

**HETEROGENEITY IN THE LEVEL OF TECHNICAL EFFICIENCY
OF FARMS IN THE EUROPEAN UNION REGIONS
AND ITS RELATIONSHIP TO INDEBTEDNESS**

**ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ
GOSPODARSTW ROLNYCH W REGIONACH UNII EUROPEJSKIEJ
I JEGO ZWIĄZEK Z ZADŁUŻENIEM**

JAKUB STANISZEWSKI

Citation: Staniszewski, J. (2025). Heterogeneity in the Level of Technical Efficiency of Farms in the European Union Regions and Its Relationship to Indebtedness / Zróżnicowanie poziomu efektywności technicznej gospodarstw rolnych w regionach Unii Europejskiej i jego związek z zadłużeniem. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 382(1), 57–84. <https://doi.org/10.30858/zer/199953>

Abstract

Aim: *The purpose of the study is to determine the relationship between the level of farm indebtedness and their technical efficiency.*

Material and Methods: *In the paper Greene's "true" fixed effects model and regional Farm Accountancy Data Network data are used to calculate efficiency and its determinants in the stochastic frontier analysis framework.*

Results: *The results indicate that higher dependence on external capital deteriorates technical efficiency level. The existence of increasing returns to scale in the EU agriculture and important role of structural factors (region-specific heterogeneity) is proven as well. The latter disturbs the traditional division between 'new' and 'old' Member States in terms of agricultural production efficiency.*

Conclusions: *Assuming that debt increases as a consequence of the investments, the results may indicate overinvestment. It may be caused by the ease of obtaining loans on preferential terms or by the need to finance green investments which do not translate into production growth. This conclusion reveals the need to better address credit-based support instruments. On the other hand, investments, in particular those of innovative nature, may disturb standard production process and increase efficiency only in the long run.*

Keywords: production efficiency, farm indebtedness, stochastic frontier analysis, FADN.

JEL codes: Q15, Q18, B52.

Abstrakt

Cel: Celem badania jest określenie związku między poziomem zadłużenia gospodarstw rolnych a ich efektywnością techniczną.

Materiał i metody: W artykule wykorzystano model „prawdziwych” efektów stałych Greenego i dane regionalnej sieci danych rachunkowych gospodarstw rolnych (FADN) do obliczenia efektywności i jej determinant w ramach stochastycznej analizy granicznej.

Wyniki: Wyniki wskazują, że większa zależność od kapitału zewnętrznego pogarsza poziom efektywności technicznej. Udowodniono również istnienie rosnących korzyści skali w rolnictwie UE oraz istotną rolę czynników strukturalnych (heterogeniczności specyficznej dla regionu). To ostatnie zaburza tradycyjny podział na „nowe” i „stare” państwa członkowskie pod względem efektywności produkcji rolnej.

Wnioski: Zakładając, że zadłużenie rośnie w konsekwencji inwestycji, wyniki mogą wskazywać na przeinwestowanie. Może to być spowodowane łatwością uzyskania kredytów na preferencyjnych warunkach lub potrzebą finansowania zielonych inwestycji, które nie przekładają się na wzrost produkcji. Wniosek ten wskazuje na potrzebę lepszego zaadresowania instrumentów wsparcia opartych na kredytach. Z drugiej strony inwestycje, w szczególności te o charakterze innowacyjnym, mogą zaburzać standardowy proces produkcyjny i zwiększać efektywność dopiero w dłuższej perspektywie.

Słowa kluczowe: FADN, efektywność produkcji, stochastyczna analiza graniczna, zadłużenie gospodarstw rolnych.

Kody JEL: Q15, Q18, B52.

Introduction

The debate surrounding the shape of the European Union's post-2020 common agricultural policy (CAP) has led to the development of a new model aimed at creating a fairer, greener, and more performance-oriented agricultural policy. Much of the discussion focused on evolving support tools, evaluating their effectiveness, and determining the allocation of funds from the EU budget. However, it is important to recognize that these new regulations also impose costs on farmers. In particular, according to the ambitious environmental targets it is required that farmers invest more labor, capital, and land resources to meet the new requirements.

However, land and labor resources are limited, and agriculture must continue to prioritize its primary objective of ensuring food security. In this context, it is essential to enhance the efficiency of existing resource use and to acquire new resources, particularly capital. This often necessitates obtaining repayable financing and incurring debt. This also applies to the often suggested investment in human capital. In the case of European agriculture, the potential for 'no-cost' upskilling and efficiency improvements appears to be limited. Assuming that most market-oriented farms already use the commonly available knowledge, further progress will require additional investments. In particular, upgrading qualifications requires participation in training or the use of advisory services, which involve additional costs.

Wstęp

Debata wokół kształtu wspólnej polityki rolnej (WPR) Unii Europejskiej po 2020 r. doprowadziła do opracowania nowego modelu mającego na celu stworzenie bardziej sprawiedliwej, ekologicznej i zorientowanej na wyniki polityki rolnej. Duża część dyskusji koncentrowała się na ewolucji narzędzi wsparcia, ocenie ich skuteczności i określeniu alokacji środków z budżetu UE. Należy jednak pamiętać, że nowe regulacje nakładają również na rolników dodatkowe koszty. W szczególności ambitne cele środowiskowe wymagają od rolników zainwestowania większych zasobów pracy, kapitału i ziemi, aby spełnić nowe wymagania.

Jednak zasoby ziemi i pracy są ograniczone, a rolnictwo musi nadal traktować priorytetowo swój główny cel, jakim jest zapewnienie bezpieczeństwa żywnościowego. W tym kontekście konieczne jest zwiększenie efektywności wykorzystania istniejących i pozyskanie nowych zasobów, w szczególności kapitału. Często wymaga to uzyskania finansowania zwrotnego i oznacza zadłużenie. Dotyczy to również często sugerowanych inwestycji w kapitał ludzki. Wydaje się, że w przypadku europejskiego rolnictwa przestrzeń do „bezkosztowego” podnoszenia kwalifikacji i poprawy wydajności jest ograniczona. Zakładając, że przy powszechnie dostępnej wiedzy większość gospodarstw rolnych (przynajmniej tych zorientowanych rynkowo) już z niej korzysta, do dalszego postępu potrzebne są inwestycje. W szczególności podnoszenie kwalifikacji wymaga udziału w szkoleniach lub korzystania z usług doradczych, co wiąże się z dodatkowymi kosztami.

According to the current state of the art (Carter, 1989; Feder et al., 1988; Rahman & Rahman, 2009; Zhengfei & Lansink, 2006), an important question arises: are improvements in efficiency and the modernization of farms financed by external capital mutually exclusive? Czubał et al. (2021) state that there is still a need to use the pro-investment CAP tools as they drive the efficiency without encouraging farmers to make excessive investments.

Therefore, this work explores the relationship between debt levels and agricultural efficiency in the EU regions. The previous studies concentrated more on the role of family labor (Kloss & Petrick, 2019; Kostov et al., 2018; Manogna & Mishra, 2020) and land ownership (Lawry et al., 2017; Swinnen et al., 2018) in efficiency improvement than the issue of capital source and indebtedness (Davidova & Latruffe, 2007). It is even more surprising knowing that in many studies concerning production function in agriculture in the EU (Kostlivý & Fuksová, 2019; Marzec & Pisulewski, 2017) output elasticity of capital is the highest. This paper is about to fill this research gap. Moreover, it applies a state-of-the-art Greene's "true" fixed effects model and follows a strict robustness check procedure to assure the quality of the results.

Theory and Literature Review

According to economic theory, the relationship between the ownership structure of production factors and efficiency is not straightforward. One fundamental channel of influence is the acquisition of machinery, which is often largely financed through credit. In this context, high levels of debt may actually contribute to improved efficiency (Rahman & Rahman, 2009). Consistent with Zhangfei & Lansink (2006), debt can influence the economic efficiency of agriculture through various channels. On the positive side, it can help mitigate financial risks associated with seasonality and dependence on natural conditions. In family farming, where the farm and household operate interdependently, the motivational aspect of credit becomes crucial. Farmers are often incentivized to improve efficiency to maintain financial liquidity and ensure timely repayment of loans. Conversely, limited access to credit can negatively impact the efficiency of farms, particularly smaller ones. Insufficient credit can hinder the adoption of effective technologies and practices necessary for enhancing economic performance. Without the ability to invest in improvements, these farms may struggle to optimize their operations and remain competitive (Mugera & Nyambane, 2014).

Zgodnie z obecnym stanem wiedzy (Carter, 1989; Feder i in., 1988; Rahman i Rahman, 2009; Zhengfei i Lansink, 2006) pojawia się ważne pytanie: czy poprawa efektywności i modernizacja gospodarstw rolnych finansowana kapitałem zewnętrznym wzajemnie się wykluczają? Czubał i in. (2021) twierdzą, że nadal istnieje potrzeba stosowania proinwestycyjnych narzędzi WPR, ponieważ napędzają one efektywność bez zachęcania rolników do dokonywania nadmiernych inwestycji.

W związku z tym w niniejszej pracy zbadano związek między poziomem zadłużenia a wydajnością rolnictwa w regionach UE. Wcześniejsze badania koncentrowały się bardziej na roli pracy rodzinnej (Kloss i Petrick, 2019; Kostov i in., 2018; Manogna i Mishra, 2020) i własności ziemi (Lawry i in., 2017; Swinnen i in., 2018) w poprawie wydajności, niż na kwestii źródła kapitału i zadłużenia (Davidova i Latruffe, 2007). Jest to tym bardziej zaskakujące, że w wielu badaniach dotyczących funkcji produkcji w rolnictwie w UE (Kostlivý i Fuksová, 2019; Marzec i Pisulewski, 2017) elastyczność produkcji względem kapitału jest najwyższa. Niniejszy artykuł ma na celu wypełnienie tej luki badawczej. Ponadto zastosowano w nim nowoczesny model „prawdziwych” efektów stałych Greenego i zachowano ścisłą procedurę sprawdzania odporności, aby zapewnić odpowiednią jakość wyników.

Teoria i przegląd literatury

Zgodnie z teorią ekonomii związek między strukturą własności czynników produkcji a wydajnością nie jest jednoznaczny. Jednym z podstawowych kanałów wpływu jest nabywanie maszyn, co często jest w dużej mierze finansowane z kredytu. W tym kontekście wysoki poziom zadłużenia może faktycznie przyczyniać się do poprawy efektywności (Rahman i Rahman, 2009). Zgodnie z Zhangfei i Lansink (2006) zadłużenie może wpływać na efektywność ekonomiczną rolnictwa poprzez różne kanały. Pozytywnym zjawiskiem jest to, że może pomóc złagodzić ryzyko finansowe związane z sezonowością i zależnością od warunków naturalnych. W rolnictwie rodzinnym, gdzie gospodarstwo rolne i gospodarstwo domowe działają współzależnie, motywacyjny aspekt kredytu staje się kluczowy. Rolnicy są często zachęceni do poprawy wydajności w celu utrzymania płynności finansowej i zapewnienia terminowej spłaty kredytów. Z drugiej strony, ograniczony dostęp do kredytów może negatywnie wpływać na wydajność gospodarstw rolnych, zwłaszcza tych mniejszych. Niewystarczający kredyt może utrudniać wdrażanie efektywnych technologii i praktyk niezbędnych do poprawy wyników ekonomicznych. Bez możliwości inwestowania

Moreover, insufficient capital can prevent farms from operating at the optimal scale and efficiently combining inputs, thereby hindering profit maximization (Sabasi & Kompaniyets, 2015). As Khafagy and Vigani (2022) argued, small-scale farms with limited capital and restricted access to credit can only sustain low production levels. In such cases, external capital is often utilized to acquire and accumulate new assets, such as machinery and technology, which contributes to enhanced productivity. While outsourcing external services could serve as an alternative to capital investment, small farms are generally less attractive clients for companies offering modern agricultural equipment services. On the other hand, as Khafagy and Vigani (2022) emphasized, access to credit alone is insufficient to improve production capacity; it must complement the farm's existing assets to achieve synergistic effects. Additionally, in family farming, where private property is often intertwined with farm assets, there is a heightened reluctance to incur debt and take on risk, as the potential negative impacts of bankruptcy in such cases are more severe. More important role of debt in the case of smaller enterprises in dairy sector was proven by Mazzoleni and Pollonini (2020). Moreover, the positive impact of credit on efficiency is not straightforward, as it varies with the financial liquidity of households. Farms may exhibit low debt levels and high efficiency if they can finance their operations using their own resources (Feder et al., 1988). Similarly, Carter (1989) noted that loans may have little to no impact on productivity when they substitute for savings or are granted through aid schemes that minimize the costs of default. In such cases, credit may even negatively affect productivity.

In the previous research conducted on the European Union's case, Bojnc and Latruffe (2013) had not found statistically significant relation for a sample of farms in Slovenia, while Zhengfei and Lansink (2006) identified positive relation of long-term debt and productivity index among the Dutch farms (and no effect on return on equity at the same time). Similar results were reported for European milk farms by Špička and Machek (2015). Latruffe et al. (2017) analyzed technical efficiency in agricultural sector in nine "old" Member States of the EU. They discovered that the indebtedness (debt-to-asset ratio) has a positive association with technical efficiency in Denmark and Portugal, while the parameter is not significant in Belgium, France, Germany, Ireland, Italy, Spain, and the United Kingdom. Gadanakis et al. (2020) using FADN data revealed statistically insignificant relationship between leverage and technical efficiency in Italian cereal farms, excluding 2010. Kryszak et al. (2021)

w usprawnienia, gospodarstwa te mogą mieć trudności z optymalizacją swoich działań i utrzymaniem konkurencyjności (Mugera i Nyambane, 2014).

