

## WPLYW POSTĘPU TECHNICZNEGO NA ZMIANY W PRODUKTYWNOŚCI I SUBSTYTUCJI CZYNNIKÓW PRODUKCJI ROLNICTWA FRANCUSKIEGO W LATACH 1980–1999. UJĘCIE SEKTOROWE

Lucyna Błażejczyk-Majka, Radosław Kala  
Akademia Rolnicza im. Augusta Cieszkowskiego w Poznaniu

**Streszczenie.** W pracy przedstawiono zmiany w produktywności krańcowej i substytucji czynników produkcji rolniczej. Badania przeprowadzono dla rolnictwa francuskiego w latach 1980–1999. Wykazano, że postęp techniczny w tym okresie powodował wzrost produktywności krańcowej siły roboczej, natomiast produktywność krańcowa kapitału nie wykazywała większych zmian. W toku badań ustalono również, że w miarę upływu czasu elastyczność substytucji siły roboczej i kapitału ulegała zmniejszeniu.

**Słowa kluczowe:** funkcja produkcji CES, produktywność krańcowa, elastyczność substytucji

### WSTĘP

Gospodarka każdego kraju charakteryzuje się określonym potencjałem produkcyjnym, który wynika z ograniczonej dostępności zasobów. Jedną z możliwości zwiększenia zdolności produkcyjnych polega na lepszym wykorzystaniu posiadanych zasobów lub zastąpieniu zasobów rzadkich zasobami tańszymi czy łatwiej dostępnymi. Tak więc poprawę jakości lub zwiększenie ilości produkcji można uzyskać przez substytucję czynników produkcji [Kamerschen, McKenzie, Nardinelli 1991]. Substytucja jest również możliwa w produkcji rolniczej.

Ekonomiczny sens substytucji polega na takim jej prowadzeniu, aby zmniejszyć jednostkowy koszt produkcji. Stąd substytucja jest ograniczona progmem ekonomicznej opłacalności. Oznacza to, że wartość efektu zastąpienia jednego czynnika produkcji

---

Adres do korespondencji – Corresponding author: Lucyna Błażejczyk-Majka, Akademia Rolnicza im. Augusta Cieszkowskiego, Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych, ul. Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań, tel. (061) 848 75 50; e-mail: lmajka10@au.poznan.pl

Radosław Kala, Akademia Rolnicza im. Augusta Cieszkowskiego, Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych, ul. Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań, tel. (061) 848 71 50; e-mail: kalar@owl.au.poznan.pl

innym nie może być mniejsza niż koszt związany z tą zamianą. Substytucja jest więc nierozzerwalnie związana ze zmianami cen czynników produkcji, pomiędzy którymi zjawisko to występuje. Mówi o tym teoria Hicksa [Yeung, Roe 1971]. W produkcji rolniczej, ale nie tylko, ważne są również ograniczenia ekologiczne. Progiem ekologicznym będzie np. graniczna zdolność wchłaniania danego czynnika czynnego przez glebę [Woś 1996]. Od początku lat dziewięćdziesiątych znaczenie takich ograniczeń w Europie znacznie wzrosło.

Proces substytucji jest wspierany przez postęp techniczny. Dzięki niemu w długim okresie możliwe jest ciągle przekraczanie osiągniętych wcześniej wartości granicznych substytucji. Na przykład, wynalezienie bardziej efektywnej maszyny rolniczej pozwala pogłębić substytucję pomiędzy kapitałem i siłą roboczą, bez zagrożenia przekroczenia progu ekonomicznej opłacalności. Wprowadzenie do uprawy nasion otoczkowanych pozwoliło na dostarczenie roślinom większej ilości składników pokarmowych i ochronnych, przy jednoczesnym zmniejszeniu dawek nawozowych na jednostkę powierzchni. Postęp techniczny jest więc w istocie procesem ułatwiającym substytucję nakładów, która pozwala na zwiększenie efektywności produkcji, a tym samym na poprawę możliwości produkcyjnych [Woś 1998].

