

ПУБЛИЧНИ РАЗХОДИ ЗА ОБРАЗОВАНИЕ И ИКОНОМИЧЕСКИ РАСТЕЖ

Разгледана е зависимостта между образованието и икономическия растеж. На базата на неокласическия модел на растежа е изведена теоретичната зависимост между човешкия капитал и реалния растеж на БВП. Изследван е ефектът на публичните разходи за образование върху растежа в страни от Европейския съюз. Иконометричният анализ показва, че по-високите темпове на икономически растеж се асоциират с ускорено нарастване на държавните разходи за образование. За старите страни-членки е налице и положителна зависимост между разходите за проучване и развитие и тренда на ръст на съвкупния продукт.

JEL: H52; J24; O4

Зависимостта “човешки капитал- икономически растеж” в рамките на неокласическата парадигма

Идеята за влиянието на образованието като един от измерителите на човешкия капитал в икономиката се лансира още от основоположника на съвременната икономическа теория Адам Смит. Той изтъква, че “различията между най-несходните характери, например философа и обикновения портierer, изглежда, произтичат не толкова от характера, колкото от навика, обичая, образованието.”¹

В контекста на Лисабонската стратегия от 2000 г. за превръщане на Европа в най-конкурентоспособната икономика в света и постигане на пълна заетост до 2010 г. централно място в икономическата литература заемат проучванията за ролята на човешкия капитал за създаване условия за ускорен икономически растеж.²

В икономическата теория се идентифицират три механизма, чрез които човешкият капитал влияе върху икономическия растеж. Първо, той пряко участва в разширения неокласически модел на растежа (модел на Солоу)³ като производствен фактор наред с труда и запасите от физически капитал.⁴

Второ, през 80-те години на XX век като алтернатива се развива ендогенната теория на растежа.⁵ Човешкият капитал (или натрупването на знания

¹ Smith, A. An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations. Book 1, Chapter 1, 1776, <http://www.marxists.org/reference/archive/smith-adam/works/wealth-of-nations/index.htm>.

² Commission of the European Communities. Working together for growth and jobs. 2005, http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/site/en/com/2005/com2005_0024en01.pdf

³ Solow, R. A contribution to the theory of economic growth. - Quarterly Journal of Economics, 1956, Vol. 70, p. 65-94.

⁴ Mankiw, G., D. Romer, D. Weil. A contribution to the empirics of economic growth.- Quarterly Journal of Economics, 2001, Vol. 2, p. 407-437.

⁵ Romer, P. Increasing returns and long-run growth. - Journal of Political Economy, 1986, Vol. 94, p. 1002-1037. Lucas, R. On the mechanism of economic development. - Journal of Monetary Economics, 1988, vol. 22, p. 3-42.

при Ромер⁶) е движеща сила за технологичните промени в икономиката. Образованието улеснява не само иновациите в дадена страна, но и разпространението и усвояването на нови технологии отвън,⁷ което повишава производителността и ускорява темповете на дългосрочен растеж.

Трето, човешкият капитал се разглежда като допълващ физическия капитал производствен фактор⁸. Поради това инвестициите в него "придърпват" бизнес-инвестициите и подпомагат растежа.

За да бъде изведена теоретичната зависимост между инвестициите в човешки капитал и темпа на растеж на икономиката, агрегираната производствена функция на Коб-Дъглас се записва във вида:

$$(1) \quad Y = A * K^{\alpha_1} * L^{\alpha_2} * H^{\alpha_3}$$

където Y е равнището на агрегатното производство, K – запасът от физически капитал (сгради, машини, съоръжения, оборудване), L – равнището на труда, H – запасът от човешки капитал, A – параметър, асоцииран с общата факторна производителност.⁹ Коефициентите α_1 , α_2 и α_3 измерват еластичността на всеки от изброените производствени фактори спрямо съвкупния продукт. Коефициентът A е индикатор за технологичната промяна.

В резултат от логаритмуване и диференциране уравнението придобива следния вид:

$$(2) \quad \frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha_1 \frac{\Delta K}{K} + \alpha_2 \frac{\Delta L}{L} + \alpha_3 \frac{\Delta H}{H}$$

Всяка от променливите в уравнение (2) показва процентната промяна (нарастването) в съответния параметър, от което може да се изведе зависимостта:

$$(3) \quad \% \text{ промяна } Y = \% \text{ промяна } A + \alpha_1 * \% \text{ промяна } K + \alpha_2 * \% \text{ промяна } L + \alpha_3 * \% \text{ промяна } H$$

В (3) ръстът на реалния БВП е представен като функция на нарастването на запаса от физически капитал (нетните инвестиции), на трудовите

⁶ Romer, P. Цит. съч.

⁷ McMahon, W. Education and growth in East Asia. - Economics of Education Review, 1998, Vol. 17, p. 159-172.

⁸ Lucas, R. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? - American Economic Review, 80, 1990, p. 92-96. Вж. също Becker, G., K. Murphy, R. Tamura. Human capital, fertility and economic growth. - Journal of Political Economy, 1990, Vol. xcvi, p. 12-37.

