

# Зависимост на секторната производителност от алокацията на преките чуждестранни инвестиции в България след глобалната криза 2008-2009 г.

**Венелин Бошнаков\***

**Резюме:** Изследванията в областта на преките чуждестранни инвестиции в българската икономика имат вече десетилетна история от началото на прехода към пазарна икономика. Темата е била особено актуална в периода на ранния преход, когато от чуждестранните инвестиции се очакваше да бъдат основен двигател на възстановяването и обновлението на българската икономика. Тридесет години по-късно актуалността на тази тема не е затихнала, като се има предвид изключителната степен на глобализация на международната икономика, в която успешно трябва да се интегрира българската. Основната цел на настоящото изследване е да представи предварителни резултати от проведен статистически анализ на зависимостта на секторната производителност на труда от равнището на преки чуждестранни инвестиции, алокирани в съответните сектори на българската икономика. За

целта са построени две основни спецификации на иконометрични модели на тази зависимост, адаптирани за оценяване чрез панелни данни за периода 2008-2019 г. Моделите са оценени при използване на годишни данни за секторите, дефинирани в рамката на действащия в България международен стандарт за класификация на икономическите дейности (КИД-2008). Получени са статистически значими резултати относно различни ефекти на секторната алокация на преките чуждестранни инвестиции в българската икономика.

**Ключови думи:** преки чуждестранни инвестиции, секторна алокация, секторна динамика, България.

**JEL:** O40, F21.

## Увод

Икономическите анализи на възможните факторни ефекти и влияние на преките чуждестранни инвестиции (ПЧИ) в българската икономика имат вече натрупана десетилетна история от началото на прехода към пазарна икономика в страната. Темата за навлизането

\* Венелин Бошнаков е доктор, доцент в катедра „Статистика и иконометрия“ на УНСС.

## Управление на ресурси и разходи

на ПЧИ е била особено актуална в периода на ранния преход, когато от чуждестранните инвестиции се очакваше да бъдат основен двигател на възстановяването и обновлението на българската икономика и повишаването на нейната конкурентоспособност (Аврамов, 2006). Такива очаквания съществували и през особено активния период на присъединяване към ЕС (2001-2006), когато бе регистриран значителен поток от ПЧИ в България (Григорова, 2008). Тридесет години след началото на прехода актуалността на тази тема не е затихнала, като се има предвид изключителната степен на глобализация на международната икономика, в която успешно трябва да се интегрира българската.

Множество изследвания в областта на ПЧИ предоставят резултати, извлечени чрез преки допитвания до представители на компании със статут на чуждестранни инвеститори в България (Гоев и др., 2012; Тошева, 2012). Изследвани са редица аспекти на релокацията на стопански дейности от транснационалните компании в българската икономика, в т.ч. ключовите причини и стратегии за навлизане в България, форми на реализация на ПЧИ, предпочитани отрасли и т.н. Особено важни резултати са изведени относно положителните ефекти от взаимоотношенията, изграждани и развивани с местни фирми-контрагенти (доставчици и клиенти). В тази насока се установяват и специфични противоречия, касаещи т.нар. „външни ефекти“ (externalities) от навлизането на значим чуждестранен субект в даден стопански бранш.

Редица иконометрични по характер анализи на преките чуждестранни инвестиции показват разнообразни резултати.

Например, Петкова (2018) стига до извода, че благоприятните ефекти от ПЧИ и вътрешните инвестиции върху икономическия растеж се реализират предимно в дългосрочен аспект, при което ПЧИ имат допълващ ефект спрямо вътрешните инвестиции. Същевременно зависимостите често имат двупосочен характер – установява се съвместно значимо влияние на БВП, съвкупните инвестиции и вноса на инвестиционни стоки върху агрегатното ниво на ПЧИ. Това свидетелства за ефект на привличане на ПЧИ вследствие на реализиран икономически растеж, придружен от нараснали вътрешни инвестиции. В своето изследване М. Велушев (2016) издига хипотезата, че входящите ПЧИ влияят на икономическия растеж на страната, като се потвърждава високата степен на въздействие на ПЧИ върху всеки от компонентите на БВП поотделно, с изключение на правителствените разходи. Авторът прави извода, че в този случай ПЧИ не могат да доведат до промени в политическите институции, които от своя страна да повлияят върху икономическите институции за стимулиране на дългосрочен икономически растеж (обяснявано чрез липсата на инвестиции за укрепване на пазарните механизми и институции от страна на правителството). От друга страна, по отношение на инвестиционната функция Пл. Петков (2016), прилагайки векторни авторегресионни модели с корекция на грешката за периода 1990-2015 г., установява наличие на дългосрочна зависимост на ПЧИ от някои основни детерминанти: реален БВП, инфлация, показател за отвореност на националната икономика и фиктивна (гъми) променлива, отчитаща подпериода на членство на България в ЕС.