Celem pracy jest przeanalizowanie związków pomiędzy nakładami w obszarze produkcji rolniczej z uwzględnieniem postępu technicznego. Do badań wybrano jednego z największych producentów żywności w UE – Francję, której rolnictwo, od początku uczestnictwa we wspólnym rynku, ulega stałej transformacji wymuszonej konkurencją oraz reformami, wynikającymi z polityki rolnej w UE. Składa się na nią, poprzedzony wprowadzeniem pułapów produkcji rolniczej w roku 1980 i kwot mlecznych w roku 1984, plan Mac Sharry’ego, który obejmował lata 1991–1996, oraz „Agenda 2000”, odnosząca się do lat 1999–2006 [Poczta 2001; Walkowski 1998]. Analiza produkcji francuskiego rolnictwa w latach 1984–1999 stwarza zatem możliwość wskazania skutków prowadzonych reform. Równocześnie ukazanie przeobrażeń, jakie w nim nastąpiły, może być dobrym prognostykiem zmian, jakie czekają rolnictwo polskie po wejściu do UE.

## FUNKCJE PRODUKCJI

Jedną z częściej stosowanych funkcji do scharakteryzowania procesów produkcyjnych w ujęciu makroekonomicznym jest funkcja typu CES [Żółtowska 1997; Fuss, McFadden 1978; Welfe, Welfe 2004; Handbook of Econometrics IV 1994]. Jest ona postaci:

$$Y_t = A(vL^{-\rho} + (1-v)K^{-\rho})^{-\frac{1}{\rho}}, \quad (1)$$

gdzie  $Y$  oznacza wielkość produkcji,  $K$  określa wielkość zaangażowanego kapitału, natomiast  $L$  wyraża wielkość nakładów pracy. Pozostałe wielkości są parametrami estymowanej funkcji. Pierwszy z nich  $A$ , nazywany parametrem przychodu, wyznacza wydajność techniki zastosowanej w procesie produkcji. Udział kapitału i pracy w wielkości produkcji określa parametr  $v$  ( $0 < v < 1$ ), natomiast  $\rho$  ( $\rho > -1$ ) jest parametrem substytucyjnym. Związek parametru  $\rho$  z elastycznością substytucji  $\sigma$  [Introligator, Bodkin, Hsiao 2000] określa wzór:

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho}, \quad (2)$$

przy czym

$$\sigma = \frac{d \ln(L/K)}{d \ln(r/w)}, \quad (3)$$

gdzie  $w$  jest ceną pracy, a  $r$  jest ceną kapitału.

Jak już powiedziano wcześniej, wielkość substytucji jest związana z postępowaniem technicznym. W przypadku analizy danych długookresowych jego wpływ na wielkość produkcji nie może być zaniedbany. Jednym ze sposobów uwzględnienia postępu technicznego w funkcji produkcji jest przyjęcie założenia, że oddziałuje on jednakowo na obydwa nakłady. W takim przypadku [Kotowitz 1968] dynamiczna funkcja produkcji typu CES przyjmie postać:

$$Y_t = A(vL^{-\rho} + (1-v)K^{-\rho})^{-\frac{1}{\rho}} e^{\lambda t}, \quad (4)$$

przy czym  $\lambda$  ( $\lambda > 0$ ) określa stopę przyrostu wielkości produkcji w jednostce czasu.

Produktywność krańcowa siły roboczej i kapitału przyjmują wtedy odpowiednio postaci:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L} = A^{-\rho} v \left( \frac{Y_t}{L} \right)^{(\rho+1)} e^{-\rho \lambda t}, \quad \frac{\partial Y_t}{\partial K} = A^{-\rho} (1-v) \left( \frac{Y_t}{K} \right)^{(\rho+1)} e^{-\rho \lambda t}. \quad (5)$$

Stąd procentowe zmiany tych wskaźników w czasie są równe i wynoszą  $\lambda$ .

Postęp techniczny może być również uwzględniony przez wprowadzenie osobnych funkcji określających wzrost efektywności każdego nakładu. Przy takim podejściu funkcja produkcji wyrazi się wzorem:

$$Y_t = A \left[ v (L e^{\delta t})^{-\rho} + (1-v) (K e^{\lambda t})^{-\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad (6)$$

a funkcje produktywności krańcowych przyjmą formy analogiczne jak we wzorach (5), z tym że parametr  $\lambda$  dla siły roboczej należy zastąpić przez  $\delta$ . Wpływ postępu technicznego jest tu zatem uwzględniany osobno dla każdego zaangażowanego nakładu. Jeżeli iloczyny  $\delta\rho$  i  $\lambda\rho$  przyjmują wartości ujemne, to przyrosty produktywności krańcowych czynników produkcji w czasie mają tendencję malejącą. W przeciwnym przypadku zmiany wartości produktywności krańcowych nakładów, wynikające z działania postępu technicznego, są rosnące.

