

ЕФЕКТИ НА СРЕДНОТО И ВИСШЕТО ОБРАЗОВАНИЕ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ: КОИНТЕГРАЦИОНЕН МОДЕЛ ЗА БЪЛГАРИЯ²

Поставени са две основни цели. Първо, проверена е хипотезата, че човешкият капитал стимулира растежа на съвременните икономики. Второ, оценени са ефектите на средното и на висшето образование върху съвкупната активност в българската икономика през периода 2000-2013 г. Коинтеграционните модели със структурно прекъсване се базират на неокласическия подход към растежа. Ясно е изразен негативният ефект върху растежа за средното образование. За висшето и по-високо образование също не е изведен положителен статистически значим резултат. В синхрон с реалността моделите потвърждават, че основни двигатели на икономическата активност са преките чуждестранните инвестиции и износьт, който запазва ключовата си роля и през последната рецесия. Като основни причини за неблагоприятния резултат по отношение на образованието са открити вертикалните несъответствия при професионалната реализацията и качеството на човешкия капитал. Когато последното се измерва чрез чуждоезиковите компетенции, се наблюдава по-силен в сравнение с количеството ефект върху динамиката на съвкупния продукт.

JEL: O40; O57; J24; C32; I20

1. Въведение

Темата за човешкия капитал (ЧК) и по-конкретно за образованието на трудовите ресурси като негов основен измерител е широко експлоатирана в съвременната научна литература. В развитите страни основната причина е в достигането на границите на екстензивния тип растеж, породено от демографската криза и застаряващото население, както и изчерпването на невъзобновяемите ресурси. Същевременно в развиващия се свят интересът е провокиран от повишаващото се

¹ Мария Нейчева е доц. д-р в Бургаски свободен университет, зам. декан на Центъра по икономически и управленски науки в университета, e-mail: mneicheva@abv.bg.

² Изследването е част от проект, реализиран в рамките на програма BG09 „Фонд за стипендии на Европейското икономическо пространство“, мярка „Проекти за мобилност във висшето образование и науката“. Изразявам благодарността си към двамата анонимни рецензенти за прецизните забележки и полезни препоръки.

образователно равнище на населението. Друга причина за нарастващия брой изследвания по темата е политиката за повишаване на достъпа до по-високите равнища на образование в европейските икономики и възприетата целева стойност от 40% за хората между 30-34 години с висше образование в рамките на стратегия „Европа 2020“.³

Концептуалната рамка на емпиричните изследвания относно ролята на ЧК се формира от теоретичните модели на растежа, които могат да бъдат класифицирани в две групи: неокласически и модели на ендогенния растеж. Те извеждат положителен ефект на ЧК върху дългосрочния темп на промяна на съвкупната активност или дохода на глава от населението, независимо че механизмът на влияние е различен. Според разширения неокласически модел, въведен от Mankiw и др. (1992), растежът в даден период се детерминира от нормата на инвестиции в ЧК⁴ през този период. Поради това са необходими постоянни инвестиции в образование, обучение и квалификация чрез съответни публични политики. От своя страна теорията за ендогенния растеж (Romer, 1986; Lucas, 1988) извежда, че изходното равнище на ЧК в даден момент предопределя темпа на ръст през следващи периоди. Основно предположение тук е наличието на положителни странични ефекти и „разпръскване на знанието“ в икономиката.

Реалните данни и емпиричните модели невинаги потвърждават хипотезата за положителна зависимост „образование – растеж“ в световен мащаб. Една от причините, които се изтъкват, е, че качеството на ЧК има по-силен ефект от количеството (Hanushek and Woessman, 2009; Faruq and Taylor, 2011). В тези проучвания количеството (запасът) от ЧК се апроксимира⁵ със средното образователно равнище на населението. Качеството се обвързва с когнитивните умения на индивидите. Оскъдността на данни за широк обхват страни възпрепятства определянето на единен измерител на тези умения, но най-често се използват резултатите от стандартизирани тестове, провеждани с учащите се (Hanushek and Kimko, 2000). През последните години са разработени и алтернативни индикатори

³ http://ec.europa.eu/europe2020/targets/eu-targets/index_en.htm.

⁴ Сотирова (2009, с. 11) дефинира ЧК като „нарастването на човешките възможности, на човешкия потенциал в резултат на инвестиции“. Инвестициите в ЧК на национално равнище се оценяват най-често чрез парични измерители: държавни и частни разходи за образование, представени като дял от БВП или на глава от населението; инвестиционни разходи в образователния сектор; съотношение между разходи за образование и доход на глава от населението. Като непаричен показател се използва предимно коефициентът на записване (enrollment rate), който показва колко процента от съответната релевантна група (например населението на подходяща възраст) са записани в дадена образователна степен. Приложение намират и показатели за дипломираните по образователни равнища или направления. Тази разнородност показва, че липсва унификация по отношение на измерителите на ЧК.

⁵ В емпиричната литература могат да се разграничат три подхода за оценка на ЧК в дадена икономика в зависимост от използваните измерители и методи: метод на дохода, според който ЧК се изчислява въз основа на получаваното възнаграждение; при метода на разходите оценката зависи от разходите за образование, обучение, квалификация, здраве и др.; образователен подход, при който се използват парични и непарични индикатори за образованието и обучението (Нейчева, 2012, с. 15-24).

като: научни публикации на университетски преподаватели (Jin and Jin, 2014); ранг в световна класация на висшите учебни заведения (Castelly-Climenta and Hidalgo-Cabrillana, 2012); съставен индекс на когнитивните умения, включващ: научните публикации на глава от населението, налични информационно-комуникационни технологии и оборудване в сферата на науката и образованието на глава от населението и резултати от тестове (Messinis and Ahmed, 2013).

Разграничава се и влиянието на различните образователни равнища, като се налага изводът, че по-ниските нива на образование имат по-голям принос в страните с по-слабо икономическо (McMahon, 1998; Petrakis and Stamatakis, 2002; Ang et al., 2011) или технологично (Vandenbussche et al., 2006) развитие.

Във връзка с това, с това тук си поставяме две основни *цели*: 1) да се провери *хипотезата*, че човешкият капитал е фактор за растежа в съвременните икономики, като се фокусира върху зависимостта между образователното равнище на текущо икономически активното население и темпа на изменение на съвкупния продукт в българската икономика; 2) да се оценят и сравнят ефектите на средното и на висшето образование върху растежа. Разработените емпирични модели следват неокласическата парадигма.

В изследването са представени нови доказателства по темата към литературата за страните от Централна и Източна Европа (ЦИЕ), вкл. на български автори. По отношение на вторите *приноси* на изследването може да се открие в следните насоки: резултатите се извеждат чрез коинтеграционен анализ със структурно прекъсване (structural break) по метода на Carrion-i-Silvestre и Sanso (2006); моделите позволят, от една страна, да се диференцира ролята на средното и тази на висшето⁶ образование за съвкупната активност, а от друга – влиянието на образованието и това на други потенциални детерминанти на растежа; оценява се ефектът на качеството на ЧК, измервано чрез чуждоезиковите компетенции, върху растежа.

При интерпретирането на резултатите трябва да се имат предвид следните *ограничения* на изследването:

1. В широк смисъл ЧК, притежаван от индивида, зависи от редица фактори като: формално и неформално образование, знания, умения, здравен статут (Becker, 1994). Тук се споделя по-тясното разбиране, че ЧК се формира в образователната система. Това е и преобладаващият подход в емпиричните изследвания за растежа, тъй като той позволява да бъдат използвани количествени измерители, подходящи за иконометрично моделиране.
2. Оценката и тълкуванията на зависимостта „образование – икономически растеж“ се ограничават до използваните тук индикатори за количеството и качеството на ЧК и се базират предимно върху резултатите от разработените модели на растежа.

⁶ В целия текст под „висше образование“ се има предвид „висше и по-високо образование“, освен ако изрично не е упоменато друго.

2. Емпирични изследвания относно зависимостта „образование – икономически растеж“ в новите страни-членки на ЕС от ЦИЕ

На фона на значителния и нарастващ брой релевантни проучвания за напредналите държави и развиващите се икономики в световен мащаб, делът на тези, моделиращи влиянието на ЧК върху дългосрочния растеж в страните от Централна и Източна Европа, е относително малък. Една от причините е, че авторите се фокусират върху ролята на преките чуждестранни инвестиции (ПЧИ) като ключов двигател на растежа в постсоциалистическия период.⁷ Липсва и изчерпателна база от съпоставими данни за по-дълъг период.⁸ На табл. 1 са представени основни разработки относно новите страни-членки (НСЧ)⁹ от ЦИЕ със сходна на това изследване методология.