Други автори се фокусират върху въпроси, свързани с политиките относно чуждестранните инвестиции, установявайки, че в периода на икономически растеж до глобалната криза от 2008-2009 г. потоците на ПЧИ в България се отличават с неблагоприятна отраслова и регионална структура (Михайлова, 2019). Направеният от авторката преглед на промените в законодателството по отношение на ПЧИ показва, че за политиката в периода на интензивно навлизане на ПЧИ преди кризата са характерни липса на достатъчно целенасоченост, селективност, адекватно отразяване на вече осезаемото присъствие на чуждите инвеститори в страната. Акцент в тази политика е поставянето по-скоро на количествени цели относно реализирането на значителни обеми на ПЧИ, независимо от отрасловото и/или регионалното им разпределение. Намаляващите нива на ПЧИ в следкризисния период, дължащи се и на неефективната политика в тази област, водят до преосмисляне и опити за възприемане на секторен и регионален подход в актуализираните политики.

Основната цел на настоящото изследване е да представи предварителни резултати от проведен статистически анализ на зависимостта на секторната производителност на труда от равнището на преки чуждестранни инвестиции, алокирани в съответните сектори на българската икономика. За целта са построени две основни спецификации на иконометрични модели на тази зависимост, адаптирани за оценяване чрез панелни данни за периода 2008-2019 г. – линейна и лог-линейна. Моделите са оценени при използване на годишни данни за секторите, дефинирани в рамката на

действащия в България международен стандарт за класификация на икономическите дейности (КИД-2008).

## Методология на изследването

### *Информационно осигуряване*

За статистическото оценяване на иконометрични модели на зависимост на секторната производителност са използвани данни за основните икономически сектори за периода 2008-2019 г. Следва да се има предвид, че от началото на този период настъпва промяна в методологията за отраслово структуриране (класификация) на продукцията по икономически дейности, а именно – преход от класификация НКИД-2003 към КИД-2008. Съществуват данни и за предходния период, но при тях е налице известна методологична несъпоставимост по обхват на отраслите, доколкото добавената стойност е получена по класификация НКИД-2003. Освен това, за изследвания период е налице допълнителна несъпоставимост спрямо предходния, породена от съществена промяна в регулациите и бизнес средата, настъпила с пълноправното членство на България в ЕС от 2007 г.

Добавената стойност по сектори на българската икономика е публикувана на агрегатно равнище, като тук са използвани данните за следните сектори от индустрията и услугите:

В. Добивна промишленост

С. Преработваща промишленост

Д. Производство и разпределение на електрическа и топлинна енергия и на газообразни горива

## Управление на ресурси и разходи

Е. Доставка на води; канализационни услуги, управление на отпадъци и възстановяване

Ф. Строителство

Г. Търговия; ремонт на автомобили и мотоциклети

Н. Транспорт, складиране и пощи

И. Хотелиерство и ресторантьорство

Ж. Далекосъобщения; създаване и разпространение на информация и творчески продукти

Л. Операции с недвижими имоти

Н. Административни и спомагателни дейности

Останалите сектори са пропуснати поради съществена липса на данни за преките чуждестранни инвестиции в отделни години или цели подпериоди. За целите на анализа са използвани променливи, съставени на база на определени секторни характеристики по години от периода на изследване, осигурени от Националния статистически институт (НСИ, 2022а; НСИ, 2022б):

- Заети лица (брой);
- Добавена стойност по факторни разходи (хил. лв), означена като ДСт;
- Секторна производителност (хил. лв), измерваща добавената стойност средно на 1 зает в сектора;
- Произведена продукция (хил. лв);
- Преки чуждестранни инвестиции (ПЧИ) в предприятията от нефинансовия сектор към 31.12, по икономически дейности КИД-2008 (хил. евро);
- ПЧИ средно на 1 зает (хил. евро), измерваща секторната „фондовъоръженост“ с акумулирани ПЧИ средно на заето лице в сектора;
- Индекс на ПЧИ спрямо добавената стойност (%), измерващ отношението на акумулирания обем ПЧИ към мащаба

на сектора, апроксимиран чрез обема на добавената стойност по факторни разходи.

Статистическите данни, чрез които се оценяват иконометричните модели в настоящото изследване, представляват по същество „панелни“ (или още „лонгитюдни“) данни за определена съвкупност от статистически единици – в случая, икономическите сектори. За тях НСИ предоставя данни по определен набор от показатели на годишна и тримесечна база съобразно утвърдена програма на изследванията от официалната статистика. Това осигурява възможност да се състави компактен информационен масив с лонгитюден характер (балансиран панел), като за всеки сектор се използват публикуваните стойности на различни показатели за всяка година от обхвата на периода.