Jeżeli  $\delta > \lambda$ , to znaczy, że wpływ postępu technicznego na siłę roboczą jest silniejszy niż na kapitał, co powoduje zastępowanie siły roboczej kapitałem. Jeżeli  $\delta < \lambda$ , to mamy sytuację odwrotną. Parametry  $\delta$  i  $\lambda$  charakteryzują więc wpływ postępu technicznego na ilości zaangażowanych nakładów, nie wyjaśniają natomiast źródeł tych zmian. Większa wartość parametru  $\delta$  może wynikać np. nie tylko z poprawy organizacji pracy,

ale i z wprowadzenia do procesu produkcji wydajniejszych maszyn. Obu tych parametrów nie powinno się więc interpretować osobno [Kotowitz 1968].

Kolejną modyfikację dynamicznej funkcji CES przedstawili Yeung i Roe [1971]. W tym podejściu zmienna czasowa  $t$  została zastąpiona indeksem relatywnych cen czynników produkcji  $I_t$ . Indeks ten określa wzór:

$$I_t = \left( \frac{r}{w} \right)_t / \left( \frac{r}{w} \right)_{t_0}, \quad (7)$$

gdzie  $t_0$  jest ustalonym początkowym momentem szeregu czasowego. W rezultacie funkcja CES przyjmie postać:

$$Y_t = A \left[ v (L e^{\delta I_t})^{-\rho} + (1-v) (K e^{\lambda I_t})^{-\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}. \quad (8)$$

Produktywności krańcowe nakładów dla tak zmodyfikowanej funkcji CES wyrażą się natomiast wzorami:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L} = A^{-\rho} v \left( \frac{Y_t}{L} \right)^{(\rho+1)} e^{-\delta \rho I_t}, \quad \frac{\partial Y_t}{\partial K} = A^{-\rho} (1-v) \left( \frac{Y_t}{K} \right)^{(\rho+1)} e^{-\lambda \rho I_t}. \quad (9)$$

W rezultacie elastyczność substytucji  $\sigma$  zmienia się w czasie będąc funkcją indeksu  $I_t$ . Określa ją wzór:

$$\sigma_t = \frac{1}{1+\rho} [1 + (\lambda - \delta) \rho I_t]. \quad (10)$$

## ESTYMACJA PARAMETRÓW

Bezpośrednia ocena parametrów dynamicznej funkcji CES na podstawie szeregów czasowych natrafia na typowe trudności wynikające z jej nieliniowości. Przegląd przybliżonych metod iteracyjnych estymacji parametrów funkcji CES można znaleźć w monografii Żółtowskiej [1997]. Wśród nich wymieniona jest też stosunkowo prosta metoda Kmenty. Daje ona jednak zadowalające rezultaty tylko w przypadku, gdy wiadomo, że parametr substytucyjny  $\rho$  jest bliski zeru. W warunkach produkcji rolniczej takie ograniczenie jest jednak trudne do zaakceptowania. Innym rozwiązaniem, z którego skorzystano w pracy, jest przyjęcie założenia, że producenci dążą do maksymalizacji zysku w warunkach wolnej konkurencji. Wtedy czynniki produkcji są opłacane stosownie do ich produktywności krańcowych [Blang 1999], czyli że:

$$w_t = p_t A^{-\rho} v \left( \frac{Y_t}{L} \right)^{1+\rho} e^{-\delta \rho I_t}, \quad r_t = p_t A^{-\rho} (1-v) \left( \frac{Y_t}{K} \right)^{1+\rho} e^{-\lambda \rho I_t}, \quad (11)$$

gdzie  $p$  jest ceną produktu. Stąd, po zlogarytmowaniu, wynikają następujące równania:

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L}\right) = \beta_1 + \frac{1}{1+\rho} \ln\left(\frac{w_t}{p_t}\right) + \frac{\delta\rho}{1+\rho} I_t, \quad (12)$$

$$\ln\left(\frac{Y_t}{K}\right) = \beta_2 + \frac{1}{1+\rho} \ln\left(\frac{r_t}{p_t}\right) + \frac{\lambda\rho}{1+\rho} I_t, \quad (13)$$

gdzie  $\beta_1 = -(\ln(A^{-\rho}v))/(1+\rho)$ , a  $\beta_2 = -(\ln(A^{-\rho}(1-v)))/(1+\rho)$ .