Таблица 1

Емпирични изследвания относно влиянието на образованието върху икономическия растеж в страните от ЦИЕ*

Изследване	Извадка и период на изследването	Измерител на ЧК и метод на изследването	Основни изводи относно влиянието на ЧК
Eller и др. (2006)	11 НСЧ страни от ЦИЕ 1996-2003 г.	Съставен индекс на средното образователно равнище на заетите Панелна регресия с фиксирани ефекти на темпа на растеж на реалния БВП на един зает	Налице е допълващ се ефект между ПЧИ във финансовия сектор и ЧК по отношение на влиянието им върху растежа – ПЧИ ускоряват темпа на изменение на БВП при наличие на по-висок запас от ЧК.
Rusinova (2007)	25 страни от ЦИЕ, вкл. 10 НСЧ на ЕС 1990-2002 г.	Коефициент на записване в средното образование Пространствен модел на темпа на изменение на реалния БВП на глава от населението	ЧК е положително корелиран с темпа на растеж на БВП след 1995 г., но не и преди това (1990-1994 г.).
Próchniak (2011)	10 НСЧ на ЕС от ЦИЕ 1993-2009 г.	Разходи за образование като дял от brutния национален доход, дял на текущо икономически активното население с основно и висше образование Корелационен анализ и регресия на темпа на ръст на реалния БВП	Разходите за образование не са статистически значим фактор за растежа, докато ЧК, измерен чрез дела на икономически активното население с висше образование, има положителен ефект.

⁷ Метаанализ е представен от Iwasaki и Tokunaga (2014).

⁸ Напр. Евростат предоставя пълни времеви редове от тримесечни съпоставими данни за пазара на труда в НСЧ от 2000 г. В по-голяма част от изследванията се работи с около 50-60 наблюдения, т.е. с ограничена извадка.

⁹ В това изложение с абревиатурата НСЧ се означават 11 нови страни-членки на ЕС от ЦИЕ: България, Естония, Латвия, Литва, Полша, Румъния, Словения, Словакия, Унгария, Хърватска, Чешка република.

Brodzicki (2012)	28 страни-членки на ЕС, Исландия, Норвегия, Швейцария, Македония и Турция 1999-2009 г.	ЧК е изчислен като функция на средния брой години на обучение и средния брой години на професионален опит на населението Панелна регресия на реалния БВП на глава от населението, базирана на неокласическия модел на растежа	По-високият запас от ЧК има по-силен ефект върху растежа на БВП на глава от населението в страните от ЦИЕ в сравнение с останалите европейски икономики, включени в извадката.
Smetkowski (2013)	10 НСЧ на ЕС от ЦИЕ 2000-2008 г.	Дял на населението с висше образование Анализ на вариацията и корелационен анализ на икономическата активност (БВП, брутна добавена стойност) по региони в Европа и обуславящи ги фактори, вкл. образованието	По-високият запас от ЧК е един от факторите, обясняващ регионалните различия в икономическия растеж.
Földvári и Van Leeuwen (2013)	7 страни от ЦИЕ (България, Чехия, Словакия, Източна Германия, Унгария, Полша, Румъния) 1920-2006 г.	Среден брой години на обучение и паричната стойност на ЧК Анализ на счетоводството на растежа на базата на неокласическата производствена функция	Влиянието на ЧК върху растежа е положително. По-ниската парична стойност на ЧК в постсоциалистическите страни обуславя и по-слабите темпове на растеж в сравнение със старите страни-членки на ЕС.
Verbič и др. (2014)	Словения 2010-2060 г.	Разходи за образование Динамичен модел на общото равновесие с ендеген тип растеж Симулира се влиянието на пет алтернативни сценария за държавната политика върху икономическата активност в дълъг период	Политиката на 10% ръст на държавните разходи за образование има най-силен стимулиращ ефект върху образователните разходи на домакинствата за дълъг период в сравнение с останалите разглеждани сценарии. Това води до временно изтегляне на част от работната сила от пазара на труда, но придобитите и усъвършенстваните умения в резултат от обучението създават условия за по-висок дългосрочен темп на растеж на реалния БВП.
Герунов (2014)	27 страни-членки на ЕС 1998-2009 г.	Дял на населението в трудоспособна възраст, завършило поне средно образование Панелни регресии на темпа на растеж на реалния БВП	Налице е статистически незначим отрицателен ефект на използвания измерител за ЧК върху темпа на икономически растеж както за разширения панел, включващ всички страни от ЕС-27, така и за 12 ^{те} НСЧ.
Silaghi и др. (2014)	10 НСЧ на ЕС от ЦИЕ 1998-2008 г.	Коефициент на записване във висшето образование Динамична панелна регресия на темпа на ръст на реалния БВП на единица от текущо икономически активното население, основана на неокласическия модел на растежа	Разходите за научноизследователска дейност (НИД) в частния сектор, но не и тези в публичната сфера, ускоряват темпа на растеж на БВП. При добавяне на ЧК приносът на разходите за НИД се понижава, което предполага, че положителният им ефект се дължи отчасти на връзката им с ЧК.

* Обхванати са изследвания, които моделират влиянието на ЧК върху икономическия растеж за извадка с НСЧ от ЦИЕ и за времеви период, покриващ поне частично този в това изследване (2000-2013 г.).

За измерване на ЧК се използват популярните в литературата индикатори като среден брой години на обучение¹⁰ (Földvári and Van Leuween, 2013); коефициент на записване (Silaghi et al., 2014; Rusinova, 2007); дял на населението с дадена образователна степен (Герунов, 2014; Smetkowski, 2013; Eller et al., 2006); образователни разходи (Verbič et al., 2014; Próchniak, 2011). Brodzicki (2012) използва и средния брой години на професионален опит като количествен показател.

Две от изследванията представят сравнителни резултати за разширената извадка от европейски икономики и за тази, обхващаща само източноевропейските страни. За последните Brodzicki (2012) изчислява по-висок коефициент на еластичност на образованието, като максималната стойност достига 3.883. Според Герунов (2014) има отрицателен статистически незначим ефект на дела на трудоспособното население с поне средно образование върху темпа на растеж на реалния брутен вътрешен продукт (БВП) за всички страни от ЕС. Rusinova (2007) изтъква, че инвестициите в ЧК са положително корелирани с темпа на растеж на БВП на страните от ЦИЕ след 1995 г., но не и преди това (1990-1994 г.).

Преобладава изводът, че ЧК и икономическия растеж са в положителна зависимост (Próchniak, 2011; Smetkowski 2013; Földvári and Van Leuween, 2013). В рамките на ендегенен модел за Словения Verbič и др. (2014) обосновават положителния дългосрочен ефект на по-големите разходи за образование и впоследствие по-високото образователно равнище на трудовите ресурси.

Дискутира се и съвместната роля за растежа на образованието и научно-изследователската дейност, както и притокът на чуждестранен капитал. Моделът на Silaghi и др. (2014) показва, че само разходите за НИД в частния сектор ускоряват темпа на растеж, докато тези в публичната сфера не са статистически значими. Част от намерения положителен ефект се игнорира при добавяне на ЧК чрез коефициента на записване във висшето образование. Eller и др. (2006) откриват допълващ ефект между ЧК и ПЧИ. За период от две години след инвестицията тя би ускорила икономическото развитие само ако е наличен достатъчен човешки капитал, чрез който да бъде усвоена.

Сравнението на резултатите е затруднено поради използването на различни измерители и методология. Друг недостатък е, че изводите се основават на панелни данни и регресии, което не позволява да се открият специфичните особености по страни. Липсва изследване, разграничаващо ефектите на образователните равнища върху агрегатната активност.

Що се отнася до българското научно пространство, налице са редица многоаспектни задълбочени дескриптивни анализи на пазара на труда и на състоянието на текущо икономически активното население според образователното равнище в страната. Сред последните изследвания са тези на Ганева и Ганев (2014), Шишманова (2014),

¹⁰ Широкото използване на средния брой години на обучение (average years of schooling) като измерител на запаса от ЧК в национален мащаб се обуславя от наличието на бази данни за много страни. Най-разпространена е непрекъснатата обновяваната база данни на Barro-Lee (Barro and Lee, 2010). За други източници на статистическа информация вж. Нейчева, 2012.

Кирова и др. (2012), Зарева (2012), Сотирова (2009). Други автори като Велев (2014), Йоцов (2013), Рангелова (2011), Статев (2009) изследват динамиката, факторите и проблемите на растежа и макроикономическата динамика, но без да се концентрират върху ролята на човешкия капитал. Стремежът ни тук е да се допълнят тези източници, поставяйки акцент върху моделирането на дългосрочна зависимост между средното и висшето образование и динамиката на реалния БВП.

3. Методология на изследването и предварителен статистически анализ на данните

Разработените емпирични модели се основават на разширената производствена функция на Коб-Дъглас, която възплъщава неокласическото разбиране за растежа. Произведеният съвкупен продукт в икономиката (Y) е във функционална зависимост от запасите от труд (L), физически капитал (K) и човешки капитал (H) при постоянна възвращаемост от мащаба, както следва:

$$Y = A * K^{\alpha} * H^{\beta} * L^{(1-\alpha-\beta)} \quad (1)$$

В този разширен вариант, въведен от Mankiw и др. (1992), ЧК се разглежда като един от факторите на производствения процес и се разграничава от първичния фактор „труд“, защото е резултат от „производствен“ процес – този на образование, обучение, квалификация. Базирайки се върху възприетия тук образователен подход, количеството на ЧК може да бъде заменено с текущо икономически активното население с дадено ниво на образование. Споделя се разбирането, че при сравнително високо образователно равнище, каквото се наблюдава и в новите страни-членки¹¹, ЧК се формира в сферите на средното и висшето образование. Предвид това допускане, изразена в логаритмична форма, функция (1) приема следния вид:

$$\ln y = \ln A + \alpha * \ln k + \beta_1 * \ln sec + \beta_2 * \ln high, \quad (2)$$

където y е съвкупният продукт на единица труд, а променливите sec и $high$ се отнасят до заетите със средно и висше образование.¹² Параметрите β_1 и β_2 измерват еластичността на съвкупния продукт (y) спрямо образователните индикатори.

