prod	-13,33 (-2,94)	5,835 (0,943)	x	x	x	x	x	x	x	x	13,117 (3,511)	x	5,867 (24,83)	0,9424	2,083
II	prod	1,80 (1,46)	-1,84 (-1,20)	0,74 (2,35)	4,67 (3,11)	x	x	x	x	x	x	x	-1,21 (-2,62)	x	0,9966	2,310
III	kosztynetto	-36,17 (-1,11)	1,198 (1,791)	x	x	x	8,499 (2,469)	-2,862 (-6,35)	x	x	x	x	x	x	0,9473	1,605
IV	doch	-0,1176 (-0,35)	-2,241 (-4,95)	x	x	x	x	x	0,658 (6,36)	x	-0,716 (-4,02)	x	x	x	0,9922	2,253
V	doch	-0,264 (-0,35)	-2,27 (-4,59)	x	x	x	x	x	0,69 (4,16)	x	-0,76 (-2,85)		0,02 (0,22)	x	0,9923	2,287
VI	inw	101,12 (7,388)	-0,425 (-1,68)	x	x	-0,005 (-7,32)	x	x	x	3,961 (1,74)	x	x	x	x	0,9487	2,350

Oznaczenia: VAT – zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 1 w latach 2000–2001, zaś 0 – przed rokiem 2000; prod – produkcja globalna rolnictwa (w tys. zł); udzialzw – udział produkcji zwierzęcej w globalnej produkcji rolniczej (w %); prod_t – produkcja towarowa rolnictwa (w tys. zł); koszty – zużycie pośrednie (w tys. zł); spoz – zużycie produktów rolnych, pochodzących z własnego gospodarstwa, na własne cele produkcyjne (w tys. zł); kosztynetto – zużycie pośrednie pomniejszone o zużycie produktów rolnych, pochodzących z własnego gospodarstwa, na własne cele produkcyjne (w tys. zł); doch – nominalne dochody do dyspozycji (w tys. zł); inw – nakłady inwestycyjne w rolnictwie (w tys. zł); UR – powierzchnia użytków rolnych (w ha); zboza – powierzchnia zasiewów zbóż (w ha); szt – liczba zwierząt gospodarskich w sztukach przeliczeniowych dużych (w szt.); AI – indeks pogody.

U w a g a: w nawiasach podano wartości statystyk $t(a_j)$; R^2 – współczynnik determinacji; DW – wartość statystyki Durбина-Watsona.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie zagregowanych danych publikowanych przez GUS z lat 1990–2002.

Warto w tym miejscu podkreślić, iż celem postawionym w badaniu nie była analiza zmian w poziomie i strukturze dochodów rolniczych, chodziło bowiem przede wszystkim o wyodrębnienie czynników, jakie mogły w badanym okresie wpływać na tę zmienną. Czynników tych jest oczywiście bardzo wiele, są to m. in. wyniki produkcyjne gospodarstw (plony, wydajność produkcji zwierzęcej), ponoszone nakłady, ceny produktów rolnych i środków do produkcji, działania interwencyjne Agencji Rynku Rolnego, import żywności itp. Kierunek wpływu tych wielkości jest różny, a uwzględnienie każdej z nich – bardzo skomplikowane. Dlatego też w badaniach ograniczono się do najważniejszych, powszechnie rozważanych w literaturze przedmiotu, zmiennych. Wyniki estymacji wskazują na istotność produkcji globalnej, zużycia pośredniego, nakładów inwestycyjnych, a także podatku VAT. W równaniach dochodu próbowano również uwzględnić inne czynniki, takie jak nożyce cen, spożycie naturalne czy warunki pogodowe, jednak ich wpływ okazał się nieistotny. Dla przykładu, w tab. 1 zaprezentowane zostały wyniki estymacji równań przy uwzględnieniu indeksu pogody *AI* (*Iowa Aridity Index*), liczonego według następującej formuły¹⁶:

$$AI = T' - P' \quad (11)$$

gdzie:

$$T' = \frac{T - \bar{T}}{S_T} \text{ – standaryzowana temperatura średnioroczna,}$$

$$P' = \frac{P - \bar{P}}{S_P} \text{ – standaryzowana roczna suma opadów,}$$

$\bar{T}$ – średnia arytmetyczna przeciętnych rocznych temperatur obliczona dla całej próby,