⁹ В опростения си вид при използване на два производствени фактора труд и капитал, функцията е $Y = A * K^{\alpha_1} * L^{\alpha_2}$. Следователно $A = Y / (K^{\alpha_1} * L^{\alpha_2})$. Икономическата интерпретация на този израз е общата факторна производителност, тъй като знаменателят е геометричната средна на използваните производствени фактори, а Y е равнището на съвкупния продукт, т.е. параметърът A е реалното производство на единица използван фактор. Той се изчислява като остатък (residual) в иконометричните модели.

ресурси, на човешкия капитал и на общата факторна производителност. В резултат обикновено се изследва зависимостта:

$$(4) \quad \text{GDP}_{\text{growth}} = F(\text{INV}_{\text{real}}, \text{INV}_{\text{HC}}, \text{LF}_{\text{growth}}) + \varepsilon$$

Растежът на БВП ($\text{GDP}_{\text{growth}}$) е представен като функция на реалните инвестиции в икономиката (INV_{real}), инвестициите в човешки капитал (INV_{HC}), промяната в работната сила ($\text{LF}_{\text{growth}}$) и остатък (ε).¹⁰

Емпиричната литература не дава еднозначен отговор относно зависимостта “образование-икономически растеж”. Индикатори за запаса от човешки капитал¹¹ са най-често нормата на грамотност (literacy rate) и нивото на образование, измервано чрез средната продължителност на обучение (average years of schooling) или процента на завършилите (completion rates) от работната сила или възрастното население. От своя страна коефициентът на записване (school enrolment ratio)¹² и разходите за образование (educational expenditure) измерват инвестициите в човешки капитал. Съществена част от разработките експлоатират базите данни за продължителността на обучение на Барро & Лее или на Кюриасоу.¹³

Налагат се два основни *извода* от тази литература. *Първо*, по-голяма част от изследванията намират статистически значим положителен ефект на образованието върху растежа. В някои случаи, когато е изведена отрицателна зависимост между образованието и растежа, последващи изследвания, които прилагат нова методология или измерители на човешкия капитал, водят до противоположен резултат. Например Ислам¹⁴ акцентира, че образованието не е фактор на растежа. В отговор Фрейре-Серен¹⁵ оценява взаимната им зависимост, използвайки система едновременни уравнения.

¹⁰ Алтернативен начин на представяне на производствената функция е темпът на изменение на БВП и нарастването на капитала да се разглеждат на човек от населението, което е следствие от уравнение (2), записано в следния вид $(\Delta Y/Y - \Delta L/L) = a(\Delta K/K - \Delta L/L) + \Delta A/A$.

¹¹ Както в повечето подобни изследвания, вкл. и тук, се търси измерител на количеството на човешкия капитал, като се пренебрегва проблемът за качеството на ресурсите. Посочва се, обаче, че инвестициите в образование са индикатор и за качество, тъй като включват разходи за инфраструктура, квалификация на кадрите и др.

¹² Коефициентът на записване в образователна степен за текущия период измерва нарастването (потока) на човешкия капитал, докато натрупването на тези потоци за определен период измерва запаса от човешки капитал. Сравнителен анализ на различните измерители на човешкия капитал е представен от Барро, Р., и Лее, Дж.-У. International comparisons of educational attainment. - Journal of Monetary Economics, 1993, Vol. 32, p. 363-394.

¹³ Пак там. Вж. също Кюриасоу, Г. Level and growth of human capital: A cross-country study of the convergence hypothesis. WP 91-26, C. V. Starr Center for Applied economics. New York University, 1991.

¹⁴ Ислам, Н. Growth empirics: a panel data approach. - Quarterly Journal of Economics, 1995, Vol. 110, p. 1127-1170.

¹⁵ Фрейре-Серен, М. Human capital accumulation and economic growth. - Investigaciones Economicas, 2001, Vol. XXV, p. 585-602.

Изведено е положително влияние както на растежа върху образованието, така и на образованието върху растежа. В допълнение Murthy и Chien¹⁶ доказват, че статистически незначимият резултат на Nonnenman и Vandhout¹⁷ радикално се променя при прилагане на друг измерител на човешкия капитал.

Benhabib и Spiegel¹⁸ акцентират върху обстоятелството, че корелацията между ръста на човешкия капитал и дохода на човек от населението е незначителна. От своя страна по-високото равнище на запаса от човешки капитал е фактор за технологични нововъдения, нарастваща производителност на ресурсите и ускорен растеж. Визирайки тази разработка, Krueger и Lindhal¹⁹ посочват, че липсата на статистически значима асоциация между продължителността на обучението и растежа се дължи на включването на контролна променлива за физическия капитал в модела. Когато тази променлива се изключи, резултатът е положителен и статистически значим.

Второ, налага се заключението, че по-ниските равнища на образование – основно (primary) и средно (secondary), са по-силно обвързани с растежа²⁰. Според Petrakis и Stamatakis²¹ ролята на висшето образование нараства, колкото е по-висока степента на развитие на икономиката.

Освен използването на различни модели и индикатори на човешкия капитал друга причина за нееднозначните резултати в изследванията е наличието на измерителни грешки. Krueger и Lindhal²² посочват, че корелацията между измерителите на средното равнище на образование в споменатите бази данни на Barro & Lee и на Kyriacou е висока (0.86), докато между промяната в тези измерители (продължителност на обучението) тя е значително по-слаба – само 0.34. Това означава, че изследванията, включващи изменението в запаса от човешки капитал (например инвестициите), и тези, които се базират на равнището на човешкия капитал, могат да достигнат до радикално различни изводи. Все пак проблемът с адекватността

¹⁶ Murthy, N. R. V., I. S. Chien. The empirics of economic growth for OECD countries: some new findings. - Economics Letters, 1997, Vol. 55, p. 425-429.