Конструираният тук модели на растежа се базират на уравнение (2) с разликата, че регресионните променливи са изразени с единица от текущо икономически активното население по следните причини: 1) налични са данни за разпределението на икономически активното население според придобитата образователна степен; 2)

¹¹ Според методологията на Барто и Лее (www.bartolee.com) средният брой години на обучение на населението на възраст над 25 години през 2000 и 2010 г. е съответно 10.57 и 10.91 средно за 11 НСЧ от ЦИЕ; 9.4 и 9.95 за България. Най-високи стойност за 2010 г. са изчислени за Чехия (12.32) и Естония (12.01), а най-ниска – за Хърватска (8.98).

¹² Според класификацията на ЮНЕСКО, приета и от Евростат, това са образователни нива МСКО 3-4 за средно образование и МСКО 5-8 за висше и по-високо образование.

отчита се влиянието на заетостта и безработицата при средното и висшето образование върху икономическия растеж; 3) улеснява се сравнимостта на резултатите с подобни изследвания. Освен това, при оценка на моделите в логаритмична форма представянето на променливите на единица от икономически активното население, на глава от населението или на един зает не води до невалидни или некоректни резултати (Breton, 2010, p. 770).

В иконометричния модел (уравнение 3) като контролна променлива е добавен запасът от ПЧИ (променливата *FDI*) поради значимостта им в ЦИЕ, както вече беше посочено. Tyler (1981) включва в агрегатната производствената функция и износа, аргументирайки се с наличието на икономии от мащаба и външни ефекти при експорт на стоки и услуги от развиващите се страни. Икономическата реалност дава основание обемът на износа също да бъде включен в модел на растежа за България (променливата *EXP*).¹³

Използвани са тримесечни реални сезонно коригирани данни за периода 2000-2013 г. Източници са Евростат, Националният статистически институт и Българската народна банка. Този времеви обхват е предпочетен заради пълния набор от тримесечни съпоставими данни, а също и поради признаването на страната ни за действаща пазарна икономика след 2000 г. и утвърждаването на пазарните принципи и механизми, което дава основание за сравнения с европейските държави.

Предварителният анализ на данните следва всички рутинни стъпки. Първо, редовете са проверени за (не)стационарност чрез стандартните ADF тест (Dickey and Fuller, 1979) и KPSS тест (Kwiatkowski et al., 1992). Те се провеждат обикновено паралелно, тъй като първият тества нулевата хипотеза за наличие на единичен корен, докато при втория нулевата хипотеза е, че времевата променлива е стационарна (вж. табл. 2).

Според ADF теста отхвърлянето на нулевата хипотеза би довело до значими грешки във всички разглеждани случаи. Липсата на стационарност се потвърждава и от KPSS теста. Изчисляването на двете статистики за първите разлики на променливите (вж. Приложение 1) доказва, че те са интегрирани от първи ред $I(1)$, т.е. съдържат единичен корен, но първите им разлики са стационарни.

Имайки предвид, че разглежданият период (2000-2013 г.) обхваща глобалната криза, както и аргумента на Perron (1989), че основният недостатък на ADF теста е слабата му способност за отхвърляне на нулевата хипотеза в случай на структурни прекъсвания, е приложен методът на Yamamoto (1999). Той е последван от теста на Perron (1989) за стационарност в случай на извеждане на структурни промени. Резултатите (вж. последните две колони на табл. 2) потвърждават хипотезата за нестационарност ($\alpha = 1$), като е посочено и тримесечието на потенциално прекъсване за всеки индикатор. Наблюдаваната промяна в тренда на развитие на реалния БВП след 2008:3 е в съответствие със статистическото регистриране на началото на рецесията през първото тримесечие на 2009 г.

¹³ Всички променливи в модела са изразени с единица от текущо икономически активното население. В този смисъл показателят „реален БВП на единица“ се отнася до съвкупния продукт на единица от икономически активното население в България за разглеждания период.

Таблица 2

Тестове за наличие на стационарност на променливите в модела

Променлива*	Липса на структурно прекъсване**		Наличие на структурно прекъсване	
	ADF тест	KPSS тест	F-стойност (период на прекъсване)***	Тест на Перон**** (α)
RGDP	-1.914 (0.647)	1.063	6.235 (2008:3)	0.739 ^(B)
SEC	-2.348 (0.407)	0.765	7.298 (2005:3)	0.864 ^(C)
HIGH	-1.419 (0.856)	1.167	6.358 (2005:1)	0.764 ^(B)
RINV	-1.955 (0.625)	0.798	9.043 (2005:4)	0.810 ^(C)
EXP	-2.605 (0.278)	0.177	3.447 (2008:2)	0.882 ^(B)
FDI	-0.856 (0.999)	1.190	8.768 (2005:2)	0.980 ^(B)

* Всички променливи са изразени с единица от текущо икономически активното население на възраст между 25 и 64 години и са в логаритмична форма. Използвани са следните означения за променливите в модела: RGDP е реалният БВП (млн. евро), SEC и HIGH измерват дела на хората със съответно средно (МСКО 3-4) и висше или по-високо (МСКО 5-8) образование в текущо икономически активното население на възраст между 25 и 64 години; RINV са реалните инвестиции в частния и в публичния сектор (млн. евро); EXP показва обема на износа (млн. евро); FDI е запасът от преки чуждестранни инвестиции (млн. евро). Източници на данните са Евростат, НСИ, БНБ.

** Тестван е модел с константа и тренд с включени до 4 лага.

*** Структурната стабилност на времевия ред за всяка променлива е установена чрез Quandt Likelihood Ratio (QLR) тест за прекъсване в неизвестен момент. Представени са максималната F-стойност и потенциалният момент на прекъсването.

**** Тест на Perron (1989) за стационарност при структурно прекъсване във времевия ред.

(B) Структурно прекъсване в тренда (модел тип B според Perron, 1989)

(C) Структурно прекъсване както в константата, така и в тренда (модел тип C според Perron, 1989).

С цел прецизиране и обективизъм на анализа алтернативни структурни прекъсвания във времевия ред на реалния БВП се установяват и чрез известния метод на Zivot и Andrews (1992). Нулевата хипотеза е, че променливата съдържа единичен корен без структурно прекъсване срещу алтернатива, че се моделира трендов стационарен процес с едно прекъсване в неизвестен момент. Според изчисленията (табл. 3) статистически значими промени в съвкупната активност са настъпили през второто тримесечие на 2002 г. и третото и четвъртото тримесечие на 2006 г.

На фиг. 1 е илюстрирана динамиката на реалния БВП (lnRGDP) и изведените в табл. 2 и 3 четири периода на структурни прекъсвания (второ тримесечие на 2002 г., трето и четвърто тримесечие на 2006 г. и трето тримесечие на 2008 г.), като са добавени и първите разлики (dlnRGDP). В последващия иконометричен анализ се използват само

моментите на прекъсване, попадащи в средните 50% от извадката поради ограничения брой наблюдения ($N=56$), което води до отхвърляне на това през 2002 г.

Таблица 3

Тест на Zivot и Andrews за стационарност на реалния БВП

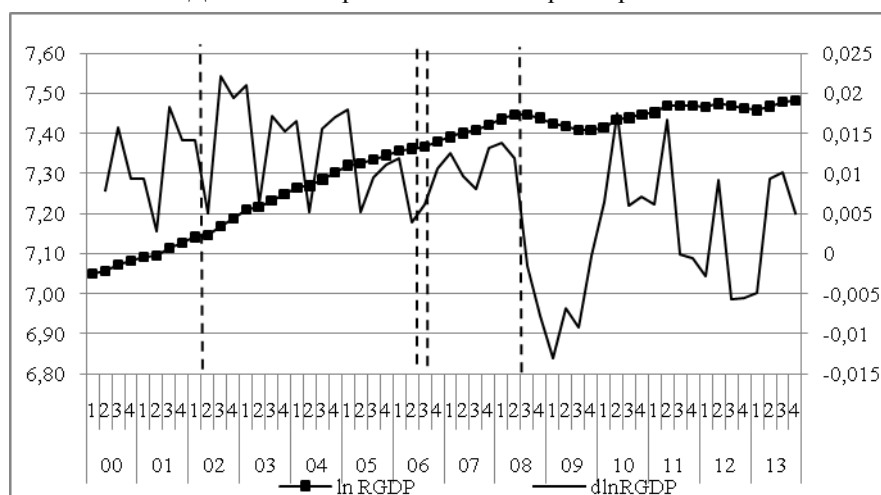
	Модел 1*		Модел 2		Модел 3	
	Тестова статистика	Точка на прекъсване	Тестова статистика	Точка на прекъсване	Тестова статистика	Точка на прекъсване
RGDP	-2.3435 ⁽¹⁾	2002:2	-3.6192 ⁽¹⁾	2006:4	-3.5121 ⁽¹⁾	2006:3

* H_0 : Времевият ред е интегриран без структурно прекъсване. Модел 1 предполага промяна в нивото на променливата, модел 2 – в наклона, модел 3 – промяна и в двете.