Ponadto niewystarczające zasoby kapitału mogą uniemożliwić gospodarstwom działanie w optymalnej skali i przy efektywnej kombinacji nakładów, utrudniając w ten sposób maksymalizację zysków (Sabasi i Kompaniyets, 2015). Jak twierdzą Khafagy i Vigani (2022), małe gospodarstwa rolne z ograniczonym kapitałem i ograniczonym dostępem do kredytów mogą utrzymać jedynie niski poziom produkcji. W takich przypadkach kapitał zewnętrzny jest często wykorzystywany do nabywania i gromadzenia nowych aktywów, takich jak maszyny i technologie, co przyczynia się do zwiększenia produktywności. Podczas gdy outsourcing usług zewnętrznych może służyć jako alternatywa dla inwestycji kapitałowych, małe gospodarstwa rolne są generalnie mniej atrakcyjnymi klientami dla firm oferujących usługi z wykorzystaniem nowoczesnego sprzętu rolniczego. Z drugiej strony, jak podkreślają Khafagy i Vigani (2022), sam dostęp do kredytu jest niewystarczający do poprawy zdolności produkcyjnej – musi on być komplementarny z istniejącymi aktywami gospodarstwa, aby osiągnąć efekt synergii. Ponadto w rolnictwie rodzinnym, gdzie własność prywatna jest często powiązana z aktywami gospodarstwa, istnieje zwiększona niechęć do zaciągania długów i podejmowania ryzyka, gdyż potencjalne negatywne skutki upadłości w takich przypadkach są bardziej dotkliwe. Mazzoleni i Pollonini (2020) udowodnili większą rolę zadłużenia w przypadku mniejszych przedsiębiorstw w sektorze mleczarskim. Co więcej, pozytywny wpływ kredytu na efektywność nie jest automatyczny, ponieważ różni się w zależności od płynności finansowej gospodarstw domowych. Gospodarstwa mogą wykazywać niski poziom zadłużenia i wysoką wydajność, jeśli mogą finansować swoją działalność z własnych zasobów (Feder i in., 1988). Carter (1989) również zauważył, że pożyczki mogą mieć niewielki lub nie mieć żadnego wpływu na produktywność, gdy zastępują oszczędności lub są przyznawane w ramach programów pomocowych, które minimalizują konsekwencje niewypłacalności. W takich przypadkach kredyt może nawet negatywnie wpływać na produktywność.

We wcześniejszych badaniach przeprowadzonych na przykładach z Unii Europejskiej, Bojnc i Latruffe (2013) nie stwierdzili statystycznie istotnej zależności dla próby gospodarstw w Słowenii, podczas gdy Zhengfei i Lansink (2006) zidentyfikowali pozytywny związek zadłużenia długoterminowego i wskaźnika produktywności wśród holenderskich gospodarstw (i jednocześnie brak wpływu na zwrot z kapitału własnego). Podobne wyniki dla europejskich

analyzed determinants of the farm profitability in the EU regions, between 2007 and 2018, dividing them into six economic size classes (ES1–ES6), taking into account standard output. The debt-to-asset ratio strongly impacts significantly negatively on farm profitability from almost all groups, excluding ES2 class (standard output from EUR 8 thousand to EUR 25 thousand) where debt was not statistically significant. Lopez-Valeiras et al. (2016) investigated the indirect effect of indebtedness for relationship between farm size and financial performance in 83 Galician (Spain) livestock companies. They discovered negative impact of indebtedness on financial performance, however, the effects vary depending on the firm size. Khafagy and Vigani (2022) performed broad analysis on external finance and agricultural productivity growth in the EU Member States during the 2004–2018 period using FADN data and CES production function. Moreover, they distinguished EU regions, sizes of farms and farm types. As they proved, external finance and productivity follow an inverted U-shaped curve. It means that external capital drives productivity in less capitalized farms with lower debt-to-equity ratios, while farms with high debt-to-capital ratios do not benefit from excess finance. Hence, higher farm indebtedness may worsen productivity.

Material and Methods

To estimate efficiency levels and their response to exogenous variables, the “true” fixed effects model proposed by Greene (2005) was employed. The analysis was conducted using STATA 15 software and the `sfp` command developed by Belotti et al. (2013). The “true” fixed effects model is a parametric approach within the stochastic frontier analysis (SFA) framework, as outlined by Kumbhakar et al. (2018).

gospodarstw mlecznych uzyskali Špička i Machek (2015). Latruffe i in. (2017) przeanalizowali efektywność techniczną w sektorze rolnym w dziewięciu „starych” państwach członkowskich UE. Odkryli, że zadłużenie (stosunek długu do aktywów) ma pozytywny związek z efektywnością techniczną w Danii i Portugalii, podczas gdy parametr ten nie jest istotny w Belgii, Francji, Niemczech, Irlandii, Włoszech, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii. Gadanakis i in. (2020), wykorzystując dane FADN, ujawnili statystycznie nieistotny związek między dźwignią finansową a efektywnością techniczną we włoskich gospodarstwach zbożowych, w każdym z badanych lat, poza 2010. Kryszak i in. (2021) przeanalizowali determinanty rentowności gospodarstw rolnych w regionach UE w latach 2007–2018, dzieląc je na sześć klas wielkości ekonomicznej (ES1–ES6), biorąc pod uwagę standardową produkcję. Wskaźnik zadłużenia do aktywów silnie negatywnie wpływa na rentowność gospodarstw w prawie wszystkich grupach, z wyjątkiem klasy ES2 (standardowa produkcja od 8 tys. do 25 tys. EUR), w której zadłużenie nie było istotne statystycznie. Lopez-Valeiras i in. (2016) zbadali pośredni wpływ zadłużenia na związek między wielkością gospodarstwa a wynikami finansowymi w 83 galicyjskich (Hiszpania) przedsiębiorstwach hodowlanych. Odkryli negatywny wpływ zadłużenia na wyniki finansowe, jednak efekty różnią się w zależności od wielkości firmy. Khafagy i Vigani (2022) przeprowadzili szeroką analizę finansowania zewnętrznego i wzrostu wydajności rolnictwa w państwach członkowskich UE w latach 2004–2018, wykorzystując dane FADN i funkcję produkcji CES. Ponadto rozróżnili regiony UE, wielkość gospodarstw i typy gospodarstw. Jak wykazali, zewnętrzne finansowanie i produktywność charakteryzują się zależnością w kształcie odwróconej litery U. Oznacza to, że kapitał zewnętrzny napędza produktywność w mniej dokapitalizowanych gospodarstwach o niższym wskaźniku zadłużenia do kapitału własnego, podczas gdy gospodarstwa o wysokim wskaźniku zadłużenia do kapitału nie korzystają z nadwyżki finansowania. W związku z tym wyższe zadłużenie gospodarstw rolnych może pogarszać ich produktywność.

Materiał i metody

Aby oszacować poziomy efektywności i ich reakcję na zmienne egzogeniczne, zastosowano model „prawdziwych” efektów stałych Greenego (2005). Analizę przeprowadzono przy użyciu oprogramowania STATA 15 i funkcji `sfp`, opracowanej przez Belottiego i in. (2013). Model „prawdziwych” efektów stałych jest podejściem parametrycznym w ramach stochastycznej analizy granicznej (SFA),

This model offers a reliable method for estimating efficiency using panel data.

In this study, the SFA method was selected over the widely-used data envelopment analysis (DEA) for efficiency evaluation. SFA accounts for the inherent stochastic nature of agricultural production, where not all deviations from optimal production are attributed to inefficiency, unlike DEA. Instead, SFA considers random factors, such as weather conditions, which are critical in agricultural contexts. Moreover, DEA models pose challenges in incorporating determinants into a single data generation process, and the double-bootstrap approach (Simar & Wilson, 2007) commonly used with DEA is restricted to cross-sectional data, limiting its application to panel data analysis.

The “true” fixed effects model, in its basic form, is as follows:

jak wskazują Kumbhakar i in. (2018). Model ten oferuje spójną metodę szacowania efektywności przy użyciu danych panelowych.

W niniejszym badaniu do oceny efektywności wybrano metodę SFA zamiast powszechnie stosowanej analizy obwiedni danych (DEA). SFA uwzględnia stochastyczny charakter produkcji rolnej, co oznacza, że nie wszystkie odchylenia od optymalnego poziomu produkcji są przypisywane nieefektywności, tak jak w metodzie DEA. Zamiast tego, SFA uwzględnia czynniki losowe, takie jak warunki pogodowe, które mają kluczowe znaczenie w kontekście rolnictwa. Co więcej, w przypadku modeli DEA wyzwanie stanowi modelowanie determinant w ramach pojedynczego procesu generowania danych, a podejście podwójnego bootstrapu (Simar i Wilson, 2007) powszechnie stosowane w DEA jest ograniczone do danych przekrojowych i cechuje się niższą użytecznością w przypadku analizy danych panelowych.

Model „prawdziwych” efektów stałych, w swojej podstawowej formie, to:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (3)$$

$$u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{u_{it}}^2) \quad (4)$$

$$x_{it}, u_{it}, v_{it} \text{ mutually uncorrelated /} \\ \text{wzajemnie nieskorelowane} \quad (5)$$

where:

- y_{it} – the effects of the production of the i -th entity in period t ;
- α_i – the intercept, representing a non-measurable, specific, and constant over time heterogeneity;
- x_{it} – input vector of the i -th entity in period t ;
- β' – a parameter representing the elasticity of production relative to input x ;
- ε_{it} – error term;
- v_{it} – idiosyncratic error component, with normal distribution, representing measurement error and noise;
- u_{it} – an inefficiency component, having e.g. a half-normal distribution, specific to the i -th entity in period t .

Additionally, exogenous variables (often referred to as environmental variables, z_{it}), which are expected to influence the efficiency of entities, can be incorporated into the model. These variables are included as factors that adjust the distribution of inefficiencies. Specifically, the variance of inefficiency ($\sigma_{u_{it}}^2$) is parameterized according to the following formula:

gdzie:

- y_{it} – efekty produkcji i -tego podmiotu w okresie t ;
- α_i – wyraz wolny, reprezentujący niemierzalną, specyficzną i stałą w czasie heterogeniczność;
- x_{it} – wektor nakładów i -tego podmiotu w okresie t ;
- β' – parametr reprezentujący elastyczność produkcji w stosunku do nakładu x ;
- ε_{it} – błąd z modelu;
- v_{it} – składnik błędu idiosynkratycznego o rozkładzie normalnym, reprezentujący błąd pomiaru i szum;
- u_{it} – składnik nieefektywności, mający np. rozkład półnormalny, specyficzny dla i -tego podmiotu w okresie t .

Dodatkowo, do modelu mogą zostać włączone zmienne egzogeniczne (często określane jako zmienne środowiskowe, z_{it}), od których oczekuje się oddziaływania na efektywność podmiotów. Zmienne te są uwzględniane jako czynniki, które modyfikują rozkład nieefektywności. W szczególności wariancja nieefektywności ($\sigma_{u_{it}}^2$) jest parametryzowana zgodnie z następującym wzorem:

$$\sigma_{u_{it}}^2 = \exp(z_{it}\gamma) \quad (6)$$

The resulting parameter vector provides insights into both the direction and strength of the relationship. A negative sign indicates a reduction in inefficiency variance, thereby signifying a positive impact on efficiency. It is important to note that within this methodological framework, heteroscedasticity in the inefficiency term is desirable, as it identifies the influence of potential explanatory variables. The estimated inefficiency can be transformed into an efficiency index ranging from 0 to 1, following the method proposed by Battese and Coelli (1988):

$$Eff = e^{-u_{it}} \quad (7)$$

Similarly to inefficiency, the idiosyncratic error component can also be parameterized. A significant impact of an exogenous variable in this context would indicate that it influences not only inefficiency but also the production function itself. The idiosyncratic error component can be parameterized using the following formula:

$$\sigma_v^2 = \exp(z_{it}\lambda) \quad (8)$$

An important feature of the method is its ability to model time-variant inefficiency separately from unit heterogeneity. This distinction can be interpreted as the deviation of a unit-specific production function from the overall average production function. In earlier models (e.g., Pitt & Lee, 1981; Schmidt & Sickles, 1984), inefficiency was derived from heterogeneity, making it relative to the best-performing unit rather than the production function, and constant over time. However, assuming constant efficiency in agricultural production over a period of 11 years is unrealistic, which underscores the relevance of applying the “true” fixed effects model.

This method also provides insights into efficiency dynamics and highlights certain structural characteristics of a given region that may make it persistently more or less productive. Additionally, the method offers advantages in identifying the determinants of inefficiency. Schmidt (2011) pointed out several flaws in previously applied two- or three-step approaches (e.g., Headey et al., 2010; Song et al., 2016), identifying three key issues:

1. omitted variable bias in frontier estimation;
2. underestimation of the effect of z_{it} (exogenous variables) on u_{it} (inefficiency component);
3. the improper use of standard significance tests for z_{it} .