### **Иконометрични модели на зависимостта**

Използваната методология за анализ на панелни данни може да се представи в синтезиран вид по следния начин. Ако предмет на изследване е множествена зависимост на интересуваща ни резултативна променлива ( $Y$ ) от набор от факторни променливи ( $X_1, X_2, \dots, X_k$ ), то множественият линеен регресионен модел за анализ на тази зависимост има следния вид:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

където:

- $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  са параметрите на модела;
- $Y_{it}$  са стойностите на зависимата променлива за сектор „i“ ( $i=1, \dots, N$ ) през година „t“ ( $t=1, \dots, T$ );

- $X_{jit}$  са стойностите на независимата променлива „j“ ( $j=1,\dots,K$ ) за страна „i“ през година „t“;
- $u_{it}$  са стойностите на остатъчния компонент на модела.

Представената форма е известна още като класически множествен модел на линейна регресия, който може да се оцени чрез „обединяване на данните в статика и динамика“ (Гоев, 1999). Лонгитюдният характер на данните налага контролиране за евентуална систематична промяна в средното равнище на зависимата променлива, без което в получаваните резултати би възникнала известна деформация. За изолиране на подобен ефект в научната литература се препоръчват различни методи в зависимост от условията, при които се провежда анализът. Имайки предвид сравнително късия период от 12 години (2008-2019 г.), тук е възприет подход за изолиране на евентуалния темпорален ефект чрез включване на набор от индикаторни („гъми“) променливи. За избягване на строга колинеарност се съставят T-1 на брой гъми променливи  $DT[a]_{it}$  – по една за всяка година от периода 2009,...,2019 (т.е. за  $a=2,\dots,T$ ). Всяка една от тях се формира като бинарна променлива, съдържаща „1“ при всяко наблюдение от дадена година и „0“ при всички останали:  $DT[a]_{it} = 1$  при  $a=t$ ;  $DT[a]_{it} = 0$  при всеки друг случай, т.е.  $a \neq t$  ( $i=1,\dots,N$ ;  $t=1,\dots,T$ ). Тогава моделът се модифицира чрез следната спецификация:

$$Y_{it} = \delta_1 + \sum_{a=2}^T \delta_a DT[a]_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2)$$

където  $\delta_a$  са регресионните коефициенти, чрез които в модела се включват индикаторните променливи за изолиране на темпоралните ефекти. По този начин

„изместването“ на средното равнище на  $Y$  за втората година от периода спрямо първата (приета за базисна или още „референтна“) при равни други условия ще се измерва чрез  $\delta_2$ , за третата спрямо първата – чрез  $\delta_3$  и т.н. (Wooldridge, 2003, с. 429).

В научната литература се препоръчва оценяването на коефициентите на регресионен модел при работа с панелни данни да се осъществи по традиционния (обикновен) метод на най-малките квадрати (МНК), при условие че се направят редица допускания относно остатъчния компонент. Тъй като през всяка година е наблюдавана една и съща съвкупност от икономически сектори, то е възможно за отделните единици да са налице т.нар. „ненаблюдаеми ефекти“. Те имат индивидуален характер и отразяват специфични за отделните сектори особености на измерванията за зависимата променлива. Тогава за приложението на МНК са необходими следните допускания, които осигуряват получаването на неизместени и състоятелни оценки на параметрите на модела (Wooldridge, 1999, с. 256):

(1) Остатъчният компонент на модела има характера на „композитна грешка“ от вида  $u_{it} = s_i + \epsilon_{it}$ , където:

- $s_i$  са индивидуалните ненаблюдаеми ефекти, специфични за отделните сектори ( $i=1,\dots,N$ ), определяни още като „ефекти на индивидуалната хетерогенност“ (Wooldridge, 2003, с. 420);
- $\epsilon_{it}$  е случайна променлива с нулево математическо очакване при всяка комбинация от „i“ и „t“.

(2) Хомоскедастичност на случайната променлива (т.е. идентична дисперсия при коя да е комбинация от

## Управление на ресурси и разходи

стойности на независимите променливи):  $Var(\epsilon/X) = Var(\epsilon) = const.$

(3) Независимост на случайната променлива (т.е. липса на корелация между кои да са две нейни реализации):  $Cov(\epsilon_{ig}, \epsilon_{ih}) = 0$  за всяко  $g, h=1\dots T$  ( $g \neq h$ ).

(4) Липса на корелационна зависимост между кои да е предиктор  $X$  и случайната променлива при коя да е нейна реализация:  $Cov(X_j, \epsilon) = 0$ , известно още като „стриктна екзогенност“.

(5) Липса на корелационна зависимост между кои да е предиктор  $X$  и ненаблюдаемите ефекти:  $Cov(X_j, s) = 0$ .

При поставяне на петото ограничение горната спецификация е известна още като „модел с рандомизирани индивидуални ефекти“ (random effects model). От специален интерес за оценяването на регресионен модел при използване на панелни данни е именно петото допускане, тъй като зависимост между индивидуалните ненаблюдаеми ефекти и една или повече от независимите променливи **е налице много често**. В такива случаи е необходимо да се предприемат допълнителни преобразувания, целящи елиминиране на проблема с евентуалното нарушаване на това допускане. Възможна е и формална преценка относно това допускане, основано на проверка на статистическа хипотеза чрез т.нар. тест на Хаусман, което е предмет на допълнителен анализ в следваща статия – продължение на настоящата разработка.

