

**СРАВНИТЕЛНО ИЗСЛЕДВАНЕ НА ЕФЕКТА НА
ОБРАЗОВАНИЕТО ВЪРХУ РАСТЕЖА**

доц. д-р Мария Нейчева
Бургаски свободен университет

**A COMPARATIVE STUDY OF THE IMPACT OF EDUCATION ON
GROWTH**

Assoc. Prof. Mariya Neycheva, PhD
Burgas Free University

Abstract: *This paper summarizes the results of a study on three countries from Central and Eastern Europe which differ in the human capital's structure specifically the educational level of the labor force: Bulgaria, Estonia and the Czech Republic. The econometric output does not fully support the hypothesis that human capital stimulates economic activity since the results per country differ in both the sign and the magnitude of the estimated effect.*

Key words: *human capital, upper secondary education, higher education, growth*

1. Въведение

Настоящият доклад представя сравнително изследване относно влиянието на образованието върху икономическия растеж в три страни от Централна и източна Европа – България, Чехия и Естония. Проучването си поставя няколко цели: 1). да тества хипотезата, че човешкият капитал е фактор за растежа в съвременните икономики; 2). да оцени и сравни ефектите на средното и на висшето образование; 3). да провери за наличието на зависимост между абсолютния дял на работната сила с дадена образователна степен и промяната в съвкупния продукт; 4) да сравни приноса на човешкия капитал с този на други детерминанти на икономическата активност. Разработените емпирични модели следват неокласическата парадигма, по-конкретно разширения неокласически модел на растежа с човешки капитал (ЧК). Структурата на изложението е както следва: резюмирана е методологията и е обоснован изборът на трите страни предмет на проучване; представени са и са анализирани основните резултати от емпиричните модели; накрая са направени изводи и заключителни бележки.

2. Методология на изследването

Основно място в теоретичните и емпирични изследвания относно връзката „човешки капитал – икономически растеж“ заема разширеният неокласически модел на растежа, разработен от Mankiw, Romer и Weil (1992). Той се базира на агрегатната производствена функция на Cobb-Douglas с човешки капитал (H), физически капитал (K) и трудов ресурс (L) и има вида:

$$Y_t = A_t * K_t^\alpha * H_t^\beta * L_t^{(1-\alpha-\beta)} \quad (1),$$

Параметрите α и β измерват еластичността на съвкупния продукт по отношение на физическия и човешки капитал, а A е индикатор за технологичен прогрес. Според теорията за човешкия капитал, той се акумулира предимно чрез обучение, независимо че в широк аспект включва още натрупания професионален и житейски опит, здравен статус. Предвид високото средно образователно равнище в разглежданите страни¹, тук като измерител за ЧК се използва делът на работната сила с поне средно образование. Във връзка с това, уравнение (1) може да се замести със следната функционална зависимост:

$$\left(\frac{Y}{L}\right)_t = A_t * \left(\frac{K}{L}\right)_t^\alpha * \left(\frac{SEC}{L}\right)_t^{\beta_1} * \left(\frac{HIGH}{L}\right)_t^{\beta_2} \quad (2)$$

Променливата SEC представя ЧК, натрупван в средното образование, докато $HIGH$ се отнася за работната сила с висше образование. Следвайки логиката и изчисленията на оригиналния модел на Mankiw и др. (1992) може да се изведе, че състоянието на дългосрочно равновесие се описва чрез следната система равенства (3):

$$\begin{aligned} k^* &= \left(\frac{s_k^{1-\beta_1-\beta_2} * s_h^{\beta_1} * s_{hh}^{\beta_2}}{n + \delta + g} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta_1-\beta_2}} \\ sec^* &= \left(\frac{s_k^\alpha * s_h^{1-\alpha-\beta_1} * s_{hh}^{\beta_2}}{n + \delta + g} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta_1-\beta_2}} \\ high^* &= \left(\frac{s_k^\alpha * s_h^{\beta_1} * s_{hh}^{1-\alpha-\beta_1}}{n + \delta + g} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta_1-\beta_2}} \end{aligned} \quad (3)$$