⁽¹⁾ Нулевата хипотеза се отхвърля при 0.05 ниво на значимост.

Фигура 1

Динамика на реалния БВП и първите разлики*



* Прекъснатите линии обозначават ендогенно изчислените периоди на структурни прекъсвания според табл. 2 и 3: второ тримесечие на 2002 г., трето и четвърто тримесечие на 2006 г. и трето тримесечие на 2008 г.

Източник: Собствени изчисления по данни от Евростат.

Наличието на дългосрочна зависимост между темпа на промяна на реалния БВП и обуславящите го фактори при структурно прекъсване в данните се тества чрез два от най-популярните съвременни метода – Johansen и др. (2000) и Carrion-i-Silvestre и Sanso (2006). Първият позволява идентифициране на множество коинтеграционни вектори, като отпада необходимостта променливите да бъдат разделяни на факторни и зависими (Несторов, 2015). Нулевата хипотеза за *Trace* теста е, че броят на коинтеграционните вектори е равен на r . Изследвани са две възможности за структурно прекъсване: в равнището на БВП и както в равнището, така и в тренда (вж. Приложение 2).

Вторият метод се предпочита пред предложения от Gregory и Hansen (1996), ако съществува вероятност за ендегенност на независимите променливи. Нулевата хипотеза за коинтегрираност се проверява чрез мултивариантен разширен KPSS тест, приложен към базов модел от вида:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum d_i * X_{i,t} + \sum_{j=-k}^k f_j * \Delta X_{t,t+j} + g(t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Уравнение (3) се основава на динамичния метод на най-малките квадрати (DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares) на Stock и Watson (1993). Той предлага подходяща рамка за анализ в нашето изследване, тъй като отчита възможностите за:

- структурно прекъсване в темпа на промяна на съвкупния продукт чрез функцията $g(t)$, като се дефинират няколко алтернативни модела и се дава възможност за сравняване на функцията на растежа в пред- и следкризисния период;
- ендегенност на детерминантите на агрегатната активност и серийна корелираност на грешката чрез добавяне на лагови и водещи първи разлики на факторните променливи ($\Delta X_{i,t+1}$).

В зависимост от вида на функцията $g(t)$ се конструират и решават следните четири модификации на базовия модел (3):

- модел A_n : $g_{An}(t) = \alpha + \theta * DU_t$ (4)

- модел A: $g_A(t) = \alpha + \theta * DU_t + \varphi * t$ (5)

- модел D: (6)

- модел E: $g_E(t) = \alpha + \theta * DU_t + \varphi * t + \sum_i \beta_i * X_{i,t} * DU_t$ (7)

Дъми променливата (DU) заема стойност 1 след тримесечието на структурно прекъсване (TB) и 0 преди това.

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > TB \\ 0, & t \leq TB \end{cases} \quad (8)$$

Четирите разновидности (4-7) се различават по: първо, включването (модели A и E) или изключването (модели A_n и D) на тренд (t); второ, наличието (модели D и E) или отсъствието (модели A и A_n) на взаимодействия между факторните променливи и дъми променливата ($X_i(i,t) * DU_t$), отбелязани с индекс *dummy* (вж. табл. 5). Чрез тях се оценява влиянието на съответния макроикономически показател върху динамиката на съвкупното производство след момента на прекъсване, който във всички случаи обхваща последната световна криза.

Тестът (табл. 4) потвърждава нулевата хипотеза за наличие на дългосрочна зависимост между БВП и проучваните фактори при двете структурни прекъсвания през 2006 г. и я отхвърля за това през 2008 г. при 0.05 ниво на значимост. Така и

двата приложени метода дават основание за конструиране на коинтеграционен модел на растежа на българската икономика. Сред работите, базиращи се на такъв тип моделиране, ще посочим Михайлов (2014), Петков (2009), Статев (2009). Не са ни известни разработки за България, прилагащи описания метод на Carrion-i-Silvestre и Sanso (2006).

Таблица 4
Тест на Carrion-i-Silvestre и Sanso за коинтеграция при наличие на структурно прекъсване

Тип модел *	Вид на структурното прекъсване	SC статистика **	Тримесечие на прекъсване ***	Тест на Wald ****
Ap	Промяна в равнището при отсъствие на тренд	0.0248 ⁽¹⁾ (0.0874)	2006:3	13.355 (0.000)
A	Промяна в равнището при наличие на тренд	0.0204 ⁽¹⁾ (0.0621)	2006:3	5.789 (0.022)
D	Промяна в коинтеграционната зависимост (режима) при отсъствие на тренд	0.0208 ⁽¹⁾ (0.0514)	2006:4	58.638 (0.000)
E	Промяна в коинтеграционната зависимост (режима) при наличие на тренд	0.0529 (0.0329)	2008:3	30.972 (0.000)

* Регресионните модели са съставени в съответствие с методологията на Carrion-i-Silvestre и Sanso (2006). Зависимата променлива е реалният БВП на единица от икономически активното население в логаритмична форма.

** Лагът се изчислява според правилото на Kurozumi (2002) с цел постигане на устойчиви резултати. В скобите са зададени критичните стойности при 0.05 ниво на значимост.

*** В съответствие с метода са представени само периодите на прекъсване, които минимизират сумата на грешките (RSS) в регресиите.

**** Тест за съвместната значимост на дъми променливите в модела. H_0 : Регресионните коефициенти за дъми променливите са равни на нула. Р-стойностите са представени в скоби.

⁽¹⁾ Статистическа значимост при равнище 0.05.

4. Влияние на ЧК върху съвкупната активност в България: резултати от модела и дискусия

В модела на растежа (уравнение 3) коефициенти (d_i) за средното (SEC) и висшето или по-високо (HIGH) образование показват в какъв размер се очаква да се промени темпът на нарастване на реалния БВП на единица при един процент промяна в дела на текущо икономически активното население със съответната образователна степен¹⁴. Решени са три спецификации – модели An, A и D, като тестът на Doornik – Hansen (2008) потвърждава нормалното разпределение на грешката при два от тях – модели An и D (вж табл. 5). Решен е и модел при липса на структурно прекъсване във времевия ред за реалния БВП.

¹⁴ В лог-линейните модели (от вида "ln-ln") регресионният коефициентът показва очакваната процентна промяна в зависимата променлива при един процент промяна в съответната факторна променлива и измерва еластичността.

Таблица 5

Резултати от решаването на коинтеграционните модели на растежа

Вид на модела	1* Модел An (2006:3)	2 Модел A (2006:3)	3 Модел D (2006:4)	4 Липса на структурно прекъсване
SEC	-0.375 ⁽¹⁾ (0.099)	-0.656 ⁽¹⁾ (0.116)	-0.962 ⁽¹⁾ (0.078)	-0.662 ⁽¹⁾ (0.079)
HIGH	-0.159 ⁽²⁾ (0.067)	-0.422 ⁽¹⁾ (0.083)	0.117 (0.238)	-0.135 ⁽²⁾ (0.060)
RINV	-0.007 (0.008)	0.016 ⁽²⁾ (0.007)	0.047 (0.048)	-0.008 (0.009)
FDI	0.125 ⁽¹⁾ (0.004)	0.101 ⁽¹⁾ (0.006)	0.097 ⁽¹⁾ (0.027)	0.125 ⁽¹⁾ (0.006)
EXP	0.129 ⁽¹⁾ (0.014)	0.111 ⁽¹⁾ (0.013)	0.161 ⁽¹⁾ (0.027)	0.131 ⁽¹⁾ (0.017)
time	-	0.003 ⁽¹⁾ (0.001)	-	-
SECdummy	-	-	0.188 (0.368)	-
HIGHdummy	-	-	-0.584 (0.325) ⁽³⁾	-
RINVdummy	-	-	0.082 (0.050)	-
FDIdummy	-	-	0.047 (0.033)	-
EXPdummy	-	-	0.228 ⁽¹⁾ (0.041)	-
RGDPdummy	-0.018 ⁽¹⁾ (0.005)	-0.011 ⁽²⁾ (0.005)	-1.368 (2.215)	-
Wald тест**	13.355 (0.000)	5.789 (0.022)	58.638 (0.000)	-
AIC	-410.96	-420.56	-458.73	-400.84
Doornik-Hansen тест***	3.542 (0.170)	6.110 (0.047)	1.260 (0.532)	2.009 (0.366)
ECterm****	-0.771 ⁽¹⁾ (0.177)	-0.654 ⁽¹⁾ (0.182)	-0.854 ⁽²⁾ (0.411)	-0.731 ⁽¹⁾ (0.168)

* Зависима променлива е реалният БВП на единица от текущо икономически активното население в логаритмична форма. В скобите са показани стандартните грешки на оценките.

