

ВЛИЯНИЕ НА РЕНТАТА ВЪРХУ ЦЕНАТА НА ЗЕМЕДЕЛСКАТА ЗЕМЯ В БЪЛГАРИЯ

Гл. ас. д-р Радка Ненова
Стопанска академия „Д. А. Ценов“ – Свищов

Увод

За действащ пазар на земеделска земя в България може да се говори след 2000 г. През изминалите 20 години се редуват периоди с голям или по-малък брой сключени сделки, дължащи се на различни причини, но въпреки това се открояват някои общи тенденции. Първата е свързана с неколкочратното нарастване в цената на земеделската земя. Това повишаване не е равномерно във всички райони на България и се базира предимно на различията в качествата на земеделските земи, което се отразява и върху размера на рентите. Втората тенденция се очертава във връзка с възстановяването на собствеността върху земеделските земи, от което се появяват множество наследници и поземлените имоти се раздробяват. В тази ситуация на пазара на земеделска земя започват да оперират арендатори и акционерни дружества със специална инвестиционна цел, което също оказва влияние върху цените. От своя страна водената Обща селскостопанска политика на Европейския съюз рефлектира върху поземлените отношения чрез субсидиите, отпускани на декар обработваема земя, повишавайки инвестиционния интерес на земеделските производители.

Периодът на функциониращ пазар на земеделска земя в България е белязан и от някои сътресения, произтичащи от нарастващия натиск на климатичните промени върху земеделското производство. В години с лоши реколти цената на земеделската земя намалява. Допълнително влияние, водещо до застои на пазара в края на настоящия програмен период, оказват неяснотата по отношение на субсидирането през следващия и пандемията от COVID-19.

Посоченото аргументира научния интерес на автора към изследване на динамиката в цената на земеделската земя в България. Паралелно с развитието на поземлените отношения нараства значимостта на цената за използване на земеделската земя – рентата. Всичко това обосновава избора на темата за настоящото изследване, а именно влияние на рентата върху цената на земеделската земя в България.

Оттук произтичат обектът на изследването – цената на земеделска земя в България и предметът – разкриване влиянието на величината на рентата върху цената на земеделската земя. Целта е измерване и оценяване на силата на връзката между цената на земеделската земя и величината на рентата.

В унисон с дефинираната цел авторът си поставя следните изследователски задачи:

- изясняване на теоретичните и емпиричните аспекти на изследване на взаимовръзката между цената на земеделската земя и рентата;
- прилагане на адаптирана методология за провеждане на анализ на взаимовръзката между цената на земеделската земя и рентата;
- предварително обследване и групиране на съществуващи данни за променливите по области и по години от базите данни на Националния статистически институт (НСИ) и извършване на графичен анализ;
- построяване на регресионен модел за връзката между цената на земеделската земя и рентата с панелни данни, групирани по области и по години;
- оценяване на диспропорциите в цената на земята по области и по години, чрез построяване на модели с фиксиран ефект.

Основната изследователска теза на автора е, че при равни други условия изменението във величината на рентата води до същото по посока изменение в цената на земеделската земя, но с различни темпове, като могат да се фиксират и анализират съществуващи пространствени и времеви ефекти на тази взаимовръзка.

Периодът на проучването за България е 2010 – 2018 г. и се ограничава от наличната към началото на 2020 г. официална статистическа информация, групирана по необходимия начин.

Един от най-важните въпроси при провеждането на икономически анализ е изборът на подходящ инструментариум. През последните години развитието на иконометричната наука дава възможност на изследователите да осъществяват проучвания, които до този момент са били невъзможни. Новите насоки на развитие са продиктувани от унифицирането на методологията при извършването на официални статистически наблюдения. Само по себе си групирането на данните, като пространствени (cross-sectional) и времеви (time-series) редове, не е ново. Но когато се комбинират, се получава, т.нар. панел с данни или панелни данни (panel data). В настоящото изследване е приложен именно този съвременен инструментариум, като при обработката са използвани програмните продукти Excel и EViews 6.

1. Теоретични и емпирични аспекти на изследване на взаимовръзката цена на земята – величина на рентата

Земеделската земя се характеризира с наемна и пазарна цена (Илиев, 1995). В първия случай това е рентата, която изразява цената на земята като един от основните производствени фактори и се определя от съотношението между търсенето и предлагането. Земеделската земя като актив има свои особености – местоположение, почвено плодородие, производителност, размер на получавания доход в зависимост от производственото ѝ предназначение и др. Като производствен фактор земеделската земя генерира доход, състоящ се от трансферен доход (най-доброто алтернативно използване на фактора) и „икономическа рента“ (възнаграждение за уникалните ѝ качества). В условия на нееластично предлагане на производствения фактор факторният доход представлява изцяло икономическата рента.

Покупната (продажната) цена също се формира на пазара на земята при отчитане на възможните бъдещи рентни доходи от нея, приведени към сегашния момент, т.е. пазарната цена е капитализирана рента. През последните години състоянието на пазара на земеделска земя в България може да се определи като относително стабилно. Основната причина за това, заедно с природната ограниченост на ресурса, е намаленото предлагане на земеделски земи за продажба, т.е. предлагането е нееластично. Същевременно търсенето не е толкова свито, главно поради необходимостта от окрупняване на земеделските терени и предпочитанията на инвеститорите към този вид актив, което от своя страна влияе върху цените в посока на плавно покачване. Инвеститорите желаят да осъществяват вложения в земеделска земя, т.к. алтернативата – депозит – е необоснована поради клонящите към нула лихвени проценти в настоящето.

Следователно доходът от земеделската земя в България в сегашния момент се изразява чрез икономическата рента (трансферният доход е близък до нула) и съвпада с размера на получаваната рента. Това от своя страна определя значимостта на връзката между цената на земеделската земя и рентата.

В икономическите изследвания преобладава използването на два подхода за обосновка движението на цената на земеделската земя. Първият е подход на капитализираната рента, а вторият е базиран на хедоничната функция, анализираща качествените характеристики на изследвания обект. Настоящото изследване е насочено към подхода на капитализираната рента, който се възприема като класически за определяне стойността на земеделската земя. Той води началото си от D. Ricardo

(1817) (Ricardo, 2001, pp. 39-50), който излага своето виждане за рентата и влиянието ѝ при формиране на цената на земеделската земя. Основен движещ елемент тук е плодородието на отделната категория земеделска земя, като по този начин, според полученото от определен участък количество продукция, се определя и величината на рентата, а оттам и цената на земеделската земя. В българската и чуждестранната икономическа литература съществуват достатъчно изследвания, насочени към цената на земята и цената на рентата, които в малка или голяма степен са базирани на подхода за капитализиране на рентата.

Лъчов и Петрова (Лъчов & Петрова, 2008, стр. 58-60) проучват детерминантите и иконометричните модели за оценка на земеделска земя в периода, непосредствено след присъединяването на България към ЕС. След обзор на някои литературни източници те достигат до заключението, че като основна детерминанта на цената на земеделската земя може да се посочи собствената ѝ способност да носи доход, която е резултат от производствения потенциал и възможностите за нейното използване. От методологическа гледна точка цитираните автори се основават на модели, прилагани с цел прогнозиране на цените на земеделската земя, като ги групират в три групи: подход на разходите, подход на пазарните сравнения и подход на доходите. При третия подход се използват иконометрични модели, класифицирани, както следва: модел на капитализираната рента; модел на настоящата стойност; модел на инвестиционната стойност и модели на реалните опции. Моделът на капитализираната рента представя цената на земеделската земя като функция от рентата и лихвения процент, или:

$$P_t = \frac{R_t}{r},$$

където:

P_t е цената на земеделската земя в период t ;

R_t е получената възвръщаемост (рента) в период t ;

r е лихвеният процент.

Авторите определят посочения модел като широко използван от теоретична и практическа гледна точка. Останалите модели са свързани с очакванията за промени в цената на земеделската земя, което само по себе си може да доведе до неоснователно повишаване на цените и от тази гледна точка ограничава обяснителната им стойност и полза.

Предвид практическата приложимост на посочения подход, следва да се отбележи, че той се използва като отправна точка и в настоящото изследване. Необходимо е обаче да се отдели внимание на участващите променливи. По-конкретно, по наше мнение, при създалата се

през последните години икономическа ситуация в България включването на лихвения процент в модела на капитализираната рента не е обосновано, т.к. равнището на процента по депозитите (който обикновено се използва в този случай) клони към нула. По тази причина тук се изследва само **правопропорционалната зависимост между цената на земеделската земя и рентата.**

В друго изследване (Рисина & Димитров, 2002, стр. 4-5) е направена характеристика на българския поземлен пазар и цени на земята през 2000 г. чрез показатели за състоянието като: брой сключени сделки по области в абсолютен и относителен размер спрямо общия брой за годината; размер на продадената земя също в абсолютен и относителен размер спрямо общото количество за годината; среден размер на продажба в дка; долна и горна граница на цената на земята в лв./дка и мултипликативна диференциация в цените.

Състоянието и изменението на пазара на земеделска земя в България са анализирани чрез подобни показатели (размер на продадената земя, среден размер на продадените имоти и цена на земята), но за периода 1999–2002 г. (Янакиева, 2003). И тук, както и в предходното изследване, са използвани абсолютни и относителни показатели. Предложени са три възможни сценария за развитие на пазара на земеделска земя, като общото заключение е, че в краткосрочна и средносрочна перспектива не се очакват резки промени в пазара и съответно в цената и рентата.