W rezultacie nieznanne parametry  $\lambda$ ,  $\delta$ ,  $\rho$  można estymować na podstawie modelu liniowego postaci:

$$Z = X\beta + u, \quad (14)$$

gdzie  $u$  jest wektorem błędów losowych, natomiast:

$$Z = \begin{bmatrix} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0} \\ \dots \\ \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_n} \\ \ln\left(\frac{Y}{K}\right)_{t_0} \\ \dots \\ \ln\left(\frac{Y}{K}\right)_{t_n} \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ln\left(\frac{w_{t_0}}{p_{t_0}}\right) & I_{t_0} & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & 0 & \ln\left(\frac{w_{t_n}}{p_{t_n}}\right) & I_{t_n} & 0 \\ 0 & 1 & \ln\left(\frac{r_{t_0}}{p_{t_0}}\right) & 0 & I_{t_0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 1 & \ln\left(\frac{r_{t_n}}{p_{t_n}}\right) & 0 & I_{t_n} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \frac{1}{1+\rho} \\ \frac{\delta\rho}{1+\rho} \\ \frac{\lambda\rho}{1+\rho} \end{bmatrix}.$$

Zauważmy, że ocena współczynnika regresji  $\beta_3$  jest tu równocześnie oceną elastyczności substytucji dla statycznej funkcji CES (porównaj wzór (2)). Na podstawie formuły (10) ocena ta, wraz z ocenami  $\delta\rho$  i  $\lambda\rho$ , pozwala określić zmiany tego parametru w czasie.

## ELASTYCZNOŚĆ SUBSTYTUCJI POMIĘDZY SIŁĄ ROBOCZĄ I KAPITAŁEM

Podstawą analizy były dane zawarte w tabeli 1. Za miarę osiągniętego poziomu produkcji przyjęto indeksy produkcji z całego rolnictwa, skonstruowane według formuły Laspeyresa, publikowane przez FAOSTAT. Siłę roboczą zaangażowaną w procesie produkcji wyrażono jako indeksy obliczone na podstawie liczby pełnozatrudnionych w rolnictwie [Target methodology... 2000]. Jako miarę kapitału przyjęto indeksy wartości kapitału trwałego brutto zaangażowanego w proces produkcji rolniczej (GFCF). Jest to zmienna agregatowa wyrażona wartościowo, w której skład wchodzi m.in.: plantacje wieloletnie, stado podstawowe, maszyny i urządzenia, budynki, wyposażenie przeznaczone do transportu, deszczownie. W oszacowaniu tej zmiennej zastąpiono wartość

kapitału w danym roku ceną, jaką rolnicy musieliby płacić w badanym okresie za wymianę kapitału na nowy, możliwie najbardziej podobny do tego, który wymieniają [Manual... 2000]. Wartość kapitału trwałego i indeksy cen zaangażowanych czynników produkcji (zmiany w zarobkach i zmiany w cenach kapitału trwałego) zaczerpnięto z raportów Komisji Europejskiej. Indeksy te są przedstawione w odniesieniu do kilku lat bazowych, wyrażone w cenach stałych i skonstruowane wg formuły Laspeyresa [Handbook... 2002]. Wszystkie zmienne zostały tak przeliczone, aby odnosiły się do roku 1980. Uznano, że w wystarczającym stopniu odzwierciedlają one zmiany w wymienionych czynnikach produkcji, jakie nastąpiły w latach 1979–1999.

Tabela 1. Wartości zmiennych użyte do estymacji funkcji CES dla rolnictwa francuskiego, odnoszące się do okresu 1980–1999

Table 1. Values of variables used in estimation of CES function for French agriculture in years 1980–1999

