

ANALYSIS OF RELATIONSHIPS AND STRENGTH CONNECTION BETWEEN NITROGEN FERTILIZER USE AND CROPS TYPE IN POLAND

Summary

The aim of study was to determine the strength depending on use of nitrogen fertilizers and crop type. Strength of linear relation between traits were determined by Pearson's linear correlation coefficient. Conformity with the normal distribution was verified using the Shapiro-Wilk test. The impact of the variables was tested by regression analysis. Analysis was performed using the statistical package R-Project.

ANALIZA ZALEŻNOŚCI I SIŁY ZWIĄZKU MIĘDZY ZUŻYCIEM NAWOZÓW AZOTOWYCH A RODZAJEM UPRAW W POLSCE

Streszczenie

Celem badań było określenie siły zależności zużycia nawozów azotowych a rodzajem upraw. Siły związku liniowego pomiędzy cechami określono przez współczynnik korelacji liniowej Pearsona. Zgodność z rozkładem normalnym zweryfikowano za pomocą testu Shapiro-Wilka. Siłę oddziaływania zmiennych badano poprzez analizę regresji. Analizy prowadzono przy wykorzystaniu pakietu statystycznego R-Project.

1. Wprowadzenie

Wstąpienie Polski w szereg UE wiąże się ze spełnieniem zobowiązań dotyczących standardów w ochronie środowiska. Niektóre z tych wymogów Polska spełniła doskonale, np. w odniesieniu do emisji gazów cieplarnianych. Według przyjętych dla Polski założeń do 2012 r. redukcja powinna osiągnąć 6% w stosunku do roku bazowego, czyli 1988, natomiast w 2007 roku uzyskano 29% redukcję emisji gazów cieplarnianych, przy czym emisja CO₂ zmniejszyła się o 30%, CH₄ o 31%, zaś N₂O o 26% [6].

Sektor rolny, podobnie jak inne sektory gospodarki, stanowi poważne źródło zanieczyszczeń. Rolnictwo nie zostało objęte unijnym systemem handlu uprawnieniami do emisji gazów cieplarnianych, zatem państwa członkowskie mają swobodę decydowania o włączeniu go lub nie do swoich programów kontroli emisji.

Profil emisji gazów cieplarnianych pochodzących z rolnictwa znacznie różni się od innych sektorów gospodarki - przemysłu, transportu czy gospodarstw domowych. Emisja gazów wynika z naturalnie zmiennych procesów biologicznych związanych ze wszystkimi rodzajami produkcji rolnej. Rolnictwo stanowi przede wszystkim źródło dwóch gazów o ogromnym znaczeniu N₂O oraz CH₄. Są to związki szczególnie niebezpieczne, ponieważ reprezentują znacznie większy potencjał cieplarniany niż emitowany w największej skali CO₂. Szacuje się, że gazy te mogą wywierać coraz większy wpływ na zmiany temperatury, ponieważ ich stężenie szybko rośnie i mają zdolność utrzymywania się w atmosferze przez wiele lat. W przypadku CH₄ do 12 lat, a N₂O nawet do 120 lat [7].

Emisje N₂O stanowią połowę wszystkich emisji rolnych. Około 2/3 N₂O emitowanego do atmosfery pochodzi z naturalnych procesów zachodzących w glebach i oceanach. Pozostała część emisji, to te związane z działalnością człowieka, które powodują wzrost stężenia N₂O w atmosferze o ok. 0,2-0,3% rocznie. Szacuje się, iż ogólnie ok.

58% emisji N₂O z rolnictwa pochodzi z użytkowania gleb [4, 5].

W polskich warunkach najistotniejsze źródła emisji N₂O z rolnictwa to:

- gleby (ok. 65%),
- gospodarka nawozami naturalnymi (ok. 35%),
- spalanie słomy na polach, chociaż emisja z tego źródła jest niewielka (<0,2%).

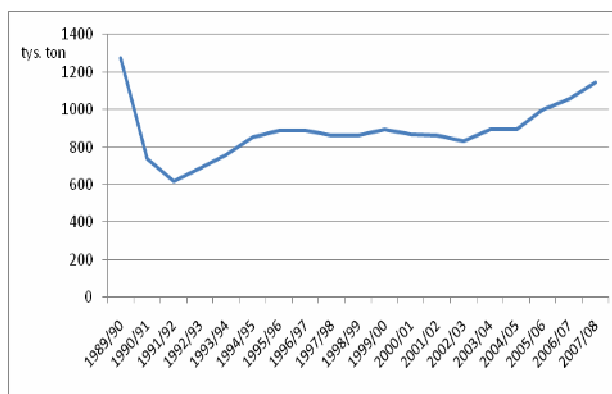
Rys. 1 odzwierciedla istniejącą tendencję. Krzywe ogólnej wielkości emisji N₂O i emisji z użytków rolnych są niemal równoległe począwszy od 2000 roku.

