

Jan Zwolak
Katedra Ekonomiki i Organizacji Agrobiznesu
Akademia Rolnicza w Lublinie

ZWIĄZKI FUNKCYJNE W PROCESIE REPRODUKCJI ŚRODKÓW TRWAŁYCH W POLSKIM ROLNICTWIE

Streszczenie

Z pomocą niektórych miar tendencji centralnej i modeli regresji typu Cobba-Douglasa ustalono związki między zmiennymi (zjawiskami) kształtującymi proces reprodukcji środków trwałych w rolnictwie polskim w latach 1990-2004. Badania wykazały największą rolę w tym procesie zjawisk przyrostu środków trwałych i ich likwidacji, przy istotnej determinacji zjawisk stopnia zużycia i odnowy zasobu środków trwałych w rolnictwie w badanym okresie. Okazało się, że odnowa środków trwałych miała charakter ograniczony, a środki trwałe nie były odtwarzane w zakresie reprodukcji prostej w rolnictwie w latach 1990-2004.

Słowa kluczowe: rolnictwo, likwidacja, przyrost i odnowa środków trwałych, zależność funkcyjna

Wstęp

Z istoty jednostki gospodarczej rolnictwa wynika ciągłość procesów wytwarzania produkcji stanowiącej surowiec dla przedsiębiorstw przemysłu rolno-spożywczego. Ciąg czasowy tych zdarzeń i procesów jest równolegle związany z podejmowaniem strategii rozwoju technicznego. Prowadzi to do dywersyfikacji produkcji towarowej w rolnictwie. Związane jest z rozwojem rynków zbytu i rosnącym przeznaczeniem produkcji w odpowiedniej ilości i cechach jakości. Rozwój bowiem jednostek gospodarczych rolnictwa uwarunkowany jest równoważeniem wewnętrznych i zewnętrznych możliwości [Borowiecki 1993]. Zasięg odnowy ich potencjału technicznego wyznaczają ekstremalne nakłady, których minimum określa poziom amortyzacji liczonej aktuarialnie, zaś maksimum liniowo [Zwolak 2005]. Odtwarzanie środków trwałych w warunkach postępu technicznego obejmuje szerszy zakres przeznaczanych na nie nakładów, które określane są jako odtworzeniowo-modernizacyjne. Z kolei, przyjęta podstawa kryterium w danych warunkach stanowi o optymalnej niezbędności konkretnego rozwiązania odnowy środków trwałych w rolnictwie [Janasz i in. 1988]. Źródłem danych liczbowych były roczniki statystyczne GUS za odpowiednie lata, roczniki leśnictwa GUS za odpowiednie lata, a także dane empiryczne Zarządu Głównego Polskiego Związ-

ku Łowieckiego w Warszawie. Dane poszczególnych zjawisk w szeregu czasowym wyrażono cenami z 1990 r. Obejmują one zjawiska ekonomiczne kształtujące proces reprodukcji środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-2004. Do ustalenia związków między zjawiskami wykorzystano funkcję typu Cobba-Douglasa ze względu na najwyższą wartość współczynnika determinacji R^2 . Posłużono się też niektórymi miarami tendencji centralnej oraz skorzystano z metody tabelaryczno-opisowej i porównawczej. Powiązane wewnętrznie ostatnio przedstawione metody badań pozwoliły na realizację przyjętego celu badań.

Celem badań było ustalenie związków funkcyjnych między zjawiskami kształtującymi reprodukcję środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-2004 oraz określenie ich wpływu na odtwarzanie środków trwałych w rolnictwie.

Charakterystyka badanych zmiennych

Charakterystykę statystyczną między poszczególnymi cechami prowadzono z pomocą średniej arytmetycznej, mediany i współczynnika zmienności. Dane te zawarto w tabeli 1.

Materiał empiryczny zawarty w tabeli 1 cechują zmiany w poszczególnych wartościach cech. Zróżnicowanie to przedstawiono w trzech podokresach i całym okresie badania. Z danych w tabeli 1 wynika, że średnia wartość brutto środków trwałych wg stanu na początku roku była większa niż mediana, co jest związane z prawostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo wysokiej wartości brutto środków trwałych. Wynika z tego, że w większości lat była mniejsza od średniej wartość brutto środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-1994.

