



Munich Personal RePEc Archive

The Impact of Human Capital on the Economic Growth (Bulgaria, 1949-2005)

Simeonova-Ganeva, Ralitsa

Sofia University St. Kliment Ohridski

19 May 2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/37244/>

MPRA Paper No. 37244, posted 19 Mar 2012 09:06 UTC

КАТЕДРА *СТАТИСТИКА И ИКОНОМЕТРИЯ*, СТОПАНСКИ ФАКУЛТЕТ
СОФИЙСКИ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ”

ДИСЕРТАЦИЯ

ЗА ПОЛУЧАВАНЕ НА ОБРАЗОВАТЕЛНА И НАУЧНА СТЕПЕН “ДОКТОР”
НАУЧНА СПЕЦИАЛНОСТ: 05.02.06. СТАТИСТИКА И ДЕМОГРАФИЯ

Влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж (България, 1949-2005 г.)

Докторант на задочна докторантура: Ралица Симеонова-Ганева

Научен ръководител: Доц. д-р Георги Чобанов

София, 2006 г.

СЪДЪРЖАНИЕ

| | |
|--|-----------|
| СПИСЪК НА ВКЛЮЧЕНИТЕ ГРАФИКИ..... | 4 |
| СПИСЪК НА ВКЛЮЧЕНИТЕ ТАБЛИЦИ | 5 |
| УВОД | 7 |
| ГЛАВА 1. ЧОВЕШКИЯТ КАПИТАЛ В ТЕОРИЯТА НА ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ | 15 |
| 1.1. Дефиниране на понятията „икономически растеж“ и „човешки капитал“ | 15 |
| 1.1.1. Дефиниране на понятието „икономически растеж“ | 15 |
| 1.1.2. Производственият фактор „човешки капитал“ | 18 |
| 1.1.3. Процесът на създаване на човешкия капитал..... | 19 |
| 1.2. Класификация на съвременната теория, изследваща влиянието на човешкия КАПИТАЛ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ..... | 21 |
| 1.2.1. Теоретични и емпирични модели..... | 22 |
| 1.2.2. Неокласически и ендогенни модели..... | 26 |
| 1.3. Преглед на теорията и емпириката, изследваща влиянието на човешкия КАПИТАЛ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ | 28 |
| 1.3.1. Влиянието на човешкия капитал в теоретичните изследвания | 28 |
| 1.3.2. Подходи за измерване на човешкия капитал | 33 |
| 1.3.3. Счетоводство на растежа и човешкия капитал..... | 54 |
| 1.3.4. Иконометрични модели, оценяващи връзката между икономическия растеж и човешкия капитал..... | 56 |
| ГЛАВА 2. МОДИФИЦИРАН ТЕОРЕТИЧЕН МОДЕЛ, ИЗСЛЕДВАЩ ВЛИЯНИЕТО НА ЕФЕКТИВНОСТТА НА ИНВЕСТИЦИИТЕ В ЧОВЕШКИ КАПИТАЛ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ..... | 69 |
| 2.1. Влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в модела на Лукас и в модела на Манкю, Роумър и Уайл..... | 69 |
| 2.2. Моделиране на влиянието на ефективността на инвестициите в човешки КАПИТАЛ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ..... | 74 |
| 2.2.1. Влияние на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху растежа | 77 |
| 2.2.2. Фактори, определящи нивото на ефективност на инвестициите в човешки капитал..... | 84 |
| ГЛАВА 3. ИЗМЕРВАНЕ И АНАЛИЗ НА ЧОВЕШКИЯ КАПИТАЛ В БЪЛГАРИЯ..... | 90 |
| 3.1. Източници на данни..... | 91 |

| | |
|--|------------|
| 3.1.1. Източници на данни за годините на социализма | 91 |
| 3.1.2. Източници на данни в годините на прехода | 96 |
| 3.2. ПОСТРОЯВАНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИ РЕДОВЕ, ОПИСВАЩИ НЯКОИ ОБРАЗОВАТЕЛНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА НАСЕЛЕНИЕТО И РАБОТНАТА СИЛА В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1948 – 2005 Г. | 97 |
| 3.2.1. Коефициенти на участие на населението в образователната система | 99 |
| 3.2.2. Степен на образованост и среден брой години образование | 104 |
| 3.2.3. Дял на специалистите в заетите | 109 |
| 3.3. ЧОВЕШКИЯТ КАПИТАЛ В БЪЛГАРИЯ И ФАКТОРИ, ВЛИЯЕЩИ ВЪРХУ ФОРМИРАНЕТО МУ .. | 111 |
| 3.3.1. Формиране на човешки капитал чрез образование | 112 |
| 3.3.2. Образование и работна сила | 117 |
| 3.3.3. Фактори, влияещи върху формирането на човешки капитал | 122 |
| 3.3.4. Изводи за развитието на човешкия капитал в България | 133 |
| | |
| ГЛАВА 4. ИКОНОМЕТРИЧНИ МОДЕЛИ, ИЗСЛЕДВАЩИ ВЛИЯНИЕТО НА ЧОВЕШКИЯ КАПИТАЛ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ В БЪЛГАРИЯ | 136 |
| 4.1. ИКОНОМЕТРИЧНО ИЗСЛЕДВАНЕ НА ВРЪЗКАТА МЕЖДУ ЧОВЕШКИЯ КАПИТАЛ И ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1949 – 1989 Г. | 137 |
| 4.1.1. Проверка за наличие на единичен корен на статистическите редове за човешки капитал и икономически растеж | 139 |
| 4.1.2. Изследване на причинната връзка между човешкия капитал и икономическия растеж | 144 |
| 4.1.3. Изследване на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж | 158 |
| 4.1.4. Изводи за влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в периода 1949-1989 г. | 171 |
| 4.2. ИКОНОМЕТРИЧНО МОДЕЛИРАНЕ НА ВЛИЯНИЕТО НА СТЕПЕНТА НА ОБРАЗОВАНОСТ ВЪРХУ ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1990 – 2005 Г. | 179 |
| 4.2.1. Оценка на влиянието на човешкия капитал в неокласически модел на растежа | 180 |
| 4.2.2. Оценка на влиянието на човешкия капитал в ендогенен модел на растежа | 184 |
| 4.2.3. Изводи за влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в периода 1990-2005 г. | 188 |
| | |
| ЗАКЛЮЧЕНИЕ | 191 |
| | |
| БИБЛИОГРАФИЯ | 197 |
| | |
| ПРИЛОЖЕНИЯ | 211 |

Списък на включените графики

| | |
|---|-----|
| ГРАФИКА 1: ДИНАМИКА НА РАВНОВЕСНИЯ ЧОВЕШКИ КАПИТАЛ ПРИ ЕДИНИЧНА ЕФЕКТИВНОСТ ($\theta(t) = 1$) И НЕЕФЕКТИВНОСТ ($\theta(t) < 1$)..... | 80 |
| ГРАФИКА 2: ДИНАМИКА НА ФИЗИЧЕСКИЯ И ЧОВЕШКИЯ КАПИТАЛ НА ЕДИН ЗАЕТ, И ИЗМЕСТВАНЕ НА ОБЩОТО РАВНОВЕСИЕ | 81 |
| ГРАФИКА 3: ДЯЛ НА СПЕЦИАЛИСТИТЕ В ЗАЕТИТЕ (%)..... | 110 |
| ГРАФИКА 4: КОЕФИЦИЕНТИ НА ЗАВЪРШВАНЕ НА ВИСШЕ, ВИСШЕ И ПОЛУВИСШЕ, И СРЕДНО СПЕЦИАЛНО ОБРАЗОВАНИЕ; КОЕФИЦИЕНТ НА ЗАВЪРШВАЩИТЕ СПЕЦИАЛИСТИ | 113 |
| ГРАФИКА 5: КОЕФИЦИЕНТИ НА ЗАПИСАНИ УЧАЩИ В ОБРАЗОВАТЕЛНАТА СИСТЕМА | 115 |
| ГРАФИКА 6: СРЕДЕН БРОЙ ГОДИНИ ОБРАЗОВАНИЕ НА РАБОТНАТА СИЛА | 117 |
| ГРАФИКА 7: ИНДЕКСНИ ИЗМЕНЕНИЯ НА НАСЕЛЕНИЕТО, ЗАЕТИТЕ И СПЕЦИАЛИСТИТЕ С ВИСШЕ, ПОЛУВИСШЕ И СРЕДНО СПЕЦИАЛНО ОБРАЗОВАНИЕ, 1956 г.=100, СОБСТВЕНИ ИЗЧИСЛЕНИЯ, БАЗИРАНИ НА СТАТИСТИЧЕСКИ ГОДИШНИЦИ 1956 – 1989 г., ЦСУ | 117 |
| ГРАФИКА 8: ОБРАЗОВАТЕЛНА СТРУКТУРА НА ЗАЕТИТЕ, 1994-2003, СОБСТВЕНИ ИЗЧИСЛЕНИЯ, БАЗИРАНИ НА ДАННИ ОТ НСИ | 118 |
| ГРАФИКА 9: ОБРАЗОВАТЕЛНА СТРУКТУРА НА БЕЗРАБОТНИТЕ, 1994-2003, СОБСТВЕНИ ИЗЧИСЛЕНИЯ, БАЗИРАНИ НА ДАННИ ОТ НСИ..... | 119 |
| ГРАФИКА 10: ДЯЛ НА ПОЛУЧАВАЩИТЕ ОПРЕДЕЛЕН ДОХОД В РАМКИТЕ НА ОТДЕЛНИТЕ ОБРАЗОВАТЕЛНИ ГРУПИ, %, 1968, „Градът и селото – 68” | 130 |
| ГРАФИКА 11: ДЯЛ НА ПОЛУЧАВАЩИТЕ ОПРЕДЕЛЕН ДОХОД В РАМКИТЕ НА ОТДЕЛНИТЕ ОБРАЗОВАТЕЛНИ ГРУПИ, %, 1986, „Градът и селото – 86” | 130 |
| ГРАФИКА 12: РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ НА ДОХОДИТЕ ПО СТЕПЕН НА ОБРАЗОВАНИЕ В РАМКИТЕ НА ОТДЕЛНИТЕ ДОХОДНИ ГРУПИ, %, 1986, „Градът и селото – 86” | 131 |
| ГРАФИКА 13: СРЕДНА БРУТНА МЕСЕЧНА ЗАПЛАТА В ЛЕВА ПО СТЕПЕН НА ОБРАЗОВАНИЕ, 2002, НСИ..... | 132 |
| ГРАФИКА 14: БРУТЕН ВЪТРЕШЕН ПРОДУКТ, КАПИТАЛ, ЗАЕТОСТТА И СТЕПЕНТА НА ОБРАЗОВАНОСТ В ПЕРИОДА 1990-2005 г. | 182 |
| ГРАФИКА 15: ДЕЙСТВИТЕЛЕН БВП (ACTUAL), МОДЕЛИРАН БВП (FITTED) И ОЦЕНЕНИ ОСТАТЪЦИ (RESIDUAL)..... | 183 |
| ГРАФИКА 16: ДИНАМИКА НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ И СТЕПЕНТА НА ОБРАЗОВАНОСТ | 186 |
| ГРАФИКА 17: ДЕЙСТВИТЕЛНА ОБЩА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ (ACTUAL), МОДЕЛИРАНА (FITTED) И ОЦЕНЕНИ ОСТАТЪЦИ (RESIDUAL)..... | 187 |

Списък на включените таблици

| | |
|---|-----|
| Таблица 1: Коефициенти на записване на населението в образователната система | 104 |
| Таблица 2: Общ брой години образование на лицата, завършили различни образователни степени | 106 |
| Таблица 3: Среден брой години образование в България | 107 |
| Таблица 4: Дял на заетите специалисти по степен на образование в общия брой заети, % | 110 |
| Таблица 5: Изследван период и брой наблюдения на двойките статистически редове човешки капитал-икономически растеж | 139 |
| Таблица 6: Резултати от ADF тест за наличие на единичен корен | 143 |
| Таблица 7: Наличие на причинност от човешкия капитал към икономическия растеж (тест на Грейнджър с трендова компонента) | 149 |
| Таблица 8: Наличие на причинност от икономическия растеж към човешкия капитал (тест на Грейнджър с трендова компонента) | 150 |
| Таблица 9: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и обществения продукт | 152 |
| Таблица 10: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход | 154 |
| Таблица 11: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход на глава от населението | 155 |
| Таблица 12: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху обществения продукт | 163 |
| Таблица 13: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху националния доход | 165 |
| Таблица 14: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху националния доход на глава от населението | 167 |
| Таблица 15: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху учащите в средно образование | 168 |
| Таблица 16: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на висшистите в заетите | 169 |
| Таблица 17: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите | 170 |
| Таблица 18: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на специалистите в заетите | 170 |
| Таблица 19: Оценка на влиянието на заетостта, капитала и степента на образованост върху brutния вътрешен продукт | 183 |

| | |
|--|-----|
| ТАБЛИЦА 20: ОЦЕНКА НА ВЛИЯНИЕТО НА СТЕПЕНТА НА ОБРАЗОВАНОСТ ВЪРХУ ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ..... | 187 |
|--|-----|

Увод

Човешкият капитал се смята за един от най-важните фактори на производство както в предприятието, така и в цялата икономика. Натрупването на човешкия капитал води до увеличаване на ефективността, производителността и иновациите като по този начин допринася значително за икономическия растеж на микро и макро ниво.

През последните десетилетия многобройни икономически изследвания са насочени към човешкия капитал, натрупването му и влиянието му върху икономиката. Изследването на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж е основано на развитата от Г. Бекер, Т. Шулц и Дж. Минсер теория за човешкия капитал през 50-те и 60-те години на XX век¹. Изследванията на влиянието на човешкия капитал са свързани и с идеите, обясняващи научно-техническия прогрес - най-вече тези на К. Ароу² и П. Роумър³, обясняващи откриването на нови идеи съответно с процеса *learning-by-doing*⁴ (учене чрез практикуване) и като резултат от научноизследователската дейност. В края на 80-те години на XX век, моделът на Р. Солоу⁵, считан за основополагащ в теорията на

¹ За повече информация относно развитието на теорията на човешкия капитал, вж. например, Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd edition, NBER, The University of Chicago Press, 1993.

² Arrow, K., "The Economic Implications of Learning by Doing", *The Review of Economic Studies*, Vol. 29, No. 3, p. 155-173, 1962.

³ Romer, P., "Endogenous Technological Change", *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, Part 2: The Problem of Development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, p. S71-S102, 1990.

⁴ За част от използваната в настоящото изследване терминология няма общоприет и утвърден еквивалент на български език. В подобни случаи е използван оригиналът на английски език, като при първо споменаване на такъв термин в скоби е посочен и собствен превод.

⁵ Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, p. 65-94, 1956.

растежа, е доразвит от Р. Лукас⁶ на база идеите за човешкия капитал, като към традиционните макроикономически производствени фактори е добавен нов, ключов фактор на производство - *човешкият капитал*.

В началото на 90-те години Г. Манкю, Д. Роумър и Д. Уайл⁷ изследват доколко моделът на Солоу може да бъде потвърден от международни статистически данни за близо сто страни. Следвайки предложения от Лукас подход и използвайки конструирания статистически редове от Самърс и Хестън⁸, те разширяват факторите на производство в оригиналния модел с променливи, описващи нивото от човешки капитал в отделните страни. В резултат от иконометрична оценка на така подобрения модел, те успяват да обяснят около 80% от колебанието в дохода на глава от населението в изследваните страни, а тяхното изследване представлява първото емпирично потвърждение за валидността на неокласическата теория на растежа.

През последните петнадесет години редица икономисти изследват теоретично и емпирично връзката между променливите, описващи нивото от човешки капитал и икономическия растеж за различни съвкупности от страни. Поради редица причини, обаче, включително и липсата на необходимата статистическа информация, емпиричните анализи, изследващи икономиките в преход са твърде малко.

В България, в годините на прехода правителствени и неправителствени анализи бяха базирани на широко разпространеното мнение, че едно от положителните наследства на икономиките в преход (в частност и тази на България), е високото ниво човешки капитал⁹. Сред малкото високо оценявани

⁶ Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, p. 3-42, 1988.

⁷ Mankiw, G., Romer, D. & Weil, D., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Working Paper 3541, NBER Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, 1990.

⁸ Summers, R. & Heston, A., "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, Vol. 34, No.1, p. 1-25, 1988.

⁹ „Имайки предвид възможността за реструктуриране [на икономиката], нуждата от нов капитал, относително ниски разходи за труд в сравнение с международните и високото ниво

постижения на социалистическата икономика се оказва развитата образователната система и наука¹⁰. Дискусиите относно политиките за икономически растеж посочват доброто образование на работната сила като основна предпоставка за растеж – предпоставка, която в голяма степен се приема за изпълнена за България, тъй като състоянието на образователното равнище у нас се оценява високо¹¹. Въпреки тези експертни становища, обаче, в икономическата литература, все още липсва емпирично изследване на връзката между човешкия капитал и икономическия растеж в България както за годините на социализма, така и за годините на прехода.

Целта на настоящия дисертационен труд е да бъде направен анализ на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в България през годините на социализма и годините на прехода от гледна точка на съвременната теория за икономически растеж.

Успешното реализиране на така поставената цел е свързано с формулирането и решаването на следните основни изследователски задачи:

1. Изследване, систематизиране и класификация на теоретичните и емпиричните модели на растежа, третиращи влиянието на човешкия капитал върху макроикономическия растеж;
2. Изследване на различните подходи за измерване на човешкия капитал в теорията на растежа и анализиране на възможното им прилагане за измерването на човешкия капитал в България;

човешки капитал, можеше да се очаква преходът да е съпътстван от висока степен натрупване на капитал.” Blanchard, O., *The Economics of Post-Communist Transition*, Oxford University Press, 1997, p. 13.

¹⁰ „Според мен и според колегите, България наистина е запазила забележителни традиции в науката и образованието, които сега би трябвало да създават големи възможности [за икономически растеж].” Сакс, Дж., “Икономически растеж - модели и подходи”, Фактори за икономически растеж в България, ЦИР, 1999.

¹¹ „Доброто образование на работната сила е една от основните предпоставки за икономически растеж. Тук ние, от една страна, сме в добро положение, тъй като образователното равнище на нашите работници и специалисти се оценява високо.” Божков, А., “Потенциалът за растеж на българската икономика”, Фактори за икономически растеж в България, ЦИР, 1999.

3. Изследване на източниците на информация и данни за процесите на формиране на човешкия капитал в годините на социализма;
4. Построяване на статистически редове за човешкия капитал в България за периода 1948-2005 г. въз основа на количествени образователни статистики на населението и заетите лица;
5. Анализ на динамиката на човешкия капитал в периода на социализма и прехода;
6. Установяване, изследване и анализ на някои основни административни и икономически фактори, влияещи върху формирането на човешкия капитал в България;
7. Изследване на влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху растежа чрез модификация на моделите на Р. Лукас и на Г. Манкю, Д. Роумър и Д. Уайл;
8. Изследване на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж за периода 1949-1989 г., базирано на анализ на причинността и оценка на дългосрочните и краткосрочните зависимости;
9. Изследване на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж за периода 1990-2005 г., базирано на неокласически и ендогенен модел на растеж.

Предмет на настоящото изследване са човешкият капитал, дефиниран като образователно равнище на населението и работната сила, както и неговото влияние върху макроикономическия растеж. Дефинираното по този начин понятие за човешки капитал е анализирано от гледна точка на неговите различни измерители, установени и използвани в макроикономическата теория. Дефиницията, отделните измерители, както и посоките и механизмите на влияние от човешкия капитал към икономическия растеж са конкретизирани в процеса на изследването.

Обектът на изследването представлява статистическата съвкупност на населението и негови подгрупи, обособени по възрастов признак, както и съвкупността на заетите лица в България през изследвания период.

Пространствените граници на анализа съвпадат с административно-териториалните граници на България, като използваните показатели се отнасят за цялата страна.

Времевият обхват на изследването се простира от 1949 г. до 2005 г., като той е определен от наличието на статистическа информация по отношение на избраните показатели. В рамките на този аспект, за нуждите на емпиричния анализ е направено условно деление на избрания период на два подпериода – 1949-1989 г. и периодът след промяната на политическата система – от 1990 до 2005 г.

Изпълнението на конкретните задачи и постигането на основната цел на изследването е извършено посредством използването на теоретико-емпиричен подход.

Проучени са и са систематизирани широк спектър от научни публикации на български и чуждестранни автори в областта на образованието, икономическия растеж, измерването на човешкия капитал и моделирането на влиянието му върху нарастването на съвкупното производство.

Приложени са методи за събиране, обобщаване и систематизиране на статистическа информация от разнородни източници, с цел постигане на висока степен и качество на информационно осигуряване на емпиричния анализ, както и на по-задълбочена аргументация на направените хипотези, получените резултати и изведените твърдения.

Изследването на проблематиката е извършено с похватите на икономико-историческия анализ, на базата на архивни правителствени и други официални държавни документи, научно-приложни разработки и статистически сборници.

Количественият анализ в дисертационния труд се състои в приложението на методите на математическата икономика, както и в прилагането на съвременни методи и техники на анализа на времеви редове към наличните масиви от статистически данни. Последните съдържат както трансформации на официално публикувани статистически редове, така и построени от автора допълнителни

променливи, отразяващи динамиката на показатели за човешкия капитал, които не са били наблюдавани пряко от статистическите власти.

Части от настоящия дисертационен труд са дискутирани предварително в рамките на научни семинари у нас и на международни конференции. Също така, определени аспекти са обсъждани в рамките на разговори и консултации с български и чуждестранни специалисти в областта на икономиката, математиката, иконометрията и социологията.

Дисертационният труд се състои от увод, четири глави, заключение, използвана литература и четири приложения.

В Глава I, озаглавена „*Човешкият капитал в теорията на икономическия растеж*”, са дефинирани двете основни работни понятия – понятието за „икономически растеж” и понятието за „човешки капитал”, както и процесът на създаване на човешкия капитал. Тук е предложена авторска систематизация на теорията и емпириката, изучаващи влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж въз основа на два признака – използваният подход за анализ и механизма на влияние на човешкия капитал върху растежа. Представени са основните подходи при измерването на човешки капитал, намиращи приложение в теорията на растежа. Присъствието на подробна класификация и преглед в настоящия труд е обосновано от факта, че поради относително неотдавнашното си появяване (на практика отпреди петнадесет години), в литературата все още няма както класификация, така и преглед на този дял от теорията на растежа.

Глава II е озаглавена „*Модифициран теоретичен модел, изследващ влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху икономическия растеж*”. В нея е анализиран модифициран теоретичен математически модел, третиращ ефективността на инвестициите в човешки капитал. Предложената модификация е мотивирана от липсата на подобно разглеждане в теорията и емпириката, което води до непълнота на анализа и невъзможност на наличната литература да обхване случаи, характерни за страни, в които се наблюдава подобна неефективност. Модификацията е базирана на моделите на Р. Лукас и на Г. Манкю, Д. Роумър и Д. Уайл и съдържа две

допълнения: 1) Допускане за различни темпове на изхабяване на човешкия и физическия капитал, и 2) Въвеждане на коефициент на неефективност на инвестициите в уравнението, описващо динамиката на човешкия капитал. Резултатите от модела дават възможност за обяснение на някои несъответствия между теорията и емпириката по отношение наличието или липсата на влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж. Предложени са и приложения на изводите от модифицирания теоретичен модел в икономическата политика посредством анализ на факторите, определящи нивото на ефективност в процесите на създаване на човешки капитал в годините на прехода в България.

Глава III, *„Измерване и анализ на човешкия капитал в България”*, е посветена на построяването на измерители на човешкия капитал въз основа на количествените характеристики на образованието у нас. Вследствие на ограничеността в наличните статистически данни за периода преди 1990 г., на първо място е извършено проучване и систематизиране на съществуващите източници на информация по отношение на проблемите на човешкия капитал и образоваността на населението и работната сила. Въз основа на съществуващите статистически данни е изследвана възможността за конструиране на използваните в макроикономическия анализ измерители на човешкия капитал. Направен е подбор и са предложени модификации на някои от измерителите на човешкия капитал с цел те да могат да бъдат приложени за България. Построени са дванадесет показателя за човешкия капитал, които представляват времеви редове с годишни данни. За някои откъслечни години, за които са налице подобни показатели от други изследвания, е направена съпоставка с получените количествени измерители на човешкия капитал в България. Извършен е анализ на динамиката на построените показатели за периода 1949-2005 г. Като продължение на този анализ е направен опит за идентифициране на някои основни икономически и административни фактори, оказали влияние върху формирането на човешкия капитал през разглеждания период. В заключение са направени изводи по отношение политиките за създаване на човешки капитал.

Глава IV, *„Моделиране на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в България”*, съдържа иконометричен анализ на влиянието

на човешкия капитал върху икономическия растеж в България за периода 1949-2005 г. Анализът е обособен за два под-периода – 1949-1989 г. и 1990-2005 г., като спецификата и ограниченията на информационното осигуряване за всеки от тях обуславят използването на два основни подхода за анализ на това влияние. За периода 1949-1989 г. е анализирана емпирично причинността между човешкия капитал и икономическия растеж на база на теста на К. Грейнджър. Също така, за този период е приложен динамичен регресионен анализ с механизъм на корекция на грешката, оценяващ краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа. За периода 1990-2005 г. са специфицирани и иконометрично оценени неокласически и ендогенен модел, обвързващи данните за човешкия капитал в годините преди 1990 г. с икономическия растеж, реализиран в годините на прехода.

В заключението са обобщени изводите от настоящото изследване. Последните биха могли да бъдат използвани при разработването на политиките в сферата на образованието, както и на политиките, насочени към постигането на устойчив икономически растеж и увеличаването на общата факторна производителност.

Глава 1. Човешкият капитал в теорията на икономическия растеж

В тази глава са дефинирани основните работни понятия и са разгледани процесите на създаване на човешки капитал. Предложена е авторска систематизация на теорията и емпириката, изучаващи влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж. Представени са основните подходи, използвани при измерването на човешкия капитал, намиращи приложение в анализа на икономическия растеж. Съдържанието на главата е мотивирано от факта, че в литературата все още липсва изчерпателна класификация или преглед на този дял от теорията на растежа.

Направеният преглед представлява основа за теоретичния и емпиричния анализ, извършен в следващите три глави.

1.1. Дефиниране на понятията „икономически растеж” и „човешки капитал”

1.1.1. Дефиниране на понятието „икономически растеж”

Икономическото развитие на дадена страна се свързва с нарастването на дохода и подобряването на редица значими социални показатели, като например политическа свобода, ниво на престъпност и корупция, достъп до образование, качество на здравеопазване, замърсяване на околната среда, продължителност на живота, детска смъртност и т.н. Използването на тези и други подобни социални показатели в икономическата теория и практика е ограничено, поради трудността те да бъдат измерени. Ето защо съвременната икономическа литература разграничава икономическото развитие от икономическия растеж. *Икономическото развитие* включва всички социални и икономически аспекти на

стандарта на живот в дадена страна. *Икономическият растеж* е общовъзприет тесен измерител на икономическото развитие и се отнася до нарастването на дохода.

В икономическата теория и практика е установено икономическият растеж да се измерва чрез прираста на *реалния брутен вътрешен продукт* в дадена икономика за даден период от време¹².

Брутният вътрешен продукт представлява съвкупната добавена стойност от производствената дейност на всички стопански единици в дадена страна за даден период от време¹³. *Номиналният брутен вътрешен продукт* измерва производството в дадена страна за определена година по цени от същата година. Измененията в номиналния продукт се дължат както на промени в обема продукция, така и на промени, настъпили в общото ценово равнище. За да се акцентира точно на тези изменения в дохода, които са в следствие на изменение в обема на произведените стоки и услуги, в анализа на растежа се използва изменението на показателя *реален брутен вътрешен продукт*, в който е отстранен ефектът от инфлационните процеси.

Теоретичното и емпиричното изследване на икономическия растеж е базирано на анализа на производствения процес, който преобразува факторите на производство в икономиката в съвкупна продукция. Този производствен процес се описва с помощта на функционална зависимост между продукта и производствените фактори, или т. нар. *макроикономическа производствена функция*.

В най-широк смисъл макроикономическата производствена функция представлява агрегиране на производствените функции на всички производствени единици в икономиката. Тя описва зависимостта между обема на производството в дадена икономика през даден период от време и използваните производствени

¹² Cf. Helpman, E., *The Mystery of Economic Growth*, The Belknap Press of Harvard University Press, 2004, pp. 1-8.

¹³ Cf. *The 1993 System of National Accounts*, United Nations Statistics Division, 1993.

фактори. Производствената функция не отразява поведението на участниците в икономиката, а наличните структури и технологично ниво, които обуславят комбинациите между отделните производствени фактори и постигането на даден обем производство. Възможните комбинации между отделните производствени фактори могат да се характеризират с пълна заменимост на един производствен фактор с друг, ограничена степен на заменимост или с наличие на една единствена комбинация между производствените фактори, която позволява осъществяването на производство.

Факторите на производство са необходимите ресурси за реализацията на производствения процес на стоки и услуги в дадена икономика. Класическата икономика разграничава три основни фактора на производство¹⁴:

1. Земя и природни ресурси – естествените запаси от територии, плодородни почви, минерали, руди и т.н. В икономическите модели най-често се приема, че цената за използване на този производствен фактор е *рентата*;
2. Труд – усилията на отделните заети лица в икономиката, използвани в производствения процес. Цената за използване на този производствен фактор е *работната заплата*;
3. Капитал – произведените от човека стоки или средства (сгради, машини, оборудване, инструменти, части и т.н.), които се използват за производството на други стоки. Цената за използване на този производствен фактор е *лихвата*.

Неокласическата теория на икономическия растеж разглежда три производствени фактора: труд, капитал и технологично равнище¹⁵. Технологичното равнище представлява обобщен фактор на производство, който включва

¹⁴ Smith, A., *An Enquiry into the Nature and Causes of Wealth of Nations*, The Electric Book Company, London, 1998 (1776).

¹⁵ Cf. Barro, R. & Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 1st edition, MIT Press, 1999, p. 17.

разнородни и трудно измерими производствени фактори като предприемачество, лидерство, индивидуален капитал, социален капитал, информация, знание, научно-технически прогрес, равнище на използваните технологии в икономиката и т.н.

Разграничаването на човешкия капитал от технологиите като отделен фактор, съдържащ в себе си качествата на индивидите в икономиката, става възможно едва след развитието на теорията за човешкия капитал.

1.1.2. Производственият фактор „човешки капитал”

За първи път човешкият капитал е предложен като отделен производствен фактор в макроикономическата производствена функция от Лукас¹⁶ в края на 80-те години на XX век. Той изследва теоретично ефекта от натрупването на човешки капитал върху икономическия растеж. Използваният от него подход е базиран на разработките на Бекер, Минсер и Шулц от 50-те и 60-те години на XX век, които въвеждат понятието „човешки капитал” и изследват процесите на натрупването му от микроикономическа гледна точка.

Човешкият капитал представлява знанията и уменията на отделните индивиди, които определят нивото на интеграция на тези индивиди в обществото, реализацията им на пазара на труда и производителността им в отделните предприятия и организации. Най-общо, човешкият капитал може да бъде разгледан като комбинация от следните характеристики в отделните индивиди: образование, опитност, ценностна система, здравословно състояние и природни дадености и таланти.

Човешкият капитал също така може да бъде дефиниран като натрупаните знания и умения в рамките на дадено предприятие. В макроикономически план човешкият капитал включва различни характеристики на индивидите, съставляващи работната сила в икономиката – професионални умения, образование, здравословно състояние и т.н.

¹⁶ Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42, 1988.

1.1.3. Процесът на създаване на човешкия капитал

Съществуват много дейности, които подобряват човешкото знание и здраве, развиват умения, възпитават ценности, увеличават опита, или с други думи водят до натрупването на човешки капитал. Тези дейности са твърде разнородни по характер по отношение на тяхното планиране, финансиране, протичане и възможност за измерване на резултатността им. Съвместното им изучаване в рамките на едно изследване е твърде сложна задача. Ето защо, в макроикономическата литература най-разпространеният подход за изучаване процесите на натрупване на човешки капитал и влиянието му върху икономическия растеж е използването на **нивото на образование**. Настоящото изследване приема този подход и разглежда формирането на човешки капитал в следствие на динамиката в степента на образование на индивидите в икономиката.

В макроикономически план увеличаването нивото на образование на населението е от ключово значение за икономическото развитие и икономическия растеж¹⁷. Подобряването нивото на образование на населението е следствие на инвестициите в образование и в повишаване на квалификацията на работната сила. Тези инвестиции водят до увеличаване на човешкия капитал в икономиката.

В микроикономически план инвестициите в образование могат да бъдат направени както от отделните индивиди, така и от работодателите¹⁸.

Инвестициите на отделните индивиди в образование са свързани с очакванията им за по-високо ниво на заплащане след получаването на по-висока образователна степен или със задоволяването на лични духовни потребности. Теоретичните и практически обучения допринасят за развитието на личността на индивидите, но не всички от придобитите знания и умения са стойностни в даден икономически контекст. Индивидите може да участват в разнородни по характер курсове и обучения, които на практика нямат значима стойност на пазара на труда,

¹⁷ Cf. Mankiw, G., Romer, D. & Weil, D., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Working Paper 3541, NBER Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, 1990.

¹⁸ Cf. Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd edition, NBER, The University of Chicago Press, 1993.

но имат стойност за личностното им развитие и удовлетвореност от живота. Например, познаването на редки езици, история на изкуството, средновековната литература, излезли от употреба технологии и други. Такива знания и умения са от малко значение при намирането на ефективни решения, в случаите когато е необходима специфична компетентност. Тези неизползваеми на работното място знания и умения, обаче, допринасят за по-високата удовлетвореност от живота на индивидите, могат да допринесат за по-висока мотивация за труд.

Инвестициите на работодателите в повишаване знанията и уменията на техните работници са свързани с повишаването производителността на труда на работниците или с изграждането на екип в средносрочен или дългосрочен план. Тези инвестиции водят до увеличаването на човешкия капитал в дадено предприятие.

Икономическата литература разглежда инвестициите в образование като утвърден начин за натрупване на човешки капитал¹⁹. Образованието може да бъде получено както в традиционното училищно и университетско образование, така и посредством обучения на работното място, професионални специализации и други. Несъмнено, обученията на работното място, професионалните квалификации и обучението през целия живот (*life-long learning*) на индивидите са от не по-малко значение от традиционното училищно и университетско образование. В настоящото изследване, обаче, процесът на натрупване на човешки капитал е изследван единствено като следствие на училищно и университетско образование.

Основната причина, поради която е възприет този подход, е липсата на достатъчно и съпоставими данни за нетрадиционното образование. Нетрадиционното образование включва редица правителствени, неправителствени и частни институции, чиито обучения трудно могат да бъдат обобщени на макроикономическо ниво по отношение продължителност, качество, съдържание, участници, регионални и отраслови специфики, цели и резултати. Традиционното образование, от друга страна, се характеризира с достатъчно голям брой

¹⁹ Ibid.

наблюдения върху училищното и университетското образование, които са до голяма степен стандартизирани в пространството и времето.

1.2. Класификация на съвременната теория, изследваща влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж

Моделите на икономическия растеж и човешкия капитал измерват влиянието на човешкия капитал, както и преките и непреки ефекти от изменението на запаса от човешки капитал върху растежа. Преките ефекти от изменението на запаса от човешки капитал върху растежа са свързани с производителността на труда. Непреките ефекти са свързани с изменението в общата факторна производителност в следствие нарастването или намаляването на човешкия капитал. Ето защо, факторите, определящи динамиката на запаса от човешки капитал, определят до определена степен и самия икономически растеж.

Моделирането на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж може да бъдат разграничено по отношение на:

1. Използвания подход за анализ:

- Теоретични изследвания:
 - i. Математически модели;
 - ii. Нетехнически²⁰ анализи;
- Емпирични изследвания:
 - i. Изследвания, фокусирани върху измерването на човешкия капитал;
 - ii. Счетоводство на растежа;

²⁰ „Нетехнически” (буквален превод от английския термин “non-technical”), т.е. описателен анализ, в който отсъстват похватите на математическото моделиране и по този начин е насочен към по-широк кръг читатели.

iii. Иконометрични модели.

2. Механизма на влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж:

- Неокласически модели;
- Енодегенни модели.

1.2.1. Теоретични и емпирични модели

Разграничаването на теоретичните изследвания от емпиричните до известна степен е условно. Наред с чисто математическите модели и чисто статистическите изследвания, много от теоретичните подходи са обосновани с емпирични наблюдения, както и много от емпиричните изследвания съдържат в себе си нови подходи в математическото моделиране. Въпреки това, разграничаването на теоретичните от емпиричните модели е направено въз основа на това дали основния фокус на съответното изследване е теоретичният или емпиричният анализ.

Теоретичните изследвания се свеждат до математическо моделиране или до нетехнически анализ на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж.

Математическите модели на растежа задават функционалната връзка между човешкия капитал и растежа. Те представляват отправната точка за емпиричните анализи на влиянието на човешкия капитал върху растежа въз основа на данни за световната или регионални икономики. Сред основните теоретични модели са тези на Лукас²¹, Бекер, Мърфи и Тамура²², Роумър²³, Джоунс²⁴ и др.

²¹ Lucas, R., op. cit.

²² Becker, G., Murphy, K., Tamura, R., "Human Capital, Fertility, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, part II, pp. S12-S37, 1990.

²³ Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, Part 2: The Problem of Development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, pp. S71-S102, 1990.

Нетехническият анализ включва фактологична обосновка и коментар на политиките и ефектите от провежданите политики на отделни правителства и международните организации като Световната банка, ООН, ОИСР, МВФ и др. по отношение стимулиране на икономическия растеж чрез подобряване човешкия капитал в целеви страни и региони. Такива изследвания най-често са представени в работни доклади на тези организации, както и в обзорни анализи на водещи икономисти, като например Ийстърли²⁵, Хелпман²⁶ и др.

Емпиричните изследвания представляват съпоставка на теоретичната база с реалните наблюдения върху световната или регионални икономики, както и числова оценка на прякото и непряко влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж.

Изследванията, фокусирани върху измерването на човешкия капитал изграждат количествената основа за емпиричните оценки на влиянието на човешкия капитал върху растежа. Тези изследвания включват изграждането на панелни²⁷ данни за човешкия капитал, както и конструирането на различни индекси, измерващи човешкия капитал. Водещите изследвания в областта на

²⁴ Jones, C., “Human Capital, Ideas and Economic Growth”, Conference Paper, VIII Villa Mondragone International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth in Rome on June 25-27, 1996.

²⁵ Easterly, W., *The Elusive Quest for Growth*, MIT Press, 2002.

²⁶ Helpman, E., *The Mystery of Economic Growth*, The Balknap Press of Harvard University Press, 2004.

²⁷ Панелни данни – съчетание между пространствени наблюдения и наблюдения във времето за определени групи страни.

измерването на човешкия капитал са тези на Кириаку²⁸, Баро и Лий²⁹, Мълиган и Сала-и-Мартин³⁰, Восман³¹ и др.

Счетоводството на растежа представлява опростена рамка за пресмятане на приноса в икономическия растеж на всеки един от производствените фактори в макроикономическата производствена функция. Този подход е базиран на модела на Солоу, като след развитието на теорията за човешкия капитал в теорията за икономически растеж, бива модифициран и разширен, така че да отразява динамиката на запасите от човешки капитал в т.нар. *счетоводство на растежа*³². Този подход включва относително опростени пресмятания и води до количествена оценка на приноса на изменението на човешкия капитал върху икономическия растеж. Сред основните анализи, измерващи приноса на човешкия капитал в икономическия растеж са тези на Доърти и Йоргенсон³³, Хол и Джоунс³⁴ и др.

Иконометричните модели оценяват количествено влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж на базата на пространствени, времеви и панелни регресии. Основните разлики между отделните иконометрични модели произтичат от различия в спецификацията им, различия в използваните данни, различия в групата страни, за които се отнасят, както и различия в измерването на

²⁸ Kyriacou, G., "Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis.", *Economic Research Reports* 19-26, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1991.

²⁹ Barro, R., Lee, J., "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 363-394, 1993; Barro, R., Lee, J., "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.

³⁰ Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "Measuring Aggregate Human Capital", *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, pp. 215-252, 2000; Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "Measuring Aggregate Human Capital", Working Paper No. 5016, National Bureau of Economic Research, 1995.

³¹ Woessmann, L., "Specifying Human Capital: A Review, Some Extensions, and Development Effects", Working Paper No. 1007, Kiel Institute of World Economics, 2000.

³² От англ. *growth accounting*. За повече информация вж. например, Barro, R., "Notes on Growth Accounting", Working Paper No. 6654, NBER Working Papers Series, National Bureau of Economic Research, 1998.

³³ Dougherty, C., Jorgenson, D., "International Comparisons of the Sources of Economic Growth", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, pp. 25-29, 1996.

³⁴ Hall, R., Jones, C., "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, pp. 83-116, 1999.

човешкия капитал. Именно поради тях резултатите от иконометричните оценки на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж често не са еднозначни. Сред най-значимите иконометрични модели са тези на Манкю, Роумър и Уайл³⁵, Бенхабиб и Шпигел³⁶, Баро и Сала-и-Мартин³⁷, Ислам³⁸, Сакс и Уорнър³⁹, Билс и Кленов⁴⁰, Джоунс⁴¹, Баро⁴², Топел⁴³, Притчет⁴⁴, де ла Фуенте и Доменек⁴⁵, Ханушек и Кимко⁴⁶, Крюгер и Линдал⁴⁷, Темпъл⁴⁸ и др.

³⁵ Mankiw, G., Romer, D. and Weil, D., op. cit.