Едно такова решение е промяна в спецификацията, чрез която индивидуалните ефекти се включват директно в модела и биват пряко оценявани. Такава спецификация е известна още като „модел с фиксирани индивидуални ефекти“ (fixed effects model) и е използвана в настоящата разработка. Тя се препоръчва още повече в случаите, когато **единиците не представляват случайна извадка** от някаква (сравнително голяма) генерална съвкупност, какъвто е именно случаят с избраните тук икономически сектори. Както отбелязват редица автори, моделът с фиксирани ефекти е удачен за използване и в ситуации, когато няма никакво основание индивидуалните ефекти „ $s$ “ да се презюмират като некорелирани с предикторите, така както се допуска при модела с рандомизирани ефекти (Greene, 2000, с. 576).

Аналогично на изолирането на темпоралните ефекти, включването на секторно-специфичните компоненти е осъществено чрез добавяне на допълнителен набор от индикаторни променливи в модела. За избягване на колинеарността са съставени  $N-1$  на брой гъми-променливи  $DS[s]_{it}$  – по една за всеки сектор, но без един, избран за базисен (референтен) сектор. Като такъв тук е избран първият, а именно сектор „В. Добивна промишленост“. Всяка една от тези променливи е формирана като бинарна променлива по следния начин (за  $i=1,\dots,N$ ;  $t=1,\dots,T$ ):



- $DS[s]_{it} = 1$ , когато „i“ е номерът на съответния сектор „s“;
- $DS[s]_{it} = 0$  за всеки друг случай, т.е. когато „i“ е номер на някакъв друг сектор, различен от „s“.

Така окончателната спецификация на модела е следната:

$$Y_{it} = (\gamma_1 + \delta_1) + \sum_{s=2}^N \gamma_s DS[s]_{it} + \sum_{a=2}^T \delta_a DT[a]_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Тук  $\gamma_s$  са регресионните коефициенти пред индикаторните променливи, чрез които се включват в модела индивидуалните секторни ефекти. Всеки такъв коефициент осигурява оценка за секторно-специфичната константа, която измерва различието в средното равнище на  $Y$  за даден сектор „s“ спрямо референтния (приет за базисен) сектор „Добивна промишленост“, при равни други условия (Wooldridge, 2003, с. 445-446). Резултатите от така построения множествен регресионен модел биха позволили да се провери хипотеза за **статистически значима нетна взаимовръзка** между всеки от включените предиктори  $X$  (независими променливи) и избраната зависима променлива. С други думи, моделът осигурява възможност за установяване на взаимовръзка между  $Y$  и  $X_j$ , при условие че:

- останалите включени в модела променливи ( $X_m, m=1, \dots, K, m \neq j$ ) са задържани на условно постоянно равнище;
- са елиминирани евентуалните трендови ефекти ( $DT[a]$ );

- са изолирани секторно-специфичните ефекти ( $DS[s]$ ).

В рамките на настоящата разработка от интерес за анализа са следните гъва основни предиктора (независими променливи), характеризиращи „обема“ и „интензитета“ на ПЧИ в даден икономически сектор:

X1 – относителното равнище на ПЧИ в сектора, измерено като отношение на обема на акумулираните в него ПЧИ спрямо стойностния обем на добавената стойност за съответната година (в процент);

X2 – средният размер на ПЧИ, падащи се на 1 заето лице в сектора (хил. евро).

## Основни резултати

### *Резултати относно ефекта на ПЧИ върху абсолютното равнище на секторната производителност*

Модел 1 е оценен при зависима променлива, измерваща ключов индикатор за производителността на труда в отраслите, а именно „Добавена стойност на 1 заето лице“ (хил. лв). Издигат се хипотезите, че всяка от горепосочените гъве променливи има самостоятелно влияние (т.нар. нетен ефект) върху нивото на добавената стойност в секторите – различните равнища на ПЧИ в отраслите водят до, средно взето, различни нива на стопанските им резултати, измерени средно на заето лице в сектора. Резултатите от оценяването на модела са представени в таблица 1.

## Управление на ресурси и разходи

Таблица 1. Емпирични резултати за оцененния Модел 1

Предиктори	Коефициенти $\beta$	Станд. грешки	t-мест	Sig.t
Константа ( $\gamma_1 + \delta_1$ )	19.9653	2.8648	6.969	<0.0001
X1= ПЧИ/ДСт (%)	-0.0724	0.0255	-2.845	0.0174
X2= ПЧИ на 1 зает (хил.евро)	0.6764	0.1860	3.637	0.0046
		Тестова хар-ка		Sig.
Съвместно включване на Xj		F(2, 10) = 6.7218		0.0141
Тест за идентичност на $\gamma_s$ (Welch F test) H0: $\gamma_s = const$		F(10, 48.1) = 21.0		<0.0001
Тест за значимост на $\delta_a$ (Wald test) H0: $\delta_a = 0$		Chi-sq(11) = 4.6E+11		<0.0001
R sq. = 0,970	N=11	T=12	N*T=132	
Забележки:				
- Зависима променлива: Добавена стойност на заето лице в сектора (хил. лв)				
- Стандартните грешки са изчислени като робустни (устойчиви на хетероскедастичност) поради установяване на статистически значима хетероскедастичност на остатъчния компонент.				
- Детайлните резултати за двете групи гъми променливи са пропуснати.				