Wynikowy wektor parametrów zapewnia wgląd zarówno w kierunek, jak i siłę związku. Ujemny znak wskazuje na zmniejszenie wariancji nieefektywności, co oznacza pozytywny wpływ na efektywność. Należy zauważyć, że w tych ramach metodologicznych heteroscedastyczność w obrębie nieefektywności jest pożądana, ponieważ określa wpływ potencjalnych zmiennych objaśniających. Oszacowaną nieefektywność można przekształcić we wskaźnik efektywności w zakresie od 0 do 1, zgodnie z metodą zaproponowaną przez Battese i Coelli (1988):

Podobnie jak w przypadku nieefektywności, idiosyncraticzny składnik błędu można również sparametryzować. Istotny związek zmiennej egzogenicznej w tym kontekście wskazywałby, że oddziałuje ona nie tylko na nieefektywność, ale także na samą funkcję produkcji. Składnik błędu idiosyncraticznego można sparametryzować za pomocą następującego wzoru:

Ważną cechą tej metody jest jej zdolność do modelowania zmian nieefektywności w czasie w oddzieleniu od heterogeniczności jednostki. Rozróżnienie to można interpretować jako odchylenie specyficznej dla jednostki funkcji produkcji od ogólnej, uśrednionej funkcji produkcji. We wcześniejszych modelach (np. Pitt i Lee, 1981; Schmidt i Sickles, 1984) nieefektywność wynikała z heterogeniczności, czyniąc ją względną w stosunku do najlepiej działającej jednostki, a nie funkcji produkcji, a także była stała w czasie. Jednak założenie stałej efektywności produkcji rolnej w okresie 11 lat jest nierealistyczne, co podkreśla znaczenie zastosowania modelu „prawdziwych” efektów stałych.

Metoda ta zapewnia również wgląd w dynamikę wydajności i podkreśla pewne strukturalne cechy danego regionu, które mogą sprawić, że będzie on bardziej lub mniej produktywny. Dodatkowo, metoda ta ma przewagę w identyfikacji czynników determinujących nieefektywność. Schmidt (2011) wskazał na kilka wad wcześniej stosowanych dwu- lub trzystopniowych podejść (np. Headey i in., 2010; Song i in., 2016), identyfikując trzy kluczowe kwestie:

1. błąd pominiętej zmiennej w estymacji granicy możliwości produkcyjnych;
2. niedoszacowanie wpływu z_{it} (zmiennych egzogenicznych) na u_{it} (składnik nieefektywności);
3. niewłaściwe wykorzystanie standardowych testów istotności dla z_{it} .

On the other hand, the “true” fixed effects model has a notable limitation: the incidental parameter problem. This issue arises from the use of the maximum likelihood dummy variable (MLDV) estimator, potentially causing the model to be inconsistent. As the number of observations increases, the estimates may not converge to the “true” values. However, Belotti and Ilardi (2012) demonstrated that this problem does not bias the results when $T > 10$, as is the case in this empirical study. Lastly, it is important to note, as Sickles et al. (2020, p. 278), that this method may also be referred to as a “panel frontier with only transitory inefficiency.”

During the estimation process, certain assumptions about the model setup are unavoidable. The first fundamental issue concerns the nature of individual effects—fixed or random—common to all research using panel data. The core of this choice lies in the assumed correlation between heterogeneity (α_i) and inputs (x_{it}). The fixed effects model allows for such a correlation, whereas the random effects model assumes independence between these variables. From a theoretical perspective, the fixed effects approach appears more appropriate for this study, as regional heterogeneity in agriculture may depend on input relationships, such as capital per hectare or per employee. Therefore, the application of the random effects model seems unjustified. However, this assumption will be empirically tested using the Hausman test.

Second, stochastic frontier analysis (SFA) requires an assumption about the functional form of the production function. The two most common approaches in the literature are the Cobb–Douglas and Translog functions. In this paper, the Translog form is employed, as its greater complexity allows for a more accurate fit to the data. For the empirical justification, efficiency was also estimated using the Cobb–Douglas function, but this led to the “wrong skew” problem (as discussed by Cho & Schmidt, 2020), rendering further estimation impossible.

Third, an assumption about the distribution of inefficiency is necessary. Given that inefficiency is assumed to be non-negative, three distributions are commonly used: half-normal¹, exponential, and truncated normal. The model was tested with various configurations, and the most consistent results were obtained using the half-normal distribution.

Fourth, it was necessary to assess whether technological progress occurred during the study period, which was represented by the inclusion of

Z drugiej strony, model „prawdziwych” efektów stałych ma istotne ograniczenie: problem parametrów pobocznych. Wynika on z zastosowania estymatora MLDV (*maximum likelihood dummy variable*), potencjalnie powodującego niespójność modelu. Wraz ze wzrostem liczby obserwacji szacunki mogą nie zbiegać się do „prawdziwych” wartości. Belotti i Ilardi (2012) wykazali jednak, że problem ten nie wpływa negatywnie na wyniki, gdy $T > 10$, jak ma to miejsce w tym badaniu empirycznym. Na koniec należy zauważyć, że Sickles i in. (2020), że metoda ta może być również określana jako panelowy model graniczny z jedynie przejściową nieefektywnością.

Podczas procesu estymacji nie da się uniknąć pewnych założeń dotyczących konfiguracji modelu. Pierwsza fundamentalna kwestia dotyczy charakteru efektów indywidualnych – stałych lub losowych – wspólnych dla wszystkich badań wykorzystujących dane panelowe. Podstawa tego wyboru leży w zakładanej korelacji między heterogenicznością (α_i) i nakładami (x_{it}). Model efektów stałych pozwala na taką korelację, podczas gdy model efektów losowych zakłada niezależność między tymi zmiennymi. Z teoretycznego punktu widzenia podejście oparte na efektach stałych wydaje się bardziej odpowiednie dla tego badania, ponieważ regionalna heterogeniczność w rolnictwie może zależeć od relacji nakładów, takich jak kapitał na hektar lub na pracownika. Dlatego zastosowanie modelu efektów losowych wydaje się nieuzasadnione. Założenie to zostanie jednak przetestowane empirycznie przy użyciu testu Hausmana.

Po drugie, stochastyczna analiza graniczna (SFA) wymaga założenia o kształcie funkcji produkcji. Dwa najpopularniejsze podejścia w literaturze to funkcje Cobba–Douglasa i translogarytmiczna. W niniejszym artykule zastosowano formę translogarytmiczną, ponieważ jej większa złożoność pozwala na dokładniejsze dopasowanie do danych. Dla empirycznego uzasadnienia, efektywność została również oszacowana przy użyciu funkcji Cobba–Douglasa, ale doprowadziło to do problemu „niewłaściwej skośności” (jak omówiono w Cho i Schmidt, 2020), uniemożliwiającego dalszą estymację.

Po trzecie, konieczne jest założenie dotyczące rozkładu nieefektywności. Biorąc pod uwagę, że zakłada się, iż nieefektywność jest nieujemna, powszechnie stosowane są trzy rozkłady: półnormalny¹, wykładniczy i ucięty rozkład normalny. Model został przetestowany w różnych konfiguracjach, a najbardziej spójne wyniki uzyskano przy użyciu rozkładu półnormalnego.

¹ The half-normal distribution is a continuous probability distribution derived from the normal distribution, but restricted to non-negative values.

¹ Rozkład półnormalny to ciągły rozkład prawdopodobieństwa wywodzący się z rozkładu normalnego, ale ograniczony do wartości nieujemnych.

a dummy variable for each year. Given the relatively long duration of the study period ($T = 11$), ignoring technological progress would be questionable. This theoretical premise was confirmed through likelihood ratio tests conducted on models with and without year dummies.

Fifth, the method allows for parameterization of not only inefficiency variance but also idiosyncratic error variance and, in the case of a truncated normal distribution, even average inefficiency. However, due to the use of the half-normal distribution, only different configurations of variance parameterizations were tested. Lastly, for environmental variables to be included in the model, they must meet the separability criterion, meaning they affect only the distribution of inefficiency and not the production possibilities. To test this, inputs were regressed on potential environmental variables, and only those uncorrelated with inputs were included in the analysis. This reduced the original list of environmental variables (see Table A.1 in the Appendix) to just debt ratio and size.

The data used in this study were sourced from the Farm Accountancy Data Network, a publicly available database. The sample comprises farms representative of all types of agricultural production in the FADN regions for the period 2007–2017. After excluding atypical regions and those lacking complete data for the entire period (Hamburg, Bucharest, Guadeloupe, Martinique, Réunion, and Croatia), the final sample consisted of 129 observations. The values from the FADN database were adjusted to constant 2007 prices to remove the effects of price changes and currency exchange rate fluctuations. Price data were obtained from Eurostat's economic accounts for agriculture. As price data were only available at the national level, uniform price changes were assumed for all regions within each country. Currency exchange rates were taken from FADN's annually published conversion rates. The typical combination of land, labor, and capital was used as inputs. The environment variables were selected from the following set: average economic farm size as a proxy for agrarian structure (e.g., Czyżewski & Majchrzak, 2017), gross investments as a proxy for improvement in capital quality (e.g., Špička & Machek, 2015), and total subsidies as a proxy for the impact of public policy (for a comprehensive review, see Minviel & Latruffe, 2017). A detailed description of the variables used in the study is presented in Table A.1, and descriptive statistics are shown in Table A.2, both found in the Appendix.

Po czwarte, konieczna była ocena, czy w badanym okresie miał miejsce postęp technologiczny, reprezentowany przez zmienne zerojedynkowe dla każdego roku. Biorąc pod uwagę stosunkowo długi czas trwania badania ($T = 11$), ignorowanie postępu technologicznego byłoby wątpliwe. To teoretyczne założenie zostało potwierdzone przez testy ilorazu wiarygodności przeprowadzone na modelach ze zmiennymi zerojedynkowymi i bez nich.

Po piąte, metoda pozwala na parametryzację nie tylko wariancji nieefektywności, ale także wariancji błędu idiosynkratycznego, a w przypadku uciętego rozkładu normalnego nawet średniej nieefektywności. Jednak ze względu na zastosowanie rozkładu półnormalnego przetestowano tylko różne konfiguracje parametryzacji wariancji. Wreszcie, aby zmienne środowiskowe mogły zostać uwzględnione w modelu, muszą spełniać kryterium rozłączności, co oznacza, że wpływają tylko na rozkład nieefektywności, a nie na możliwości produkcyjne. Aby to sprawdzić, policzono współczynniki regresji potencjalnych zmiennych środowiskowych i nakładów, a do analizy włączono tylko te nieskorelowane z nakładami. Zmniejszyło to pierwotną listę zmiennych środowiskowych (patrz tab. A.1 w Dodatku) tylko do zadłużenia i wielkości gospodarstw.

Dane wykorzystane w niniejszym badaniu pochodzą z publicznie dostępnej bazy danych Farm Accountancy Data Network (FADN). Próba obejmuje gospodarstwa reprezentatywne dla wszystkich rodzajów produkcji rolnej w regionach FADN w latach 2007–2017. Po wykluczeniu nietypowych regionów i tych, w których brakowało pełnych danych za cały okres (Hamburg, Bukareszt, Gwadelupa, Martynika, Reunion i Chorwacja), ostateczna próba składała się ze 129 obserwacji. Wartości z bazy danych FADN zostały dostosowane do cen stałych z 2007 r., aby usunąć wpływ zmian cen i wahań kursów walut. Dane dotyczące cen uzyskano z rachunków ekonomicznych Eurostatu dla rolnictwa. Ponieważ dane dotyczące cen były dostępne tylko na poziomie krajowym, założono jednolite zmiany cen dla wszystkich regionów w każdym kraju. Kursy wymiany walut zaczerpnięto z corocznie publikowanych kursów wymiany FADN. Jako nakłady wykorzystano typową kombinację ziemi, pracy i kapitału. Zmienne środowiskowe wybrano z następującego zestawu: średnia ekonomiczna wielkość gospodarstwa jako wskaźnik struktury agrarnej (np. Czyżewski i Majchrzak, 2017), inwestycje brutto jako wskaźnik poprawy jakości kapitału (np. Špička i Machek, 2015) oraz całkowite dotacje jako wskaźnik wpływu polityki publicznej (kompleksowy przegląd znajduje się w Minviel i Latruffe, 2017). Szczegółowy opis zmiennych wykorzystanych w badaniu przedstawiono w tabeli A.1, a statystyki opisowe w tabeli A.2 w Dodatku.

Bearing in mind all the assumptions, the final model takes a following form:

Biorąc pod uwagę wszystkie założenia, ostateczny model przyjmuje następującą postać:

$$\begin{aligned} \ln output_{it} = & \ln \alpha_i + \beta_1 \ln land_{it} + \beta_2 \ln labour_{it} + \beta_3 \ln capital_{it} + \beta_4 \ln land_{it}^2 \\ & + \beta_5 \ln labour_{it}^2 + \beta_6 \ln capital_{it}^2 + \beta_7 \ln land_{it} \ln labour_{it} \\ & + \beta_8 \ln labour_{it} \ln capital_{it} + \beta_9 \ln land_{it} \ln capital_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Results

In order to maximize the reliability of the results obtained, this study adopted the principle of testing the effect of the indebtedness on efficiency in many different configurations of the model (robustness check). Procedure is described in details in the Appendix. Table 1 presents the parameters of the model selected in this process, and all the further results will be based on this setting.

Wyniki

Aby zmaksymalizować wiarygodność uzyskanych wyników, w niniejszym badaniu przyjęto zasadę testowania wpływu zadłużenia na efektywność w wielu różnych konfiguracjach modelu (test odporności). Procedura została szczegółowo opisana w Dodatku. W tabeli 1 przedstawiamy parametry modelu wybranego w tym procesie, a wszystkie dalsze wyniki będą oparte na tej konfiguracji.