¹⁷ Nonnenman, W., P. Vanhoudt. A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries. - Quarterly Journal of Economics, 1996, vol. 111, p. 943-953.

¹⁸ Benhabib, J., M. Spiegel. The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data. - Journal of Monetary Economics, 1994, Vol. 34, p. 143-173.

¹⁹ Krueger, A., M. Lindahl. Education and growth: why and for whom? - Journal of Economic Literature, 2001, Vol. 39, p. 1101-1136.

²⁰ Вж. Pereira, J., M. Aubyn. What level of education matters most for growth? - Evidence from Portugal. Economics of Education Review, 2008, forthcoming. Вж. също McMahon, W. Цит. съч.; Krueger, A., M. Lindahl. Education and growth: why and for whom...

²¹ Petrakis, P., D. Stamatakis. Growth and educational levels: a comparative analysis. - Economics of Education Review, 2001, Vol. 21, p. 513-521.

²² Krueger A., M. Lindhal. Education for growth in Sweden and the World. 1998, unpublished manuscript

Публични разходи за образование и икономически растеж

на първичните данни стои пред по-голямата част от емпиричните проучвания в икономическата литература.

Образование и растеж в Европа: емпирични резултати

Изхождайки от неокласическия модел на растежа, изследването *цели* да намери зависимост между инвестициите в човешки капитал и темповете на дългосрочен икономически ръст на БВП в Европа. Като *измерител* на нарастването на човешкия капитал се приемат разходите за образование в държавния бюджет. Използването на този индикатор се базира на допускането, че тези разходи са производителни (увеличават пределния продукт на ресурсите) - виждане, което се споделя от част от икономистите, например влиятелният изследовател на проблемите на растежа Робърт Баро.²³

Хипотезата, че инвестициите в образование ускоряват икономическия растеж, се тества чрез иконометричен модел, построен на базата на разширения неокласически модел на растежа (4). Преди да бъде представен и решен регресионният модел, е изведена дескриптивна статистика относно публичните разходи за образование и темповете на растеж за ЕС и някои от водещите световни икономики (табл. 1).

Таблица 1

Динамика на разходите за образование в Европа

Публични разходи за образование 2000-2005 (% БВП)		Темп на растеж на реалния БВП (%)	
		2000-2005 г.	2006-2009 г.*
Средно за ЕС-27	5.0	2.1	2.5
Минимално равнище на разходите: Румъния	3.3	6.5	6.3
Максимално равнище на разходите: Дания	8.4	1.7	2.0
България	4.2	5.3	6.0
САЩ	5.1	2.0	1.6
Япония	3.7	1.9	1.7
Швейцария	5.8	1.7	2.8

* Прогнозни данни за 2008 и 2009 г.

Източник. Евростат

През първата половина на последното десетилетие публичните разходи за образование в ЕС-27 са средно 5% от БВП, което е близо до равнището им в САЩ и по-високо от това в Япония. Зад тези данни обаче се

²³ Barro, R. Economic growth in a cross section of countries. - Quarterly Journal of Economics, 1991, Vol. 106, p. 407-444.

крият значителни различия между отделните страни - докато Румъния отделя едва около 3% от БВП за образование, то в Дания цифрата е над 2.5 пъти по-висока, а в Швейцария държавните разходи за образование са с 0.8 пункта над средните за ЕС.

За същия период е отчетен най-висок реален растеж в Румъния и България, отличаващи се със сравнително ниско равнище на образователните разходи. Предвид лаговото влияние на образованието, са представени и стойностите за темпа на промяна на съвкупния продукт в края на десетилетието. Очаква се леко забавяне на ръста на румънската икономика, САЩ и Япония. Прогнозите сочат ускорен растеж в ЕС. Разбира се, представените стойности са с висока степен на агрегиране, което не дава основание за извеждане на статистическа зависимост между образованието и растежа.

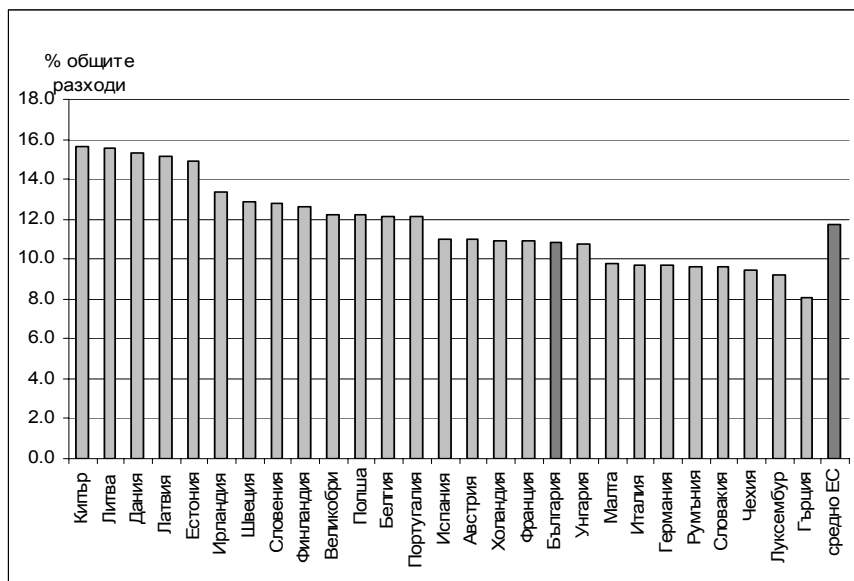
Сред държавните разходи по степени на обучение се откроява големият размер на тези за средно образование, които през 2001 - 2005 г. са средно 45.1% от общите публични разходи за образование. Следват издръжките на основното (23.5%) и висшето образование (21.6%). За България се запазва тенденцията за висок дял на средно образование (44.7%). Значително по-големи са разходите в категория "други" (16.9 срещу 9.8% за ЕС), включваща предимно предучилищното обучение, за сметка на по-ниските разходи за основно (19.2%) и висше (19.2%). За последното се наблюдава трайна тенденция към понижаване през изследвания период с 0.6 пункта.