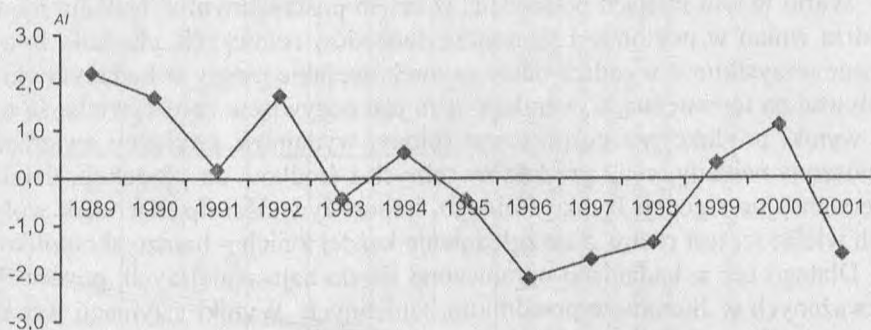
$\bar{P}$ – średnia arytmetyczna rocznych opadów obliczona dla całej próby,

S_T – odchylenie standardowe przeciętnych rocznych temperatur obliczone dla całej próby,

S_P – odchylenie standardowe rocznych opadów obliczone dla całej próby.

W badanym okresie warunki pogodowe w Polsce charakteryzowały się znaczną zmiennością, co potwierdza graficzny obraz indeksu pogody *AI* (por. wykres 1). Nie pozostało to oczywiście bez wpływu na produkcję rolniczą, kierunek tego oddziaływania był jednak negatywny (por. równanie II w tab. 1). Nie wywarło to jednak istotnego wpływu na dochody rolnicze – w tym przypadku inne czynniki, m. in. wprowadzenie podatku VAT, okazały się silniejszymi determinantami.

¹⁶ S. Harouna, R. E. Carlson, *Analysis of an Iowa Aridity Index in relationship to climate and crop yield*, „Journal of Iowa Acad. Sci.” 1994, No. 101, s. 14–18 (za: <http://www.mesonet.agron.iastate.edu>).



Wykres 1. Indeks pogody AI dla Polski w latach 1989–2001

Źródło: własne obliczenia na podstawie danych z „Roczników Statystycznych”, GUS, Warszawa 1990–2002.

Z zaprezentowanych w tab. 1 równań wynika, że podatek VAT obniża dochody rolników. Można zatem wnioskować, że gdyby nie opodatkowano pośrednio produkcji rolnej dochody te mogłyby być wyższe. Wynikać to może z faktu, iż rzeczywiste korzyści z tego tytułu mogą odnieść przede wszystkim rolnicy, którzy wybierają ogólny sposób rozliczania podatku, a tych jest w Polsce niewielu. Zmiany w zasadach opodatkowania VAT-em nie spełniają natomiast oczekiwań w odniesieniu do rolników ryczałtowych. Wynikać to może ze zbyt niskiej stawki zryczałtowanego zwrotu VAT-u. Dodatkowym czynnikiem osłabiającym skuteczność wprowadzonych rozwiązań jest to, że nie wszyscy nabywcy produktów rolnych rzeczywiście podnosili cenę takich produktów rolnych, jak mleko czy żywiec o owe 3%, traktując dotychczasową cenę jako cenę brutto. Nie ma bowiem żadnych mechanizmów prawnych zabezpieczających rolników przed takimi praktykami. Obowiązek tego rodzaju spoczywał właściwie tylko na agendach rządowych, np. na Agencji Rynku Rolnego przy interwencyjnym skupie płodów rolnych. W przypadku pozostałych podmiotów gospodarczych mamy do czynienia z rynkową regulacją cen, a więc niczego nie można nabywcy narzucić. Jako że pozycja przetargowa rolników w negocjacjach cenowych z odbiorcami hurtowymi czy przetwórniami spożywczymi jest słaba, rolnicy zwykle godzą się na proponowane im, nie zawsze najkorzystniejsze, warunki. Na praktyki takie wskazywali rolnicy w przeprowadzonym badaniu ankietowym, a także, współpracujący z rolnikami prowadzącymi rachunkowość rolną, pracownicy Ośrodków Doradztwa Rolniczego.