Table 1. Parameters of the top of the estimated models (v_sdt_u_d)

Tabela 1. Parametry najlepszego z oszacowanych modeli (v_sdt_u_d)

land_elast	labor_elast	capital_elast	returns to scale
0.186***	0.286***	0.729***	1.201
u_debt_ratio	u_size	u_time	u_cons
3.3***			-6.21***
v_debt_ratio	v_size	v_time	v_cons
-6.21***	0.002***	-0.2***	-3.81***
Wald test / Test Walda	Log likelihood / Log wiarygodności	df	AIC
7,418.9***	1,681.696	154	-3,055.391
avg_eff_BC	std. dev. / Odchylenie standardowe	min. / min.	max. / maks.
0.954	0.028	0.731	0.993

Note: _elast – elasticity of output in relation to inputs (land, labor, capital), u_ – factors influencing the efficiency variance, v_ – factors influencing the variance of the idiosyncratic component, debt_ratio – debt ratio, size – economic size, time – trend, cons – constant, df – degrees of freedom, AIC – Akaike information criterion, BIC – Bayesian information criterion, avg_eff_BC – average efficiency calculated with Battese and Coelli (1988) method, std. dev. – standard deviation, significance on the p level *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Objaśnienie: _elast – elastyczność produkcji względem nakładów (ziemia – land, praca – labor, kapitał – capital), u_ – czynniki wpływające na wariancję efektywności, v_ – czynniki wpływające na wariancję składnika idiosynkratycznego, debt_ratio – wskaźnik zadłużenia, size – wielkość ekonomiczna, time – trend, cons – stała, df – stopnie swobody, AIC – kryterium informacyjne Akaike, BIC – bayesowskie kryterium informacyjne, avg_eff_BC – średnia efektywność obliczona metodą Battese i Coelli (1988), std. dev. – odchylenie standardowe, istotność na poziomie p *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

For efficiency, results in Table 1 indicate significant positive sign for the parameter describing relation of debt ratio and inefficiency. In other words, increase in relative indebtedness was associated with lower efficiency. In addition, the sum of elasticity with respect to individual manufacturing factors indicates the presence of positive economies of scale.

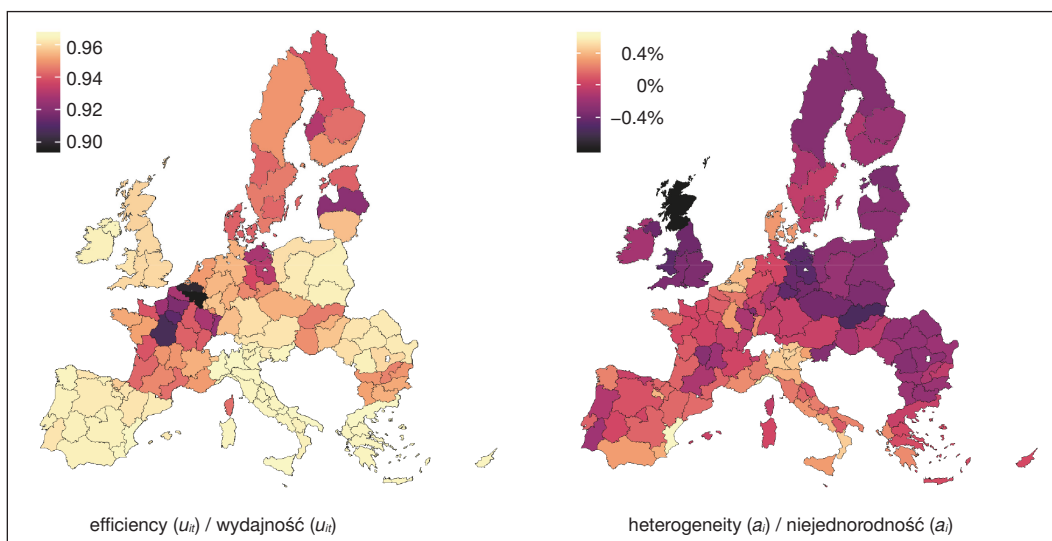
W przypadku efektywności, wyniki w tabeli 1 wskazują na istotny dodatni znak dla parametru opisującego związek wskaźnika zadłużenia i nieefektywności. Innymi słowy, wzrost względnego zadłużenia wiązał się z niższą efektywnością. Ponadto suma elastyczności w odniesieniu do poszczególnych czynników produkcji wskazuje na obecność dodatnich korzyści skali.

The most significant findings of this research pertain to the spatial and dynamic aspects of the analysis, as depicted in Figures 1 and 2. Regarding heterogeneity, it was found to reduce output by an average of 4.05%. In Figure 2, the value of 0% represents this average, with deviations of $\pm 0.4\%$ shown to illustrate variations. The estimated values of α_i were statistically significant (at least at the $p = 0.1$ level) in 86 regions, accounting for 67% of the sample. Lack of significance was primarily observed in regions where heterogeneity had a smaller impact on reducing output. In such cases, the lower output was not attributed to structural features that were difficult to measure.

Najważniejsze ustalenia tego badania odnoszą się do przestrzennych i dynamicznych aspektów analizy i są przedstawione na rys. 1 i 2. Jeśli chodzi o heterogeniczność, stwierdzono, że zmniejsza ona produkcję średnio o 4,05%. Na rysunku 2 wartość 0% reprezentuje tę średnią, z odchyleniami $\pm 0,4\%$ pokazanymi w celu zilustrowania zmienności. Oszacowane wartości α_i były statystycznie istotne (co najmniej na poziomie $p = 0,1$) w 86 regionach, co stanowi 67% próby. Brak istotności zaobserwowano przede wszystkim w regionach, w których heterogeniczność miała mniejszy wpływ na zmniejszenie produkcji. W takich przypadkach niższa produkcja nie była przypisywana trudnym do zmierzenia cechom strukturalnym.

Figure 1. Average efficiency and heterogeneity of agricultural production in EU FADN regions between 2007 and 2017

Rysunek 1. Średnia wydajność i heterogeniczność produkcji rolnej w regionach UE FADN w latach 2007–2017



Source: author's own study.
Źródło: opracowanie własne.

A more detailed understanding of the spatial variation in the results is obtained by categorizing the regions into four distinct groups:

- Higher efficiency and lower production levels due to heterogeneity: this group includes some regions in Eastern Europe, such as Poland, Romania, and Lithuania, as well as regions in Great Britain and Ireland.
- Lower efficiency and lower production levels due to heterogeneity: these regions are primarily located in eastern Germany, the Czech Republic, Slovakia, Bulgaria, Scandinavian countries, and the Baltic states (Estonia, Latvia).

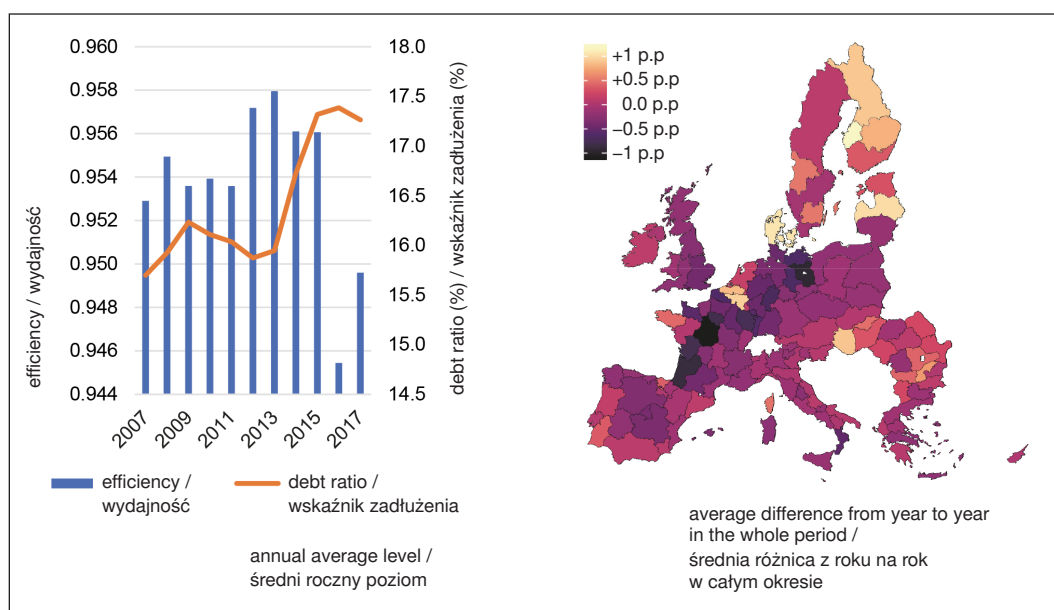
Bardziej szczegółowe zrozumienie zróźnicowania przestrzennego wyników uzyskuje się poprzez podzielenie regionów na cztery odrębne grupy:

- wyższa efektywność i niższe poziomy produkcji ze względu na heterogeniczność – grupa ta obejmuje niektóre regiony Europy Wschodniej, takie jak Polska, Rumunia i Litwa, a także regiony Wielkiej Brytanii i Irlandii;
- niższa efektywność i niższe poziomy produkcji ze względu na heterogeniczność – regiony te znajdują się głównie we wschodnich Niemczech, Czechach, Słowacji, Bułgarii, krajach skandynawskich i krajach bałtyckich (Estonia, Łotwa).

- Higher efficiency and production levels unaffected by heterogeneity: predominantly found in Southern Europe, including regions in Spain, Portugal, Italy, Greece, as well as the Netherlands.
- Lower efficiency and production levels unaffected by heterogeneity: these regions are mainly found in Belgium and France.
- wyższa efektywność i poziomy produkcji, na które nie ma wpływu heterogeniczność – występuje głównie w Europie Południowej, w tym w regionach Hiszpanii, Portugalii, Włoch, Grecji i Holandii.
- niższa efektywność i poziomy produkcji, na które nie ma wpływu heterogeniczność – regiony te znajdują się głównie w Belgii i Francji.

Figure 2. Overall and regional dynamics of efficiency (left axis) and debt ratio (right axis) in EU FADN regions between 2007 and 2017

Rysunek 2. Ogólna i regionalna dynamika efektywności (lewa oś) i wskaźnika zadłużenia (prawa oś) w regionach UE FADN w latach 2007–2017



Source: author's own study.
Źródło: opracowanie własne.

Regarding the dynamic aspect of the research, Figure 2 illustrates the relationship between changes in the average debt ratio and average efficiency over time. Even from a preliminary analysis of these statistics, a negative correlation between debt and efficiency is apparent, albeit with a noticeable lag. A decline in the debt ratio during 2010–2012 was followed by an increase in efficiency between 2012 and 2013. Conversely, the rise in debt during 2014–2015 was associated with reduced efficiency between 2016 and 2017.

In terms of average changes across all regions during the study period, the overall change in efficiency was only slightly negative (–0.03 percentage points). However, significant regional variations were observed. Efficiency improvements were notably more positive in regions such as the Netherlands, Belgium, Denmark, Latvia, Hungary, and Finland. In contrast, efficiency deteriorated more substantially in many regions of France and Germany.

Jeśli chodzi o dynamiczny aspekt badania, rysunek 2 ilustruje związek między zmianami średniego wskaźnika zadłużenia a średnią wydajnością w czasie. Nawet na podstawie wstępnej analizy tych statystyk widoczna jest ujemna korelacja pomiędzy zadłużeniem a efektywnością, aczkolwiek z zauważalnym opóźnieniem. Po spadku wskaźnika zadłużenia w latach 2010–2012 nastąpił wzrost efektywności w latach 2012–2013. Z kolei wzrost zadłużenia w latach 2014–2015 wiązał się ze spadkiem efektywności w latach 2016–2017.

Jeśli chodzi o średnie zmiany we wszystkich regionach w badanym okresie, ogólna zmiana wydajności była tylko nieznacznie ujemna (–0,03 pkt proc.). Zaobserwowano jednak znaczne różnice regionalne. Poprawa efektywności była znacznie bardziej pozytywna w regionach takich jak Holandia, Belgia, Dania, Łotwa, Węgry i Finlandia. Z kolei w wielu regionach Francji i Niemiec efektywność uległa znacznemu pogorszeniu.

Discussion

The direction and significance of the relationship identified in this study differ from many previous works (e.g., Bojnec & Latruffe, 2013; Gadanakis et al., 2020; Latruffe et al., 2017; Špička & Machek, 2015; Zhengfei & Lansink, 2006). Several factors may explain these divergent results. From a technical perspective, this study's findings could stem from the "clearing" of the efficiency measure from region-specific heterogeneity, the different time period of analysis, or the broader scope of analysis, as this research encompasses all types of farming.

Theoretically, these results may reflect overinvestment, potentially driven by the ease of obtaining loans on preferential terms. Very low interest rates in European Union countries, linked to expansionary monetary policies at both the European Central Bank and central banks in non-Eurozone countries, may have encouraged borrowing. Additionally, farms may have taken out loans to finance green investments that do not immediately translate into higher production. This argument is supported by the recent findings of Czubał and Pawłowski (2020), who observed signs of overinvestment in farms in Central and Eastern Europe.

Moreover, it is possible that investments, particularly those of an innovative nature, may disrupt the standard production process in the short term, with efficiency gains only becoming apparent in the long run. This delayed impact could help explain the observed lag between debt increases and subsequent changes in efficiency.