³⁶ Benhabib, J., Spiegel, M., "Human Capital and Technological Diffusion", Working Papers in Applied Economic Theory 2003-02, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2002; Benhabib, J., Spiegel, M., "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional U.S. Data", Working Paper No. 9224, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1992.

³⁷ Barro, R. and Sala-i-Martin, X., op. cit.

³⁸ Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 1127-1170, 1995.

³⁹ Sachs, J., Warner, A., "Natural Resources Abundance and Economic Growth", Center for International Development and Harvard Institute for International Development, Harvard University, 1997.

⁴⁰ Bils, M., Klenow, P., "Does Schooling Cause Growth or the Other Way Round?", Working Paper No. 6393, National Bureau of Economic Research, 1998; Bils, M., Klenow, P., "Does Schooling Cause Growth?", *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1160-1183, 2000.

⁴¹ Jones, C., op. cit.

⁴² Barro, R., "Human Capital and Growth in Cross-Country Regressions", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 6, No.2, pp. 237-277, 1999.

⁴³ Topel, R., "The Labour Market and Economic Growth", in *Handbook of Labour Economics*, O. Ashenfelter, D. Card (eds.), North Holland, Amsterdam, 1999.

⁴⁴ Pritchett, L., "Where Has All the Education Gone?", Revised Draft, The World Bank, 1999.

⁴⁵ de la Fuente, A., Domenech, R., "Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?", Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2000; de la Fuente, A., Domenech, R., "Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? An Update and Further Results", Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2002; de la Fuente, A., Domenech, R., "Schooling Data, Technological Diffusion, and the Neoclassical Model", *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 323-327, 2001.

⁴⁶ Hanushek, E., Kimko, D., "Schooling, Labour-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1184-1208, 2000.

⁴⁷ Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth in Sweden and the World", Working Paper No. 7190, National Bureau of Economic Research, 1999; Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, pp. 1101-1136, 2001.

⁴⁸ Temple, J., "Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries", OECD Economic Studies No. 33, OECD, 2001.

1.2.2. Неокласически и ендогенни модели

Неокласическите и ендогенните модели се разграничават в зависимост от наложените допускания по отношение на производствения фактор *технологично равнище*. Въпреки че при всички модели технологиите са считани за най-значимия фактор за икономически растеж, в първите неокласически модели на растежа динамиката на този производствен фактор е външно зададена за разглежданите икономически системи, т.е. той е екзогенно определен. На по-следващ етап от развитието на теорията за икономическия растеж, развитието на технологиите е обвързано с поведенческите характеристики на потребители и производители и е вътрешно зададено за икономиката, т.е. в този случай технологиите са ендогенно определен производствен фактор. Условното разделение на моделите, изследващи влиянието на човешкия капитал върху растежа е направено от Агион и Хауит⁴⁹. Те разграничават следните два подхода в моделирането на растежа:

- Неокласически модели: подход, въведен от Лукас, базиран на теорията за човешкия капитал на Бекер⁵⁰, който приема идеята, че растежът е най-вече определен от създаването на човешкия капитал, а различията в темпа на икономически растеж в отделните страни се обяснява главно от различията в темпа на създаване на човешки капитал в тези икономики. Тъй като този подход разширява производствените фактори в макроикономическата производствена функция на Солоу, често е наричан *неокласически* подход⁵¹. Такива са теоретичните и емпиричните модели на Лукас⁵², Бекер, Мърфи и Тамура⁵³, Манкю, Роумър, Уайл⁵⁴ и др.;

⁴⁹ Cf. Aghion, P., Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*, MIT, 1998, pp. 327-356.

⁵⁰ Becker, G., *The Economic Approach to Human Behavior*, The University of Chicago Press, 1976.

⁵¹ Вж. например: Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, p. 1101-1136, 2001; Woessmann, L., "Specifying Human Capital: A Review, Some Extensions, and Development Effects", Working Paper No. 1007, Kiel Institute of World Economics, 2000 и др.

⁵² Lucas, R., op. cit.

- Ендогенни модели: подход, въведен от Роумър, базиран на теорията на Нелсън и Фелпс за разпространението на технологиите⁵⁵, който приема идеята, че двигателят на растежа е запаса от човешки капитал, който определя способността на отделните икономики да се развиват технологично. Ето защо освен под името *ендогенен* този подход се среща и под името *подход на техническия прогрес*⁵⁶. В тези модели се изследва връзката между темпа на нарастване на общата факторна производителност, която се приема, че представлява технологичното равнище в дадена икономика, и средното ниво от човешки капитал в тази икономика. Основни ендогенни модели на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж са тези на Роумър⁵⁷, Ребело⁵⁸, Бенхабиб и Шпигел⁵⁹, дьо ла Кроа и Мишел⁶⁰ и др.

Направената авторска систематизация на теорията и емпириката на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж е представена и в синтезиран вид в Таблица А01 от Приложенията.

⁵³ Becker, G., Murphy, K. and Tamura, R., op. cit.

⁵⁴ Mankiw, G., Romer, D. and Weil, D., op. cit.

⁵⁵ Nelson, R., Phelps, E., "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review*, Vol. 56, No. 1/2, pp. 69-75, 1966.

⁵⁶ Cf. Woessmann, L., op. cit.

⁵⁷ Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, Part 2: The Problem of Development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, p. S71-S102, 1990.

⁵⁸ Rebelo, S., "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, p. 500-521, 1991.

⁵⁹ Benhabib, J. and Spiegel, M., op. cit.

⁶⁰ de la Croix, D. and Michel, P., op. cit.

1.3. Преглед на теорията и емпириката, изследваща влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж

1.3.1. Влиянието на човешкия капитал в теоретичните изследвания

1.3.1.1. Неокласически подходи за изследване влиянието на човешкия капитал

За първи път микроикономическата теорията на Бекер⁶¹ за човешкия капитал и разпределението на времето през жизнения цикъл между потребление, работа и инвестиране в човешки капитал от страна на индивидите, намира приложение в теорията за икономически растеж през 1988 г. в теоретичен модел, разработен от Лукас⁶². В икономическата литература, обединяваща теориите на икономическия растеж и човешкия капитал, моделът на Лукас е основополагащ. Той полага началото на редица теоретични и емпирични изследвания на връзката между икономическия растеж и факторите на производство, в частност и влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж. Лукас дефинира за целите на модела механиката на икономическото развитие⁶³, като са изследвани поотделно процесите на и ефектите от натрупването на физически капитал, процесите на и ефектите от натрупването на технологиите, натрупването на човешки капитал посредством училищно образование, натрупването на човешки капитал в процеса „учене чрез практикуване“.

⁶¹ Becker, G., “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517, 1965.

⁶² Lucas, R., op. cit.

⁶³ Въпреки, че заглавието на статията включва *икономическото развитие*, а не *икономическия растеж*, още в уводните редове, авторът уточнява, че ще измерва икономическото развитие с процентното изменение на реалния брутен вътрешен продукт на глава от населението. Тъй като към момента на публикуване на статията икономическата литература все още не е разграничила икономическия растеж от икономическото развитие, авторът не прави разлика между двете, като допълнително уточнява каква променлива ще изследва като мярка на растежа/развитието.

Моделът на Бекер, Мърфи и Тамура⁶⁴ доказва, че индивидите в икономиката са изправени пред дилемата по-голям брой или по-качествени деца. Бекер, Мърфи и Тамура доказват, че нарастването на запаса от човешки капитал води до нарастване на дохода на глава от населението, но е свързано с негативен ефект върху желанието на индивидите да имат повече деца. Развиващите се страни с по-ниски нива от човешки капитал имат по-висока раждаемост от развитите страни, имащи високи нива от човешки капитал. Високата раждаемост в страните с ниски нива на доход е свързана и с факта, че разходите по отглеждането на децата се свеждат единствено до разходите за стоките, необходими за тази цел. Времето, което отделят родителите за отглеждането на деца в тези икономики не се разглежда като разход, тъй като ограничения човешки капитал и ниските нива на доход не предполагат съществена загуба на доход при откъсването от работната сила. Нарастващата мотивация за инвестиране в човешки капитал с нарастването на самия запас от човешки капитал е причина за съществуването на две равновесни състояния: първото равновесно състояние характеризира икономика с многодетни семейства и ниски нива от човешки капитал, а във второто равновесно състояние в икономиката доминират малобройните семейства и високи и нарастващи нива човешки капитал.

В модела на Кремер и Томсън⁶⁵ процесът на създаването на човешкия капитал включва разглеждането на влиянието между отделните поколения, но за разлика от модела на Бекер, Мърфи и Тамура, тук всяко от поколенията влияе и върху производството. Поредните поколения са разгледани най-общо като млади и стари индивиди, които представляват работниците в икономиката. Моделът разглежда като основни фактори на растежа човешкия капитал на младите и човешкия капитал на старите работници. Кремер и Томсън изследват зависимостта между оптималното равнище на натрупване на човешки капитал за дадено поколение и равнищата на човешкия капитал на предходното и на бъдещото

⁶⁴ Becker, G., Murphy, K. and Tamura, R., op. cit.

⁶⁵ Kremer, M., Thomson, J., "Young Workers, Old Workers, and Convergence", Working Paper No. 4827, NBER Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, 1994.

поколение. Предположението, че младите и старите работници са несъвършени заместители, т.е. те са допълващи се фактори в производството, е ключово за модела. Ако то е изпълнено, то по-високият съвкупен човешки капитал на предходното и следващото поколение ще увеличи стимулите на сегашното поколение да създават човешки капитал. По този начин моделът успява да обясни защо доходът на глава от населението в отделните страни не подлежи на незабавна конвергенция. Незабавната конвергенция е едно от основните следствия на стандартния неокласически модел, в който капиталът се придвижва постоянно от богатите икономики, в които пределните продукти са ниски, към бедните, в които пределните продукти са високи. При несъвършена заменимост, обаче, конвергенцията не е незабавна, защото не е оптимално да се инвестира твърде много в млад човешки капитал или физически капитал, ако старият човешки капитал е във фиксиран размер. Ето защо, например, не би било разумно за една развиваща се икономика да инвестира в рамките на кратък период от време в обучението на хиляди специалисти от даден вид, тъй като те биха имали ниска производителност, ако не са ръководени и обучавани на работното място от опитни стари професионалисти.

1.3.1.2. Ендогенни подходи за изследване влиянието на човешкия капитал

Ендогенните модели, изследващи влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж анализират връзката между човешкия капитал и нарастването на технологичното равнище. Основополагащият модел в това теоретично направление е модела на Роумър⁶⁶, в който технологичното развитие е разгледано като ендогенен процес, който зависи от усилията на изследователите да откриват нови идеи и технологии с цел реализиране на печалба от тези открития. Поради основното влияние на научноизследователската дейност в модела този

⁶⁶ Вж. Romer, P., "Endogenous Technological Change", *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, Part 2: The Problem of Development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, p. S71-S102, 1990.

модел често е наричан *R&D модел*⁶⁷. В модела на Роумър технологичното развитие е обяснено от следните фактори: ефективността на съвкупната изследователска дейност в дадена икономика, връзката между възможността да се направят нови открития и запаса от вече направените открития, както и от темпа на нарастване на изследователите в икономиката. По този начин Роумър поставя акцент върху ролята на научноизследователската дейност за икономическия растеж и успява да обясни защо и как в развитите икономики се наблюдава устойчив растеж.

Друг значим модел за развитието на ендогенния подход, изследващ влиянието на човешкия капитал върху растежа, е модела на Ребело⁶⁸. В модела на Ребело за първи път се въвежда допускането за изхбяването на човешкия капитал, като изхбяването на човешкия и физическия капитал става с един и същ темп. Освен това интересно е и свойството на модела, че темпът на растеж е нарастващ по отношение на общия брой отработени часове, както в производството на физически, така и в производството на човешки капитал. С други думи, Ребело предполага, че икономиките с по-трудолюбиви индивиди ще растат по-бързо отколкото икономиките, в които индивидите предпочитат да работят през по-малка част от разполагаемото им време.

Важни за развитието на ендогенния подход са и моделите със застъпващи се поколения, в които човешкият капитал може да бъде създаден в периода на детството на отделните индивиди посредством традиционното училищно образование, както и в периода на трудоспособната възраст в процеса *учене чрез практикуване* на работното място. В модела на Дьо ла Кроа и Мишел⁶⁹ са изследвани решенията на отделните домакинства да финансират образованието на децата си и оттам да допринесат за увеличението на запаса от човешки капитал. Ето защо, основен извод на модела е, че създаването на човешки капитал в

⁶⁷ R&D – research and development, в превод от английски - научноизследователска дейност.

⁶⁸ Срв. Rebelo, S., “Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, p. 500-521, 1991.

⁶⁹ Cf. de la Croix, D., Michel, P., op. cit, pp. 256-280.

контекста на застъпващите се поколения (родители и деца) зависи от човешкия капитал на родителите, трудовия доход на родителите и желанието на родителите да инвестират в човешкия капитал на децата си.

1.3.1.3. Основни изводи за влиянието на човешкия капитал в теоретичните модели на растежа

Съществена разлика в теоретичните подходи за оценка влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж се състои в предположенията за механизмите за създаване на човешкия капитал. В първите модели на растежа, изследващи влиянието на човешкия капитал, създаването на самия човешки капитал зависи от времето, което отделните индивиди отделят за инвестиране в човешки капитал, както и от използвания за тази цел физически и човешки капитал. В следващия етап от развитието на теорията, създаването на човешкия капитал в даден период от време зависи от човешкия капитал на предходното и следващото поколение, човешкия капитал на учителите, усилията на родителите и учителите, вродените умения и таланти и т.н. В по-късните теоретични модели е въведено и предположението, че човешкият капитал се изхабява, аналогично на физическия капитал.

Въз основа на теоретичните изследвания на влиянието на човешкия капитал върху растежа, може да заключим, че увеличаването на човешкия капитал е свързано с положителен ефект върху икономическия растеж. Може да обобщим, че в теоретичните изследвания човешкият капитал влияе върху настоящото производство посредством следните механизми:

- Времето, което индивидите отделят за създаване на човешки капитал рефлектира върху времето, което индивидите отделят за работа;
- Вътрешният ефект от увеличеният човешки капитал води до увеличената производителност на труда на отделните индивиди;
- Външния ефект от увеличението на човешкия капитал води до увеличената производителност на всички производствени фактори;

- Технологичния прогрес, който зависи от научноизследователската дейност.

Други основни изводи за влиянието на човешкия капитал върху растежа са:

- Икономиките с по-трудлюбиви индивиди растат по-бързо, тъй като времето, отделено за труд, както в производството на физически, така и в производството на човешки капитал, влияе положително върху икономическия растеж.
- Нарастването на запаса от човешки капитал води до нарастване на дохода на глава от населението, но е свързано с негативен ефект върху желанието на индивидите да имат повече деца.
- Наблюдават се две равновесни състояния, които са следствие от връзката между запаса от човешки капитал и растежа: първото характеризира икономика с многодетни семейства и ниски нива от човешки капитал; във второто равновесно състояние в икономиката доминират малобройните семейства и високи и нарастващи нива човешки капитал.

1.3.2. Подходи за измерване на човешкия капитал

1.3.2.1. Развитие на измерителите на човешкия капитал в теорията на растежа

След въвеждането на човешкия капитал като едно от обясненията на икономическия растеж, икономическото моделиране се насочва към по-задълбочено изучаване на влиянието на натрупания човешки капитал върху икономическата динамика. Извършването на емпирична проверка на тези нови модели води до възникването на необходимост от адекватно измерване на човешкия капитал в отделните икономики. Количественото измерване на такава качествена променлива, каквато е човешкият капитал, е трудно. Липсата на установена дефиниция, която да предписва кои точно качествени характеристики съставляват човешкия капитал, както и липсата на наблюдения върху такива

качествени характеристики, налага намирането и използването на подходяща приблизителна променлива - т.нар. *приблизителна*⁷⁰ променлива.

Достъпността до единни данни от националните сметки за достатъчно голям брой страни и години, компилирани от Самърс и Хестън⁷¹, дава възможност за развитие на емпиричния анализ на растежа, както и за оценяване на влиянието на човешкия капитал посредством използването на различни приблизителни променливи. Освен редовете на Самърс и Хестън, се използва и образователната статистика, публикувана от ЮНЕСКО⁷². Тези приблизителни измерители на човешкия капитал са развивани и подобрявани в самия процес на развитие на емпиричния анализ⁷³.

Първите емпирични изследвания⁷⁴ в тази област използват като приблизителни променливи:

- Нивото на грамотност сред възрастното население;
- Коефициентите на записване в образователната система.

Изборът на тези измерители е обоснован от наличната информация, а не толкова от продиктуваните от теорията изисквания. След известно използване на тези променливи в оценяването на растежа, някои емпирици⁷⁵ на растежа показват, че те не успяват да измерят задоволително запаса от човешки капитал, участващ в производствения процес.

⁷⁰ От англ. *proxy variable*.

⁷¹ Вж. Summers, R., Heston, A., "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, Vol. 34, No.1, p. 1-25, 1988; Summers, R., Heston, A., "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, p. 327-368, 1991.

⁷² Вж. UNESCO Institute for Statistics (<http://www.uis.unesco.org>)

⁷³ За повече информация относно развитието на измерването на човешкия капитал в литературата на растежа, вж. например, Woessmann, L., *op. cit.*

⁷⁴ Вж. например, Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., *op. cit.* и др.

⁷⁵ Вж. например, Pritchett, L., *op. cit.*

В следващия етап на развитие на измерването на човешкия капитал в емпиричните изследвания⁷⁶ започва конструирането на нови приблизителни измерители, които впоследствие се налагат като най-разпространени в литературата. Това се дължи на тяхната по-голяма точност при количественото измерване на направените образователни инвестиции в настоящата работна сила. Тези нови променливи измерват човешкия капитал посредством степента на образованост на работната сила (или средния брой години на образование).

Наред с тези подходи, съществуват и алтернативни такива за измерване на човешкия капитал като:

- Пресмятане на съвкупния човешки капитал в икономиката на база спецификация на Минсер на възвращаемостта от отделните образователни нива в отделните страни⁷⁷.
- Построяването на индекси за човешкия капитал на база наблюденията върху работната сила и нивата на заплащане на труда⁷⁸;
- Използване на резултатите от международните сравнения на образователните системи посредством преки тестове на познавателните умения на учениците в отделните страни⁷⁹;

Освен изброените показатели, които са използвани в емпиричния анализ на растежа, съществуват и други показатели, имащи отношение към човешкия капитал, които се съставят и публикуват от ООН, Евростат, ОИСР, ЮНЕСКО и др. като:

⁷⁶ Вж. например, Benhabib, J., Spiegel, M., op. cit.; Islam, N., op. cit.; Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press, 1997 и др.

⁷⁷ Вж. например, Bils, M., Klenow, P., op. cit.

⁷⁸ Вж. Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "A Labour-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States", Working Paper No. 5018, National Bureau of Economic Research, 1995.

⁷⁹ Вж. например, Hanushek, E., Kimko, D., op. cit.

- Индекса за човешко развитие на ПРООН (*UNDP Human Development Index*), който представлява сравнителна мярка за нивото на бедност, грамотност, образованост, продължителност на живота и други фактори за страните по света⁸⁰;
- Статистическите данни за човешките ресурси и населението и социалните условия, поддържани в Евростат⁸¹;
- Статистическите данни за образованието и грамотността, поддържани от ЮНЕСКО⁸²;
- Други.

Тези показатели намират широко приложение в нетехнически анализи на влиянието на човешкия капитал върху растежа в рамките на работни доклади и годишни анализи на тези и други международни институции⁸³. В емпиричната проверка на теорията на растежа, обаче, използването на тези нови показатели тепърва навлиза.

⁸⁰ Индексът е разработен през 1990 година от Mahbub ul Haq, а от 1993 година се използва в ежегодните доклади на Програмата за развитие към ООН. За повече информация относно пресмятането на индекса, вж. например: UNDP, *Bulgaria 2000 - Human Development Report: The Municipal Mosaic*, UNDP, Sofia, 2000; както и интернет страницата на ПРООН (<http://hdr.undp.org>).

⁸¹ За повече информация вж. интернет страницата на Евростат (<http://epp.eurostat.cec.eu.int>).

⁸² За повече информация вж. интернет страницата на Статистическия институт към ЮНЕСКО (<http://www.uis.unesco.org>).

⁸³ Вж. например, The World Bank, *Knowledge for Development: World Development Report 1998/99*, Oxford University Press, 1999; OECD, UNESCO Institute for Statistics, *Education Trends in Perspective: Analysis of the World Education indicators*, 2005; UNDP, *Human Development Report 2002: Deepening Democracy in a Fragmented World*, Oxford University Press, 2002; UNESCO Institute for Statistics, *Global Education Digest 2005: Comparing Education Statistics Across the World*, Montreal, 2005 и др.

1.3.2.2. Основни измерители на човешкия капитал в емпириката на растежа

Сред първите използвани измерители на човешкия капитал са дялът на грамотното население, отношението на производството към нивото на грамотност и коефициентите на записване.

1.3.2.2.1. Традиционни образователни измерители

1. Ниво на грамотност сред възрастното население

Нивото на грамотност сред възрастното население е удобна за използване приблизителна променлива за човешки капитал. Информацията за грамотното население е достъпна за почти всички страни в таблиците на Самърс и Хестън⁸⁴, и при построяването на панелни иконометрични модели за света е удачна променлива за съпоставянето на растежа на развиващите се страни с този на развитите страни.

Показателят, описващ нивото на грамотност сред възрастното население (l), се задава от следното отношение:

$$l = \frac{LP_A}{P_A} \quad (1)$$

където LP_A е броят на грамотните жители в дадена страна на възраст A и повече години, а P_A е населението в тази възрастова група. Обикновено, при пресмятането на този показател, за възрастно население се счита населението на 15 и повече години.

2. Отношение на производството към нивото на грамотност

⁸⁴ Вж. например, Summers, R., Heston, A., "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, Vol. 34, No.1, p. 1-25, 1988.

Освен този показател, свързан с грамотността, в анализа на растежа се среща и показател, описващ отношението на производството към нивото на грамотност (l^*)⁸⁵, или:

$$l^* = \frac{Y}{l} \quad (2)$$

където Y може да бъде БВП на глава от населението, реален брутен национален продукт, реален брутен вътрешен продукт и т.н.

3. Коефициенти на записване в образователната система

Коефициентите на записване в образователната система са сред първите използвани като приблизителни променливи за човешкия капитал в теорията на растежа⁸⁶. Те представляват по-изчерпателна мярка за човешкия капитал в дадена страна, тъй като отчитат участието на населението в различните образователни нива.

Коефициентите на записване e_g за всяко образователно ниво g се пресмятат по следната формула:

$$e_g = \frac{E_g}{P_g} \quad (3)$$

където E_g е броят записали се учаци в образователно ниво g , а P_g е броят на населението, което подлежи на записване в образователно ниво g , което представлява населението в съответна възрастова група.

⁸⁵ Cf. Azariadis, C., Drazen, A., "Threshold Externalities in Economic Development", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, pp. 501-526, 1990.

⁸⁶ Вж. например, Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Working Paper No. 3541, National Bureau of Economic Research, 1990; Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, p. 407-443, 1991 и др.

4. Степен на образованост и среден брой години на образование

Предходните показатели се отнасят до цялото население в дадена икономика, а не за работната сила, която е онази част от населението, която взема участие в производството и влияе пряко върху икономическия растеж. Ето защо, по-усъвършенствани и най-разпространени измерители на човешкия капитал в теорията на растежа са степента на образованост на работната сила, която се идентифицира със средния брой години на образование на работната сила.

Съществуват три основни метода за измерване степента на образованост и средния брой години на образование на работната сила в дадена икономика⁸⁷: посредством *метода на постоянната инвентаризация*⁸⁸, *проекции* и *използване на данни от преброявания*. Разграничаването между тези методи става въз основа на начина, по който са пресметнати преобладаващата част от данните.

4.1. Метод на постоянната инвентаризация

Методът за постоянна инвентаризация може да бъде приложен за пресмятането на запаса от човешки капитал, аналогично на приложението му при пресмятане на запаса от физически капитал. Подход, базиран на този метод е бил въведен от Лау, Джамисън и Луат⁸⁹, а по-късно е подобрен от Неру, Суонсън и Дюбей⁹⁰. Впоследствие са изградени модифицирани подходи, базирани на метода на постоянната инвентаризация, които прилагат и техники, специфични за други методи⁹¹.

⁸⁷ Cf. Woessmann, L., op. cit.

⁸⁸ На английски език – *perpetual inventory method* (PIM).

⁸⁹ Lau, L., Jamison, D., Louat, F., "Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach", Policy, Research and External Affairs Working Paper No. 612, World Bank, 1991.

⁹⁰ Nehru, V., Swanson, E., Dubey, A., "A New Database on Human Capital Stock in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology, and Results", *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 379-401, 1995.

⁹¹ Вж. например метода на постоянната инвентаризация, който включва и спецификации на Минсер, в Koman, R., Marin, D., "Human Capital and Macroeconomic Growth: Austria and Germany 1960 – 1997. An Update.", Discussion Paper 2005-04, Department of Economics, University of Munich, 2005.

При наличието на необходимата информация, както и на достатъчно дълги във времето редове от данни, този метод позволява пресмятането на общия брой години образование в работната сила S^{PIM} за периода T . Формулата за пресмятане на S^{PIM} има следния вид:

$$S^{PIM} = \sum_{t=T-A_H+D_0}^{T-A_L+D_0} \sum_g E_{g,t+g-1} (1-r_g-d) p_{g,t+g-1} \quad (4)$$

където:

$E_{g,t}$ е общият брой записвания в образователно ниво g (в случая, пореден клас/ курс на обучение) в период t ;

A_H е най-високата възможна възраст на лице от работната сила (най-често се приема, че е 64 години);

A_L е най-ниската възможна възраст на лице от работната сила (най-често се приема, че е 15 години);

D_0 е възрастта, на която децата тръгват на училище (за повечето страни тази възраст е 6 години);

r_g е дела на презаписващите/ повтарящите обучение в образователно ниво g (в този случай тя се приема за константа във времето);

d е делът на учащите, които отпадат от образователно ниво g (константа във времето и за всички образователни нива);

$p_{g,t}$ е вероятността записан учещ в образователно ниво g през година t да доживее до година T .

На база така пресметнатите общ брой години образование в работната сила, може да се пресметне и средния брой години образование в работната сила (S^{PIM}):

$$S^{PIM} = \frac{S^{PIM}}{P_W} \quad (5)$$

където P_W е броят на населението в работната сила.

Трудността при прилагането на този подход се дължи на липсата на достатъчно информация, която да позволи осъществяване на пресмятанията. Най-често затрудненията идват от липса на данни за коефициентите на записване във всеки един от курсовете на обучение, дела на презаписващите и на отпадащите учащи, както и специфичните повъзrastови коефициенти на оцеляване от таблиците за смъртност. Пресмятането на средния брой години образование в работната сила по този метод най-често е свързано с изкуствено статистическо построяване на необходимите данни, което ограничава допълнителното използване на данните в количествен анализ.

4.2. Проекции на средния брой години образование

Друг метод за пресмятане на средния брой години образование в работната сила на база коефициентите на записване е посредством проекции⁹². В този случай е необходимо пресмятанията да се базират на данни за образованието в работната сила за минали периоди, получени от преброяванията на населението. Данните за минали периоди се използват за осъществяването на проекции за средния брой години образование в работната сила за други страни и следващ период (T). Проектираната стойност на средния брой години (S_T^{PRO}) в следващия период се получава по следния начин:

$$S_T^{PRO} = \alpha_0 + \alpha_1 e_{T-15}^{PRI} + \alpha_2 e_{T-5}^{SEC} + \alpha_3 e_{T-5}^{HIG} \quad (6)$$

където e_t^{PRI} е коефициентът на записване в основно образование в период t , e_t^{SEC} е коефициентът на записване в средно, а e_t^{HIG} е коефициентът на записване във

⁹² Cf. Kyriacou, G., op.cit.

висше образование. Коефициентите α се получават чрез иконометрична оценка на регресионно уравнение, в която са използвани данни от преброяванията. Обяснена променлива е постигнатото образователно ниво, измерено като среден брой години на обучение (S_T^{ATT}), а обясняващи променливи са наблюдаваните през определени минали периоди коефициенти на записване. Така например, спецификацията на тази регресия от Кириаку⁹³ има следния вид:

$$S_{1975}^{ATT} = \alpha_0 + \alpha_1 e_{1960}^{PRI} + \alpha_2 e_{1970}^{SEC} + \alpha_3 e_{1970}^{HIG} + \varepsilon \quad (7)$$

където ε е случайната грешка.

Основното допускане при тези проекции е, че връзката между средния брой години образование в работната сила и коефициентите на записване от миналите периоди е постоянна във времето и в различните страни.

4.3. Преброявания и степен на образование

Трети метод при измерването на образователното ниво на работната сила по страни е използването на данни от преброяванията и други релевантни статистически и демографски изследвания. В началото на 90-те години Баро и Лий⁹⁴ започват съставяне на таблици с образователни характеристики за 129 страни⁹⁵ за всеки пет години в периода 1960-1985 г. Те използват данните от преброяванията на населението в тези страни и други релевантни изследвания. За да попълнят клетките с липсващата информация в таблиците, те използват подход, базиран на метода на постоянната инвентаризация. Нивата на образование, които са разглеждани са основно, средно и висше образование, както и липсата на образование. Разграничени са брутни (e^{GROSS}) от нетни (e^{NET}) коефициенти на записване по следния начин:

⁹³ Ibid.

⁹⁴ Вж. Barro, R., Lee, J., "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, p. 363-394, 1993.

⁹⁵ В актуализацията на таблиците от 2000 г., броят на страните нараства до 138.

$$e_g^{GROSS} = \frac{E_g^{TOTAL}}{P_g} \quad (8)$$

$$e_g^{NET} = \frac{E_g^N}{P_g}$$

където означенията са същите като тези във формула (32), E_g^{TOTAL} е броят на всички записани учаци в образователно ниво g , а E_g^N е броят на записаните учаци, които са от възрастовата група, подлежаща на записване. Така например, коефициентите за основното образование (първата образователна степен, разглеждана от Баро и Лий) в таблиците са пресмятат посредством броя на населението във възрастовата група от 6-11 години, като E_{PRI}^{TOTAL} е броят на всички записали се в основно образование, независимо на каква възраст са, а E_{PRI}^N е броят на записалите се основно образование на възраст между 6 и 11 години.

Различните нива на образованост на населението, които не са включени в данните от преброяванията са пресметнати на база на метода за постоянна инвентаризация⁹⁶. Например, формулите за пресмятане различните нива на образованост на населението над 15 годишна възраст са следните:

$$H_{0,t} = H_{0,t-5}(1 - \delta_t) + L15_t \cdot (1 - e_{t-5}^{PRI}) \quad (9)$$

$$H_{1,t} = H_{1,t-5}(1 - \delta_t) + L15_t \cdot (e_{t-5}^{PRI} - e_t^{SEC}) \quad (10)$$

$$H_{2,t} = H_{2,t-5}(1 - \delta_t) + L15_t \cdot e_t^{SEC} + L20_t \cdot e_t^{HIG} \quad (11)$$

$$H_{3,t} = H_{3,t-5}(1 - \delta_t) + L20_t \cdot e_t^{HIG} \quad (12)$$

⁹⁶ Cf. Barro, R., Lee, J., "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.

$$\text{като } \delta_t = \frac{L15_t + L_{t-1} - L_t}{L_{t-1}} \quad (13)$$

където:

$H_{j,t}$ е броят на лицата на възраст над 15 години, за които j е най-високото постигнато ниво на образование в момент t ;

$j = 0$ в случаите, когато лицето не притежава никакво училищно образование; $j = 1$ в случаите, когато лицето е с основно образование, $j = 2$, когато е със средно и $j = 3$, когато е с висше образование;

$L15$ е броят на населението на възраст от 15 до 19 години, а $L20$ е броят на населението на възраст 20 – 24 години;

e^{PRI} , e^{SEC} и e^{HIG} са брутните коефициенти на записване съответно в основното, средното и висшето образователно ниво;

δ_t е смъртността при лицата над 15 години и се пресмята по формула (42);

L_t е броят на населението над 15 години.

Предположенията, които се приемат, за да се осъществят пресмятанията, зададени чрез (58) – (62), са че:

- лицата на възраст 15-19 години би следвало да са получили основното си образование пет години по-рано, ако са се били записали, и би следвало да получават средното си образование към момента;
- лицата на възраст 20-24 години би следвало да получават висшето си образование към момента;
- смъртността не зависи от полученото образование.

Въпреки ограниченията от направените предположения и по-късните критики към този метод⁹⁷, този метод предлага най-детайлна и най-голяма по обем информация за нивото на образование в страните по света, а показателите, пресметнати по метода са сред най-често използваните в емпиричния анализ на растежа.

1.3.2.2.2. Алтернативни измерители на човешкия капитал

1. Измерване на човешкия капитал въз основа на спецификация на Минсер⁹⁸

Предходните подходи за измерване на човешки капитал използват за мерни единици проценти и години продължителност на образованието. Възможно е преминаването от измерители в тези мерни единици към измерители в парични единици, т.е. изразяването на запаса от човешки капитал в пари.

Така наречената *спецификация на Минсер*⁹⁹ се отнася до иконометричното оценяване на зависимостта между работната заплата на отделните индивиди и нивото им на образование, както и продължителността на професионалния им опит. Извеждането на подобна зависимост може да бъде осъществено и в макроикономически контекст, като се пренебрегне влиянието на професионалния опит¹⁰⁰. В този случай работната заплата може да бъде изразена чрез т.нар. *Макро-Минсер уравнение*¹⁰¹:

$$\ln Y_j^g = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot s_j + \varepsilon_j \quad (14)$$

⁹⁷ Вж. например, de la Fuente, A., Domenech, R., “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2000.

⁹⁸ Вж. например, Bils, M., Klenow, P., op. cit.

⁹⁹ За повече информация относно извеждането на тези иконометрични зависимости, вж. Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974.

¹⁰⁰ Вж. Krueger, A., Lindahl, M., “Education for Growth: Why and for Whom?”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, p. 1101-1136, 2001.

¹⁰¹ Наименованието е предложено в Heckman, J., Klenow, P., “Human Capital Policy”, Working Paper, University of Chicago, 1997.

където Y_{jt}^g е средногеометричната работна заплата, а s_{jt} е средната продължителност на образованието в икономика j . В този случай, чрез иконометричната оценка на уравнението може да се пресметне възвращаемостта от образование (r) в изследваните икономики за даден момент във времето. На този принцип е възможно извеждането на възвращаемостта от всяко едно образователно ниво, както на ниво отделни страни, така и в отделните моменти във времето.

Подходът предполага наличието на намаляваща възвращаемост от всяка допълнителна година образование¹⁰², от което следва необходимостта от претеглянето на всяка една година образование в зависимост дали тя се отнася за основното, средното или висшето обучение на работниците в икономиката. При известни данни за възвращаемостта от отделните образователни нива може да бъде пресметнат запаса от човешки капитал в отделните икономики посредством следната зависимост¹⁰³:

$$H^M_i = e^{\sum_a r_a s_{ai}} L_i \quad (15)$$

където H^M е запасът от човешки капитал за икономика i , измерен на база спецификация на Минсер, L е броят на работниците в икономиката, r_a е възвращаемост от образователно ниво a , а s_{ai} е броят на учебните години в образователно ниво a в икономика i .

¹⁰² Предположението е базирано на емпиричния анализ в Psacharopoulos, G., "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, No. 22, pp. 1325-1343, 1994.

¹⁰³ Вж. Woessmann, L., op. cit.

Този подход е използван в редица анализи¹⁰⁴, но основното ограничение в използването му е свързано с наличните данни за възвращаемостта от образователните нива в отделните страни. Така дефинираният човешки капитал зависи от постоянна във времето и пространството възвращаемост от различните образователни нива. Освен това, оценената възвращаемост в уравнение (15) пренебрегва не само професионалния опит, но и други значими фактори, имащи влияние върху формирането на работната заплата в дадена страна¹⁰⁵.

2. Индекси за човешки капитал на база заплащането на труда

Построяването на индекси за човешкия капитал на база наблюденията върху работната сила и нивата на заплащане на труда е базирано на идеята, че заплащането на труда отразява натрупания човешки капитал в отделните индивиди. При добре развит пазар на труда, работниците, притежаващи повече умения и знания, добити както чрез образование, така и чрез професионален опит, са по-добре платени, а нивото им на заплащане отразява стойността на човешкия им капитал на пазара.

Този подход е въведен и разработен от Мълиган и Сала-и-Мартин¹⁰⁶, които приемат, че мярката за съвкупната стойност на човешкия капитал може да бъде обвързана с отношението между средния трудов доход и нивото на заплащане на

¹⁰⁴ Вж. например: Klenow, P., Rodriguez-Clare, A., "The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?", *NBER Macroeconomics Annual 1997*, pp. 73-102, NBER, 1997; Bils, M., Klenow, P., "Does Schooling Cause Growth or the Other Way Round?", Working Paper No. 6393, National Bureau of Economic Research, 1998; Hall, R., Jones, C., "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, pp. 83-116, 1999; Topel, R., "The Labour Market and Economic Growth", *The Handbook of Labour Economics*, eds. O. Ashenfelter, D. Card, North Holland, Amsterdam, 1999; Bils, M., Klenow, P., "Does Schooling Cause Growth?", *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1160-1183, 2000; Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, pp. 1101-1136, 2001.

¹⁰⁵ Вж. Barro, R., Lee, J., "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.

¹⁰⁶ Вж. Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "A Labour-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States", Working Paper No. 5018, National Bureau of Economic Research, 1995.

лицата без училищно образование¹⁰⁷. Те дефинират съвкупния човешки капитал в икономиката $H_i(t)$ по следния начин:

$$H_i(t) = \int_0^{\infty} \theta_i(t,s) N_i(t,s) ds \quad (16)$$

където с i е обозначена определена икономика (регион, страна, щат и т.н.)¹⁰⁸; t е разглежданият момент от времето; $N_i(t,s)$ е броят на индивидите в икономика i в момент t , които са получили s години училищно образование; а $\theta_i(t,s)$ е параметър, отразяващ производителността на работниците с s години образование в икономика i в момент t . Самата производителност на различните работници може да се измери посредством отношението:

$$\theta_i(t,s) = \frac{w_i(t,s)}{w_i(t,0)} \quad (17)$$

където $w_i(t,s)$ е работната заплата в икономика i в момент t на работниците с s години образование.

Пресмятането на съвкупния човешки капитал чрез този подход според авторите има своите недостатъци, поради приемането на следните допускания¹⁰⁹:

- Работниците с дадено образователно ниво са свършени заместители на работниците с всякакво друго образователно ниво;

¹⁰⁷ Съществуват и модификации на измерването на човешкия капитал въз основа на трудовия доход, като например приравняването на запаса от човешки капитал на дисконтираната настояща стойност на очаквания съвкупен трудов доход през целия живот на индивидите в Wei, H., "Measuring the Stock of Human Capital for Australia: A Lifetime Labour Income Approach", Working Paper, Australian Bureau of Statistics, 2001 и др.

¹⁰⁸ Ibid. В изследването на Мълиган и Сала-и-Мартин с i са обозначени различните щати, тъй като предложеният подход за измерване на човешкия капитал е приложен за икономиката на САЩ.

¹⁰⁹ Cf. Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "Measuring Aggregate Human Capital", *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, pp. 215-252, 2000.

- Еластичността на замяната на работниците от различните образователни групи е постоянна във времето и пространството;
- Различията в производителността на работниците с различно образователно ниво са пропорционални на годините им образование;
- Една година образование води до постоянно във времето и пространството нарастване на уменията.

3. Тестове на познавателните умения на учениците

Измерителите за човешки капитал, отразяващи различните образователни нива на работната сила и населението, описани по-горе, отразяват количеството получено образование, а не качеството на полученото образование. Качеството на човешкия капитал в работната сила може да бъде измерено посредством резултатите от преките изследвания върху познавателните умения на учениците в отделните страни¹¹⁰. Този подход за измерване на човешкия капитал е базиран на шест международни изследвания, тестващи постиженията на учениците в областта на математиката и природните науки, проведени през последните три десетилетия¹¹¹. Въз основа на наличната информация от проведените тестове по години, възрастови групи и науки е образувана единна мярка за качеството на образование за всяка една от изследваните страни.

Емпиричната проверка на връзката между човешкия капитал и икономическия растеж посредством този подход показва, че е налице силна връзка между резултатите от тестовете, измерващи постиженията по математика и

¹¹⁰ Cf. Hanushek, E., Kimko, D., op. cit.

¹¹¹ Четири от тези изследвания са проведени от International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) – през 1964, 1971, 1981 и 1984 г., а две от International Assessment of Educational Progress (IAEP) – през 1988 и 1991 г. През 1995 г. IEA провежда и третото международно изследване в областта на математиката и природните науки (TIMSS), но резултатите от него не са включени в изследването на Ханушек и Кимко. Cf. Woessmann, L., op.cit.

природните науки, и икономическия растеж. Недостатък на този подход е ограничени брой страни (общо 39), в които са провеждани тези изследвания¹¹².

1.3.2.3. Предимства и недостатъци на подходите за измерване на човешкия капитал

Предимствата и недостатъците на различните подходи за измерване на човешкия капитал се коренят преди всичко в предположенията за процесите на създаване на човешкия капитал, както и в разполагаемата статистическа информация за тези процеси.

Съществуват два алтернативни подхода, обясняващи натрупването на човешки капитал посредством образование. При първия се приема, че индивидите, подложени на едно и също образование натрупват един и същ човешки капитал. При втория се смята, че индивидите подложени на едно и също образование, не натрупват едно и също количество човешки капитал. В този случай, натрупаният човешки капитал зависи от вродените таланти и умения, интелектуалното развитие, семейната среда и други индивидуални фактори.