** Wald тест за нулевата хипотеза, че регресионните коефициенти за всички дъми променливи са едновременно равни на нула. Р-стойностите са зададени в скоби.

*** Тест на Doornik и Hansen за нормално разпределение на грешката. Р-стойностите са указани в скоби.

**** Компонентът за оценка на корекцията на грешката е изчислен на базата на уравнение (9) при включени до два лага за факторните променливи.

^{(1),(2),(3)} Статистическа значимост при равнище съответно 0.01, 0.05 и 0.10.

Стабилността на коинтеграционните зависимости се тества с двустъпковия метод на Engle и Granger (1987) в съответствие с уравнение (9). Отрицателният знак на

параметър за корекция на грешката (EC) в последния ред на табл. 5 свидетелства за стабилността на изведените дългосрочни зависимости.

$$\Delta \text{RGDP}_t = a_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \cdot \Delta \text{RGDP}_{t-j} + \sum_{j=0}^k \delta_{1j} \cdot \Delta X_{1,t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \cdot z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ефектът на средното образование във всички случаи е отрицателен и статистически значим, като коефициентът на еластичност се движи между (-0.96) и (-0.38). При висшето образование резултатът е или негативен (модели 1, 2 и 4), или по-голям от нула, но незначим (модел 3). По-малката от нула стойност пред променливата $\text{HIGH}_{\text{dummy}}$ в модел 3 показва, че по време на глобалната рецесия и в пострецесионния период отрицателното влияние върху съвкупното производство се запазва. Трябва да се акцентира върху устойчивостта на регресионните коефициенти за образователните променливи и липсата на чувствителност спрямо различните спецификации на модела.

Получените резултати позволяват да се сравни влиянието на средното с това на висшето образование върху темпа на промяна на реалния БВП. Във всички случаи абсолютната стойност за средното образование е по-голяма, което означава, че то има по-силно изразен негативен принос към динамиката на икономическата активност. Липсата на положителен статистически значим ефект и при двете образователни степени насочва към извода, че наред с повишаването на образователното равнище трябва да се акцентира и върху качеството, особено що се отнася до българското средно образование.

Положителните коефициенти за ПЧИ и експорта подкрепят виждането за ключовата им роля за растежа в дългосрочен аспект и свидетелстват за „здравината“ на модела. Потвърждава се значимостта на износа ($\text{EXP}_{\text{dummy}}$) и след 2008 г. За разлика от това влиянието на ПЧИ след началото на кризата е ограничено поради неблагоприятната среда, отдръпването на инвеститорския интерес, резултатът от което е същественият им спад – делът им в БВП се понижава повече от три пъти след 2008 г. в сравнение с предходните три години. Това се илюстрира и от положителния, но статистически незначим, коефициент за $\text{FDI}_{\text{dummy}}$.

Коинтеграционните модели не потвърждават хипотезата, че нарастването на количеството на ЧК води до по-високи темпове на икономически растеж на българската икономика в дълъг период. Този извод е в синхрон с публикацията на Герунов (2014), който измерва ЧК чрез трудоспособното, а не икономически активното население с поне средно образование и извежда негативен резултат общо за извадка. Статев (2009), въпреки че не разграничава икономическите субекти по образователни степени, също намира статистически незначимо негативно влияние на заетите през периода 1991-2006 г. Имайки предвид, че преобладава делът на работещите със средно и висше образование, логиката подсказва, че резултатът му важи поне за едно от двете образователни равнища. Следващите анализи относно вертикалните несъответствия и качеството на ЧК се стремят да дадат обяснение на получените в модела оценки.

Актуален проблем в изследванията относно пазара на труда в европейските страни е несъответствието в квалификацията на заетите. Според класификацията на Евростат (Eurostat, 2009) се разграничават: вертикални несъответствия – между придобитото равнище на образование и квалификация и тези, изисквани за заеманата позиция, и хоризонтални несъответствия – между притежаваната и изискваната специалност за дадена работна позиция. Изведени са отрицателни зависимости между вертикалните несъответствия и темпа на растеж на БВП на човек (Morgado et al., 2014), дългосрочната безработица (Angela, 2001) и производителността на труда (McGowan and Andrews 2015). В контекста на тези резултати негативният ефект за образователните степени, характеризиращи се със значими квалификационните несъответствия, е икономически обоснован.

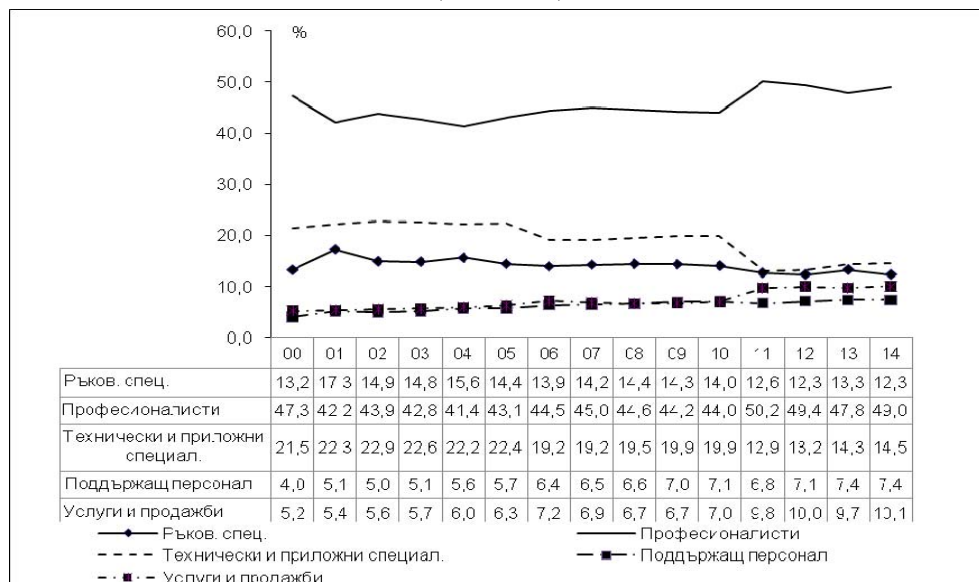
В условия на ускорено нарастване на броя на дипломираните с бакалавърска и по-висока степен и вследствие на дела им в текущо икономически активното население в България¹⁵ част от тях не работят по специалността си или заемат позиции, изискващи по-ниско минимално ниво на образование. Тази постановка намира подкрепа в изложението на Луканова (2012, с. 84-85), което акцентира върху сравнително високия процент на разминавания между изискваната и притежаваната квалификация, особено при специалностите в сферата на услугите и инженерните науки. Фигура 2 допълва този анализ, като илюстрира динамиката на вертикалните несъответствия за вишистите в България между 2000 и 2014 г. Делът на вишистите на работни позиции, които изискват теоретична подготовка от висше училище – ръководни специалисти, професионалисти и технически и приложни специалисти, се понижава от 82 на 75%. Това е за сметка на наемането им предимно като персонал, зает с поддръжка, услуги и продажби, което бележи 90% ръст (от 9 на 17.5%).

Далеч по-малки са вертикалните несъответствия в ЕС. Намалението на вишистите при първите три вида работна заетост е само с два пункта – от 79 на 77%, и се дължи най-вече на спад при ръководните специалисти с висше образование след 2011 г. Вижда се, че в европейските икономики е налице тенденция към увеличаване на заетите с висше образование сред персонала по поддръжка, услуги, търговия и охрана, но тя е значително по-слабо изразена – нарастването е от 11.8 на 15.7%.

¹⁵ По данни на Евростат средният темп на нарастване на броя на дипломираните с образователни степени „професионален бакалавър“, „бакалавър“ и „магистър“ (МСКО 5-6) в България за последния регистриран петгодишен период (2008-2012 г.) е 5.5 при 4% за ЕС. Сред НСЧ-11 от ЦИЕ страната ни заема 4 позиция след Хърватска (12.6%), Словакия (10.4%) и Чехия (6.9%). Държавите със сравнително високо средно образователно равнище като Естония, Латвия и Литва отбелязват понижение на броя на дипломираните. Още по-ясно изразена е тази тенденция при притежаващите докторска степен, които за посочения период регистрират растеж от средно 11.4% за година в България при 2.3% за ЕС и 9.1% за НСЧ-11. Делът на текущо икономически активното население на възраст 25-64 години с висше или по-високо образование (МСКО 5-8) се променя от 26.2% през 2008 г. до 30.7% през 2014 г. (<http://ec.europa.eu/eurostat>).

Фигура 2

Промени в разпределението на вишистите според заеманата работна позиция
(2000-2014)



Източник: Собствени изчисления по данни от Евростат.

Тази статистика е в синхрон и с Ганева и Ганев (2014), които прогнозираят, че структурната недозаетост при вишистите се очаква да нарасне с 31% между 2014 и 2018 г., достигайки 19% от тези, предлагащи труда си, а към 2028 г. – 22% (с. 444-447). Представеният дескриптивен анализ в съчетание със заключенията от цитирани публикации за други страни обосновава неблагоприятния резултат за висшето образование в България.