Podobnie statystyczny rozkład tej zmiennej kształtował się w latach 1995-1999, co oznacza, że w większości lat również była mniejsza od średniej wartość brutto środków trwałych na początku roku. Natomiast w latach 2000-2004 wartość mediany była większa aniżeli średniej arytmetycznej. Było to związane z lewostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu omawianej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskiej wartości brutto środków trwałych na początku roku. Wyjaśnia to, że w większości lat była większa od średniej wartość brutto środków trwałych na początku roku w rolnictwie w latach 2000-2004.

Zmiany w rozkładzie statystycznym wartości brutto środków trwałych na początku roku w poszczególnych podokresach wpływały na informacje zawarte w zbiorze tej zmiennej w latach 1990-2004. W całym okresie badania wartość mediany środków trwałych na początku roku była większa aniżeli średniej arytmetycznej, co jest związane z lewostronną asymetrią rozkładu staty-

Związki funkcyjne w procesie...

Tabela 1. Charakterystyka statystyczna zmiennych (ceny 1990)*
Table 1. Characteristics of statistic variables (Prices 1990)

Zmienna	Średnia arytmetyczna	Mediana	Współczynnik zmienności (%)
1990-1994			
Y1	76743,02	76696,72	1,22
Y2	41961,62	43208,42	8,88
X1	1463,48	1454,57	36,02
X2	1052,76	1214,42	49,86
X3	46,06	44,60	9,83
X4	1,91	1,90	37,26
1995-1999			
Y1	78143,02	76838,86	4,05
Y2	29213,24	28364,12	12,32
X1	774,15	801,02	18,29
X2	1319,92	1410,62	29,48
X3	60,86	61,30	5,30
X4	2,68	2,73	17,10
2000-2004			
Y1	74863,42	75003,69	1,27
Y2	22241,06	22206,17	6,21
X1	731,46	733,10	20,17
X2	1062,65	1031,45	20,12
X3	68,84	69,00	2,28
X4	2,40	2,35	6,04
1990-2004			
Y1	76583,15	76640,95	3,01
Y2	31138,64	28364,12	28,66
X1	638,77	652,32	32,51
X2	1145,11	1214,42	33,98
X3	58,59	61,30	17,49
X4	2,33	2,35	24,22

Źródło: 1) *Roczniki statystyczne GUS, za odpowiednie lata*, 2) *Łowiectwo GUS, za odpowiednie lata*, 3) *Załącznik do pisma z 08.10.2005r. Zarządu Głównego PZŁ w Warszawie. Obliczenia własne*

Symbole:

- Y1 – wartość brutto środków trwałych wg stanu w dniu 01.01 w mln zł,
- Y2 – wartość netto środków trwałych w poszczególnych latach w mln zł,
- X1 – wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych w mln zł,
- X2 – wartość brutto przyrostu środków trwałych w mln zł,
- X3 – stopień zużycia środków trwałych ogółem w procentach,
- X4 – współczynnik odnowienia wyrażony przyrostem wartości brutto środków trwałych w ciągu roku do wartości brutto środków trwałych na początku roku w zł/zł.

stycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskim poziomie wartości środków trwałych na początku roku. Wyjaśnia to, iż w większości lat była większa od średniej wartość brutto środków trwałych na początku roku.

Bardziej zróżnicowana była natomiast wartość netto środków trwałych w badanych podokresach. W latach 1990-1994 była większa wartość mediany środków trwałych netto niż średniej arytmetycznej, co jest związane z lewostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskiej wartości netto środków trwałych. Wyjaśnia to, że w większości lat była większa od średniej wartość netto środków trwałych. Dla przypomnienia, asymetrycznie odmienny charakter rozkładu statystycznego był w przypadku wartości brutto środków trwałych na początku roku w latach 1990-1994.

Natomiast w latach 1995-1999 oraz 2000-2004 przeciętna wartość netto środków trwałych była większa niż mediany, co jest związane z prawostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo wysokiej wartości netto środków trwałych. Wynika z tego, że w większości lat była mniejsza od średniej wartość netto środków trwałych w rolnictwie. Był to 10-letni ciąg czasowy, który zdecydował o charakterze rozkładu statystycznego tej zmiennej w całym okresie badania.