Podsumowując, wstępne wyniki badań wskazują na wpływ, może jeszcze trudno dostrzegalny, wprowadzenia podatku od towarów i usług w polskim rolnictwie na sytuację w tym sektorze. Na bardziej precyzyjne konkluzje nie pozwala przy tym nie tylko krótki okres analizy, ale i stopień agregacji dostępnych

w zakresie podatku VAT danych makroekonomicznych. Przeprowadzona analiza stanowić jednak może próbę wstępnej weryfikacji makroekonomicznych implikacji podatku od wartości dodanej w rolnictwie, co z pewnością wymagać będzie potwierdzenia w kolejnych latach.

3.4. Ocena wpływu podatku VAT na działalność indywidualnych gospodarstw rolnych

Jak już niejednokrotnie podkreślano, wprowadzenie podatku VAT w rolnictwie miało na celu zrekompensowanie rolnikom podatku płaconego przy zakupie środków produkcji. Z punktu widzenia decyzji ekonomicznych rolników zasadnicze znaczenie ma zatem różnica między podatkiem należnym, otrzymywanym przy sprzedaży produktów rolnych, a podatkiem naliczonym, płaconym przy zakupie środków produkcji. Publikowane dane nie podają tymczasem informacji na temat tych dwóch wielkości. Można je jedynie oszacować, co jednak bez odpowiedniego stopnia dezagregacji kosztów nie jest możliwe. Wynika to z faktu, iż poszczególne środki produkcji opodatkowane są różnymi stawkami VAT-u, a zatem oszacowanie wartości płaconego przez rolników podatku naliczonego przez odpowiednie przekształcenie wartości np. zużycia pośredniego, nie jest wiarygodne.

Wystarczający stopień dezagregacji posiadają koszty generowane w oparciu o dane ZSRGR, a co za tym idzie można z dużą dokładnością oszacować wartość podatku naliczonego, płaconego w przeciętnym gospodarstwie rolnym, prowadzącym rachunkowość w tym formacie. Ponieważ analizowane wartości wyrażone są w cenach brutto, a więc zawierają w sobie podatek VAT, obliczenie wartości podatku naliczonego płaconego przy zakupie paliw, energii itp. oraz wartości podatku należnego nie nastroczają problemów. Znacznie trudniejsza do oszacowania jest wartość podatku naliczonego od wydatków inwestycyjnych. Dostępne dane dostarczają informacji jedynie o wartości brutto wydatków inwestycyjnych ogółem, podczas gdy stawka VAT-u na maszyny i urządzenia była zerowa, na inwestycje budowlane – 7-procentowa, zaś na środki transportu i inne wydatki inwestycyjne – 22-procentowa. Aby oszacować VAT płacony przy wydatkach inwestycyjnych przyjęto zatem strukturę wydatków inwestycyjnych w rolnictwie, publikowaną przez GUS (każda z tych pozycji ma ok. 1/3 udziału w wydatkach inwestycyjnych w rolnictwie). Wydaje się, że takie podejście jest uzasadnione, zwłaszcza że dane ZSRGR też są już uśrednione dla kilkunastu tysięcy gospodarstw.

W efekcie omówionych przekształceń otrzymano wartości następujących zmiennych:

należny – wartość podatku należnego (w zł),

nalicz – wartość podatku naliczonego, płaconego przy zakupie środków produkcji (w zł),

naliczinw – wartość podatku naliczonego, płaconego przy inwestycjach (w zł).