UE podejmowała i podejmuje kroki w kierunku redukcji emisji z rolnictwa poprzez wdrażanie różnych polityk. Dla przykładu, dzięki dyrektywie z 1991 r. dotyczącej ochrony wód przed zanieczyszczeniami powodowanymi przez azotany pochodzenia rolniczego, osiągnięto znaczne zmniejszenie zużycia nieorganicznego fosforu i azotu. Tendencje takie utrzymywały się również w Polsce. Należy podkreślić, że także lepsze gospodarowanie nawozami naturalnymi, głównie związane z ulepszonymi technikami ich przechowywania i rozrzucania, a także zmniejszenie zawartości białek w paszy są bardzo istotne. Niezmiernie ważna jest również polityka na szczeblu krajowym. Jednym z oczekiwanych skutków wstąpienia Polski do UE jest intensyfikacja polskiego rolnictwa, co jak przypuszczano może skutkować zauważalnym wzrostem wielkości nawożenia azotowego [1]. Ostatnie lata wskazują, iż zbliżamy się do poziomu z końca lat 80. (rys. 2). Ogólnie poziom emisji wzrasta wraz ze wzrostem zużycia nawozów azotowych. Produkcja nawozów mineralnych wymaga wielkich nakładów energii pochodzącej z paliw kopalnych, a ich stosowanie powoduje emisję N₂O oraz zanieczyszczenia N₂. W polskim rolnictwie zboża w ostatnich latach stanowią około 70-75% wszystkich zasiewów. W Polsce powierzchnia uprawy zbóż ogółem w 2009 roku wyniosła 8,583 mln ha. [3]. Do podstawowych gatunków w Polsce należą: pszenica, żyto, pszenżyto, mieszanki zbożowe jęczmień, owies,

kukurydza. Zboża w Polsce stanowią dominującą grupę roślin uprawnych. Problem wysokiego udziału zbóż w strukturze zasiewów dotyka coraz więcej gospodarstw. Duża koncentracja zbóż w uprawie jest niekorzystna z kilku powodów - prowadzi do zmniejszenia plonów, większego zużycia środków ochrony roślin i nawozów mineralnych.



Rys. 1. Emisja N₂O w Polsce [2]
Fig. 1. N₂O emission in Poland [2]



Rys. 2. Zużycie nawozów azotowych w Polsce [2]
Fig. 2. Nitrogen fertilizers consumption in Poland [2]

2. Cel badań

Celem badań było wykrycie zależności pomiędzy badanymi czynnikami - powierzchnią upraw, a wielkością zużycia nawozów azotowych oraz zbadanie korelacji między nimi.

3. Założenia badawcze

Siłę współzależności dwóch zmiennych można wyrazić liczbowo za pomocą wielu mierników. W badaniach wykorzystano najbardziej popularny współczynnik korelacji liniowej Pearsona. Współczynnik ten daje się zastosować wówczas, gdy obie zmienne są mierzalne i mają rozkład zbliżony do normalnego, a zależność jest liniowa. Im wartość bezwzględna współczynnika korelacji jest bliższa jedności, tym zależność korelacyjna między zmiennymi jest silniejsza.

Sporządzono wykres rozrzutu, który reprezentuje obrazowo związek pomiędzy zmiennymi i ułatwia ocenę określenia siły oraz rodzaju zależności. Normalność rozkładu reszt sprawdzono testem Shapiro-Wilka. Poziom istotności przyjęto na poziomie $\alpha = 0,05$.

Przy wykorzystaniu funkcji *scatterplot* możliwa była graficzna interpretacja zmiennych.