Друг автор (Станимирова, 2002) разглежда конкретните фактори, влияещи върху цената на земеделската земя, но първо отделя внимание на самото понятие. „Цената на земеделската земя“ може да се разглежда като пазарна (покупна, продажна) и наемна. В първия случай е от значение преотстъпването на собствеността върху земеделската земя от един субект на друг и върху нея влияят редица фактори, които не се отчитат при измерване на настоящата стойност на земята, което е предпоставка за разминаване между нея и капитализираната поземлена рента. Във втория случай – наемната цена – се представя като съвкупност от действителна рента, произтичаща от свойствата на земята като основен производствен фактор, и наемна цена за капитала, който е вложен и неделим от нея (различни мелиоративни съоръжения, сгради и др.). В заключение Станимирова достига до извода, че при изследване на пазара на земята факторите, влияещи върху формирането на цената на земята, са многобройни и това затруднява точната оценка на ефекта от отделния фактор. Освен това отбелязва, че липсва консенсус по отношение на ранжирането на факторите, влияещи върху цената на земята, и препоръчва да се изследват и взаимните връзки между факторите.

Състоянието на пазара на земеделска земя е изследвано и от Николова (Николова, 2019) чрез следните показатели в абсолютен размер: брой сключени сделки; средна цена на земеделската земя в разрез по райони за планиране и по години за периода 2010 – 2018 г.; минимална и максимална цена при покупка на земеделска земя и арендна/наемна цена на дка за 2018 г. по райони. Основният извод в разработката е, че за разглеждания период пазарът на земеделска земя в България е сравнително стабилен, като търсенето на земеделска земя е по-голямо, а предлагането – по-ограничено.

В българската икономическа литература прилагането на модел, базиран на времеви редове, използва Кънева (Кънева, 2018, стр. 34-45), която търси линейна зависимост между размера на рентата и величината на получаваната субсидия за период от 5 години. Стойността на коефициента на детерминация, между изследваните от нея две променливи, е висок 0,683, което показва, че 32% от факторите, влияещи върху величината на рентата, остават необяснени чрез използваното регресионно уравнение. Това в голяма степен е предпоставка да се търси и взаимовръзка между величината на цената на земята и променлива, отразяваща субсидирането в сектора.

Feichtinger & Salhofer (Feichtinger & Salhofer, 2011, pp. 1-20) представят подхода на нетна настояща стойност за установяване стойността на земеделската земя, който е широко познат и използван. При него максималната цена, която трябва да заплати един фермер за определен парцел земеделска земя във време t , е равна на сумата от дисконтираните очаквани бъдещи доходи от използването на тази земеделска земя. След извършване на определени преобразувания горепосочените автори достигат до включването на финансовата подкрепа по различните програми на Европейския съюз (ЕС) в образуването на цената на земята. Различното заплащане за определена земеделска земя генерира диференциран размер на капитализиране и се очаква, стойността на земята да е различна. Проблем на този подход е как разработеният теоретичен модел да прерасне в емпиричен чрез използването на реални данни, които обикновено не са налични в готов вид.

Повечето чуждестранни автори разглеждат цената на земята от гледна точка на макроикономиката. В този смисъл тя е представена като актив, чиято цена се определя от бъдещите капитализирани доходи, дължащи се на продуктивните ѝ качества и спекулативния характер на извършване на сделките с нея. Продуктивните ѝ качества се изразяват посредством произведените продукти и дохода, генериран от тях, докато доходът от спекулативния характер на сделките със земя е свързан с характеристиките ѝ като актив и относително постоянната ѝ стойност в

течение на времето (Reydon, Plata, Sparovek, Goldszmidt, & Telles, 2014, p. 390).

Gutierrez, Westerlund, & Erickson (Gutierrez, Westerlund, & Erickson, 2007, pp. 161–179) смятат, че един от най-популярните теоретични модели, обясняващ поведението на цената на земята за дълъг период, е моделът на нетната настояща стойност (капитализираната рента). Както добре се знае моделът на капитализираната рента за цената на земята включва данни за рентата, които, ако имат единичен корен, водят до заключението, че и данните за цената на земята имат такъв. Още повече, ако лихвеният процент е фиксиран, то цената на земята и рентата са коинтегрирани чрез коефициентите на рентата. Поради тази причина моделът на капитализираната рента е критикуван в научните публикации. В някои изследвания между цената на земята и рентата за кратък период съществува много високо корелация, която за дълъг период отслабва.

Емпиричното изследване, което са направили горепосочените автори, е панелно за 40 години и за 30 щата, като данните са единствено за цената на земята на акър и рентата на акър, лихвеният процент не се взема предвид, а двата времеви реда са дефлирани с индексна на потребителските цени. Получените от тях резултати показват, че не може да се намери стабилен коинтеграционен вектор между цените на земеделската земя и рентата.

Bórawski, Bełdycka-Bórawska, Szymańska, Jankowski, & Dunn (Bórawski, Bełdycka-Bórawska, Szymańska, Jankowski, & Dunn, 2019, pp. 486-496) изследват волатилността на цената на земеделската земя в Полша и ЕС. Направеният анализ показва, че използваните данни за цените на земеделската земя могат да се класифицират като нестационарни. Според горепосочените автори тази информация може да окаже влияние върху ефективността на пазара и дори да я подобри.

Saguatti, Erickson, & Gutierrez (Saguatti, Erickson, & Gutierrez, 2014, pp. 1-12) разработват пространствен модел, базиран на капитализираната рента за идентифициране факторите, влияещи върху цената на земеделската земя, в който изследват следните независими променливи – величина на рентата, директни плащания от държавата и гъстота на населението. При извършването на панелни изследвания трябва да се има предвид, че съществува зависимост между данните във времеви ред, от една страна, а от друга, има пространствена зависимост между обектите в непосредствена близост. Това може да се обясни с необходимостта, агентите да съберат и анализират необходимата им информация, за да вземат решения, а върху тях влияе информацията от най-близко разположените обекти. Резултатите от пространствения модел на

Saguatti, Erickson, & Gutierrez показват, че рентата има слабо положително влияние върху цената на земята, а връзката между цената на земята и гъстотата на населението е сравнително по-силна. Основното обяснение е, че увеличението на населението на единица площ е свързано с увеличаване на търсенето на земеделска земя в съответния регион. Директните плащания от правителството влияят негативно върху цената на земеделската земя, което е изненадващо, защото в повечето изследвания се наблюдава силна положителна зависимост. Това може да се обясни с различното влияние на отделните инструменти, използвани от държавата за подкрепа на фермерите.

Koguashvili & Ramishvili (Koguashvili & Ramishvili, 2018, p. 324) критикуват твърдението, че нарастващото търсене на земеделска земя непременно ще доведе до нарастване на цената на земеделската земя. От тази гледна точка, но по обратен ред, нарастването на цената на земеделската земя води до покачване на рентата. Основа за величината на рентата от земеделската земя е нейното плодородие, а нарастването на стойността на получената продукция от тази земя детерминира цената на земята.

Koemle, Lakner, & Yu (Koemle, Lakner, & Yu, 2019) посочват, че регулациите върху използването на земеделската земя и фермерските практики могат да променят стойността на земеделската земя. Цената на земеделската земя на пазара влияе върху стойността на пределната продукция, която може да се добие от нея. Оттук влиянието на Natura 2000 може да се разкрие чрез изследване на средната стойност на рентата за определен регион. Наблюдавана е средната стойност на рентата, рентата от пасища и рентата от земеделска земя. Също така като основни променливи са заложени и относителният дял на всяка една площ – пасища и земеделска земя, средно надморско равнище, гъстота на прасетата на един хектар, гъстота на кравите на един хектар и средна големина на фермата. Направеният иконометричен анализ показва, че нарастването на параметъра, отразяващ влиянието на Natura 2000 с 1%, намалява средната цена на рентата с над 2%, което би оказало влияние и върху цената на земята в региона.

Вследствие на проучените автори мнения може да се обобщи, че:

- една от основните насоки при изследване цената на земеделската земя е прилагането на подхода на капитализираната рента;
- в България е налице работещ пазар на земеделска земя и в краткосрочен и дългосрочен план не се очакват промени;

- между величината на рентата и цената на земеделската земя съществува зависимост, която се изследва предимно чрез различни относителни количествени показатели;
- величината на рентата се определя и от други фактори, за които може да се предположи, че влияят индиректно върху цената на земеделската земя;
- времевите редове на цената на земеделската земя и величината на рентата се възприемат за нестационарни, при което е необходимо, те да се приведат към стационарни;
- емпиричните разработки имат различни обекти на изследване.

2. Методология на изследването на пазара на земеделска земя в България

Методологията на изследването е адаптирана за селското стопанство и обхваща няколко, последователно свързани, етапа (вж. сх. 1.): 1) изясняване на понятията, характеризиращи променливите, използвани в анализа; 2) предварително обследване и групиране на съществуващите данни за променливите по области и по години с цел получаване на балансиран панел от данни; 3) дефлиране на данните с Индекса на потребителските цени (ИПЦ); 4) обосноваване и кратко представяне на анализа с панелни данни; 5) тестване на редовете с данни за наличие на единичен корен; 6) провеждане на графичен анализ за всяка от двете променливи, групирани по географски райони; 7) построяване на моделите чрез панелна регресия; 8) анализ на резултатите и заключения.

Етап 1 „Изясняване на понятията, характеризиращи променливите, използвани в анализа“. Първоначално от Националния статистически институт (НСИ) са проучени и извлечени данни за пазара на земеделска земя в България, изразяващи се в **средни цени на земеделската земя и средни цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя**¹ за 9 години (2010 – 2018 г.) за 28 области в България.

¹ В методологията на НСИ понятията „средна цена на договорите за аренда/наем на земеделска земя“ и „рента“ се използват като равностойни. Поради тази причина и в настоящото изложение е приет този подход.



Схема 1. Методология и последователност на изследването
Източник: Схемата е разработена от автора.

В методологическите бележки на НСИ (НСИ, 2017) се посочва, че наблюденията за цената на земеделската земя и рентата в селското стопанство са в съответствие с изискванията на целевата методология на Евростат и при отчитане на националните особености в развитието на пазара на земеделската земя и рентните отношения в България, а именно:

Цената на земеделската земя е платената от собственика на свободния пазар цена, включително платените данъци (без ДДС) и такси за един декар. В цената не са включени платените суми за право на ползване, получените от собственика парични компенсации при продажбата или придобиването на земята, стойността на сградите, построени върху земята, плащанията при наследяване и субсидиите (ако има такива).