Zróżnicowanie wewnętrzne zmienności wartości netto środków trwałych w badanych podokresach (tab. 1) wyjaśnia, że wzrosła jeszcze bardziej ona w całym okresie badania (28,66%). Natomiast w latach 1990-2004 przeciętna wartość netto środków trwałych była większa niż mediany, co jest związane z prawostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo wysokiej wartości netto środków trwałych w rolnictwie. Z tego wynika, że w większości lat była mniejsza od średniej wartość netto środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-2004. Z porównania charakteru rozkładu statystycznego wartości brutto środków trwałych na początku roku i wartości netto wynika, że zjawiska te cechowały asymetryczne tendencje charakteru zmian. Wskazuje to, że mogą one dobrze opisywać proces reprodukcji środków trwałych w latach 1990-2004.

Spośród zmiennych niezależnych większość wykazywała podobny charakter rozkładu w badanych podokresach. W latach 1990-1994 wartość brutto zlikwidowanych, wartość brutto przyrostu, stopień zużycia i współczynnik odnowienia środków trwałych wykazywały większą wartość średniej arytmetycznej niż mediany. Związane jest to z prawostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tych zmiennych, które są wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo wysokiej wartości tych zmiennych. Wynika z tego, że w większości lat była mniejsza od średniej wartość brutto zlikwidowanych, wartość brutto przyrostu, stopnia zużycia i wartość współczynnika odnowienia środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-1994. Tym samym powodowało to wzrost zmienności w obrębie poszczególnych zmiennych, który był najwyższy spośród badanych podokresów w latach 1990-1994.

W latach 1995-1999 wartość brutto zlikwidowanych, wartość brutto przyrostu, stopień zużycia i wartość współczynnika odnowienia środków trwałych miały większą wartość mediany niż średniej arytmetycznej. Stwierdzono więc lewostronną asymetrię rozkładu statystycznego tych zmiennych. Oznacza to, że w większości lat była większa od średniej wartość brutto zlikwidowanych, wartość brutto przyrostu, stopień zużycia i wartość współczynnika odnowienia środków trwałych. Skutkowało to zmniejszeniem zmienności wewnętrznej w obrębie poszczególnych zmiennych w latach 1995-1999.

Wyraźnym brakiem asymetrycznych relacji rozkładów statystycznych zmiennych niezależnych charakteryzowały się lata 2000-2004, poza nielicznymi wyjątkami. W latach 2000-2004 wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych cechowała większa wartość mediany niż średniej arytmetycznej. Związane było to z lewostronną asymetrią rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskiej wartości brutto zlikwidowanych środków trwałych. Wyjaśnia to, że w większości lat była większa od średniej wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych. Tymczasem w latach 2000-2004 przyrost wartości brutto środków trwałych cechowała większa wartość średniej arytmetycznej niż mediany. Wykazywał on więc prawostronną asymetrię rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej. W większości lat była zatem mniejsza od średniej wartość brutto przyrostu środków trwałych w rolnictwie.

Z porównania wartości brutto zlikwidowanych i wartości brutto przyrostu środków trwałych wynika, że ich związki rozkładu statystycznego były względem siebie asymetryczne. Jednak dyspersja w obrębie tych zmiennych w latach 2000-2004 była taka sama. W ostatnio wskazanym podokresie stopień zużycia i współczynnik odnowienia środków trwałych cechowało zrównanie ich wartości średniej i mediany. Zbiory tych zmiennych niezależnych były rozłożone symetrycznie. Tym samym ograniczone było uwypuklenie ich roli.

Zbiór empiryczny zmiennych niezależnych w latach 1990-2004 był wynikiem pochodnych informacji w prezentowanych dotychczas podokresach. W całym okresie badania wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych wykazywała większą wartość mediany niż średniej arytmetycznej. Stwierdzono więc lewostronną asymetrię rozkładu statystycznego stanu tej zmiennej, która jest wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskiej wartości brutto zlikwidowanych środków trwałych. Wynika z tego, że w większości lat była większa od średniej wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych.