Друго обяснение на получените резултати може да се намери в емпиричните доказателства на хипотезата, че качеството, а не количеството, на ЧК обуславя ефекта му върху икономическата активност. Както беше посочено, в изследванията за растежа качеството се асоциира най-често с когнитивните умения и намира количествено измерение чрез резултатите от стандартизирани тестове като PISA (Program for International Student Assessment), TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Studies), тест за интелигентност (IQ тест).¹⁶ В други случаи като продукт на образователния процес то се обвързва или с качеството на последния (например чрез броя ученици или студенти на един преподавател), или с качеството на производствените фактори, обезпечаващи този процес (например инвестиционни

¹⁶ Популярни източници са бази данни за широк обхват страни, съставени от Hanushek и Kimko (2000), Lin и Vanhanen (2002), Hanushek и Woessman (2009).

разходи в образователния сектор, общи разходи за учащ се, индикатори за квалификацията и други характеристики на преподавателя).

Основна критика към българската образователна система е заниженото качество на „продукта на изхода“. В последното издание на доклада за глобална конкурентна способност (Global Competitiveness Report)¹⁷ България е класирана на 91 място за цялостното качество на образованието и на 63 – за висшето образование. В синхрон с това са и резултатите от тестовите PISA, провеждани с учениците на възраст 15 години. Страната ни регистрира под средния за държавите-членки на Организацията за икономическо сътрудничество и развитие (ОИСР) резултат и в трите проверявани направления – четене, математика и науки. Както се вижда от табл. 6, средният брой точки за математическите компетенции на българските ученици между 2006 и 2012 г. е 427 при 496 за ОИСР, като преди нас се нареждат всички проверявани НСЧ от ЦИЕ.

Таблица 6

Резултати от тестовите PISA за оценка на математическите компетенции в страните от ЦИЕ*

Страна	2003 г.	2006 г.	2009 г.	2012 г.	Среден резултат (2003-2012 г.)
Естония	-	515	512	521	516
Чешка република	516	510	493	499	505
Словения	-	504	501	501	502
Полша	490	495	495	518	499
Средно за ОИСР	500	494	496	494	496
Словакия	498	492	497	482	492
Унгария	490	491	490	477	487
Латвия	483	486	482	491	486
Литва	-	486	477	479	481
Руска федерация	468	476	468	482	474
Хърватска	-	467	460	471	466
Сърбия	-	435	442	449	442
Румъния	-	415	427	445	429
България	-	413	428	439	427
Черна гора	-	399	403	410	404
Албания	-	-	377	394	386

* Резултатите се отнасят за теста PISA – Program for International Student Assessment.
Източник: ОИСР, www.oecd.org.

В това изследване се използват чуждоезиковите компетенции на населението. В научната литература те не са непознати като измерител на ЧК, но се оценява предимно влиянието им върху пазара на труда (Hagan, Lowe and Quingla, 2011; Godoy et al., 2007; Hall and Farkas, 2008). Търсенето на връзка с икономическия растеж тук е мотивирано и от следното:

¹⁷ The Global Competitiveness Report 2014-2015, World Economic Forum, www.weforum.org.

Първо, владенето на чужди езици е предпоставка за ПЧИ (Kim and Park, 2013), международната търговия (Melitz and Toubal, 2014; Oh et al., 2011), въвеждането и използването на нови технологии, методи за производство и мениджмънт от напредналите страни в отворени икономики като НСЧ. Намерени са доказателства, че ЧК стимулира технологичния прогрес и вследствие на растежа именно чрез ролята си за иновациите и усвояването на нови технологии (Ang et al., 2011, p. 465).

Второ, налични са статистически данни от Евростат, позволяващи оценка на ефекта им върху темпа на растеж. Трето, сравнителната статистика не поставя България в благоприятна светлина. Страната е на едно от последните места в ЕС според чуждоезиковата подготовка на населението. През 2001 г. процентът на хората със завършено средно образование, които владеят поне един чужд език, е: 32.7% за България, 82.4% за Естония, 66.8% за Чехия и 67.3% за ЕС. От тях само 37.3% дават самооценка, че говорят свободно или добре поне един чужд език при 45.9% за ЕС.¹⁸ За хората с бакалавърска и по-висока степен стойностите са по-близки: 78.3% у нас при 88.3% за ЕС имат познания поне по един език освен родния, но при значителни разминаванията по отношение на броя. С три чужди езика боравят едва 8.6% от вишистите в България при 37.6% в Естония и 17.9% за ЕС. Една трета от анкетиранията признават, че владеят първия си чужд език едва на базово ниво. Все пак не трябва да се игнорира и фактът, че в резултат от провежданата политика броят чужди езици на един ученик в българското средно училище нараства, достигайки през 2012 г. средното за НСЧ равнище от 1.6 езика при стойност 1.4 за ЕС. Необходимо е обаче да измине време, за да може учащите се да се интегрират напълно в икономиката.

Хипотезата за положителната и по-силна роля на качеството в сравнение с количеството на ЧК върху съвкупния продукт се проверява с данни за панел от европейски икономики, включващ и нашата страна, поради липсата на достатъчно наблюдения само за България. Емпиричният модел следва тези от други проучвания на същата хипотеза с цел съпоставимост на резултатите, като тук се прилага конкретно методологията на Breton (2010). Конструираният регресионен уравнение се базира на следната функционална зависимост:¹⁹

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \alpha_0 - \alpha_1 * \log(Pk_t) + \alpha_2 * \log\left(\frac{H}{L}\right)_t + \varepsilon_t \quad (10),$$

където Y е реалният БВП, Pk – цената на физическия капитал в икономиката²⁰, L – трудът, а с H е означен ЧК, като той присъства с индикатори както за количеството, така и за качеството. Количеството на ЧК се измерва чрез средния брой години на

¹⁸ Източник на данните е Евростат. Скалата за оценка за нивото на владене на чужд език включва три степени: свободно (proficient), добро (good) и слабо (fair).

¹⁹ За извеждане на уравнение (10) и методологията вж. Breton (2010), с. 768-770. Използва се точно това изследване поради съответствието между емпиричния и неокласическия модел на растежа.

²⁰ Източник на данни за P_k за България е Penn World Table 8.0 (datacentre.chass.utoronto.ca/pwt/).

обучение от посочената база данни на Варго и Lee.²¹ Използвана е и втора мярка – дял на текущо икономически активното население с поне средно образование за проверка на валидността на резултатите.

Разликата с източника е, че вместо резултатите от тестовете с учащите се тук се използват шест алтернативни индикатора (вж. табл. 7), отнасящи се до чуждоезиковата подготовка на учениците в средното училище (МСКО-3). Това са: 1) среден брой чужди езици на един ученик в средното образование с общ профил; 2) среден брой чужди езици на един ученик в средното професионално образование; 3) дял на учениците в средното образование с общ профил, изучаващи английски; 4) дял на учениците в средното образование с общ профил, изучаващи немски; 5) дял на учениците в средното образование с общ профил, изучаващи два чужди езика; 6) дял на учениците в средното професионално образование, изучаващи два чужди езика. Данните са за 2004 г. за първите четири показателя и за 2005 г. за последните два. Проучени са и допълнителни показатели като дял на учениците, изучаващи френски език, дял на учениците, които не учат чужди езици и др., но те не водят до статистически значими резултати.

Таблица 7

Зависимост между чуждоезиковите компетенции и икономическата активност

Индикатор	Среден брой чужди езици на един ученик в средните училища с общ профил *		Среден брой чужди езици на един ученик в средните професионални училища		Дял на учениците в средните училища с общ профил, изучаващи английски		Дял на учениците в средните училища с общ профил, изучаващи немски		Дял на учениците в средните училища с общ профил, изучаващи два чужди езика		Дял на учениците в средните професионални училища, изучаващи два чужди езика	
RGDP ₁₄ **	0.121 ⁽²⁾ (0.050)	0.094 ⁽¹⁾ (0.022)	0.233 ⁽²⁾ (0.109)	0.154 ⁽³⁾ (0.087)	0.524 ⁽²⁾ (0.229)	0.260 ⁽¹⁾ (0.082)	0.055 ⁽¹⁾ (0.013)	0.063 ⁽¹⁾ (0.019)	0.048 (0.031)	0.098 ⁽¹⁾ (0.026)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)
RGDP ₀₀	0.751 ⁽¹⁾ (0.018)	0.732 ⁽¹⁾ (0.013)	0.726 ⁽¹⁾ (0.033)	0.741 ⁽¹⁾ (0.021)	0.707 ⁽¹⁾ (0.032)	0.732 ⁽¹⁾ (0.017)	0.757 ⁽¹⁾ (0.026)	0.750 ⁽¹⁾ (0.013)	0.748 ⁽¹⁾ (0.024)	0.755 ⁽¹⁾ (0.015)	0.748 ⁽¹⁾ (0.030)	0.743 ⁽¹⁾ (0.026)
SEC_TERT_20_24***	-0.231 ⁽²⁾ (0.102)	-	-0.110 (0.172)	-	0.421 ⁽¹⁾ (0.137)	-	-0.130 (0.089)	-	0.049 (0.127)	-	0.121 (0.151)	-
AYS_SEC_TERT_20_24	-	0.042 ⁽¹⁾ (0.007)	-	0.031 (0.001)	-	0.036 ⁽¹⁾ (0.008)	-	0.038 ⁽¹⁾ (0.006)	-	0.039 ⁽¹⁾ (0.008)	-	0.028 ⁽²⁾ (0.012)
AIC	108.60	95.512	71.746	76.130	105.166	81.381	91.165	102.442	90.821	96.772	48.782	47.638
Doornik-Hansen test****	0.426 (0.808)	0.455 (0.796)	1.121 (0.571)	0.786 (0.675)	2.199 (0.333)	4.875 (0.087)	0.523 (0.770)	1.615 (0.446)	0.438 (0.803)	2.912 (0.233)	0.059 (0.971)	1.162 (0.559)

* Последните четири индикатора, отнасящи се до дела на учениците, са в логаритмична форма. Извадката включва страните-членки на ЕС (без Австрия, Хърватска и Люксембург поради липсващи данни) и Исландия. Източник на данните е Евростат.