W kolejnym kroku analizy skorzystano z procedury regresji liniowej służącej matematycznej estymacji przeciętnej zależności między zmienną zależną i niezależną. Funkcja *lm* (linear model) wykonuje dopasowanie modelu liniowego, wyznacza residua – *residuals*, dopasowane współczynniki modelu (*Coefficients*, gdzie nagłówki *Estimate* – przedstawia oceny wartości współczynników regresji, *Std.Error* – podaje informacje o błędzie standardowym tej oceny, *t value* – to wartość statystyki testowej dla tego współczynnika oraz *Pr(> |t|)* – wartość p wyznaczona dla testu t-studenta). Istotność dla poszczególnych zmiennych oznaczona jest przez *Signif. codes*. Pole *Multiplate R-Squared* to współczynnik determinacji przedstawiający miarę dokładności dopasowania regresji do danych empirycznych, natomiast *Adjusted R-Squared* – tzw. zmodyfikowane R² uwzględnia liczbę zmiennych w modelu i bywa zazwyczaj mniejsze od poprzedniego. Badania prowadzono z wykorzystaniem języka programowania R. Rozpatrzono współzależności między zużyciem nawozów azotowych (zmienna zależna) a następującymi uprawami zbóż: pszenica, jęczmień, mieszanki zbożowe, owies, kukurydza, żyto, pszenżyto, rzepak. Dane statystyczne pozyskano z baz danych GUS, FAOSTAT oraz roczników statystycznych [2, 8, 9].

4. Wyniki badań i interpretacja wyników

Test Pearsona wykazał dodatnią korelację z badaną zmienną dla dwóch spośród analizowanych zmiennych - pszenicy oraz mieszanek zbożowych. Pozostałe zmienne okazały się nieistotne statystycznie i w dalszych badaniach zostały pominięte. Uzyskane współczynniki korelacji (*cor*) są wysokie i wynoszą odpowiednio: dla pszenicy – 0,63, dla mieszanek zbożowych – 0,74 (rys. 3).

a) pszenica

Pearson's product-moment correlation

```
data: pszenica and zuzycie.nawozow.azot
t = 2.7294, df = 11, p-value = 0.0098
alternative hypothesis: true correlation is greater than 0
95 percent confidence interval:
 0.226337 1.000000
sample estimates:
cor
0.6354315
```

b) mieszanki zbożowe

Pearson's product-moment correlation

```
data: mieszanki.zboz and zuzycie.nawozow.azot
t = 3.664, df = 11, p-value = 0.001864
alternative hypothesis: true correlation is greater than 0
95 percent confidence interval:
 0.4081488 1.0000000
sample estimates:
cor
0.7413799
```

Rys. 3. Wyniki badań testem Pearsona

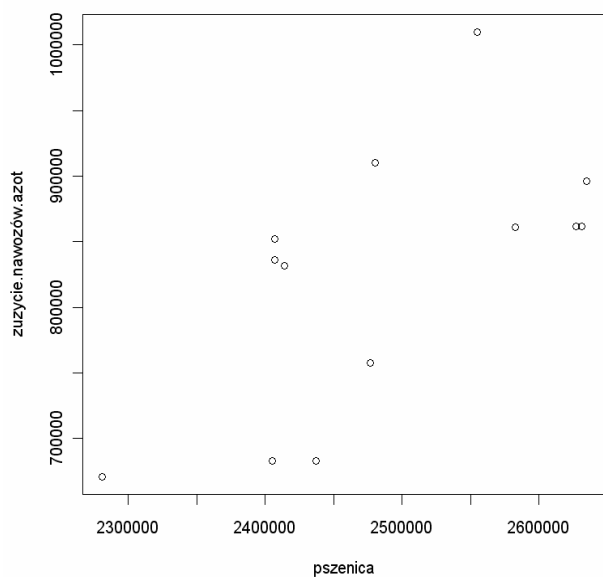
Fig. 3. The results of Pearson's test

gdzie: *t* – odpowiada za wartość statystyki *t* badającej istotność współczynnika korelacji, *df* – liczebność grupy, a *p-value* – jest granicznym poziomem istotności. W analizowanym przypadku wartość *p-value* spełnia założenia (jest niższy od przyjętego poziomu istotności 0,05).

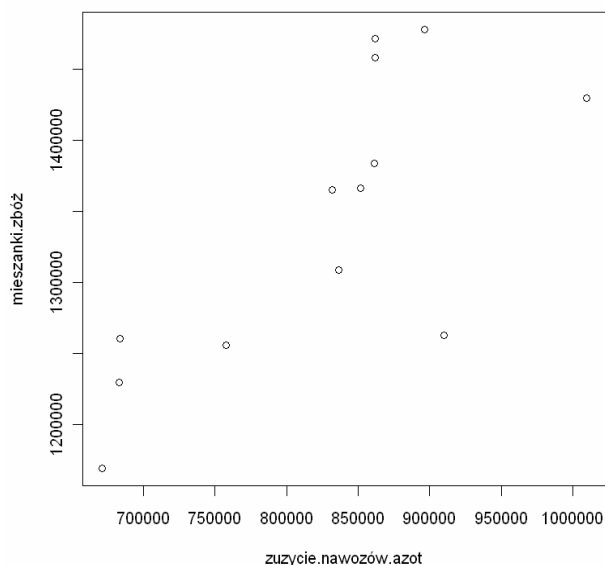
Obserwacja wykresu rozrzutu może dostarczyć ważnych informacji. Korelogramy (rys. 4) przedstawiają obserwacje dla analizowanych zmiennych. Uzyskany obraz jest charakterystyczny dla zależności stochastycznej. Badane cechy skorelowane są dodatnio, co oznacza, że wzro-