Базовата диагностика на модела на панелната регресия предвижда проверка за значимост на добавянето на групата от секторните гъми-променливи, след включването на двата предиктора X1 и X2. Ако добавянето на тази група е незначимо, то секторите нямат съществени индивидуални различия относно зависимата променлива (секторна производителност), които да налагат добавянето на секторно-специфични константи в уравнението. Моделът с участието само на X1 и X2 се определя като „модел с ограничения (рестрикция)“, при който се издига нулева хипотеза за идентичност на параметрите „гама“. Алтернативната хипотеза гласи, че един или повече от тези параметри са статистически значими и следва да се предпочете разширеният модел (без ограничения).

При него ще се постигне статистически значимо понижение на остатъчната дисперсия на модела след разширяването му със секторните гъми-променливи. От таблица 1 се установява, че е налице достатъчно явно основание тази нулева хипотеза да бъде отхвърлена при преобладаващо нисък риск за грешка първи род (Sig.F=0,000...<0,01). Аналогичен резултат се получава не само за включването на секторно-специфичните, а и за темпоралните компоненти „делта“ (Sig. Chi-sq=0,000...<0,01) – тяхното участие довежда до статистически значимо добавъчно повишаване на обяснителната способност на модела. Установяват се системни промени в средното равнище на секторната производителност, настъпващи с течение на времето, *ceteris paribus*, т.е. при вече отчетено влияние



на двата предиктора за ПЧИ, както и на секторно-специфичните особености.

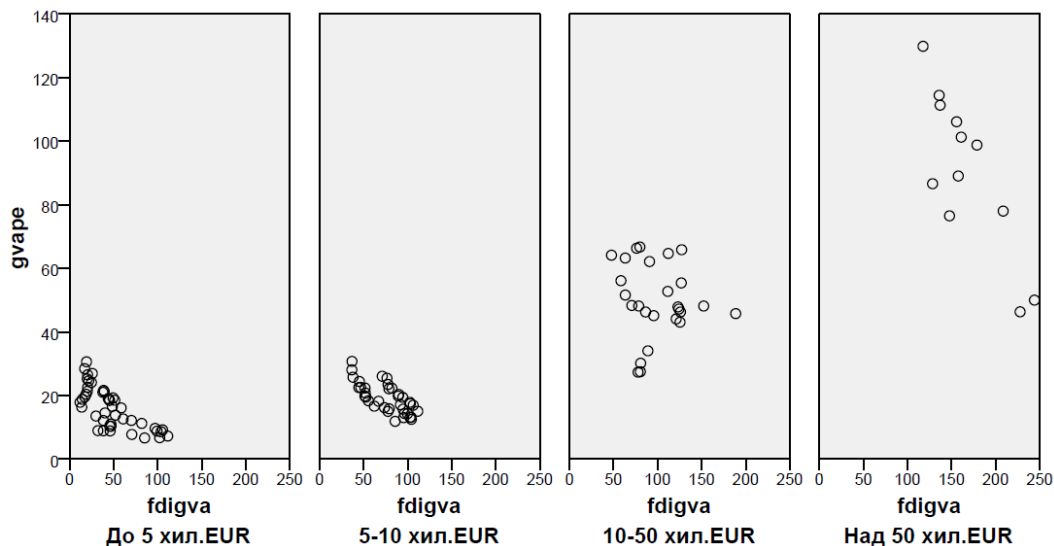
Резултатите в таблица 1 показват, че всеки от параметрите пред факторите  $X_1$  и  $X_2$  е статистически значим при 5% риск за грешка ( $\text{Sig.}t < 0,05$ ). Това дава основание да се направят следните изводи.