Запасът от физически (k^*) и човешкият капитал (sec^* , $high^*$) на единица труд зависят от темпа на прираст на населението (n), нормата на амортизация (δ), технологичен параметър (g), както и нормата на натрупване т.е. инвестициите във физически (s_k) и човешки (s_h и s_{hh}) капитал. Замествайки (3) в производствената функция (1) и прилагайки логаритмуване, получаваме равновесното равнище на дохода на един зает (y):

$$\ln y^* = a_0 + \frac{\alpha}{1 - (\alpha + \beta_1 + \beta_2)} \ln s_k + \frac{\beta_1}{1 - (\alpha + \beta_1 + \beta_2)} \ln s_h + \frac{\beta_2}{1 - (\alpha + \beta_1 + \beta_2)} \ln s_{hh} - \frac{\alpha + \beta_1 + \beta_2}{1 - (\alpha + \beta_1 + \beta_2)} \ln(n + \delta + g) \quad (4)$$

Алтернативно, дохода на единица може да се изрази като функция не на нормата на натрупване, а на запаса от човешки капитал със средно и висше образование (sec^* , $high^*$), както следва:

¹ Според последните изчисления на Barro и Lee (www.barrolee.com) средният брой години на обучение за населението над 25 години в ЕС е 9.7 през 2000 и нараства с 0.8 пункта за първото десетилетие на века. Това означава, че средният европейец има завършено поне първо равнище на средно образование (lower secondary). През 2010г. средният брой години на обучение е 12.32 за Чешката република, 12.01 за Естония и 9.95 за България.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_t - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + \delta + g) + \frac{\beta_1}{1-\alpha} * \ln sec^* + \frac{\beta_2}{1-\alpha} * \ln high^* \quad (5)$$

Емпиричната спецификация в дискутираното изследване се базира на структурно уравнение (5). В общия случай, функционалната зависимост, използвана за статистическа оценка на дългосрочното равновесие има вида (6):

$$\ln y_{T^*} = a * Z_{T^*} \quad (6),$$

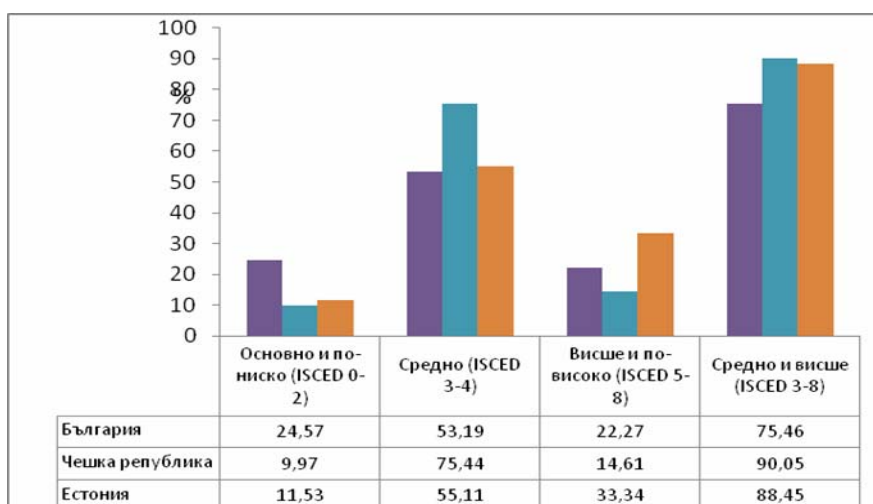
където доходът (y_{T^*}) е функция на набор от променливи (Z), детерминиращи темпа на растеж (Dowrick, 2003). Тук те включват още стойността на износа и преките чуждестранни инвестиции (ПЧИ). Инвестициите включват частния и публичния сектор. Всички променливи са изразени на единица работна сила.