Rok	Indeksy produkcji rolniczej (FAOSTAT)	Pełnozatrudnieni w rolnictwie (1000)	Kapitał trwały brutto (1980 = 100)	Indeksy wynagrodzeń za pracę w rolnictwie (1980 = 100)	Indeks cen kapitału trwałego (1980 = 100)	Indeks cen produktów rolniczych (1980 = 100)	Relatywny indeks cen czynników I
	<i>Y</i>	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>w</i>	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>I</i>
1980	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	1,000
1981	97,68	96,95	117,00	116,80	99,41	111,90	0,851
1982	103,27	93,90	124,50	131,95	100,82	126,90	0,764
1983	99,68	90,85	136,06	152,50	100,43	136,50	0,659
1984	107,80	87,80	126,62	162,47	100,21	140,80	0,617
1985	104,85	84,71	131,35	175,75	99,52	143,00	0,566
1986	103,48	81,61	122,22	181,98	101,11	143,20	0,556
1987	107,27	78,46	123,15	190,23	102,23	140,20	0,537
1988	105,80	75,30	141,99	197,90	103,58	140,50	0,523
1989	104,64	72,10	168,29	205,23	103,99	151,44	0,507
1990	105,80	68,90	164,63	213,89	104,18	151,01	0,487
1991	105,69	66,21	161,23	223,99	104,47	151,29	0,466
1992	111,17	63,62	151,56	232,56	104,91	140,29	0,451
1993	103,79	61,13	141,19	238,55	104,99	136,06	0,440
1994	103,27	58,69	159,03	244,26	104,30	135,91	0,427
1995	106,22	56,35	179,94	250,25	104,60	137,12	0,418
1996	111,70	54,07	192,98	260,94	104,91	137,12	0,402
1997	112,43	51,83	208,90	266,77	105,12	136,81	0,394
1998	113,59	49,70	207,56	274,52	105,43	135,61	0,384
1999	114,01	47,66	223,12	279,28	105,95	131,23	0,379

Źródło: Na podstawie zestawień FAOSTAT, „European Commission. The agricultural situation in the European Union. Reports”, Brussels, Luxembourg.

Source: Own calculation based on data from FAOSTAT, „European Commission. The agricultural situation in the European Union. Reports”, Brussels, Luxembourg.

Zgodnie z modelem (14), zmienną zależną jest odpowiednio zlogarytmowana wartość produktywności siły roboczej i kapitału ( $\ln(Y/L)$ ,  $\ln(Y/K)$ ). Zmiennymi niezależnymi są natomiast zlogarytmowane indeksy stosunku cen kapitału trwałego i wynagrodzeń za pracę w rolnictwie do cen produktów rolniczych ( $\ln(r/p)$ ) i ( $\ln(w/p)$ ) oraz relatywny indeks cen.

W celu zapewnienia bardziej zrównoważonych ocen parametrów regresji indeks cen  $I_t$  wyrażono procentowo w stosunku do roku 1980. Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 2. Błąd standardowy modelu oznaczono symbolem  $s$ , a przy każdej ocenie podano w nawiasie jej odchylenie standardowe.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu:  $Z = X\beta + u$   
Table 2. Results of estimation in model:  $Z = X\beta + u$

Parametry modelu	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$s$
Oceny	0,622 (0,231)	-0,595 (0,126)	0,530 (0,198)	-0,752 (0,301)	0,721 (0,170)	0,114

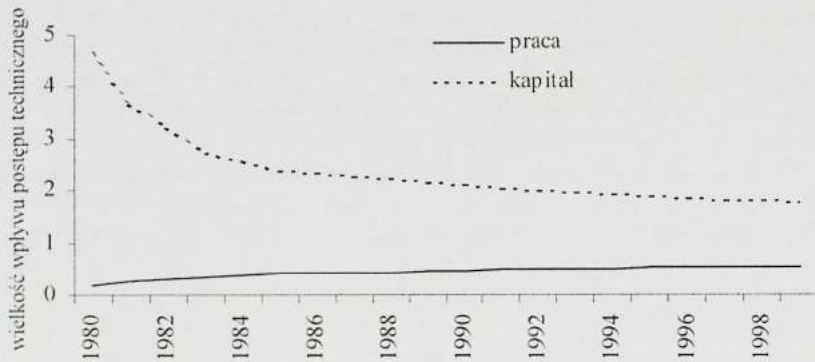
Źródło: Obliczenia własne przeprowadzone za pomocą programu *Statistica*.  
Source: Own calculation carried out with the use of *Statistica* package.

Wszystkie parametry modelu okazały się istotne na poziomie  $\alpha = 0,05$ . Niemniej, do uzyskanych ocen należy podchodzić ostrożnie, bo użyte zmienne objaśniające określają nakłady jedynie pośrednio, a model stanowiący podstawę estymacji wyprowadzono przy warunku, że nakłady opłacane były proporcjonalnie do ich wydajności krańcowych.