W oparciu o te wielkości wyznaczono następujące zmienne:

$$VAT = \text{należny} - \text{nalicz} \quad (12)$$

$$VAT_{inw} = \text{należny} - (\text{nalicz} + \text{naliczinw}) \quad (13)$$

Zmienne *VAT* i *VAT_{inw}* stanowią więc różnicę między podatkiem należnym i naliczonym (w różnych wariantach: z uwzględnieniem inwestycji i bez). Różnicę tę należy nieco inaczej interpretować w przypadku rolników rozliczających się na zasadach ogólnych i ryczałtowych. W sytuacji wyboru zasad ogólnych – im większa jest wartość salda VAT-u, tym wyższą kwotę rolnik odprowadza do Urzędu Skarbowego. Z punktu widzenia rolnika, rozliczającego się na zasadach ogólnych, w równaniach produkcji, inwestycji czy dochodu spodziewany jest zatem ujemny znak parametru przy zmiennej *VAT*. Z kolei w równaniach kosztów znak ten powinien być dodatni. Natomiast w przypadku rolnika ryczałtowego, omawiana różnica wyraża nadwyżkę podatku należnego, wynikającego z otrzymania 3-procentowej rekompensaty, nad podatkiem naliczonym. Zatem im wyższe (*in plus*) będzie saldo VAT-u, tym większa spodziewana korzyść dla rolnika ryczałtowego z tytułu VAT-u. Należy przy tym zwrócić uwagę, iż ZSRGR nie dostarcza informacji na temat sposobu rozliczania podatku VAT, jaki wybrali rolnicy, można jednak przypuszczać, że większość rozlicza się na zasadzie ryczałtu.

Przeprowadzona analiza dowodzi, że wprowadzone zmiany w Vacie wpływają na poprawę dochodowości badanych gospodarstw, a w efekcie również na zwiększenie skali ich inwestycji. W dłuższej perspektywie może mieć miejsce intensyfikacja koncentracji obszarowej i produkcyjnej tych gospodarstw. Z zaprezentowanych w tab. 2 wyników estymacji parametrów modelu dochodów można wnioskować, że przy wyborze przez rolnika ogólnych zasad VAT-u, spadek salda podatku o 1 zł, a zatem zmniejszenie kwoty VAT-u odprowadzanej przez rolnika do budżetu (co w przypadku salda ujemnego oznacza zwiększenie kwoty VAT-u do zwrotu przez Urząd Skarbowy), spowoduje wzrost dochodu gospodarstwa o ok. 5 zł (por. równanie VIII). Jeśli jednak rolnik pozostanie przy ryczałcie, podatek ten nie wpłynie korzystnie na jego dochód. Wynikać to może z niskiego poziomu stawki ryczałtowego zwrotu podatku. Podatek VAT wpływa również na produkcję badanych gospodarstw. Znak przy zmiennej *VAT* (saldo tego podatku) wskazuje jednak na to, że podatek VAT może powodować intensyfikację produkcji tylko przez rolników ryczałtowych, gdyż kwota ryczałtowego zwrotu podatku zależy wyłącznie od wartości sprzedaży. Może to prowadzić do podejmowania nieracjonalnych decyzji produkcyjnych dokonywanych przez tę grupę rolników.

Tabela 2

Oszacowania parametrów równań produkcji i dochodu przeciętnego gospodarstwa rolnego
– modele dwuczynnikowe z dekompozycją wyrazu wolnego