- Оценката на параметъра за променливата „ПЧИ на 1 заето лице“ е положително число ( $\beta_2 = 0,6764$ ), което свидетелства за наличие на права нетна зависимост – **по-високите нива на „фондовъоръжеността с ПЧИ“ на заетите лица в даден сектор са свързани, средно взето, с по-високи нива на секторната производителност** (ДСт на 1 заето лице в сектора), и обратно. Този извод може да се направи, при условие че е изолирано влиянието на: (а) тенденциите в развитието на секторите; (б) индивидуалните специфични особености на секторите; (в) евентуалните различия между секторите по относителния обем на акумулацията в сектора ПЧИ ( $X_1$ ).
- Оценката на параметъра за променливата „Относително равнище на ПЧИ в отрасъла“ е отрицателно число ( $\beta_1 = -0,0724$ ), което показва наличие на обратна нетна зависимост – **по-високите нива на акумулацията на капитал чрез ПЧИ в секторите (относително на обема на ДСт) са свързани с по-ниски нива на добавената стойност средно на заето лице**. Този извод също може да се направи **при равни други условия**, т.е. при условие че е изолирано влиянието на: (а) тен-

денциите в развитието на секторите; (б) индивидуалните специфични особености на секторите; (в) евентуалните различия между секторите по показателя „ПЧИ средно на заето лице“ ( $X_2$ ).

По-специално внимание заслужава обратно-пропорционалната нетна зависимост между секторната производителност на труда и относителния обем на ПЧИ в секторите. Предварителните очаквания към тази взаимовръзка са насочени към положителен нетен ефект – очаква се по-големият обем на ПЧИ да е свързан с по-високо ниво на новосъздадената стойност, макар и средно на един зает. Такива са и резултатите, които се получават чрез бинарните коефициенти на линейна корелация на Пирсън-Брауе. Коефициентът на единична линейна корелация между зависимата променлива ( $Y$  – „секторна производителност“) и предикторът  $X_2$  – „ПЧИ на 1 зает в сектора“, е  $R[Y/X_2] = +0,63$  (статистически значим при риск за грешка 1%). Корелационният коефициент между секторната производителност и  $X_1$  – „Относителен обем на ПЧИ в сектора“, е  $R[Y/X_1] = +0,13$ , който обаче е статистически незначим при риск за грешка 5%. Същевременно нетната корелация между двете променливи, измерена чрез частния коефициент на линейна корелация при контролирано (изолирано) влияние на променливата  $X_2$ , е силна отрицателна ( $R[Y/X_1.X_2] = -0,89$ ), статистически значима при риск 1%. Обяснение за този резултат се установява в обратния характер на нетното взаимодействие между двете променливи, което е илюстрирано на фигура 1.

## Управление на ресурси и разходи



**Фигура 1.** Точкова диаграма на зависимостта на секторната производителност от относителния обем на ПЧИ, при различни равнища на ПЧИ на 1 зает

Диаграмата като цяло очевидно илюстрира положителната зависимост между секторната производителност ( $Y=gvaре$ ) и обема на ПЧИ относително на ДСт в секторите ( $X1=fdigva$ ). Същевременно се установява, че **в рамките на дадено ниво** по  $X2$  (например, за ПЧИ на заето лице между 5 и 10 хил. евро) е налице обратна, макар и слабо изразена зависимост между  $Y$  и  $X1$  – на по-високи нива на отношението ПЧИ/ДСт се наблюдават, средно взето, **по-ниски нива** на ДСт на заето лице. Именно този ефект може да обясни появата на отрицателен знак за регресионния коефициент в модела на множествена регресия, но по-детайлно търсене на причините за неговата поява излиза извън обхвата на настоящото изложение.

### **Резултати относно ефекта на растежа на ПЧИ върху растежа на секторната производителност**

Модел 2 е оценен при зависима променлива, измерваща друг важен индикатор: темпа на прираст на показателя „ДСт на 1 заето лице“, т.е. годишната относителна промяна на производителността на труда в секторите. Аналогична трансформация е осъществена и при независимите променливи – вместо абсолютните нива, тук са включени годишните темпове на прираст на обема на ПЧИ (относително ДСт в сектора) и на ПЧИ на 1 зает в сектора. Така в уравнение (3) вместо променливите  $Y$ ,  $X1$  и  $X2$  участват техни деривати, измерващи темпа на прираст:

$$y_{it} = dLn(Y_{it}) = Ln(Y_{it}) - Ln(Y_{it-1});$$
$$x_{1it} = dLn(X_{1it}); x_{2it} = dLn(X_{2it}) \quad (4)$$

Таблица 2. Емпирични резултати за оцененя Модел 2

Предиктори	Коефициенти $\beta$	Станд. грешки	t-мест	Sig.t
Константа ( $\gamma_1 + \delta_1$ )	3.75E-05	4.03E-05	0.9304	0.3741
ПЧИ/ДСт (%) $dLn(X1)$	-1.00012	0.00012	-8244.	<0.0001
ПЧИ/1заем (хил.EUR) $dLn(X2)$	0.99982	0.00016	6093.	<0.0001
		Тестова хар-ка		Sig.
Съвместно включване на $X_j$		F(2, 10) = 3.4E+07		<0.0001
Тест за идентичност на $\gamma_s$ (Welch F test) H0: $\gamma_s = const$		F(10, 43.5) = 0.452		0.9112
Тест за значимост на $\delta_\alpha$ (Wald test) H0: $\delta_\alpha = 0$		Chi-sq(11) = 1317.49		<0.0001
R sq. = 0,999	N=11	T=11	N*T=121	
Забележки:				
- Зависима променлива: $dLn(Y)$ (темпа на прираст на добавена стойност на 1 заем в сектора).				
- Стандартните грешки са изчислени като робустни (устойчиви на хетероскедастичност) поради установяване на статистически значима хетероскедастичност на остатъчния компонент.				
- Детайлните резултати за двете групи гръми променливи са пропуснати.				