** Реалният БВП на глава от населението е изразен в логаритмична форма. Моделите са решени чрез OLS метода с коригиране на хетероскедастичността. Стойностите показват регресионния коефициент за съответния индикатор.

*** Дял на населението на възраст 20-24 години, изразен в логаритмична форма.

**** Тест на Doornik-Hansen за нормалност на грешката. В скобите са представени р-стойностите.

(1),(2),(3) Статистическа значимост при равнище съответно 0.01, 0.05 или 0.10.

²¹ Вж. www.barrolee.com.

Както вече беше уточнено, Ваго и Лее предоставят стойности на всеки пет години, като последните са за 2010 г. Тук се използват данни за възрастова група 20-24 години през 2010 г. По този начин се измерва ЧК на една и съща възрастова група с припокриващ се в значителна степен състав от населението – качеството се измерва за учащите се в средните училища през 2004 и 2005 г., които са преобладаващо на възраст между 15 и 19 години; количеството се отнася за същата група, но няколко години по-късно (2010 г.), когато те са навършили 20-24 години и се очаква да са придобили поне средно образование.²² Това е необходимо от гледна точка на прецизност при сравняване на двата аспекта на образованието – количествен и качествен. Като показатели за запаса от ЧК се използват: дял на населението на възраст между 20 и 24 години през 2010 г. със завършено най-малко средно образование (SEC_TERT_20_24) и среден брой години в средното и висшето училище за възрастова група 20-24 години през 2010 г. (AYS_SEC_TERT_20_24).

Проследява се влиянието върху реалния БВП на глава от населението през 2014 г. (RGDP₁₄), когато индивидите от проучваната възрастова група (15-19 години през 2004 г.) са навършили 25 години и се очаква да са интегрирани в икономиката. Предвид, че са включени страни с различно изходно ниво на развитие, като контролна променлива е добавен и реалният БВП на човек през 2000 г. (RGDP₀₀). Така конструиран, емпиричният модел удовлетворява структурно уравнение (10) и позволява сравнимост с подобни публикации.

Стойностите (вж. първи ред на табл. 7) недвусмислено сочат, че чуждоезиковите умения са в положителна зависимост със съвкупния продукт, като статистическа значимост липсва само за модел 9. Не е изненадващо, че компетенциите на завършилите професионално образование при изучаване на два чужди езика имат по-слаба корелация с растежа, предвид естеството на подготовка в тези учебни заведения (модели 11 и 12).

Коефициентите за количеството на ЧК се променят в зависимост от избрания индикатор. Когато се използва делът на младежите на възраст 20 и 24 години със средно и висше образование (SEC_TERT_20_24), резултатът е или отрицателен (модели 1, 3, 5, 7), или по-голям от нула при липса на значимост (модели 9, 11), което е обяснимо, предвид високите равнища на незааетост сред младежите в проучвания период. Обратно, средният брой години на обучение в средното или висшето училище за същата целева група (AYS_SEC_TERT_20_24) е положително корелиран с реалния БВП на човек, което може да се обясни с виждането, че този показател имплицитно измерва и качеството на труда (Breton, 2010).

Иконометричните оценки потвърждават виждането на водещи автори по темата като Hanushek, Kimko и Woesmann за необходимостта да се акцентира върху придобиваните в процеса на образование умения на индивидите. Подобен на разгледания модел не може да бъде решен само за България поради оскъдност на

²² Трябва да се отчете фактът, че част от учащите се напускат, преди да са завършили, и не получават степен от средното образование. Техният дял в общия брой за периода 2004-2008 г. е средно 2.6% по данни на НСИ, което не би повлияло на валидността на резултатите от анализа (www.nsi.bg).

данните. Все пак полученият общ резултат за европейските страни, подкрепен от данните за чуждоезиковите компетенции на населението, дава подходящо обяснение за липсата на положителен ефект на средното и висшето образование върху растежа у нас.

5. Заключение

Изследването подлага на проверка хипотезата, че човешкият капитал стимулира растежа в българската икономика. На базата на неокласическия подход са съставени и решени коинтеграционни модели със структурно прекъсване за периода 2000-2013 г. Резултатите не потвърждават наличието на положителна корелация между по-високото образователно равнище на текущо икономически активното население и динамиката на съвкупния продукт. Негативният ефект е ясно изразен при средното образование, като регресионните коефициенти са отрицателни и по-високи по абсолютна стойност в сравнение с тези за висшето и по-високо образование. Чрез решаване на различни спецификации на базовия модел се потвърждава валидността на иконометричните оценки. Обяснение на получените резултати, особено в светлината на теоретичните постановки за висшето образование, се търси в наличието на вертикални несъответствия в квалификацията. Друга причина е качеството на ЧК, „произвеждан“ чрез образователния процес. Във връзка с това за панел от европейски страни е изведена стабилна положителна зависимост между темпа на растеж на реалния БВП на глава от населението и чуждоезиковите компетенции, като влиянието им е по-силно в сравнение с това на количеството на ЧК, измервано чрез среден брой години на обучение или дял на хората с поне средно образование. От практическа гледна точка изследването кореспондира с насоките в образователната политика. То апелира за акцент върху качеството, а не само върху количеството на човешкия капитал чрез „автоматично“ следване на поставените целеви стойности в стратегията „Европа 2020“. Анализът насочва към необходимост от провеждане на публична политика, фокусираща се върху намаляване на несъответствията между търсене и предлагане на труд, както и върху актуалността на придобиваните знания и умения. В светлината на резултатите от тази и подкрепящите я цитирани емпирични работи дискутираните мерки за субсидиране на образованието според качеството и „пазарната“ реализация на продукта и в съответствие с икономическите приоритети изглеждат напълно оправдани и адекватни.

Използвана литература

- Велев, М. (2014). Изследване на зависимостта между реалното съвкупно производство и равнището на безработицата в България. – Икономически изследвания, N 3, с. 58-91.
- Ганева, Р., Ганев, К. (ред.) (2014). Изготвяне на средносрочни и дългосрочни прогнози за развитието на пазара на труда и потребностите от знания и умения в България. С.: Сمارт.

- Герунов, А. (2014). Връзки между финансовия сектор и икономическия растеж при високи нива на финансово развитие. – *Икономически изследвания*, N 2, с. 39-68.
- Зарева, И. (2012). Образователната подготовка на населението в България – потенциал за иновационно развитие. – *Икономически изследвания*, N 2, с. 103-115.
- Йоцов, В. (2013). Икономическият растеж през призмата на външния сектор. – *Икономическа мисъл*, N 6.
- Кирова, А., Зарева, И., Матев, М. (2012). Съхранение и развитие на човешкия капитал в образованието и науката в България. С.: АИ “Проф. Марин Дринов”.
- Луканова, П. (2012). Реализация на образователното равнище на пазара на труда. – *Икономически изследвания*, N 2.
- Михайлов, М. (2014). Лихвените проценти по кредитите в България: роля на монетарните условия в Еврозоната и влиянието на икономическата активност. – БНБ, DP/97.
- Нейчева, М. (2012). Изследване за образованието на работната сила и влиянието му върху икономическия растеж. Бургас: Флат.
- Несторов, Н. (2015). Коинтеграционният подход – възможности за приложение. – *Икономически изследвания*, N 1, с. 110-140.
- Петков, П. (2009). Взаимодействие между БВП и износа в българската икономика. – *Алтернативи*, N 6, с. 37-53.
- Сотирова, М., ред. (2009). Пазарна оценка на публичните и частните инвестиции в човешки капитал, формиран в степените на висшето образование. – В: Сборник материали, С.: ИК „Труд и право”.
- Статев, Ст. (2009). Финансово развитие и икономически растеж в България, 1991-2006 г. (иконометричен анализ по логиката на производствената функция). – БНБ, DP/72.
- Шишманова, П., (2014). България и Румъния – по пътя към икономиката на знанието. – *Икономически изследвания*, N 3.
- Ang, J., Madsen, J. and Islam, R. (2011). The Effects of Human Capital Composition on Technological Convergence. – *Journal of Macroeconomics*, Vol. 33, p. 465-476.
- Angela, B. (2001). Qualification-mismatch and long-term unemployment in a growth-matching model. – *HWWA Discussion Paper*, N 128.
- McGowan, A. M. and Andrews, D. (2015). Labour Market Mismatch and Labour Productivity: Evidence from PIAAC Data. – *OECD Economics Department Working Papers*, N 1209, OECD Publishing, Paris.
- Barro, R. and Lee, J.-W. (2010). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. – *Journal of Development Economics*, Vol. 104, p. 184-198.
- Becker, G. (1994) Human capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. 3rd ed. The University of Chicago Press.
- Breton, T. (2011). The quality vs. the quantity of schooling: what drives economic growth?. – *Economics of Education Review*, Vol. 30, p. 765-773.
- Brodzicki, T. (2012). Augmented Solow Model with Mincerian Education and Transport infrastructure externalities. – *Czech Economic Review*, Vol. 6, p. 155–170.
- Carrion-i-Silvestre, J. and Sansó, A. (2006). Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks. – *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, p. 623-646.
- Castelly-Climenta, A. and Hidalgo-Cabrillana, A. (2012). The role of education quality and quantity in the process of economic development. – *Economics of Education Review*, p. 391-409.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. – *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, p. 427-431.
- Doornik, J. and Hansen, H. (2008). An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. – *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, Issue Supplement s1, p. 927-939.
- Eller, M., Haiss, P. and Steiner, K. (2006). Foreign direct investment in the financial sector and economic growth in Central and Eastern Europe: the crucial role of the efficiency channel. – *Emerging markets review*, Vol. 7, p. 300-319.