Отношението разходи за образование/БВП в значителна степен е обусловено от размера на държавна намеса в икономиката, поради което не може да се измери точно доколко тази сфера е приоритетна. Очаквано разходите са най-високи в скандинавските страни - Дания, Швеция (7.2%) и Финландия (6.3%), следвани от Белгия (6%). Сред постсоциалистическите икономики се отличава Словения (6%), в която и държавното участие е най-значително. Поради това е анализиран делът на разходите за образование в общите бюджетни разходи на консолидираните държавни бюджети (вж. фиг. 1). Този индикатор показва в кои страни-членки инвестициите в човешки капитал са приоритет на държавната политика.

Средно за ЕС-27 разходите за образование в държавния бюджет са 11.8%. Равнището им (над 14%) е значително по-високо в Кипър, Дания и балтийските страни. Последните са показателен пример, тъй като се отличават с най-слабо държавно участие сред страните-членки и същевременно с високо равнище на разходите за образование. Трябва да се отбележи и Ирландия, която има сравнително висок дял на разходите за образование в държавния бюджет (13%) и ускорени темпове на икономически растеж през 90-те години. За България изследваният параметър е с 0.8 пункта под средния за ЕС - 11%. Все пак след нас остават страни с по-висок доход на човек от населението като Унгария, Германия, Чехия, Италия.

Фигура 1

Дял на разходите за образование в общите държавни разходи в ЕС (2000-2005 г.)



Източник. Евростат.

Нашето изследване се *отличава* от представените подобни проучвания по обхвата на извадката. За разлика от тях в сравнителния анализ са включени и новите страни-членки на ЕС (НСЧ). Освен това тук се използва нов за проучванията, фокусиращи върху връзката “човешки капитал-растеж”, индикатор на икономическия растеж. За целта се изчислява петгодишна пълзяща средна на темпа на промяна на реалния БВП. Тази методика е заимствана от Devarajan, Swaroop и Zou,²⁴ които не изследват изрично влиянието на образованието върху растежа, а правят паралел между ефектите на държавните разходи, класифицирани по функционално предназначение.

Методът е избран по няколко причини. От една страна, така се игнорират колебанията в агрегатното производство, причинени от бизнес-цикъла, и следователно се оценява тенденция в ръста на реалния БВП в дългосрочна (или по-точно средносрочна) перспектива. Както е известно, продължителността на един бизнес-цикъл е между пет и осем години. На второ място, решава се проблемът с ендегенността на променливата, измерваща

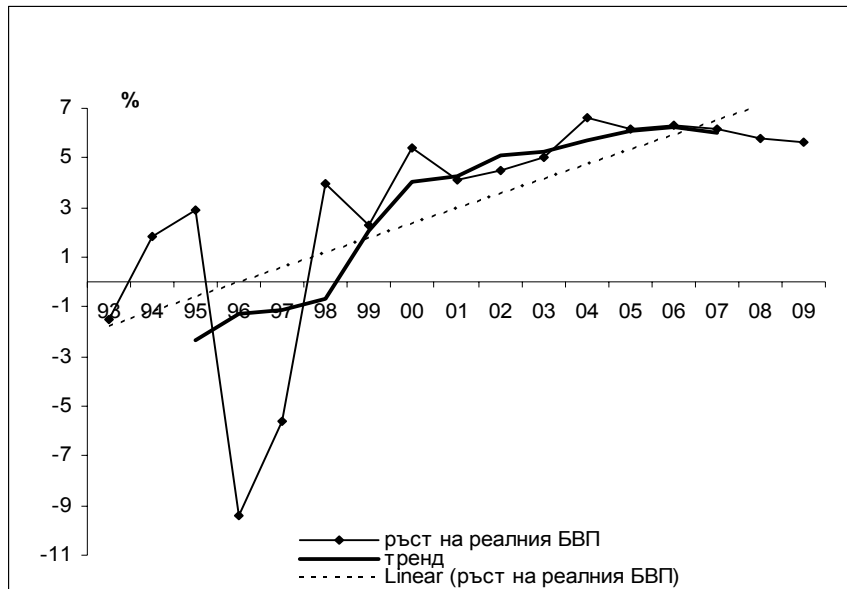
²⁴ Вж. Devarajan, Sh., V. Swaroop, H. Zou. The composition of public expenditure and economic growth. - Journal of Monetary Economics, 1996, Vol. 37, p. 313-334.