Цена на рентата (наем/аренда) на земеделска земя – изплатената в полза на собственика на земята стойност на един декар в замяна на това, че е предоставил активите си на ползвателя на земята. Цената включва и стойността на всички плащания в натура, оценени по цени на текущата година, и платените данъци и такси. Цената не включва платените суми за право на ползване, стойността на сградите или жилищата, разположени върху арендуваната земя, както и всички други разходи, свързани с други активи (текущи разходи за поддръжката на сгради, застраховки и амортизации на сгради и други).

В методологията се борави с понятията „средна цена“ и „средна рента“. Изчисляването им се извършва на ниво община, област и статистически район като среднопретеглена с размера на съответстващите им площи, установени по време на наблюдението. На национално ниво и ниво NUTS 1 (статистически зони) цената на единица площ се изчислява като среднопретеглена с размера на използваната земеделска площ/арендуваната земеделска площ от Наблюдението за структурата на земеделските стопанства, проведено от Министерството на земеделието и храните през 2013 година.

Етап 2 „Предварително обследване и групиране на данните с цел получаване на балансиран панел от данни“. Периодът на изследването (2010 – 2018 г.) е ограничен от наличността на разполагаемите в НСИ данни, към април 2020 г.

При предварителното обследване на данните се установи, че за отделни години и области данните са конфиденциални. За да се преодолее този проблем, в съответствие с техниките, прилагани за получаване на балансиран панел (без липсващи стойности), са извършени две действия: елиминирание на някои области и добавяне на липсващи данни. Елиминирани са областите: София (столица), Кърджали и Смолян, т.к. липсват стойности за променливите за повечето години. Премахването на посочените области не води до сериозни последствия за анализа, т.к. например в област София (столица) земеделската земя е ограничена. За няколко други области, отново с цел получаване на балансиран панел, са добавени липсващи данни – еднакви с тези, от предходен или следващ период. Посоченото действие е извършено при данните за средните цени на земята в областите Благоевград, Кюстендил и Перник само за отделни години. Стойности за средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя са добавени за областите Благоевград и Перник. В статистическата литература тази процедура е известна като Single Imputation Procedures (Процедура за единично импутиране), а методите са Last observation carried forward (LOCF) и Next observation carried backward (NOCB), които принадлежат към неслучайните методи с едно условие (McKnight, McKnight, Sidani, & Figueredo, 2007, p. 174).

Етап 3 „Дефлиране на данните с Индекса на потребителските цени (ИПЦ)“. Преди да се пристъпи към графичния анализ на редовете с променливи, е необходимо да се уточни, че с цел постигане на съпоставимост е извършено дефлиране с помощта на индекса на потребителските цени, който е един от най-често прилаганите в подобни случаи. Първата година от периода (2010) е избрана за база и съответно стойностите за отделните години за средната цена на земеделската земя в България и за средната цена на договорите за аренда/наем на земеделска

земя по области са приведени към нея. Изчисленията са осъществени с помощта на калкулатора за инфлация на НСИ и собствени изчисления.

Етап 4 „Обосноваване и кратко представяне на анализа с панелни данни“. Изследването по области и за определен период е комбинация от пространствени и времеви данни, което е предпоставка, за реализиране на целта, да се използва специфичен анализ с т.нар. „панел от данни“. Подобно изследване, базирано на капитализираната рента, чиято функция е цената на земята, комбинирана с панелна регресия за разкриване на постоянния и случайния ефект от изменението на факторите върху зависимата величина – цена на земеделската земя, е извършено от Czyżewski, Kułyk, & Kryszak (Czyżewski, Kułyk, & Kryszak, 2019, pp. 2086-2093). Предимствата от използването на панелни данни са обобщени от Arowolo & Ekum (Arowolo & Ekum, 2016, pp. 208-218) като съчетаване на два типа данни – времеви и пространствени, които поотделно трудно биха били достатъчни като брой за извършване на изследване с техники за анализ на времеви редове и пространствени данни, но в комбинация като панел осигуряват добра основа за извършване на изследване.

Това се потвърждава и от настоящото изследване, където времевият ред е къс и се състои от 9 периода (2010 – 2018 г), а пространствените данни са за 25 области. В комбинация като панел обаче получената матрица съдържа 225 наблюдения.

В общия случай комбинацията от времеви редове и пространствени данни може да се илюстрира със следните функционални форми (Arowolo & Ekum, 2016, pp. 211-212):

$$y_t = a + \sum_{w=1}^k b_w X_{wt} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

$$y_i = a + \sum_{w=1}^k b_w X_{wi} + e_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$y_{it} = a + \sum_{w=1}^k b_{wt} X_{wit} + e_{it}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T,$$

където:

y е зависимата променлива (средна цена на земята);

X – независими променливи (обясняващи променливи), напр. средна цена на арендното плащане и други, ако има такива включени в модела;

t – отразява времевия диапазон, в случая от 1 до 9, където $T = 9$ (случаите по години от 2010 до 2018 г.);

i – отразява пространствения диапазон, в случая от 1 до 25, където $N=25$ (броя на изследваните области);

k – отразява броя на обясняващите променливи, в случая средна цена на арендното плащане, или други, включени в модела $w = 1, 2, \dots, k$;

a – свободен член на модела;

b – неизвестен параметър, подлежащ на изчисляване и отразяващ степента на изменение на зависимата величина вследствие на промяна с единица при независимата величина;

e – грешка на модела.

Когато се използва панелна регресия, грешката на модела e_{it} е съставна от грешките на модела с времеви данни и грешката на модела с пространствени данни. Поради тази причина тя може да се декомпозира на специфичен ефект за индивидуалното наблюдение и остатък. Съществуват две стъпки за идентифициране на специфичните ефекти, а именно индивидуални специфични ефекти и специфични ефекти на времеви ред. Ако само един специфичен ефект е включен в регресията, то това е модел с едностепенна грешка на компонентите. Ако са включени и двата ефекта, то това е модел с двустепенна грешка на компонентите. За да се изчислят тези грешки, могат да се използват следните формули (Arowolo & Ekum, 2016, p. 212):

$$e_{it} = \mu_i + v_{it},$$

$$e_{it} = \gamma_t + v_{it},$$

$$e_{it} = \mu_i + \gamma_t + v_{it},$$

където:

μ_i е специфичният пространствен ефект;

γ_t е специфичният времеви ефект;

v_{it} е остатъкът.

За изчисляването на фиксирания ефект горното уравнение се преобразува по следния начин:

$$y_{it} = a + \sum_{w=1}^k b_w X_{wit} + \mu_i + \gamma_t + v_{it}.$$

В този случай се използват няколко възможности за пресмятане – вътрешногрупов метод, добавяне на допълнителни фиктивни променливи и решаване чрез метода на най-малките квадрати или използване на първите разлики на променливите. Изборът на метод зависи от различните проблеми, които могат да възникнат при изчисляването – прекалено много фиктивни променливи и др. (Arowolo & Ekum, 2016, pp. 212-213).

При работата с реални панелни данни винаги възниква проблемът, какъв модел да се приложи (обикновена регресия, модел с фиксиран ефект или модел със случаен ефект) (Магнус, Катъшев, & Пересецкий, 2004, стр. 375). Посочените автори отбелязват, че изборът на модел зависи от конкретния случай. Обикновената регресия предполага, че в икономическите единици няма индивидуални различия и нейното приложение е оправдано в някои прости ситуации. В модела с фиксиран ефект константата в модела е **специфична за всяка група (section), но не се променя във времето**. При модел с фиксиран ефект се отчита, че всяка икономическа единица е „уникална“ и не може да се разглежда като резултат от случаен избор от определена генерална съвкупност. Този подход е оправдан, когато става дума **за страни, региони, отрасли или големи предприятия**. Когато обектите попадат случайно в извадката от голяма съвкупност, следва да се прилага модел със случаен ефект.

Следователно, когато се изследва панел от данни, в който единиците са областите в България, е логично да се посочи, че единиците са „уникални“ (различни една от друга), но същевременно попадат в извадката всяка година (не се променят във времето), или е целесъобразно да се използва **модел на панелна регресия с фиксиран ефект**.

Адекватността на избора се проверява по статистически път чрез проверка на хипотези (Магнус, Катъшев, & Пересецкий, 2004, стр. 376-377):

- обикновена регресия срещу модел с фиксиран ефект – тестването става посредством F-тест;
- обикновена регресия срещу модел със случаен ефект – тестването става посредством теста Брюш – Паган (LM – тест);
- модел със случаен ефект срещу модел с фиксиран ефект – тест на Хаусман.

Етап 5 „Тестване на редовете с данни за наличие на единичен корен“. В първия параграф на настоящото изследване беше отбелязано, че е необходимо, редовете с данни да бъдат стационарни (да бъдат тествани за наличие на единичен корен). Тестването за единичен корен при панелни данни е описано в множество източници (Baltagi, 2005, pp. 237-266), (Маринов, 2014, стр. 123-152), (IHS Global Inc., 2013, pp. 483-494), (Asteriou & Hall, 2007, pp. 365-370) и поради тази причина няма да се спираме на уравненията за тестване, а само представяме тестовете, които са изпълнени. При изследването за наличие на единичен корен в двете променливи са използвани два теста. Първият се прилага за панела като цяло – тест на Levin, Lin и Chu, а вторият (Im, Pesaran и Shin) – изследва наличието на единичен корен при равнищата в отделните

сerii. В табл. 1. е поместена тестова статистика за наличие на единичен корен при равнище на изследваните променливи.

Анализът на Таблица 1 показва, че резултатите от теста на Levin, Lin и Chu, на равнище общ процес на единичен корен, са значими и отхвърлят нулевата хипотеза за наличие на такъв. Тестовите са проведени и за променливата Цена (Price) и за променливата Рента (Rent) при уравнение със свободен член и уравнение със свободен член и тренд.