Zmienna objaśniana	Zmienna objaśniana			
	produkcja (<i>prod</i>) (równanie VII)		dochód (<i>dochod</i>) (równanie VIII)	
	a_j	$t(a_j)$	a_j	$t(a_j)$
<i>UR</i>	2 409,24	6,686	×	×
<i>szt</i>	1 893,01	5,400	×	×
<i>prod</i>	×	×	0,634	6,938
<i>koszt netto</i>	×	×	-0,610	-4,753
<i>VAT</i>	22,85	6,784	-4,862	-2,315
<i>stała</i>	40 625,1	2,263	-2 035,63	-0,269
Wyrazy wolne grupy:				
1	-47 388,15	-2,571	3 894,64	0,780
2	-46 244,52	-2,559	2 635,27	0,516
3	-55 619,88	-1,707	105,69	0,022
4	-44 849,88	-1,844	6 666,33	1,524
5	-74 499,18	-3,774	-212,21	-0,041
6	102 646,20	1,194	-35 165,74	-1,529
7	-20 113,82	-1,213	47,21	0,011
8	16 658,15	0,736	7 242,18	1,364
9	-14 711,84	-0,302	-4 991,91	-0,611
10	-12 730,90	-0,704	4 188,76	0,897
11	32 200,72	1,599	-2 970,12	-0,599
12	-3 035,66	-0,166	8 129,22	1,707
13	71 628,84	2,936	-3 965,86	-0,774
14	96 059,35	3,553	14 396,55	2,903
Okres:				
1999	-38 843,86	-4,285	-3 590,20	-1,068
2000	1 212,63	0,145	5 168,77	2,228
2001	17 804,63	2,087	409,05	0,160
2002	19 826,56	1,898	-1 987,60	-0,604
R^2	0,996 806		0,953 766	
Ilość efektów grupowych	wartość	p	wartość	p
<i>LRT</i>	129,641	< 0,001	38,577	0,002
<i>F</i>	19,324	< 0,001	2,100	0,030

Oznaczenia: *VAT* – saldo VAT-u (w zł), *prod* – produkcja rolnicza gospodarstwa (w zł), *prod* – produkcja towarowa gospodarstwa (w zł), *koszt netto* – koszty bezpośrednie i pośrednie gospodarstwa pomniejszone o wartość pasz własnych (w zł), *dochod* – dochód gospodarstwa rolnego (w zł), *UR* – powierzchnia użytków rolnych (w ha), *szt* – liczba zwierząt gospodarskich (w sztukach przeliczeniowych dużych), R^2 – współczynnik determinacji, *LRT* – wartość statystyki *LRT* (Likelihood Ratio Test), *F* – wartość statystyki *F*, p – poziom istotności.

Uwaga: poszczególne grupy tworzą gospodarstwa zajmujące się produkcją: 1: bydła, 2: mleczarską, 3: trzody chlewnej, 4: macior, 5: owiec, 6: drobiu, 7: zbóż, 8: ziemniaków, 9: rzepaku, 10: buraków cukrowych, 11: pozostałych roślin przemysłowych, 12: roślin strączkowych „na ziarno”, 13: gospodarstwa sadownicze, 14: gospodarstwa warzywnicze.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ZSRGR z lat 1999–2002.

Tablica 3

Oszacowania parametrów równań inwestycji przeciętnego gospodarstwa rolnego i jego koncentracji obszarowej – modele dwuczynnikowe z dekompozycją wyrazu wolnego

Zmienna objaśniana	Zmienna objaśniana			
	inwestycje (<i>inw</i>) (równanie IX)		powierzchnia gospodarstwa (<i>UR</i>) (równanie X)	
	a_j	$t(a_j)$	a_j	$t(a_j)$
<i>prodról</i>	0,117	6,740	×	×
<i>prodról_{t-1}</i>	×	×	0,000163	4,323
<i>dochód_{t-1}</i>	0,169	2,195	×	×
<i>VAT</i>	-2,757	-3,014	×	×
<i>VAT_{t-1}</i>	×	×	-0,006420	-3,807
<i>stała</i>	-1 784,18	-0,354	18,785	2,657
Wyrazy wolne grupy:				
1	179,78	0,042	4,55	1,116
2	-866,96	-0,197	0,25	0,061
3	-8 253,44	-1,747	6,18	1,308
4	-7 700,96	-1,894	0,85	0,219
5	-5 445,15	-1,166	12,11	2,895
6	1 538,10	0,073	-17,13	-1,097
7	699,28	0,185	5,52	1,511
8	-588,75	-0,132	-11,50	-2,530
9	3 231,53	0,619	49,31	8,097
10	608,15	0,149	6,59	1,691
11	1 749,95	0,403	-8,35	-2,061
12	-1 700,69	-0,404	-0,71	-0,181
13	10 400,80	2,438	-20,59	-5,196
14	6 148,37	1,332	-27,08	-6,776
Okres:				
1999	-4 943,71	-1,904	1,31	0,530
2000	-6 849,97	-3,251	0,62	0,287
2001	6 581,33	2,986	2,39	1,285
2002	5 212,35	2,076	-4,31	-1,459
R^2	0,959 933		0,943 209	
Ilość efektów grupowych	wartość	p	wartość	p
<i>LRT</i>	61,937	< 0,001	116,281	< 0,001
<i>F</i>	4,283	0,001	15,183	< 0,001