Furthermore, earlier studies indicate that the efficiency levels in Eastern European regions are generally lower than the EU average (Moutinho et al., 2018; Szabo et al., 2018). This research reveals that the highest technical efficiency was observed in Southern European regions, as well as in the UK, Poland, and Romania. This finding may be considered surprising in light of previous results. To better understand this phenomenon, a detailed examination of region-specific heterogeneity is necessary. The agricultural sectors in Poland and Romania consistently demonstrate lower production outcomes; however, under these constraints, farmers manage to operate efficiently. This suggests that exploring agricultural efficiency in these countries requires not only an assessment of input combinations—within the technical efficiency framework—but also an examination of other structural factors.

Drost (2013) compared the agricultural sectors of both countries, highlighting issues such as underinvestment, small-scale production, and the significant social security role of farming. The findings indicate that farms in Poland and Romania perform

Dyskusja wyników

Kierunek i istotność związku zidentyfikowanego w tym badaniu różnią się od wielu wcześniejszych prac (np. Bojnec i Latruffe, 2013; Gadanakis i in., 2020; Latruffe i in., 2017; Špička i Machek, 2015; Zhengfei i Lansink, 2006). Rozbieżności te wyjaśnić można za pomocą kilku czynników. Z technicznego punktu widzenia wyniki tego badania mogą wynikać z „oczyszczenia” miary efektywności z heterogeniczności specyficznej dla regionu, innego okresu analizy lub szerszego zakresu analizy, ponieważ badanie to obejmuje wszystkie typy produkcji rolnej.

Teoretycznie wyniki te mogą odzwierciedlać przeinwestowanie, potencjalnie spowodowane łatwością uzyskania pożyczek na preferencyjnych warunkach. Bardzo niskie stopy procentowe w krajach Unii Europejskiej, powiązane z ekspansywną polityką pieniężną zarówno Europejskiego Banku Centralnego, jak i banków centralnych w krajach spoza strefy euro, mogły zachęcać do zaciągania pożyczek. Ponadto gospodarstwa rolne mogły zaciągać pożyczki na finansowanie inwestycji ekologicznych, które nie przekładają się natychmiast na wzrost produkcji. Argument ten potwierdzają ostatnie ustalenia Czubał i Pawłowskiego (2020), którzy zaobserwowali oznaki przeinwestowania w gospodarstwach rolnych w Europie Środkowo-Wschodniej.

Co więcej, możliwe jest, że inwestycje, szczególnie te o charakterze innowacyjnym, mogą zakłócać standardowy proces produkcyjny w krótkim okresie, a wzrost wydajności staje się widoczny dopiero w dłuższej perspektywie. Ten opóźniony wpływ może pomóc wyjaśnić obserwowane opóźnienie między wzrostem zadłużenia a późniejszymi zmianami wydajności.

Ponadto wcześniejsze badania wskazują, że poziomy efektywności w regionach Europy Wschodniej są generalnie niższe niż średnia UE (Moutinho i in., 2018; Szabo i in., 2018). Niniejsze badanie pokazuje, że najwyższą efektywność techniczną zaobserwowano w regionach Europy Południowej, a także w Wielkiej Brytanii, Polsce i Rumunii. Odkrycie to można uznać za zaskakujące w świetle wcześniejszych wyników. Aby lepiej zrozumieć to zjawisko, konieczne jest szczegółowe zbadanie heterogeniczności specyficznej dla regionu. Sektory rolnicze w Polsce i Rumunii konsekwentnie wykazują niższe wyniki produkcyjne, jednak w obliczu tych ograniczeń rolnikom udaje się działać efektywnie. Sugeruje to, że badanie efektywności rolnictwa w tych krajach wymaga nie tylko oceny kombinacji nakładów – w ramach efektywności technicznej – ale także zbadania innych czynników strukturalnych.

Drost (2013) porównała sektory rolne w obu krajach, podkreślając takie kwestie, jak niedoinwestowanie, produkcja na małą skalę i istotna rola

relatively well despite these challenges, but further development necessitates addressing more severe structural obstacles.

Nowak et al. (2015) identify the considerable diversity in technical efficiency levels among EU countries, utilizing FADN data from 2010, the DEA method, and the Tobit model. They reported that efficiency differences between the highest (Cyprus, Denmark, Greece, France, Spain, the Netherlands, Luxembourg, Italy, and Malta) and lowest performers (Czech Republic, Lithuania, Hungary, Ireland, Latvia, and Slovakia) reached as high as 40% in extreme cases, which partially supports our results. Conversely, farms in more developed EU countries (e.g., Denmark, the Netherlands, Belgium) exhibit relatively high technical efficiency, yet further improvements are constrained by elevated land and labour costs (Aigner & Asmild, 2021). Burja (2011) noted the poor economic performance of Romanian farms at the national level. However, when viewed regionally, some areas of Romania align with the efficiency frontier alongside those in the EU, indicating substantial potential for enhancing economic performance, including technical efficiency.

Guth and Smędzik-Ambroży (2020) explored regional differences in technical efficiency across EU countries by clustering them into three groups. They found that farms from EU-12 countries generally exhibited higher efficiency in converting inputs (land, labor, capital) into outputs compared to those from EU-15 countries.

Additionally, in the research increasing scale effects in EU agriculture were identified, ranging from 12 to 20% depending on the model specification (see Table A.4), with the greatest elasticity of production observed in relation to capital (0.7–0.75), consistent with previous studies (Kostlivý & Fuksová, 2019; Marzec & Pisulewski, 2017). These findings suggest that scaling up input usage, particularly in capital investment, can yield a disproportionately high increase in production. However, any decisions based on these results must consider the low demand elasticity for food products among EU citizens and the environmental impacts of capital-intensive, industrial agriculture (Stoate et al., 2009). Economies of scale appear to be a universal factor positively influencing economic performance, especially as agricultural holdings seek to increase their scale. This is corroborated by studies conducted in Lithuania, Moldova, Poland, Romania, and Serbia (Borychowski et al., 2020).

rolnictwa w zakresie zabezpieczenia społecznego. Wyniki pokazują, że gospodarstwa rolne w Polsce i Rumunii radzą sobie stosunkowo dobrze pomimo tych wyzwań, ale dalszy rozwój wymaga zajęcia się poważniejszymi przeszkodami strukturalnymi.

Nowak i in. (2015) identyfikują znaczną różnorodność poziomów efektywności technicznej wśród krajów UE, wykorzystując dane FADN z 2010 r., metodę DEA i model Tobit. Stwierdzili oni, że różnice w efektywności między krajami o najwyższych (Cypr, Dania, Grecja, Francja, Hiszpania, Holandia, Luksemburg, Włochy i Malta) i najniższych wynikach (Czechy, Litwa, Węgry, Irlandia, Łotwa i Słowacja) sięgały w skrajnych przypadkach nawet 40%, co częściowo potwierdza nasze wyniki. Z drugiej strony, gospodarstwa rolne w bardziej rozwiniętych krajach UE (np. Dania, Holandia, Belgia) wykazują stosunkowo wysoką wydajność techniczną, ale dalsza poprawa jest ograniczona przez wysokie koszty ziemi i pracy (Aigner i Asmild, 2021). Burja (2011) zauważył słabe wyniki ekonomiczne rumuńskich gospodarstw rolnych na poziomie kraju. Jednak w ujęciu regionalnym niektóre obszary Rumunii znajdują się na granicy wydajności, podobnie jak te w UE, co wskazuje na znaczny potencjał poprawy wyników gospodarczych, w tym wydajności technicznej.

Guth i Smędzik-Ambroży (2020) zbadały regionalne różnice w efektywności technicznej w krajach UE, grupując je w trzy skupienia. Stwierdziły one, że gospodarstwa rolne z krajów UE-12 wykazywały ogólnie wyższą wydajność w przekształcaniu nakładów (ziemi, pracy, kapitału) w produkty w porównaniu z gospodarstwami z krajów UE-15.

Ponadto w niniejszym badaniu zidentyfikowano rosnące efekty skali w rolnictwie UE, wynoszące od 12 do 20% w zależności od specyfikacji modelu (patrz tab. A.4), przy czym największą elastyczność produkcji zaobserwowano względem kapitału (0,7–0,75), co jest zgodne z wcześniejszymi badaniami (Kostlivý i Fuksová, 2019; Marzec i Pisulewski, 2017). Wyniki te sugerują, że zwiększenie wykorzystania nakładów, zwłaszcza inwestycji kapitałowych, może przynieść nieproporcjonalnie wysoki wzrost produkcji. Wszelkie decyzje oparte na tych wynikach muszą jednak uwzględniać niską elastyczność popytu na produkty spożywcze wśród obywateli UE oraz wpływ kapitałochłonnego rolnictwa przemysłowego na środowisko (Stoate i in., 2009). Korzyści skali wydają się być uniwersalnym czynnikiem pozytywnie wpływającym na wyniki gospodarcze, zwłaszcza gdy gospodarstwa rolne dążą do zwiększenia swojej skali. Potwierdzają to badania przeprowadzone na Litwie, w Mołdawii, Polsce, Rumunii i Serbii (Borychowski i in., 2020).

Conclusions

This study looks into the relationship between agricultural production efficiency in the FADN regions of the EU and the level of farm indebtedness. The observed relationship was statistically significant and negative, suggesting potential overinvestment financed through debt. The findings indicate that the detrimental impact of indebtedness on production efficiency underscores the necessity for farms to primarily utilize their own capital to optimize resource allocation.

Estimated production function exhibits the highest elasticity with respect to capital and demonstrates increasing returns to scale. This provides a compelling rationale for ongoing support for capital investment. Within the context of the European Union's common agricultural policy (CAP), this suggests a need for enhanced credit-based support instruments and, more broadly, investment support mechanisms. A new evaluation criterion for farmer proposals could involve assessing the potential for increased production efficiency or a reduction in the demand for labor and land.

This study also offers managerial implications related to the ongoing structural adjustments within farms. From the perspective of enhancing technical efficiency, increasing capital input is a more effective strategy than expanding land or labor. This preference is due to rising labor costs and the facilitative role of previous investments in R&D and promoting technological advancements. When considering input substitution, it is crucial to account for land immobility and the limited movement of labour across countries and regions—issues exacerbated by the COVID-19 pandemic. Therefore, capital investment is key to improving technical efficiency. However, this should not primarily involve increasing working capital (e.g., fertilizers, pesticides), as such practices may negatively impact the environment. Instead, investments in fixed capital, advanced machinery, and farm technologies are necessary.

Furthermore, the results point to several avenues for future research. The significant influence of non-measurable heterogeneity indicates a need to incorporate additional variables that may affect agricultural production outcomes, such as weather and climate conditions. This heterogeneity could also be examined using meta-frontier efficiency models, as in this study four groups of regions were identified based on their levels of inefficiency and the effects of heterogeneity. Additionally, investigating the impact of farm financial structure (short-term versus long-term financing) on production efficiency may yield

Wnioski

W niniejszym badaniu przeanalizowano związek między efektywnością produkcji rolnej w regionach FADN w UE a poziomem zadłużenia gospodarstw rolnych. Zaobserwowany związek był statystycznie istotny i ujemny, co sugeruje potencjalne przeinwestowanie finansowane długiem. Wyniki pokazują, że szkodliwy wpływ zadłużenia na efektywność produkcji podkreśla konieczność, aby gospodarstwa rolne wykorzystywały przede wszystkim swój własny kapitał w celu optymalizacji alokacji zasobów.

Oszacowana funkcja produkcji wykazuje najwyższą elastyczność względem kapitału i rosnące korzyści skali. Stanowi to przekonujące uzasadnienie dla ciągłego wsparcia inwestycji kapitałowych. W kontekście wspólnej polityki rolnej (WPR) Unii Europejskiej sugeruje to potrzebę ulepszenia instrumentów wsparcia opartych na kredytach i, szerzej, mechanizmów wsparcia inwestycji. Nowe kryterium oceny wniosków rolników mogłoby obejmować ocenę potencjału zwiększenia efektywności produkcji lub zmniejszenia zapotrzebowania na siłę roboczą i ziemię.

Badanie to oferuje również implikacje zarządcze związane z trwającymi dostosowaniami strukturalnymi w gospodarstwach rolnych. Z perspektywy zwiększania efektywności technicznej, zwiększanie nakładów kapitałowych jest skuteczniejszą strategią niż powiększanie areału ziemi lub zasobów siły roboczej. Preferencja ta wynika z rosnących kosztów pracy i ułatwiającej roli zrealizowanych już inwestycji w badania i rozwój oraz promowanie postępu technologicznego. Rozważając substytucję nakładów, należy wziąć pod uwagę brak mobilności gruntów i ograniczony przepływ siły roboczej między krajami i regionami – kwestie zastrzone przez pandemię COVID-19. Dlatego też inwestycje kapitałowe mają kluczowe znaczenie dla poprawy efektywności technicznej. Nie powinny one jednak opierać się na zwiększaniu nakładów środków produkcji (np. zużycia nawozów czy pestycydów), ponieważ takie praktyki mogą mieć negatywny wpływ na środowisko. Zamiast tego konieczne są inwestycje w kapitał trwały, zaawansowane maszyny i technologie rolnicze.