Таблица 1

Тестова статистика за наличие на единичен корен при равнище на изследваните променливи

Променлива	Тестове			
	Levin, Lin и Chu		Im, Pesaran и Shin	
	Уравнение със свободен член	Уравнение със свободен член и тренд	Уравнение със свободен член	Уравнение със свободен член и тренд
Средни цени на сделките със земеделска земя (Price)	Стойност: - 4,13 Значимост: 1,82e-05	Стойност: - 10,35 Значимост: 0,00	Стойност: 0,51 Значимост: 0,69	Стойност: - 1,23 Значимост: 0,10
Средни цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя (Rent)	Стойност: - 12,51 Значимост: 0,00	Стойност: - 6,09 Значимост: 0,00	Стойност: - 4,03 Значимост: 0,00	Стойност: 0,43 Значимост: 0,66

Нулевата хипотеза за наличие на единичен корен не може да се отхвърли напълно при теста на Im, Pesaran и Shin поради разминаване в значимостта на стойностите. За променливата Цена (Price) тестовата характеристика е значима при уравнението със свободен член и тренд, а при променливата Рента (Rent) – при уравнението само със свободен член.

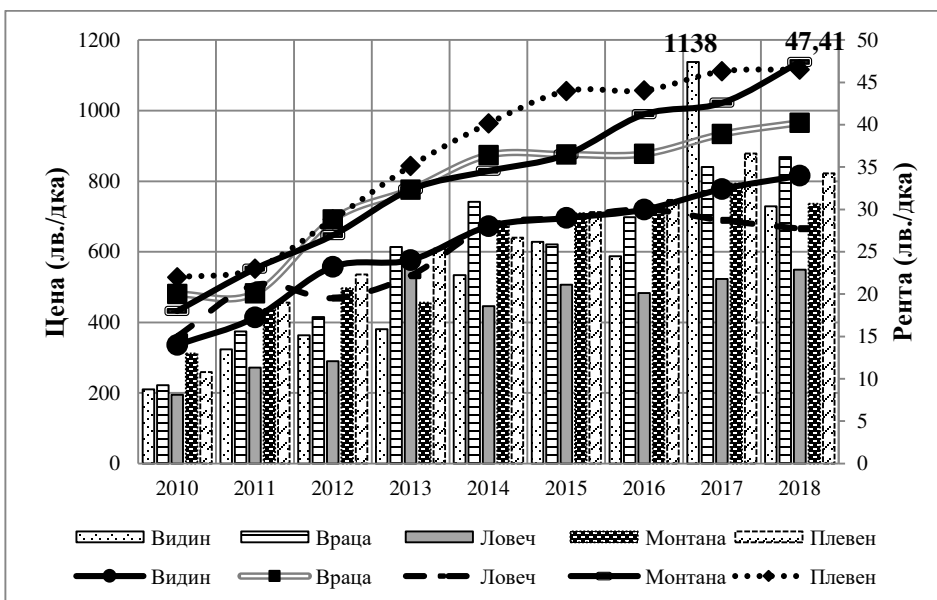
В случая има достатъчно основание редовете да бъдат приети за стационарни и анализът да продължи чрез тестването на следните модели: **обща панелна регресия с метод на най-малките квадрати, панелна регресия с фиксиран ефект по области, панелна регресия с фиксиран ефект по години и регресия с фиксиран ефект по области и по години (етап 7), но преди това следва етап 6.**

Тук следва да се направи уточнението, че анализът (етап 8) се провежда паралелно с етапи 5, 6 и 7.

3. Графичен анализ по географски райони

Етап 6 „Провеждане на графичен анализ за всяка от двете променливи, групирани по географски райони“. По-нататъшният анализ, в съответствие с подхода за капитализираната рента, проследява паралелно динамиката във величините на средните цени на земеделската земя и средните цени по договорите за аренда/наем на земеделска земя в България. Групирането на областите е по-райони за планиране. Поради разликата в мащаба на изследваните величини са използвани комбинирани графични изображения с две вертикални оси. По лявата ординатна (вертикална) ос са изобразени данните за цената на земеделската земя със стълбчета, а по дясната вертикална ос – цената на рента, изобразена с линии.

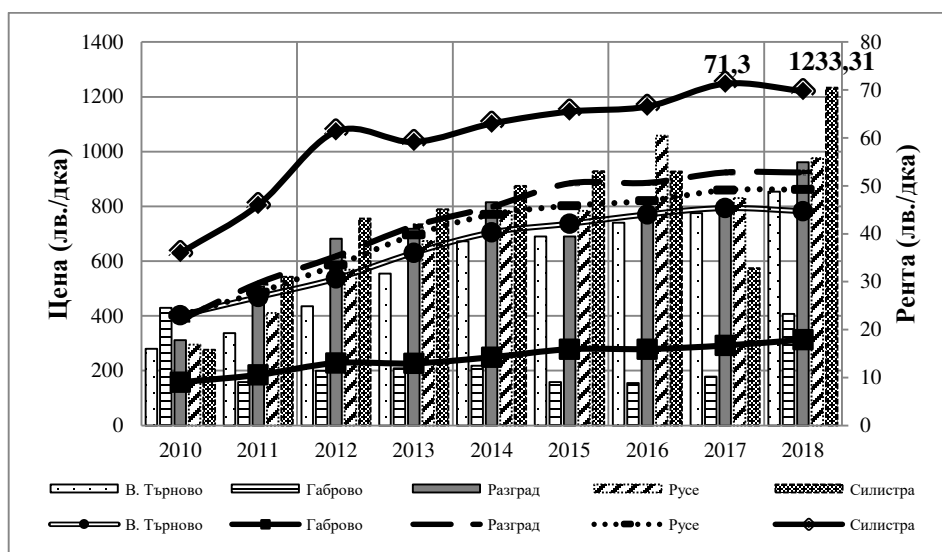
На първо място са разгледани тенденциите в Северозападен район (вж. фиг. 1). От Фигура 1 се вижда, че средната цена на земеделската земя в областите Видин, Враца, Ловеч, Монтана и Плевен за периода 2010 – 2018 г. има тенденция към повишаване. Най-високата стойност за периода, в разглежданите области, е регистрирана през 2017 г. във Видин – 1138 лв./дка, а най-ниската в Ловеч (195 лв./дка), през първата година.



Фигура 1. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Северозападен район

На Фигура 1 са представени и данните за средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя в Северозападен район за периода 2010 – 2018 г. Най-ниската цена, сред посочените на Фигура 1 области, е във Видин през 2010 г. (14 лв./дка), а най-високата – в Монтана през 2018 г. (47,41 лв./дка). При сравнение между двете изобразени величини се забелязва сходство в измененията, като средната рента в област Плевен е с по-ясно изразено увеличение, в сравнение с нарастването на средната цена на земеделската земя, спрямо останалите области. Освен това в област Видин, където е отбелязана най-високата стойност за цената на земеделската земя, се наблюдава най-ниската стойност на рентата за изследвания период.

На Фигура 2 по аналогичен начин са представени анализирани категории за Северен централен район. В област В. Търново има постоянно нарастване на цената на земята. Най-високата цена за дка в разглежданите области е 1233,31 лв. в Силистра през 2018 г. Особено е, че най-ниските стойности около 270 лв./дка за областите В. Търново, Разград, Русе и Силистра са през началната 2010 г. и след това има повишение, докато за първата година в област Габрово, спрямо останалите четири области, е най-високата средна цена (429 лв./дка), а впоследствие през 2016 г. се наблюдава най-ниската от 154,87 лв./дка.

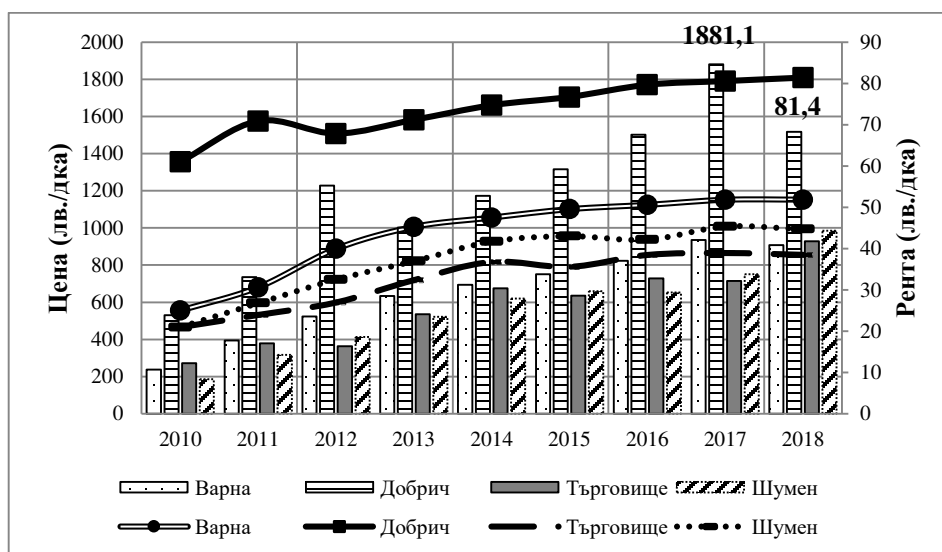


Фигура 2. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Северен централен район

В петте области нарастването на средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя за периода е около два пъти. Най-

ниската стойност е в Габрово през 2010 г. (9 лв./дка), а най-високата – в Силистра през 2017 г. (71,30 лв./дка). При сравнение със средните цени на земеделската земя следва да се посочи, че варирането в цената е по-значително, докато при рентата е налице отчетеното вече плавно повишение. Друга видима разлика е, че в област Габрово, въпреки понижаването на средната цена, през по-голямата част от периода средната рента бележи повишение.

На Фигура 3 са визуализирани данните за Североизточен район, където област Добрич се откроява сред останалите. В нея средната цена стартира от 531 лв./дка през 2010 г., след което за две години нараства повече от 2 пъти до 1228,62 лв./дка, спрямо цената през 2010 г. През 2013 г. е регистриран спад с около 200 лв./дка, а в периода 2014 – 2017 г. се наблюдава значително повишение до 1881,10 лв./дка. През последната година от периода в област Добрич има спад в цената с повече от 300 лв./дка, спрямо 2017 г.