stowi analizowanych upraw – pszenicy i mieszanek zbóż, odpowiada średnio większe zużycie nawozów azotowych, choć nie jest to zależność ścisła (funkcyjna). Zależność tę można w przybliżeniu opisać linią prostą.

a) pszenica



b) mieszanek zbożowe



Rys. 4. Wykresy rozrzutu dla analizowanych zmiennych
Fig. 4. Scatterplots for the analyzed variables

Zgodność z rozkładem normalnym zweryfikowano za pomocą testu Shapiro-Wilka. Dla przyjętej wartości poziomu istotności oraz liczby zmiennych ($n=13$) wartość krytyczna dla testu odczytana z tablic wynosi $W = 0,866$ i jest mniejsza od uzyskanych w badaniach, co świadczy o normalności rozkładu (rys. 5).

a) pszenica

Shapiro-Wilk normality test

data: test1
 $W = 0.9166$, p-value = 0.2257

b) mieszanek zbożowe

Shapiro-Wilk normality test

data: test1
 $W = 0.938$, p-value = 0.4309

Rys. 5. Wyniki badań testem Shapiro-Wilk

Fig. 3. The results of Shapiro-Wilk test

W pierwszym podejściu sformułowano model dla dwóch spełniających warunki zmiennych objaśniających, przy czym zmienna „pszenica” okazała się w modelu regresji nieistotna statystycznie. Po usunięciu jej z modelu otrzymano następujący wynik:

```
Call:
lm(formula = zuzycie.nawozow.azot ~ mieszanek.zboz, data = zuzycie.nawozow)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-81691 -47690  -9764   9710 143121

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.573e+05  2.686e+05  -0.586  0.56985
mieszanek.zboz  7.318e-01  1.997e-01   3.664  0.00373 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 70040 on 11 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5496, Adjusted R-squared: 0.5087
F-statistic: 13.43 on 1 and 11 DF, p-value: 0.003728

Rys. 6. Wynik dopasowania modelu do zmiennych

Fig. 6. The results of fit of the model to variables

Model regresji liniowej opisujący badaną zależność przyjmuje wobec powyższego postać:

$$\text{Zużycie nawozow} = -1,537e^{+05} + 0,7318 * \text{mieszanek zbożowe}$$

5. Wnioski

1. Rodzaj upraw ma wpływ na zużycie nawozów azotowych. Spośród analizowanych zmiennych dla dwóch z nich – pszenicy oraz mieszanek zbożowych wykazano liniowy związek z badaną zmienną zależną.
2. Obliczony przez model regresji liniowej współczynnik determinacji oznacza, że w ok 51% zmienność zużycia nawozów azotowych została wyjaśniona zmiennością wielkości upraw mieszanek zbożowych.

6. Literatura

- [1] Karaczun Z. M.: Zmiany klimatu są faktem. Fundacja Centrum Stosunków Międzynarodowych, Warszawa 2009. ISBN: 978-83-88216-82-4.
- [2] Ochrona Środowiska, Informacje i opracowania statystyczne, GUS Warszawa, 2000-2009.
- [3] Rocznik statystyczny rolnictwa, GUS 2010, Warszawa
- [4] Simojoki S., Jaakkola A.: Effect of nitrogen fertilization, cropping and irrigation on soil air composition and nitrous oxide emission in a loamy clay. Eur. J. Soil Sci., 2000, 51, 413-424.
- [5] Skiba U.M., Sheppard J., Macdonald J., Fowler D.: Some key environmental variables controlling nitrous oxide emissions from agricultural and semi-natural soils in Scotland. Atmosph. Environ., 1998, 32, 3311-3320.
- [6] Uchwała Sejmu Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 22 maja 2009 r. w sprawie przyjęcia dokumentu "Polityka ekologiczna Państwa w latach 2009-2012 z perspektywą do roku 2016".
- [7] Zaliwski A.S.: Emisja gazów cieplarnianych przez rolnictwo. Studia i raporty IUNG- PIB, Puławy, 2007, Zeszyt 4.
- [8] www.faostat.fao.org
- [9] www.stat.gov.pl