Оценяването на регресия на растежа (7) е разширение на модела на Stock и Watson (1993), който взема предвид потенциални структурни прекъсвания в данните, ендогенност на зависимите променливи и серийна корелация на грешките чрез специален компонент $(\Delta X_{i,t-j})$ за първите разлики на независимите променливи. Методът е подходящ за малки извадки.

$$\ln RGDP_t = \alpha_0 + \sum d_i * X_{i,t} + \sum_{j=-k}^k f_j * \Delta X_{i,t-j} + g(t) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Зависима променлива е реалният брутен вътрешен продукт (БВП) на единица работна сила в логаритмична фирма (RGDP). Векторът на регресионните коефициенти $[d_i]$ измерва дългосрочния ефект на факторите върху темпа на промяна на съвкупния продукт. Функциите, обозначени с $g(t)$ представят модели на прекъсване на режима на развитие, като са разграничени два основни типа: с прекъсване в тренда и/или прекъсване в нивото на развитие.

Фигура 1. Образователен профил на населението на възраст 25-64 г.



Източник: Евростат

3. Анализ на резултатите

Извадката се фокусира върху три от новите страни-членки на ЕС предвид различията в състава на човешкия капитал, по-точно образователното равнище на населението и работната сила, както показва фигура 1. Както ясно се вижда, Чехия е с най-висок дял на населението с поне средно образование, обусловен от хората със средно образование – $\frac{3}{4}$ от населението, което е най-високата стойност в ЕС. Обратно, сравнително високото средно образователно равнище на Естония се дължи на дела на вишистите (33%) – също една от най-високите стойности в ЕС. За България се откроява сравнително големият дял на хората с основно и по-ниско образование (25%).

Използвани са тримесечни сезонно коригирани данни от Евростат и националните банки на проучваните страни за периода 2000:1 – 2013:4. Направени са всички необходими предварителни статистически проверки като: тест за стационарност на времевите редове на Perron (1989) и Zivot и Andrews (1992) със структурно прекъсване, тест за коинтеграция при наличие на структурно прекъсване в данните Johansen, Mosconi and Nielsen (2000). При конструиране на моделите е заимстван методът на Carrion-i-Silvestre и Sanso (2006). Таблица 1 представя резултатите от решаването на емпиричните спецификации, базирани на иконометричен модел (7) за всяка от трите изследвани страни.

Трябва да се подчертае, че съпоставимостта на резултатите (вж. табл. 1) при решаваните различни модификации на базовия модел (7) показва тяхната устойчивост и здравина (robustness). Във връзка с поставените цели се открояват следните изводи относно връзката „човешки капитал – образование – икономически растеж“:

1. Хипотезата за положително влияние на ЧК върху растежа се доказва за Естония и не се потвърждава за България в изследвания период. Регресионните коефициенти са положителни както за средното, така и за висшето образование в първата и изцяло отрицателни за втората.

2. За чешката република по-високият дял на хората с висше образование стимулира съвкупната активност, докато резултатът за средното образование е чувствителен спрямо избора на модел и отчитането на структурно прекъсване в динамиката на реалния БВП (трето тримесечие на 2005г.). Тъй като последният модел по-точно отразява тенденциите в активността, може да се приеме, че и полученият резултат е поточен т.е. нарастването на работната сила със средно образование е по-скоро в негативна корелация със съвкупния продукт.

3. Преките чуждестранни инвестиции и експорта са основни двигатели за растежа в България и Естония, докато вътрешното инвестиционно търсене детерминира растежа в Чехия.

4. Предвид получените отрицателни стойности на регресионните коефициенти за висшето образование в България и за средното образование в Чехия изследването навежда към извода, че нарастването на работната сила с дадена образователна степен при висок абсолютен дял не допринася за ускоряване на растежа. Това може да се обясни чрез връзката между образованието и пазара на труда и задълбочаващите се вертикални несъответствия при неадекватен спрямо изискванията на пазара образователен профил на трудовите ресурси.

Изведените тук негативни стойности на регресионните коефициенти са в синхрон с резултатите на Ганева и др. (2014), които прогнозират, че структурната незаемост 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%. В допълнение, според Герунов (2014) е налице отрицателен статистически незначим ефект на дела на тру-

доспособното население с поне средно образование върху темпа на растеж на реалния брутен вътрешен продукт (БВП) за всички страни от ЕС.