- Engle, R. and Granger, C. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. – *Econometrica*, Vol. 55, p. 251-76.
- Eurostat. (2009). The Bologna Process in Higher Education in Europe: Key indicators on the Social Dimension and Mobility. <http://www.eurostudent.eu>.
- Faruq, H. and Ashley, T. (2011). Quality of Education, Economic Performance and Institutional Environment. – *International Advances in Economic Research*, Vol. 17, p. 224-235.
- Földvári, P. and van Leeuwen, B. (2013). Capital Accumulation and Growth in Central Europe, 1920-2006. – *Eastern European Economics*, Vol. 51, p. 69-93.
- Godoy, R., Reyes-García, V., Seyfried, C., et al. (2007). Language skills and earnings: Evidence from a pre-industrial economy in the Bolivian Amazon. – *Economics of Education Review*, Vol. 26, p. 349-360.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. – *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 58, p. 555-560.
- Hagan, J., Lowe, N., Quingla, C. (2011). Skills on the Move: Rethinking the Relationship Between Human Capital and Immigrant Economic Mobility. – *Work and Occupations*, Vol. 38, p. 149-178.
- Hall, M. and Farkas, G. (2008). Does Human Capital Raise Earnings for Immigrants in the Low-Skill Labor Market?. – *Demography*, Vol. 45, p. 619-639.
- Hanushek, E. and Kimko, D. (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. – *American Economic Review*, Vol. 90, p. 1184-1208.
- Hanushek, E. and Woessman, L. (2009). Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic growth, and causation. – NBER, WP 14633.
- Iwasaki, I. and Tokunaga, M. (2014). Macroeconomic Impacts of FDI in Transition Economies: A Meta-Analysis. – *World Development*, Vol. 61, p. 53-69.
- Jin, J. C. and Jin, L. (2014). On the Relationship between University Education and Economic Growth: the Role of Professors' Publication. – *Education Economics*, Vol. 22, p. 635-651.
- Johansen, S., Mosconi, R. and Nielsen, B. (2000). Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. – *Econometrics Journal*, Vol. 3, p. 216-249.
- Kim, J. and Park, J. (2013). Foreign direct investments and country-specific human capital. – *Economic Inquiry*, Vol. 51, 198-210.
- Kogan, I., Gebel, M. and Noelke, C. (2012). Educational Systems and Inequalities in Educational Attainment in Central and Eastern European Countries. – *Studies of Transition States and Societies*, Vol. 4, p. 69-83.
- Kurozumi, E. (2002). Testing for Stationarity with a Break. – *Journal of Econometrics*, Vol. 108, p. 63-99.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. – *Journal of Econometrics*, Vol. 54, p. 159-178.
- Lin, R., and Vanhanen, T. (2002). *IQ and the wealth of nations*. Praeger/Greenwood, Westport.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanism of Economic Development. – *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, p. 3-42.
- Mankiw, G., Romer, D., and Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. – *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, p. 407-437.
- McMahon, W. (1998). Education and Growth in East Asia. – *Economics of Education Review*, Vol. 17, p. 159-172.
- Melitz, J. and Toubal, F. (2014). Language and Foreign Trade. – *Journal of International Economics*, Vol. 93, p. 351-363.
- Messinis, G. and Ahmed, A. (2013). Cognitive skills, innovation and technology diffusion. – *Economic Modeling*, 30, p. 565-578.

- Morgado, A., Sequeira, T. N, Santos, M. et al. (2014). Measuring Labour Mismatch in Europe. – CEFAGE-UE Working Paper 13.
- Oh, C. H., Selmier, W. T. and Lienc, D. (2011). International trade, foreign direct investment, and transaction costs in languages. – *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 40, p. 732-735.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. – *Econometrica*, Vol. 57, p. 1361-1401.
- Petrakis, P. and Stamatakis, D. (2002). Growth and Educational Levels: a Comparative Analysis. – *Economics of Education Review*, Vol. 21, p. 513-521.
- Próchniak, M. (2011). Determinants of economic growth in Central and Eastern Europe: The global crisis perspective. – *Post-Communist Economies*, Vol. 23, p. 449-468.
- Rangelova, R. (2011). „Europe 2020” Strategy and Bulgaria’s economic growth. – *Economic Thought*, p. 31-54.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. – *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, p. 1002-1037.
- Silaghi, M., Alexa, D., Jude, C. and Litan, C. (2014). Do Business and Public Sector Research and Development Expenditures Contribute to Economic Growth in Central and Eastern European Countries? A Dynamic Panel Estimation. – *Economic Modelling*, Vol. 36, p. 108-119.
- Smetkowski, M. (2013). Regional Disparities in Central and Eastern European Countries: Trends, Drivers and Prospects. – *Europe-Asia Studies*, Vol. 65, p. 1529-1554.
- Stock, J. and Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. – *Econometrica*, Vol. 61, p. 783-820.
- Tyler W. (1981) Growth and Export Expansion in Developing Countries. – *Journal of Development Economics*, Vol. 9, p. 121-130.
- Vandenbussche, J., Aghion, P. and Meghir, C. (2006). Growth, Distance to Frontier and Composition of Human Capital. – *Journal of Economic Growth*, Vol. 11, p. 97-127.
- Verbič, M., Majcen, B. and Čok, M. (2014). Education and Economic Growth in Slovenia: A Dynamic General Equilibrium Approach with Endogenous Growth. – *Ekonomicky Casopis*, Vol. 62, p. 19-45.
- Zivot, E. and Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. – *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, p. 251-270.
- Yamamoto, T. (1996). A Simple Approach to the Statistical Inference in Linear Time Series Models Which May Have Some Unit Roots. – *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 37, p. 87-100.

Приложение 1

Тест за стационарност на първите разлики на променливите в модела

	ADF ^{**} тест	KPSS ^{***} тест
$\Delta \ln \text{RGDP}$	-5.927 (0.000)	0.065 ⁽¹⁾
$\Delta \ln \text{SEC}$	-3.171 (0.090) -2.911 ^{**} (0.044)	0.136 ⁽¹⁾
$\Delta \ln \text{HIGH}$	-4.441 (0.002)	0.177
$\Delta \ln \text{RINV}$	-3.616 (0.028)	0.107 ⁽¹⁾
$\Delta \ln \text{EXP}$	-4.501 (0.001)	0.033 ⁽¹⁾
$\Delta \ln \text{FDI}$	-4.828 (0.000)	0.075 ⁽¹⁾

* Моделите включват линеен тренд и константа.

** Моделът включва само константа, като в този случай нулевата хипотеза за нестационарност на първите разлики се отхвърля при 0.05 ниво на значимост.

*** Включени са линеен тренд и константа.

⁽¹⁾ Нулевата хипотеза за стационарност на първите разлики не може да се отхвърли при 0.05 ниво на значимост.

Приложение 2

Тест за коинтеграция със структурни прекъсвания в БВП*

Ранг (r)	Прекъсване в нивото	Прекъсване в нивото и тренда
0	351.46 (0.000)	416.87 (0.000)
1	217.41 (0.000)	284.50 (0.000)
2	139.64 (0.000)	160.56 (0.000)
3	86.58 (0.000)	96.32 (0.000)
4	36.58 (0.004)	45.77 (0.004)
5	14.00 (0.049)	15.62 (0.135)

* Резултатите се отнасят до Тгасе теста за коинтеграция със структурно прекъсване според методологията на Johansen и др. (2000). Включени са четири лага. В скобите са указани r-стойностите.