Natomiast wartość brutto przyrostu środków trwałych, a także stopień ich zużycia miały większą wartość mediany niż średniej arytmetycznej. Stwierdzono więc lewostronną asymetrię statystyczną stanu każdej z tych zmiennych, które są wynikiem oddziaływania nielicznych lat o bardzo niskim przyroście wartości brutto środków trwałych i stopniu ich zużycia. Wyjaśnia to, że w większości lat była większa od średniej wartość brutto przyrostu środków

trwałych i stopnia ich zużycia. Tym samym wartość współczynnika odnowienia środków trwałych wykazywała taką samą wartość średniej arytmetycznej i mediany. Wskazuje to na jego symetryczny rozkład statystyczny w całym okresie badania. Charakter rozkładu statystycznego badanych zmiennych oraz ich wewnętrzna zmienność w różnym stopniu przyczyniały się do kształtowania wartości brutto środków trwałych na początku roku, a także ich wartości netto.

Ocena modeli odtwarzania środków trwałych w rolnictwie

Stosunkowo głęboka dekapitalizacja środków trwałych (70%), przy niezbędnych ich przemianach w dostosowaniu do potrzeb rynkowych produkcji i usług, sugeruje o potrzebie przyjmowania określonych ukierunkowanych strategii w działaniu odtworzeniowo-modernizacyjnym w rolnictwie. Ograniczony poziom środków z amortyzacji i akumulacji, a także zmienność nasilenia w czasie postępu technicznego powoduje, że odnowa środków trwałych ma charakter nieciągły [Fabińska i in. 1991].

Stąd, do odwzorowania roli zjawisk w procesie kształtowania odnowy środków trwałych może być zastosowana funkcja typu Cobba-Douglasa [Janasz i in. 1988; Kowalski 1990, Jasiński 1994]. Aby proces reprodukcji środków trwałych był zgodny z prawami ekonomicznymi powinien być odpowiednio kształtowany. Podstawę planowej integracji zjawisk będących w związku w procesie reprodukcji środków trwałych stanowi badanie empiryczne *ex post* [Drelichowski 1998]. Związki funkcyjne w konwencji tabelarycznej między zjawiskami procesu reprodukcji środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-2004 zawarte w tabeli 2.

Ocena modelu funkcji typu Cobba-Douglasa (tab. 2) wartości brutto środków trwałych na początku roku w zależności od wartości brutto zlikwidowanych, wartości brutto przyrostu, stopnia zużycia i współczynnika odnowienia wskazuje, że przyjęte zmienne niezależne wyjaśniły zmienność wartości brutto środków trwałych na początku roku w 71% (R^2). Było to więc stosunkowo duże wyjaśnienie. Ścisłość związku zaś między badanymi zmiennymi (zjawiskami), wyrażona współczynnikiem korelacji wielorakiej (R), była jeszcze większa i wynosiła ponad 84%. Błędy standardowe współczynników regresji były niższe od połowy ich wartości bezwzględnych. Poziom istotności natomiast był z przedziału 0-0,04. Wartości testu t parametrów funkcji były kilkakrotnie wyższe od nich samych. Ocena modelu funkcji wskazuje na jego poprawność statystyczną i możliwość prowadzenia analizy ekonometrycznej.

Weryfikację założeń metody najmniejszych kwadratów przeprowadzono za pomocą testów: 1) badanie losowości rozkładu składnika losowego przeprowadzono przy użyciu testu liczby serii, którego wyniki zweryfikowały hipotezę o trafności doboru postaci analitycznej modeli, 2) do badania normalności składnika losowego wykorzystano test Shapiro-Wilka, który nie dał pod-

staw do odrzucenia hipotezy mówiącej, że rozkład składników losowych jest normalny, 3) brak autokorelacji pomiędzy składnikami losowymi stwierdzono wykorzystując test Turbina-Watsona, 4) do zweryfikowania hipotezy o homoskedastyczności składników losowych wykorzystano test Goldfelda-Quandt, który nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy o homoskedastyczności. Nadto, podstawę doboru zmiennych do modelu stanowiła macierz współczynników korelacji logarytmów. Powyższe procedury zastosowano w odniesieniu do obu modeli funkcji.