човешкия капитал, породена от влиянието на растежа върху образованието. Трето, липсата на данни за страните от Централна и Източна Европа (ЦИЕ) ограничава използването на по-дълъг период при прилагане на избраната методика.

Фиг. 2 илюстрира избрания метод с данни за агрегатното производство в българската икономика. Вижда се, че така изчисленият тренд “изглажда” динамичния ред, игнорирайки краткосрочните колебания. Същевременно за разлика от линейния тренд (прекъснатата линия на графиката) се запазват по-резките изменения в параметрите, причинени от пазарни шокове.²⁵

Фигура 2

Растеж на реалния БВП и тренд на растежа



Източник: Евростат; изчисления на автора.

По описания начин е намерен трендът на рѝст на БВП за 22 страни-членки на ЕС.²⁶ За всяка от тях са изчислени корелационните коефициенти

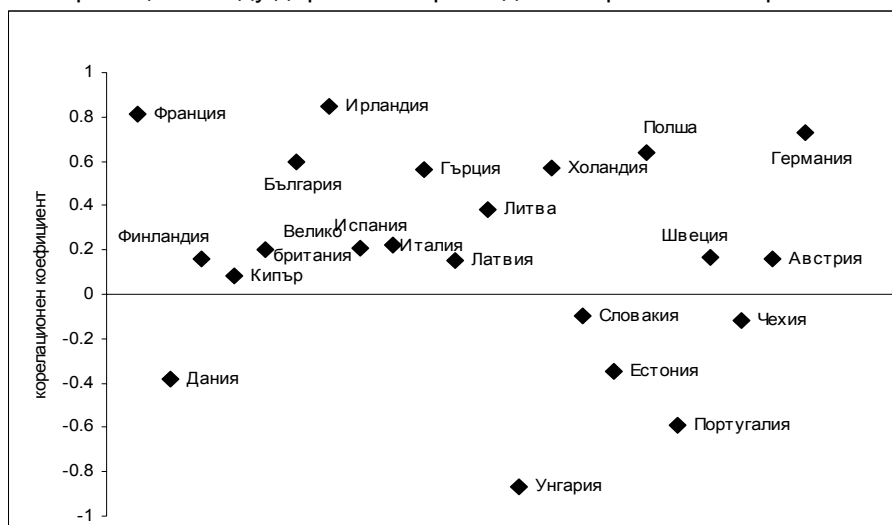
²⁵ В друго свое изследване авторът използва филтърът на Ходрик-Прескот (НР) за изглаждане на цикличните колебания в темпа на растеж на БВП при тримесечна честота на данните за България (вж. *Нейчева, М.* Влияние на фиска върху макроикономическите колебания в българската икономика. - *Икономическа мисъл*, 2005, N 3). Тук тази методика не се прилага, тъй като тя изисква по-дълги времеви редове.

²⁶ Изключени са Малта, Словения, Румъния, Люксембург, Белгия, за които разполагаемите данни са недостатъчни за получаване на статистически значим резултат.

между динамичните редове за публичните разходи за образование и за тренда на растеж. Получените резултати са илюстрирани графично на фиг. 3.

Фигура 3

Корелация между държавните разходи за образование и растежа



Източник. Изчисления на автора.

За изследвания панел зависимостта между образованието и растежа е умерена положителна – коефициентът на корелация за извадката е 0.19. За отделните страни той варира между -0.87 (Унгария) и +0.85 (Ирландия), като в повечето случаи се наблюдава зависимост, по-голяма от нула. Това означава, че в преобладаващия брой страни-членки публичните инвестиции в образование са съпътствани от по-високи темпове на растеж.

В една част от европейските икономики се наблюдава силна положителна зависимост “образование-растеж” - Ирландия, Франция, Полша, Германия, България (корелация от 0.6), Гърция, Холандия. Коефициентът на корелация е по-висок от средния за извадката плюс половин стандартно отклонение (над 0.4). Във втората група са страните, за които по-високото равнище на държавните разходи за образование води до сравнително слабо ускоряване на растежа - коефициентът на корелация е в границите на средния за извадката плюс/минус половин стандартно отклонение (0; 0.4). Тук се причисляват най-голям брой страни: Литва, Испания, Италия, Великобритания, Швеция, Латвия, Финландия, Австрия, Кипър.

Под нулевата ос остават шест икономики – Унгария, Португалия, Дания, Естония, Чехия и Словакия. В тези държави публичните инвестиции в човешки капитал са съпроводени от по-ниски темпове на растеж на БВП.

Важно е да се уточни, че четири от тях са от ЦИЕ, и в годините на преход към пазарна икономика (до около 2000 г.) те претърпяват значителни структурни промени и отчитат периоди на дълбок икономически спад. Това означава, че е трудно само чрез този анализ да се оцени приносът на образованието за растежа.