Ponadto wyniki wskazują na kilka kierunków przyszłych badań. Znaczący wpływ niemierzalnej heterogeniczności implikuje potrzebę uwzględnienia dodatkowych zmiennych, które mogą wpływać na wyniki produkcji rolnej, takich jak warunki pogodowe i klimatyczne. Heterogeniczność tę można również zbadać za pomocą modeli efektywności meta-frontier, ponieważ w tym badaniu zidentyfikowano cztery grupy regionów na podstawie ich poziomów nieefektywności i skutków heterogeniczności.

valuable insights. Future studies should also consider the long-term effects of interest rate changes on farm indebtedness levels. Finally, as some investments aim to mitigate the environmental impact of farming, it is crucial to explore the relationship between debt and eco-efficiency in future research.

Dodatkowo identyfikacja wpływu struktury finansowej gospodarstw rolnych (finansowanie krótkoterminowe i długoterminowe) na efektywność produkcji może przynieść cenne spostrzeżenia. Przyszłe badania powinny również uwzględniać długoterminowy wpływ zmian stóp procentowych na poziom zadłużenia gospodarstw rolnych. Wreszcie, ponieważ niektóre inwestycje mają na celu złagodzenie wpływu rolnictwa na środowisko, w przyszłych badaniach kluczowe jest zbadanie związku między zadłużeniem a skorygowaną środowiskowo efektywnością.

Appendix / Dodatek

Table A.1. Description of variables used in the research

Tabela A.1. Opis zmiennych wykorzystanych w badaniu

Variable name / Nazwa zmiennej	Description / Opis	FADN code / Kod FADN	Deflator / Deflator
output	total of output of crops and crop products, livestock and livestock products and of other output in EUR / łączna produkcja roślinna i produktów roślinnych, zwierzęca i produktów zwierzęcych oraz pozostała produkcja globalna w EUR	SE131	agricultural output / produkcja rolna
land	total utilized agricultural area of holding in ha / całkowita powierzchnia użytków rolnych gospodarstwa w ha	SE025	none / brak
labor	total labor input expressed in hours / całkowity nakład pracy wyrażony w godzinach	SE011	none / brak
capital	total specific costs (including inputs produced on the holding) and overheads arising from production in the accounting year plus entry in the accounts of depreciation of capital assets over the accounting year in EUR / całkowite koszty szczególne (w tym nakłady wyprodukowane w gospodarstwie) i koszty ogólne wynikające z produkcji w roku obrachunkowym plus zaksięgowana amortyzacja środków trwałych w roku obrachunkowym w EUR	SE275 + SE360	fixed capital consumption / total intermediate consumption / zużycie kapitału trwałego / zużycie pośrednie ogółem
rented_land_share	share of utilized agricultural areas rented by the holder under a tenancy agreement for a period of at least one year / udział w użytkowanych gruntach rolnych dzierżawionych przez posiadacza na podstawie umowy dzierżawy przez okres co najmniej jednego roku	SE030/ SE025	none / brak
paid_labor_share	share of paid labor input / udział płatnej siły roboczej	SE021/ SE011	none / brak
debt_ratio	value at closing valuation of total of (long-, medium- or short-term) loans still to be repaid over the total assets / wartość na zamknięcie wycena sumy kredytów (długo-, średnio- lub krótkoterminowych) pozostających do spłaty nad sumą aktywów	SE485/ SE436	none / brak
size	economic size of holding measured with standard output (5-year average output) in EUR / wielkość ekonomiczna gospodarstwa mierzona standardową produkcją (średnia produkcja z 5 lat) w EUR	SE005	agricultural output / produkcja rolna
investment	gross investment in EUR / inwestycje brutto w EUR	SE516	gross fixed capital formation (excluding deductible VAT) / nakłady brutto na środki trwałe (z wyłączeniem podatku VAT podlegającego odliczeniu)
subsidies	total subsidies value (including investment subsidies) in EUR / całkowita wartość dotacji (w tym dotacji inwestycyjnych) w EUR	SE605 + SE406	agricultural output / produkcja rolna

Source: Eurostat (2019), FADN (2019).

Źródło: Eurostat (2019), FADN (2019).

Table A.2. Descriptive statistics for variables used in the research
Tabela A.2. Statystyki opisowe dla zmiennych użytych w badaniu

Variable / Zmienna	Mean / Średnia	Standard deviation / Odchylenie standardowe	Min. / minimum	Max. / maksimum
output (EUR)	137,888.1	170,614.2	6,347	1,184,828
land (ha)	73.63	96.66	2.51	585.34
labor (h)	4,188.20	3,362.42	1,941.62	33,527.14
capital (EUR)	103,982.8	139,539.7	3,567.927	956,819.7
rented_land (%)	57.17	23.43	3.82	96.80
paid_labor (%)	27.98	20.14	0.63	94.27
debt_ratio (%)	16.41	15.96	0.00	59.43
size (EUR)	126.2852	151.8974	5.268127	1,240.5
investments (EUR)	22,419.71	33,018.09	-14,246.64	273,267.4
subsidies (EUR)	24,329.86	33,127.42	191	212,561

Source: FADN (2019).
 Źródło: FADN (2019).

Robustness Check

Taking into account that variances of two components can be parametrized (u_{it} – efficiency and v_{it} – idiosyncratic error) with three environmental variables (s – farm size, d – debt ratio, and t – time trend) and their four combinations (sd , st , dt and sdt), overall 64 model settings are possible. Illustration for the following description is Figure A.1.

Kontrola odporności

Biorąc pod uwagę, że wariancje dwóch składników można sparametryzować (u_{it} – efektywność i v_{it} – składnik idiosynkratyczny) trzema zmiennymi środowiskowymi (s – wielkość gospodarstwa, d – wskaźnik zadłużenia i t – trend czasowy) i ich czterema kombinacjami (sd , st , dt i sdt), możliwe są łącznie 64 wersje modelu. Ilustracją dla poniższego opisu jest rysunek A.1.

Figure A.1. Impact of the environmental variables on efficiency and idiosyncratic error variability
Rysunek A.1. Wpływ zmiennych środowiskowych na efektywność i zmienność błędu idiosynkratycznego

\sqrt{u}	v_{it}	s	d	t	sd	st	dt	sdt
u_{it}			+		+		.	.
s			+		?		+	?
d	✓	✓	.	✓	.-	✓	.-	.-
t			.		+		.	-
sd	.	✓	.-	✓	?	?	.-	?
st			.		?		+	?
dt	.	✓	.	✓	.-	✓	✓	.-
sdt	.	?	.-	.	?	?	✓	?

- u_{it} – efficiency component / komponent wydajności
- v_{it} – idiosyncratic component / składnik idiosynkratyczny
- s – average farm size / średnia wielkość gospodarstwa
- d – debt ratio / wskaźnik zadłużenia
- t – time trend / trend czasowy
- $sd...$ – environmental variables combinations / kombinacje zmiennych środowiskowych
- .
- model has not converged / model nie jest zbieżny
- ?
- estimation with missing parameters / estymacja z brakującymi parametrami
- Impact: / Wpływ:
- ✓ – significant ($p < 0.1$) only through v_{it} / istotne ($p < 0,1$) tylko przez v_{it}
- – significant ($p < 0.01$) / istotne ($p < 0,01$)
- – significant ($p < 0.05$) / istotne ($p < 0,05$)
- – significant ($p < 0.1$) / istotne ($p < 0,1$)
- – insignificant ($p > 0.1$) / nieistotne ($p > 0,1$)
- +
- positive impact / pozytywny wpływ
-
- negative impact / negatywny wpływ

Source: author's own study.
 Źródło: opracowanie własne.

In 48 models debt ratio appears as explanatory variable. Out of these 48 models, 11 have not converged in the assumed limit of iterations (2000), another 11 returned results with missing parameters, which leaves us with 26 models suitable for further consideration. In 19 of them (73%) debt ratio was a significant environmental variable. In 11 cases impact was only through idiosyncratic component variance, in other three only through efficiency variance, in five cases through both components. Among 26 abovementioned models, 17 is particularly interesting, as long as they bound efficiency with debt ratio. In eight of 17 models impact of debt ratio on the efficiency variance was significant. In five of them negative, in other three positive. Important question arising here is about the pattern of changes in this relation. First, one can observe that positive relation turns into negative while model is getting more complex, in particular when idiosyncratic component is parametrized. Secondly, when the impact of debt ratio on efficiency is combined with the impact of size or time, debt becomes less significant. However, controlling all three variables, debt becomes highly significant. For the further considerations only the best fitted models were taken into account, based on Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC). The results of the all 17 models are presented in Table A.3.

W 48 modelach wskaźnik zadłużenia pojawia się jako zmienna objaśniająca. Z tych 48 modeli 11 nie uzyskało rezultatu w założonym limicie iteracji (2000), kolejne 11 zwróciło wyniki z brakującymi parametrami, co dało 26 modeli nadających się do dalszych rozważań. W 19 z nich (73%) wskaźnik zadłużenia był istotną zmienną środowiskową. W 11 przypadkach związek występował tylko poprzez wariację składnika idiosynkratycznego, w pozostałych trzech tylko poprzez wariację efektywności, w pięciu przypadkach poprzez oba składniki. Spośród 26 wyżej wymienionych modeli, 17 jest szczególnie interesujących, o ile wiążą one efektywność ze wskaźnikiem zadłużenia. W 8 z 17 modeli wpływ wskaźnika zadłużenia na wariację efektywności był istotny. W pięciu z nich był ujemny, w pozostałych trzech dodatni. Pojawia się tu ważne pytanie o wzorzec zmian tej zależności. Po pierwsze, można zaobserwować, że dodatnia relacja zmienia się w ujemną, gdy model staje się bardziej złożony, w szczególności, gdy sparametryzowany jest składnik idiosynkratyczny. Po drugie, gdy wpływ wskaźnika zadłużenia na efektywność jest połączony z wpływem wielkości lub czasu, zadłużenie staje się mniej znaczące. Jednak kontrolując wszystkie trzy zmienne, zadłużenie staje się wysoce istotne. Do dalszych rozważań wzięto pod uwagę tylko najlepiej dopasowane modele, oparte na kryterium informacyjnym Akaike (AIC) i bayesowskim kryterium informacyjnym (BIC). Wyniki wszystkich 17 modeli przedstawiono w Tabeli A.3.

Table A.3.1. Models of efficiency determinants in EU FADN regions between 2007 and 2017
Tabela A.3.1. Modele determinant efektywności w regionach UE FADN w latach 2007–2017

Model	v_dt_u_sd	v_dt_u_dt	v_dt_u_sdt	v_sdt_u_d	v_sdt_u_dt
land_elast	0.155***	0.179***	0.162***	0.186***	0.18***
labor_elast	0.328***	0.324***	0.347***	0.286***	0.305***
capital_elast	0.701***	0.711***	0.702***	0.729***	0.726***
rs	1.184	1.214	1.211	1.201	1.211
u_debt_ratio	3.85	1.2	7.75***	3.3***	1.2
u_size	-0.07***		-0.05***		-25.25
u_time		-24.04	-0.53*		
u_cons	-3.93***	19.49	-2.78***	-6.21***	20.71
v_debt_ratio	-1.25***	-1.7***	-1.522***	-6.21***	-2.37***
v_size				0.002***	0.001***
v_time	-0.12***	-0.08***	-0.08***	-0.2***	-0.09***
v_cons	-4.36***	-4.43***	-4.53***	-3.81***	-4.46***
Wald test / Test Walda	5244.4***	6281.9***	4298.6***	7418.9***	6526.5***
Log likelihood / Prawdopodobieństwo logarytmiczne	1668.758	1660.02	1676.415	1681.696	1665.007
df	154	154	155	154	155
AIC	-3029.515	-3012.039	-3042.830	-3055.391	-3020.014
BIC	-2219.828	-2202.352	-2227.885	-2245.704	-2205.070
avg_eff_BC	0.980	0.992	0.983	0.954	0.992
std. dev. / Odchylenie standardowe	0.027	0.027	0.030	0.028	0.027
min. / min.	0.791	0.795	0.666	0.731	0.789
max. / maks.	1	1	1	0.993	1

Note: _elast – elasticity of output in relation to inputs, rs – returns to scale, u_ – factors influencing the efficiency variance, v_ – factors influencing the variance of the idiosyncratic component, debt_ratio – debt ratio, size – economic size, time – trend, cons – constant, df – degrees of freedom, AIC – Akaike information criterion, BIC – Bayesian information criterion, avg_eff_BC – average efficiency calculated with Battese and Coelli (1988) method, std. dev. – standard deviation, significance on the p level *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Objaśnienie: _elast – elastyczność produkcji względem nakładów, rs – zwroty do skali, u_ – czynniki wpływające na wariację efektywności, v_ – czynniki wpływające na wariację składnika idiosynkratycznego, debt_ratio – wskaźnik zadłużenia, size – wielkość ekonomiczna, time – trend, cons – stała, df – stopnie swobody, AIC – kryterium informacyjne Akaike, BIC – bayesowskie kryterium informacyjne, avg_eff_BC – średnia efektywność obliczona metodą Battese i Coelli (1988), std. dev. – odchylenie standardowe, istotność na poziomie p *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Table A.3.2. Models of efficiency determinants in EU FADN regions between 2007 and 2017
Tabela A.3.2. Modele determinant efektywności w regionach UE FADN w latach 2007–2017