Въз основа на получените резултати се установява, че от формално-статистическа гледна точка липсва достатъчно основание за включването на секторните гръми променливи. Нулевата хипотеза на диагностичния тест не може да се отхвърли (Sig.F = 0,911 > 0,05), поради което параметрите пред тези променливи могат да се приемат за практически идентични. Обратно, налице са устойчиви трендови ефекти, поради което включването на темпоралните гръми променливи е напълно основателно (Sig. Chi-sq < 0,0001).

Резултатите от оцененя модел показват, че параметърът пред всеки от двата предиктора е статистически значим при пренебрежимо нисък риск за грешка (Sig.t < 0,0001). Това дава основание да се направят следните изводи.

- Оценката на параметъра за променливата „темпа на прираст на ПЧИ на 1 заето лице“ е положително число (0,99982  $\approx$  1,0), имащо смисъла на коефициент на еластичност. То свидетелства за наличие на права нетна зависимост – **на 1% повишение на „фондовъоръжеността“ с ПЧИ на заетите лица в секторите се наблюдава същият 1% по-високо ниво на секторната производителност**, и обратно. Този извод може да се направи, при условие че е изолирано влиянието на трендовите ефекти, както и на евентуалните различия между секторите по относителния обем на акумулацията в сектора ПЧИ (X1).
- Оценката на параметъра за променливата „Относително равнище на ПЧИ в сектора“ е отново отрицателно чис-

## Управление на ресурси и разходи

ло, което показва наличие на аналогична обратна нетна зависимост. Стойността за изследвания период е точно минус единица, което показва, че **на 1% по-високо ниво на относителната величина на ПЧИ, акумулирани в секторите (спрямо обема на ДСт), се установява 1% по-ниско ниво на производителността на труда в секторите**. Този извод също е валиден при равни други условия, т.е. при условие че са изолирани тенденциите в динамиката на секторите през периода, както и евентуалните различия в годишния растеж на ПЧИ средно на заето лице в сектора (X2). Тази обратна нетна зависимост между растежа на секторната производителност и относителния обем на ПЧИ в секторите може да се обясни аналогично на ситуацията в Модел 1.

## Заклучение

В обобщение следва да се отбележи, че резултатите от двата регресионни модела установяват по негдвусмислен начин въз основа на разполагаемите емпирични данни, че в секторите със сравнително по-високо равнище на производителността на труда се наблюдава **значително акумулиране** на ПЧИ средно на заето лице през периода 2008-2019 г. Това се установява не само по отношение на абсолютното ниво, а и по отношение на годишния растеж на показателите за този период. Този резултат е установен при използването на емпирични индикатори, получени в съпоставима форма, позволяваща елиминирането на мащаба на секторите – добавена стойност на едно заето лице, акумулирани ПЧИ на едно заето

лице, относителен обем на ПЧИ (спрямо ДСт в сектора), както и темповете на растеж на тези променливи.

Важно е да се има предвид фактът, че обхванатият период включва погнериодите на глобалната криза, възстановяването от нея, и ускореното развитие в края на програмния период на ЕС 2014-2020 г. Въпреки това, налице е устойчив характер на установените зависимости за българската икономика, макар и преминаваща през тези погнериоди. Същевременно, поставено е ограничение на анализа, а именно да се изключи последната година (2020), независимо че данните за нея вече са налице. Деформацията на икономическите показатели поради глобалната пандемия Ковид-19 са съществени и включването им в подобен анализ може да се осъществи чрез по-специфичен подход на моделиране на тези зависимости.

В тази насока, а и в редица други представеният по-горе анализ би могъл да се усъвършенства, като се проведе и специфична диагностика на панелния модел. Налице е перспектива за задълбочаване на анализа и чрез апробация на динамични (лагови) модели за анализ на панелни данни, включване на допълнителни факторни променливи (без или с техните лагове) и други промени във функционалните форми на построяваните модели. Целеви резултати могат да бъдат извлечени относно усъвършенстването на политиките спрямо ПЧИ и подобряването на условията на бизнес средата като фактор за привличане и задържане на чужди инвеститори с безспорно положително влияние върху икономическото развитие на България в глобализираната икономика.

**Цитирани източници:**

Аврамов, Й., 2006. Чуждестранните инвеститори: Основен фактор за повишаване конкурентоспособността на икономиката. Сп. *Икономика*, бр. 1, с. 20-23.