Измерването на човешкия капитал в икономиката се позовава изцяло на първия подход, поради неговата обективност и опростеност на пресмятанията. На практика, обаче, образователната система в нито една икономика не преодолява индивидуалните различия в отделните ученици, в резултат на което завършващите една и съща образователна степен са с различно ниво натрупан човешки капитал. Включването на индивидуалните фактори в измерването на запаса от човешки капитал все още е нерешен проблем в макроикономическата теория.

Друго предизвикателство при измерване на запасите от човешки капитал посредством образователни измерители е да се постигне ясно разграничаване между стойностното и непотребното знание и умение в дадени икономически условия. Тъй като в теорията на икономическия растеж човешкият капитал е

¹¹² При първоначалното построяване на тази мярка през 2000 година са налице необходимите данни само за 31 страни. Cf. Hanushek, E., Kimko, D., op.cit.

производствен фактор, при измерването му следва да се отчитат единствено онези знания и умения, които са пряко свързани с производителността на икономиката.

Трудността при измерването на запаса от човешки капитал е как да се определи каква част от придобитите в училище и университета знания и умения са в действителност използвани в производствения процес. Безспорен е фактът, че завършилите университетите придобиват не само специфични професионални знания и умения в процеса на обучение, но също така и други практически умения, като работа с институции и организации, извличане на необходима информация, умения за писане и общуване и други. Тези допълнително придобити практически умения обясняват до някаква степен защо завършилите висше образование успяват да намерят относително по-лесно работа отколкото завършилите по-ниска образователна степен, независимо от специализацията на висшето образование. Все пак, приносът в производствения процес на дипломиран инженер е безспорно по-голям от приноса на дипломиран специалист по древни култури. На този етап от развитието на измерването на човешкия капитал все още липсва разграничение между дипломите в зависимост от специалността.

Друг проблем при изчисляването на запаса от човешки капитал е отчитането на процеса на изхабяване на създадения човешки капитал. Магистърска диплома по физика, например, не би трябвало да се отчита в запаса от човешки капитал, ако притежателят ѝ никога (или достатъчно дълго) не е използвал придобитите знания и умения на пазара на труда. Ако подобна диплома бъде отчетена, това би означавало, че притежателят ѝ би могъл да работи като физик в даден предстоящ момент и по този начин да оползотвори получените в университета знания и умения в производствения процес. В дългосрочен план, обаче, професионалните знания и умения губят значително от стойността си на пазара на труда, ако не се прилагат на работното място. Една от причините за това обезценяване на дипломите е, че знанията и уменията се забравят, или с други думи налице е процес на естествено изхабяване на човешкия капитал. Друга причина за това обезценяване е все по-голямата динамика в знанието и уменията в следствие на бързото развитие и внедряване на информационните и комуникационните технологии, което от своя страна води до допълнително изоставане от

професионалните стандарти и изисквания в определен времеви период. С други думи, знанията и уменията бързо остаряват, ако не се поддържат и развиват професионално. Ето защо, би следвало в случаите, когато притежателите на образователни степени не са могли да се реализират професионално, тези степени да бъдат отчитани в запаса от човешки капитал единствено в краткосрочен план след получаването им. Отчитането на процеса на изхабяване на човешкия капитал не е отразено в съществуващите методи за измерването му.

По отношение на разгледаните подходи за измерване и в допълнение на изброените им недостатъци при разглеждането им може да се направят следните обобщения:

- В добре развитите и конкурентни пазари на труда, работната заплата може да бъде използвана като мярка за човешкия капитал на всеки един от наетите, а оттук би могъл да бъде пресметнат запасът от човешки капитал в икономиката. Въпреки това, в голяма част от икономиките трудовите доходи не винаги кореспондират на знанията, уменията и опита на работещите, което прави тези подходи неприложими за повечето икономики;
- Пресмятането на човешкия капитал на база трудови доходи налага определянето на дохода на работниците с нулев човешки капитал. Използването на дохода на тези работници като база за сравнение е свързано с някои предизвикателства и неточности. Първо, идентифицирането на тези работници е изключително труден процес (авторите на подходите приемат, че това са работниците без образование). Второ, използването на доходите на работниците без образование е базирано на презумпцията, че тези работници са най-ниско платените в икономиката, което не винаги е така¹¹³. И трето,

¹¹³ Някои изследвания показват, че най-ниско квалифицираната работа, която обикновено се извършва от работниците без образование, е високо платена, тъй като ниско квалифицираната работа е непривлекателна и неприемлива за повечето образовани работници. За повече информация, вж. например Шубкин, Вл., *Началото на пътя: Проблемите на младежта през погледа на социолога и писателя*, Издателство „Народна младеж“, 1982.

възвращаемостта от образование не винаги е достатъчно голяма, т.е. по-образованите не винаги получават (значително) по-високи доходи¹¹⁴, което води до невъзможност за разграничаване на човешкия капитал спрямо отделните образователни степени и неадекватна мярката за запаса от човешки капитал по този метод;

- Използването на дела на грамотното население като мярка за запаса от човешки капитал отразява само началния етап от образованието на индивидите в икономиката. Този подход до някаква степен е адекватен за развиващите се икономики с голям дял на неграмотно население, и в които производствения процес е на ниско технологично равнище. Повечето съществени натрупвания на човешки капитал за повечето икономики са в следващите образователни нива. Оттук и липсата на изчерпателност на тази мярка за пресмятане на запаса от човешки капитал;
- Коефициентите на записване в образователната система също не могат да отразят изцяло човешкия капитал, тъй като те представляват вливащите се след 5, 10 или 15 години потоци в работната сила, а не настоящия запас. Освен това, не всички записани учащи се вливат в работната сила впоследствие, поради емиграция, нежелание за участие в работната сила и т.н.;
- Степента на образованост и средната продължителност на образованието на работната сила засега се оказват най-разпространените измерители на човешки капитал. Въпреки, че методът на постоянната инвентаризация и методът на проекциите не са често използвани поради недостатъчна статистическа информация и някои допълнителни ограничения,

¹¹⁴ Въпреки ограниченият емпиричен анализ на възвращаемостта от образование за социалистическите икономики, резултатите показват, че възвращаемостта от образование е много ниска (cf. Chase, R., "Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia", Discussion Paper No. 770, Economic Growth Center, Yale University, 1997), или че трудно може да бъде разграничена такава на база наличните статистически данни (cf. Ganeva, R., "Education and Labour Force in Bulgaria: 1944-2004", Conference Proceedings, Conference on Medium-Term Economic Assessment, AEAFA, Sofia, 2005).

изчисленията в таблиците на Баро и Лий, базирани на резултатите от преброяванията, са едни от най-детайлните и широко приложими в емпиричния анализ на икономическия растеж. Критиките към последните по отношение на статистическите грешки при измерванията, водят до конструирането на подобрени таблици със статистически данни за степента на образование на световните икономики¹¹⁵.

1.3.3. Счетоводство на растежа и човешкия капитал

Счетоводството на растежа (*growth accounting*) представлява рамка¹¹⁶, базирана на модела на Солоу, която отчита приносите на промените в количествата на производствените фактори към наблюдавания икономическия растеж и позволява да бъде измерена технологичната промяна чрез пресмятането ѝ като остатъчна величина¹¹⁷. Първоначално тази рамка е включвала два фактора на производство (труд и капитал), следвайки оригиналния модел на Солоу. В последствие са включени и други фактори при счетоводството на растежа, като например информационните технологии и висшето образование в растежа¹¹⁸, социалната инфраструктура¹¹⁹ и човешкия капитал¹²⁰.

¹¹⁵ Вж. de la Fuente, A., Domenech, R., "Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?", Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2000.

¹¹⁶ Тази рамка е предложена от Solow, R., "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, pp. 312-320, 1957.

¹¹⁷ За повече информация относно развитието на счетоводството на растежа, вж. например Griliches, Z., "The Discovery of the Residual: A History Note", Working Paper No. 5348, National Bureau of Economic Research, 1995 и Barro, R., "Notes on Growth Accounting", Working Paper No. 6654, National Bureau of Economic Research, 1998.

¹¹⁸ Вж. например Jorgenson, D., Ho, M., Stiroh, K., "Growth in U.S. Industries and Investments in Information Technology and Higher Education", *Economic Systems Research, Taylor and Francis Journals*, Vol. 15, No. 3, p. 279-325, 2003.

¹¹⁹ Вж. например Hall, R., Jones, C., "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, p. 83-116, 1999.

¹²⁰ Вж. например, Dougherty, C., Jorgenson, D., "International Comparisons of the Sources of Economic Growth", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, p. 25-29, 1996; Hall, R., Jones, C., "The Productivity of Nations", Working Paper No. 5812, National Bureau of Economic Research, 1996 и др.

Хол и Джоунс¹²¹ прилагат счетоводството на растежа за 133 страни в един и същ момент от времето като се базират на производствена функция, в която вместо труд използват отразяваща човешкия капитал мярка за труда (*human capital-augmented labour*):

$$Y_i = A_i \cdot F(K_i, H_i) \quad (18)$$

където i обозначава съответната страна, а труда, отразяващ човешкия капитал H е зададен чрез труда и $\phi(S)$, представляваща производителността на единица труд с S години училищно образование:

$$H_i = e^{\phi(S_i)} \cdot L_i \quad (19)$$

Производната на производителността на единица труд с определен брой години образование $\phi'(S)$ е равна на възвращаемостта от образование, пресметната въз основа на спецификацията на Минсер¹²² за регресионна зависимост между трудовите доходи и образоваността на отделните индивиди. Ако $\phi(S) = 0, \forall S$, имаме стандартна производствена функция с неквалифициран труд и капитал.

Използвайки Коб-Дъгласова производствена функция за дохода, капитала и човешкия капитал на един зает, съответно y_i , k_i и h_i , Хол и Джоунс включват човешкия капитал в счетоводството на растежа по следния начин:

$$\Delta \ln y_i = \alpha_i \cdot \Delta \ln k_i + (1 - \alpha_i) \cdot \Delta \ln h_i + \Delta \ln A_i \quad (20)$$

За да бъдат осъществени пресмятанията, страните са подредени в определен ред. Така създадената рамка за счетоводство на растежа отчита на какво се дължат

¹²¹ Вж. Hall, R., Jones, C., "The Productivity of Nations", Working Paper No. 5812, National Bureau of Economic Research, 1996.

¹²² Вж. Mincer, J., "Schooling, Experience, and Earnings", National Bureau of Economic Research, 1974.

различията в дохода на един зает в съседните в реда страни въз основа на различията в наличните им физически и човешки капитал на един зает и общата им факторна производителност.

Предимствата на този подход са свързани с относителната опростеност на пресмятанията и достъпа до данни¹²³. Недостатък на подхода е, че най-детайлните налични международни данни за възвращаемостта от образование са тези от изследването на Псахаропулос¹²⁴, но те определят възвращаемостта от няколко образователни нива като средна за стойност за света или за отделни региони.

1.3.4. Иконометрични модели, оценяващи връзката между икономическия растеж и човешкия капитал

1.3.4.1. Подходи в иконометричното моделиране на влиянието на човешкия капитал върху растежа

Иконометричното моделиране на растежа съпоставя реалните наблюдения върху икономическите процеси в отделните страни на теоретичните постановки в съвременната теория на растежа. Емпиричната оценка на влиянието на човешкия капитал върху растежа става възможна едва след конструирането на гореописаните измерители на човешкия капитал. В настоящият преглед е направен систематичен анализ и обобщение на влиянието на човешкия капитал върху макроикономическия растеж според различните иконометрични изследвания.

Емпиричната проверка на влиянието на човешкия капитал върху растежа датира отпреди около петнадесет години, като първото най-значимо изследване в тази област е на Манкю, Роумър и Уайл¹²⁵. Иконометричните модели на растежа

¹²³ Вж. например Summers, R., Heston, A., op.cit.; Barro, R., Lee, J., “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications”, Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000 и др.

¹²⁴ Psacharopoulos, G., “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, No. 22, pp. 1325-1343, 1994.

¹²⁵ Вж. Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, Working Paper No. 3541, National Bureau of Economic Research, 1990.

най-общо могат да бъдат разделени на регионални модели (*regional data sets analysis*)¹²⁶ и модели, изследващи съвкупност от страни (*cross section of countries* или *cross-country regressions*).

1.3.4.1.1. Регионални модели

В емпиричния анализ на отделните региони (например, щатите в САЩ, провинциите в Япония, страните членки в ЕС и др.) акцентът е поставен върху характеристиките на икономическия растеж¹²⁷ и проблемите на конвергенцията¹²⁸.

Регионалните анализи, които изследват влиянието на човешкия капитал, се основават на микроикономически понятия. Тези анализи включват: анализ на това влияние върху търсенето и предлагането на квалифициран труд, върху формирането на работните заплати в отделни отрасли, върху степента на мобилност на работната сила и т.н.¹²⁹.

Макроикономическото изследване на влиянието на човешкия капитал за отделен регион изисква наличието на времеви редове с данни поне за 40-50 годишен период от време, които са налични едва за единици страни. Ето защо, емпиричните анализи на факторите на растежа въз основа на регресии с времеви редове (*time series regressions*) тепърва търпят своето развитие¹³⁰. Поради тази причина, за целите на настоящия анализ, прегледът на иконометричните модели по-долу е фокусиран върху моделите, изследващи съвкупности от страни.

¹²⁶ За повече информация *относно* емпиричния анализ на растежа, вж. например Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 2nd Edition, MIT Press, 2004.

¹²⁷ Вж. например Kaldor, N., "Capital Accumulation and Economic Growth", in *The Theory of Capital: Proceedings of a Conference Held by the International Economics Association*, ed. Lutz, F., Hague, D., p. 177-222, New York: St. Martin's Press, 1961; Kuznets, S., "Modern Economic Growth: Findings and Reflections", *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, p. 247-258, 1973 и др.

¹²⁸ Вж. например Barro, R., Sala-i-Martin, X., "Convergence", *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, p. 223-251, 1992; Barro, R., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O., Hall, R., "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, No. 1, p. 107-182, 1991 и др.

¹²⁹ Вж. например Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd edition, NBER, The University of Chicago Press, 1993.

¹³⁰ Cf. Greiner, A., Semmler, W., Gong, G., *The Forces of Economic Growth: A Time Series Perspective*, Princeton University Press, 2005, pp. 1-15.

1.3.4.1.2. Модели, изследващи съвкупност от страни

В емпиричния анализ на съвкупност от страни е изследвано влиянието на различните фактори на растежа, включително човешкия капитал, на база наличните статистически данни за страните по света. Анализът е осъществен посредством статични¹³¹ (*cross-sectional regressions*), а по-късно и посредством панелни¹³² регресии (*panel regressions*). Тези модели могат да бъдат разграничени на база теоретичната спецификация на влиянието на човешкия капитал върху растежа¹³³ - 1) модели, базирани на неокласическата производствена функция; 2) модели, базирани на ендегенната теория на растежа; 3) емпирични модели на факторите на растежа – регресии на растежа.

Първите емпирични анализи на растежа включват човешкия капитал като отделен производствен фактор в неокласическа производствена функция: обяснената променлива е БВП или растежът на БВП, а обясняващите променливи са производствените фактори труд, капитал и човешки капитал. Този подход предполага пряко влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж.

С цел прецизиране на механизма, по който човешкият капитал влияе върху растежа, в по-късните анализи емпириците на растежа използват ендегенна спецификация на влиянието на човешкия капитал върху растежа посредством специфициране на експлицитна връзка между човешкия капитал и общата факторна производителност. В такива случаи влиянието на човешкия капитал върху растежа е непряко и се осъществява чрез подобряването на общата факторна производителност.

¹³¹ Регресиите обясняват растежа на БВП за изследваните страни в определен период от време, като обясняващите променливи участват със стойности както от същия период, така и със стойности от минали периоди (лагови стойности).

¹³² Регресиите обясняват растежа на БВП за изследваните страни едновременно въз основа на времеви и пространствени данни за тези страни.

¹³³ Вж. Krueger, A., Lindahl, M., “Education for Growth: Why and for Whom?”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, p. 1101-1136, 2001.

Наред с тези два подхода, съществува още един – регресии на растежа (*growth regressions*), или наречени още *регресии на Баро*¹³⁴. Този подход се състои в извършването на иконометрична оценка на наличието и степента на влияние на редица демографски, социални, политически и икономически фактори върху растежа, като например нарастването на населението, нивото на детската смъртност, очакваната продължителност на живота, нивото на корупция, гражданските свободи, етническата структура и многообразие, политическата система, развитието на пазара и др. Сред тези променливи присъстват и качеството и количеството на образованието.

В Таблица А02 от Приложенията е направено авторско обобщение на някои от основните иконометрични изследвания на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж, източниците на данни и измерителите на човешкия капитал, използвани в тях, както и основните изводи от тези анализи.

1.3.4.2. Влиянието на човешкия капитал върху растежа в статичните и неокласическите иконометрични модели

Манкю, Роумър и Уайл изследват доколко моделът на Солоу обяснява различията в равнищата на дохода в отделните страни¹³⁵. Те съпоставят иконометричните оценки на два модела, в които човешкият капитал съответно присъства или не присъства като променлива. Като измерител на инвестициите в човешки капитал те използват коефициентите на записване в средно образование на населението в трудоспособна възраст, а емпиричният анализ включва оценяването на статични регресии. На база на получените резултати се оказва, че включването на човешкия капитал намалява влиянието на физическия капитал и увеличава обясняващата сила на модела по отношение на различията в наблюдавания доход по страни, изразена чрез коефициента на детерминация, до

¹³⁴ На името на Робърт Баро, който има значителен принос в развитието на подхода. Вж. например: Barro, R. "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, p. 407-443, 1991; Barro, R. *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press, 1997 и др.

¹³⁵ Cf. Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., op. cit.

80%. Въпреки силното значение на човешкия капитал, авторите смятат, че по-високите нива на образование водят до растеж в краткосрочен, а не в дългосрочен план.

Впоследствие положителното влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж е потвърдено от редица автори, които използват различни измерители, за да установят статистическата им значимост в икономическия растеж.

Баро¹³⁶ установява положителна връзка между коефициентите на записване и растежа на реалния доход на глава от населението. Друга положителна връзка в резултат от емпиричния му анализ е тази между човешкия капитал и дела на инвестициите в БВП. Той включва променлива, която отразява различията в качеството на образование в отделните страни, а именно отношенията между броя на учениците и броя на учителите. Оказва се, че е налице отрицателна връзка между икономическия растеж за периода 1960-1985 година и отношението между броя на учениците и броя на учителите в основното образование през 1960 г.: колкото повече ученици се падат на един учител в основното образование, толкова по-малък е ефектът от образованието върху растежа. Аналогичната зависимост в средното образование се оказва статистически незначима.

Сакс и Уорнър¹³⁷ също установяват положително влияние на коефициентите на записване в средно образование в разширен неокласически модел, включващ и променливи за природните ресурси, с които разполагат страните.

Азариадис и Дрейзън¹³⁸ показват емпирично статистически значимо положително влияние на грамотността през 1960 г. върху отношението доход на глава от населението през 1980 към доход на глава от населението през 1960 г. въз основа на статичен регресионен анализ.

¹³⁶ Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, p. 407-443, 1991.

¹³⁷ Cf. Sachs, J., Warner, A., op. cit.

¹³⁸ Cf. Azariadis, C., Drazen, A., op. cit.

Баро и Сала-и-Мартин¹³⁹ правят заключения по отношение на ролята на степента на образованост на мъжете и жените за икономическия растеж на база регресии на растежа. Те установяват, че първоначалния запас от човешки капитал има значение за растежа единствено по отношение образованието на мъжете. Нарастване на средната стойност на продължителността на средното образование при мъжете с 0.68 години води до нарастване в средногодишния растеж с 1.1% на година. Нарастване с 0.09 години в средната стойност на продължителността на висшето образование при мъжете води до средногодишен растеж от 0.5%. И средното, и висшето образование при жените оказват отрицателно или нулево влияние върху растежа. Този резултат те интерпретират като недостатъчно използване на човешкия капитал на жените на пазара на труда в повечето страни. Основното образование, както при жените, така и при мъжете няма статистически значимо влияние върху растежа. Друг извод на Баро и Сала-и-Мартин в този емпиричен анализ е, че публичните разходи за образование имат положително влияние върху растежа.

Хол и Джоунс¹⁴⁰ установяват чрез оценяването на регресии на растежа, че степента на образованост влияе положително върху дохода на един работник. Освен това е налице силна положителна връзка между дела на населението, използващо английски език (и по-слаба положителна връзка между дела на населението, използващо другите международни езици) и дохода на един зает.

Топел¹⁴¹ установява положителното влияние на степента на образованост върху растежа. Емпиричните му оценки показват, че една година увеличение в средния брой години образование на работната сила в дадена страна води до нарастване в дохода ѝ на един зает от 5 до 15%.

¹³⁹ Cf. Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 1st edition, MIT Press, 1995.

¹⁴⁰ Hall, R., Jones, C., "The Productivity of Nations", Working Paper No. 5812, National Bureau of Economic Research, 1996.

¹⁴¹ Cf. Topel, R., op. cit.

Темпъл¹⁴² също потвърждава положителна връзка между степента на образование и растежа.

Джоунс¹⁴³ установява, че степента на образование при настоящите работници влияе положително върху производителността на бъдещите работници. Той анализира интерпретацията на използваните от другите автори променливи за човешки капитал и оспорва използването на процентното увеличение на степента на образование като обясняваща променлива в регресиите на растежа. Вместо нея той предлага използването на самите нива на образование. В защита на тази теза той показва, че степента на образование е ограничена отгоре, поради естественото свойство на насищане на образоваността на населението. Така например, в някои развиващи се страни степента на образование нараства от една година средна продължителност на образованието на човек от населението на две години средна продължителност на образованието, което представлява 100% растеж в степента на образование, докато в развитите страни с добре образовано население степента на образование нараства с много бавни темпове, поради доближаване на възможното ѝ най-високо ниво.

Ханушек и Кимко¹⁴⁴ използват качествени, а не количествени измерители на човешкия капитал. Те конструират измерители на качеството на работната сила въз основа на резултатите от международните тестове на познавателните умения на учениците в областта на математиката и природните науки. Те установяват, че качеството на работната сила има положително влияние върху икономическия растеж.

Баро¹⁴⁵ също използва резултатите от международните тестове на познавателните умения на учениците, като ги включва заедно с променливи за

¹⁴² Temple, J., "Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries", OECD Economic Studies No. 33, OECD, 2001.

¹⁴³ Jones, C., "Human Capital, Ideas and Economic Growth", Conference Paper, VIII Villa Mondragone International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth in Rome on June 25-27, 1996.

¹⁴⁴ Cf. Hanushek, E., Kimko, D., op. cit.

¹⁴⁵ Barro, R., "Education and Economic Growth", Research Paper, Harvard University, 2001.

степената на образование в регресии на растежа. Той потвърждава положителното значение на качеството на образованието върху растежа. Освен това, той установява, че положително влияние на образованието върху растежа е налице само при развиващите се страни и то единствено по отношение на степента на образование на мъжете. При страните с високи доходи тази връзка е малка или статистически незначима.

Сала-и-Мартин, Допелхофър и Милър¹⁴⁶ оценяват статични регресии на растежа, но анализират устойчивостта (*robustness*) на емпиричните оценки въз основа на Бейсово усредняване на класическите оценки (*Bayesian Averaging of Classical Estimates*)¹⁴⁷. В резултат на този анализ те установяват, че сред променливите, имащи силно положително влияние върху растежа, са коефициентите на записване в основното училище. Слабо положително влияние върху растежа има делът на населението, използващо чужд език, а публичните разходи за образование и коефициентът на записване във висшето образование не оказват влияние върху растежа.

Билс и Кленов¹⁴⁸ също изследват ролята на човешкия капитал, но на база анализ на посоката на влияние между човешкия капитал и растежа. За целта те първо изследват влиянието на степента на образование и коефициентите на записване в образователната система в регресии на растежа и установяват, че то е положително. След това те калибрират теоретичен модел на общо икономическо равновесие, в който се прецизира причинно-следствената връзка между образованието и растежа и показват, че значимите иконометрични оценки за влиянието на образованието върху растежа не могат да бъдат обяснени. Оказва се, обаче, че е налице пряка връзка от растеж към образование, но не и в обратната посока.

¹⁴⁶ Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., Miller, R., "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", Working Paper, Columbia University, 2003.

¹⁴⁷ За повече информация относно анализа на устойчивостта на оценките, вж. например Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 2nd Edition, MIT Press, 2004, pp. 541-566.

¹⁴⁸ Bils, M., Klenow, P., op. cit.

Една от най-значимите критики на влиянието на човешкия капитал върху растежа е емпиричният анализ на Притчет¹⁴⁹, който отхвърля наличието на положително влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж. Той използва измерители на човешкия капитал на база спецификация на Минсер и установява, че нито нарастването в коефициентите на записване, нито нарастването на степента на образование имат статистически значимо влияние върху растежа.

Притчет интерпретира това противоречие като предлага три възможни причини за липсата на ефект от повишаването на образованието върху растежа. Тези причини според него не са взаимно изключващи се и могат да се дължат на несъвършенства в образователна система, в пазара на труда и в институционалната среда. Първо, качеството на образованието може да е толкова ниско, че да не води до повишаване в уменията и производителността на работниците, т.е. важно е не само количеството, но и качеството. Второ, увеличаването на предлагането на квалифицирана работна сила при непроменено търсене може да доведе до рязък спад в нивото на възвращаемост от образованието. И трето, наличието на специфична институционална среда, в която човешкия капитал е ангажиран предимно в икономически неефективни дейности, които не допринасят за икономическия растеж.

По този начин Притчет обяснява липсата на влияние на образованието върху икономическия растеж в много страни, както и липсата на ефект от публичните инвестиции в образование. Той не отхвърля ролята на човешкия капитал, а показва, че неговото положително влияние може да се прояви единствено при наличието на благоприятна икономическа и институционална среда.

Интерпретацията на Притчет е потвърдена до известна степен и от Хол и Джоунс¹⁵⁰, които установяват, че след добавяне на променливи, описващи социалната инфраструктура в регресиите на растежа, влиянието на степента на

¹⁴⁹ Pritchett, L., op. cit.

¹⁵⁰ Cf. Hall, R., Jones, C., "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, pp. 83-116, 1999.

образованост намалява и обяснява само частично различията в дохода на глава от населението.

Крюгер и Линдал¹⁵¹ изказват хипотезата, че невъзможността да се установи положителна връзка между човешкия капитал и растежа се дължи на грешки при измерването на човешкия капитал. Като аргумент те използват резултатите от статистическо изследване на два независимо конструирани реда с международни образователни статистики за средния брой години образование, в следствие на което се оказва че корелацията между двата реда е твърде ниска.

Де ла Фуенте и Доменек¹⁵² също установяват статистически недостатъци в едни от най-често използваните данни за степен на образованост – показателите, конструирани от Баро и Лий¹⁵³. Те ревизират данните и установяват силно статистически значимо влияние на човешкия капитал върху нивото на дохода и икономическия растеж.

Другите критици към неокласическите статични модели се отнасят до начина на специфициране на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж, както и до допускането за идентичност на производствените функции в изследваните страни в статичните регресии.

¹⁵¹ Cf. Krueger, A., Lindahl, M., “Education for Growth in Sweden and the World”, Working Paper No. 7190, National Bureau of Economic Research, 1999 и “Education for Growth: Why and for Whom?”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, pp. 1101-1136, 2001.

¹⁵² Cf. de la Fuente, A., Domenech, R., “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2000.

¹⁵³ Cf. Barro, R., Lee, J., “International Comparisons of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 363-394, 1993; Barro, R., Lee, J., “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications”, Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000 и Barro, R., Lee, J., “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 86, No. 2, pp. 218-223, 1996.

1.3.4.3. Влиянието на човешкия капитал върху растежа в ендегенните модели и панелните регресии на растежа

Бенхабиб и Шпигел¹⁵⁴ търсят емпирично потвърждение на два алтернативни подхода на моделиране на влиянието на човешкия капитал върху растежа – неокласически и ендегенен. Разликата в тези два подхода е в определянето на вида на влиянието на човешкия капитал върху растежа. При неокласическия подход образованието на работната сила влияе пряко върху растежа.

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = f(\bullet, H) \quad (21)$$

При ендегенния подход по-добре образованата работна сила е по-способна и по-изобретателна при внедряването и използването на по-добри технологии и оттам допринася за повишаването на общата факторна производителност. Влиянието на човешкия капитал върху растежа е непряко и оценено на базата на следната зависимост:

$$\frac{\dot{A}}{A} = f(H) \quad (22)$$

При емпиричната оценка на двата подхода авторите използват за измерител на запаса от човешки капитал проекциите на средния брой години образование, направени от Кириаку¹⁵⁵. Тези проекции са базирани на статистическата връзка между степента на образование и коефициентите на записване в образователната система за минали периоди.

Емпиричната оценка показва на база неокласическа спецификация на модела, че липсва пряка статистически значима връзка между човешкия капитал и растежа, но е налице статистически значимо положително влияние на човешкия

¹⁵⁴ Benhabib, J., Spiegel, M., “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional U.S. Data”, Working Paper No. 9224, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1992.

¹⁵⁵ Cf. Kyriacou, G., op. cit.

капитал в ендегенния модел. По този начин Бенхабиб и Шпигел допринасят за прецизирането механизма, по който човешкия капитал влияе върху икономическия растеж и потвърждават емпирично положителното влияние на запаса от човешки капитал върху общата факторна производителност (технологичното равнище).

Ислам¹⁵⁶ също съпоставя емпирични оценки на неокласически и ендегенен иконометричен модел, но за пръв път използва различен иконометричен апарат – панелни регресии. Основната критика на Ислам към статичните регресионни модели е, че те са базирани на предположението за идентични производствени функции в изследваните страни. Въвеждайки панелния подход, той позволява наличието на различия в производствените функции на отделните страни под формата на ненаблюдавани индивидуални *ефекти на отделните страни (country effects)*. Той модифицира спецификацията на Манкю, Роумър и Уайл, както и използва спецификация подобна на Бенхабиб и Шпигел на ендегенен модел. И двата модела са трансформирани в динамични с панелни данни и с включени индивидуални ефекти на отделните страни. При емпиричната оценка на неокласическия модел, за разлика от резултатите при статичните модели, в панелните регресии на растежа степента на образованост като мярка за човешкия капитал се оказва статистически незначима. При емпиричната оценка на ендегенния модел, Ислам установява положително влияние на степента на образованост върху общата факторна производителност, което потвърждава предположенията на Бенхабиб и Шпигел за ролята на човешкия капитал за икономическия растеж.

Баро и Сала-и-Мартин¹⁵⁷ прилагат панелния подход на база регресии на растежа, като наред с останалите социално-икономически фактори, включват количествени и качествени измерители на човешкия капитал, а именно степента на образованост и резултатите от тестовете на познавателните умения на учениците. Оказва се, че влиянието на качеството на образование е много по-силно от това на количеството. Те отново потвърждават положително влияние на образованието

¹⁵⁶ Cf. Islam, N., op. cit.

¹⁵⁷ Cf. Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 2nd Edition, MIT Press, 2004, pp. 511-541.

върху растежа, но както и в статичните регресии, то е налице само при средното и висшето образование на мъжете. В този случай обаче те установяват, че публичните разходи за образование нямат влияние върху растежа.

Може да обобщим, че панелните регресии отразяват по-точно действителността, отколкото статичните, тъй като са базирани на предположението за различни производствени функции в отделните страни. Резултатите от иконометричните анализи на неокласически и ендеогенни модели ясно показват, че механизмът на влияние на човешкия капитал върху растежа все още не е ясно прецизиран в емпиричния анализ. Такова прецизиране тепърва предстои да бъде направено, след разширяването на обхвата и подобряването на качеството на статистическите данни, както и в хода на новите развития в теорията на ендеогенния растеж.

Глава 2. Модифициран теоретичен модел, изследващ влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху икономическия растеж

В тази глава е анализиран модифициран теоретичен математически модел, третиращ ефективността на инвестициите в човешки капитал. Предложената модификация е мотивирана от липсата на подобно разглеждане в теорията и емпириката, което води до непълнота на анализа и невъзможност на наличната литература да обхване случаи, характерни за страни, в които се наблюдава подобна неефективност. Модификацията е базирана на моделите на Р. Лукас и на Г. Манкю, Д. Роумър и Д. Уайл и съдържа две допълнения: 1) Допускане за различни темпове на изхабяване на човешкия и физическия капитал, и 2) Въвеждане на коефициент на неефективност на инвестициите в уравнението, описващо динамиката на човешкия капитал. Резултатите от модела дават възможност за обяснение на някои несъответствия между теорията и емпириката по отношение наличието или липсата на влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж. Предложени са и приложения на изводите от модифицирания теоретичен модел в икономическата политика посредством анализ на факторите, определящи нивото на ефективност в процесите на създаване на човешки капитал в годините на прехода в България.

2.1. Влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в модела на Лукас и в модела на Манкю, Роумър и Уайл

Моделът на Лукас¹⁵⁸ описва икономическа система, използваща два вида капиталови вложения - физически капитал, който се създава и използва в производствения процес посредством неокласическата технология, както и човешки капитал, който подобрява производителността както на физическия

¹⁵⁸ Lucas, R., op. cit.

капитал, така и на труда, и който се създава на принципа, че определено ниво време, отделено за инвестирането в човешки капитал, води до определено ниво на увеличение на запаса от човешки капитал, независимо от първоначалното ниво на самия запас от човешки капитал.

Лукас разглежда човешкия капитал като нивото общи умения на отделния работник, което определя неговата производителност. Двама работника, притежаващи човешки капитал h са производителни, колкото един, притежаващ човешки капитал $2h$. Разпределянето на времето на отделния работник за потребление, инвестиране в човешки капитал и работа определя производителността на работника. Работниците притежават различни нива на човешки капитал, които варират от нула до безкрайност. Работната сила се задава от следното уравнение:

$$N = \int_0^{\infty} N(h)dh \quad (23),$$

където N е броят на всички работници в икономиката, а $N(h)$ е броят на работниците, притежаващи човешки капитал h . Отчитайки теорията за разпределяне на времето на Бекер, работниците отделят време за отдих (потребление на стоки в свободното време), труд и инвестиране в допълнителен човешки капитал. Приема се, че времето е единица и се разпределя само между две от тези три дейности, а именно труд и инвестиране в човешки капитал. Тогава ефективната работна сила, която взема участие в настоящето производство се задава от:

$$N^e = \int_0^{\infty} u(h) \cdot N(h) \cdot h dh, \quad (24)$$

където $u(h)$ е частта от времето, отделена от работник с човешки капитал h за настоящето производство. $N(h) \cdot h$ представлява произведението от работниците с човешки капитал h и съответния човешки капитал и е мярка за запаса от човешки

капитал в икономиката. В този случай, човешкият капитал в отделните работници и в работната сила се мени от нула до безкрайност, което не съответства на реалността (на практика не съществува безкрайно голям човешки капитал), но е необходимо за целите на теоретичния модел.

Производството е означено с Y , а производствената функция зависи от физическия капитал K и ефективната работна сила:

$$Y = F(K, N^e) \quad (25)$$

Тогава нивото на заплащане за единица отработено време на един работник с човешки капитал h е $F_N(K, N^e)h$, а общите му приходи са $F_N(K, N^e)h \cdot u(h)$.

Лукас разграничава вътрешен и външен ефект от съществуващия човешки капитал. Вътрешният ефект представлява положителния ефект от индивидуалния човешки капитал върху производителността на труда на отделните индивиди. Външният ефект е следствие от средното ниво на натрупания човешки капитал в цялата икономика, и представлява положителния ефект от средното ниво на натрупания човешки капитал върху производителността на всички производствени фактори. Ако означим средното ниво на натрупания човешки капитал с h_a , то имаме, че:

$$h_a = \frac{\int_0^{\infty} hN(h) dh}{\int_0^{\infty} N(h) dh} \quad (26)$$

Ако опростим по-горните предположения относно работната сила и приемем, че всички работници притежават човешки капитал h и всички работници избират да отделят време за труд u , то ефективната работна сила ще се задава от $N^e = u \cdot h \cdot N$.

Производството се разпределя между потребление и натрупване на капитал. Ако с $K(t)$ означим запаса от физически капитал в момент t , то първата

производна на капитала по времето $\dot{K}(t)$ ще измерва изменението на капитала във времето. Нека потреблението на един работник в момент t е $c(t)$. Тогава производството може да бъде записано по следния начин:

$$Y = N(t) \cdot c(t) + \dot{K}(t) \quad (27)$$

Ако използваме Коб-Дъгласова технология, производството се разпределя между потребление и инвестиции:

$$Y = N(t) \cdot c(t) + \dot{K}(t) = A(t) \cdot K(t)^\beta \cdot [u(t) \cdot h(t) \cdot N(t)]^{1-\beta} \cdot h_a(t)^\gamma, \quad (28)$$

където $A(t)$ са използваните в производството технологии в момент t , темпът на изменение на технологиите $\frac{\dot{A}}{A} = \mu > 0$ е екзогенно определен, $0 < \beta < 1$, γ е константа, такава че $h_a(t)^\gamma$ описва външния ефект от наличния човешки капитал.

Може да обобщим, че моделът на Лукас, изследващ икономическия растеж, описва икономическа система, използваща два вида капиталови вложения:

- Физически капитал, който се създава и използва в производствения процес посредством неокласическата технология;
- Човешки капитал, който подобрява производителността както на физическия капитал, така и на труда, и който се създава на принципа, че определено ниво време, отделено за инвестирането в човешки капитал, води до определено ниво на увеличение на запаса от човешки капитал, независимо от първоначалното ниво на самия запас от човешки капитал.

Влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в модела е отразено чрез вътрешния ефект от увеличеният човешки капитал, който води до увеличената производителност на съответния работник, както и чрез външния ефект от увеличението на човешкия капитал, който води до увеличената

производителност на всички производствени фактори и представлява самостоятелна компонента в производствената функция.

За разлика от модела на Лукас, който изследва влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж теоретично, в модела на Манкю, Роумър и Уайл¹⁵⁹ теоретично изведените зависимости между човешкия капитал и растежа са изследвани и с помощта на емпирични данни, които потвърждават значимостта на човешкия капитал за икономическия растеж.

Въз основа на идеята на Лукас за включването на човешкия капитал като отделен производствен фактор в макроикономическата производствена функция, Манкю, Роумър и Уайл модифицират неокласическия модел на Солоу¹⁶⁰ по следния начин:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (29)$$

Изменението на физическия и човешкия капитал в модела на Манкю, Роумър и Уайл е определено от дела от производството, отделен за инвестиции в съответния вид капитал (s_K и s_h), от темпа на изхабяване на капитала (δ) и от екзогенните нива на нарастване на технологичното равнище и работната сила (g и n):

$$\begin{aligned} \dot{k}(t) &= s_K y(t) - (n + g + \delta)k(t) \\ \dot{h}(t) &= s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \end{aligned} \quad (30)$$

Като цяло, анализът на Манкю, Роумър и Уайл потвърждава изводите от неокласическата теория на растежа, но само тогава, когато се разграничи влиянието на човешкия фактор в производствения процес. По този начин моделът на Манкю, Роумър и Уайл успява да обясни различията в дохода на глава от населението в

¹⁵⁹ Cf. Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., op. cit.

¹⁶⁰ Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65-94, 1956.

различните страни като следствие от различията в спестяванията, образованието и темпа на нарастване на населението.

2.2. Моделиране на влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху икономическия растеж

В тази част е предложен теоретичен модел, в който е направен опит да бъде обяснено влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху икономическия растеж на малка икономика, подлежаща на реструктуриране, такава каквата е и България¹⁶¹. Използвана е неокласическа теоретична рамка за моделиране на икономическия растеж. Предложената зависимост между растежа и производствените фактори е същата като тази в модела на Лукас¹⁶² и модела на Манкю, Роумър и Уайл¹⁶³, представени по-горе, а именно:

$$F(A, K, H, L, t) = Y(t) = K(t)^\alpha \cdot H(t)^\beta \cdot [A(t) \cdot L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (31)$$
$$\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$$

Представената в (92) Коб-Дъгласова зависимост има следната интензивна форма¹⁶⁴:

$$y(t) = f[k(t), h(t)] = k(t)^\alpha h(t)^\beta \quad (32)$$

За разлика от тези модели, обаче, тук е предложена различна структура на динамиката на факторите на производство, която описва по по-подходящ начин изменението на физическия и човешкия капитал в икономика като разглежданата, а именно:

¹⁶¹ Този теоретичен модел е предложен и разгледан в Ganeva, R., Ganev, K., "Quality of Human Capital Investments and Growth in a Solow-Type Model", *Annuaire de l'Universite de Sofia "St. Kliment Ohridski"*, Faculte des Sciences Economiques et de Gestion, Tome 3, Sofia, 2004.

¹⁶² Cf. Lucas, R., op. cit.

¹⁶³ Cf. Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., op. cit.

¹⁶⁴ В случая $k \equiv K / AL$, $h \equiv H / AL$, а $y \equiv Y / AL$.

$$\dot{k}(t) = s_K y(t) - (n + g + \delta_K)k(t) \quad (33)$$

$$\dot{h}(t) = \theta(t)s_H y(t) - (n + g + \delta_H)h(t) \quad (34)$$

където s_K и s_H представляват дяловете на дохода, изразходван за натрупване съответно на физически и човешки капитал. Отново с n е означен прирастът на населението, а с g - темпът на нарастване на технологичното равнище. Динамиката на технологичното равнище и на населението са определени съответно от $\dot{A}(t) = A(0)e^{g t}$ и $\dot{L}(t) = L(0)e^{n t}$.