Конструираният регресионен модел в редуцирана форма се базира на уравнение (4), като е добавен и четвърти фактор – инвестициите в научно-изследователска и развойна дейност (R&D).

$$(5) \quad \text{GDPgrowth}_{(t+1,t+5)} = F(\text{PEE}_t, \text{LF}_t, \text{BI}_t, \text{R\&D}_t) + \varepsilon_t.$$

GDP growth $_{(t+1,t+5)}$ е изчислена като пълзяща средна за темпа на нарастване на съвкупния продукт през периода $(t+1+t+5)$, PEE_t са публичните разходи за образование, изразени като дял от БВП, LF_t измерва процентната промяна в работната сила, BI_t е отношението между инвестициите в частния сектор и БВП (%), а R\&D_t е делът на разходите за изследване и развитие в икономиката в БВП (%). Така конструиран, моделът отчита влиянието на производствените фактори - труд, инвестиции във физически, инвестиции в човешки капитал и иновации, върху дългосрочния тренд на растеж.

С цел избор на метод за решение първоначално са проведени стандартните статистически тестове. Чрез корелограмите (ACF, PACF) и теста на единичния корен (unit root test)²⁷ е направена проверка за стационарност на данните. Оказва се, че редовете за ендогенната и екзогенните променливи са нестационарни, интегрирани от първи ред $I(1)$. Изискването за стационарност може да бъде нарушено при коинтегрираност (co-integrated)²⁸ на данните. За целта е използван тестът на Engel-Granger,²⁹ като резултатът отхвърля хипотезата за коинтегрираност между ръста на БВП и екзогенните променливи. Това налага използването на първите разлики на променливите. След преобразуването корелограмите демонстрират, че изискването за стационарност не е нарушено и моделът придобива вида:

$$(6) \quad \Delta \text{GDPgrowth}_{(t+1,t+5)} = a_0 + a_1 * \Delta \text{PEE}_t + a_2 * \Delta \text{LF}_t + a_3 * \Delta \text{BI}_t + a_4 * \Delta \text{R\&D}_t + \varepsilon_t$$

Извадката включва 158 наблюдения за 20 държави.³⁰ Уравнение (6) е решено за целия панел (Модел 1`, табл. 2) и за две подгрупи – стари страничленки (Модел 2`, табл. 2) и постсоциалистическите икономики (Модел 3`, табл. 2). Регресионният коефициент a_1 измерва ефекта на публичните разхо-

²⁷ Gujarati, D. Basic econometrics. 3rd ed. McGraw-Hill Inc., 1995, p. 718.

²⁸ Ако X_t и Y_t са динамични редове от вида $I(1)$, то те са коинтегрирани, ако променливата $u_t = Y_t - b * X_t$ е стационарна (вж. Maddala, G. Introduction to Econometrics. , N.Y.: Macmillan Publishing Company, 1988, p. 216).

²⁹ Gujarati, D. Цит. съч., с. 726.

³⁰ Изследваните икономики са Австрия, България, Великобритания, Германия, Дания, Естония, Ирландия, Испания, Италия, Кипър, Латвия, Литва, Полша, Португалия, Словакия, Унгария, Финландия, Франция, Холандия, Чехия.

ди за образование върху икономическия растеж. По-конкретно стойността му показва с колко се ускорява темпът на растеж на реалния БВП при един процент повишаване на съотношението между публичните разходи за образование и реалния БВП.

Често срещан проблем при извадки, включващи наблюдения в един и същи момент, е наличието на хетероскедастичност. Това води до неефективни оценки на регресионните коефициенти при прилагане на класическия метод на най-малките квадрати (МНК). Хипотезата за наличие на хетероскедастичност е проверена чрез широко използвания за тази цел тест на White.³¹ Решено е уравнението $\hat{u}_t = F(X_i, X_j, X_i^2, X_j^2, X_i * X_j)$, където \hat{u}_t е грешката при решаване на уравнение (6) по МНК, а $X_{i,j}$ са екзогенните променливи. Изчислен е параметърът $\sigma = N * R^2$, като N е броят на наблюденията. Ако стойността му превишава критичната ($\chi^2_{df=14;0.05} = 23.69$), заключението е, че има хетероскедастичност.

Според представените резултати (вж. табл. 2) и при трите модела получените стойности за параметъра σ са под критичните. Единствено при Модел 2 стойността (23.30) е близка до граничната при ниво на значимост 0.05, но значително под тази при ниво на значимост 0.01 ($\chi^2_{df=14;0.01} = 29.14$). Това дава основание да се отхвърли хипотезата за наличие на хетероскедастичност.

Друг възможен проблем, произтичащ от използването на динамични редове, е появата на автокорелация в грешката на модела. Чрез стандартния тест на Durbin-Watson е установена такава и при трите модела, поради което те са решени чрез двустъпковия метод на Cochrane-Orcutt.³² Новоизчислените стойности на DW теста (табл. 2) демонстрират липса на автокорелация.

Резултатите показват, че образованието има статистически значимо положително влияние върху растежа на съвкупното производство. За проучваните страни повишаването на дела на разходите за образование в БВП с 1 пункт води до ускоряване на ръста на БВП с 0.38%. Зависимостта "образование-растеж" е по-силна за постсоциалистическите икономики, за които регресионният коефициент a_1 е 0.51 спрямо 0.27 за старите страни-членки. Същевременно за развитите икономики издръжката на научноизследователската дейност е положително свързана с растежа. За тази подгрупа регресионният коефициент е висок и статистически значим. По-голямата от единица стойност ($a_4 = 1.095$) означава, че единица нарастване на разходите за иновации води до значително по-високи темпове на икономически растеж. За постсоциалистическите страни коефициентът a_4 е отрицателен и статистически незначим. Възможна причина за наблюдаваното съществено различие между двете изследвани подгрупи е по-ниската производителност на разходите за научна и развойна дейност в страните от ЦИЕ.