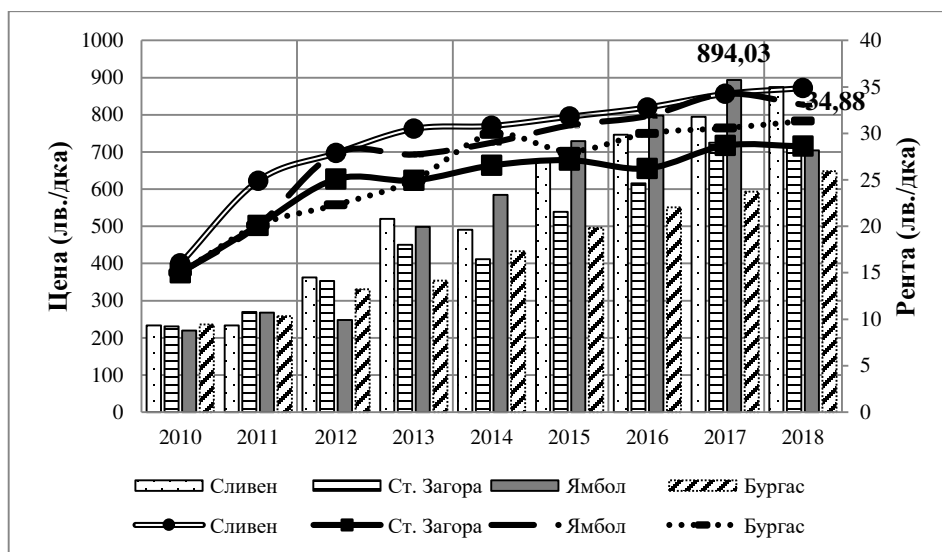
Фигура 3. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Североизточен район

В областите Търговище и Шумен тенденциите са много сходни, което се вижда и на Фигура 3 Средните цени в област Варна са малко над тези в Търговище и Шумен. Като цяло и тук може да се отчете тенденция към повишаване в средните цени с изключения в отделни години.

По отношение на средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя в Североизточен район, както и при предходните два

района, тенденцията е към повишение. В Добрич величината на средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя значително изпреварва равнищата в другите три области. Същото е валидно за област Добрич и при сравнение със средните цени. Най-ниска за този район е рентата в Търговище и Шумен (21 лв./дка) през 2010 г., а най-висока, съответно в Добрич през 2018 г. (81,40 лв./дка).

На Фигура 4 са представени средните цени на земеделската земя в Югоизточен район за периода 2010 – 2018 г. В област Ямбол тенденцията е към повишение, като минимален спад има през 2012 г., но през 2018 г. той е значителен (с около 190 лв./дка) спрямо предходната. В тази област са регистрирани и най-ниската, и най-високата цена на земеделската земя за целия Югоизточен район, съответно – 220 лв./дка през 2010 г. и 894,03 лв./дка през 2017 г. В областите Ст. Загора, Сливен и Бургас равнищата на цените и техните изменения са близки, с разликата, че в Сливен покачването се запазва и през последната година от периода, докато в Ст. Загора е налице известен спад. В област Бургас средните цени се повишават през целия период, но в сравнение с останалите области остават по-ниски.

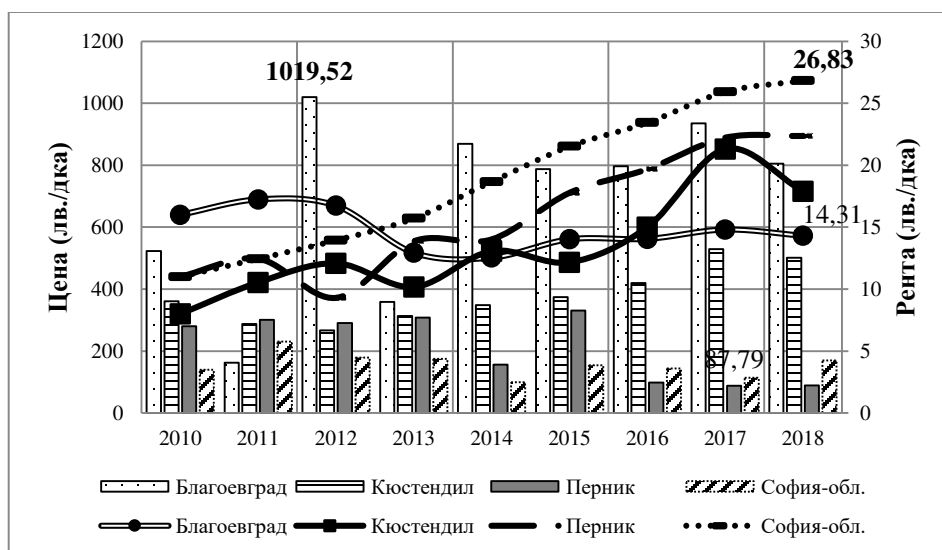


Фигура 4. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Югоизточен район

На Фигура 4 се вижда, че в областите Сливен, Ст. Загора, Ямбол и Бургас средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя нарастват, като се наблюдават съвсем слаби намаления през 2013 и 2018 г. в Ямбол, през 2013 и 2016 г. в Ст. Загора и през 2015 г. в Бургас.

Най-ниската рента в тази група е регистрирана в Ст. Загора през 2010 г. (15 лв./дка), а най-високата в Сливен през 2018 г. (34,88 лв./дка). При сравнение между двете променливи се наблюдава съответствие в тенденциите, като цената на земята изпреварва нарастването в цената на рентата.

Динамиката в средните цени на земеделската земя в Югозападен район е представена на Фигура 5. На фигурата се вижда голямата разлика в средните цени на земеделската земя. Интересно е варирането в средната цена за област Благоевград – наблюдава се редуване на спадове и повишения, като единствено в периода 2015 – 2016 г. има застой. През 2012 г. именно в Благоевград е отбелязана най-високата стойност за средната цена на земеделската земя в Югозападен район (1019,52 лв./дка), а при сравнение с величината за 2011 г. (162,84 лв./дка) се установява значителна амплитуда от над 850 лв./дка.



Фигура 5. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Югозападен район

В област Кюстендил цена на земеделската земя е на средно равнище за периода спрямо останалите три области. От 2013 г. започва плавна тенденция към повишаване, която е прекъсната през последната година от наблюдавания период. В област Перник, през първите четири години от периода, се наблюдава относителна стабилност в цените, след което започва спад с едно изключение през 2015 г. В тази област е регистрирана и най-ниската цена за района (87,79 лв./дка) през 2017 г. В София–област цените варират слабо за разглеждания период и като цяло

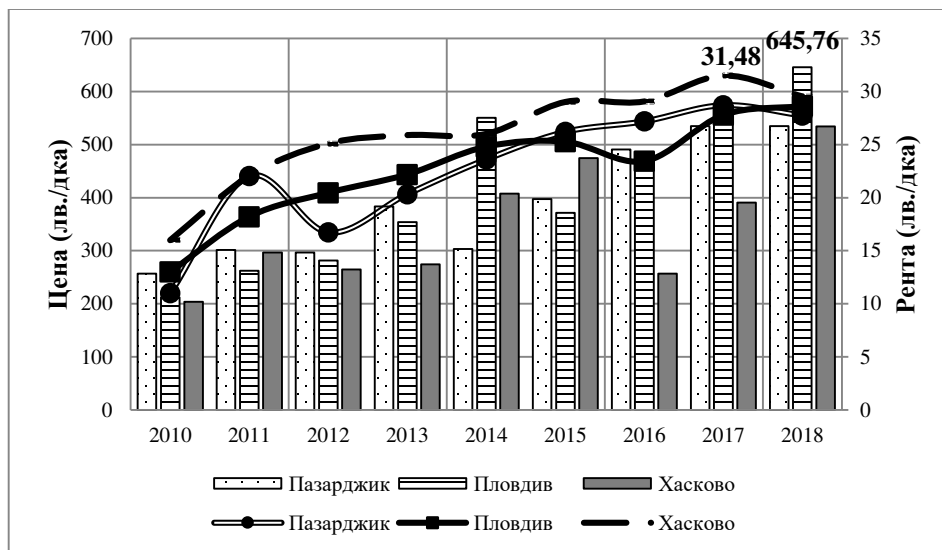
се запазват на по-ниски равнищата спрямо останалите области от района.

На Фигура 5 е представена и динамиката в средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя (лв./дка) в Югозападен район. В областите Перник, София и Кюстендил общата тенденция е към повишаване. В Кюстендил има известни спадове през 2013, 2015 и 2018 г., а в Перник само през 2012 г. В Благоевград варирането е около 15 лв./дка с отклонения до 1-2 лв./дка. При сравнение, между величините на средните цени на земеделските земи и средната рента в разглежданите области, се откроява движението на променливите за област Благоевград – цената е висока, с големи амплитуди, а рентата обратно – по-скоро е с незначително вариране. Освен това, въпреки че средните цени в София-област и в област Перник са без тенденция за повишение, то при средните цени на договорите за аренда/наем ситуацията е противоположна. Направената съпоставка между цента на земята и цената на рентата за Югозападен район показва, че повишението в цената на рентата изпреварва повишението в цената на земята. Това не е характерно само за област Благоевград, където цената на земеделската земя бележи значително покачване за периода.

На следващата фигура (вж. фиг. 6.) е визуализирана динамиката на средната цена на земеделската земя (лв./дка) в Южен централен район за периода 2010 – 2018 г. В област Хасково през по-голямата част от периода се наблюдава повишение, а през 2012 и 2016 г. са налице спадове. В област Пловдив спадът е само един през 2015 г. В Пазарджик явно намаление има през 2014 г., а през последната година – величината е почти без промяна спрямо предходната година. Най-ниската цена за периода е през 2010 г. в Хасково (204 лв./дка), а най-високата – в Пловдив през 2018 г. (645,76 лв./дка).