Нормите на амортизация на физическия и човешкия капитал са съответно δ_K и δ_H . Изменението на физическия капитал, определено посредством уравнение (33) е почти същото като това в модела на Манкю, Роумър и Уайл. Различието тук произтича от предположението за различни норми на амортизация при физическия и човешкия капитал, т.е. темпът на изхабяване на човешкия капитал не съвпада с темпа на изхабяване на физическия капитал.

Новият подход в предложения тук модел се състои в допускането, че процесът на формирането на човешки капитал може да се характеризира с неефективност. Това допускане е описано в модела посредством използването на нов коефициент θ , чието влияние върху растежа е изследвано, а смисълът му е интерпретиран по-долу.

Динамиката на физическия капитал на един зает, зададена в уравнение (33), е следствие на два процеса. Първият процес представлява естественото физическо и морално изхабяване на капитала, при което той се амортизира. Вторият процес представлява увеличението на капиталовите запаси посредством инвестиране на определен дял от дохода в поддръжката на съществуващия и създаването на нов капитал – брутните инвестиции. Тъй като стойността на физическия капитал в условията на пазарна икономика е еквивалентна на неговата пазарна цена (една единица инвестиционен разход за капитал води до създаването точно на една единица капитал, или това не е нищо друго освен процес на трансформирането на

един реален актив в друг), в настоящия анализ е прието предположението, че инвестирането във физически капитал не се характеризира с неефективност.

Казаното по-горе по отношение на физическия капитал не може да бъде отнесено към човешкия, тъй като не съществува основателен аргумент, съгласно който да може да се твърди, че една единица производство, изразходвана за създаване на човешки капитал води до създаването на точно една единица човешки капитал. Въпреки че предложеният модел допуска и възможност за равенство между разходи и създаден човешки капитал, то съществува заедно с всички останали възможности, които са дефинирани и разгледани по-долу (т.е. представлява само един от частните случаи).

Нека $\theta > 0$ измерва неефективността в образователната система (и всички останали организации и институции, свързани с формирането на човешки капитал), в която количеството на формирания човешки капитал е различно от направените разходи. Тогава, при неефективност, стойността на θ ще е в интервала $(0,1)$ ¹⁶⁵. Единичната ефективност е налице, когато $\theta = 1$ ¹⁶⁶.

В настоящия модел θ е функция на времето¹⁶⁷. Това е предположено поради факта, че качеството на инвестициите в човешки капитал може да се променя (например, в зависимост от съответните политики, които се предприемат; това важи особено за икономиките в период на реструктуриране). По този начин параметърът може да се колебае наред с останалите икономически променливи.

¹⁶⁵ На този етап от анализа ще изключим възможността $\theta = 0$, която описва случая, в който не е осъществен никакъв трансфер на знания и умения, въпреки вложените ресурси.

¹⁶⁶ Възможността за наличието на свръхефективност (случаите, при които единица инвестиционен разход води до създаването на повече от една единица човешки капитал) ще бъде разгледана на по-късен етап.

¹⁶⁷ Определянето на θ като променлива във времето не изключва възможността той да бъде разглеждан и в частния случай, когато е константа във времето.

2.2.1. Влияние на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху растежа

За да проследим влиянието на ефективността на инвестициите върху растежа в така зададения модел, е необходимо да бъдат намерени стойностите на k и h , съответстващи на равновесното състояние на икономиката. В неокласическия модел тези стойности са дефинирани като стойностите, при които темповете на изменение на дохода, потреблението, човешкия и физически капитал на един зает са постоянни. Използвайки, че $y(t) = f[k(t), h(t)]$ и разделяйки уравнения (33) и (34) съответно на $k(t)$ и $h(t)$, получаваме:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = s_K \cdot \frac{f[k(t), h(t)]}{k(t)} - (n + g + \delta_K) \quad (35)$$

$$\frac{\dot{h}(t)}{h(t)} = s_H \cdot \theta(t) \cdot \frac{f[k(t), h(t)]}{h(t)} - (n + g + \delta_H) \quad (36)$$

Левите страни на последните две уравнения представляват темповете на изменение на физическия и човешкия капитал. За да бъде изпълнено условието тези темпове да са постоянни, десните страни на уравнения (35) и (36) трябва да са равни на нула. В този случай равновесните стойности на физическия и човешкия капитал на един зает k^* и h^* удовлетворяват следната система:

$$\begin{cases} s_K \cdot \frac{f[k^*(t), h^*(t)]}{k^*(t)} = n + g + \delta_K \\ \theta(t) \cdot s_H \cdot \frac{f[k^*(t), h^*(t)]}{h^*(t)} = n + g + \delta_H \end{cases} \quad (37)$$

Решаваме системата, използвайки уравнение (33), следвайки следните преобразувания:

$$\left| \begin{array}{l} s_K \cdot \frac{k^*(t)^\alpha \cdot h^*(t)^\beta}{k^*(t)} = n + g + \delta_K \\ \theta(t) \cdot s_H \cdot \frac{k^*(t)^\alpha \cdot h^*(t)^\beta}{h^*(t)} = n + g + \delta_H \end{array} \right.$$

$$\left| \begin{array}{l} k^*(t)^{\alpha-1} \cdot h^*(t)^\beta = \frac{n + g + \delta_K}{s_K} \\ k^*(t)^\alpha \cdot h^*(t)^{\beta-1} = \frac{n + g + \delta_H}{\theta(t) \cdot s_H} \end{array} \right.$$

Разделяме първото на второто уравнение от системата и получаваме:

$$k^*(t)^{-1} \cdot h^*(t) = \frac{\theta(t) \cdot s_H}{s_K} \cdot \frac{n + g + \delta_K}{n + g + \delta_H}$$

Оттук изразяваме:

$$h^*(t) = \frac{\theta(t) \cdot s_H}{s_K} \cdot \frac{n + g + \delta_K}{n + g + \delta_H} \cdot k^*(t)$$

И заместваме в:

$$k^*(t)^{\alpha-1} \cdot h^*(t)^\beta = \frac{n + g + \delta_K}{s_K}$$

След което, получаваме:

$$k^*(t)^{\alpha-1} \cdot \left[\frac{\theta(t) \cdot s_H}{s_K} \cdot \frac{n + g + \delta_K}{n + g + \delta_H} \cdot k^*(t) \right]^\beta = \frac{n + g + \delta_K}{s_K}$$

$$k^*(t)^{1-\alpha-\beta} = \theta(t)^\beta \cdot s_H^\beta \cdot s_K^{1-\beta} \cdot (n + g + \delta_H)^{-\beta} \cdot (n + g + \delta_K)^{\beta-1}$$

$$k^*(t) = \left[s_K^{1-\beta} \cdot s_H^\beta \cdot \theta(t)^\beta \cdot \frac{(n+g+\delta_K)^{\beta-1}}{(n+g+\delta_H)^\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

Заместваме получения израз за равновесното ниво на капитала на един зает
в:

$$h^*(t) = \frac{\theta(t) \cdot s_H}{s_K} \cdot \frac{n+g+\delta_K}{n+g+\delta_H} \cdot k^*(t)$$

И получаваме:

$$h^*(t) = \frac{\theta(t) \cdot s_H}{s_K} \cdot \frac{n+g+\delta_K}{n+g+\delta_H} \cdot \left[s_K^{1-\beta} \cdot s_H^\beta \cdot \theta(t)^\beta \cdot \frac{(n+g+\delta_K)^{\beta-1}}{(n+g+\delta_H)^\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

След преобразувания, получаваме следния равновесен човешки капитал на
един зает:

$$h^*(t) = \left[s_K^\alpha \cdot s_H^{1-\alpha} \cdot \theta(t)^{1-\alpha} \cdot \frac{(n+g+\delta_H)^{\alpha-1}}{(n+g+\delta_K)^\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

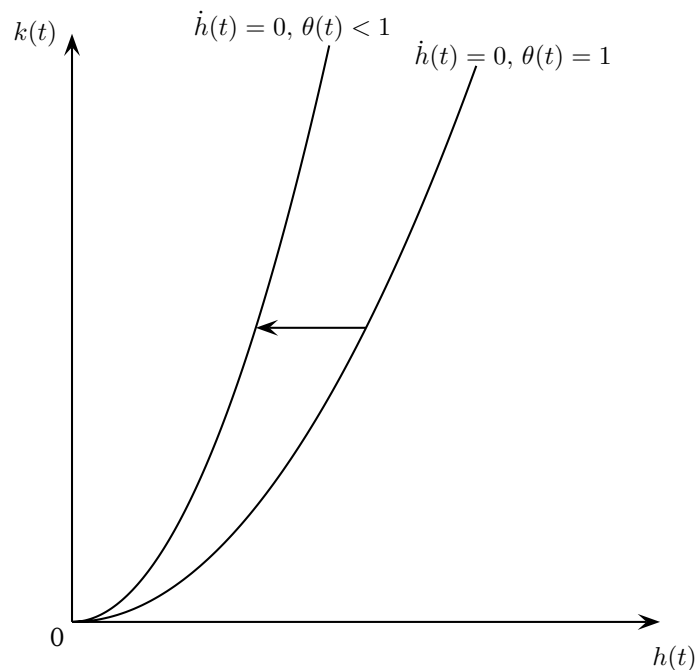
Следователно, достигаме до следното решение на системата:

$$\begin{aligned} k^*(t) &= \left[s_K^{1-\beta} \cdot s_H^\beta \cdot \theta(t)^\beta \cdot \frac{(n+g+\delta_K)^{\beta-1}}{(n+g+\delta_H)^\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \\ h^*(t) &= \left[s_K^\alpha \cdot s_H^{1-\alpha} \cdot \theta(t)^{1-\alpha} \cdot \frac{(n+g+\delta_H)^{\alpha-1}}{(n+g+\delta_K)^\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \end{aligned} \quad (38)$$

На Графика 1 по-долу са представени кривите, описващи динамиката на
равновесния човешки капитал (представянето на динамиката на равновесния
физически капитал е аналогично). При наличие на използваната в досегашните
модели единична ефективност наблюдаваме дясната крива. Въвеждането на

неефективност на инвестициите в човешки капитал измества кривата наляво. Вляво от всяка от кривите се намират точките, при които изменението на човешкия капитал $\dot{h}(t)$ е положително, а вдясно от всяка от тях се намират точките, при които това изменение е отрицателно.

Графика 1: Динамика на равновесния човешки капитал при единична ефективност ($\theta(t) = 1$) и неефективност ($\theta(t) < 1$)



Въз основа на уравнение (36), $k(t)$ може да бъде изразено чрез $h(t)$:

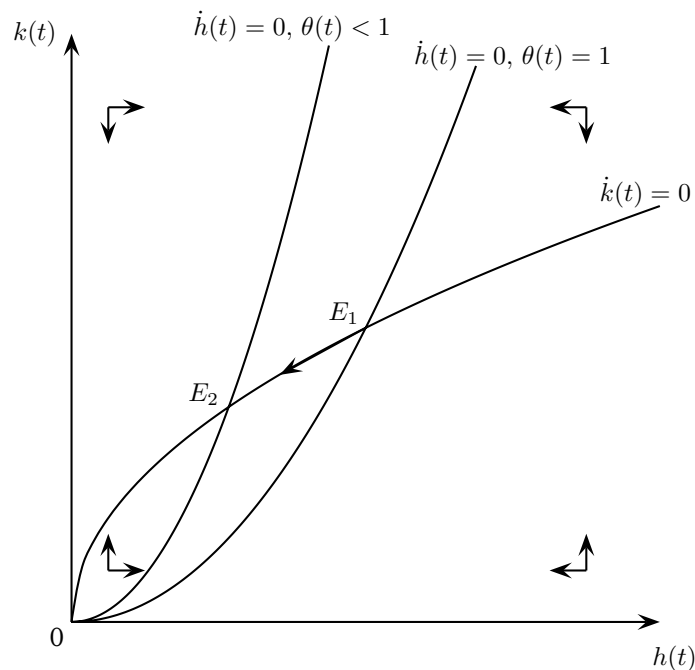
$$k(t) = h^{\frac{1-\beta}{\alpha}} \cdot \left[\frac{n + g + \delta_H}{s_H} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \cdot \left(\frac{1}{\theta} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (39)$$

С други думи, за разлика от досегашното изразяване на капитала на един зает в неокласическите модели, в настоящия случай е добавен множителя $(1/\theta)^{1/\alpha}$. Ако имаме единична ефективност, или $\theta = 1$, този нов множител също ще е равен на единица, което съответства на неокласическия подход. В допълнение на досегашния подход, обаче, ако $\theta < 1$, този нов множител е по-голям от единица,

тъй като $\alpha < 1$. Във втория случай, следователно, умножаването с положителен множител, по-голям от единица ще доведе до изместване на кривата наляво.

Динамиката на $k(t)$ не се влияе от θ , поради което, за да оценим ефекта върху равновесното състояние, разглеждаме едновременно динамиката на $k(t)$ и $h(t)$.

Графика 2: Динамика на физическия и човешкия капитал на един зает, и изместване на общото равновесие



В случаите, при които $\theta(t)$ е константа, точките E_1 и E_2 представляват общото равновесие съответно при единична ефективност и при неефективност.

Изменението на капитала на един зает $\dot{k}(t)$ е отрицателно над кривата, съответстваща на $\dot{k}(t) = 0$ и е положително под тази крива. Също така, вляво от кривата $\dot{h}(t) = 0$ човешкият капитал нараства, а вдясно от нея намалява. Следователно, системата е стабилна и винаги се стреми към равновесното състояние, определено от пресечната точка на двете криви. От друга страна, обаче,

лесно може да бъде установено, че в случаите, при които е налице неефективност, равновесното състояние съответства на по-ниски стойности на физическия и човешкия капитал на един зает, съответно k и h . Това от своя страна, показва, че при неефективност нивото на равновесният доход е по-ниско от този при наличие на единична ефективност.

Използвайки резултатите, представени в уравнение (39) в производствената функция, получаваме следната зависимост:

$$y^*(t) = \left[\frac{s_K^\alpha s_H^\beta \theta^\beta(t)}{(n+g+\delta_K)^\alpha (n+g+\delta_H)^\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (40)$$

След логаритмуване на двете страни на уравнение (40), получаваме следния резултат:

$$\begin{aligned} \ln[y^*(t)] &= \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \cdot [\ln(s_K) - \ln(n+g+\delta_K)] + \\ &+ \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \cdot \{\ln(s_H) + \ln[\theta(t)] - \ln(n+g+\delta_H)\} \end{aligned} \quad (41)$$

В последното уравнение, равновесният доход на един зает е функция на нетните инвестиции във физически капитал и израз, отговарящ в известна степен на нетните инвестиции в човешки капитал. Този израз включва в себе си и следния член - $\ln[\theta(t)]$, който в случаите на неефективност е отрицателен, т.е. нивото на нетните инвестиции в човешки капитал се намалява допълнително от нивото на неефективност.

При дадени нива на растеж на технологичното равнище и населението, нормите на амортизация на физически и човешки капитал, и дела от дохода, инвестиран във физически и човешки капитал, равновесният доход на един зает достига своята максимална стойност при наличието на единична ефективност ($\theta(t) = 1$).

Интересно е да отбележим, че разгледаната дефиниционна област на $\theta(t)$ не изчерпва възможните алтернативни приложения на този коефициент в някои недотам типични ситуации.

В случаите, когато $\theta(t) > 1$, може да бъде наблюдавана свръхефективност, т.е. възможно е да се наблюдава подценена себестойност на образователните услуги, при която или разходите за образование са твърде ниски, или получаващите образователните услуги притежават някаква монопсонна власт. На микроикономическо ниво, свръхефективността би могла да бъде наблюдавана при наличието на много висока мотивация за учене и преподаване, която да води до формирането на по-голям човешки капитал, отколкото би трябвало да се очаква от отпуснатите за това средства.

При $\theta(t) = 0$ наблюдаваме ситуация, в която нито една единица от инвестираните средства не бива оползотворявана в образователен процес. Въпреки, че това не са типични ситуации в развитите икономики и икономиките в преход, те могат да бъдат наблюдавани, когато правителствени или международни финансови средства за образователни програми не достигнат изобщо до бенефициентите на тези програми¹⁶⁸.

Последният възможен случай за стойности, които може да заема коефициентът, измерващ ефективността, е $\theta(t) < 0$. Въпреки че този случай може да се наблюдава изключително рядко, той може да бъде обвързан с образователен процес, който води до деградация на човешкия капитал. Както беше дефинирано в Глава I, човешкият капитал представлява качествата и уменията, усвоявани в производствения процес. В такъв случай, ако обучението на индивидите води до създаване ценности, умения и знания, които от гледна точка на пазарната икономика са вредни за икономическото и общественото развитие, то в този случай

¹⁶⁸ Такива ситуации се наблюдават в развиващи се и слабо развити страни. Вж например, Easterly, W., *The Elusive Quest for Growth*, MIT Press, 2002, pp. 82-84.

може да приемем, че е налице разрушаване на човешкия капитал. Примери за такъв процес може да представлява обучението в религиозен фанатизъм в някои региони.

Все пак тези алтернативни възможности за интерпретация на коефициента на ефективност се отнасят до изключителни случаи, които трудно могат да бъдат наблюдавани в повечето икономики. Ето защо, техническият анализ по-горе се отнася за случаите, най-близки до „нормална“ икономика, в която $0 < \theta(t) \leq 1$.

2.2.2. Фактори, определящи нивото на ефективност на инвестициите в човешки капитал

Наличието на коефициент $\theta(t) \in (0,1)$, измерващ ефективността на инвестициите в човешки капитал, може да бъде наблюдавано поради редица причини.

Неефективността на инвестициите в човешки капитал, например, е основен проблем на икономиките, които осъществяват преход от централно планирана икономика към пазарна¹⁶⁹. Икономическите сектори, които предоставят услугите, свързани с формирането на човешкия капитал са силно повлияни от реорганизацията във функционирането на икономическата система.

Първият фактор, водещ до неефективност е динамиката в институционалната среда, определяща правилата и управлението на процесите, водещи до формиране на човешки капитал. Непрекъснатите промени в образователните стандарти, определяни от правителството не позволяват изграждане на устойчива представа за кои знания и умения са стойностни и кои не¹⁷⁰. Липсата на ясни критерии в практиката за успешното и неуспешното

¹⁶⁹ Тъй като настоящето изследване е фокусирано върху България, представените коментари и примери в анализа по-долу се отнасят най-вече само за нейната икономика.

¹⁷⁰ “В резултат на липсата на яснота по отношение на смисъла и съдържанието на качеството във висшето образование се стига до система от правни норми без ясна цел и липсваща отправна точка за еднозначно тълкуване и прилагане на бланкетните норми.”, Граматиков, М., *Анализ на правната уредба на качеството на висшето образование*, mimeo, София, 2004.

полагане на изпити¹⁷¹, което води до изкривена представа за уменията и знанията на обучаващия се. С други думи, налице е обезценяване на дипломите за средно и висше образование¹⁷².

Друга причина за заниженото качество на образованието, е проблемът с корупцията¹⁷³.

Процесът на синхронизиране и координиране на учебните програми в образователните институции също допринася за ефективността на образованието – ако съдържанието на учебните курсове не е логически структурирано, то това може да доведе до силно фрагментиране на знанието и невъзможност за прилагането му в практиката¹⁷⁴.

Вторият фактор, определящ неефективността на образователните услуги в годините на прехода е ограниченият бюджет за образование и неефективното разпределение и използване на финансовите ресурси¹⁷⁵. Преобладаващата част от образователните услуги са предоставяни от обществени училища и университети, а образованието е финансирано основно от държавните субсидии.

Сред малкото изключения е висшето образование, при което е налице недотам значителен студентски принос във финансирането под формата на

¹⁷¹ За повече информация относно проблемите на оценяването във висшето образование, вж. например, Колектив, *Проблеми на оценяването на студентите в специалност "Социология" при Софийски Университет*, Философски факултет, СУ"Св. Климент охридски", 2003.

¹⁷² "Защото не знанията и компетентностите, а именно дипломите са основният фетиш на българското образование.", Център за икономическо развитие, *Прогнози и перспективи за развитие на българското образование*, София, 2005.

¹⁷³ За информация относно корупционните практики във висшето образование, вж. Колектив, *Социални корени на различните типове и форми на корупционни практики във висшите училища в България (типологически модел на характерните случаи и стратегия за противодействие)*, Фондация "Общности 2002" и Асоциация за социални изследвания и приложни изследователски практики, Център за либерални стратегии, Институт по социология БАН, Дружество "Европейско право", 2005.

¹⁷⁴ За повече информация относно нуждата от реформиране на образователните програми, вж. например Център за икономическо развитие, *Предизвикателства на Лисабонската стратегия – предизвикателства пред България*, София, 2004.

¹⁷⁵ За проблемите на финансирането на висшето образование и ефективното използване и разпределение на ресурсите, вж. Канев, Д., *Финансиране и ефективност на висшето образование: Теоретични принципи на финансирането, практически решения и приложения в българските условия*, ВВУ, Варна, 2004.

семестриални такси. Оценките на експертите и университетите, обаче, показват, че тези такси нито са предназначени, нито са в състояние да покрият разходите, свързани с предоставянето на това образование¹⁷⁶.

Средствата, отделяни за инвестиции в академичния състав, обучението на учителите и преподавателите, изследователската дейност, обновяването на библиотечния фонд, внедряването на информационни и комуникационни технологии в преподаването и т.н. са твърде малки, което води до понижаване на качеството на образователната услуга във всички образователни нива. Наличните ресурси не могат да бъдат използвани ефективно, така както биха били използвани при наличието на изброените условия, което води до по-малка от единица ефективност на инвестициите в човешки капитал.

Трети фактор, определящ неефективността на образованието в периода на преход, е лесния достъп до висше образование, който преди политическите промени е ограничен – в периода на социализма планираните и отпусканите на централно ниво бройки за обучаващите се студенти са ограничени, като при това не съществува платена форма на обучение. В годините на прехода възможностите за включване във висшето образование са силно разширени, а семестриалните такси са относително ниски, в следствие на което се наблюдава бум на завършилите висша образователна степен. Възможно обяснение на това явление е, че правителствата осигуряват лесен достъп до висшето образование, за да отложат вливането на завършилите средно образование в работната сила и по този начин до овладеят временно безработицата. Независимо от причините, обаче, процесите във висшето образование в годините на прехода се характеризират с инвестиции на големи ресурси в образованието на относително висок брой студенти в сравнение с минали периоди. Тези инвестиции в образование, в случай че са неефективни, не водят до възвращаемост от образованието на макроикономическо ниво, тъй като са свързани с формирането на по-малко от очаквания човешки капитал.

¹⁷⁶ За повече информация относно проблемите в структурата и финансирането на висшето образование, вж. например Бекхадня, Б., *Обзорен преглед на висшето образование в България (за целите на Министерство на образованието и науката)*, Институт за политики във висшето образование, Оксфорд, Великобритания, 2005.

Четвърти фактор, обуславящ неефективността на инвестициите в човешки капитал, е липсата на конкуренция на пазара на труда. Самият преход е съпътстван с висока безработица, най-вече младежка, а конкуренцията на пазара на труда не е типичен канал за намиране на работа, за разлика от някои други канали, като например личните познанства. Следователно, учениците, както и студентите, въпреки заплащането на определени семестриални такси, не са мотивирани да изискват високо качество на получаваната от тях образователна услуга.

Пети фактор е липсата на пазарна ориентация на образователната система, която води до несъответствия в преподаваните и търсените от бизнеса знания и умения¹⁷⁷.

Не на последно място, шести фактор, определящ ефективността на процеса на формиране на човешки капитал, е мотивацията на учащи и обучители. Лукас¹⁷⁸ предполага връзка между усилието, направено в процеса на формиране на човешки капитал, и нивото на изменение на човешкия капитал в икономиката. Тук ще се опитаме да разгледаме това усилие от гледна точка на мотивацията за образование.

От гледна точка на отделния индивид нивото на мотивация е ключово за полагането на усилия в създаването на индивидуалния човешки капитал. Индивидуалното, а отгук и общественото благосъстояние, зависи от решението на всеки индивид да развие в себе си умения и да придобие определено знание. Тази мотивация, съгласно теорията за човешкия капитал е определена от очакваната възвращаемост от получаването на дадена образователна степен. Високата възвращаемост от по-високо образование е следствие от конкурентността на пазар на труда.

Ако отделният индивид не е мотивиран да направи тези усилия, но би искал да се сдобие с документ за квалификация или диплома, стига да има възможност, той просто би заплатил необходимата сума за покриването на образователните

¹⁷⁷ Вж. Министерство на финансите, *Преглед на публичните разходи: Образованието - състояние, проблеми и възможности*, 2004.

¹⁷⁸ Lucas, R., op. cit.

разходи, правейки възможно най-малко усилия за придобиването на желаната диплома. Разгледания пример е типичен в случаите, в които са налице занижени образователни стандарти и ниски образователни разходи. Този случай, анализиран в контекста на неефективните инвестиции, всъщност подкрепя идеята на Лукас, че направените усилия определят нивото на формирания човешки капитал.

Усилията, необходими за формирането на човешкия капитал следва да бъдат направени както от индивидите, така и от предоставящите образователни услуги. Ако обучаващите не са достатъчно добре подготвени по съответната дисциплина или нямат необходимите педагогически умения, то това би довело до неефективност, въпреки че самите обучаващи могат да вложат максималните възможни усилия в образователната дейност. Също така, ако учителят е единствения източник на знания, поради липса на достъп до съвременни специализирани книги и учебници, неефективността може да се появи като следствие от недостатъчната и възможно недотам качествената информация, която се предоставя по дадена дисциплина. Ниското заплащане на учители, преподаватели и администратори в образователната система е основен фактор за понижаване на нивото на мотивация за труд на предоставящите образователни услуги, което представлява допълнителна причина за неефективност на процеса на формиране на човешки капитал¹⁷⁹.

В допълнение към изброените проблеми на мотивацията на участниците в образователния процес може да споменем, че в резултат на ниската мотивация на учители и преподаватели е възможна появата на последваща демотивация на учащите¹⁸⁰.

Поради изброените по-горе причини, както и други, необхванати тук фактори, качеството, предлагано от образователната система не успява да

¹⁷⁹ Проблемите, свързани с ниското заплащане в сферата на образованието са анализирани в редица доклади. Вж. например, Център за икономическо развитие, *Прогнози и перспективи за развитие на българското образование*, София, 2005.

¹⁸⁰ Относно проблемите на мотивацията на учащите, вж. например, Колектив, *Мотивацията на студентите*, Изследователски проект "Качеството на образование в Стопански факултет", Сдружение на завършилите и Бизнес клуб при Стопански факултет на СУ"Св. Климент охридски", 2005.

предостави необходимите знания и умения, които да бъдат използвани по-късно на пазара на труда. Вложените ресурси в образователния процес не могат да бъдат усвоени ефективно, което води до неефективност на инвестициите в човешки капитал.

В заключение може да кажем, че допускането на неефективност на инвестициите в човешки капитал посредством включване на $\theta(t)$ в неокласическия модел за икономически растеж представлява теоретично обяснение на емпиричната критика на Притчет за липса на връзка между образованието и растежа¹⁸¹.

Интерпретацията на Притчет за това противоречие може да бъде обвързана с описаните по-горе фактори, определящи неефективността на инвестициите в човешки капитал. Според него, качеството на образованието може да е толкова ниско, че да не води до повишаване в уменията и производителността на работниците. Самото ниско качество, както бе показано тук може да бъде разглеждано като следствие на неефективността в образователния процес.

¹⁸¹ Cf. Pritchett, L., op. cit.

Глава 3. Измерване и анализ на човешкия капитал в България

Тази глава е посветена на построяването на измерители на човешкия капитал въз основа на количествените характеристики на образованието у нас. Вследствие на ограничеността в наличните статистически данни за периода преди 1990 г., на първо място е извършено проучване и систематизиране на съществуващите източници на информация по отношение на проблемите на човешкия капитал и образоваността на населението и работната сила. Въз основа на съществуващите статистически данни е изследвана възможността за конструиране на използваните в макроикономическия анализ измерители на човешкия капитал. Направен е подбор и са предложени модификации на някои от измерителите на човешкия капитал с цел те да могат да бъдат приложени за България. Построени са дванадесет показателя за човешкия капитал, които представляват времеви редове с годишни данни. За някои откъслечни години, за които са налице подобни показатели от други изследвания, е направена съпоставка с получените количествени измерители на човешкия капитал в България. Извършен е анализ на динамиката на построените показатели за периода 1949-2005 г. Като продължение на този анализ е направен опит за идентифициране на някои основни икономически и административни фактори, оказали влияние върху формирането на човешкия капитал през разглеждания период. В заключение са направени изводи по отношение политиките за създаване на човешки капитал.

3.1. Източници на данни

3.1.1. Източници на данни за годините на социализма

За годините на социализма липсва достатъчно подробна публична информация, която да дава точна и ясна представа за образованието на населението, работната сила и нивото на заплащане според полученото образование. Причината да не се публикува подробна статистика за труда, образованието и техния принос в икономическото развитие, е наличието на забрана за оповестяване на (някои от) тези данни, поради класифицирането им като сведения, представляващи държавна или служебна тайна.

В периода на социализма Министерският съвет приема поредица от нормативни актове относно опазването на държавната и служебната тайна. Сред тези нормативни актове са включени и списъци с данните, представляващи държавна¹⁸² и служебна тайна, чието разпространение е наказуемо изключително строго съгласно действащия тогава Наказателен кодекс. Постановления на Министерския съвет утвърждават насочващи в по-голямата си част списъци на сведенията, представляващи държавна тайна, като уточняват, че допълнително за отделни ведомства са одобрявани детайлни списъци на сведенията, използвани в тях, които представляват служебна тайна. За разлика от списъка на сведенията, представляващи държавна тайна, който е строго поверителен¹⁸³ и разпространяван на ръководно ниво в ограничен брой правителствени структури и предприятия, допълнителните списъци на сведенията, представляващи служебна тайна, изобщо не се оповестяват, и са достъпни единствено в архивната документация на самите ведомства.

¹⁸² Някои от сведения от икономически характер, приети за държавна тайна, са следните: сведения или документи, които по решение на органите на Съвета за икономическа взаимопомощ и други междудържавни органи са обявени за поверителни (без да е посочено кои са тези сведения); обобщени сведения за производствените мощности, плановете, отчетите за тяхното изпълнение; обобщени сведения за загуби от стопанска дейност в национален мащаб и анализ на загубите и др.

¹⁸³ Трите степени на поверителност на информацията, представляваща държавна тайна, са «Поверително!», «Строго поверително!» и «Строго поверително с особена важност!». Информацията, която не представлява държавна тайна, но представлява служебна тайна, се обозначава с гриф «За служебно ползване!».

Основният документ, удостоверяващ секретността на изследваната тук информация е вътрешна заповед¹⁸⁴ на Комитета по труда и работната заплата (КТРЗ), която съдържа списък със сведенията, представляващи служебна тайна в КТРЗ. Точка първа от този списък включва:

1. състоянието на трудовите ресурси въобще и работната сила в национален, отраслов /ведомствен/ и териториален аспект;
3. отчетните планови баланси на трудовите ресурси и баланса на квалифицираните работници в национален и териториален аспект;
4. състоянието на работната заплата в национален аспект;
5. ефективността на труда и т.н.

В резултат на определянето за секретни на гореизброените и други данни, информацията за образование и работна сила за годините на социализма е ограничена и трудно достъпна. В повечето от изданията през социализма, тази информация е поместена в справочници и публикации, покриващи широк спектър от теми, които наред с разнородните и разнообразни данни включват и справки за изследваните тук показатели. В много по-редки случаи тази информация попада в специализирани тематични издания, посветени предимно на изследвания върху образованието и работната сила. Най-общо, източниците на тази информация могат да бъдат класифицирани в следните групи:

1. Публикации на Централното статистическо управление (ЦСУ) към Министерския съвет и окръжните му подразделения:
 - Годишници, справочници и периодика, които биват общодостъпни или „за служебно ползване!“;

¹⁸⁴ Държавен архив, *Заповед на КТРЗ № 666/ 1977 г. и списъци на сведенията, които представляват служебна тайна, правилник за вътрешния трудов ред в КТРЗ*, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 378, 1977.

- Публикации, съдържащи основни резултати от преброяванията на населението;

2. Публикации и издания на БАН и други изследователски организации:

- Публикувани резултати от националните емпирични проучвания, провеждани от Института по социология при Българска академия на науките (БАН);
- Научноизследователски публикации в специализирания печат;

3. Държавен архив:

- Нормативни документи, отнасящи се до образованието и работната сила, приети от социалистическите правителства;
- Правителствени анализи по проблемите на образованието и работната сила.

Официалните данни за образование, работна сила и трудови възнаграждения, публикувани от Централното статистическо управление са включени в резултатите от преброяванията на населението и в едноименни статистическите годишници.

Статистическите годишници¹⁸⁵ включват информация за труд, образование и работна сила в няколко раздела. В тях са поместени данни за броя на заетите по отрасли, работещите по група длъжности и административно-управленския персонал, броя на специалистите по нива на образование, работна заплата по отрасли и индекси за реалната работна заплата. При представянето на данните, за специалисти се считат лицата, които имат диплома за завършено средно специално и по-високо образование. Информация е включена само за заетите специалисти -

¹⁸⁵ Статистически годишници на НРБ, ЦСУ

тези специалисти, които се числят в списъчния състав на персонала, независимо от изпълняваната от тях работа¹⁸⁶.

Публикуваните основни резултати от т.нар. репрезентативните разработки¹⁸⁷, съпътстващи преброяванията съдържат изчерпателна информация относно образователната структура на населението по пол, възраст, социални групи, икономическа активност и стопански отрасли.

Може да обобщим, че данните за образованието и работната сила, включени в официалните издания на ЦСУ са много на брой и детайлни, но не са информативни по отношение на ключови за потенциала и развитието на икономиката показатели, като дял на неграмотното население, образователна структура на заетите съгласно характера на изпълняваната от тях работа, заплащането на заетите по образователно ниво и заемани позиции, дела на учащите в различните образователни нива в съответстващите им възрастови групи от населението, уменията за използване на чужди езици от работната сила, разходите за образование в държавния бюджет и др.

Освен публичните издания са издавани и справочници за служебно ползване, съдържащи по-детайлна, а в някои случаи и по различна по вид информация от годишниците¹⁸⁸. В статистическия сборник от 1986 г. на Окръжно статистическо управление в Михайловград¹⁸⁹, например, е включена информация относно разпределението на специалистите по групи специалности, възраст, отрасли, пол, трудов стаж, средна годишна заплата на работещите по категории, работещи по отрасли и доходни интервали на ниво на работната заплата, административно-управленският персонал по отрасли и др. Въпреки детайлните

¹⁸⁶ Статистически сборник, ОСУ, 1986

¹⁸⁷ При съответното изследване през 1985 г. са анкетирани 183 105 лица.

¹⁸⁸ Например, в началото на 1989 г. излиза „Парични доходи и разходи на населението по области, райони и общини”, издание за служебно ползване в тираж 567 бр., като в предговора на изданието се уточнява, че „в този си вид данните се публикуват за пръв път”.

¹⁸⁹ Статистически сборник, ОСУ, 1986

таблицы, отново липсва информация относно доходите на лицата по отношение на степента им на завършено образование и характера на изпълняваните от тях работа.

Националните емпирични социологически изследвания от научноизследователски екипи при БАН са няколко на брой и от тях може да бъде извлечена подробна информация относно населението, работната сила, нивото на неграмотност, нивото на образованост, нивото на заплащане и други социално-икономически аспекти на социалистическото общество. Тази информация е интегрирана в представянето на разнообразни и разнородни резултати от социологически емпирични изследвания, като основните акценти на някои от тях не са непременно в областта на образованието и работната сила. Интересното при тях е, че поради тогавашното развитие на технологиите за обработка на информация, резултатите от проучванията излизат с няколко годишно закъснение след самото им провеждане, в относително ограничен тираж, и в повечето от случаите публикациите носят заглавия, които днес трудно биха били разпознати като информативни по отношение на образоваността, работната сила и състоянието на човешкия капитал в страната през социализма¹⁹⁰. В Приложение А03 е представена информация относно използваните тук национални емпирични социологически изследвания, проведени през годините на социализма.

Научноизследователските публикации до голяма степен са реализирани в изданията на Института по демография при БАН, а друга част от тях – в научните институти, университетите, професионалните съюзи и центровете за квалификация и преквалификация. Публикациите са разнородни и са в областта на образованието и работната сила или в близка по характер област.

В настоящия анализ са използвани и нормативни актове, работни документи и доклади на Министерски съвет, Министерство на народната просвета, Комитета по труда и цените, Комисията по труда и работната заплата и Министерство на

¹⁹⁰ Стандартната библиографска и библиотечна справка трудно води до информация за подобни публикации, дори в специализираните библиотеки. Единственият успешен подход за търсене на такава информация според опита на автора е работният контакт с тогавашни изследователи, участвали в тези проучвания, които директно могат да посочат къде и под каква форма са публикувани резултатите от тези изследвания.

труда и социалните грижи, приети в периода 1945-1989 година - документи, разсекретени предимно през последните няколко години, които в миналото са били разпространявани по служебен път и обозначени с грифове „Строго поверително!“ и „Поверително!“¹⁹¹. Част от тези документи са свързани с приемането на мерки за опазване на държавната и служебната тайна. Друга част са свързани с дейността на правителствените структури, изследващи икономическото развитие, проблемите на труда и образованието, чиито анализи и доклади са представлявали служебна тайна през годините на социализма. Трета част от тези документи представляват постановления на Министерски съвет, установяващи мерки за икономическо развитие, които частично или в голяма степен разкриват информация за проблемите на трудовите ресурси през този период.

3.1.2. Източници на данни в годините на прехода

През годините на прехода официалната информация за работната сила, безработицата и нивото на заплащане се събира и публикува от Агенция по заетостта (АЗ) и Националния статистически институт (НСИ). Наред с нея, се публикуват и данни от редица неправителствени проучвания и изследвания, проведени от местни и чужди научни или професионални центрове.

Агенцията по заетостта публикува обобщени данни за трудовия пазар, съгласно регистрираните безработни лица и свободни работни места от бюрата по труда.

В годините на прехода НСИ въвежда международните стандартни образователни класификации. От 1994 г., наред с традиционните данни за броя учащи, учители и учебни заведения, НСИ пресмята и коефициенти на записване в различните образователни нива. От 1991 г. НСИ провежда регулярни наблюдения върху домакинствата в България и публикува паралелни данни за заетостта и безработицата, като до 1999 г. те са от два до три пъти в годината, а от 2000 г. са тримесечни. От 2000 г. на база статистическите отчети на предприятията, НСИ

¹⁹¹ Списъкът от използваните в настоящия анализ нормативни и работни документи е представен в Приложение А04.

публикува информация относно заетите и разходите за труд. От 2000 г. се провежда и тримесечно наблюдение на наетите лица, отработеното време, средствата за работна заплата и други разходи за труд. От 2001 г. НСИ въвежда методология за четиригодишно структурно наблюдение върху структурата на заплатите, като първите и единствени резултати от това изследване са от 2002 г. Имено в представянето на резултатите от това структурно наблюдение за първи път се публикува информация относно нивото на заплащане на заетите по отношение на образователното им ниво, заеманата длъжност и пол.

3.2. Построяване на статистически редове, описващи някои образователни характеристики на населението и работната сила в България за периода 1948 – 2005 г.

Възможностите за построяване на статистически ред, измерващ човешкия капитал, зависят от ограниченията в данните. Тъй като построяването на такива редове се извършва за нуждите на емпиричната оценка на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж, това от своя страна налага определени допълнителни изисквания върху качеството и количеството на данните.

Коефициентите на записване в образователната система, които са често използвани в емпиричния анализ на растежа, изискват информация за броя записани ученици и броя на населението, което подлежи на записване в различните образователни нива. Въпреки че наличната информация не позволява директното използване на формула (52), в настоящото изследване са построени два вида времеви реда, които измерват участието на населението в образователната система.

Нивото на грамотност е отчитано официално приблизително веднъж на всеки десет години, а прилагането на статистическа интерполация или екстраполация за съставяне на времеви ред прави неудачно използването му в последващ емпиричен анализ с тези данни. Ето защо, конструирането на такъв ред е пренебрегнато.

Конструирането на времеви ред за степента на образованост на база данните от преброяванията не е удачен, поради същите причини, отнасящи се за

измерването на грамотността - методологията, приложена от Баро и Лий¹⁹² за пресмятане на степен на образование за годините, в които няма преброявания, се отнася за петгодишни периоди и не е подходяща да бъде приложена за пресмятането на този показател за всяка от годините между преброяванията.

Пресмятането на степента на образованост и средния брой години образование в населението чрез метода на постоянната инвентаризация (формула (54)) изисква статистически данни за броя на записващите се ученици във всяко образователно ниво, дела на презаписващите и повтарящи ученици, дела на отпадащите ученици, както и специфични повъзrastови коефициенти за смъртност. За да бъде пресметната степента на образованост по този метод през 1980 г., например, са необходими данни за изброените показатели от 1923 до 1971 г.¹⁹³ Наличните статистически данни не позволяват прилагането на този подход за икономиката на България за изследвания период, поради което и не може да бъде приложен.

Пресмятането на степента на образованост чрез проекции (формули (55) и (56)) изисква използването на иконометрична оценка зависимостта между степента на образование и коефициентите на записване в различните образователни нива за минали периоди. Най-често използваните такива оценки в литературата са тези на Кириаку¹⁹⁴. Въпреки, че модифицираните по-долу коефициенти на записване не отговарят точно на дефиницията, зададена в (52), този метод може да бъде приложен за България. Настоящият анализ включва построяването на времеви ред за степента на образованост по този метод, като получените стойности са съпоставени на средния брой години образование, пресметнати с данни от преброяванията и социологическите проучвания.

¹⁹² Вж. Barro, R., Lee, J., "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 86, No. 2, p. 218-223, 1996.