Z danych w tabeli 2 wynika, że elastyczność wartości brutto środków trwałych na początku roku była najwyższa względem wartości brutto ich przyrostu, zaś na drugim miejscu była wartość brutto zlikwidowanych środków trwałych, a stopień zużycia i współczynnik ich odnowienia zmniejszały wartość brutto środków trwałych na początku roku. Z porównania współczynnika regresji wartości brutto przyrostu środków trwałych (0,2121) i współczynnika ich odnowy (-0,3330) wynika, że zasób środków trwałych w rolnictwie nie był odnawiany w latach 1990-2004. Z kolei, wpływ wartości brutto przyrostu środków trwałych w porównaniu z wpływem wartości brutto zlikwidowanych środków trwałych był wyższy o 32,07%. Jednak ostatnio wskazana przewaga wpływu wartości brutto przyrostu była wchłonięta przez stopień zużycia zmniejszający wartość brutto środków trwałych na początku roku (-0,1289). Tym samym wartość brutto środków trwałych na początku roku była jedynie odtwarzana.

Wynikiem związków przyczynowo-skutkowych w procesie reprodukcji jest kategoria wartości netto środków trwałych w rolnictwie w przekroju lat 1990-2004. Zależność badanych zjawisk kształtujących w procesie reprodukcji zjawisko wiodące – wartość netto środków trwałych – przedstawia model drugi w tabeli 2.

Dane modelu drugiego funkcji (tab. 2) wyrażają wartość netto środków trwałych w zależności od wartości brutto zlikwidowanych, stopnia zużycia i współczynnika odnowienia tych środków w rolnictwie w przekroju lat 1990-2004. Zmienne niezależne wyjaśniły zmienność wartości netto środków trwałych w 98% (R^2). Natomiast ścisłość związku między zmiennymi wyrażona współczynnikiem korelacji wielorakiej wynosiła 99% (R). Wyjaśnia to, że na ogół związek tych samych zjawisk był silniejszy względem wartości netto niż wartości brutto środków trwałych na początku roku w okresie badania. Natomiast poziom istotności był z przedziału: 0-0,05. Błędy standardowe kształtowały się podobnie jak w pierwszym modelu. Wartości testu t parametrów funkcji były kilkakrotnie wyższe od nich samych. Podobnie jak poprzednio, stwierdzono poprawność statystyczną modelu i możliwość jego analizy ekonometrycznej.

Z danych (tab. 2) wynika, że elastyczność wartości netto środków trwałych była najwyższa względem wartości brutto zlikwidowanych, następnie wartości współczynnika ich odnowienia, zaś stopień ich zużycia drastycznie zmniejszał wartość netto środków trwałych.

Tabela 2. Regresja wartości brutto na początku roku (Y1) i netto (Y2) środków trwałych od wartości brutto zlikwidowanych (X1), przyrostu wartości (X2), stopnia zużycia (X3) i odnowienia (X4) środków trwałych w rolnictwie w latach 1990-2004

Table 2. Regression of fixed assets gross value at the beginning of year (Y1) and net value (Y2) from liquidated assets gross value (X1), value growth (X2), wear degree (X3), and renovation (X4) of fixed assets in agriculture within 1990-2004

Lata	a	Współczynniki regresji				Błąd standardowy				Test t				Poziom istotności				R ²
		X1	X2*	X3	X4	X1	X2	X3	X4	X1	X2	X3	X4	X1	X2	X3	X4	
1990	13783	0,1606	0,2121	-0,1289	-0,3330	0,0418	0,0884	0,0497	0,1468	3,8451	2,4000	-2,5918	-2,2688	0,00	0,03	0,02	0,04	0,71
2004	16287994	0,1153		-1,7542	0,0955	0,0435		0,0933	0,0447	2,6503		-18,7886	2,1385	0,02		0,00	0,05	0,98

Symbole: a – wyraz wolny

* w drugim modelu zmienna ta nie występuje

Źródło: obliczenia numeryczne

Z porównania współczynników regresji wartości brutto zlikwidowanych (0,1153) i wartości współczynnika odnowienia (0,0955) wyraźnie wynika, że dominował wpływ pierwszej w 17,17%, co oznacza, że wartość netto środków trwałych nie była nawet odtwarzana. Jako że, przyrost wartości netto środków trwałych jest wynikiem wpływu współczynnika odnowienia pomniejszonego o wpływ likwidacji. Tym samym nie występowała reprodukcja prosta w gospodarowaniu zasobem środków trwałych w rolnictwie w badanym okresie.