Таблица 1. Резултати от решаването на емпиричните модели

Зависима променлива rgdp*	ЕСТОНИЯ			БЪЛГАРИЯ			ЧЕШКА РЕПУБЛИКА		
	1 прекъсване не 2006:1	2 2006:1	3 2007:2	4 2006:3	5 2006:4	6	7 2008:2	8 2008:2	9 2005:3
Sec	1.242 ⁽³⁾ (0.689)	1.981 ⁽¹⁾ (0.679)	3.315 ⁽¹⁾ (0.762)	-0.375 ⁽¹⁾ (0.099)	-0.962 ⁽¹⁾ (0.078)	-0.662 ⁽¹⁾ (0.079)	1.942 ⁽¹⁾ (0.427)	1.801 ⁽¹⁾ (0.497)	-0.603 ⁽¹⁾ (0.256)
High	0.271 (0.371)	0.753 ⁽³⁾ (0.391)	1.786 ⁽¹⁾ (0.364)	-0.159 ⁽²⁾ (0.067)	0.117 (0.238)	-0.135 ⁽²⁾ (0.060)	0.386 ⁽²⁾ (0.143)	0.320 ⁽³⁾ (0.178)	1.460 ⁽¹⁾ (0.128)
Rinv	0.191 ⁽¹⁾ (0.017)	0.159 ⁽¹⁾ (0.019)	0.108 ⁽¹⁾ (0.016)	-0.007 (0.008)	0.047 (0.048)	-0.008 (0.009)	0.454 ⁽¹⁾ (0.047)	0.451 ⁽¹⁾ (0.047)	-0.051 (0.043)
Fdi	0.162 ⁽¹⁾ (0.017)	0.170 ⁽¹⁾ (0.016)	-0.068 ⁽¹⁾ (0.016)	0.125 ⁽¹⁾ (0.004)	0.097 ⁽¹⁾ (0.027)	0.125 ⁽¹⁾ (0.006)	0.033 (0.031)	0.029 (0.033)	-0.011 (0.019)
Exp	0.167 ⁽¹⁾ (0.034)	0.212 ⁽¹⁾ (0.037)	0.333 ⁽¹⁾ (0.054)	0.129 ⁽¹⁾ (0.014)	0.161 ⁽¹⁾ (0.027)	0.131 ⁽¹⁾ (0.017)	0.030 (0.029)	0.032 (0.024)	0.087 ⁽¹⁾ (0.022)
sec_ dummy**	-	-	-0.843 ⁽²⁾ (0.342)	-	0.188 (0.368)	-	-	-	3.836 ⁽¹⁾ (0.343)
high_ dummy	-	-	0.019 (0.243)	-	-0.584 ⁽³⁾ (0.325)	-	-	-	-1.409 ⁽¹⁾ (0.107)
rinv_ dummy	-	-	0.008 (0.011)	-	0.082 (0.050)	-	-	-	0.009 (0.025)
fdi_ dummy	-	-	0.390 ⁽¹⁾ (0.048)	-	0.047 (0.033)	-	-	-	0.324 ⁽¹⁾ (0.028)
exp_ dummy	-	-	-0.010 (0.040)	-	0.228 ⁽¹⁾ (0.041)	-	-	-	0.075 ⁽¹⁾ (0.019)
Time	-	-0.001 ⁽²⁾ (0.000)	0.010 ⁽¹⁾ (0.001)	-	-	-	-	0.001 (0.001)	-
rgdp_ dummy	0.031 ⁽¹⁾ (0.008)	0.039 ⁽¹⁾ (0.010)	-0.471 (2.244)	-0.018 ⁽¹⁾ (0.005)	-1.368 (2.215)	-	0.024 ⁽²⁾ (0.007)	0.025 ⁽¹⁾ (0.007)	-16.639 ⁽¹⁾ (1.521)
time_ dummy	-	-	-0.020 ⁽¹⁾ (0.002)	-	-	-	-	-	-
Wald test***	13.32 (0.001)	14.62 (0.001)	117.18 (0.000)	13.355 (0.000)	58.638 (0.000)	-	11.15 (0.002)	13.21 (0.001)	88.30 (0.000)
AIC	-375.66	-381.52	-457.35	-410.96	-458.73	-400.84	-392.64	-390.92	-485.74
Normality of residual	2.860 (0.239)	2.595 (0.273)	4.138 (0.126)	3.542 (0.170)	1.260 (0.532)	2.009 (0.366)	0.620 (0.734)	0.905 (0.636)	0.322 (0.851)
EC term****	-0.309 ⁽¹⁾ (0.105)	-0.186 ⁽¹⁾ (0.075)	-0.454 ⁽¹⁾ (0.144)	-0.771 ⁽¹⁾ (0.177)	-0.854 ⁽²⁾ (0.411)	-0.731 ⁽¹⁾ (0.168)	-0.225 ⁽¹⁾ (0.032)	-0.228 ⁽¹⁾ (0.034)	-0.371 ⁽¹⁾ (0.105)