¹⁹³ Ако приемем, че най-ниската и най-високата възраст на лице от работната сила са съответно 16 и 64 г., а възрастта, на която децата тръгват на училище е 7 г.

¹⁹⁴ Вж. Kyriacou, G., *op. cit.*

Настоящото изследване не включва използването на алтернативните измерители на човешки капитал. Използването на спецификацията на Минсер за построяване на измерители на човешкия капитал изискват подробна статистика на микроикономическо ниво за доходите и нивото на заплащане на заетите лица, за да могат да бъдат оценени коефициентите на възвращаемостта от образованието. За България липсва подобен публичен анализ на възвращаемостта от образование, на база на който да могат да бъдат пресметнати измерители на човешкия капитал. Нещо повече, както беше коментирано в глава II, използването на работните заплати като измерител на човешкия капитал у нас не би описало адекватно процесите на натрупване на човешки капитал.

Въпреки предимствата, свързани с използване на тестовете на познавателните умения на учениците за оценяване качеството на работната сила, проведените международни тестове са все още малко на брой и позволяват приложението му единствено за изследване на съвкупност от страни.

3.2.1. Коефициенти на участие на населението в образователната система

Коефициентите на записване на населението в образователната система се пресмятат в проценти като отношения на броя на учащите се по образователна степен към броя на населението в съответните възрастови групи. За годините преди 1994 г. липсват официално пресметнати нетни коефициенти на записване на населението в образователната система. В настоящото изследване са конструирани два вида времеви редове, близки по смисъл на коефициентите на записване: 1) коефициенти на завършване на висше, полувисше и средно специално образование; и 2) коефициенти на записани в образователната система.

За да могат да бъдат пресметнати тези коефициенти са използвани петгодишни възрастови групи, които съответстват на възрастта към момента на завършване и възрастта по време на обучението в дадено образователно ниво. Статистическите годишници за периода 1969-1989 г., както и за годините на преброяванията на населението, включват данни за възрастовата структура на

населението на петгодишен възрастов интервал. За годините, за които липсват данни за тази структура на населението, възрастовите групи са построени на база възрастовата структура на населението към момента на преброяванията и годишните данни за населението към края на годината. За годините между отделните преброявания, дяловете на отделните възрастови групи в цялото население са получени посредством линейна интерполация, след което е пресметнат броя на населението във всяка възрастова група.

Данните за броя на завършилите различните образователни нива, както и броя на учащите в тях са взети от статистическите годишници за периода 1948-1994 г.¹⁹⁵ Използваните данни се отнасят за всички записани учащи и завършили, независимо от тяхната възраст, поради което и пресметнатите коефициенти са брутни, аналогично на брутните коефициенти на записване (формула (57)).

3.2.1.1. Коефициенти на завършване на висше, полувисше и средно специално образование и коефициент на завършващите специалисти

Изборът на висше, полувисше и средно специално образование е продиктуван от факта, че завършващите тези образователни нива получават квалификационна степен *специалист*, а дялът на завършващите специалисти в съответстваща възрастова група представлява своеобразна мярка за новосъздадения човешки капитал през съответната година.

Коефициентите на завършване на висше, полувисше и средно специално образование са пресметнати въз основа на следните формули:

$$c^{HIGH} = \frac{N_{graduates}^{HIGH}}{P_{20-29\ years}} \times 1000 \quad (42)$$

$$c^{COLL} = \frac{N_{graduates}^{COLL}}{P_{20-29\ years}} \times 1000 \quad (43)$$

¹⁹⁵ За повече информация относно основните методологически положения на статистиката на образованието у нас, вж. например, НСИ, *Образование в Република България 2004*, 2004.

$$c^{SECS} = \frac{N_{graduates}^{SECS}}{P_{15-19\ years}} \times 1000 \quad (44)$$

$$c^{SPEC} = \frac{N_{graduates}^{SPEC}}{P_{15-29\ years}} \times 1000 \quad (45)$$

където с c са означени коефициентите, с $N_{graduates}$ - броят на завършилите, а аббревиатурите *HIGH*, *COLL*, *SECS* и *SPEC* означават съответно висше, полувисше, средно специално образование и обучение на специалисти (което всъщност включва всяко от изброените три образователни нива). P_{20-29} , P_{15-19} и P_{15-29} представлява съответно броя на населението на възраст между 20 и 29 г., между 15 и 19 г., и между 15 и 29 г.

Основните приети предположения, определящи точно тези възрастови групи е, че повечето от завършващите средно специално образование са на възраст 18-19 г., а повечето от завършващите висше и полувисше образование са във възрастовия интервал 20-30 г., поради възможността или потребността за отлагане на това образователно ниво няколко години след завършването на средното образование.

Тъй като коефициентът на завършилите полувисшисти се колебае значително в някои от периодите, поради закриване или създаване на полувисши институти, вместо него в по нататъшния анализ е използван следният обобщен коефициент на завършилите висшисти и полувисшисти:

$$c^{TERT} = c^{HIGH} + c^{COLL} \quad (46)$$

Използваните данни и резултатите от пресмятанята са представени в Таблици В01 и В02 от Приложенията.

3.2.1.2. Коефициенти на записани учащи в образователната система

Коефициентите на записване в образователната система, пресмятани от НСИ са групови и нетни¹⁹⁶. Груповите коефициенти са изчислени в проценти като отношение на броя на учащите се в предучилищно, начално, прогимназиално, средно образование, професионално обучение след средно образование, колежи и университети съответно във възрастовите групи 3-6, 7-10, 11-14, 15-18, 19-20, 19-21 и 19-23 г. към броя на населението в същите възрастови групи. Нетните коефициенти са изчислени в проценти като отношение на броя на учащите се в съответните възрастови групи, независимо от степента на образование, към броя на населението в същите възрастови групи¹⁹⁷.

Като приблизителна променлива на коефициентите на записване, дефинирани във формула (52) са пресметнати коефициенти на записани учащи в образователната система, които представляват отношението между броя на всички учащи в дадено образователно ниво и броя на населението в съответната възрастова група. Съставените коефициентите на записани учащи са: коефициент на учащи в начално образование (e^{ELEM}), коефициент на учащи в основно образование (e^{PRIM}), учащи в средно специално образование (e^{SECS}), учащи в средно образование (e^{SEC}) и учащи във висше и полувисше образование (e^{TERT}), а формулите по-които са пресметнати са следните:

$$e^{ELEM} = \frac{N_{students}^{ELEM}}{P_{5-9}} \times 100 \quad (47)$$

$$e^{PRIM} = \frac{N_{students}^{PRIM}}{P_{5-14}} \times 100 \quad (48)$$

¹⁹⁶ Сrv. с публикуваната социална статистика в интернет страницата на НСИ (<http://www.nsi.bg/SocialActivities/Education.htm>).

¹⁹⁷ Тези коефициентите на записване на населението в образователната система са представени в Таблица В05 от Приложенията.

$$e^{SECS} = \frac{N_{students}^{SECS}}{P_{15-19}} \times 100 \quad (49)$$

$$e^{SEC} = \frac{N_{students}^{SEC}}{P_{15-19}} \times 100 \quad (50)$$

$$e^{TERT} = \frac{N_{students}^{TERT}}{P_{20-24}} \times 100 \quad (51)$$

където с $N_{students}$ е обозначен броя на учащите, абривиатурите $TERT$, SEC , $PRIM$ и $ELEM$ означават съответно висше и полувисше, средно, основно и начално образование, а останалите нотации са като при предните коефициенти.

За разлика от коефициентите на завършилите висшисти и полувисшисти, в този случай е прието предположението, че преобладаващата част от записаните учащи в това образователно ниво са между двадесет и двадесет и четири годишни.

Броят на учащите в началното образование включва учениците от първи до трети или четвърти клас¹⁹⁸. Броят на учащите в основно образование включва учениците от първи до осми клас. Броят на учащите в средно специално образование включва учениците в техникумите и училищата по изкуствата, т.е. тези които получават средно специално образование. Броят на учащите в средно образование включва учениците в техникумите, училищата по изкуствата, средните професионално техническите училища, професионално техническите училища¹⁹⁹ и средните общообразователни училища.

¹⁹⁸ До учебната 1977/78 г. началният курс на образование включва четири години обучение – от първи до четвърти клас, след което той е намален на три години обучение – от първи до трети клас. От учебната 1992/93 г. началните училища отново обхващат от класовете от първи до четвърти.

¹⁹⁹ Срокът на обучение в професионално техническите училища е от една до три години, а завършилите ги получават само работническа квалификация, а не образователна. От учебната 1964/65 г. започва трансформирането на тези училища в средни професионално технически училища, поради което в тази година редът с данни за записаните учащи продължава в два отделни времеви реда: 1) записани учащи в средни професионално технически училища; 2) записани учащи в професионално технически училища.

Тъй като през изследвания период коефициентът на учащите в начално образование не следва единна дефиниция за продължителността на обучението в началния курс на обучение, в анализа по-нататък той е пренебрегнат.

Използваните данни и резултатите от пресмятанията са представени в Таблицы В03 и В04 от Приложенията, а на Графика 4 по-долу, е показана динамиката на конструираните коефициенти за периода 1948-2000 г.

Съпоставката на тези коефициенти с официалните групови коефициенти на записване в различните образователни нива на НСИ за периода 1994-2000 година показва, че до голяма степен стойностите за повечето образователни нива са близки, с изключение на коефициентите за висше и полувисше образование (вж. Таблица 1 по-долу). Основните различия в получените резултати се дължат на отнасянето на броя на учащите към различни възрастови групи.

Таблица 1: Коефициенти на записване на населението в образователната система

| Година | Коефициенти на НСИ | | | | | Собствени коефициенти | | | |
|--------|---------------------|----------------------------|--------------------|--------|---|-----------------------|---------------------|--------------------|-------------------------------|
| | Начално образование | Прогимназиално образование | Средно образование | Колежи | Университети и специализирани висши училища | Начално образование | Основно образование | Средно образование | Висше и полувисше образование |
| 1994 | 92.8 | 79.0 | 61.4 | 3.3 | 18.8 | 80.6 | 75.2 | 59.5 | 39.6 |
| 1995 | 94.9 | 78.0 | 61.5 | 3.1 | 20.6 | 82.4 | 74.8 | 60.0 | 43.6 |
| 1996 | 95.5 | 78.4 | 61.5 | 3.0 | 21.4 | 85.1 | 75.3 | 59.5 | 44.7 |
| 1997 | 96.0 | 79.1 | 61.3 | 3.0 | 21.6 | 87.0 | 76.3 | 58.0 | 43.2 |
| 1998 | 96.8 | 80.2 | 61.6 | 2.7 | 23.4 | 88.2 | 76.7 | 57.9 | 44.1 |
| 1999 | 96.4 | 81.4 | 63.1 | 2.4 | 24.0 | 88.7 | 77.3 | 58.6 | 42.8 |
| 2000 | 96.3 | 82.4 | 64.7 | 2.2 | 23.0 | 89.8 | 78.1 | 59.7 | 40.9 |

Източник: НСИ, Собствени изчисления

3.2.2. Степен на образованост и среден брой години образование

Степента на образованост на населението в България за изследвания период е пресметната въз основа на метода на проектиране на средния брой години

образование, следвайки методологията на Кириаку²⁰⁰. Проверката на адекватността на приложението на този метод за България е направена чрез сравнение на проектирани стойности със средния брой години образование, пресметнати по данни от преброяванията и социологическите проучвания.

Кириаку изследва зависимостта на степента на образование, измерена чрез средния брой години образование на работната сила, от коефициентите на записване на населението в образователната система в предходни години. По този начин той предполага връзка между запаса от човешки капитал и миналите стойности на коефициентите на записване. При емпиричния анализ той използва образователни статистики за четиридесет и две страни и установява следната силна зависимост между средния брой години образование (S) през 1975 г. и коефициентите на записване в определени минали години:

$$S_{1975} = 0.052 + 4.439 \times PRIM_{1960} + 2.665 \times SEC_{1970} + 8.092 \times HIGH_{1970} \quad (52)$$

Тази зависимост е приложена за България с помощта на пресметнатите вече коефициенти на записани учащи за периода 1963 – 2005 г. по следния начин:

$$S_t = 0.052 + 4.439 \times e_{t-15}^{PRIM} + 2.665 \times e_{t-5}^{SEC} + 8.092 \times e_{t-5}^{TERT} \quad (53)$$

Конструираният времеви ред е представен в Таблица В06 от Приложенията.

Въз основа на тези оценки, Кириаку построява панелни данни за 121 страни за петгодишни периоди от 1965 до 1985 г. Така пресметнатата степен на образованост в България е сравнена с някои от получените резултати на Кириаку в Таблицы В07, В08 и В09 от Приложение В.

Построяването на времеви ред за степента на образованост по този начин предполага, че оценената от Кириаку зависимост е в сила за икономиката на България не само за 1975 г., но за целия период 1948-2005 г. Ето защо, получените резултати са съпоставени на средния брой години образование, измерени чрез

²⁰⁰ Cf. Kyriacou, op. cit.

результатите от преброяванията и социологически и други проучвания у нас, както и на средния брой години образование за България в таблиците на Баро и Лий²⁰¹.

Средният брой години образование на населението, базиран на наличната публична информация, е пресметнат посредством следната формула:

$$S_t^* = \sum_{i=1}^k q_k \times n_k \quad (54)$$

където q_k е дялът на населението с образователна степен k , а n_k е общият брой години образование на лицата с образователна степен k . За да бъдат осъществени пресмятанията, общият брой години образование за различните образователни нива е определен както следва:

Таблица 2: Общ брой години образование на лицата, завършили различни образователни степени

| Образование | Общ брой години образование |
|--|-----------------------------|
| Неграмотни | 0 |
| Ограмотени и незавършили начално | 1 |
| По-ниско от основно образование | 4 |
| Завършили начално и незавършили основно | 6 |
| Основно и по-ниско от основно | 6 |
| Основно | 8 |
| Завършили основно и незавършили средно | 9 |
| Средно общообразователно | 11 |
| Средно | 11.5 |
| Средно специално | 12 |
| Средно и полувисше | 13 |
| Полувисше | 13.5 |
| Завършили висше, полувисше и незавършили висше | 15 |
| Висше | 16.5 |

Източник: Собствени изчисления

Тези стойности на общия брой години образование са условни и предопределят резултатите от приложението на формула (88). Така получените

²⁰¹ Вж. Barro, R., Lee, J., "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.

стойности за степента на образованост не са достатъчно обективни и прецизни. Те, обаче, могат да послужат за ориентир до каква степен използването на емпиричните резултати на Кириаку успява да отрази образователните процеси в България. На Таблица 3 са съпоставени получените стойности за средния брой години образование, базирани на различни източници с конструирания по-горе времеви ред²⁰².

Таблица 3: Среден брой години образование в България

| Източник | Преброявания | Градът и селото '68 и '86 | Образование в Република България 2004, НСИ | Л.Доброславска (1990) | Баро и Лий (2000) | Баро и Лий (2000) | Собствени изчисления на база коефициенти на записване |
|----------|--------------------------------|---------------------------|--|-----------------------|-------------------------|-------------------------|---|
| Година | Население на 8 и повече години | Население над 16 години | Население от 25 до 64 години | Работници и служещи | Население над 25 години | Население над 15 години | |
| 1965 | 6.687 | - | - | - | 6.420 | 6.290 | 4.975 |
| 1968 | - | 7.154 | - | - | - | - | 5.796 |
| 1970 | - | - | - | - | 6.670 | 6.600 | 6.028 |
| 1975 | 7.753 | - | - | - | 6.950 | 6.940 | 6.217 |
| 1980 | - | - | - | - | 7.430 | 7.310 | 7.020 |
| 1981 | - | - | - | 8.598 | - | - | 6.972 |
| 1985 | 8.859 | - | - | - | 7.900 | 7.710 | 6.460 |
| 1986 | - | 8.821 | - | 9.044 | - | - | 6.374 |
| 1990 | - | - | - | - | 9.260 | 9.180 | 6.728 |
| 1992 | 9.530 | - | - | - | - | - | 7.002 |
| 1995 | - | - | - | - | 9.510 | 9.260 | 7.681 |
| 1999 | - | - | 10.490 | - | - | - | 8.409 |
| 2000 | - | - | 10.460 | - | 9.740 | 9.470 | 8.802 |
| 2001 | 10.169 | - | 10.745 | - | - | - | 8.950 |
| 2002 | - | - | 10.830 | - | - | - | 8.791 |
| 2003 | - | - | 10.775 | - | - | - | 8.843 |

Източник: Собствени изчисления, Баро и Лий (2000)

Като цяло, степента на образованост нараства при всички използвани данни и подходи, но динамиката и стойностите в отделните редове е различна. От една страна причина за това са различията в разглежданото население. От друга, самите различия в пресмятанятията се оказват значими за крайните резултати.

²⁰² Използваните данни са представени в Таблици В10-В14 от Приложенията.

Продължителността на различните образователни нива варира във времето, което в случая не е отразено. Получените оценки на коефициентите в спецификацията на Кириаку имат своите стандартни отклонения, които също не са отразени в пресмятанията. От трета страна, възможно е функционалната зависимост в (88) да не отразява прецизно връзката между степента на образованост и коефициенти на записване в България за разглеждания период.

Пресметнатият в настоящото изследване среден брой години образование се характеризира с по-ниски стойности от тези, базирани на образователната структура на населението и работната сила: около две години по-ниски в сравнение с резултатите от преброяванията, социологическите проучвания и данните на НСИ, и средно приблизително една година по-ниски от образователните статистики на Баро и Лий. До голяма степен тези по-ниски стойности се дължат на спецификата при пресмятанията на коефициентите на записани учащи в образователната система. Възрастовата група, към която са отнесени учащите в основно образование е по-широка, отколкото би трябвало да бъде, което води до по-ниски стойности на самите коефициенти.

Въпреки че, използваната зависимост на Кириаку води до по-ниски от очакваните стойности, времевия ред отразява в себе си динамиката в коефициентите на записаните учащи. Ето защо, той е особено подходящ за иконометрична оценка на факторите на икономическия растеж в България за годините на прехода. Посредством него, биха могли да бъдат обвързани показателите за икономически растеж след 1990 година и коефициентите на записване в образователната система преди това.

В заключение може да добавим, че конструираният времеви ред няма претенциите да измерва прецизно точния среден брой години образование в населението, а по-скоро да отрази достатъчно точно динамиката в образователните процеси в рамките на страната, за да може в последствие да бъде използван в емпирично изследване на влиянието на тези процеси върху икономическия растеж у нас.

3.2.3. Дял на специалистите в заетите

Статистическите годишници до 1989 г. съдържат информация за броя на заетите специалисти, който може да бъде използван за измерването на запаса от човешки капитал в работната сила²⁰³. За специалисти се считат завършилите средно специално, полувисше или висше образование. Въз основа на тези данни са пресметнати дела на висшистите в заетите (q^{HIGH}), дела на завършилите полувисше и средно специално образование в заетите ($q^{SECS,COLL}$), и дела на специалистите в заетите (q^{SPEC}):

$$q^{HIGH} = \frac{N_{employed}^{HIGH}}{N_{employed}} \times 100 \quad (55)$$

$$q^{SECS,COLL} = \frac{N_{employed}^{SECS,COLL}}{N_{employed}} \times 100 \quad (56)$$

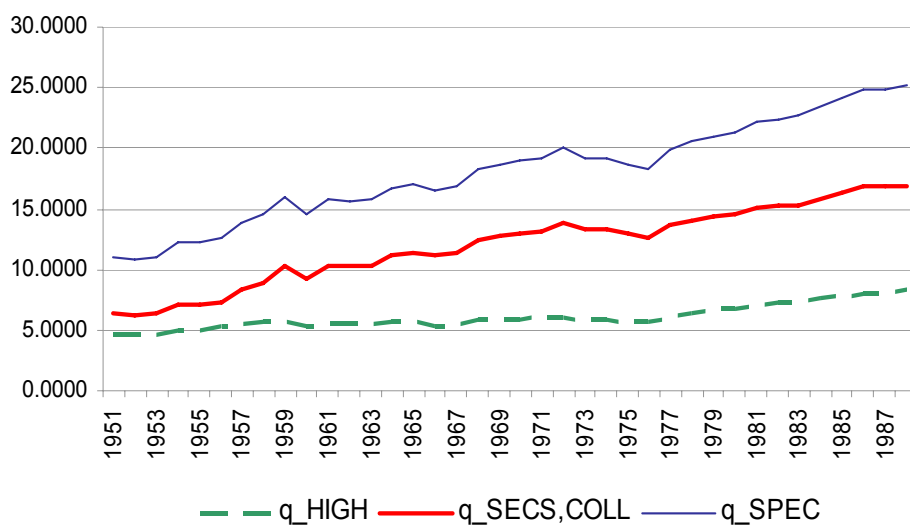
$$q^{SPEC} = \frac{N_{employed}^{SPEC}}{N_{employed}} \times 100 \quad (57)$$

където $N_{employed}$ е броят на заетите, а абривиатурите за образователните степени са както по-горе.

Използваните данни и резултатите от пресмятанята са представени в Таблица В15 от Приложенията, а на Графика 3 е показана динамиката на конструираните коефициенти за периода 1951-1989 г.

²⁰³ Подобна мярка за човешки капитал се използва при емпиричния анализ на времеви редове за САЩ и Германия. Там е използван дела на университетските дипломи в броя на заетите. Cf. Greiner, A., Semmler, W., Gong, G., op. cit, p. 66.

Графика 3: Дял на специалистите в заетите (%)



Почти същите показатели са пресметнати за някои от разглежданите години въз основа на данни от алтернативен информационен източник за броя на заетите специалисти по степен на образование²⁰⁴. Получените резултати до голяма степен се покриват едни с други (вж. Таблица 4 по-долу).

Таблица 4: Дял на заетите специалисти по степен на образование в общия брой заети, %

| Източник | Изчисления, базирани на Доброславска (1990) | | | | Изчисления, базирани на статистически годишници | | |
|----------|---|-----------|------------------|------------------|---|------------------------------|------------------|
| | Висше | Полувисше | Средно специално | Общо специалисти | Висше | Полувисше и средно специално | Общо специалисти |
| Година | | | | | | | |
| 1970 | 5.94 | 2.38 | 10.65 | 18.97 | 5.93 | 13.02 | 18.95 |
| 1974 | 5.83 | 2.35 | 11.04 | 19.22 | 5.84 | 13.40 | 19.24 |
| 1980 | 6.83 | 3.47 | 11.02 | 21.32 | 6.83 | 14.49 | 21.32 |
| 1983 | 7.35 | 3.40 | 11.89 | 22.64 | 7.37 | 15.29 | 22.66 |
| 1986 | 7.94 | 3.36 | 13.57 | 24.87 | 7.95 | 16.93 | 24.87 |
| 1988 | 8.25 | 3.30 | 13.64 | 25.19 | 8.26 | 16.95 | 25.21 |

Източник: Собствени изчисления

²⁰⁴ Вж. Доброславска, Л., *Възпроизводство на квалифицирана работна сила*, Център за професионална подготовка на работниците, 1990.

3.3. Човешкият капитал в България и фактори, влияещи върху формирането му

След края на Втората световна война, социално класовата структура на населението разкрива, че интелигенцията, служещите и буржоазията представляват приблизително една десета от населението в страната²⁰⁵. До Втората световна война, населението в България е ниско образовано. Наблюденията върху населението от тогавашната Главна дирекция на статистиката са единствено по отношение грамотността, а не по отношение на завършените години училищно обучение, който факт сам по себе си е показателен за нивото на образование по онова време.

Важно е да отбележим, че проблемите с образованието и социално класовата структура на населението не са типични само за България, а за цяла източна и югоизточна Европа по това време²⁰⁶. През 40-те години 23% от населението в България е неграмотно²⁰⁷, 79% от населението в Турция и 33% в Гърция също е неграмотно, докато през този период във водещите европейски страни нивото на неграмотност е значително по-ниско (Финландия – 9%, Белгия – 4%, Дания, Ирландия, Швейцария, Холандия, Великобритания, Швеция – 1%)²⁰⁸.

Преодоляването на ниската образование на населението след края на втората световна война става постепенно с приемането на редица правителствени марки и с естествената подмяна на поколенията.

Според резултатите от двете емпирични социологически проучвания „Градът и селото” делът на неграмотното население над 16 години през 1968 г. е

²⁰⁵ Вж. Таблица В16 от Приложенията.

²⁰⁶ „...Първата задача на индустриализацията [на източна и югоизточна Европа] е да осигури обучение и квалификация на труда, който да превърне източноевропейските селяни в заети на цял или половин работен ден работници.” Cf. Rosenstein-Rodan, P., “Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe”, *Economic Journal*, Vol. 53, No. 210/211, p. 202-211, 1943.

²⁰⁷ Вж. Фотева, М., “Образователен статус на мъжете и жените в България”, *Статистика*, 4, 66-79, 2004.

²⁰⁸ Cf. Azariadis, C., Drazen, A., op. cit.

9,2 %, а през 1986 г. – 2,7 %. Преброяванията през 1992 и 2001 показват че нивото на неграмотност на населението е съответно 2 % и 1,8 %²⁰⁹.

Както беше посочено по-горе, измененията в образователната структура на населението и работната сила настъпват постепенно и са свързани и с естествената подмяна на поколенията. Интересно е да се направи съпоставка между отделните социалните групи с определени образователни нива и образователните нива на техните поколения. За първи и единствен път образователни степени в поредните поколения са наблюдавани през 1986 г. в емпиричното социологическо изследване „Градът и селото-86”, като там е проследено образователното ниво на баща, изследвано лице и дете. Според изследването 40.42 % от лицата са с една степен по-високо образование от техните бащи, а 14.22 % са с две или три степени по-високо образование. Случаите, в които бащата е с една степен по-високо образование от изследваното лице са едва 3.03 %. Делът на внуците с една степен по-високо образование от техните деди е 13.78 %, а тези с две или три степени по-високо образование е 29.86 %. В Таблица В17 от Приложение В е проследена динамиката в степента на образование на отделните поколения, като ясно е очертана тенденцията за повишаване нивото на образование между деца и бащи, и внуци и деди. Резултатите от изследването показват, че независимо от образователното ниво на изходното поколение, всяко следващо поколение постига по-добро ниво на образованост, като по този начин повлиява положително върху повишаване на образователното ниво на населението като цяло и преодоляване на големите различията между високообразованото и ниско образованото население.

3.3.1. Формиране на човешки капитал чрез образование

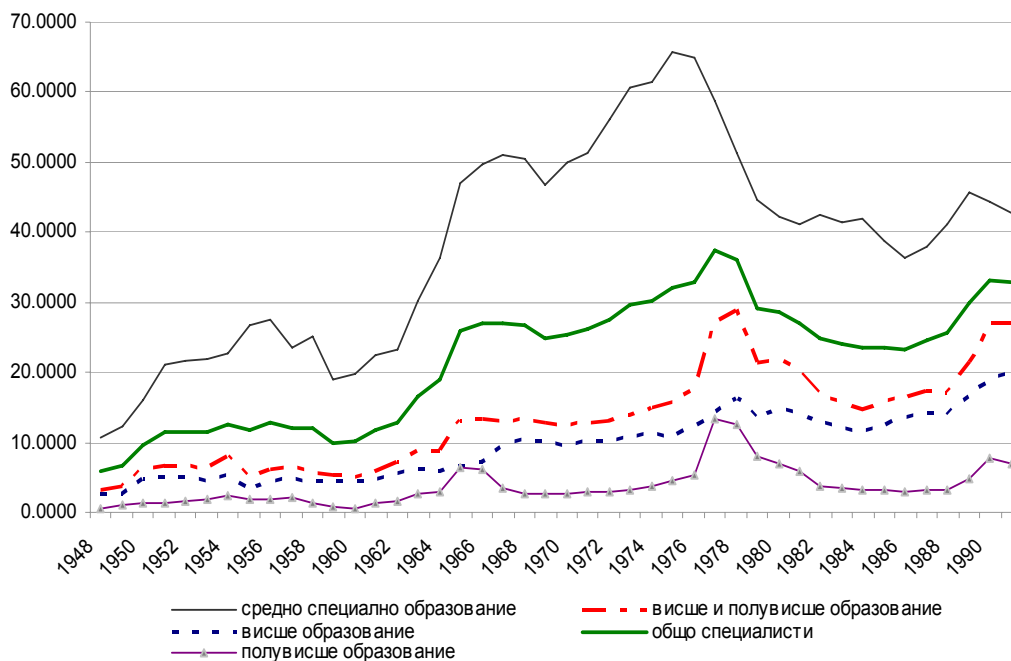
3.3.1.1. Завършващи специалисти

За периода 1948-1991 г. се наблюдава значително повишаване на броя на завършващите специалисти сред младежите. Делът на всички завършили специалисти нараства пет пъти и половина, този на висшистите – седем пъти и

²⁰⁹ Вж. Фотева, М., цит. съч.

половина, на полувисшистите – дванадесет пъти, и на завършилите средно специално образование – четири пъти.

Графика 4: Коефициенти на завършване на висше, висше и полувисше, и средно специално образование; коефициент на завършващите специалисти



Нарастването на броя на завършващи специалисти сред младежите на възраст 15-29 г. се характеризира с четири скока на интервал около тринадесет годишен период, което може да бъде обвързано както с подмяната на поколенията, така и с особености в икономическата политика. Първият скок се наблюдава в началото на 50-те години: в периода 1948-1951 г. коефициентът на завършили специалисти нараства от 5.8 на 11.5. Вторият скок, както и най-голямото увеличение на завършващи специалисти сред младежите се наблюдава в периода 1960-1965 г., когато завършващите от 10 на хиляда нарастват до 26 на хиляда. Третият пик в динамиката на този показател се наблюдава в края на 70-те, когато достига ниво 36 на хиляда. През 80-те години се наблюдава спад в този показател до 1989-91 г., когато той отново възстановява стойностите си от средата на 70-те.

Подобна динамика на гореописаната се наблюдава и при коефициента на завършилите висше и полувисше образование.

Най-голямата динамика в коефициентите на завършване се наблюдава при завършилите средно специално образование. И тук, както и в предходните два показателя, е налице цикличност, но скоковете и спадовете, с които се характеризира реда са много по-големи от тези в останалите редове, а самите стойности на показателя се характеризират с много по-големи колебания. Най-голямото нарастване на броя на завършилите средно специално образование е в периода 1960-1967 г., когато той скача от 20 на 51 завършили младежи на хиляда души население от 15 до 19 г. Следва пореден значим скок в периода 1970-1975 г., когато стойността на коефициента нараства от 50.0 на 65.6, но той е последван от чувствителен спад в дела на завършващите средно специално образование като през 1986 г. завършват едва 36 младежа на хиляда, толкова, колкото са били и през 1964 г. В края на социалистическия период и началото на прехода се наблюдава пореден скок, като през 1991 г. стойността на този коефициент е 42.9.

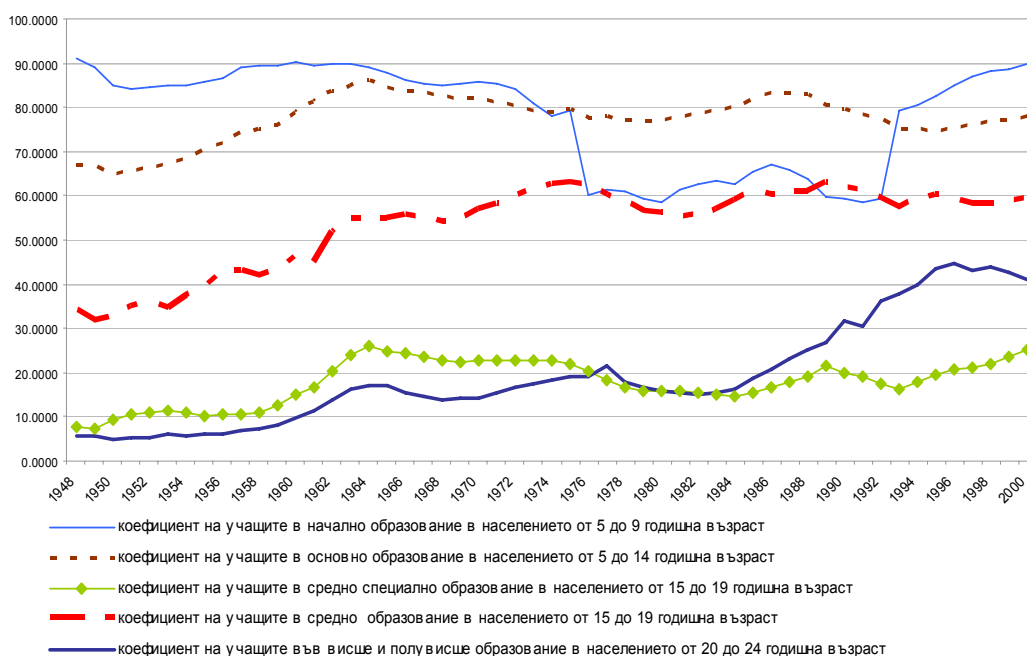
Динамиката на завършилите висше образование сред младежите на възраст 20-29 г. се характеризира с по-бавно и постепенно нарастване. През първите двадесет години от периода коефициентът на завършилите се увеличава от 2.7 на 10.5, или средно увеличение от един висшист на хиляда на всеки две години. Най-голямата стойност на този показател в годините на социализма е през 1978 г. - 16.2, а най-големият скок се наблюдава в началото на прехода, като през 1991 г. двадесет младежи на хиляда завършват висше образование.

3.3.1.2. Учащи в образователната система

В началото на периода, коефициентът на записани учащи в основно образование е приблизително 65-66%. Записаните учащи в основно образование нарастват постепенно до средата на 60те, когато през 1964 г. достига своя пик – 86.4%. Следва плавен спад в този показател, като през 1980 г. той достига стойността от 1959 г. – 76.7%. Второто чувствително покачване е през 1987 г. – 93.3%. В началото на 90-те, делът на записаните в основно образование отново спада, като през 1995 г. той е на нивото от 1957 г. – 74.8%. В края на 90-те се наблюдава ново нарастване в стойностите на този показател, като през 2000 г. той възлиза на 78.1%.

Делът на записаните учаци в средно специално образование в началото на периода е 7.8%, след което постепенно нараства, а в периода 1959-1964 г. се наблюдава и първият голям пик в този показател, когато той скача от 12.6% на 26.0%. В следващите години този дял непрекъснато намалява, достигайки най-ниска стойност през 1984 г. – 14.7%, толкова колкото е бил и през 1960 г. В края на 80-те започва увеличението на записаните в средно специално образование и през 2000 г. този дял почти възстановява високите си нива от 1964 г., възлизайки на 25.1%.

Графика 5: Коефициенти на записани учаци в образователната система



Динамиката на дела на записаните учаци в средно образование наподобява тази на средното специално образование. През 1948 г. 34.0% от населението на възраст 15-19 г. е записано в средно образование, като до 1959 г. този дял нараства средно с 0.8% на година. Най-големият скок е в периода 1961-1962 г., когато този дял от 45.1% нараства до 52.1%. Следващите два пика на показателя се наблюдават през 1975 г. – 62.9% и 1989 г. – 63.0%. Въпреки, че в периодите между пиковете има спадове, те не са толкова чувствителни, колкото при средното специално

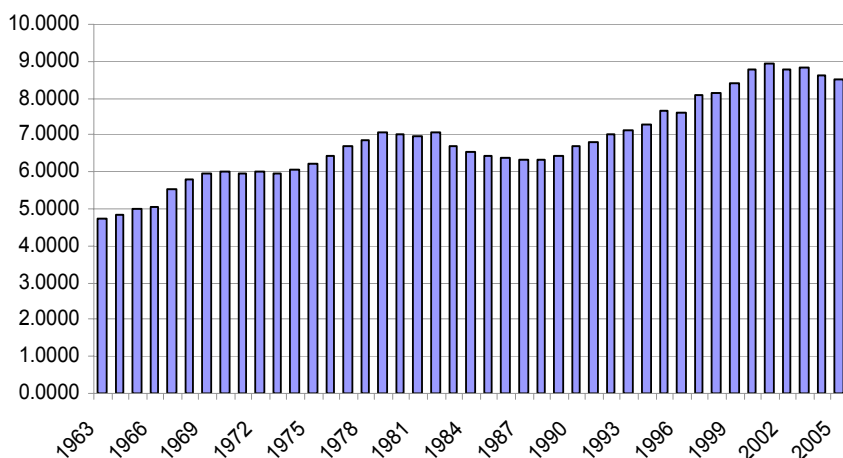
образование. В годините на прехода се забелязва стабилизиране на стойностите на този дял, като в периода 1989-2000 г. средната му стойност е приблизително 60.0%.

Делът на учащите висше и полувисше образование нараства от 5.9% през 1948 г. до 40.9% през 2000 г., или близо седем пъти. За периода 1948-1958 г. този показател нараства бавно – средно с по 0.13% на година. През 60те години се наблюдава ускорен растеж на този дял, като от 1959 до 1964 г. нараства с близо 107%, достигайки до стойност от 17.2%. Следващото чувствително нарастване на записаните учащи във висше и полувисше образование е през 70-те години, като през 1977 г. техният дял е 21.5%. След известен спад до 15.0% през 1982 г., от втората половина на 80-те години започва нарастване на този дял, като в годините на прехода той достига най-високите си стойности – 44.7% през 1996 г.

3.3.1.3. Степен на образованост

Степента на образованост, измерена чрез изчисляване на средния брой години образование посредством проекции на база спецификацията на Кириаку, нараства приблизително два пъти – през 1963 г. тя е 4.7 години, а през 2005 – 8.5 години. Средното годишно нарастване на този показател е 0.1 години. До средата на 80-те години, средният брой години нараства на два обособени етапа. Първият се наблюдава в периода 1965-1970 г., когато показателят нараства от 4.97 на 6.02 години. Вторият етап включва периода 1974-1979 г., когато средният брой години образование се покачват от 6.04 на 7.05. Следва период на спад в този показател, като през 1987 г. неговата стойност е 6.33 години. В годините на прехода се наблюдава относително по-бързо нарастване на степента на образованост, като през 2001 г. тя достига най високата си стойност за разглеждания период - 8.95 г.

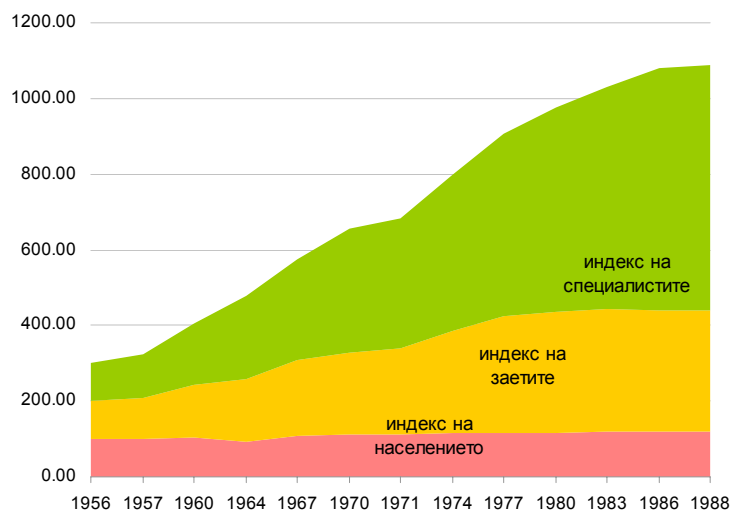
Графика 6: Среден брой години образование на работната сила



3.3.2. Образование и работна сила

На Графика 7 по-долу са представени индекси на изменения на броя на населението, заетите и заетите специалисти с висше, полувисше и средно специално образование за периода 1956 – 1988 г. Докато в този период населението нараства с приблизително 19%, броят на заетите нараства с повече от три пъти, а броят на специалистите – близо шест пъти и половина.

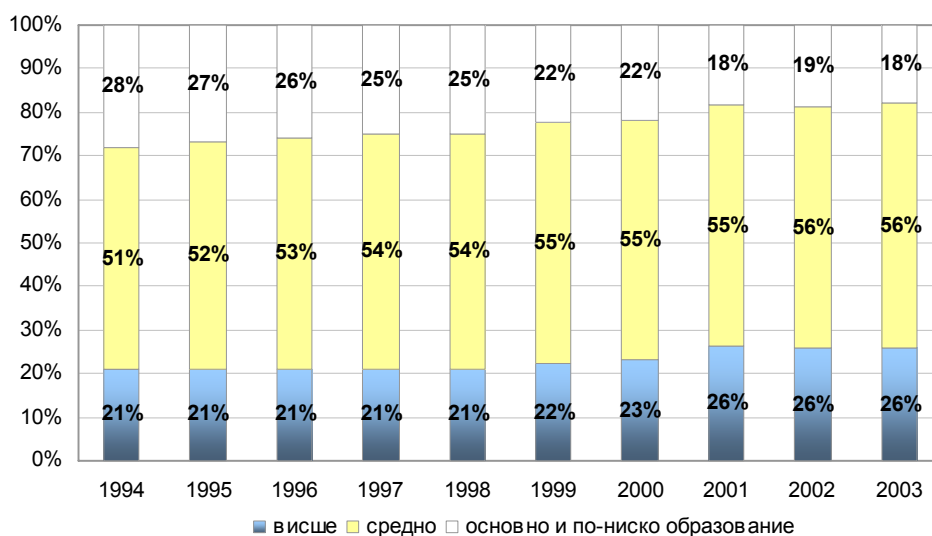
Графика 7: Индексни изменения на населението, заетите и специалистите с висше, полувисше и средно специално образование, 1956 г.=100, собствени изчисления, базирани на статистически годишници 1956 – 1989 г., ЦСУ



Групата на специалистите (завършили висше, полувисше и средно специално образование) сред заетите през 1951 г. е 11.1%, от които 4.7% са висшисти, а в края на социалистическия период, специалистите представляват една четвърт от заетите, от които завършилите висше образование възлизат на 8.3% (Таблицы В15 от Приложения В и Графика 6 по-горе). Близка до образователната структура на заетите се оказва и образователната структура на населението над 16-годишна възраст според социологическите проучвания „Градът и селото” - през 1968 г. по-малко от 20 % са завършили средно или по-високо образование, докато през 1986 г. техният дял се удвоява и е около 40%. Въпреки това, в края на социализма приблизително 54% от населението е с по-ниско от средно образование, а почти една четвърт – с по-ниско от основно образование.