³¹ White, H. A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. - *Econometrica*, 1980, Vol. 48, p. 817-838.

³² Вж. Gujarati, D. Цит. съч., с. 432.

Таблица 2

Влияние на образованието върху растежа в Европа:
иконометрични резултати

Зависима променлива: $\Delta \text{GDPgrowth}_{(t+1,t+5)}$			
	Модел 1` (всички страни)	Модел 2` (стари страни-членки)	Модел 3` (постсоциалистически икономики)
a_0	-0.060*	-0.091*	0.025
a_1 (ΔPEE)	0.380	0.274	0.505
Ст. грешка	0.021	0.154	0.271
t-тест	3.143*	1.784**	1.863**
a_2 (ΔLF)	-0.005	0.025	-0.037
Ст. грешка	0.032	0.035	0.081
t-тест	0.160	0.735	0.460
a_3 (ΔBI)	-0.144	-0.239	-0.122
Ст. грешка	0.028	0.038	0.051
t-тест	5.193*	6.223*	2.388*
a_4 ($\Delta \text{R\&D}$)	0.65	1.095	-0.979
Ст. грешка	0.494	0.466	1.400
t-тест	1.316	2.351*	-0.699
F-тест	12.81	13.63	5.34
DW-тест	1.739	1.799	1.549
Тест на White	10.11	23.30	16.49
N	158***	100	35

*significant at 0.05 level

** significant at 0.10 level

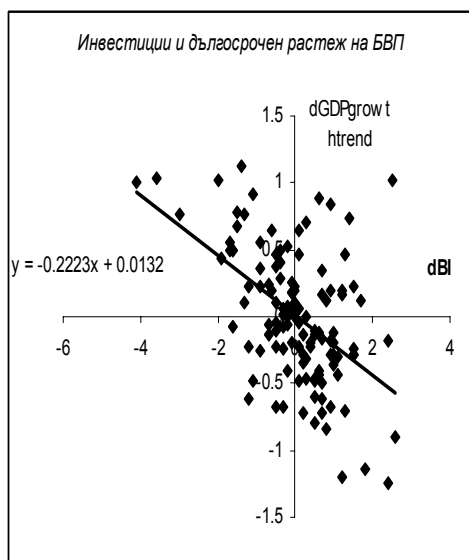
*** Кипър е включен само в Модел 1`.

Статистически значим и отрицателен е ефектът на инвестициите върху темповете на растеж в частния сектор. За проучвания период ускоряването на ръста на вложенията във физически капитал, изразени като дял от БВП, с 1 пункт забавя растежа средно с 0.12% в новите страни-членки и с 0.24% за напредналите икономики. Средно за Европа коефициентът е -0.14.

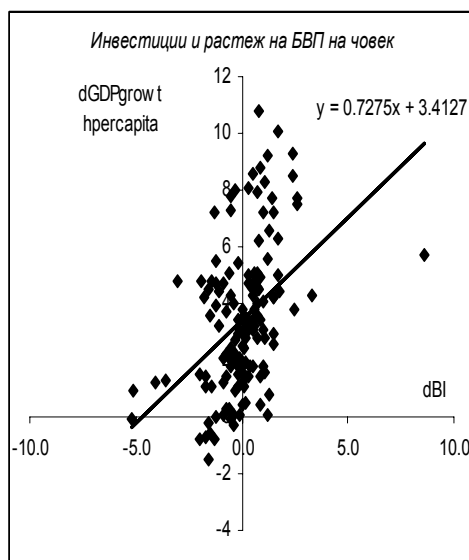
Тези цифри на пръв поглед са в разрез с преобладаващите емпирични изследвания, според които инвестициите са положително корелирани с ръста на икономиката. По-малкият от нула коефициент може да се обясни с използвания измерител на растежа. Симулира се влиянието на инвестициите в даден момент върху усреднения темп на изменение на съвкупния продукт в следващи моменти. В изследванията, базирани на агрегираната производствена функция,

променливите се разглеждат в един и същи период, което не гарантира ендогенност на независимата променлива за инвестициите, както вече беше дискутирано. С възприетата тук методика този проблем е игнориран.

Фигура 4а



Фигура 4б



Източник: Евростат, изчисления на автора.

На фиг. 4а е представена частичната корелация между промяната в инвестиционната активност (dBI_t) и дългосрочния темп на растеж ($dGDPgrowth_{trend}$), изчислен по описаната методика. Тя е съпоставена със зависимостта между инвестициите (dBI_t) и БВП на човек от населението ($dGDPgrowth_{per\ capita_t}$) в един и същи период (фиг. 4б). В синхрон с теоретичните постановки във втория случай се забелязва силна положителна връзка между двата параметъра.