По отношение на средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя в Южен централен район може да се проследи, че в област Хасково, след първоначалното покачване през първите три години, се забелязва период със запазване на нивата, след което има плавно повишение и лек спад през последната година, но през целия период стойностите са по-големи в сравнение с другите две области. В Пловдив тенденцията на повишение е нарушена само веднъж през 2016 г. В Пазарджик спад е налице през 2012 г. и през последната 2018 г.

От проведения графичен анализ на средните цени на земеделската земя и средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя в 25 области на България, за периода 2010 – 2018 г., могат да се изведат някои обобщения.



Фигура 6. Динамика в средните цени на земеделската земя и договорите за аренда/наем в Южен централен район

Най-високата регистрирана средна цена на земеделската земя е 1881,10 лв./дка в Добрич през 2017 г., а най-ниската – 87,79 лв./дка през 2017 г. в Перник. Може да се каже, че подобен резултат е очакван, защото Добрич попада в „житницата на България“, т.е. най-плодородната и съответно с висока цена земя. Не може обаче да остане незабелязана разликата от близо 1800 лв./дка, която свидетелства за наличието на значителни пространствени отклонения, които на свой ред трябва да бъдат взети под внимание при по-нататъшния анализ.

Като цяло може да се посочи, че средните цени на земеделската земя по области, за разглеждания период, имат тенденция към повишаване, но има и колебания. Само в две области, В. Търново и Бургас, има постоянно нарастване през целия период. В областите Габрово и Перник средните цени в началото на периода (2010 г.) са по-високи от тези в края му (2018 г.). Най-голям скок в цената има в област Видин – над 5,5 пъти от 210 лв./дка през 2010 г. до 1138 лв./дка през 2017 г.

Най-висока е средната цена на договорите за аренда/наем на земеделска земя в област Добрич, където достига ниво от 81,40 лв./дка през 2018 г. Най-ниското ниво на средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя е регистрирано през 2010 г. в Кюстендил (8 лв./дка), или разликата е повече от 10 пъти. В сравнение с общата амплитуда в средната цена на земеделската земя обаче средните цени на договорите за аренда/наем на земеделска земя изостават, т.к. при цената разликата е над 20 пъти.

Следващата стъпка от анализа е търсенето на взаимовръзка между средните цени на земеделската земя и средните цени на рентата, или как величината на рентата влияе върху цената на земята (етап 7).

4. Модели на панелна регресия за връзката между цената на земеделската земя и рентата в България за периода 2010 – 2018 г.

Следващата фаза от изследването обхваща *Етап 7 „Построяване на модели и решаването им чрез панелна регресия“*. В Таблица 2 са представени резултатите от изследваните регресионни зависимости. Както се вижда от нея, в съответствие с методологията, са построени четири регресионни модела: модел 1 обикновена панелна регресия (колона 2), модел 2 панелна регресия с фиксиран ефект по области (колона 3), модел 3 панелна регресия с фиксиран ефект по години (колона 4) и модел 4 панелна регресия с фиксиран ефект по области и по години едновременно (колона 5). В първата колона на Таблица 2 са поместени параметрите на моделите. Модел 1 е специфициран чрез осреднен метод на най-малките квадрати (Pooled OLS). При модел 2 и модел 3 е използвана панелна регресия с фиксиран ефект (Panel Least Squares with Fixed Effect), а за модел 4 – панелна регресия с фиксиран ефект по области и по години – Panel EGLS (Генерализиран метод на най-малките квадрати).

С оглед да не се даде необосновано предимство на моделите с фиксиран ефект, са тествани и модели със случаен ефект. Построените модели не са представени тук, т.к. направеният тест на Hausman за избор между модел с фиксиран ефект и модел със случаен ефект показва, че трябва да се предпочетат моделите с фиксиран ефект (вж. табл. 3.).

При избора на модел с фиксиран или със случаен ефект съществуват следните хипотези:

H0: Избор на модел със случаен ефект (значимост $p > 0,05$).

H1: Избор на модел с фиксиран ефект (значимост $p < 0,05$).

Таблица 2

Модели на панелна регресия за връзката между цената на земеделската земя и рентата в България за периода 2010 – 2018 г.

Параметри на моделите	Регресионни модели			
	Модел 1 Обикновена панелна регресия	Модел 2 Панелна регресия с фиксиран ефект по области	Модел 3 Панелна регресия с фиксиран ефект по години	Модел 4 Панелна регресия с фиксиран ефект по об- ласти и по го- дини едновре- менно
Своб. член	78,10	-144,49	135,54	191,47
Ст. грешка	(26,68)	(42,58)	(26,76)	(89,37)
t-статистика	(2,92)	(-3,39)	(5,06)	(2,14)
Значимост	(0,0038)	(0,0008)	(0,0000)	(0,0000)
Рента (Rent)	14,78	21,97	12,93	11,12
Ст. грешка	(0,77)	(1,34)	(0,78)	(2,87)
t-статистика	(19,14)	(16,36)	(16,43)	(3,87)
Значимост	(0,000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
R²	0,621	0,798	0,68	0,82
Изгладен R ²	0,62	0,77	0,66	0,79
Критерий на Фишер	366,64	31,60	50,99	26,78
Значимост	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Критерий Durbin-Watson	0,79	1,54	0,89	1,59
Ст. грешка на модела	177,22	136,83	165,77	131,25
Сума от кв. на остатъците	7004215,10	3726031,78	5908132,34	3290769,75
Инф. критерий на Akaike	13,20	12,78	13,10	12,73

Таблица 3

Тест на Хаусман за избор между модел с фиксиран ефект и модел със случаен ефект

Корелирани случайни ефекти – Хаусман тест			
Тест за случайни пространствени и периодни ефекти			
Тествани модели	χ^2	Степени на свобода	Значимост
Модел със случаен ефект по области	23,918	1	1,0049e-06
Модел със случаен ефект по години	37,449	1	9,3797e-10
Модел със случаен ефект по области и по години	6,386	1	0,01150

Получените резултати от теста на Hausman показват, че нулевата хипотеза може да се отхвърли и да се приеме алтернативната и за трите модела (модел със случаен ефект по области; модел със случаен ефект по години; модел със случаен ефект по области и по години), т.к. значимостта е много ниска (под 0,05). За моделите със случаен ефект е приложен методът на панелна регресия със случаен ефект Panel EGLS (One and Two-way random effects), (Генерализиран метод на най-малките квадрати).

Етап 8 „Анализ на резултатите и заключения“. Първото, което може да се отбележи, при анализа на Таблица 2, е че коефициентите пред свободния член и пред променливата Рента (Rent) са значими (посочени са с по-тъмен шрифт). Същото се отнася и за критерия на Фишер. **Следователно може да се направи заключението, че построените модели са адекватни.**

При модел 1 изчисленият коефициент, пред променливата за рентата, има следното тълкуване – при нарастване на рентата с 1 лв. цената на земеделската земя ще нарасне с 14,78 лв. Когато в модела се включи фиксиран ефект по области (модел 2), нарастването на рентата с 1 лв. съответства на около 22 лв. нарастване в цената на земята. Включването на фиксиран ефект по години (модел 3) от своя страна индикира, че нарастването в цената на земята е с почти 13 лв., при положителна промяна в рентата с 1 лв. В последния модел (модел 4), при отчитане на пространствените и времеви ефекти, цената на земята би нараснала с 11 лв., в случай че величината на рентата се увеличи с 1 лв.

Коефициентът на детерминация (R-квадрат) показва, че значителен процент от варирането в цената на земеделската земя се дължи на варирането на рентата. При обикновената панелна регресия рентата обяснява 62% от измененията в цената на земеделската земя. След включване в модела и на пространствения ефект – обяснителната му сила се повишава до 80%. Когато се приложи фиксиран ефект по години, резултатът е по-добър от обикновената регресия, но по-слаб от този при регресия с фиксиран пространствен ефект. При четвъртия модел, коефициентът на детерминация е най-висок – 82%, т.е. при едновременно отчитане на ефектите по области и по години. Следователно се потвърждава мнението, че когато се работи с панелни данни, в случая групирани по години и по териториален признак, регресионните модели, отчитащи съответните ефекти, дават по-добри резултати в сравнение с обикновената регресия.

Критерият на Durbin-Watson при модел 2 и модел 4 е със стойности, близки до 2, което показва липса на автокорелация при остатъците, или установената регресия между променливите не е лъжлива.

Нулевата хипотеза, че няма автокорелация при остатъците, не може да се отхвърли при модел 1 и модел 3.

Ниските стойности на информационния критерий на Акаике показват, че построените модели добре описват изменението в изследваните променливи. При сравнение между стойностите на критерия за отделните модели се вижда, че разликата е много малка. Ако се сравняват по двойки, каквото е основното предназначение на информационния критерий на Акаике, се установява, че модел 4 дава най-добри резултати, защото стойността при него е най-ниска. Въпреки малките разлики следва да се предпочетат модел 4 и модел 2, пред модел 3 и модел 1.

След като стана ясно, че моделите с фиксиран ефект дават по-добри резултати, допълнително се извършва тест, който да потвърди, че включването им в съответния модел не е излишно. Резултатите за модел 2 и модел 3 са поместени в Таблица 4.

Както се вижда от Таблица 4 и F-критерият и Cross-section Chi-square са значими, което означава, че нулевата хипотеза (пространствените ефекти са излишни) се отхвърля. Следователно включването на фиксиран ефект е обосновано.

Таблица 4

Тестване на моделите с фиксирани ефекти

Параметри	Регресионни модели с фиксиран ефект	
	Модел 2 (по области)	Модел 3 (по години)
F-критерий	7,29	4,98
Степен на свобода	(24,199)	(8,215)
Значимост	6.42e-17	1.10e-05
Cross-section Chi-square	142,01	38,291
Степен на свобода	24	8
Значимост	0,00	6.65e-06

Тестването на модел 4 е посочено в Таблица 5. От последната колона е видно, че всички коефициенти са значими, което потвърждава целесъобразността на изчисляването на фиксираните ефекти по области и по години едновременно.