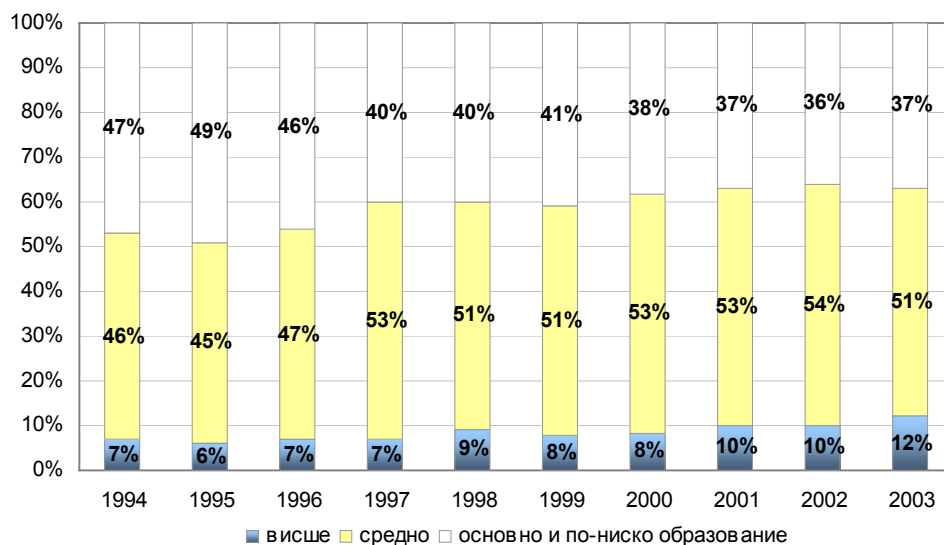
В периода на прехода все по-ясно се очертава значението на по-високото образование на пазара на труда. Делът на заетите с по-ниско от основно образование намалява с 10% в периода 1994-2003 г. за сметка на работещите с висше и средно образование (вж. Графика 8 по-долу). През 2003 г. 82% от заетите са със средно или по-високо образование, или на всеки осемнадесет години от 1968 г. насам този дял се удвоява.

Графика 8: Образователна структура на заетите, 1994-2003, собствени изчисления, базирани на данни от НСИ



Наблюденията върху безработните лица показват, че делът на безработните лица с по-ниско от основно образование все повече намалява, като за последните десет години това намаление е 10% за сметка на лицата с висше и средно образование (вж. Графика 9 по-долу). През 2003 г. безработните висшисти са 12%, а безработните лица със средно образование представляват половината от безработните.

Графика 9: Образователна структура на безработните, 1994-2003, собствени изчисления, базирани на данни от НСИ



Важно е да се отбележи, че статистиката на зетите специалисти не отчита длъжностите, които те заемат. Не може да приемем, че повечето от зетите специалисти заемат длъжности, съответстващи на специализацията им, тъй като на практика липсват данни, които да потвърдят или отхвърлят това предположение. В годините преди 1990 г. Комитетът по труда и работната заплата изработва на централно ниво длъжностни характеристики, включващи и изисквания за необходимия образователен ценз за всяка позиция в тогавашното народно стопанство. Не е ясно, обаче, до каква степен тези длъжностни характеристики са спазвани и прилагани на практика, както и колко от всички завършили специалисти са се реализирали на работна позиция, съответстваща на класификацията им. Поради реструктурирането на икономиката и силното разширяване на частния сектор, в годините на прехода се прилагат изисквания за необходимия

образователен ценз само за някои специфични позиции на пазара на труда, обикновено в бюджетни или свързани с други обществени фондове организации (държавни служители, лекари, учители, някои позиции във финансовите и застрахователните дружества и т.н.). Няма информация относно професионалната реализация на завършващите специалисти и до каква степен те заемат позиции, отговарящи на квалификацията им. Нещо повече, вследствие на развитите икономически възможности, всеки, независимо от образованието си, е свободен да се реализира на пазара на труда както намери за добре.

По отношение образоваността на ръководните кадри в годините на социализма може да се каже следното:

В следвоенния период липсата на специалисти и управленски кадри е обусловено от състоянието на човешките ресурси в страната от преди войната, както и от необходимостта от по-дълъг период от време за създаване на квалифицирани човешки ресурси в сравнение с периода, необходим за изграждане на нови заводи. Централното планиране, обаче, не успява до края на управлението си да подготви и използва голяма част от необходимите за производството квалифицирани кадри. През 60-те години състоянието на подготовката на ръководните кадри е незадоволително - те са с ниска квалификация, а управленският труд е с ниска степен на механизация²¹⁰. Въпреки утвърдения необходим образователен ценз за заеманите длъжности, 22% (3 100 души) от ръководителите на предприятия, учреждения и организации са без средно образование, 56% (3 770 души) от зам. ръководителите са без завършено средно образование, а висшистите в тази група са едва 20%. Въпреки програмите на правителството да подобри квалификацията на тези кадри, през 1981 г. делът на изпълнителските кадри със средно и по-високо образование е 24.7%²¹¹. Повишаването на квалификацията остава приоритет на социалистическото

²¹⁰ Вж. Държавен архив, *Доклад на Научноизследователския институт по труда относно подготовката и квалификацията на ръководни стопански кадри*, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 779, 1966.

²¹¹ Вж. Фол, Ал., *Квалификация на кадрите – на равнището на обществените потребности*, Доклад на Министъра на народната просвета, 1982.

правителство под формата на професионални обучения, но неговите програми не успяват да подобрят това състояние. Обученията за повишаване на квалификацията се предимно „за опресняване и обогатяване на знанията”, а средната продължителност на обучението на едно заето лице варира от 2.5 до 4.8 дни – твърде кратко обучение за постигане на каквито и да е качествени промени²¹².

По отношение степента на образованост и предприемачество у нас се наблюдават следните процеси:

През 1968 г. всички частни търговци в страната са със завършено начално образование²¹³. По това време, повече от половината от частните занаятчии са с незавършено основно образование и едва около 4% от тях имат завършено средно образование, а сред частните предприемачи завършили висше образование няма. През 1986 г. от занимаващите се с частна дейност приблизително 11% са неграмотни или ограмотени, 26% са с начално образование, 58% с основно образование, 5% със средно образование и отново няма завършили по-висока образователна степен от средно образование²¹⁴.

Две от емпиричните проучвания през последните години, изследващи образователното ниво на предприемачите в годините на прехода показват, че през 2001 г. средният дял на предприемачите с висше образование е 24%²¹⁵, а през 2003 г. делът на предприемачите с основно и по-ниско образование е приблизително 4%, на тези със средно образование е 54%, а на тези с висше – 42%²¹⁶.

²¹² Пак там.

²¹³ Вж. Колектив, *Социологическата структура на съвременното българско общество*, под общата редакция на Ошавков, Ж., Институт по социология при БАН, 1976.

²¹⁴ Вж. Колектив, *Емпирично социологическо изследване "Градът и селото-86"*, Том II: Социологически взаимодействия (избрани таблици), ЦСУ, 1988.

²¹⁵ Вж. АМСП, *Годишен доклад за малките и средните предприятия в България*, 2002.

²¹⁶ Вж. НСИ, *Малките и средните предприятия в Република България*, 2004.

Може да заключим, че в годините на социалистическото управление частната икономическа инициатива е ограничена и е ангажирала предимно ниско образовани прослойки от населението. В годините на прехода тя се развива и разширява значително, като в нея все по-голям дял заемат предприемачите със средно и висше образование.

3.3.3. Фактори, влияещи върху формирането на човешки капитал

Причините за повишаване образователното ниво в България са многобройни – политически, икономически, социални, културни и не на последно място субективни. Тук ще се спрем на някои от политическите и икономическите фактори, довели до динамиката в образователния статус на населението. За да идентифицираме такива фактори е необходимо да проследим икономическите процеси и политическите решения, довели до изменения в работната сила и образователната структура.

В периода на социализма икономическите процеси са централизирани и напълно подчинени на политическите интереси на управляващите и външнополитическите отношения на България. В първите години след национализацията на предприятията и отстраняването на довоенната буржоазия, новите икономически ръководители се оказват неспособни да се справят с производството. Някои от причините за това са липсата на умения, знания и лична заинтересованост в новите управляващи²¹⁷ да стопанисват правилно предприятията и машините и намаляването наполовина на високообразованото население след войната²¹⁸.

От представените по горе данни и резултати е видно, че в началото на разглеждания период преобладаваща част от населението е ниско образовано, а много малка част от него е по-високо образована. Правителствените икономически

²¹⁷ Поради образователната и социално-класовата структура на обществото е налице остър недостиг на специалисти.

²¹⁸ През 1944 г. интелигенцията представлява 2.09% от населението, а през 1946 г. висшистите са 0.9% от него (вж. Таблици В10 и В16 от Приложение В).

анализи и експертните мнения на специалистите от ранния период на социализма показват, че икономиката е изпитвала силни затруднения, поради несъответствия между наличния и необходимия човешки ресурс. Освен чисто количествената липса на специалисти с определена образователна степен, допълнително затруднение в процеса на производство представлява и онази част от работниците, които са с много ниско ниво на образование. Може да обобщим, че двата основни проблема на тогавашната работна сила са: 1) големият брой неграмотни и ниско образовани работници; 2) липсата на достатъчен брой високо квалифицирана работна ръка. За да бъдат преодолени тези проблеми централното управление предприема поредица от политически и икономически мерки.

3.3.3.1. Ликвидацията на неграмотността

Успоредно с въвеждането на централното планиране в първите години след войната, правителството стартира програми за ограмотяване на населението. Един от основните проблеми в изпълнението на тези програми се оказва отказа на неграмотните да посещават ограмотителните курсове, поради слабо съзнание, липса на желание, предразсъдъци или религиозен фанатизъм²¹⁹. В рамките на тези програми в периода 1945-50 г. са ограмотени 122 125 неграмотни лица, или около 7% от всички неграмотни²²⁰. В началото на 50-те години около един милион българи са неграмотни или малограмотни, което поставя България на последно място по темп на ограмотяване сред социалистическите страни²²¹.

В резултат на забавеното ограмотяване на населението, през 1951-52 г. правителство приема поредица от нормативни актове за ликвидиране на неграмотността, като в началото на 50-те се приема Закон за ликвидиране на

²¹⁹ Вж. Държавен архив, *Доклади на Министерство на народната просвета във връзка с ограмотяването на възрастното население 1951-1953 г.*, Фонд 142, оп. 9, а.е.№170, 1953.

²²⁰ Вж. Държавен архив, *Доклад от Министъра на народната просвета до Председателя на Министерски съвет относно вземане мерки за засилване борбата с неграмотността, с оглед бързото ѝ ликвидиране, 1950 г.*, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 176, 1950.

²²¹ Неграмотни - не четат и не пишат, или четат, но не пишат; малограмотни - без завършено начално образование. Вж. т.2 от *Проектопостановление за ликвидиране на неграмотността*, внесено в МС от Министъра на народната просвета, Държавен архив, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 176, 1952.

неграмотността, който задължава неграмотните лица да се включат в безплатното ограмотително обучение, като се въвежда и санкция „тъмничен затвор до една година” за лицата, които пречат на или отказват да се включат в това обучение. Задължителното образование обхваща младежите до 15 навършени г., а след 1959 г. – до 16 навършени г. В голямата си част, разходите на учащите се поемат от държавата, независимо от степента на образование.

Въпреки тези мерки, в края на 50-те години ежегодно между 3 500 и 4 500 деца остават неприбрани в основното образование, между 30 и 40 000 деца не завършват основното образование, около 16 000 завършващи основно образование не продължават обучението си (18% от всички завършващи основно образование), част от обучаващите се в средно образователния курс също отпадат: между 40 и 60 000 деца (около 3% от населението на възраст от 5 до 19 години) отпадат ежегодно от образователната система²²².

Първите значими резултатите от тези мерки се наблюдават в средата на 60-те, когато неграмотните представляват 8.6% от населението, и най-вече през 70-те и 80-те години, когато този дял е около 2%²²³. В заключение може да кажем, че независимо от правителствените стимули, образоваността на населението следва своя естествен процес, свързан с подмяната на поколенията.

3.3.3.2. Мобилизацията на работна сила през 50-те и 60-те г. на XX в.

В края на 50-те години са ускорени темповете на развитие на индустрията, като по същото време започва да се наблюдава отлив на работна сила от селското стопанство²²⁴. Въпреки че броят на заетите в трудоспособното население започва да нараства чувствително, в началото на 1960 г. Държавната планова комисия

²²² Вж. Държавен архив, Доклад от Комитета по труда и Държавната планова комисия към предложение за Постановление 174 относно професионалната подготовка и осигуряване работа на младежите под 18 години, които не продължават образованието си, внесен в Министерски съвет, Фонд 136, оп. 30, а.е.№ 160, 1960.

²²³ Фотева, М., цит. съч.

²²⁴ Вж. Беров, Л., *Стопанска история: икономическо развитие на света от древността до наши дни*, Фондация “Отворено общество”, 1994, стр. 656.

отчита като основна причина за неизпълнението на плана в строителството, селското стопанство и някои други ключови отрасли на промишлеността недостига на работна ръка и недостатъчният брой на квалифицирани работници²²⁵, като посоченият брой незаети работни места към тогавашния момент е 65 000. Друг проблем, който пречи на процеса на планиране и изпълнение на плана, е миграцията от селата в градовете, която води до оголване на селското стопанство на места и намаляване на добивите и доходите в този сектор.

Оказва се, че свободното движение на населението и трудовите ресурси, свободният избор на професия и работа, и свободното набиране на работна ръка от страна на предприятията, представляват сериозни проблеми пред централното управление, тъй като то не може да обезпечи с трудови ресурси планираното производство. Нещо повече - поради факта че България е с относително малко на брой население, за да се реализира средносрочно и дългосрочно развитие на икономиката, основният източник на работна сила се оказва неизползваното дотогава население в трудоспособна възраст – жените и неучащите младежи, а основният източник за покриване сезонните нужди на някои отрасли – учащите и свободното население.

С цел разрешаването на тези проблеми, се въвежда практика да се съставя баланс на работната сила и се създават бюра за организирано набиране, регулиране и разпределение на работната сила към окръжните народни съвети (ОНС)²²⁶. Поредица от последващи нормативни актове от този период оказват влияние върху образованието и работната сила по следния начин:

- Утвърждава се Наредба за организирано набиране и разпределение на работна сила, въз основа на одобрен от Правителството план. Въвежда се регистрация и отчетност на всички граждани в бюрата по труда към ОНС. Регулярно се съставя баланс на работната сила;

²²⁵ Вж. Държавен архив, Доклад от Комитета по труда към Постановление 166 относно преодоляване недостига от работна ръка в строителството, промишлеността и другите отрасли на народното стопанство и одобряване Наредба за организирано набиране и разпределяне на работната ръка, внесен в Министерски съвет, Фонд 136, оп. 30, а.е.№ 154, 1960.

²²⁶ Постановление №129 на Министерски съвет от 22 май 1960 г., Държавен архив.

- Въвежда се режим на даване на жителство във всички градове на страната;
- Въвеждат се мерки за намаляване текучеството на работната сила;
- В строителството и някои отрасли на промишлеността се въвежда интензивно работно време, намаляващо негативния ефект от неблагоприятните климатични условия, възпрепятстващи производствения процес;
- Въвежда се централно разпределение на завършващите професионално образование;
- Организира се спешна подготовка на квалифицирани кадри в дефицитните специалности (монтажници, миньори, електроженисти и др.);
- Организира се подмяна на физически здравите мъже в дейностите с по-леки условия на труд с жени. Въвежда се интензивно назначаване на жени в предприятията и организациите, в които може да намери приложение женския труд. Нареща се на Министерство на просветата да осигури предимство на девойките при приема в техникуми и професионални училища за специалности с по-леки условия на труд;
- Нареща се да се приемат на работа неучащите младежи като работници или ученици, усвояващи занаят;
- Стартира организирането на регулярни бригади от свободното население, учащите, и работещите в различни отрасли, за оказване помощ на нуждаещите се ТКЗС, консервни предприятия и др.

Тези мерки изграждат един своеобразен трудов пазар, в който търсенето на труд от предприятията и предлагането на труд от населението се срещат посредством пълновластен институционален посредник, вземащ решения както по отношение на набирането и разпределението на работната сила, така и по отношение нивото на заплащане и необходимите изисквания за отделните

длъжности. Този институционален посредник прави опит да посрещне интересите на централния план, пренебрегвайки индивидуалните интереси на отделните предприятия и отделните работници.

Горепосочените мерки водят до непрекъснато нарастване на броя на заетите от населението в трудоспособна възраст и до повишаване участието на населението в образователната система, което до голяма степен може да обясни значителното нарастване на коефициентите през 60-те години в съставените по-горе редове за човешки капитал.

3.3.3.3. Стремех към образование и възвращаемост от образование

Стремехът към образование у българина, често е посочван като даденост и основен фактор за високото ниво на образование на населението. Достъпът на населението до образование до 1944 г. е силно ограничен. Последващите политическите мерки за насърчаване нивото на образование сред населението и осигуряването на свободен и безплатен достъп до всички образователни нива е ключова предпоставка за чувствително подобряване на образователната структура на населението и наличие на голям дял високообразовано население 30 – 40 години по-късно.

В средата на осемдесетте, дялът на населението с висше образование в много социалистически и капиталистически икономики е по-висок от този в България, където е приблизително 6%: САЩ – 15.4%, ГДР – 11.7%, СССР – 8.7%, Дания – 8.2%, Швеция – 8%, Гърция – 7.4%, Канада – 7.1% и т.н.²²⁷ Може да приемем, че тези ниски стойности се дължат на ограничения брой планирани и отпускани места за учащи във висшите учебни заведения, които да не дават възможност за задоволяване на стремеха към образование в населението. Но на практика се оказва, че процесите на изоставане в степента на образование са много по отчетливи и задълбочени по отношение на средното образование. През същия период, България е на едно от последните места сред социалистическите и

²²⁷ Cf. Barro, R., Lee, J., “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications”, Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.

развитите икономики по дял от населението със средно образование, който е приблизително 30%: Западна Германия – 70.1%, САЩ – 61.6%, Австрия – 60.1%, ГДР – 53.5%, СССР – 53.2%, Румъния – 50.1%, Чехословакия – 44.9%, Куба – 42.7%, Полша – 40.7% и т.н.²²⁸

Оказва се, че у нас социалистическото управление подобрява до известна степен образователната структура, но не успява да мотивира голяма част от населението да се включи във възможностите за образование, въпреки отчетени нужди от квалифицирани кадри. В края на социалистическия период, преобладаваща част от населението е с основно или по-ниско образование.

През социализма стремежът към образование в някои групи от населението може да обясни частично подобряването на образователната структура, но не може да се припише на цялото население. Ако приемем, че стремежът към образование се изразява в мотивация за продължаване на образованието след завършване на средно образователното ниво, то трябва да отчетем и необходимите качества и подготовка на отделните индивиди, които предопределят техния прием във висшето образование. Тогава, през социализма около 6-7% от населението притежава и стремеж, и необходими качества и подготовка за постигане на висше образование. Този дял е твърде нисък, както и делът на завършващите средно образование, за да приемем че в цялото население е налице изключителен стремеж към образование. Безспорно настъпват промени в отделните поколения, но те са бавни и не водят до онова разпространяване на висшето и средното образование, което се наблюдава в останалите страни.

Може да заключим, че в определена група от населението е налице такъв стремеж към образование и тази група успява да получи добро образование благодарение на държавната политика по това време. Въпреки това, преобладаваща част от населението проявява незаинтересованост в повишаване на образованието си.

²²⁸ Ibid.

Какви тогава са причините за липсата на мотивация за по-високо образование в по-голямата част от населението у нас, и кои са причините, които все пак мотивират друга част от гражданите да продължат образованието си?

В периода на преход се наблюдава все по-засилен интерес в постигането на по-високо образователно ниво, въпреки постепенното преустановяване на политиките в подкрепа на учащите и образователната система. Кой, тогава е факторът, който оказва влияние върху този появил се и все по-засилен стремеж към образованието?

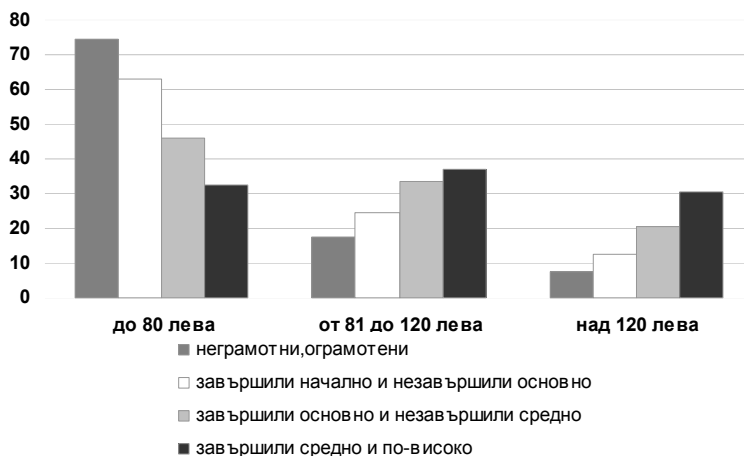
За да обясним силното подобряване на образователната структура през прехода, ще потърсим причините за липса на образователна мотивация през социализма.

Един от най-категорично установените икономически закони гласи, че индивидите с по-високо образование имат по-високи трудови доходи²²⁹. Тогава, след като образованието е безплатно, а професионална реализация след завършване на образованието е почти сигурна, би трябвало да очакваме, че населението ще прояви силен стремеж към образование. Едно от основните обяснения на липсата на такъв стремеж е, че структурата на работните заплати през социалистическия период не създава стимули за повишаването на образователното ниво.

През социализма заплатите за всеки вид труд са централно определяни, като липсва ясна диференциация между работниците с по-ниска образователна степен и работниците, с по-висока образователна степен. През 1968 г. е налице тенденция неграмотните да получават по-ниски доходи, но липсва тенденция завършилите средно и по-високо образование да получават по-високи доходи (вж. Графика 10 по-долу). Различията в доходите между завършилите средно и по-високо образование и завършилите основно образование не са големи, макар и по-благоприятни за по-образованите.

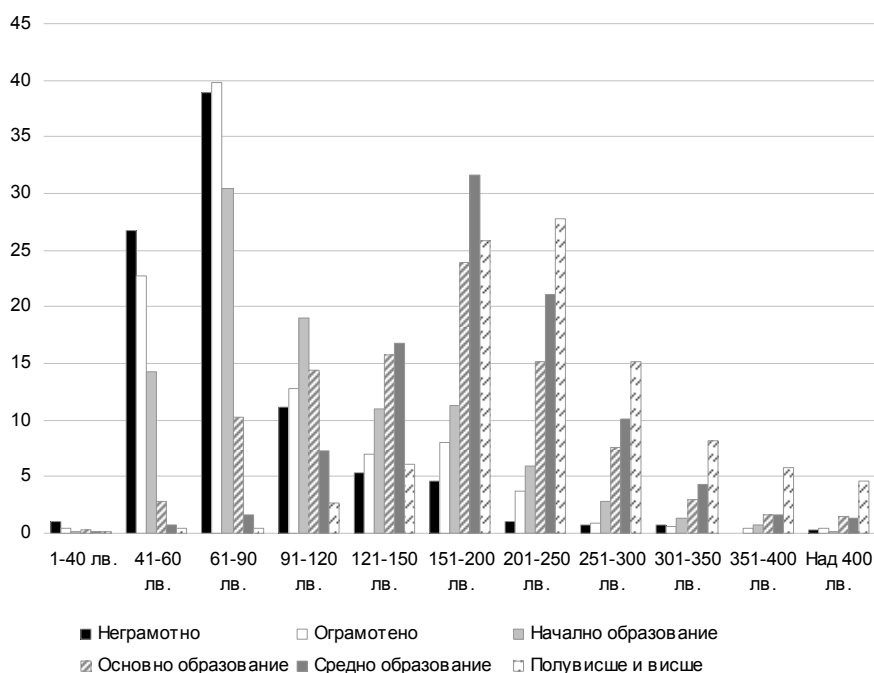
²²⁹ Cf. Pritchett, L., *op. cit.*

Графика 10: Дял на получаващите определен доход в рамките на отделните образователни групи, %, 1968, „Градът и селото – 68”



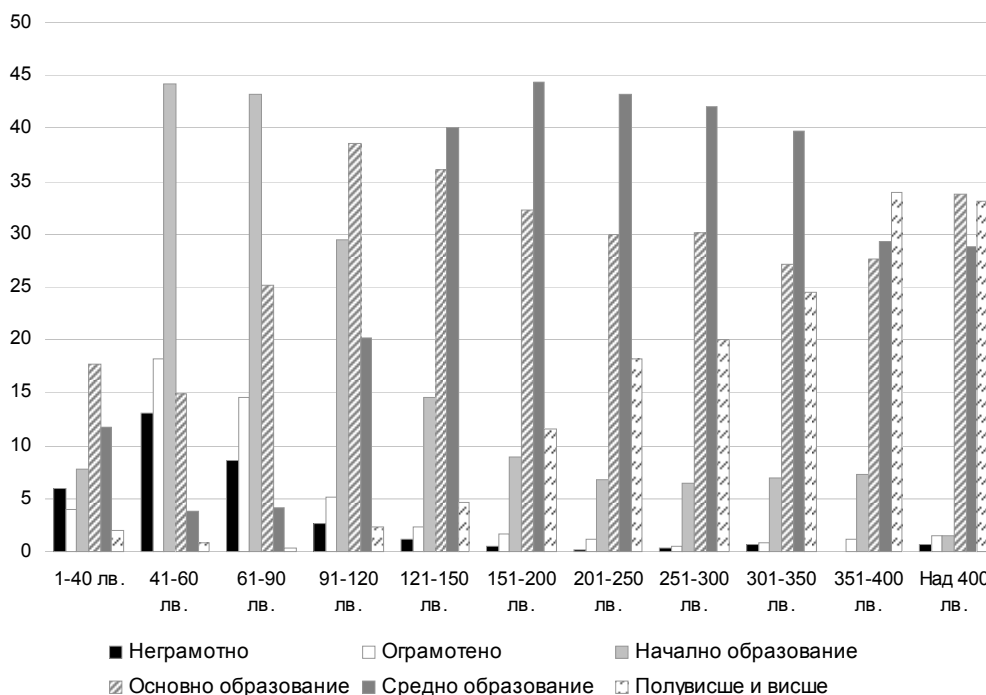
През 1986 г. е налице тенденция по-образованите да получават по-високи доходи, но отново разликата между завършилите висше и завършилите средно образование не е голяма – около 53% и при едните и при другите получават доходи близки до средната работна заплата за страната - между 150 и 250 лв. (вж. Графика 11 по-долу).

Графика 11: Дял на получаващите определен доход в рамките на отделните образователни групи, %, 1986, „Градът и селото – 86”



Като изследваме отделните доходни групи, установяваме, че двете най-високи доходни групи са разпределени почти равномерно между лицата с висше, средно и основно образование, като превесът в най-високата доходна група е в полза на лицата с основно образование (вж. Графика 12 по-долу).

Графика 12: Разпределение на доходите по степен на образование в рамките на отделните доходни групи, %, 1986, „Градът и селото – 86”



Показателен е и фактът, че 83% от завършилите основно образование в края на 70-те посочват като най-важно условие за удовлетвореност от труда им доброто заплащане, докато този дял при завършилите висше образование е едва 30%, като преобладаващата част от висшистите посочват, че за тях най-важно е работата да е интересна или общественополезна²³⁰.

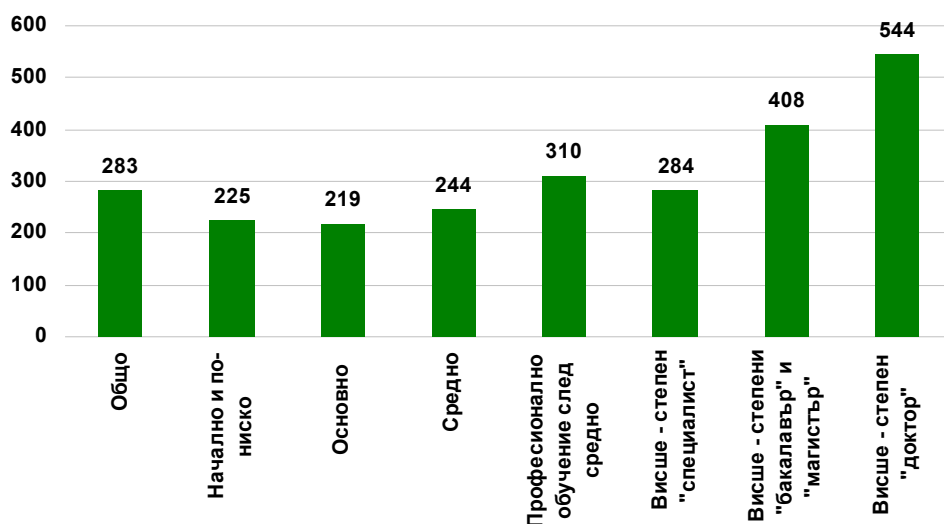
Въпреки, че тук не анализираме причините за диференциация в заплащането според образованието, може да направим извод, че завършването на висше образование не е било свързано с очаквани по-високи бъдещи доходи, какъвто е

²³⁰ Вж. Колектив, *Характеристика на българското население: Трудови възможности и реализация*, под общата редакция на Минков, М., Наука и изкуство, 1984, стр. 443.

случаят при развитата пазарна икономика. Като вземем предвид усилията, които се полагат от учещия да завърши по-високо образование, отделеното време, пропуснатите трудови доходи в периода на обучение и разходите, свързани с продължаване на обучението, на практика по-рационалните индивиди са се насочили към такава, така или иначе осигурена от централната икономика работа, която изисква по-ниско ниво на образование, а на практика е по-добре или не по-зле платена.

В годините на прехода развитието на частния сектор и пазарната икономика допринасят за все по-голямото значение на образованието, знанието и уменията в нивото на заплащане. През 2002 г. ясно се очертава различието в нивото на заплащане в зависимост от образованието (вж. Графика 13 по-долу). Средната брутна работна заплата в страната на завършилите бакалавърска или магистърска степен е 408 лева, докато тази на завършилите средно образование и близо два пъти по-ниска – 244 лева. Това означава, че през последните години наблюдаваме все по-голямо остойностяване на образованието на пазара на труда. Ето защо настоящият засилен стремеж към по-високо образование може до голяма степен да бъде обяснен с очакваните по-високи доходи след завършването му.

Графика 13: Средна брутна месечна заплата в лева по степен на образование, 2002, НСИ



3.3.4. Изводи за развитието на човешкия капитал в България

След Втората световна война България е изостанала чувствително по отношение развитието на човешките ресурси спрямо западноевропейските страни. Може да обобщим, че в резултат на поредица от политически и икономически мерки, някои от които бяха разгледани по-горе, състоянието на човешкият капитал у нас е подоброено значително през последния половин век.

Първите значителните промени в образователната структура на населението настъпват в края на 50-те и през 60-те години. През целия социалистически период управлението се опитва да осигурява възможно най-добри условия за развитие на образователната структура на населението и успява да измени съществено състоянието след Втора световна война. За целия период 1946-1985 г. дялът на населението с висше, средно и полувисше образование нараства с почти седем пъти, а населението с по-ниско от основно образование, представляващо три четвърти от населението в началото на периода намалява до една четвърт в края на периода. Въпреки това, в началото на прехода на страната към пазарна икономика, който съвпада с навлизането на световната икономика в ерата на информационните и комуникационните технологии, в България около 60% от населението е с основно е по-ниско образование.

Вторите значителни промени в образователната структура на населението, изразяващи се в силното нарастване на дела на завършилите средно и висше образование, се наблюдава в годините на прехода. Въпреки че след 1990 г., се преустановяват мерките на социалистическите правителства срещу неграмотността и финансовото подпомагане в сферата на образованието, не се наблюдава спад в образователното ниво, а точно обратното - през 2003 г. дялът на завършилите висше образование в работната сила е 21%, а този на завършилите средно образование - 50%.

Напълно логично е преобладаваща част от проблемите по отношение на човешкия капитал в България днес да са наследени от годините на социализма. Преодоляването на ниският дял на високо образовани лица в населението е чувствително през последните петнадесет години, но все още е налице ясно

очертаната социално група от ниско образовани граждани - 30% от икономически активното население е с основно и по-ниско образование. Възникването и увеличаването на възвращаемостта от образованието на микроикономическо ниво в годините на прехода тепърва ще допринесе за създаването на адекватни стимули за подобряването на цялата образователна система у нас.

Важно е да отбележим, че настоящият анализ пренебрегва качествените характеристики на образованието, които ако бъдат взети предвид, може да доведат до преценка както на постигнатият напредък през последните петнадесет години, така и на напредъка през годините на социализма. Броят на получените дипломи сам по себе си не говори за висока образованост, ако не бъде обвързан с конкретния създаден образователен капитал в процеса на обучение.

Въз основа на представените тук данни и анализ, може да направим следните изводи по отношение на политиките за подобряване на образователния капитал в работната сила:

- Политиките за свободен достъп до образование не са в състояние да подобрят драстично и дългосрочно образователната структура на населението, ако не са обвързани с икономически стимули за отделните индивиди да повишат образованието си;
- Политиките за мобилизация на работната сила могат да доведат до успех при наличието на определени политически и икономически условия, но те трудно могат да повлияят върху индивидуалната мотивация за повишаване на квалификацията;
- Повишаването на производителността на труда е свързана както с повишаването нивото на знания и умения, така и с повишаване на мотивацията за обучение.

И накрая, но не и на последно място по важност, може да отбележим, че съгласно изводите на Притчет²³¹, политиката за повишаване на образованието на населението може да не доведе както до създаване на човешки капитал, така и до оползотворяването на създадения човешки капитал. ако не е обвързана с мерки, контролиращи и гарантиращи определено ниво качество на получаваното образование и благоприятна институционална среда за ефективно усвояване на запаса от човешки капитал. Качеството на образованието, от своя страна е обвързано не само с институционалната и пазарната среда, но и с мотивацията на предоставящите това образование – учители, преподаватели, държавни служители, научни работници и др.

²³¹ Cf. Pritchett, L., *op. cit.*

Глава 4. Иконометрични модели, изследващи влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в България

Главата съдържа иконометричен анализ на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в България за периода 1949-2005 г. Анализът е обособен за два подпериода – 1949-1989 г. и 1990-2005 г., което е мотивирано от следните специфики и ограничения:

1. Данните за икономическия растеж за всеки от двата подпериода се базират на показатели, които имат различно съдържание. Поради последното е невъзможно съвместяването на различните показатели и съответно използването на единен статистически ред;
2. За периода на социализма не съществуват данни за физическия капитал по постоянни цени (не са изчислявани съответните дефлатори), поради което за същия период е невъзможна емпиричната оценка на неокласическа производствената функция. Поради същата причина не е възможно пресмятането и на общата факторна производителност, което прави невъзможна емпиричната оценка и на ендегенен модел;
3. За периода на прехода броят на наблюденията по отношение на икономическия растеж силно ограничава приложението на техники за анализ на времеви редове.

За периода 1949-1989 г. е анализирана емпирично причиността между човешкия капитал и икономическия растеж на база на теста на К. Грейнджър. Също така, за този период е приложен динамичен регресионен анализ с механизъм на корекция на грешката, оценяващ краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа. Анализът е извършен поотделно за всеки от построените в предходната глава измерители на човешкия капитал.

За периода 1990-2005 г. са специфицирани и иконометрично оценени неокласически и ендегенен модел, третиращи връзката между „степен на образование“ като измерител на човешкия капитал и икономическия растеж в годините на прехода. Тъй като избраният измерител съдържа в себе си информация и за процеса на формиране на човешкия капитал в годините преди 1990 г., анализът на тези зависимости позволява проследяването и на косвеното влияние на образованието в годините на социализма върху растежа през периода на преход.

4.1. Иконометрично изследване на връзката между човешкия капитал и икономическия растеж в България за периода 1949 – 1989 г.

Емпиричният анализ на връзката между образованието и икономическия растеж в годините на социализма е базирано на времеви редове, описващи икономическия растеж и времеви редове, измерващи човешкия капитал. Акцентът на настоящия анализ е единствено върху връзката между човешкия капитал и икономическия растеж. Тъй като проблемите на динамиката на растежа през този период са анализирани в редица изследвания²³², то тяхното разглеждане тук не е необходимо.

Използваните измерители за човешкия капитал са построените в Глава III показатели, а именно коефициентите на завършващи специалисти, коефициентите на записани учащи, степента на образование и дяловете на специалистите в заетите.

Използваните времеви редове, описващи динамиката на икономическия растеж, са официалните данни за обществен продукт, национален доход и национален доход на глава от населението, публикувани в статистическите годишници. Специфичното при показателите за обществения продукт и

²³² Вж. например, Илиев, Ив., *Икономиката на България през периода 1949-2001 г.*, София, 2004; Рангелова, Р., „Икономическият растеж на България през XX век”, *Икономика*, бр. 3, стр. 6-11, 2005 и др.

националния доход е, че те се отнасят единствено за сферата на материалното производство. Общественият продукт е сума от общата продукция на отраслите на материалното производство, а националният доход е сума на тяхната чиста продукция, която отразява добавената стойност в материалното производство. Поради липса на други измерители на икономическия растеж, които да включват нематериалното производство в пресмятанията на националния доход, тези показатели са използвани в настоящия емпиричен анализ, въпреки споменатия им недостатък.

Изходните данни за обществения продукт, националния доход и националния доход на глава от населението представляват индексни редове с база 1939 г., измерващи икономическия растеж спрямо базисната година. За целите на анализа, тези базисни индекси са трансформирани във верижни, след което е измерен годишния икономически растеж за всяка година от разглеждания период²³³.

Въз основа на наличните данни са образувани тридесет и шест двойки статистически редове, съдържащи измерител на човешкия капитал и измерител на икономическия растеж. По-долу, всяка от тези двойки е изследвана за възможността да участва в иконометричен анализ на връзката между човешкия капитал и икономическия растеж.

Поради различната дължина на тези редове, броят наблюдения, използвани в анализа е различен за различните двойки показатели. В Таблица 5 по-долу са представени всички използвани променливи, както и дължината на периода и броя на наблюденията, включени в емпиричния анализ. В Таблица C00 от Приложение С са представени използваните абривиатури за отделните променливи в приложените таблици с резултатите от емпиричния анализ.

²³³ Данните за така пресметнатия годишен икономически растеж са представени в Таблица C01 от Приложение С.

Таблица 5: Изследван период и брой наблюдения на двойките статистически редове човешки капитал-икономически растеж

| | | времеви редове за икономическия растеж | | |
|--|--|--|-----------------------------|---|
| | | растеж на общественя продукт | растеж на националния доход | растеж на националния доход на глава от населението |
| времеви редове за човешкия капитал | | | | |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | завършващи висше и полувисше образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | завършващи средно специално образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | общо завършващи специалисти | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | учащи в средно специално образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | учащи в средно образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| | учащи в полувисше и висше образование | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения | 1949-1989; 41 наблюдения |
| степен на образованост | | 1963-1989; 27 наблюдения | 1963-1989; 27 наблюдения | 1963-1989; 27 наблюдения |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения |
| | завършили полувисше и средно специално образование | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения |
| | общо завършили специалисти | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения | 1951-1988; 38 наблюдения |

4.1.1. Проверка за наличие на единичен корен на статистическите редове за човешки капитал и икономически растеж

Предварителната подготовка на данните за емпиричния анализ на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж включва изследване на стационарността на времевите редове посредством проверка на наличието на единичен корен в тях.

За да бъде определен даден времеви ред Y_t като стационарен стохастичен процес²³⁴, е необходимо да притежава следните свойства²³⁵:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \\ D(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\ \text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \end{aligned}$$

Ако даден времеви ред не притежава тези свойства, казваме че той е нестационарен. Често срещан вид нестационарност при икономическите времеви редове е *случайното блуждаене*²³⁶. Случайното блуждаене се наблюдава, когато е налице следната зависимост на текущата стойност на съответната променлива от предходната ѝ стойност²³⁷:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

На практика проверката дали даден времеви ред е стационарен се базира на проверката за наличие на единичен корен. Нека разгледаме следния стохастичен процес:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (58)$$

²³⁴ За повече информация относно стационарността, вж. например: Gouriéroux, C., Monfort, A., *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press, 1997; Hendry, D., *Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press, 1995 и др.

²³⁵ Така зададените свойства дефинират *слабо стационарен (weak stationary)* стохастичен процес. *Строгата стационарност (strong stationary)* предполага, че всички моменти (а не само първите два – математическото очакване и дисперсията) на вероятностното разпределение са постоянни във времето. Според редица иконометристи, в повечето практически примери, този вид стационарност е достатъчен за емпиричния анализ. Cf. Gujarati, D., *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill/Irwin, New York, 2003, p. 797.

²³⁶ Например, времевите редове, описващи цените на акциите на фондовите пазари, валутните курсове и т.н.

²³⁷ Случайното блуждаене може да се характеризира с или без наличие на свободен член. В конкретния случай, уравнението на случайното блуждаене не включва свободен член.