Oznaczenia: *inw* – wydatki inwestycyjne (w zł), pozostałe oznaczenia jak w tab. 2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ZSRGR z lat 1999–2002.

Podatek od towarów i usług wywierałby korzystny wpływ także na inwestycje w gospodarstwach, które rozliczałyby się na zasadach ogólnych (por. równanie IX w tab. 3). Jeśli różnica między podatkiem należnym i naliczonym będzie ujemna, rolnik, który zdecydował się na ogólny system VAT-owski, otrzyma z Urzędu Skarbowego zwrot podatku. Z dokonanych szacunków wynika, że

każda złotówka pochodząca ze zwrotu VAT-u zwiększy poziom inwestycji w gospodarstwie średnio o ok. 3 zł. Omawiane procesy są przy tym zróżnicowane w przestrzeni i czasie. Najsilniejsze, ujemne efekty grupowe mają miejsce w przypadku gospodarstw zajmujących się chowem trzody chlewnej (świadczy o tym wyraz wolny dla grupy 3 – wartość parametru wynosi -8253,44). Na uwagę zasługuje fakt, że lata 2001–2002 charakteryzują się wyraźnym dodatnim wpływem omawianych czynników na poziom inwestycji, co może wskazywać na to, że uruchomiły się już wówczas spodziewane procesy – wprowadzenie podatku VAT pobudziło proinwestycyjne zachowania rolników.

Z modelu opisującego powierzchnię gospodarstwa rolnego (por. równanie X) można natomiast wnioskować, że podatek od wartości dodanej pośrednio wpływa na koncentrację obszarową. W przypadku badanych gospodarstw, które – przypomnijmy – należą do podmiotów dużych obszarowo, wysokotowarowych i ukierunkowanych na rozwój, zwiększenie kwoty zwrotu VAT-u o 1 tys. zł (zmniejszenie salda VAT-u) w gospodarstwie rezygnującym z ryczału na rzecz ogólnego systemu, może skutkować wzrostem przeciętnej powierzchni gospodarstwa średnio o ok. 6 ha.

4. WNIOSKI KOŃCOWE

Modele ekonometryczne stanowić mogą dobre narzędzie do wstępnej oceny wpływu podatku VAT na funkcjonowanie rolnictwa. Z uwagi jednak na fakt, iż rozwiązania w zakresie VAT-u w rolnictwie weszły w życie przed zaledwie kilkoma laty, utrudnione jest wykorzystanie do tego celu klasycznych metod estymacji modeli ekonometrycznych. Aby uporać się z tym problemem zastosowano w badaniach dwa podejścia. Po pierwsze, wykorzystano roczne szeregi czasowe makrowielkości charakteryzujących polskie rolnictwo i przy wykorzystaniu KMNK zbudowano modele, oceniające skutki VAT-u dla sektora rolnego, wyłącznie przy zastosowaniu zmiennej zero-jedynkowej. Po drugie, w oparciu o szeregi przekrojowo-czasowe, zbudowane na podstawie danych rachunkowości rolnej, dokonano estymacji modeli panelowych dla potrzeb oceny konsekwencji podatku VAT w skali mikroekonomicznej – dla indywidualnych gospodarstw rolnych. Tutaj analizy miały charakter bardziej szczegółowy, w równaniach produkcji czy kosztów uwzględniono m. in. saldo VAT-u.