Na podstawie przedstawionych ocen można wyznaczyć wielkości mające bezpośrednią interpretację ekonomiczną. Elastyczność substytucji statycznej funkcji CES określa  $\beta_3 = 1/(1 + \rho)$ . Ilorazy:

$$\frac{\beta_4}{1 - \beta_3} = \delta, \quad \frac{\beta_5}{1 - \beta_3} = \lambda$$

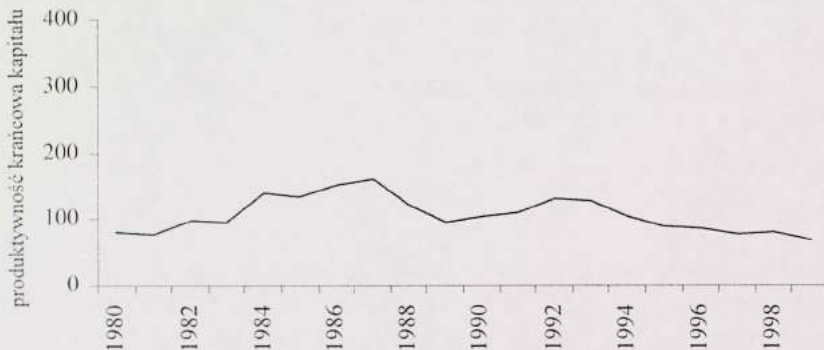
pozwalają natomiast ustalić stopy przyrostu nakładów powodowane postępowaniem technicznym. Ponieważ  $1,534 = \lambda > \delta = -1,600$ , więc efekt postępu technicznego po stronie siły roboczej był niższy niż po stronie kapitału. Na podstawie przebiegów funkcji  $e^{\delta I_t}$  oraz  $e^{\lambda I_t}$ , odniesionych do lat, przedstawionych na rysunku 1 można stwierdzić, że wpływ postępu technicznego na kapitał w latach 1980–1999 wykazywał tendencję malejącą. Postęp techniczny powodował więc ograniczanie ilości zaangażowanych jednostek kapitału, jednak w miarę upływu czasu wpływ ten był coraz mniejszy. Taki stan odpowiada sytuacji, w której zaangażowany w proces produkcji kapitał stoi na tak wysokim poziomie technicznym, że w miarę upływu czasu coraz trudniej wprowadzać w ramach tego czynnika udoskonalenia. Odwrotną zależność, ale znacznie słabszą, można zaobserwować w przypadku siły roboczej. Rosnący wpływ postępu technicznego na pracę może być wynikiem np. coraz lepszej organizacji pracy wśród rolników francuskich. Biorąc więc pod uwagę wzajemny stosunek zaangażowanych w proces obu czynników produkcji, następowało ograniczanie wielkości zaangażowanego kapitału na rzecz siły roboczej, przy czym stosunek ten ulegał stabilizacji.



Rys. 1. Wpływ postępu technicznego na czynniki produkcji rolniczej w latach 1980–1999

Fig. 1. The influence of technical progress on factors in agriculture production in years 1980–1999

Z uwagi na indeksację cen nakładów nie można natomiast oceniać współczynnika przychodu  $A$  ani współczynnika udziału nakładów  $\nu$ , które związane są z parametrami  $\beta_1$  i  $\beta_2$ . W konsekwencji funkcje krańcowych wydajności nakładów określone wzorami (9) można wyznaczyć jedynie z dokładnością do wspólnej skali. Wykresy te przedstawiono na rysunkach 2 i 3.



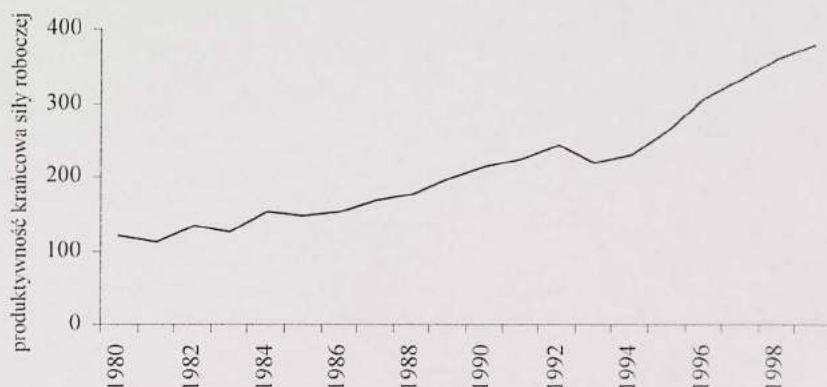
Rys. 2. Zmiany produktywności krańcowej kapitału w latach 1980–1999