Тогава, в случаите, при които $\rho = 1$, наблюдаваме нестационарност²³⁸. В случаите, при които $|\rho| \leq 1$, времевият ред Y_t е стационарен, съгласно дефинираните по-горе свойства.

Един от най-често прилаганите тестове за наличие на единичен корен е *разширеният тест на Дики и Фулър (Augmented Dickey-Fuller Test)*²³⁹, известен под аббревиатурата *ADF тест*. Този тест е базиран на предположението, че времевият ред се характеризира като авторегресионен процес от ред p . Тестът се осъществява посредством иконометричната оценка на помощно уравнение, съдържащо като обясняващи променливи разликите на p лагови (минали) стойности на зависимата променлива:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + v_t,$$

където v_t е бял шум, а $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ и т.н., а $\delta = (\rho - 1)$.

Нулевата хипотеза в ADF теста е, че времевият ред е нестационарен или има наличие на единичен корен, който от своя страна е налице, когато $\delta = 0$, т.е. $H_0: \delta = 0$, алтернативната хипотеза е $H_1: \delta < 0$. Проверката на нулевата хипотеза се извършва на база t отношението за δ (отношението на оценката на δ към стандартната грешка на коефициента) - $t_\delta = \hat{\delta} / se(\hat{\delta})$, като се използва не стандартното разпределение на Стюдънт, а симулираните критични стойности от Дейвидсън и МакКинън²⁴⁰.

²³⁸ Отгук и името на статистическия тест за проверка дали даден ред е стационарен – *тест за наличие на единичен корен*.

²³⁹ Първоначалният вид на теста е разработен в Dickey, D., Fuller, W., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431, 1979. За повече информация относно ADF теста, вж. например, Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994, pp. 501-506.

²⁴⁰ Davidson, R., MacKinnon, J., “Testing for Consistency Using Artificial Regressions”, *Econometric Theory*, No. 5, pp. 363-384, 1989.

Проверката за стационарност на изброените времеви редове в Таблица 5 по-горе е извършена на база ADF теста, като в помощните уравнения е включена възможността за свободен член. Включването на тренд в помощните уравнения е базирано на значимостта на трендовата компонента в изследвания ред - ако е налице значима трендова компонента, то тренда участва в ADF теста. Периода, за които времевите редове са тествани за единичен корен е 1948-1989 г. Проверката за стационарност е направена за времевите редове (на нива), а в случаите за които е налице единичен корен на нива, тя е направена и за някои трансформации на редовете (първи и втори разлики). Дължината на броя на включените в теста лагове на зависимата променлива е определена въз основа на минимизиране на информационния критерий на Шварц²⁴¹. Приетото ниво на грешка от първи род е 5%. Оценката на помощните уравнения е направена с помощта на иконометричния софтуерен пакет EViews 5.1²⁴². Резултатите от тестовете за единичен корен са представени в Таблицы C02 - C16 от Приложение С и в обобщената таблица с тези резултати по-долу (вж. Таблица 6).

²⁴¹ На практика този критерий е един от най-често използваните при приложението на ADF теста. За повече информация вж. например Gujarati, D., *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill/Irwin, New York, 2003, стр. 536-538.

²⁴² Иконометричният анализ в настоящото изследване е извършен изцяло с помощта на EViews 5.1.

Таблица 6: Резултати от ADF тест за наличие на единичен корен

| Времеви ред | | Трансформация на променливата | Наличие на трендова компонента в теста | Брой лагове, използвани в теста | ADF статистика | p-value | Наличие на единичен корен |
|--|--|-------------------------------|--|---------------------------------|----------------|---------|---------------------------|
| икономически растеж | обществен продукт | няма | да | 4 | -3.9586 | 0.0195 | не |
| | национален доход | няма | да | 0 | -6.9082 | 0.0000 | не |
| | национален доход на глава от населението | първи разлики | не | 5 | -7.8202 | 0.0000 | не |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | първи разлики | да | 0 | -6.8586 | 0.0000 | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | първи разлики | не | 0 | -5.3755 | 0.0001 | не |
| | завършващи средно специално образование | втори разлики | не | 3 | -4.6820 | 0.0006 | не |
| | общо завършващи специалисти | първи разлики | не | 0 | -4.1265 | 0.0025 | не |
| коэффициенти на записани учаци | учащи в основно образование | няма | не | 2 | -3.3149 | 0.0209 | не |
| | учащи в средно специално образование | втори разлики | не | 0 | -6.2840 | 0.0000 | не |
| | учащи в средно образование | първи разлики | не | 0 | -5.4628 | 0.0000 | не |
| | учащи в полувисше и висше образование | няма | да | 2 | -3.6155 | 0.0414 | не |
| степен на образование | | втори разлики | не | 0 | -6.5408 | 0.0000 | не |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | първи разлики | не | 0 | -5.4534 | 0.0001 | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | първи разлики | да | 0 | -8.0858 | 0.0000 | не |
| | общо завършили специалисти | първи разлики | да | 0 | -7.4834 | 0.0000 | не |

В резултат от ADF теста се оказва, че повечето времеви редове, описващи човешкия капитал са интегрирани от първи ред, т.е. те са стационарни след трансформиране на реда посредством образуване на първи разлики. Тъй като повечето коефициенти представляват проценти или промили, то първите им разлики всъщност не са нищо друго освен изменението им в процентни или промилни пункта. Следователно, работейки с първите разлики на времевите редове, описващи човешкия капитал, всъщност търсим връзка между икономически растеж и изменението в образователния показател.

Два от времевите редове за икономически растеж са интегрирани от нулев ред, т.е. те са стационарни без допълнителни линейни трансформации.

Националният доход на глава от населението е интегриран от първи ред – първите разлики от този ред показват изменението в процентни пункта на тази променлива за икономически растеж.

Последващият иконометричен анализ включва само онези двойки променливи, които са интегрирани от един и същ ред. Ако даден ред е стационарен след трансформация посредством първи разлики, то той участва в анализа в трансформиран си стационарен вид.

4.1.2. Изследване на причинната връзка между човешкия капитал и икономическия растеж

При механично извършване на регресионен анализ е възможно да бъде пренебрегната информацията за фактическото наличие и посоката на причинност между отделните променливи. Изследването на причинността между две променливи помага да се установи дали е изменението в една променлива поражда изменението в друга, и обратно. В конкретния случай, анализът има за цел да бъде установено доколко даден образователен показател причинява икономическия растеж, и обратно.

Емпирична проверка за наличие на причинност между два времеви реда се осъществява посредством т. нар. *тест за причинност на Грейнджър (Granger causality test)*²⁴³. Тестът включва оценяването на следните две уравнения за дадени две променливи x и y :

$$y_t = D_t^y + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + u_t^y$$
$$x_t = D_t^x + \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i y_{t-i} + u_t^x$$

²⁴³ Cf. Granger, C., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438, 1969.

В двете уравнения D_t представлява детерминистична компонента, която може да включва променливи като свободен член, степенен тренд и др.

Тестът се базира на предположението, че изследваните за причинност времеви редове са стационарни, както и че остатъците в двете уравнения на теста, съответно u_t^x и u_t^y , не са корелирани.

В зависимост от получените оценки на коефициентите в тези две уравнения са налице четири възможни случая за причинност между разглежданите две променливи. В първият случай, когато в първото уравнение коефициентите пред лаговите стойности на x са едновременно статистически значими, а във второто уравнение коефициентите пред лаговите стойности на y са едновременно статистически незначими, е налице еднопосочна причинност от x към y . Във вторият случай, ако в първото уравнение коефициентите пред x са едновременно статистически незначими, а във второто уравнение коефициентите пред y са едновременно статистически значими, наблюдаваме еднопосочна причинност от y към x . Двустранна причинност е налице, когато и в двете уравнения коефициентите пред лаговете на двете променливи са едновременно статистически значими. Четвъртата възможност, когато и в двете уравнения коефициентите на лаговите стойности са едновременно статистически незначими, е липса на причинност между разглежданите променливи, или наблюдаваме независимост между променливите²⁴⁴.

В иконометричната литература липсва единен подход за прилагането на теста на Грейнджър както по отношение включването на детерминистични компоненти, така и по отношение определяне дължината на лаговете в уравненията на теста. В някои източници се препоръчва използването на времеви тренд при спецификацията на теста, ако времевите редове предполагат наличието на такъв²⁴⁵.

²⁴⁴ Cf. Gujarati, D., *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill/Irwin, New York, 2003, p. 697.

²⁴⁵ Въпреки че много често тестът се прилага без тази компонента, някои съвременни изследвания показват, че изпускането ѝ може да доведе до недостоверни резултати от прилагането

Други изследвания показват, че приложението на детерминистичен тренд не е коректно и води до привидни резултати²⁴⁶. Изборът на дължина на лага в емпиричния анализ се осъществява по два начина – въз основа на даден информационен критерий, въз основа на субективно решение на изследвателя или въз основа на поредица от проверки за причинност между два времеви реда при различна дължина на лага²⁴⁷.

Независимо от различните препоръки относно приложението на теста, обаче, всички източници посочват, че изборът на дължина на лага, както и изборът на броя на регресорите в уравненията в теста на Грейнджър оказват значително влияние върху установяването или не на причинност. Ето защо, настоящият анализ включва два подхода за приложение на теста на Грейнджър. Резултатите от двата подхода са съпоставени и анализирани, а по-късно въз основа на тях са оценени регресионни зависимости между различните променливи.

Първият подход е базиран на наличие на детерминистичен тренд в спецификацията на теста. Включване на тренд при първия подход е базирано на изследване за наличие на линеен или квадратичен тренд в обяснената в това уравнение променлива (в оригинален или трансформиран вид). Изборът на дължина на лага в теста е въз основа на минимизиране на информационния критерий на Шварц²⁴⁸ след оценяването на всяка двойка уравнения с дължина на лага от 1 до 9²⁴⁹.

на теста за причинност. Вж. например, Cook, S., “Further Analysis of Spurious Causality”, mimeo, University of Wales, 2005.

²⁴⁶ Cf. Nelson, C., Plosser, C., “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139-162, 1982.

²⁴⁷ За повече информация относно предимствата и недостатъците на използването на различните информационни критерии и определянето на различна дължина на лага, вж. например Thornton, D., Batten, D., “Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 2, p. 164-178, 1985.

²⁴⁸ Най-често използваните критерии за определянето на лага при изследването на причинност са информационните критерии на Акайке и Шварц. Някои нови изследвания показват, че за извадки с по-малко от 120 наблюдения, по-подходящо е използването на критерия на Шварц (вж. например, Ivanov, V., Kilian, L., “A Practitioner’s Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, No. 1, Article 2, 2005), а други изследвания препоръчват използването на критерия на Шварц при изследване на причинност

Вторият подход е базиран на спецификация на теста без включен тренд, като теста е приложен при различна дължина на лага от 1 до 9²⁵⁰.

И при двата подхода, тестът за причинност на Грейнджър е приложен за всички двойки променливи, описани в Таблица 5, но след извършване на трансформация на съответния ред посредством разлики, в случаите, в които това е необходимо, за да бъде изпълнено условието за стационарност. И при двата подхода в уравненията на теста е включен свободен член.

4.1.2.1. Приложение на теста на Грейнджър с трендова компонента

Първият подход включва приложение на теста на Грейнджър, в който уравненията включват трендова компонента:

$$y_t = c_1 + c_2T + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + u_t^y$$

$$x_t = c_3 + c_4T + \sum_{j=1}^m \lambda_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + u_t^x$$

Детерминистичните компоненти са две – свободен член c и тренд T . Дължината на лага в първото уравнение n и дължината на лага във второто уравнение m са определени въз основа на минимизиране на информационния критерий на Шварц. Използването на два различни лага в двете уравнения предотвратява загубата на наблюдения в оценяваните уравнения.

Проверката за значимост на коефициентите пред лаговите стойности в уравненията е осъществена посредством теста на Уолд, в който нулевата хипотеза е формулирана по следния начин:

посредством теста на Грейнджър (вж. например, Atukeren, E., “Measuring the Strength of Cointegration and Granger-Causality”, Working Paper No. 78, KOF Swiss Institute for Business Cycle Research, 2003).

²⁴⁹ Единствено в случаите, в които участва степента на образование, информационният критерий е минимизиран въз основа на оценяване на уравнения с дължина на лага от 1 до 7, поради ограничение в броя на наблюденията в този времеви ред.

²⁵⁰ Вж. предходната бележка.

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i = 0$$

$$\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_i = 0$$

Приетото ниво на грешка за проверка на хипотезите е 5%, като случаите за които е налице причинност при 10% ниво на грешка са отбелязани допълнително.

Резултатите от прилагането на процедурата за минимизиране на информационния критерий на Шварц, резултатите от теста на Уолд, както и изводите по отношение на наличие на причинност между отделните редове за човешки капитал и икономически растеж са представени в таблици С17, С18 и С19 от Приложение С. Обобщените резултати от теста за причинност са представени в Таблици 7 и 8 по-долу.

На база резултатите от теста за причинност с включена трендова компонента са установени следните видове причинност за изследвания период:

1. Еднопосочна причинност от човешкия капитал към икономическия растеж:
 - a. Измененията в коефициентите на завършващите специалисти пораждаат икономическия растеж:
 - i. Завършващите висшисти оказват влияние на обществения продукт и националния доход;
 - ii. Завършващите специалисти оказват влияние на националния доход;
 - b. Измененията в коефициентите на записаните учащи пораждаат икономическия растеж:
 - i. Записаните в основно образование оказват влияние на националния доход;
 - ii. Записаните във висше и полувисше образование оказват влияние на обществения продукт и националния доход;

Таблица 7: Наличие на причинност от човешкия капитал към икономическия растеж (тест на Грейнджър с трендова компонента)²⁵¹

| Времеви редове | | Обществен продукт | Национален доход | Национален доход на глава от населението |
|--|--|-------------------|------------------|--|
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | да | да | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | не | да* | не |
| | завършващи средно специално образование | не | не | не |
| | общо завършващи специалисти | не | да | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | не | да | не |
| | учащи в средно специално образование | не | не | не |
| | учащи в средно образование | да* | не | не |
| | учащи в полувисше и висше образование | да | да | не |
| степен на образованост | | не | не | да* |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | да | да* | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | не | да* | да |
| | общо завършили специалисти | да* | да* | да |

* При 10% ниво на грешка от първи род

с. Измененията в дяловете на зетите специалисти причиняват икономическия растеж:

- i. Делът на завършилите полувисше и средно специално образование в зетите оказва влияние на растежа на националния доход на глава от населението;
- ii. Делът на завършилите специалисти в зетите оказва влияние на растежа на националния доход на глава от населението;

²⁵¹ Резултатите са въз основа на иконометричната оценка на 324 зависимости, съгласно описаната в текста спецификация на теста за причинност.

Таблица 8: Наличие на причинност от икономическия растеж към човешкия капитал (тест на Грейнджър с трендова компонента)²⁵²

| Времеви редове | | Обществен продукт | Национален доход | Национален доход на глава от населението |
|--|--|-------------------|------------------|--|
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | не | не | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | не | не | не |
| | завършващи средно специално образование | не | не | не |
| | общо завършващи специалисти | не | не | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | не | не | не |
| | учащи в средно специално образование | не | не | не |
| | учащи в средно образование | да | да | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | не | не | не |
| степен на образование | | не | не | не |
| дълг на специалистите в заетите | завършили висше образование | да | не | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | не | не | не |
| | общо завършили специалисти | да* | не | не |

* При 10% ниво на грешка от първи първи род

2. Еднопосочна причинност от икономическия растеж към човешкия капитал:
 - а. Икономическият растеж (растежа на обществения продукт, националния доход и националния доход на глава от населението) причинява изменението на дела на записаните учащи в средно образование;
3. Двупосочна причинност между човешкия капитал и икономическия растеж:
 - а. Изменението на дела на заетите висшисти причинява растежа на обществения продукт и обратно.

²⁵² Резултатите са въз основа на иконометричната оценка на 324 зависимости, съгласно описаната в текста спецификация на теста за причинност.

4.1.2.2. Приложение на теста на Грейнджър без трендова компонента

Вторият подход включва приложение на теста на Грейнджър, в който уравненията имат следния вид:

$$y_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + u_t^y$$
$$x_t = c_2 + \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i y_{t-i} + u_t^x$$

В този случай детерминистичната компонента е само една – свободен член c . Дължината на лага в двете уравнения е една и съща - n , но оценката на уравненията не се влияе от загубата от наблюдения, тъй като тестът е приложен за различна дължина на лаговете.

И тук проверката за значимост на коефициентите пред лаговите стойности в уравненията е осъществена посредством теста на Уолд, за който нулевата хипотеза е описана по-горе. Приетото ниво на грешка за проверка на хипотезите е 5%.

В Таблица 9 по-долу са представени резултатите от проверката за причинност между човешкия капитал и растежа на обществения продукт, Таблица 10 представя резултатите от проверката за причинност между човешкия капитал и националния доход, а Таблица 11 – между човешкия капитал и националния доход на глава от населението.

Въз основа на получените резултати са изведени следните видове причинност между човешкия капитал и икономическия растеж:

Таблица 9: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и обществения продукт²⁵³

| Времеви ред | | Човешкият капитал причинява обществения продукт* | | | | | | | | | Общественият продукт причинява човешкия капитал* | | | | | | | | |
|--|--|--|----|----|----|----|----|----|----|----|--|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | | Дължина на лага | | | | | | | | | Дължина на лага | | | | | | | | |
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | не | не | не | не | не | не | не | да | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | общо завършващи специалисти | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | учащи в средно специално образование | не | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | учащи в средно образование | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | да | да | да | да | да | не | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | да | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| степен на образование | | не | не | не | не | не | не | - | - | не | не | не | не | не | не | не | - | - | |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | да | да | да | да | да | да | да |
| | завършили полувисше и средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | да | не | не | да | не | |
| | общо завършили специалисти | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | да | да | не | не | да | не | |

* При 5% ниво на грешка от първи първи род

1. Еднопосочна причинност от човешкия капитал към икономическия растеж:

а. Измененията в коефициентите на завършващите специалисти поражда икономическия растеж:

- i. Завършващите висшисти оказват влияние върху растежа на обществения продукт;
- ii. Завършващите специалисти оказват влияние върху растежа на националния доход;

²⁵³ Резултатите са въз основа на иконометричната оценка на 216 зависимости, съгласно описаната в текста спецификация на теста за причинност

- b. Измененията в коефициентите на записаните учащи пораждат икономическия растеж:
 - i. Записаните в основно образование оказват влияние върху растежа на националния доход;
 - ii. Записаните в средно специално образование оказват влияние върху растежа на обществения продукт;
 - iii. Записаните във висше и полувисше образование оказват влияние върху растежа на обществения продукт и националния доход;
 - c. Степента на образование оказва влияние върху растежа на националния доход на глава от населението;
2. Еднопосочна причинност от икономическия растеж към човешкия капитал:
- a. Растежът на националния доход на глава от населението оказва влияние върху изменението на записаните учащи в средно специално образование;
 - b. Растежът на националния доход влияе върху изменението на учащите в средно образование;
 - c. Растежът на националния доход оказва влияние върху степента на образование;
 - d. Растежът на обществения продукт и националния доход оказват влияние върху изменението на дела на висшистите в заетите;
 - e. Растежът на обществения продукт влияе върху изменението на дела на завършилите полувисше и средно специално образование в заетите;
 - f. Растежът на обществения продукт влияе върху изменението на дела на завършилите специалисти в заетите;

Таблица 10: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход²⁵⁴

| Времеви ред | | Човешкият капитал причинява националния доход* | | | | | | | | | Националният доход причинява човешкия капитал* | | | | | | | | |
|--|--|--|----|----|----|----|----|----|----|----|--|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | | Дължина на лага | | | | | | | | | Дължина на лага | | | | | | | | |
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | общо завършващи специалисти | не | не | да | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | не | не | не | не | не | да | да | да | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | учащи в средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | учащи в средно образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | да | да | да | да | не | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | да | да | да | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| степен на образование | | не | не | не | не | не | не | - | - | не | не | не | да | да | да | не | - | - | |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | не | не | |
| | завършили полувисше и средно специално образование | не | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | |
| | общо завършили специалисти | не | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |

* При 5% ниво на грешка от първи първи род

²⁵⁴ Резултатите са въз основа на иконометричната оценка на 216 зависимости, съгласно описаната в текста спецификация на теста за причинност.

Таблица 11: Резултати от теста на Грейнджър (без трендова компонента) за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход на глава от населението²⁵⁵

| Времеви ред | | Човешкият капитал причинява националния доход на глава от населението* | | | | | | | | | Националният доход на глава от населението причинява човешкия капитал* | | | | | | | | |
|--|--|--|----|----|----|----|----|----|----|----|--|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | | Дължина на лага | | | | | | | | | Дължина на лага | | | | | | | | |
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършващи средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | общо завършващи специалисти | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | учащи в средно специално образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | да | да | да | не |
| | учащи в средно образование | не | не | да | да | не | не | не | не | не | не | да | да | да | да | да | да | да | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| степен на образование | | не | не | не | да | не | не | да | - | - | не | не | не | не | не | не | не | - | - |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | да | не | да | да | да | не | не | не |
| | общо завършили специалисти | не | не | не | не | да | не | не | не | не | не | не | не | да | да | да | не | не | не |

* При 5% ниво на грешка от първи първи род

3. Двупосочна причинност между човешкия капитал и икономическия растеж:

- a. Изменението на записаните учащи в средно образование оказва влияние върху растежа на обществения продукт, и обратно;
- b. Изменението на записаните учащи в средно образование оказва влияние върху растежа на националния доход на глава от населението, и обратно;

²⁵⁵ Резултатите са въз основа на иконометричната оценка на 216 зависимости, съгласно описаната в текста спецификация на теста за причинност.

- c. Изменението на дела на зетите полувисшисти и завършилите средно специално образование причинява националния доход на глава от населението, и обратно;
- d. Изменението на дела на зетите специалисти оказва влияние върху растежа на националния доход на глава от населението, и обратно.

4.1.2.3. Причинност между човешкия капитал и икономическия растеж

В обобщение на представените резултати може да заключим, че независимо от различните спецификации на теста на Грейнджър от повечето от причинните връзки са потвърдени и от двата подхода, а именно:

- Измененията в коефициентите на завършващите висшисти и специалисти оказват влияние съответно върху растежа на обществения продукт и растежа на националния доход;
- Измененията в коефициентите на записаните учащи в основно и полувисше и висше образование поражда растежа на националния доход, като коефициентът на записаните полувисшисти и висшисти поражда и растежа на обществения продукт;
- Изменението на дела на завършилите полувисше и средно специално образование, както и на дела на завършилите специалисти в зетите, поражда растеж на националния доход на глава от населението. (Във втория подход тази връзка освен в тази посока, съществува и в обратната, т.е. не само делът на специалистите в зетите влияе върху растежа, но и растежът влияе върху делът на специалистите.);
- Потвърдената и в двата подхода причинна връзка от растеж към човешки капитал е, че растежът на националния доход причинява изменението на коефициента на записани в средно образование. В първия подход, записаните в средно образование са повлияни и от растежите на обществения продукт и националния доход на глава от населението. Във вторият подход, последните два измерителя на икономическия растеж

както влияят, така и са повлияни от записаните в средно образование, т.е. налице е двупосочна връзка;

- Друга потвърдена причинност е, че растежът на обществения продукт поражда изменението на дела на висшистите в заетите. В първия подход тази връзка е двупосочна – заетите висшисти също влияят на растежа на обществения продукт. Във вторият подход тази причинна връзка е подсилена и от влиянието на растежа на националния доход върху заетите висшисти, както и от влиянието на растежа на обществения продукт върху дела на заетите специалисти.

Изведените двупосочни връзки остават в сила само в рамките на отделните подходи. Всяка от изведените двупосочни връзки в единия подход, обаче, се среща в другия подход като едностранна връзка.

Съществената разлика между резултатите от двете приложения на теста за причинност се състои в това, че в спецификацията, включваща трендова компонента, записаните учащи в средно специално образование и степента на образование не причиняват нито са причинени от икономическия растеж. Отстраняването на трендовата компонента от спецификацията на теста води до резултати, в които тези два показателя за човешки капитал и причиняват, и са причинени от икономическия растеж.

Във втория подход, изменението на коефициента на записаните учащи в средно специално образование от една страна оказва влияние върху обществения продукт, а от друга е повлияно от растежа на националния доход на глава от населението.

Пак в този подход, степента на образование причинява растежа на националния доход на глава от населението. От друга страна, растежът на националния доход поражда изменения в степента на образование.

Въз основа на емпиричната оценка за причинност може да заключим, че за разглеждания период в България е налице влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж, както и че растежът причинява формирането на човешкия

капитал. Прецизирането на отделните зависимости, съответстващи на установените причинни връзки е осъществено в рамките на регресионния анализ по-долу.

4.1.3. Изследване на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж

4.1.3.1. Коинтеграционна зависимост и механизъм за корекция на грешката

Проверката за коинтеграционна зависимост между някои от изследваните променливи е необходима с цел да се предотврати възможността за анализ на привидни зависимости (*spurious regressions*)²⁵⁶. В икономическия анализ, наличието на коинтеграционна зависимост между две променливи потвърждава дългосрочната или равновесната връзка между тези две променливи.

Проблемът за коинтеграцията не съществува в случаите, в които използваме стационарни редове. Коинтеграционният анализ е приложен само за онези променливи, които не са стационарни, но са интегрирани от един и същ ред. Тъй като времевите редове за обществен продукт и национален доход са стационарни, то коинтеграционният анализ е приложен единствено за националния доход на глава от населението и определените по-горе променливи за човешкия капитал, които са интегрирани от първи ред²⁵⁷.

В случаите, в които е необходимо, коинтеграционният анализ е осъществен въз основа на приложението на два теста за коинтеграция: теста на Енгъл-Грейнджър²⁵⁸ и теста на Йохансен²⁵⁹.

²⁵⁶ За повече информация относно коинтеграцията в икономическия анализ, вж. например Gourieroux C., Jasiak, J., *Financial Econometrics*, Princeton University Press, 2001, pp. 110-115.

²⁵⁷ Вж. представените резултати от теста за наличие на единичен корен в Таблица 6 по-горе.

²⁵⁸ Engle, R., Granger, C., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.

²⁵⁹ Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-1580, 1991.

След установяването на наличие на дългосрочна зависимост, коинтегрираните променливи са включени в зависимости, оценени въз основа на механизъм за корекция на грешката (*error correction mechanism – ECM*)²⁶⁰, който се състои в оценяването на следната зависимост:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \\ u_{t-1} &= y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1} \end{aligned}$$

където ε_t е бял шум. Така формулираният модел с механизъм за корекция на грешката задава краткосрочната зависимост между двете променливи. (Дългосрочната зависимост между променливите е определена от $y_t = \delta_0 + \delta_1 x_t + u_t$)²⁶¹.

Отклонението в момент t от дългосрочното равновесие е представено от $\alpha_2 u_{t-1}$. Скоростта, с която зависимостта се връща в дългосрочното равновесие се измерва от абсолютната стойност на $\hat{\alpha}_2$. В случаите, в които $\hat{\alpha}_2 = 0$ следва, че приспособяването на y към дългосрочното равновесие в следствие изменението на x се реализира веднага. В случаите, в които $\hat{\alpha}_2 \neq 0$ следва, че е налице отклонение от дългосрочното равновесие. В зависимост от знака на производението на $\hat{\alpha}_2$ и грешките u_{t-1} , изменението на y е такова (положително или отрицателно), че моделът да се върне в равновесното си състояние²⁶².

²⁶⁰ За повече информация относно механизма на корекция на грешката, вж. например Engle, R., Granger, C., “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.

²⁶¹ За повече информация относно коинтеграционните зависимости между икономическите променливи вж. например Franses, P. H., *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998, pp. 231-235.

²⁶² За повече информация, вж. например Gujarati, D., op. cit., pp. 824-829.

4.1.3.2. Регресионни зависимости между човешкия капитал и икономическия растеж

В допълнение към проверката за наличие на причинност е осъществен регресионен анализ, който да оцени самата зависимост между изследваните променливи. Оценените зависимости се отнасят само до онези двойки променливи, за които беше установена причинна връзка.

В настоящия анализ, едновременното изследване на дългосрочната и краткосрочна зависимост между променливите за човешки капитал и икономически растеж е осъществено посредством оценката на следното уравнение:

$$\Delta y_t = c_1 + c_2 \Delta x_t + c_3 (y_{t-1} - c_4 x_{t-1}) + v_t, \quad (59)$$

където \hat{c}_2 представлява дългосрочния ефект, а \hat{c}_3 представлява краткосрочния ефект на x върху y ²⁶³.

Тъй като променливите за човешкия капитал предполагат влияние върху икономическия растеж след определен брой години²⁶⁴, изследваните краткосрочни зависимости са базирани на оценяването на всички зависимости между променливите от 0 до 9 лага на влияние. В последствие в представените резултати и анализа са включени само онези оценени зависимости, в които е налице статистически значимо краткосрочно влияние и/или в които информационния критерий на Шварц е с най-малка стойност.

Освен описания по-горе коинтеграционен анализ и механизъм за корекция на грешката, оценяването на зависимостите включва проверка за наличие на автокорелация и хетероскедастичност. За проверката за наличие на автокорелация е използван теста на Брьош-Годфри²⁶⁵. Проверката за наличие на

²⁶³ Подобна спецификация с краткосрочни и дългосрочни зависимости е често използвана в макроикономическия анализ, вж. например, Holly, S., Turner, P., "Macroeconomic Modeling with EViews", mimeo, 2005.

²⁶⁴ Например, записаните днес учащи ще окажат влияние върху икономическия растеж след 5, 6 или повече години.

²⁶⁵ Cf. Gujarati, D., op. cit., pp. 472-475.

хетероскедастичност е осъществена посредством теста на Уайт²⁶⁶. При наличие на хетероскедастичност е използвана процедурата на Уайт за коригираните дисперсии и стандартни отклонения в съответствие с наличието на хетероскедастичност (*White's heteroscedasticity-corrected standard errors*)²⁶⁷.

Тъй като целта на изведените регресионни зависимости е не да обясни изцяло икономическия растеж, а да оцени влиянието само на един от всички възможни фактори, то оценените стойности на коефициентите на детерминация са относително по-ниски. Този факт, обаче не възпрепятства емпиричния анализ и интерпретацията на резултатите представени по-долу.

Оценените зависимости, както и резултатите от направените тестове за наличие на автокорелация, хетероскедастичност и коинтеграция са представени в Таблици С20-С45 от Приложение С.

Влиянието на човешкия капитал върху обществения продукт

Обобщените резултати от регресионния анализ на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа на обществения продукт са представени в Таблица 12 по-долу. Въз основа на получените оценки може да заключим, че:

1. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на обществения продукт и коефициента на завършващите висше образование. Ако тези две променливи се отклоняват от дългосрочното си равновесие, то 80% от това отклонение се елиминира за една година. Също така, съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на завършилите висше образование младежи, което се проявява с лаг една година. Средно за периода 1950-1989 г., нарастването на този дял с едно на хиляда през дадена година, води до нарастване на растежа на

²⁶⁶ Ibid., pp. 413-414.

²⁶⁷ За повече информация относно процедурата на Уайт, вж. например EViews, *EViews 5 User's Guide*, Quantitative Micro Software, 2004.

обществения продукт с 1.2209 процентни пункта през следващата година;

2. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на обществения продукт и коефициента на записаните учащи в полувисше и висше образование. При отклонение на двете променливи от дългосрочното равновесие, 92% от отклонението се елиминира за период от една година. Също така, съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на записаните младежи в полувисше и висше образование, което се проявява с лаг пет години. Средно за периода 1954-1989 г., нарастването на този дял с 1 процентни пункта през дадена година, води до увеличение на растежа на обществения продукт с 1.3381 процентни пункта след пет години;
3. Налице е дългосрочна връзка между растежа на обществения продукт и нарастването на коефициента на записаните учащи в средно специално образование. Отклонението на променливите от дългосрочното равновесие се елиминира за период приблизително от две години. Няма статистически значимо краткосрочно влияние на учащите в средно специално образование;
4. Налице е дългосрочна връзка между растежа на обществения продукт и коефициента на записаните учащи в средно образование. Приблизително 70% от отклонението на променливите от дългосрочното равновесие се елиминира за една година. Няма статистически значимо краткосрочно влияние на учащите в средно образование;
5. Налице е дългосрочна връзка между растежа на обществения продукт и дела на завършилите висше образование в заетите. 92% от отклонението на променливите от дългосрочното им равновесно състояние се елиминира за период от една година. Няма статистически значимо краткосрочно влияние на дела на заетите висшисти.

Таблица 12: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху общественния продукт

| Обясняваща променлива | Оценени зависимости | | | | |
|--|---|---|---|--|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| | Коефициент на завършилите висше образование | Коефициент на записаните в средно специално образование (първи разлики) | Коефициент на записаните в средно образование | Коефициент на записаните в полувисше и висше образование | Дял на завършилите висше образование в заетите |
| Лаг на обясняващата променлива | 1 | 3 | 3 | 5 | 0 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 1.2209 | 1.0803 | 0.5372 | 1.3381 | -5.8498 |
| <i>t стат.</i> | 2.3928 | 1.6782 | 1.8766 | 2.6824 | -1.9705 |
| <i>p-value</i> | 0.0221 | 0.1028 | 0.0692 | 0.0115 | 0.0572 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да | да | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | -0.8044 | -0.5181 | -0.6868 | -0.9215 | -0.9123 |
| <i>t стат.</i> | -5.3293 | -3.3493 | -4.5129 | -5.7061 | -5.2979 |
| <i>p-value</i> | 0.0000 | 0.0020 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 |
| R^2 | 0.4802 | 0.3327 | 0.3764 | 0.5070 | 0.4656 |

Влиянието на човешкия капитал върху националния доход

Обобщените резултати от регресионния анализ на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа на националния доход са представени в Таблица 13 по-долу. Въз основа на получените оценки може да заключим, че:

1. За всички от изброените по-долу показатели за човешки капитал е налице дългосрочна зависимост с растежа на националния доход. Интересното в този случай, обаче е, че при отклонение от дългосрочното равновесно състояние, променливите не се завръщат в равновесие, а се отклоняват все повече от него (абсолютните стойности на оценките на отклонението от дългосрочното влияние са по-големи от единица);
2. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на завършващите висше образование младежи върху растежа на националния доход, което се проявява веднага. В този случай се наблюдава отрицателен ефект, чието възможно обяснение е представено

по-нататък. Средно за периода 1950-1989 г., нарастването на този дял с едно на хиляда през дадена година, води до намаляване на растежа на националния доход с -1.58379 процентни пункта през същата година;

3. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на коефициента на завършващите специалисти върху растежа на националния доход, което се проявява с лаг от две години. Средно за периода 1951-1989 г., нарастването на дела на завършилите специалисти сред младежите с едно на хиляда през дадена година, води до нарастване на растежа на националния доход с 0.8878 процентни пункта след две години.
4. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на коефициента на записаните учащи в основно образование върху растежа на националния доход, което се проявява с лаг от пет години. Средно за периода 1954-1989 г., нарастването на учащите в основно образование с 1 процентен пункт през дадена година, води до увеличение на растежа на националния доход с 1.2891 процентни пункта след пет години;
5. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на коефициента на записаните учащи в полувисше и висше образование върху растежа на националния доход, което се проявява с лаг от пет години. Средно за периода 1954-1989 г., нарастването на записаните в полувисше и висше образование с 1 процентен пункт през дадена година, води до увеличение на растежа на националния доход с 1.3162 процентни пункта след пет години;
6. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите върху растежа на националния доход, което се проявява с лаг от четири години. И в този случай се наблюдава отрицателен ефект, чието възможно обяснение е представено по-нататък. Средно за периода 1956-1989 г., нарастването на този дял с 1 процентен пункт през дадена

година, води до намаляване на растежа на националния доход с -2.2496 процентни пункта след четири години.

7. Не съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на специалистите в заетите върху растежа на националния доход.

Таблица 13: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху националния доход

| Обясняваща променлива | Оценени зависимости | | | | | |
|--|---|---------------------------------------|--|--|---|--------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| | Коефициент на завършилите висше образование | Коефициент на завършилите специалисти | Коефициент на записаните в основно образование | Коефициент на записаните в полувисше и висше образование | Дял на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите | Дял на специалистите в заетите |
| Лаг на обясняващата променлива | 0 | 2 | 5 | 5 | 4 | 5 |
| Оценка на краткосрочния ефект | -1.5837 | 0.8878 | 1.2891 | 1.3162 | -2.2496 | 1.1310 |
| <i>t стат.</i> | -2.2912 | 2.2825 | 2.2886 | 2.1545 | -2.0876 | 1.3165 |
| <i>p-value</i> | 0.0279 | 0.0286 | 0.0286 | 0.0388 | 0.0454 | 0.1983 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да | да | да | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | -1.0014 | -1.1469 | -1.1963 | -1.2853 | -1.2366 | -1.2977 |
| <i>t стат.</i> | -4.5825 | -7.3156 | -8.5911 | -8.8669 | -11.0530 | -11.3887 |
| <i>p-value</i> | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| R ² | 0.5787 | 0.6098 | 0.7034 | 0.7162 | 0.6668 | 0.7436 |

Влиянието на човешкия капитал върху националния доход на глава от населението

Обобщените резултати от регресионния анализ на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа на националния доход на глава от населението са представени в Таблица 14 по-долу. Въз основа на получените оценки може да заключим, че:

1. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на националния доход на глава от населението и коефициента на записаните в средно образование. Ако тези две променливи се отклоняват от дългосрочното си равновесие, то 84% от това отклонение се елиминира за една година. Не съществува

- статистически значимо краткосрочно влияние на записаните в средно образование.
2. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на обществения продукт и изменението на степента на образованост. Ако тези две променливи се отклоняват от дългосрочното си равновесие, то те веднага се връщат към равновесното си състояние. Също така, съществува статистически значимо краткосрочно влияние на степента на образованост, което се проявява с лаг от пет години. Средно за периода 1970-1989 г., нарастването на ускорението на степента на образованост (вторите разлики на времевия ред) през дадена година с една единица, води до нарастване на растежа на националния доход на глава от населението с 11.7393 процентни пункта след пет години. Или, ако изменението на изменението на средния брой години образование нарасне с 0.1 година, то след пет години дохода на глава от населението нараства с 1.1739%.
 3. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на националния доход на глава от населението и дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите. Ако тези две променливи се отклоняват от дългосрочното си равновесие, то те не се завръщат към това състояние. Съществува статистически значимо краткосрочно влияние на този дял, което се проявява с лаг от четири години. И тук, като в предходните случаи се наблюдава отрицателен ефект. Средно за периода 1956-1989 г. нарастването на този дял с 1 процентен пункт през дадена година води до намаляване на растежа на националния доход на глава от населението с -1.8565 процентни пункта след четири години.
 4. Налице е дългосрочна зависимост между растежа на националния доход на глава от населението и дела на специалистите в заетите. Не се наблюдава завръщане към дългосрочното равновесно състояние в случай на отклонение от него. Не съществува статистически значимо краткосрочно влияние на дела на заетите специалисти.

Таблица 14: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху националния доход на глава от населението

| Обясняваща променлива | Оценени зависимости | | | |
|--|---|---------------------------------------|---|--------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| | Коефициент на записаните в средно образование | Степен на образование (първи разлики) | Дял на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите | Дял на специалистите в заетите |
| Лаг на обясняващата променлива | 7 | 5 | 4 | 5 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 0.6422 | 11.7393 | -1.8565 | 0.6953 |
| <i>t стат.</i> | 1.8404 | 3.6231 | -2.0358 | 1.0208 |
| <i>p-value</i> | 0.0753 | 0.0021 | 0.0507 | 0.3158 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | -0.8471 | -0.0813 | -1.0291 | -1.1317 |
| <i>t стат.</i> | -4.8068 | -0.8491 | -6.9966 | -10.3099 |
| <i>p-value</i> | 0.0000 | 0.4076 | 0.0000 | 0.0000 |
| R ² | 0.4553 | 0.5032 | 0.5659 | 0.6560 |

Влиянието на икономическия растеж върху човешкия капитал

Обобщените резултати от регресионния анализ на краткосрочното и дългосрочното влияние на човешкия капитал върху растежа на националния доход са представени в Таблица 15-18 по-долу. Въз основа на получените оценки може да заключим, че:

1. Делът на учащите в средно образование е повлиян от икономическия растеж – налице е както дългосрочна, така и краткосрочна зависимост, проявяваща се с лаг от три години. При отклонение от дългосрочното равновесие, завръщането към равновесното състояние отнема период от приблизително единадесет години и при трите показателя за растеж. Средно за периода 1953-1989 г. нарастването на растежа на обществения продукт с 1 процентен пункт през дадена година води до нарастване на дела на учащите в средно образование с 0.1434 процентни пункта след три години. За същия период, нарастването на растежа на националния доход с 1 процентен пункт след три години води до нарастването на процента на

учащите в средно образование с 0.1185 процентни пункта. Нарастването на националния доход на глава от населението с 1 процентен пункт води до увеличение в този дял с 0.1378 процентни пункта.