* Зависима променлива е логаритъм от реалния брутен вътрешен продукт на единица работна сила. Променливата rinv обозначава брутните вътрешни инвестиции, fdi – преките чуждестранни инвестиции, exp – обема на износа. Всички са представени на единица работна сила и в логаритмична форма. Един лаг и лийд е включен за всяка променлива. В скобите са дадени стандартните грешки на оценките.

** Дъми променливите представят структурното прекъсване в режима на поведение на съответната променлива.

*** Статистика за Wald теста относно наличието на структурно прекъсване. Дадени са р-стойностите в скоби.

**** Компонент за корекция на грешката (EC). Отрицателната му статистически значима стойност доказва устойчивостта на модела. Стандартните грешки на оценките са представени в скобите.

^{(1),(2),(3)} Значимост при ниво на значимост съответно 0.01, 0.05 и 0.10.

4. Заключение

Дискутираното в настоящия доклад изследване тества хипотезата, че човешкият капитал стимулира икономическата активност, като се фокусира върху три страни с различен профил на работната сила от гледна точка на придобитото образование: България, Естония и Чехия. Резултатите от коинтеграционния анализ със структурно прекъсване, базиран на разширения неокласически модел на растежа, не подкрепят изцяло тази хипотеза. Делът на работната сила със завършено поне средно образование е в отрицателна зависимост с реалния БВП на глава от населението в България, докато за Естония е изведена положителна зависимост както за средното, така и за висшето образование. По-високият дял на вишистите стимулира растежа и в чешката икономика.

Резултати могат да бъдат обяснени с: 1). качеството на трудовите ресурси; 2). задълбочаване на вертикалните несъответствия при ускорен ръст на населението с по-висока образователна степен, което създава предпоставки за заемане на работни позиции, неизискващи придобитото образование, и ръст в скритата безработицата. Разнопосочните резултати в трите проучвани икономики подчертават необходимостта от фокус върху отделната страна вместо използване на панелен анализ – преобладаваща тенденция в съвременните изследвания в тази област.

Изследването насочва към някои практически аспекти относно образователната политика в европейските икономики. Автоматичното спазване на целевия показател за 40-процентов дял на вишистите между 30 и 34 години до 2020 г. би могъл да има негативен ефект, ако не е подкрепен от реформиран образователен сектор. Основна отговорност на властите е да насърчават изграждане на качествен трудов ресурси и осигуряване на съответствие между изискванията на пазара на труда и придобиваните знания и умения.

Литература:

1. 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. Смарт, София.
2. Герунов, А. (2014). Връзки между финансовия сектор и икономическия растеж при високи нива на финансово развитие. – Икономически изследвания, N 2, с. 39-68.
3. Carrion-i-Silvestre J., Sansó A.: Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks. *Oxford B Econ Stat.* 68, 623-646 (2011)
4. Dowrick S., Ideas and Education: level or growth effects? WP 9709. NBER (2003)
5. Johansen S., Mosconi R., Nielsen B.: Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. *Econometrics J.* 3, 216-249 (2000)
6. Mankiw G., Romer D., Weil D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quart. J. Econ.* 107, 407-437 (1992)
7. Neycheva, M. Secondary vs. Higher Education for Growth: the case of three counties with different human capital's structure and quality. *Quality and Quantity*, DOI: 10.1007/s11135-015-0267-0
8. Perron, P.: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica.* 57, 1361-1401 (1989)
9. Stock J., Watson M.: A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica.* 61. 783-820 (1993)
10. Zivot E., Andrews D.: Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *J. Bus. Econ. Statist.* 10, 251-270 (1992)