Przeprowadzona analiza wskazuje, że w skali całego kraju w tak krótkim okresie (analizowano dane do 2001 r.) podatek VAT niewiele zmienił w zakresie produkcji rolniczej czy kosztów tej produkcji. Nie wywarł on wpływu zarówno na bieżące decyzje produkcyjne rolników, jak i na koncentrację produkcji rolniczej. Natomiast wprowadzenie podatku VAT na nieprzetworzone produkty rolne

istotnie wpłynęło na obniżenie dochodów rolniczych. Stało się więc odwrotnie niż zakładano – założenia wprowadzonych zmian nie znalazły początkowo potwierdzenia w praktyce. Spadek dochodów rolników, zamiast spodziewanego wzrostu, jest efektem działania bardzo wielu czynników, wynika m. in. z trudnej sytuacji rynkowej, która prowadzi do cięcia kosztów u przetwórców płodów rolnych, a więc i obniżania ich cen, z wahaniami popytu i podaży na niektórych rynkach (np. na rynku trzody chlewnej). Innym aspektem takiego stanu może być fakt, że część nabywców zamiast doliczać 3% wartości do dotychczasowej ceny, traktowało ją jako nową cenę brutto, w wyniku czego rolnik ryczałtowy (a tych jest zdecydowana większość w naszym kraju) nie nie zyskiwał. Podatek VAT okazał się także mało istotny w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych.

Przeprowadzona estymacja dostarczyła dowodów na to, że w dłuższym okresie podatek VAT może wpływać na koncentrację obszarową gospodarstw. Czynnik ten okazał się bowiem istotny w tym sensie, że wprowadzeniu VAT-u towarzyszy spadek liczby gospodarstw w skali całego kraju, a co za tym idzie rośnie powierzchnia przeciętnego gospodarstwa. Oczywiście procesy te ujawnia się wyraźniej dopiero po upływie pewnego czasu i można przypuszczać, że w najbliższych latach ich skala zwiększy się istotnie. VAT nie będzie oczywiście jedyną determinantą omawianych przekształceń. Niezwykle ważne okażą się – jak wskazują doświadczenia ostatnich miesięcy – programy, jakie oferuje rolnikom Unia Europejska (np. renty strukturalne).

Korzyści z VAT-u odniosą przede wszystkim gospodarstwa wysokotowarowe, które zwykle charakteryzują się aktywną działalnością inwestycyjną. Jak wynika z przeprowadzonych badań, przeciętne towarowe gospodarstwa rolne powinny decydować się na ogólne zasady rozliczania VAT-u, gdyż system ryczałtowy nie zapewni im zwrotu zapłaconego podatku. Tylko jeśli zdecydują się na zasady ogólne, podatek VAT może wpłynąć na poprawę ich dochodowości, jednocześnie oddziałując na racjonalizację procesu produkcji poprzez m. in. zmiany w poziomie i strukturze kosztów. Z drugiej strony, oszacowane równania mogą wskazywać, iż ryczałtowa rekompensata otrzymywana przez rolników ryczałtowych może prowadzić do podejmowania nieracjonalnych decyzji produkcyjnych, do zwiększania rozmiarów produkcji bez większego liczenia się z kosztami.

Justyna Wiktorowicz

ECONOMETRIC ANALYSIS OF VAT EFFECTS ON FUNCTIONING OF FARMS

Econometric models can be a very good tool for the introductory estimation of the influence of VAT on the agriculture. However, owing to the fact that regulations concerning VAT in the agriculture came into effect only a few years ago, using classic

methods of econometric models estimation for this purpose is very difficult. In order to deal with the problem of investigations with results presented in this paper, two approaches were applied. First of all, annual time series of macroeconomic values characterizing Polish agriculture were used and models estimating effects of the VAT operation on functioning of the agriculture sector were built by means of LSM. Second of all, on the basis of section-time series built on the ground of data of the agricultural accounting, panel models estimation for the need of the estimation of VAT consequences for individual farmers in the microeconomic scale was conducted. These models were used for the estimation of the influence of indirect taxation on such agricultural categories as: production, expenditures, income, investments as well as concentration processes in the agriculture.