Model	v_d_u_sdt	v_t_u_sd	v_t_u_sdt	v_sd_u_d	v_sd_u_dt	v_st_u_dt
land_elast	0.148***	0.154***	0.158***	0.178***	0.164***	0.178***
labor_elast	0.323***	0.335***	0.342***	0.248***	0.293***	0.345***
capital_elast	0.718***	0.698***	0.7***	0.761***	0.741***	0.708***
rs	1.189	1.187	1.2	1.187	1.198	1.231
u_debt_ratio	6.55***	-0.85	2.17	4.81**	-0.81	-0.78
u_size	-0.05***	-0.05***	-0.05***			
u_time	-0.63***		-0.21*		-1.15***	-1.22***
u_cons	-2.47***	-3.63***	-2.67***	-7.54***	-2.51***	-2.56***
v_debt_ratio	-1.8***			-4.42***	-2.62***	
v_size				0.001**	0.001***	-0.0002
v_time		-0.15***	-0.12***			-0.09***
v_cons	-4.98***	-4.43***	-4.6***	-4.76***	-5.05***	-4.65***
Wald test / Test Walda	4263.3***	5577***	4569.6***	7195.9***	4310.2***	4448.8***
Log likelihood / Prawdopodobieństwo logarytmiczne	1667.674	1661.642	1665.271	1643.481	1658.099	1642.783
df	154	153	154	153	154	154
AIC	-3027.348	-3017.283	-3022.543	-2980.961	-3008.198	-2977.567
BIC	-2217.661	-2212.854	-2212.856	-2176.532	-2198.511	-2167.880
avg_eff_BC	0.981	0.973	0.972	0.971	0.976	0.979
std. dev. / Odchylenie standardowe	0.034	0.033	0.038	0.018	0.039	0.035
min. / min.	0.627	0.752	0.664	0.804	0.685	0.726
max. / maks.	1	1	1	0.992	1	1

Note: _elast – elasticity of output in relation to inputs, rs – returns to scale, u_ – factors influencing the efficiency variance, v – factors influencing the variance of the idiosyncratic component, debt_ratio – debt ratio, size – economic size, time – trend, cons – constant, df – degrees of freedom, AIC – Akaike information criterion, BIC – Bayesian information criterion, avg_eff_BC – average efficiency calculated with Battese and Coelli (1988) method, std. dev. – standard deviation, significance on the *p* level *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Objaśnienie: _elast – elastyczność produkcji względem nakładów, rs – zwroty do skali, u_ – czynniki wpływające na wariancję efektywności, v_ – czynniki wpływające na wariancję składnika idiosynkratycznego, debt_ratio – wskaźnik zadłużenia, size – wielkość ekonomiczna, time – trend, cons – stała, df – stopnie swobody, AIC – kryterium informacyjne Akaike, BIC – bayesowskie kryterium informacyjne, avg_eff_BC – średnia efektywność obliczona metodą Battese i Coelli (1988), std. dev. – odchylenie standardowe, istotność na poziomie *p* *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Table A.3.3. Models of efficiency determinants in EU FADN regions between 2007 and 2017
Tabela A.3.3. Modele determinant efektywności w regionach UE FADN w latach 2007–2017

Model	v_dt_u_sd	v_dt_u_dt	v_dt_u_sdt	v_sdt_u_d	v_sdt_u_dt
land_elast	0.155***	0.179***	0.162***	0.186***	0.18***
labor_elast	0.328***	0.324***	0.347***	0.286***	0.305***
capital_elast	0.701***	0.711***	0.702***	0.729***	0.726***
rs	1.184	1.214	1.211	1.201	1.211
u_debt_ratio	3.85	1.2	7.75***	3.3***	1.2
u_size	-0.07***		-0.05***		-25.25
u_time		-24.04	-0.53*		
u_cons	-3.93***	19.49	-2.78***	-6.21***	20.71
v_debt_ratio	-1.25***	-1.7***	-1.522***	-6.21***	-2.37***
v_size				0.002***	0.001***
v_time	-0.12***	-0.08***	-0.08***	-0.2***	-0.09***
v_cons	-4.36***	-4.43***	-4.53***	-3.81***	-4.46***
Wald test / Test Walda	5244.4***	6281.9***	4298.6***	7418.9***	6526.5***
Log likelihood / Prawdopodobieństwo logarytmiczne	1668.758	1660.02	1676.415	1681.696	1665.007
df	154	154	155	154	155
AIC	-3029.515	-3012.039	-3042.830	-3055.391	-3020.014
BIC	-2219.828	-2202.352	-2227.885	-2245.704	-2205.070
avg_eff_BC	0.980	0.992	0.983	0.954	0.992
std. dev. / Odchylenie standardowe	0.027	0.027	0.030	0.028	0.027
min. / min.	0.791	0.795	0.666	0.731	0.789
max. / maks.	1	1	1	0.993	1

Note: _elast – elasticity of output in relation to inputs, rs – returns to scale, u_ – factors influencing the efficiency variance, v_ – factors influencing the variance of the idiosyncratic component, debt_ratio – debt ratio, size – economic size, time – trend, cons – constant, df – degrees of freedom, AIC – Akaike information criterion, BIC – Bayesian information criterion, avg_eff_BC – average efficiency calculated with Battese and Coelli (1988) method, std. dev. – standard deviation, significance on the p level *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Objaśnienie: _elast – elastyczność produkcji względem nakładów, rs – zwroty do skali, u_ – czynniki wpływające na wariację efektywności, v_ – czynniki wpływające na wariację składnika idiosynkratycznego, debt_ratio – wskaźnik zadłużenia, size – wielkość ekonomiczna, time – trend, cons – stała, df – stopnie swobody, AIC – kryterium informacyjne Akaike, BIC – bayesowskie kryterium informacyjne, avg_eff_BC – średnia efektywność obliczona metodą Battese i Coelli (1988), std. dev. – odchylenie standardowe, istotność na poziomie p *** (0.01), ** (0.05), * (0.1).

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Three best fitted models are compared using likelihood ratio test in Table A.4.

Trzy najlepiej dopasowane modele zostały porównane za pomocą testu ilorazu wiarygodności w tabeli A.4.

Table A.4. Likelihood ratio test for model settings

Tabela A.4. Test ilorazu wiarygodności dla różnych konfiguracji modelu

Model	Log likelihood / Prawdopodobieństwo logarytmiczne	df	AIC	BIC	LR test / Test LR	p	LR test / Test LR	p
v_sdt_u_d	1,681.696	154	-3,055.39	-2,245.7			-	-
v_dt_u_sdt	1,676.415	155	-3,042.83	-2,227.89	-10.56	1		
v_dt_u_sd	1,668.758	154	-3,029.52	-2,219.83	-	-	15.31	0.0001

Note: v_sdt_u_d – a model explaining efficiency through debt ratio and controlling the impact of farm size, debt ratio, and trend on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component;
v_dt_u_sdt – a model explaining efficiency through debt ratio, farm size, and trend and controlling the impact of debt ratio and farm size on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component;
v_dt_u_sd – a model explaining efficiency through changes in debt ratio and farm size and controlling the impact of debt ratio and trend on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component.

Objaśnienia: v_sdt_u_d – model wyjaśniający efektywność poprzez wskaźnik zadłużenia i kontrolujący wpływ wielkości gospodarstwa, wskaźnika zadłużenia i trendu na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego;
v_dt_u_sdt – model wyjaśniający efektywność poprzez wskaźnik zadłużenia, wielkość gospodarstwa i trend oraz kontrolujący wpływ wskaźnika zadłużenia i wielkości gospodarstwa na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego;
v_dt_u_sd – model wyjaśniający efektywność poprzez zmiany wskaźnika zadłużenia i wielkości gospodarstwa oraz kontrolujący wpływ wskaźnika zadłużenia i trendu na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego.

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Likelihood ratio test indicates that from the three proposed models the best fitted is the one explaining efficiency through debt ratio and controlling the impact of farm size, debt ratio and trend on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component (v_sdt_u_d). Further analysis of this model with Wald test (Table A.5) proved that both overall model and all the explanatory variables are significant.

Test ilorazu wiarygodności wskazuje, że spośród trzech zaproponowanych modeli najlepiej dopasowany jest model wyjaśniający efektywność poprzez wskaźnik zadłużenia i kontrolujący wpływ wielkości gospodarstwa, wskaźnika zadłużenia i trendu na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego (v_sdt_u_d). Dalsza analiza tego modelu za pomocą testu Walda (tab. A.5) wykazała, że zarówno model ogólny, jak i wszystkie zmienne objaśniające są istotne.

Table A.5. Wald test results for a model explaining efficiency through debt ratio and controlling the impact of farm size, debt ratio and trend on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component (v_sdt_u_d)

Tabela A.5. Wyniki testu Walda dla modelu wyjaśniającego efektywność poprzez wskaźnik zadłużenia i kontrolującego wpływ wielkości gospodarstwa, wskaźnika zadłużenia i trendu na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego (v_sdt_u_d)

Variables / Zmienne	debt_ratio	Size / Rozmiar	Time / Czas
debt_ratio	69.95***	n.a.	n.a.
size / rozmiar	70.55***	13.75***	n.a.
time / czas	125.41***	60.65***	59.54***
overall model / model ogólny		126.76***	

Note: Significance on the p level ***(0.01), **(0.05), *(0.1); n.a. – not applicable

Objaśnienia: Istotność na poziomie p ***(0.01), **(0.05), *(0.1); n.a. – nie dotyczy

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Full specification of the selected model is presented in Table A.6, which includes also further robustness check—a comparison with models where different inefficiency distribution is assumed (exponential,

Pełna specyfikacja wybranego modelu została przedstawiona w tabeli A.6, która zawiera również dalsze testy odporności – porównanie z modelami, w których założono inny rozkład nieefektywności

truncated normal) or with random effects (random). From the estimation results, it is possible to obtain information about the production elasticities and returns to scale. Estimated parameters indicate that the most important production factor was capital and returns to scale were increasing. When it comes to efficiency level the basic model indicates that on average it was equal to 95.4%.

(wykładniczy, normalny ucięty) lub z modelem z efektami losowymi. Na podstawie wyników estymacji można uzyskać informacje na temat elastyczności produkcji i efektów skali. Oszacowane parametry wskazują, że najważniejszym czynnikiem produkcji był kapitał, a efekty skali były rosnące. Jeśli chodzi o poziom efektywności, podstawowy model wskazuje, że średnio wynosił on 95,4%.

Table A.6. Robustness check results for a model explaining efficiency through debt ratio and controlling the impact of farm size, debt ratio and trend on the heteroscedasticity of the idiosyncratic component (v_sdt_u_d)

Tabela A.6. Wyniki kontroli poprawności dla modelu wyjaśniającego efektywność poprzez wskaźnik zadłużenia i kontrolującego wpływ wielkości gospodarstwa, wskaźnika zadłużenia i trendu na heteroscedastyczność składnika idiosynkratycznego (v_sdt_u_d)

Model	v_sdt_u_d	nopredict	nopredict_t	exponential / wykładniczy	tnormal	random / losowy
land_elast	0.186***	0.203***	0.184***	0.024	0.904***	0.061***
labor_elast	0.286***	0.189***	0.286***	-0.017	0.631***	0.277***
capital_elast	0.729***	0.826***	0.741***	-0.043	0.447***	0.776***
Returns to scale / Korzyści skali	1.201	1.218	1.211	X	1.982	1.114
u_debt_ratio	3.3***			X	-1.4***	3.51***
u_size						
u_time						
u_cons	-6.21***	-15.68	-709.09	-2.86***	-1.59***	-6.38***
v_debt_ratio	-6.21***			8.07***	-1.12	-5.51***
v_size	0.002***			-0.03***	-0.0004	0.002***
v_time	-0.2***			-2.93***	-4.69***	-0.16***
v_cons	-3.81***	-5.03***	-5.09***	2.43***	4.77***	-3.9***
Wald test / Test Walda	7,418.9***	6,036.85***	6,468.07***	7.83e+09	1,4916***	2,3016***
Log likelihood / Prawdopodobieństwo logarytmiczne	1,681.696	1,554.773	1,594.666	698.6443	1,089.814	1,306.905
df	154	140	149	141	123	27
AIC	-3,055.391	-2,829.546	-2,891.332	-1,115.289	-1,933.628	-2,559.809
BIC	-2,245.704	-2,093.467	-2,107.934	-373.952	-1,286.930	-2,417.851
avg_eff_BC	0.954	0.9997	X	0.834	0.883	0.938
std. dev. / Odchylenie standardowe	0.028	6.97E-07	X	0.133	0.095	0.059
min. / min.	0.731	0.9997	X	0.231	0.410	0.690
max. / maks.	0.993	0.9997	X	1	1	0.999

Note: _elast – elasticity of output in relation to inputs (land, labor, capital), u_ – factors influencing the efficiency variance, v_ – factors influencing the variance of the idiosyncratic component, debt_ratio – debt ratio, size – economic size, time – trend, cons – constant, df – degrees of freedom, AIC – Akaike information criterion, BIC – Bayesian information criterion, avg_eff_BC – average efficiency calculated with Battese and Coelli (1988) method, std. dev. – standard deviation, significance on the p level *** (0.01), ** (0.05), * (0.1); X means that the model has not reached convergence, and thus the values of these parameters could not be estimated.

Objaśnienia: _elast – elastyczność produkcji względem nakładów (ziemia, praca, kapitał), u_ – czynniki wpływające na wariancję efektywności, v_ – czynniki wpływające na wariancję składnika idiosynkratycznego, debt_ratio – wskaźnik zadłużenia, size – wielkość ekonomiczna, time – trend, cons – stała, df – stopnie swobody, AIC – kryterium informacyjne Akaike, BIC – bayesowskie kryterium informacyjne, avg_eff_BC – średnia efektywność obliczona metodą Battese i Coelli (1988), std. dev. – odchylenie standardowe, istotność na poziomie p *** (0.01), ** (0.05), * (0.1); X oznacza, że model nie osiągnął konwergencji, przez co wartości tych parametrów nie udało się oszacować.