(Avramov, Y., 2006. Chuzhdestrannite investitori: Osnoven faktor za povishavane konkurentosposobnostta na ikonomikata. Sp. *Ikonomika*, br. 1, s. 20-23)

Велушев, М., 2016. Проблемът с икономическия растеж на България: могат ли преките чуждестранни инвестиции да помогнат? Сп. *Икономика* 21, № 2-BG, с. 112-123.

(Velushev, M., 2016. Problemat s ikonomicheskiya rastezh na Bulgaria: mogat li prekite chuzhdestranni investitsii da pomognat? Sp. *Ikonomika* 21, № 2-BG, s. 112-123)

Гоев, В., 1999. За единството на статистическите данни в статика и динамика и необходимостта от интегриран статистически анализ. Сп. *Икономическа мисъл*, т. 44, бр. 2, с. 88-100.  
(Goev, V., 1999. Za edinstvoto na statisticheskite dannii v statika i dinamika i neobhodimostta ot integriran statisticheski analiz. Sp. *Ikonomicheska misal*, t. 44, br. 2, s. 88-100)

Гоев, В., и др., 2012. Релокализиране на западноевропейските предприятия в България: Преките чуждестранни инвестиции и междуфирмените отношения след присъединяването към ЕС. София, ИК – УНСС.

(Goev, V., i dr., 2012. Relokalizirane na zapadnoevropeyskite predpriyatia v Bulgaria: Prekite chuzhdestranni investitsii i mezhdufirmenite otnoshenia sled prisaedinyavaneto kam ES. Sofia, IK – UNSS)

Григорова, В., 2008. Чуждестранните преки инвестиции след приемането ни в ЕС. *Икономика*, бр. 3, с. 16-20.

(Grigороva, V., 2008. Chuzhdestrannite preki investitsii sled priemaneto ni v ES. *Ikonomika*, br. 3, s. 16-20.)

Михайлова, Св., 2019. Анализ и оценка на политиката към преките чуждестранни инвестиции в България в периода 1990-2018. *Диалог*, бр. 1, с. 71-84.

(Mihaylova, Sv., 2019. Analiz i otsenka na politikata kam prekite chuzhdestranni investitsii v Bulgaria v perioda 1990-2018. *Dialog*, br. 1, s. 71-84)

НСИ, 2022а. Структурна бизнес статистика: Нефинансови предприятия. URL <https://www.nsi.bg/bg/content/7601/нефинансови-предприятия> (изтеглено: 31.08.2022).

(NSI, 2022a. Strukturna biznes statistika: Nefinansovi predpriyatia. URL <https://www.nsi.bg/bg/content/7601/nefinansovi-predpriyatia>; iztegleno: 31.08.2022)

НСИ, 2022б. Инвестиции: Чуждестранни преки инвестиции. URL <https://www.nsi.bg/bg/content/1823/чуждестранни-преки-инвестиции> (изтеглено: 31.08.2022).

(NSI, 2022b. Investitsii: Chuzhdestranni preki investitsii. URL <https://www.nsi.bg/bg/content/1823/chuzhdestranni-preki-investitsii>; iztegleno: 31.08.2022)

Петкова, Ан., 2018. Трансмисионен механизъм при оценка на влиянието на преките чуждестранни инвестиции и вътрешните инвестиции върху икономическия растеж в България за периода 1999-2015 г. *Икономически и социални алтернативи*, бр. 2, с. 136-143.

(Petkova, An., 2018. Transmisionen mehanizam pri otsenka na vliyanieto na prekite chuzhdestranni investitsii i vatreshnite investitsii varhu ikonomicheskiya rastezh v Bulgaria za perioda 1999-2015 g. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, br. 2, s. 136-143)

Петков, Пл., 2016. Иконометричен анализ на преките чуждестранни инвестиции в

## Управление на ресурси и разходи

България през периода 1990-2015 г. В: Сборник доклади от Международна научна конференция „Икономическо благосъстояние чрез споделяне на знания“, АИ „Ценов“, Свищов, с. 180-185.

(Petkov, Pl., 2016. Ikonometrighen analiz na prekite chuzhdestranni investitsii v Bulgaria prez perioda 1990-2015 g. V: Sbornik dokladi ot Mezhdunarodna nauchna konferentsia „Ikonomichesko blagosastoyanie chrez spodelyane na znania“, AI „Tsenov“, Svishtov, s. 180-185)

Тошева, Ек., 2012. Статистическо изследване на преките чуждестранни

инвестиции в България за периода 1999-2011 г. София, ИК – УНСС.

(Tosheva, Ek., 2012. Statisticheskoto izsledvane na prekite chuzhdestranni investitsii v Bulgaria za perioda 1999-2011 g. Sofia, IK – UNSS)

Greene, W., 2000. Econometric Analysis. 4th edn. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Wooldridge, J., 2003. Introductory Econometrics – A Modern Approach. 2nd edn. Cincinnati, OH: South-Western College Publishing.

Wooldridge, J., 1999. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge, MA: The MIT Press.