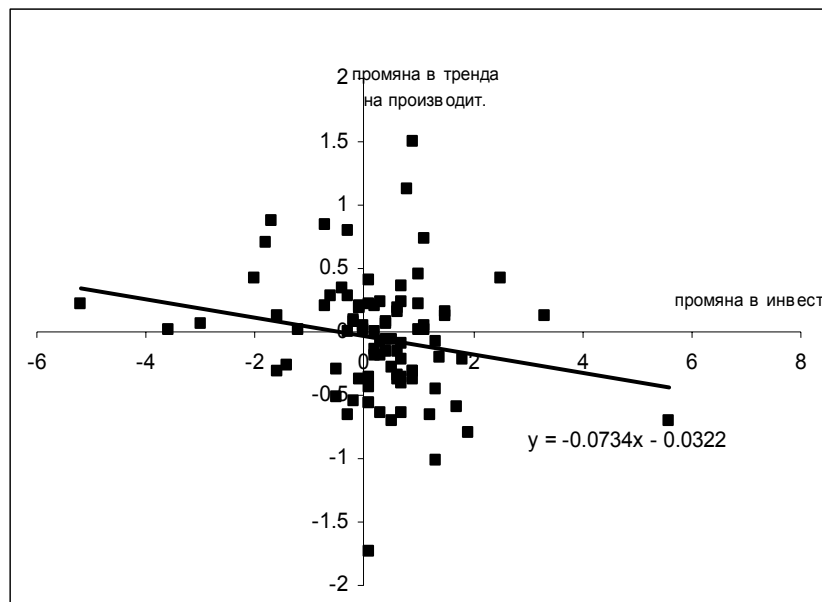
В търсене на обяснение за негативната стойност на регресионен коефициент a_3 е изследвано отношението "инвестициите – производителност". Според ендогенната теория на растежа разходите за физически капитал влияят върху производството косвено - те са фактор за технологичните промени и растеж на продуктивността на ресурсите. Обратно, при липса на такъв ефект е възможно увеличаването на инвестициите да бъде съпроводено от забавени темпове на растеж.

Фиг. 5 дава обяснение по повдигната хипотеза. По оста x е нанесена промяната в отношението инвестициите в частния сектор/БВП (dBI_t). Вертикалата (оста y) представя промяната в дългосрочния растеж на произведи-

телността на труда ($dLP_{\text{growthtrend}}$) според представената методика за тренда на нарастване на реалния БВП с цел съпоставимост на резултатите.³³

Фигура 5

Инвестиции и производителност на труда



Източник: Изчисления на автора по данни на Евростат

Вижда се, че макар и по-слаба, статистическата зависимост е сходна с тази от фиг. 4а. По-високата инвестиционна активност в частния сектор се асоциира с по-ниски темпове на нарастване на производителността на труда. Липсата на положително влияние на инвестициите върху производителността подкрепя (и вероятно обяснява) негативния резултат за регресионен коефициент a_3 . В допълнение корелационните коефициенти между промяната в публичните разходи за образование и използвания индикатор за дългосрочната производителност на труда са положителни (над 0.35) и високи за 60% от изследваните страни (Франция, Финландия, Ирландия, Италия, Холандия, Словакия, Австрия, Португалия, Германия). Силната връзка между

³³ Данните обхващат икономиките на Франция, Дания, Финландия, Великобритания, Ирландия, Испания, Италия, Литва, Унгария, Холандия, Словакия, Австрия, Чехия, Португалия и Германия. За повечето от НСЧ са дадени стойности за годишния темп на нарастване на производителността на труда за периода 2001-2006 г., което прави невъзможно изчисляване на дългосрочен тренд на растеж.

образованието и производителността на труда в тях (средно 0.57) се вписва в теоретичната рамка на ендогенната теория за растежа.

Същевременно по-ниската стойност на a_3 за НСЧ (-0.12) спрямо ССЧ (-0.24) подкрепя хипотезата за конвергенция в равнищата на дохода, изразена в неокласическата теория³⁴ - тъй като в напредналите икономики нивото на капиталовите запаси е по-високо, намаляващата възвръщаемост обуславя по-ниския темп на растеж на БВП с ускоряване на инвестициите. Във връзка с полученото тук забавянето на растежа е по-силно в старите страни-членки на ЕС.

Последната независима променлива LF_{growth} отчита ролята на работната сила като фактор за екстензивен тип растеж. Стойността на регресионен коефициент a_2 е близка до нула и статистически незначима, което показва, че нарастването на работната сила не детерминира икономическия растеж в Европа.

*

Представеното изследване прави опит да осветли връзката между инвестициите в човешки капитал, измерени чрез публичните разходи за образование, и икономическия растеж. То е първо по рода си, доколкото обект на сравнителен анализ са старите и новите страни-членки на ЕС.

Резултатите от иконометричния модел показват, че образованието е важен фактор за нарастването на съвкупното производство в Европа. За развитите икономики съществен е приносът и на инвестициите в научно-изследователска и развойна дейност. Това е в синхрон с изводите от теоретичната и емпиричната литература. Разработката насочва към заключението, че приоритетното развитие на образованието е един от каналите за ускорен растеж в страните от Източна Европа. Още повече то е предпоставка за повишаване качеството на живот.

Тъй като задълбоченото проучване на тази връзка е извън предмета на това изследване, ще се ограничим да посочим, че по-високото образование се асоциира с по-малка престъпност и социална диференциация, по-развити системи на здравеопазването и пенсионно осигуряване, по-висока информираност и мобилност на работната сила.

Като бъдещи насоки за работа по проучвания проблем могат да се набележат изследване на детерминантите на влиянието на образованието върху икономическия растеж и диференциране ролята на различните степени на обучение.

1.IX.2008 г.

³⁴ Barro, R. Цит. съч.