Wnioski

Przyjęte zmienne niezależne (zjawiska), takie jak: wartość brutto zlikwidowanych, wartość brutto przyrostu, stopień zużycia i współczynnik odnowienia, kształtujące proces reprodukcji środków trwałych wyjaśniły zmienność wartości brutto środków trwałych na początku roku w 71%, zaś ich wartość netto w 98% (bez wartości brutto przyrostu). Przy czym wartość brutto przyrostu środków trwałych była związana z wartością brutto na początku roku, zaś współczynnik odnowienia przez związek z ich zasobem był związany z opisaniem wpływu w odnowie ich wartości netto. Ta ostatnia kategoria wyraża bowiem realną wartość zasobu środków trwałych.

Na zmienność wartości brutto środków trwałych na początku roku największy wpływ miała wartość brutto ich przyrostu w rolnictwie w latach 1990-2004. Mimo, że wartość brutto przyrostu w większości lat była mniejsza od średniej w latach 1990-1994 oraz 2000-2004, zaś w latach 1995-1999 była większa od średniej, to jednak była w większości lat większa od średniej wartości przyrostu w latach 1990-2004. Współczynnik odnowienia zmniejszył natomiast w najwyższym stopniu wartość brutto środków trwałych na początku roku. Mimo, że jego rola spośród badanych zmiennych niezależnych była najmniejsza zarówno w przekrojach (poza latami 1995-1999), jak i w latach 1990-2004 gdzie jego rozkład był symetryczny. Wyjaśnia to, że zmienna zależna związana z ruchem środków objaśniana była przez zmienną niezależną mającą charakter strumienia, podczas gdy zmienna zależna związana ze stanem zasobu środków objaśniana była przez zmienną związaną z zasobem (z jego odnową).

Badania wykazały największą rolę w procesie reprodukcji środków trwałych w latach 1990-2004 zjawisk przyrostu i ich likwidacji, przy istotnej determinacji zjawisk stopnia zużycia i odnowy zasobu środków trwałych. Okazało się, że odnowa środków trwałych miała charakter ograniczony, a środki trwałe nie były odtwarzane w zakresie reprodukcji prostej w rolnictwie w latach 1990-2004. Stosunkowo duży był wpływ wartości brutto zlikwidowanych środków trwałych w kształtowaniu ich wartości brutto na początku roku oraz wartości netto. Wynikało to z takiej samej najwyższej wewnętrznej zmienności tej zmiennej i wartości brutto ich przyrostu. Rola wartości brutto zlikwidowanych środków trwałych w procesie ich reprodukcji będzie się zmniejszać, kiedy nasilenie determinacji stopnia zużycia będzie się również zmniejszać,

a odtworzenie i odnowa środków trwałych będzie rosnać i będzie w zasięgu między reprodukcją prostą a rozszerzoną.

Bibliografia

Borowiecki R. 1993. Zarządzanie kapitałem trwałym w przedsiębiorstwie. AE – Wyd. Secesja, Kraków

Drelichowski L. 1998. Założenia metodyczne prognozowania popytu na środki techniki rolniczej w warunkach gospodarki rynkowej. Wieś i Rolnictwo, 2

Fabiańska K., Rokita J. 1991. Strategia rozwoju technicznego przedsiębiorstwa. AE, Katowice

Janasz W., Urbańczyk E., Waśniewski T. 1988. Gospodarka środkami trwałymi w przedsiębiorstwie. PWE, Warszawa

Jasiński M., 1994. Postęp techniczny w funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa. Ekonomista, 1

Kowalski Z., 1990. Funkcja Cobb-Douglasa jako narzędzie opisu i analizy procesów wytwórczych w rolnictwie. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 6(221)

Zwolak J. 2005. Zużycie środków trwałych w rolnictwie i łowiectwie polskim w latach 1999-2002. Zagadnienia Doradztwa Rolniczego, 2

Łowiectwo GUS (roczniki za odpowiednie lata), Roczники statystyczne GUS (za odpowiednie lata), Załącznik do pisma z 08.10.2005 r. Zarządu Głównego PZŁ w Warszawie