Разпределението на остатъците на построените четири регресионни модела е нормално. Могат да се отбележат известни отклонения от нормалното разпределение, но тестът на Jarque-Bera показва, че нулевата хипотеза (за липса на нормално разпределение) се отхвърля при всички четири модела.

Таблица 5

Тестване на модел за необходимостта от фиксиран ефект по области и години едновременно

Тестове за ефектите	Статистика	Степени на свобода	Значимост
Cross-section F	6,32	(24,191)	2.35e-14
Cross-section Chi-square	131,67	24	1.11e-16
Period F	3,15	(8,191)	0.002
Period Chi-square	27,95	8	0.0004
Cross-Section/Period F	6,73	(32,191)	5.03e-18
Cross-Section/Period Chi-square	169,96	32	0,00

В следващата таблица (вж. табл. 6.) са представени резултатите от получените индивидуални фиксирани ефекти за модел 2, модел 3 и модел 4. При анализа на индивидуалните фиксирани ефекти различните автори акцентират върху отделни силни страни, описващи едни и същи заключения. Например А. Реннер и О. Бравичева (Реннер & Бравичева, 2005, стр. 133) отбелязват, че колкото по-голяма е стойността на индивидуалния ефект, при равни други условия, може да се каже, че толкова по-силно е влиянето върху резултативния показател, и обратно. Е. Копнова, О. Розенталъ (Копнова & Розенталъ, 2010, стр. 97-98) изразяват подобно мнение, като за тях основна разделителна линия е нулата, т.е. фиксирани ефекти с положителен знак влияят по-силно върху зависимата променлива, а фиксирани ефекти с отрицателен знак влияят по-слабо върху измененията на зависимата. Освен това те отбелязват, че наличието на фиксирани ефекти с положителен знак отразяват възможностите за налични неизползвани допълнителни възможности.

В настоящото изследване получените резултати могат да се интерпретират по следния начин – съществува наличие на неизползвани допълнителни възможности за повишаване цената на земята, които се коренят в положителните фиксирани индивидуални ефекти, т.е. достигнатата цена на рентата може да послужи като основа за бъдещо покачване на цената на земята. Фиксирани индивидуални ефекти с отрицателен знак показват, че липсват възможности за повишаване на цената на земята, което от своя страна означава, че рентата в тези случаи е неоснователно висока или е на предела на своето покачване за достигнатата пазарна цена на земеделската земя.

А. Безбородова (Безбородова, 2011, стр. 57) отбелязва, че колкото по-голяма и положителна е величината на фиксирания ефект, тол-

кова по-голямо е влиянието на ендогенните величини върху зависимата променлива, за сметка на невключените в модела.

Таблица 6

Резултати за ефектите при построените модели

Области	Фиксиран ефект по области (модел 2)	Години	Фиксиран ефект по години (модел 3)	Фиксиран ефект по области и по години (модел 4)		
Видин	122,18	2010	-105,76	65,65	2010	-127,25
Враца	36,36	2011	-103,98	49,65	2011	-116,75
Ловеч	29,402	2012	-43,78	-40,02	2012	-50,18
Монтана	-0,197	2013	-33,94	28,41	2013	-35,68
Плевен	-31,96	2014	6,81	29,59	2014	10,38
В. Търново	-75,35	2015	22,68	-9,99	2015	29,11
Габрово	71,17	2016	44,26	-112,83	2016	52,56
Разград	-90,22	2017	88,73	32,78	2017	100,74
Русе	-22,85	2018	124,98	73,69	2018	137,07
Силистра	-403,25			-90,28		
Варна	-157,85			-21,04		
Добрич	-266,93			197,10		
Търговище	12,20			28,47		
Шумен	-104,510			-37,57		
Бургас	11,18			-45,02		
Сливен	48,43			30,39		
Ст. Загора	80,02			12,04		
Ямбол	84,17			49,21		
Благоевград	515,85			339,75		
Кюстендил	228,80			37,68		
Перник	11,95			-152,13		
София-област	-113,10			-244,85		
Пазарджик	36,55			-54,21		
Пловдив	59,96			-30,52		
Хасково	-82,02			-135,96		

Фиксираният индивидуален ефект по области (модел 2) показва наличието на много големи различия между изследваните 25 области. На базата на получените стойности могат да се обособят три групи: първа, области с висок положителен фиксиран ефект (над 51); втора, области с по-нисък положителен фиксиран ефект (от 0 до 50); и трета, области с отрицателен фиксиран ефект.

В първата група попадат областите: Благоевград, Кюстендил, Видин, Ямбол, Стара Загора, Габрово и Пловдив. Авторът приема условно тези области за водещи. Повечето от тях са локализиращи в Южна България. Само област Видин и област Габрово са представители

на областите от Северна България. В тези 7 области съществува много силна зависимост между цената на земеделската земя и величината на рентата. Освен това тук проличава възможността за допълнително покачване на рентата вследствие на по-високите цени на земята, т.е. създава се възможност за повтарящ се ефект.

Във втората група се нареждат областите: Сливен, Пазарджик, Враца, Ловеч, Търговище, Перник и Бургас. В нея преобладават области от Северна България, като може да се отбележи, че тук също има възможност за повишаване на рентата поради повишената цена на земята, но в по-малки размери.

В третата група области с фиксиран индивидуален отрицателен ефект попадат: Силистра, Добрич, Варна, София област, Шумен, Разград, Хасково, В. Търново, Плевен, Русе и Монтана, като в последната фиксираният ефект е най-близък до 0. Следователно може да се направи заключението, че в тези области равнището на рентата е сравнително високо, но в бъдеще не може да се очаква, че този факт ще доведе до повишаване цената на земята.

Изчисленият фиксиран ефект по години (модел 3) позволява *периодът на изследването да се разграничи на два подпериода*. Първият подпериод (2010 – 2013 г.) се характеризира с отрицателни индивидуални ефекти, а вторият подпериод (2014 – 2018 г.) – с положителни. Това показва, че първоначално цената на земята расте по-бавно от величината на рентата. Тази тенденция се обръща през 2014 г., когато нарастването на цената на земята изпреварва нарастването във величината на рентата. Най-голямо нарастване в цената на земята, спрямо предходна година, има през 2015 г. (три пъти, спрямо 2014 г.). През 2016 г. спрямо 2015 г. и през 2017 г., спрямо 2016 г., нарастването се забавя и е съответно с по два пъти. През 2018 г., спрямо предходната 2017 г., нарастването се забавя още и е около един път и половина.

Резултатите от комбинираното отчитане на фиксирания ефект по области и фиксирания ефект по години (модел 4) като цяло потвърждават заключенията, направени при предходните модели, отразяващи съответно само ефектите по области и само ефектите по години. При ефектите по години, между модел 3 и модел 4, се наблюдава пълно съответствие. Налице са някои несъответствия по отношение на пространствените ефекти. При модел 4, за разлика от модел 2, областите Ловеч, Габрово, Перник, Бургас, Пазарджик и Пловдив са с отрицателен фиксиран ефект, а Добрич, Монтана, Разград, Плевен и Русе – с положителен. Това прегрупиране може да се обясни с помощта на наблюдението на динамиката на рентата, илюстрирано при графичния анализ. В областите Монтана, Разград, Плевен и Русе, за разлика от другите

области, нарастването на рентата за разглеждания период е повече от два пъти. В област Добрич нарастването на рентата не е голямо (с около 30% за периода), но величината на рентата там е най-висока въобще.

Когато двата ефекта се включат едновременно, водещите области (с ефект над 50) са: Видин, Русе, Добрич и Благоевград. Към тази група могат да се причислят Враца и Ямбол, т.к. техните ефекти са със стойности над 49. Получените резултати потвърждават наличието на различия по области и по години, което още веднъж доказва целесъобразността от включването на фиксирани ефекти в моделите.

Заклучение

В настоящото теоретично и емпирично проучване на взаимовръзката между цената на земеделската земя и величина на рентата в България е приложено комплексно изследване чрез съчетаване на подхода на капитализираната рента и построяване на модели с панелна регресия, при които едновременно се отчитат пространственият и времевият аспект на променливите. По този начин получените резултати дават допълнителна информация за изменението в цените на земята в даден район, необходима: на посредниците при извършване на сделки за покупко-продажба на земеделски земи; на собствениците на земеделски земи, при анализ на съотношението между цената на земята и рентата; на научните работници при изследване влиянието на рентата върху цената на земеделската земя и при работа с панелни данни; на държавните институции при провеждане на специфични анализи за пазара на земята в България.

Конкретните резултати сочат, че модел 4 (с фиксиран ефект по области и по години едновременно) може да бъде открит като най-добър при описване на влиянието на величината на рентата върху цената на земеделската земя в България, за периода 2010 – 2018 г. Моделът показва, че влиянието се засилва след 2014 г. Приносът на отделните области е различен и получените стойности трябва да се анализират при съблюдаване динамиката на променливите. Водещите области в низходящ ред са: Благоевград, Добрич, Русе и Видин. Най-високият положителен ефект е регистриран в Благоевград, което се дължи на голямата амплитуда в изменението на цената на земеделската земя и сравнително по-малката амплитуда в изменението на величината на рентата, която следва точно посоката на движение на цената. Поради липсата на ясно установена тенденция на нарастване или спад в цената на земята и на рентата, в бъдеще, в област Благоевград, може да се

очаква повишаване на цената, вследствие на по-високата волатилност на рентата. На второ място се нарежда област Добрич. В тази област нарастването на рентата за периода не е голямо, но цената на земята расте и Добрич е сред водещите области, т.к. там са най-високите стойности и за цената на земята, и за рентата. В Русе и във Видин рентата за периода нараства съответно над 2 пъти, а цената на земята – над 3 пъти. Следователно може да се приеме, че при равни други условия изменението на рентата води до изменение в цената на земеделската земя, което е различно в пространствен и във времеви аспект и от своя страна може да провокира повишаване или намаляване на инвестиционните намерения на инвеститорите към земеделската земя в различни региони в отделни периоди.