Fig. 2. Changes in marginal productivity of capital in years 1980–1999

W badanym okresie produktywność krańcowa kapitału utrzymywała się na stałym poziomie, chociaż analizując wykres na rysunku 2 i tabelę 1 można zauważyć, że największe spadki produktywności krańcowej kapitału następowały w momencie zwiększania ilości zaangażowanego kapitału. W przypadku kapitału trwałego, jaki został tu przedstawiony, można to próbować wiązać z dostosowaniem procesu produkcyjnego do możliwości produkcyjnych. Ma to np. miejsce, gdy następuje zakup hali udojowej przy niepełnej obsadzie krów mlecznych lub kombajnu zbożowego o większych możliwościach przerobowych niż areal zbóż, jakimi dysponuje gospodarstwo go nabywające. W przypadku rolnictwa francuskiego zjawisko okresowego przeinwestowania można



odnotować w latach 1987–1990 oraz po roku 1993. W okresach tych wzrost ilości zaangażowanego w proces produkcji kapitału nie był kompensowany spadkiem jego ceny, a postęp techniczny nie powodował wzrostu produktywności krańcowej kapitału.



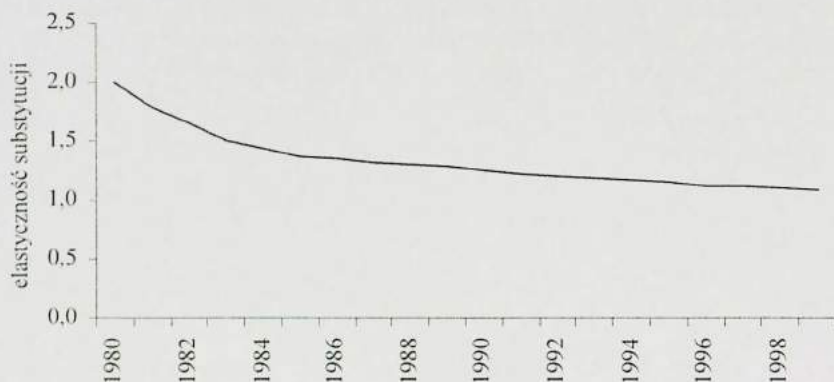
Rys. 3. Zmiany produktywności krańcowej siły roboczej w latach 1980–1999

Fig. 3. Changes in marginal productivity of labour in years 1980–1999

Z kolei produktywność siły roboczej wykazuje stałą tendencję rosnącą. Jej roczna stopa wzrostu wyniosła około 5%. Potwierdza to wcześniej przedstawione przypuszczenie, że efekty postępu technicznego, wprowadzanego w rolnictwie francuskim w latach 1980–1999, były lepiej wykorzystywane przez siłę roboczą niż kapitał.

O intensywności zmian nakładów z uwzględnieniem cen i postępu technicznego świadczy wartość elastyczności substytucji określona wzorem (10). Zmiany tego parametru w czasie przedstawia wykres na rysunku 4. Jego przebieg ma wyraźną tendencję spadkową, począwszy od wartości 2,03 w roku 1980 do 1,09 w roku 1999, przy czym tempo tych zmian do roku 1985 jest bardziej intensywne niż w pozostałych latach. Analizując dane zawarte w tabeli 1 można zauważyć, że do roku 1985 wzrastały ceny pracy, a cena kapitału trwałego utrzymywała się na tym samym poziomie. Następowало więc stopniowe zmniejszanie stosunku cen nakładów ( $r/w$ ), co powodowało zwiększanie stosunku ilości zaangażowanych czynników produkcji ( $L/K$ ). Zwiększenie stosunku cen nakładów ( $r/w$ ), czyli stosunku ich produktywności krańcowych, o 1% powodowało zmniejszenie stosunku zasobów ( $L/K$ ) o 2% w roku 1980 oraz o około 1% w roku 1999. Świadczy to o tym, że we francuskiej produkcji rolniczej w badanym okresie, z uwzględnieniem cen nakładów i postępu technicznego, następowało znacznie szybsze ograniczanie siły roboczej niż kapitału.

Analogiczną analizę przeprowadzono również korzystając z indeksów produkcji końcowej publikowanych przez EUROSTAT. Wtedy nakłady siły roboczej wyrażono liczbą aktywnej zawodowo ludności rolniczej, a kapitał liczbą wykorzystywanych ciągników lub kombajnów zbożowych. Estymowane na podstawie takich zmiennych i ich kombinacji parametry prowadzą do zbliżonych konkluzji.