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Analogous models with exponential and truncated normal distribution of inefficiencies proved impossible to estimate. As well as a model without any explanatory variables and trend in output size (nopredict_t). The analogous model with random effects (random) returned a comparable parameter values, and the Hausman test $(19) = 38.82 (0.0047)$ indicated the model with fixed effects as more appropriate. Model with pure production function (nopredict) was characterized also with worse AIC and BIC values. Interestingly, it returned very high efficiency scores and indicated that inefficiency did not occur (insignificant u_const). In this model, all the differences in production results have been explained by constant over time heterogeneity (α_i). It means that the introduction of environmental variables also allowed for identification of time varying inefficiency.

Analogiczne modele z wykładniczym i normalnym uciętym rozkładem nieefektywności okazały się niemożliwe do oszacowania. Podobnie jak model bez zmiennych objaśniających i trendu w wielkości produkcji (nopredict_t). Analogiczny model z efektami losowymi (random) zwrócił porównywalne wartości parametrów, a test Hausmana $(19) = 38,82 (0,0047)$ wskazał model z efektami stałymi jako bardziej odpowiedni. Model z czystą funkcją produkcji (nopredict) charakteryzował się również gorszymi wartościami AIC i BIC. Co ciekawe, zwrócił bardzo wysokie wyniki efektywności i wskazał, że nieefektywność nie wystąpiła (nieistotne u_const). W tym modelu wszystkie różnice w wynikach produkcji zostały wyjaśnione przez stałą w czasie heterogeniczność (α_i). Oznacza to, że wprowadzenie zmiennych środowiskowych pozwoliło zidentyfikować również zmienną w czasie nieefektywność.

References/Bibliografia

- Aigner, L., & Asmild, M. (2021). Differences Between the Productivities of Organic and Conventional Dairy Farms in Denmark. *Q Open*, 1(1), 1–15. <https://doi.org/10.1093/qopen/qoaa010>
- Battese, G.E., & Coelli, T.J. (1988). Prediction of Firm Level Technical Inefficiencies with a Generalized Frontier Production Function. *Journal of Econometrics*, 38(3), 387–399. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90053-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90053-X)
- Belotti, F., & Ilardi, G. (2012). Consistent Estimation of the ‘True’ Fixed-Effects Stochastic Frontier Model. *CEIS Working Papers*, 231. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2045474>
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic Frontier Analysis Using Stata. *The Stata Journal*, 13(4), 719–758. <https://doi.org/10.1177/1536867X1301300404>
- Bojnc, S., & Latruffe, L. (2013). Farm Size, Agricultural Subsidies and Farm Performance in Slovenia. *Land Use Policy*, 32, 207–217. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2012.09.016>
- Borychowski, M., Stępień, S., Polcyn, J., Tošović-Stevanović, A., Čalović, D., Lalić, G., & Žuža, M. (2020). Socio-Economic Determinants of Small Family Farms’ Resilience in Selected Central and Eastern European Countries. *Sustainability*, 12, 10362. <https://doi.org/10.3390/su122410362>
- Burja, V. (2011). Regional Disparities of Agricultural Performance in Romania. *Annales Universitatis Apulensis, Series Oeconomica*, 13(1), 115–121. <http://oeconomica.uab.ro/upload/lucrari/1320111/12.pdf>
- Carter, M.R. (1989). The Impact of Credit on Peasant Productivity and Differentiation in Nicaragua. *Journal of Development Economics*, 31(1), 13–36. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(89\)90029-1](https://doi.org/10.1016/0304-3878(89)90029-1)
- Cho, C.K., & Schmidt, P. (2020). The Wrong Skew Problem in Stochastic Frontier Models when Inefficiency Depends on Environmental Variables. *Empirical Economics*, 58, 2031–2047. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1573-x>
- Czubak, W., & Pawłowski, K.P. (2020). Sustainable Economic Development of Farms in Central and Eastern European Countries Driven by Pro-investment Mechanisms of the Common Agricultural Policy. *Agriculture*, 10(4), 93. <https://doi.org/10.3390/agriculture10040093>
- Czubak, W., Pawłowski, K.P., & Sadowski, A. (2021). Outcomes of Farm Investment in Central and Eastern Europe: the Role of Financial Public Support and Investment Scale. *Land Use Policy*, 108, 105655. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2021.105655>
- Czyżewski, B., & Majchrzak, A. (2017). Economic Size of Farms and Adjustments of the Total Factor Productivity to the Business Cycle in Polish Agriculture. *Agricultural Economics – Czech*, 63(2), 93–102. <https://doi.org/10.17221/240/2015-AGRICECON>
- Davidova, S., & Latruffe, L. (2007). Relationship Between Technical Efficiency and Financial Management for Czech Republic Farms. *Journal of Agricultural Economics*, 58, 269–288. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2007.00109.x>
- Drost, S. (2013). The Agricultural Sector in Poland and Romania and its Performance Under the EU-Influence. *Arbeitshäfte aus dem Otto-Strammer-Zentrum*, 21.
- Eurostat. (2019). Economic Accounts for Agriculture – Indices: Volume, Price, Values. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/AACT_EAA05
- FADN. (2019). FADN Public Database (SO). <https://agridata.ec.europa.eu/extensions/FADNPublicDatabase/FADN-PublicDatabase.html>
- Feder, G., Onchan, T., Hongladarom, C., & Chalamwong, Y. (1988). *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*. The World Bank.
- Gadanakis, Y., Stefani, G., Lombardi, G., & Tiberti, M. (2020). The Impact of Financial Leverage on Farm Technical Efficiency During Periods of Price Instability. *Agricultural Finance Review*, 80(1), 1–21. <https://doi.org/10.1108/AFR-09-2018-0080>
- Greene, W. (2005). Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7–32. <https://doi.org/10.1007/s11123-004-8545-1>
- Guth, M., & Smędzik-Ambroży, K. (2020). Economic Resources Versus the Efficiency of Different Types of Agricultural Production in Regions of the European Union. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33(1), 1036–1051. <https://doi.org/10.1080/1080/1331677X.2019.1585270>
- Headey, D., Alauddin, M., & Rao, D.S.P. (2010). Explaining Agricultural Productivity Growth: an International Perspective. *Agricultural Economics*, 41(1), 1–14. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2009.00420.x>
- Khafagy, A., & Vigani, M. (2022). External Finance and Agricultural Productivity Growth. *Agribusiness*, 39(2), 1–25. <https://doi.org/10.1002/agr.21775>
- Kloss, M., & Petrick, M. (2019). Special Study: The Productivity of Family and Hired Labor in EU Arable Farming. In: S. Davidowa, K. Thomson, M. Ashok (Eds.), *Rural Policies and Employment: Transatlantic Experiences* (pp. 83–92). https://doi.org/10.1142/9781786347091_0005

- Kostlivý, V., & Fuksová, Z. (2019). Technical Efficiency and its Determinants for Czech Livestock Farms. *Agricultural Economics – Czech*, 65(4), 175–184. <https://doi.org/10.17221/162/2018-agricecon>
- Kostov, P., Davidova, S., & Bailey, A. (2018). Comparative Efficiency of Family and Corporate Farms: Does Family Labour Matter? *Journal of Agricultural Economics*, 70(1), 101–115. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12280>
- Kryszak, Ł., Guth, M., & Czyżewski, B. (2021). Determinants of Farm Profitability in the EU Regions. Does Farm Size Matter? *Agricultural Economics – Czech*, 67(3), 90–100. <https://doi.org/10.17221/415/2020-AGRICECON>
- Kumbhakar, S.C., Parameter, C.F., & Zelenyuk, V. (2018). Stochastic Frontier Analysis: Foundations and Advances. *CEPA Working Paper Series*.
- Latruffe, L., Bravo-Ureta, B.E., Carpentier, A., Desjeux, Y., & Moreira, V.H. (2017). Subsidies and Technical Efficiency in Agriculture: Evidence from European Dairy Farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 99(3), 783–799. <https://doi.org/10.1093/ajae/aaw077>
- Lawry, S., Samii, C., Hall, R., Leopold, A., Hornby, D., & Mtero, F. (2017). The Impact of Land Property Rights Interventions on Investment and Agricultural Productivity in Developing Countries: A Systematic Review. *Journal of Development Effectiveness*, 9(1), 61–81. <https://doi.org/10.1080/19439342.2016.1160947>
- Lopez-Veleiras, E., Gomez-Conde, J., & Fernandez-Rodriguez, T. (2016). Firm Size and Financial Performance: Intermediate Effects of Indebtedness. *Agribusiness*, 32(4), 454–465. <https://doi.org/10.1002/agr.21458>
- Manogna, R.L., & Mishra, A.K. (2020). Agricultural Production Efficiency of Indian States: Evidence from Data Envelopment Analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 27(4), 1–12. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2369>
- Marzec, J., & Pisulewski, A. (2017). The Effect of CAP Subsidies on the Technical Efficiency of Polish Dairy Farms. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 9, 243–273. <https://doi.org/10.24425/cejeme.2017.122210>
- Mazzoleni, A., & Pollonini, E. (2020). Factors Driving Indebtedness Among Small- and Medium-Sized Dairy Companies. *British Food Journal*, 23(1), 159–175. <https://doi.org/10.1108/bfj-04-2020-0341>
- Minviel, J.J., & Latruffe, L. (2017). Effect of Public Subsidies on Farm Technical Efficiency: A Meta-Analysis of Empirical Results. *Applied Economics*, 49(2), 213–226. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1194963>
- Moutinho, V., Madaleno, M., Macedo, P., Robaina, M., & Marques, C. (2018). Efficiency in the European Agricultural Sector: Environment and Resources. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(18), 17927–17941. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-2041-z>
- Mugera, A.W., & Nyambane, G.G. (2014). Impact of Debt Structure on Production Efficiency and Financial Performance of Broadacre Farms in Western Australia. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 59(2), 208–224. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12075>
- Nowak, A., Kijek, T., & Domańska, K. (2015). Technical Efficiency and its Determinants in the European Union. *Agricultural Economics – Czech*, 61(6), 275–283. <https://doi.org/10.17221/200/2014-AGRICECON>
- Pitt, M.M., & Lee, L.F. (1981). The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43–64. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(81\)90004-3](https://doi.org/10.1016/0304-3878(81)90004-3)
- Rahman, S., & Rahman, M. (2009). Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh. *Land Use Policy*, 26(1), 95–103. <https://doi.org/10.1016/j.landuse-pol.2008.01.003>
- Sabasi, D., & Kompaniyets, L. (2015). *Impact of Credit Constraints on Profitability and Productivity*. In: U.S. Selected Papers prepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics Association's 2015 AAEA Annual Meeting, San Francisco, California, CA, July 26–28, 2015.
- Schmidt, P. (2011). One-Step and Two-Step Estimation in SFA Models. *Journal of Productivity Analysis*, 36(2), 201–203. <https://doi.org/10.1007/s11123-011-0228-0>
- Schmidt, P., & Sickles, R.C. (1984). Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4), 367. <https://doi.org/10.2307/1391278>
- Sickles, R.C., Song, W., & Zelenyuk, V. (2020). Econometric Analysis of Productivity: Theory and Implementation in R. *Handbook of Statistics*, 42, 267–297. <https://doi.org/10.1016/bs.host.2018.11.007>
- Simar, L., & Wilson, P.W. (2007). Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes. *Journal of Econometrics*, 136(1), 31–64. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.009>
- Song, W., Han, Z., & Deng, X. (2016). Changes in Productivity, Efficiency and Technology of China's Crop Production Under Rural Restructuring. *Journal of Rural Studies*, 47, 563–576. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2016.07.023>
- Špička, J., & Machek, O. (2015). Change in the Production Efficiency of European Specialized Milk Farming. *Agricultural Economics – Czech*, 61(1), 1–13. <https://agricecon.agriculturejournals.cz/pdfs/age/2015/01/01.pdf>

- Stoate, C., Báldi, A., Beja, P., Boatman, N.D., Herzon, I., van Doorn, A., de Snoo, G. R., Rakosy, L., & Ramwell, C. (2009). Ecological Impacts of Early 21st Century Agricultural Change in Europe – A Review. *Journal of Environmental Management*, 91(1), 22–46. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2009.07.005>
- Swinnen, J.F., Buckwell, A., & Mathijs, E. (Eds.) (2018). *Agricultural Privatization, Land Reform and Farm Restructuring in Central and Eastern Europe*. Routledge.
- Szabo, L., Grznar, M., & Zelina, M. (2018). Agricultural Performance in the V4 Countries and its Position in the European Union. *Agricultural Economics – Czech*, 64(8), 337–346. <https://doi.org/10.17221/397/2016-agricecon>
- Zhengfei, G., & Lansink, A.O. (2006). The Source of Productivity Growth in Dutch Agriculture: a Perspective from Finance. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3), 644–656. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00885.x>

Submission date / Data nadesłania: 2.07.2024.

Final revision date / Data ostatniej recenzji: 9.09.2024.

Acceptance date / Data akceptacji: 9.01.2025.

© 2025 Staniszewski, J. This is an open access article licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)



Autorskie prawa osobiste: Staniszewski, J. (2025). Niniejszy artykuł został opublikowany w otwartym dostępie na licencji Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)