Използвани източници

- Безбородова, А. (2011). Межстрановый анализ инвестиций в основной капитал. *Наука и инновации*, 54-57.
- Илиев, П. (29 май 1995 г.). Поземлена рента и начини за нейното плащане. *Капитал*.
- Копнова, Е., & Розенталь, О. (2010). Эконометрический анализ экологического менеджмента рыбных ресурсов. *Прикладная эконометрика* (2), 90-100.
- Кънева, К. (2018). Влияние на субсидиите върху размера на рентата за земеделска земя. *Икономика и управление на селското стопанство*, 34-45.
- Лъчов, Г., & Петрова, Н. (2008). Изследване на иконометрични модели за оценка на земеделска земя. *Икономика и управление на селското стопанство*, LIII(2), 58-62.
- Магнус, Я. Р., Катъшев, П. К., & Пересецкий, А. А. (2004). *Эконометрика. Начальный курс*. Москва: Дело.
- Маринов, Г. (2014). *Панелни единични корени и коинтеграция: Издирени и записави чудновати истории с примери на R*. Варна: Онгъл.
- Николова, М. (2019). Състояние на пазара на земеделски земи в Република България. *Международна научно-практическа конференция „Състояние и проблеми при управлението и развитието на селското стопанство“* (стр. 261-272). Свищов: АИ „Ценов“.
- НСИ. (2017). Обща методология за цените на земята и рентата. Изтеглено на 4 април 2020 г. от Национален статистически институт: https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/Methodology_Ag_r_Land_prices_rents.pdf

- Реннер, А., & Бравичева, О. (2005). Моделирование рынка труда с учетом неоднородности данных. *Вестник ОГУ*, 128-134.
- Рисина, М., & Димитров, Д. (2002). Характеристика на българския поземлен пазар и цени на земята през 2000 г. *Икономика и управление на селското стопанство*(1), 3-11.
- Станимирова, М. (2002). Фактори, влияещи върху цената на земеделската земя. *Икономика и управление на селското стопанство*(2), 30-34.
- Янакиева, И. (2003). Състояние и изменение в пазара на покупко-продажбата на земеделска земя в България. *Икономика и управление на селското стопанство*, LIV(4), 16-22.
- Arowolo, O. T., & Ekum, M. I. (2016). Food Production Modelling Using Fixed Effect Panel Data for Nigeria and Other 14 West African Countries (1990-2013). *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 5(4), 208-218.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied Econometrics* (Revised Edition ed.). Houndmills,: PALGRAVE MACMILLAN.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). John Wiley & Sons Ltd.
- Bórawski, P., Bełdycka-Bórawska, A., Szymańska, E. J., Jankowski, K. J., & Dunn, J. W. (2019). Price volatility of agricultural land in Poland in the context of the European Union. *Land Use Policy*, 486–496.
- Czyżewski, B., Kułyk, P., & Kryszak, Ł. (2019). Drivers for farmland value revisited: adapting the returns discount model (RDM) to the sustainable paradigm. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 2080–2098.
- Feichtinger, P., & Salhofer, K. (2011). *The Valuation of Agricultural Land and the Influence of Government Payments*. Brussels: Centre for European Policy Studies.
- Gutierrez, L., Westerlund, J., & Erickson, K. (2007). Farmland prices, structural breaks and panel data. *European Review of Agricultural Economics*, 34(2), 161–179.
- IHS Global Inc. (2013). *EViews 8 User's Guide II*.
- Koemle, D., Lakner, S., & Yu, X. (2019). The impact of Natura 2000 designation on agricultural land rents in Germany. *Land Use Policy*, 87.
- Koguashvili, P., & Ramishvili, B. (2018). Specific of agricultural land's price formation. *Annals of Agrarian Science*(16), 324–326.
- McKnight, P. E., McKnight, K. M., Sidani, S., & Figueredo, A. (2007). *Missing data : a gentle introduction*. New York: The Guilford Press.

- Reydon, B., Plata, L. E., Sparovek, G., Goldszmidt, R. G., & Telles, T. S. (2014). Determination and forecast of agricultural land prices. *Nova Economia Belo Horizonte*, 24(2), 389-408.
- Ricardo, D. (2001). *On The Principles of Political Economy and Taxation*. Kitchener, Ontario: Batoche Books.
- Saguatti, A., Erickson, K., & Gutierrez, L. (2014). Spatial panel models for the analysis of land prices. *EAAE 2014 Congress Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies*, (pp. 1-12). Ljubljana, Slovenia.

ВЛИЯНИЕ НА РЕНТАТА ВЪРХУ ЦЕНАТА НА ЗЕМЕДЕЛСКАТА ЗЕМЯ В БЪЛГАРИЯ

Гл. ас. д-р Радка Ненова
Стопанска академия „Д. А. Ценов“ – Свищов

Резюме: През последните години в България се наблюдава функционирането на действащ пазар на земеделската земя, което се отразява върху варирането на цените. В настоящото изследване е акцентирано върху необходимостта от отчитане на пространствените и времевите различия в цената на земеделската земя и именно тя е обект на изследването. С развитието на поземлените отношения нараства значимостта и на цената за използване на земеделската земя – рентата. Поради тази причина предметът е разкриване влиянието на величината на рентата върху цената на земеделската земя, а целта – измерване и оценяване на силата на връзката между тях. Основната изследователска теза на автора е, че при равни други условия, изменението във величината на рентата води до същото по посока изменение в цената на земеделската земя, но с различни темпове, като могат да се фиксират и анализират съществуващи пространствени и времеви ефекти на тази взаимовръзка. Използвани са данни от НСИ за цената на земеделската земя и рентата в България по области и по години за периода 2010–2018 г.

В теоретичен аспект база за проучването е подходът на капитализираната рента, като е предложена специфична адаптирана методология. Построени са четири регресионни модела: обикновена панелна регресия, панелна регресия с фиксиран ефект по области, панелна регресия с фиксиран ефект по години и панелна регресия с фиксиран ефект по области и по години едновременно. Всички четири модела са адекватни, няма автокорелация при остатъците, добре описват изменението в изследваните променливи.

Основното заключение е, че при равни други условия, изменението на рентата води до изменение в цената на земеделската земя, което е различно в пространствен и във времеви аспект и от своя страна може да провокира повишаване или намаляване на инвестиционните намерения на инвеститорите към земеделската земя в различни региони в отделни периоди. Включването на фиксирани ефекти в моделите е обосновано и резултатите показват, че моделът с едновременно отчитане на фиксираните ефекти по области и по години е най-добър.

Ключови думи: цена на земеделската земя, рента, пространствени и времеви данни, панелна регресия, фиксирани ефекти.

JEL: C23, Q11.

INFLUENCE OF RENT ON THE PRICE OF AGRICULTURAL LAND IN BULGARIA

Head Assist. Prof. Radka Nenova, PhD
D. A. Tsenov Academy of Economics

Abstract: In recent years in Bulgaria there has been a functioning market for agricultural land, which affects the variation of prices. The present study emphasizes the need to take into account the cross-sectional and time differences in the price of agricultural land which is the object of the study. With the development of land relations, the importance of the price for the use of agricultural land (rent) increases. For this reason, the subject is to reveal the impact of the amount of rent on the price of agricultural land. The goal is to measure and evaluate the strength of the relationship between them. The main research thesis of the author is that, other things being equal, the change in the amount of rent leads to the same change in the price of agricultural land, but at different rates, and existing cross-sectional and time effects of this relationship can be fixed and analyzed. NSI data on the price of agricultural land and rent in Bulgaria by districts and by years for the period 2010-2018 have been used.

In theoretical terms, the basis for the study is the capitalized rent approach proposing a specific adapted methodology. Four regression models were constructed: simple panel regression, panel regression with region fixed effect, panel regression with year fixed effect and panel regression with region and year fixed effect at the same time. All four models are adequate, there is no autocorrelation in the residues; well describe the change in the studied variables.

The main conclusion is that, other things being equal, the change in rent leads to a change in the price of agricultural land, which is different in space and time and in turn can generate an increase or decrease in investment intentions of investors to agricultural land in different regions in different periods of time. The inclusion of fixed effects in the models is substantiated and the results show that the model with region-year fixed effects is the best.

Key words: agricultural land price, rent, cross-sectional and time series data, panel regression, fixed effects.

JEL: C23, Q11.

Съдържание

Увод.....	123
1. Теоретични и емпирични аспекти на изследване на взаимовръзката цена на земята – величина на рентата	125
2. Методология на изследването на пазара на земеделска земя в България	131
3. Графичен анализ по географски райони	138
4. Модели на панелна регресия за връзката между цената на земеделската земя и рентата в България за периода 2010 – 2018 г.	145
Заклучение	152
Използвани източници.....	153

ТОМ СХХІІ

СТОПАНСКА АКАДЕМИЯ "Д. А. ЦЕНОВ"
СВИЩОВ



ГОДИШНИК

ТОМ СХХІІІ

2020

СТОПАНСКА АКАДЕМИЯ „Д. А. ЦЕНОВ”
Свищов, ул. Ем. Чакъров, 2

АКАДЕМИЧНО ИЗДАТЕЛСТВО „ЦЕНОВ”
Свищов, ул. Градево, 24

**ГОДИШНИК
ТОМ СХХІІІ**

Даден за печат на 01.12.2020 г.
Печатни коли 22,5; формат 16/70/100; тираж 50 бр.
Излязъл от печат на 17.12.2020 г.

ISSN 0861–8054

Съдържание

Йорданов, Й. Развитие и състояние на българския капиталов пазар	7
Емилова, И., Динков, М. Мобинг – субективно усещане или обективно състояние в организацията.....	57
Бонева, М. Изследване на тенденциите за развитие на електронните услуги	91
Ненова, Р. Влияние на рентата върху цената на земеделската земя в България.....	123
Чиприянов, М. Нови парадигми в планирането.....	159