Rys. 4. Zmiany elastyczności substytucji siły roboczej i kapitału w latach 1980–1999

Fig. 4. Changes in elasticity of substitution between labour and capital in years 1980–1999

## PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W badanym okresie postęp techniczny powodował silniejsze ograniczanie kapitału trwałego niż siły roboczej. W miarę upływu czasu wpływ postępu technicznego na kapitał słabł, a na siłę roboczą wzrastał.

Działanie postępu technicznego wprowadzanego do rolnictwa francuskiego było skierowane głównie na ograniczanie siły roboczej, dzięki czemu produktywność krańcowa tego czynnika produkcji wzrastała średnio o 5% rocznie. Produktywność krańcowa kapitału utrzymywała się na stałym poziomie, a w latach 1987–1990 oraz po roku 1993 następowały nawet jej spadki, które można wiązać z okresowym przeinwestowaniem tego czynnika produkcji. W okresach tych wzrost ilości zaangażowanego w proces produkcji kapitału nie był kompensowany spadkiem jego ceny, a postęp techniczny nie powodował wzrostu produktywności krańcowej kapitału.

W badanym okresie następowała również zmiana elastyczności substytucji. Jej przebieg ma wyraźną tendencję spadkową, przy czym tempo tych zmian do roku 1985 było bardziej intensywne niż w następnych latach. Oznacza to, że w miarę upływu czasu zmiany stosunku nakładów (siły roboczej do kapitału) były coraz mniej wrażliwe na zmiany stosunku cen nakładów (ceny kapitału do wynagrodzeń za pracę).

## PIŚMIENNICTWO

- Blang M., 1999: Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- European Commission 2000.: The agricultural situation in the European Union. Reports. Brussels, Luxembourg.
- FAOSTAT: <http://apps.fao.org/>
- Fuss M., McFadden D.L., 1978. Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Volume I: The Theory of Production, Volume II: Applications of the Theory of Production. Editors Amsterdam, North-Holland.

- Handbook for EU agricultural price statistics, 2002. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Handbook of Econometrics IV, 1994.
- Introligator M.D., Bodkin R.G., Hsiao C., 2000. *Econometric Models, Techniques and Applications*. Prentice-Hall International, Inc., London.
- Kamerschen D.R., McKenzie R.B., Nardinelli C., 1991. *Ekonomia*. Fundacja Gospodarcza NSZZ „Solidarność”, Gdańsk.
- Kotowitz Y., 1968. On the estimation of a Non-Neutral CES Production Function. *Canadian Journal of Economics*, vol. 1.
- Manual on the economic accounts for Agriculture and Forestry EAA/AAF 97 (Rev. 1.1), 2000. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Pocza W., 2001. *Wspólna polityka rolna Unii Europejskiej. W: Gospodarstwa rolne w Unii Europejskiej. Korzyści i koszty*. Wydawnictwo FAPA, Fundacja na Rzecz Rozwoju Polskiego Rolnictwa, Warszawa.
- Target methodology for agricultural labour input (ALI) statistics (Rev. 1), 2000. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Walkowski M., 1998. *Współczesne tendencje w rozwoju europejskich procesów integracyjnych*. UAM, Poznań.
- Welfe W., Welfe A., 2004. *Ekonometria stosowana*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Woś A., 1996. *Prognoza przekształceń strukturalnych polskiego rolnictwa do roku 2020*. IERiGŻ, Warszawa.
- Woś A., 1998. *Wzrost gospodarczy i strategię polskiego rolnictwa. Eseje 2*. IERiGŻ, Warszawa.
- Yeung P., Roe T., 1971. *Induced Innovation: A CES-Type Meta-Production Function*, Staff Paper P71-27. Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minesota, Minnesota.
- Żółtowska E., 1997. *Funkcje produkcji. Teoria, estymacja, zastosowania*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

## THE INFLUENCE OF TECHNICAL PROGRESS ON THE MARGINAL PRODUCTIVITY OF FACTORS AND THEIR SUBSTITUTION IN FRENCH AGRICULTURE IN 1980–1999. SECTORAL APPROACH

**Abstract.** In the paper the changes in the marginal productivity and elasticity of factors in French agricultural production has been investigated. It was shown that in years 1980–1999 the technical progress caused the growth of marginal productivity of labour, but the marginal productivity of capital has did not indicated considerable changes. Moreover, it was established that elasticity of substitution between labour and capital was a decreasing function of time.

**Key words:** CES production function, marginal productivity, elasticity of substitution

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 10.12.2004