Таблица 15: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху учащите в средно образование

| Обясняваща променлива | Оценени зависимости | | |
|---|---------------------|------------------|--|
| | 1 | 2 | 3 |
| | Обществен продукт | Национален доход | Национален доход на глава от населението |
| Ляг на обясняващата променлива | 3 | 3 | 3 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 0.1434 | 0.1185 | 0.1378 |
| <i>t стат.</i> | 2.3032 | 2.9603 | 3.0881 |
| <i>p-value</i> | 0.0277 | 0.0057 | 0.0041 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | -0.0966 | -0.0809 | -0.0819 |
| <i>t стат.</i> | -2.5711 | -2.3333 | -2.4322 |
| <i>p-value</i> | 0.0148 | 0.0259 | 0.0206 |
| R² | 0.2710 | 0.2982 | 0.3324 |

- Делът на завършилите висше образование в заетите е в дългосрочна зависимост с обществения продукт и националния доход. При отклонение от дългосрочното равновесие, връщането към равновесие на тези променливи се осъществява веднага. Статистически значима краткосрочна зависимост е налице единствено с националния доход, която се проявява с ляг от шест години. Средно за периода 1956-1988 г., нарастването на растежа на националния доход с 1 процентен пункт, води до нарастване на дела на заетите висшисти с 0.0116 процентни пункта след шест години.
- Делът на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите е както в дългосрочна зависимост с обществения продукт и националния доход на глава от населението, така и в краткосрочна зависимост, проявяваща се с ляг от две години. При отклонение от дългосрочното равновесие, връщането към равновесие на тези променливи се осъществява веднага. Средно за периода 1952-1988 г., нарастването на растежа на обществения продукт и националния доход на глава от

населението с 1 процентен пункт, водят съответно до нарастване на този дял с 0.0431 и 0.0284 процентни пункта след две години.

Таблица 16: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на висшистите в заетите

| | Оценени зависимости | |
|---|---------------------|------------------|
| | 1 | 2 |
| Обясняваща променлива | Обществен продукт | Национален доход |
| Лаг на обясняващата променлива | 5 | 6 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 0.0115 | 0.0116 |
| <i>t стат.</i> | 1.8849 | 2.4343 |
| <i>p-value</i> | 0.0692 | 0.0211 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | 0.0001 | 0.0000 |
| <i>t стат.</i> | 0.0023 | -0.0024 |
| <i>p-value</i> | 0.9982 | 0.9981 |
| R² | 0.3279 | -0.0142 |

4. Делът на завършилите специалисти в заетите е както в дългосрочна зависимост с обществения продукт и националния доход на глава от населението, така и в краткосрочна зависимост, проявяваща се с лаг от две години. При отклонение от дългосрочното равновесие, връщането към равновесие на тези променливи се осъществява веднага. Средно за периода 1952-1988 г., нарастването на растежа на обществения продукт и националния доход на глава от населението с 1 процентен пункт водят съответно до нарастване на този дял с 0.0481 и 0.0302 процентни пункта след две години.

Таблица 17: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите

| | Оценени зависимости | |
|--|---------------------|---|
| | 1 | 2 |
| Обясняваща променлива | Обществен продукт | Национален доходна глава от населението |
| Лаг на обясняващата променлива | 2 | 2 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 0.0431 | 0.0284 |
| <i>t стат.</i> | 2.5335 | 2.4482 |
| <i>p-value</i> | 0.0162 | 0.0198 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | 0.0000 | 0.0000 |
| <i>t стат.</i> | 0.0015 | 0.0013 |
| <i>p-value</i> | 0.9988 | 0.9989 |
| R^2 | 0.1947 | 0.2038 |

Таблица 18: Оценка на краткосрочното и дългосрочното влияние на икономическия растеж върху дела на специалистите в заетите

| | Оценени зависимости | |
|--|---------------------|---|
| | 1 | 2 |
| Обясняваща променлива | Обществен продукт | Национален доходна глава от населението |
| Лаг на обясняващата променлива | 2 | 2 |
| Оценка на краткосрочния ефект | 0.0481 | 0.0302 |
| <i>t стат.</i> | 2.1534 | 2.2274 |
| <i>p-value</i> | 0.0387 | 0.0329 |
| Наличие на дългосрочна зависимост | да | да |
| Оценка на отклонението от дългосрочното равновесие | 0.0000 | 0.0000 |
| <i>t стат.</i> | 0.0014 | 0.0015 |
| <i>p-value</i> | 0.9989 | 0.9988 |
| R^2 | 0.1811 | 0.1652 |

4.1.4. Изводи за влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в периода 1949-1989 г.

4.1.4.1. Влиянието на завършващите специалисти върху растежа

Завършващите специалисти представляват новосъздадения посредством образование човешки капитал. Логично е да предположим, че той оказва положително влияние върху икономическия растеж, тъй като води до нарастването на запаса от човешки капитал в икономиката. Това предположение беше потвърдено от проверката за наличие на причинност. Оказва се, че в периода 1949-1989 г.:

- Измененията в дела на завършващите висше образование сред младежите пораждат растежа на общественя продукт;
- Измененията в дела на завършващите специалисти (средно специално, полувисше и висше образование) сред младежите пораждат растежа на националния доход.

Тази причинна връзка се потвърждава и от оценката на дългосрочното и краткосрочното влияние между коефициентите на завършващите специалисти и използваните три показателя за икономически растеж.

Налице е дългосрочна зависимост между:

- Дела на завършващите висше образование и растежа на общественя продукт и националния доход;
- Дела на завършващите специалисти и растежа на националния доход.

Положителният ефект от увеличението в дела на завършващите висше образование сред младежите върху общественя продукт настъпва една година по-късно. Самият осреднен ефект за изследвания период е, че нарастването на този дял с едно на хиляда води до 1.2209 процентни пункта нарастване в растежа на общественя продукт.

Положителният ефект от нарастването на дела на завършващите специалисти сред младежите настъпва две години по-късно. Средният ефект за периода е, че увеличението на този дял с едно на хиляда води до увеличение с 0.8878 процентни пункта на растежа на националния доход.

Интересно е да намерим обяснение на отрицателния краткосрочен ефект на коефициента на завършващите висше образование върху националния доход. Тъй като този отрицателен ефект се наблюдава в рамките на годината на завършване, може да предположим, че той се дължи на:

- необходимия период от време за настаняване на работа на завършващите висшисти, в който те не участват изобщо или не участват пълноценно в производствения процес;
- необходим период от време за адаптация и обучение на работното място на ново завършилите;
- затрудненията на централното планиране при настаняването на работа на завършващите висшисти.

Необходимият период от време за настаняване или започване на работа е присъщ за всяка икономика и следователно това предположение може да бъде прието като частично обяснение на липсата на положителен ефект. Ако това, обаче, беше единственото обяснение, то тогава ефектът в този случай, нямаше да е отрицателен, а щеше просто да е нулев. Предположението за наличието на затруднения при настаняването на работа на завършващите висшисти би могло да обясни в голяма степен наличието на отрицателен ефект.

Държавните структури, организациите и предприятията, които следва да настанят на работа завършващите студенти, на практика може не винаги да съдействат за трудова реализация на последните. Въпреки че не разполагаме с данни за тези процеси през целия изследван период, подобен проблем е констатиран от социалистическото правителство през 1977 г.²⁶⁸ Тогава 15 094

²⁶⁸ Вж. Държавен архив, Доклад от Комитета по труда и работната заплата относно утвърждаване Наредба за реда и условията за насочване и настаняване на младите

млади специалисти завършват висше образование и въпреки съгласувания предварително план за професионалното им разпределение, приемащите организации отказват да настанят на работа 5 880 (39%) от тях. Завършващите инженерно-технически специалности са 6 626, а 3 429 (52%) от тях остават нереализирани. Наличието на ненастанени на работа завършващи висшисти може да е причина за създаването на нови, но неефективни работни места, които не водят до нарастване в производителността, а единствено до разходи, свързани с поддържането на тези работни места. Ако през 1977-78 г. тези 3 429 инженери са настанени на подобни работни места, то определено новосъздадения в тях човешки капитал не само не допринася, но на практика намалява растежа на националния доход.

Поради тези причини политиката за настаняване на работа на завършващите висшисти може да доведе до отрицателен ефект върху националния доход. В последствие, ефектът от този новосъздаден човешки капитал върху националния доход става нулев, т.е. отрицателния ефект е само за текущия период, но положителен ефект липсва, за който и да е от следващите периоди²⁶⁹. Подобно обяснение предлага и Притчет²⁷⁰, според който, както вече бе споменато в Глава II, институционалната среда, може да допринесе за ангажирането на човешкия капитал предимно в икономически неефективни дейности.

Може да заключим, че увеличаването на дела на завършващите специалисти сред младежите оказва положително влияние върху икономическия растеж като цяло, а положителният ефект се проявява с една две години по-късно. Все пак, оказва се, че завършващите специалисти не допринасят или дори пречат на растежа на националния доход в краткосрочен план.

специалисти, завършили висши учебни заведения и полувисши институти, внесен в Министерски съвет, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 124, 1977.

²⁶⁹ В този случай са налице са статистически незначими оценки на краткосрочните ефекти за всяко една от следващите девет години.

²⁷⁰ Cf. Pritchett, L., op. cit.

4.1.4.2. Влиянието на учащите деца и младежи върху растежа

Логично е да се очаква коефициентите на записаните учащи в образователната система да оказват положително влияние върху растежа, тъй като те представляват човешкия капитал, който ще бъде използван в производствения процес след определен брой години.

Въз основа на проверката за наличие на причинност беше потвърдено, че:

- Измененията в коефициентите на записаните учащи в основно образование пораждаат растежа на националния доход;
- Измененията в коефициентите на записаните учащи в полувисше и висше образование пораждаат растежа на националния доход и на обществения продукт.

Приложеният иконометричен анализ на влиянието между коефициентите на записани учащи и икономическия растеж показва, че е налице дългосрочна зависимост между:

- Дела на учащите в полувисше и висше образование младежи и растежа на обществения продукт и на националния доход;
- Дела на учащите в средно специално образование младежи и растежа на обществения продукт;
- Дела на учащите в средно образование младежи и растежа на обществения продукт и на националния доход на глава от населението;
- Дела на учащите в основно образование деца и растежа на националния доход.

Статистически значимите краткосрочни ефекти, обаче, се отнасят единствено до първата и последната образователна степен – основното и висшето и полувисшето образование.

Положителният краткосрочен ефект от учащите студенти настъпва пет години по-късно. Средният ефект за периода е, че нарастване от 1 процентен пункт на дела на записаните младежи в полувисше и висше образование води до

нарастване в растежа на обществения продукт с 1.3381 процентни пункта, както и до нарастване в растежа на националния доход с 1.3162 процентни пункта.

Положителният краткосрочен ефект от учащите в основно образование настъпва пет години по-късно. Средният ефект за периода е, че 1 процентен пункт увеличение в дела на учащите деца води до 1.2891 процентни пункта увеличение в растежа на националния доход.

Освен описаното дотук влияние на човешкия капитал върху растежа, може да заключим, че е налице и частично обратно. Оказва се, че и трите използвани показателя за растеж влияят върху делът на учащите в средно образование с лаг от три години. Нарастването на растежа на обществения продукт с 1 процентен пункт води до 0.1434 процентни пункта нарастване на дела на учащите в средно образование. Краткосрочният ефект от растежа на националния доход е 0.1185 процентни пункта, а от растежа на дохода на глава от населението – 0.1378 процентни пункта. Наличието на двупосочно влияние в макроикономическите показатели, обаче, често е обяснявано от възможността и двете разглеждани променливи да са определени от дадена трета, екзогенна променлива²⁷¹. Нещо повече, положителното влияние на икономическия растеж върху този коефициент не изчерпва, нито компенсира останалите фактори, определящи динамиката му. Ето защо, по отношение тази връзка, ще заключим единствено, че икономическият растеж влияе положително върху достъпа до средно образование.

В заключение може да направим извод, че нарастването на дела на учащите деца и младежи влияе положително върху икономическия растеж, като особено ясно обособени са краткосрочните влияния на основното и висшето образование.

4.1.4.3. Влиянието на запаса от човешки капитал в заетите

Използваните в настоящия анализ дялове на заетите специалисти, както и степента на образованост, представляват своеобразни измерители на запаса от

²⁷¹ За повече информация относно изследването на екзогенността на променливите в макроикономическите модели, вж. например Ericson, N., Irons, J., *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.

човешки капитал в икономиката. Логично е, да очакваме положително влияние на тези измерители на човешкия капитал върху растежа.

Въз основа на проверката за наличие на причинност, бе установено, че:

- Изменението на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите поражда растеж на националния доход на глава от населението;
- Изменението на дела на специалистите (средно специално, полувисше и висше образование) в заетите поражда растеж на националния доход на глава от населението;
- Изменението в степента на образованост поражда растежа на националния доход на глава от населението.

Емпиричният анализ потвърди дългосрочните зависимости между следните променливи:

- Делът на завършилите висше образование в заетите и обществения продукт, както и националния доход;
- Делът на завършилите средно специално и полувисше образование и обществения продукт, като и националния доход на глава от населението;
- Делът на завършилите специалисти в заетите и обществения продукт, както и националния доход на глава от населението.

Краткосрочното влияние на ускорението на степента на образованост настъпва след пет годишен период. Средно за периода, ефектът е такъв, че нарастването на ускорението на средния брой години образование на населението с 0.1 година води до нарастване с 1.1739 процентни пункта на растежа на дохода на глава от населението.

Този ефект съответства на макроикономическата възвращаемост от образованието в България за изследвания период. Въпреки, че теоретичните модели предполагат наличието на такава макроикономическа възвращаемост, на

практика много от емпиричните модели достигат до нулево, или дори отрицателно влияние на степента на образованост върху растежа²⁷². В този случай е важно не само емпиричното потвърждение на макроикономическата възвращаемост от образование, но и фактът, че този резултат обвързва степента на образованост с дохода на глава от населението, а не с останалите два показателя за растежа (увеличението на средния брой години образование в населението е свързано с повишаването на дохода на глава от населението).

Освен положителното влияние на запаса от човешки капитал, настоящият анализ извежда и две отрицателни краткосрочни влияния:

- Нарастването на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите с 1 процентен пункт води до намаление на растежа на националния доход с -2.2496 процентни пункта след четиригодишен период;
- Нарастването на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите с 1 процентен пункт води до намаление на растежа на дохода на глава от населението с -1.8565 проценти пункта след четиригодишен период.

Тук предлагаме две възможни обяснения на този отрицателен ефект. Първо, възможно е (както и в предходния подобен случай) трудът на тези заети да не се използва ефективно. И второ, тъй като в този дял от заетите са отчетени завършилите полувисше образование, то отрицателния ефект може да се дължи частично именно на това: преобладаващата част от полувисшите учебни заведения са учителски институти и институти, подготвящи медицински работници²⁷³. Тъй като подготвените в тези институти кадри след завършването си са заети в нематериалното производство, то увеличението на техния дял може да доведе до

²⁷² Cf. Benhabib, J., Spiegel, M., "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional U.S. Data", Working Paper No. 9224, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1992; Islam, N., op. cit.; Pritchett, L., op. cit. и др.

²⁷³ Срв. със Статистически годишник на България, различни издания.

отрицателно влияние върху използваните „материални“ измерители за икономически растеж.

Последните отчетени ефекти са свързани с влиянието на икономическия растеж върху запаса от човешки капитал. Оказва се, че:

- Средно за изследвания период, ускоряването на растежа на националния доход с 1 процентен пункт води до нарастване на дела на заетите висшисти с 0.0116 процентни пункта след шестгодишен период;
- За изследвания период, нарастването на растежа на обществения продукт с 1 процентен пункт води до нарастване на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите с 0.0431 процентни пункта след двегодишен период;
- Нарастване на растежа на националния доход на глава от населението с 1 процентен пункт води до средно нарастване на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите с 0.0284 процентни пункта след двегодишен период.

Може да заключим, че като цяло запасът от човешки капитал влияе положително върху икономическия растеж през изследвания период. Наблюдават се и частични отрицателни ефекти, които са обяснени с наличието на институционална среда, която предполага неефективно използване на част от човешкия капитал, както и с неточността на използваните измерители за икономически растеж. Самият растеж също оказва положително влияние върху дела на заетите специалисти – колкото повече се развива икономиката, толкова повече специалисти са ангажирани в нея. И накрая, потвърдена е макроикономическата възвращаемост от образование – нарастването на средния брой години образование в населението води до нарастване на дохода на глава от населението.

4.2. Иконометрично моделиране на влиянието на степента на образованост върху икономическия растеж в България за периода 1990 – 2005 г.

Иконометричното моделиране на влиянието на образованието върху икономическия растеж в годините на прехода е реализирано на базата на неокласическия и ендогенния подход в емпириката на растежа. В първият подход чрез макроикономическа производствена функция е изследвано влиянието на фактора на производство човешки капитал, измерен чрез степента на образованост (вж. Глава III). Във втория е изследвано влиянието на степента на образованост върху общата факторна производителност.

Основното различие между тези два подхода се състои в предположението относно механизма, посредством който избраният измерител на човешкия капитал влияе върху икономическия растеж. При неокласическия подход се приема, че влиянието е пряко, наравно с останалите производствени фактори. В ендогенния подход се приема, че това влияние е непряко и се осъществява посредством положителното влияние на човешкия капитал върху общата факторна производителност.

Изборът на използваният измерител за човешки капитал е обусловен от следните фактори:

- Степента на образованост представлява мярка за запаса от човешки капитал в икономиката;
- Така пресметната степен на образованост включва влиянието на процесите, свързани с формирането на човешкия капитал през предходните периоди;
- Единствено този измерител обвързва състоянието на човешкия капитал в годините на прехода с образователната система в края на социалистическия период.

Останалите използвани променливи в емпиричната оценка са като следва:

- Брутен вътрешен продукт в постоянни цени от 1998 г. за периода 1990-2005 г. по данни на НСИ;
- Брой на заетите лица за периода 1990-2005 г. по данни на НСИ;
- Годишни стойности за запаса от физически капитал и оценки за растежа на общата факторна производителност за периода 1990-2005 г. въз основа на получените резултати от К. Ганев²⁷⁴.

Преди да преминем към спецификацията на иконометричните модели и представянето на резултатите, важно е да отбележим, че емпиричният анализ на прехода се характеризира с малък брой наблюдения – съответно шестнадесет и петнадесет при неокласическия и ендеогенния подход. Този малък брой наблюдения ограничава възможността за достигане на статистически значими резултати. Въпреки това, получените оценки са достатъчно показателни за очертаването на механизма и посоката на влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж през изследвания период.

4.2.1. Оценка на влиянието на човешкия капитал в неокласически модел на растежа

4.2.1.1. Спецификация на неокласически модел, изследващ влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж

След включването на човешкия капитал сред факторите на производство, производството може да бъде представено чрез:

$$Y = f(A, K, L, H, t) \quad (60)$$

Прилагайки Коб-Дъгласова производствена функция може да изразим производството по следния начин:

²⁷⁴ Вж. Ганев, К., „Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България”, *Дискуссионни материали*, ДР/48/2005, БНБ, 2005.

$$Y_t = A_0 e^{\delta t} \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta \cdot H_t^\gamma \quad (61)$$

След логаритмуване на последното уравнение, получаваме:

$$\ln Y_t = c + \delta t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln H_t \quad (62)$$

Тогава регресионния анализ на неокласическия модел може да бъде сведен до оценяването на:

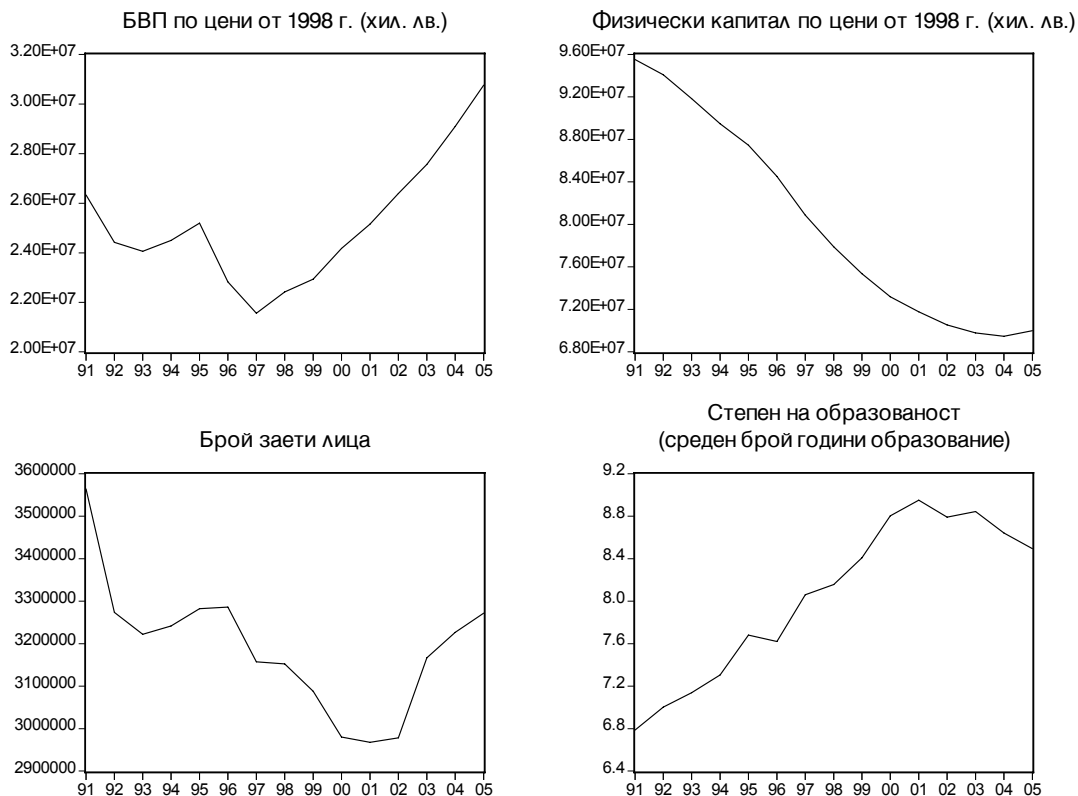
$$\ln BBП_t = c + \delta t + \lambda d + \alpha \ln(\text{капитал})_t + \beta \ln(\text{заемост})_t + \gamma \ln s_t \quad (63)$$

където s_t представлява степента на образование (пресметната в предходната глава), c представлява влиянието на технологичното равнище в изходния момент, δ е влиянието на времето, d е фиктивна (*dummy*) променлива, приемаща стойност единица за 1996 и 1997 г. и нула за всички останали години. Коефициентите α , β и γ представляват еластичностите на БВП към съответните им производствени фактори.

4.2.1.2. Иконометрична оценка и резултати

Динамиката на brutния вътрешен продукт и включените в модела обясняващи променливи в годините на прехода е показана на Графика 14 по-долу, а данните за изследваните променливи са представени в Таблица D01 от Приложение D.

Графика 14: Брутен вътрешен продукт, капитал, заетостта и степента на образование в периода 1990-2005 г.



Брутният вътрешен продукт се характеризира с два периода на спад (1990-1993 и 1995-1997 г.), а след 1998 г. – с непрекъснато нарастване. Динамиката в броят на заетите лица до известна степен следва динамиката на БВП, за разлика от другите два производствени фактора. Физическият капитал се характеризира с непрекъснат спад, който бива преодолят едва последните две години он периода на прехода. Степента на образование до 2001 г. се характеризира с нарастващ тренд, който е прекъснат за кратко през 1995-1996 г. След 2001 г. се наблюдава известен спад в показателя. Следователно, бихме могли да предположим положително влияние на заетостта върху растежа, но няма основание да очакваме такова влияние и за капитала и степента на образование.

Иконометричната оценка на уравнение (63) включва проверка за наличие на единичен корен във времевите редове, както и проверка за наличие на коинтеграция, автокорелация и хетероскедастичност на оценената зависимост.

Резултатите от тези проверки са представени в Таблици D02-D08 от Приложение D.

Тъй като променливите в оценената зависимост не са коинтегрирани, както и поради наличието на автокорелация, получените оценки следва да бъдат интерпретирани с особено внимание. Самата оценка на зависимостта е представена в Таблица 19 и Графика 15 по-долу.

Таблица 19: Оценка на влиянието на заетостта, капитала и степента на образование върху brutния вътрешен продукт

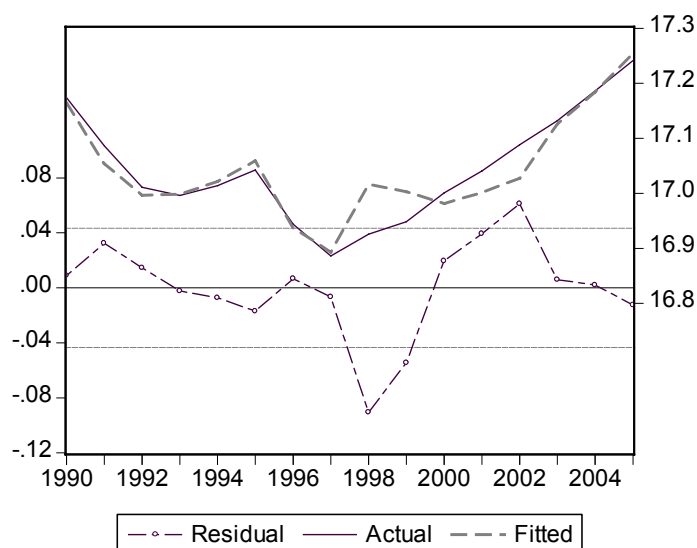
Зависима променлива: $\ln(\text{GDP98})$

Метод на оценка: Метод на най-малките квадрати

Брой наблюдения: 16

| Променлива | Коефициент | Станд. грешка | t-статистика | p-value |
|------------|------------|-----------------------|--------------|----------|
| $\ln(L)$ | 1.054149 | 0.273104 | 3.859878 | 0.0032 |
| $\ln(K)$ | 1.312626 | 1.131327 | 1.160254 | 0.2729 |
| $\ln(S)$ | 0.142144 | 0.884413 | 0.160721 | 0.8755 |
| d | -0.125035 | 0.033594 | -3.721878 | 0.004 |
| t | 0.047602 | 0.016573 | 2.872224 | 0.0166 |
| C | -25.71624 | 25.37371 | -1.013499 | 0.3347 |
| R^2 | 0.87625 | F-statistic | | 14.16155 |
| | | p-value (F-statistic) | | 0.000289 |

Графика 15: Действителен БВП (actual), моделиран БВП (fitted) и оценени остатъци (residual)



Единственият производствен фактор, за който е налице статистически значимо влияние върху БВП през разглеждания период, е трудът. Получените резултати потвърждават направеното по-горе предположение, че запасът от физически капитал не влияе върху икономическия растеж²⁷⁵. Оказва се, че и степента на образованост също не оказва влияние върху динамиката на БВП.

Липсата на влияние на човешкия капитал върху растежа в така зададения модел, от една страна може да се обясни с процесите на реструктуриране на икономиката, съпътстващи прехода, които са свързани с неефективното използване на човешкия капитал. От друга страна, възможно е това влияние в България през изследвания период да не е пряко, т.е. да е налице ендогенна, а не неокласическа връзка между човешки капитал и икономически растеж.

В заключение, може да кажем, че въз основа на иконометричната оценка на специфицирания тук неокласически модел на растеж, липсва емпирична подкрепа на прякото влияние на човешкия капитал върху растежа през периода на прехода.

4.2.2. Оценка на влиянието на човешкия капитал в ендогенен модел на растежа

4.2.2.1. Спецификация на ендогенен модел, изследващ влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж

Ендогенното влияние на човешкия капитал върху икономическия растеж в тази спецификация се осъществява непряко, посредством влиянието му върху общата факторна производителност. Или, имаме следните макроикономически зависимости:

$$\begin{aligned} Y_t &= f(A, K, L, t) \\ \frac{\dot{A}}{A} &= f(H) \end{aligned} \tag{64}$$

²⁷⁵ За повече информация относно интерпретацията на влиянието на физическия капитал и труда през прехода, вж. например, Минасян, Г., *Финансово програмиране*, второ издание, ГорексПрес, София, 2004; Ганев, К., цит. съч.

Тогава оценяването на влиянието на човешкия капитал върху растежа се свежда до оценяването на влиянието му върху общата факторна производителност (*total factor productivity* - *TFP*), т.е. до иконометричната оценка на следната зависимост:

$$TFP_t^G = c + \beta H_t, \quad (65)$$

където горният индекс G означава растеж на променливата в проценти.

Оценената в настоящия анализ зависимост между обща факторна производителност и човешки капитал има следния вид:

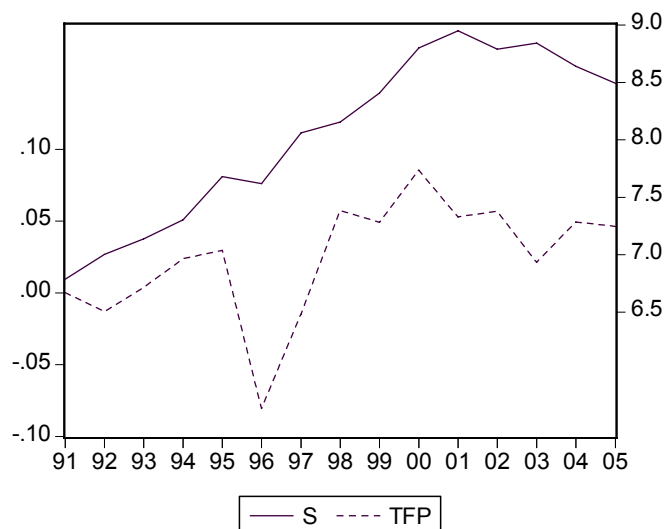
$$TFP_t^G = c + \lambda d + \beta S \quad (66)$$

където TFP_t^G представлява растежа на общата факторна производителност, d е същата фиктивна променлива както при неокласическия емпиричен модел, която представлява индикатор за кризата през 1996-1997 г., а S е степента на образование.

4.2.2.2. Иконометрична оценка и резултати

Динамиката на общата факторна производителност и степента на образование през годините на прехода е показана на Графика 16 по-долу, а данните за изследваните променливи са представени в Таблица D09 от Приложение D.

Графика 16: Динамика на общата факторна производителност и степента на образование



На Графика 16 е видно, че общата факторна производителност и степента на образование имат сходни динамики. Нещо повече, тези две променливи са формирани по напълно независими начини една от друга. Степента на образование е резултат от образователни статистики с лаг от петнадесет и пет години, а общата факторна производителност е пресметната като остатъчна величина въз основа на данни за икономическия растеж, капитала и труда. Следователно от наличието на сходна динамика между две толкова различни по смисъл променливи може е следствие на наличие на обективно съществуваща зависимост между тях.

Иконометричната оценка на уравнение (66) включва проверка за наличие на единичен корен във времевите редове, както и проверка за наличие на коинтеграция, автокорелация и хетероскедастичност на оценената зависимост. Резултатите от тези проверки са представени в Таблицы D10-D13 от Приложение D. Самата оценка на зависимостта е представена в Таблица 20 и Графика 22 по-долу.

Таблица 20: Оценка на влиянието на степента на образование върху общата факторна производителност

Зависима променлива: Растеж на общата факторна производителност

Метод на оценка: Метод на най-малките квадрати

Брой наблюдения: 15

| Променлива | Коефициент | Станд. грешка | t-статистика | p-value |
|----------------|------------|-----------------------|--------------|---------|
| S | 3.01771 | 0.704345 | 4.28442 | 0.0011 |
| d | -7.611167 | 1.478703 | -5.14719 | 0.0002 |
| C | -20.81192 | 5.7141 | -3.642205 | 0.0034 |
| R ² | 0.807919 | F-statistic | | 25.2368 |
| | | p-value (F-statistic) | | 0.00005 |

Графика 17: Действителна обща факторна производителност (actual), моделирана (fitted) и оценени остатъци (residual)



Въпреки ограничения брой наблюдения, резултатите от иконометричната оценка показват, че 80% от растежа на общата факторна производителност в годините на прехода е обяснен от степента на образование. Средно за периода, нарастването на средния брой години на образование на населението с една година води до 3% увеличение на растежа на общата факторна производителност.

Въз основа на последната иконометрична оценка, може да заключим, че е налице статистически значимо непряко влияние на човешкия капитал върху

икономическия растеж, т.е. налице е ендогенна зависимост между човешкия капитал и растежа.

4.2.3. Изводи за влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в периода 1990-2005 г.

С помощта на иконометричната оценка на влиянието на човешкия капитал върху растежа в годините на прехода установихме, че:

- Липсва статистическо значимо влияние на човешкия капитал върху растежа в иконометричния модел с неокласическа спецификация;
- Налице е статистически значимо влияние на човешкия капитал върху общата факторна производителност, което съответства на ендогенния подход в моделирането на растежа и човешкия капитал.

Съгласно разгледаните теоретични и емпирични модели в Глава 1, косвеното влияние на човешкия капитал върху растежа се осъществява посредством положителното влияние върху общата факторна производителност, която е свързана с подобряване на: възможността за изобретяване и внедряване на иновации, управлението на производствения процес, уменията и знанията необходими в производството и реализацията на продукцията, и т.н.

Оказва се, че степента на образованост или средния брой години образование определя до голяма степен растежа на общата факторна производителност в България през последните 15 години. За да може да обясним това влияние, е необходимо да припомним, че степента на образованост е пресметната въз основа на коефициентите на записване в образователната система през определени минали периоди.

Следователно, по-прецизното представяне на тази зависимост показва, че:

- Общата факторна производителност през 1990 г. е обяснена от дела на записаните учаци в основно образование през 1975 г. и дяловете на записаните учаци в средно и висше и полувисше образование през 1985 г.;

- Общата факторна производителност в годините на кризата през 1996-1997 г. е обяснена от дела на записаните учащи в основно образование през 1981-1982 г. и дяловете на записаните учащи в средно и висше и полувисше образование през 1991-1992 г.;
- Общата факторна производителност през 2005 г. е обяснена от дела на записаните учащи в основно образование през 1990 г. и дяловете на записаните учащи в средно и висше и полувисше образование през 2000 г.

Въз основа на тези резултати niskият растеж на общата факторна производителност до 1997 г. до голяма степен може да бъде обяснен от спада в участието на населението в основно образование през втората половина на 70-те години, както и спада в участието във висше и полувисше образование през втората половина на 80-те години на XX век.

Следователно, кризата в началото на прехода се дължи не само на процесите, свързани с реструктурирането на икономиката, но и на наличие на криза в образованието през последните петнадесет години на социалистическото управление²⁷⁶. Нарастването на растежа на общата факторна производителност след 1998 г., от друга страна, може да бъде обяснено не само от макроикономическата стабилизация, но и от нарастването на коефициентите на записаните учащи в образователната система в началото на прехода. С други думи, немалка част от динамиката през 90-те в общата факторна производителност, която всъщност представлява технологичното равнище, е резултат от образователните процеси, протичащи през предшестващите 15 години.

Може да обобщим, че в периода 1989-2005 г. запасът от човешки капитал, създаван през предшестващите петнадесет години, влияе непряко върху икономическия растеж посредством положителното му въздействие върху

²⁷⁶ В настоящия анализ под „криза в образованието“ имаме предвид спада на коефициентите на записани учащи в основно и висше образование спрямо предходните периоди. Въпреки че наличието на криза в образованието през 70-те и 80-те не е официално признато, редица правителствени документи констатират подобни проблеми.

технологичното равнище. В резултат на това влияние значителна част (80%) от динамиката на общата факторна производителност през периода се обяснява от динамиката на участието на населението в образователната система в края на социализма и началото на прехода.

Заклучение

В настоящия дисертационен труд беше направен анализ на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж в България за периода 1949-2005 г. от гледна точка на съвременната теория за икономическия растеж. Основната цел на изследването беше постигната посредством следното:

1. Беше извършен обстоен анализ на наличната литература и беше предложена систематизация на теоретичните и емпиричните модели на растежа, третиращи влиянието на човешкия капитал върху макроикономическия растеж;
2. Обстойно бяха разгледани различните подходи за измерване на човешкия капитал в теорията на растежа. Анализирани бяха възможностите за прилагането им при измерването на човешкия капитал в България;
3. Изследвани бяха разнообразни и значителни по обем и обхват източници на информация и статистически данни за процесите на формиране на човешкия капитал в годините на социализма;
4. Построени бяха статистически редове за човешкия капитал в България за периода 1948-2005 г. въз основа на количествени образователни статистики на населението и заетите лица;
5. Беше анализирана динамиката на човешкия капитал за периода 1948-2005 г.;
6. Бяха идентифицирани и анализирани някои основни административни и икономически фактори, влияещи върху формирането на човешкия капитал в България;
7. Беше направено изследване на влиянието на ефективността на инвестициите в човешки капитал върху растежа чрез модификация на моделите на Р. Лукас и на Г. Манкю, Д. Роумър и Д. Уайл;

8. Анализирано беше влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж за периода 1949-1989 г., посредством анализ на причинността и оценка на дългосрочните и краткосрочните зависимости;
9. На базата на неокласически и ендегенен модел на растеж бяха направени оценки на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж за периода 1990-2005 г.

Основните изводи от дисертационния труд са следните:

- След Втората световна война България е изостанала чувствително по отношение развитието на човешките ресурси спрямо западноевропейските страни. В резултат на направения анализ, може да твърдим, че вследствие на поредица от политически и икономически мерки, състоянието на човешкият капитал у нас е подобро значително през последния половин век. За периода 1946-1985 г. дялът на населението с висше, средно и полувисше образование нараства с почти седем пъти, а населението с по-ниско от основно образование, представляващо три четвърти от населението в началото на периода намалява до една четвърт в края на периода. Въпреки това, в началото на прехода на страната към пазарна икономика, който съвпада с навлизането на световната икономика в ерата на информационните и комуникационните технологии, в България около 60% от населението е с основно е по-ниско образование;
- Вторите значителни промени в образователната структура на населението, изразяващи се в силно нарастване на дела на завършилите средно и висше образование, се наблюдават в годините на прехода. Въпреки че след 1990 г. мерките на социалистическите правителства срещу неграмотността и финансовото подпомагане в сферата на образованието са преустановени, не се наблюдава спад в образователното ниво, а точно обратното - през 2003 г. дялът на завършилите висше образование в работната сила е 21%, а този на завършилите средно образование - 50%;

- Съществена част от резултатите, получени в дисертацията, свидетелства за наличието на неефективност на инвестициите в човешки капитал в годините на прехода. Последната може да бъде обяснена от следните обобщени фактори:
 - Динамиката в институционалната среда, определяща правилата и управлението на процесите, водещи до формиране на човешки капитал;
 - Ограниченият бюджет за образование и неефективното разпределение и използване на финансовите ресурси;
 - Липсата на конкуренция на пазара на труда;
 - Липсата на пазарна ориентация на образователната система, която води до несъответствия в преподаваните и търсените от бизнеса знания и умения;
 - Мотивацията на учащи и обучители.
- Предположението, че човешкият капитал оказва положително влияние върху икономическия растеж, беше потвърдено посредством проверката за наличие на причинност. Оказва се, че в периода 1949-1989 г.:
 - Измененията в дела на завършващите висше образование сред младежите пораждаат растежа на обществения продукт;
 - Измененията в дела на завършващите специалисти (средно специално, полувисше и висше образование) сред младежите пораждаат растежа на националния доход.
- Установена беше дългосрочна зависимост между:
 - Дела на завършващите висше образование и растежа на обществения продукт и националния доход;
 - Дела на завършващите специалисти и растежа на националния доход;
 - Дела на учащите в полувисше и висше образование младежи и растежа на обществения продукт и на националния доход;

- Дела на учащите в средно специално образование младежи и растежа на обществения продукт;
 - Дела на учащите в средно образование младежи и растежа на обществения продукт и на националния доход на глава от населението;
 - Дела на учащите в основно образование деца и растежа на националния доход;
 - Дела на завършилите висше образование в зетите от една страна и обществения продукт и националния доход от друга;
 - Дела на завършилите средно специално и полувисше образование от една страна и обществения продукт и националния доход на глава от населението от друга;
 - Дела на завършилите специалисти в зетите от една страна и обществения продукт и националния доход на глава от населението от друга.
- Потвърдено беше очакването, че нарастването на коефициентите на записаните учащи в образователната система води до положителен ефект върху растежа. Въз основа на проверката за наличие на причинност беше потвърдено, че:
 - Измененията в коефициентите на записаните учащи в основно образование пораждат растежа на националния доход;
 - Измененията в коефициентите на записаните учащи в полувисше и висше образование пораждат растежа на националния доход и на обществения продукт.
 - Потвърждава се очакваното положително влияние на големината на дяловете на зетите специалисти в общата зетост, както и на степента на образованост върху растежа. Въз основа на проверката за наличие на причинност, бе установено, че:

- Изменението на дела на завършилите средно специално и полувисше образование в заетите поражда растеж на националния доход на глава от населението;
 - Изменението на дела на специалистите (средно специално, полувисше и висше образование) в заетите поражда растеж на националния доход на глава от населението;
 - Изменението в степента на образование поражда растежа на националния доход на глава от населението.
- Краткосрочното влияние на ускорението на степента на образование настъпва след пет годишен период. Средно за периода, ефектът е такъв, че нарастването на ускорението на средния брой години образование на населението с 0.1 година води до нарастване с 1.1739 процентни пункта на растежа на дохода на глава от населението;
 - С помощта на иконометричната оценка на влиянието на човешкия капитал върху растежа в годините на прехода беше установено, че:
 - Липсва статистическо значимо влияние на човешкия капитал върху растежа в иконометричния модел с неокласическа спецификация;
 - Налице е статистически значимо влияние на степента на образование върху общата факторна производителност, което съответства на ендогенния подход в моделирането на растежа и човешкия капитал.
 - Като цяло, в периода 1990-2005 г. запасът от човешки капитал, създаван през предшестващите петнадесет години, влияе непряко върху икономическия растеж посредством положителното му въздействие върху технологичното равнище. В резултат на това влияние значителна част (80%) от динамиката на общата факторна производителност през периода се обяснява от динамиката на участието на населението в образователната система в края на социализма и началото на прехода.

- По отношение на политиките за подобряване на образователния капитал в работната сила могат да бъдат направени следните изводи:
 - Политиките за свободен достъп до образование не са в състояние да подобрят драстично и дългосрочно образователната структура на населението, ако не са обвързани с икономически стимули за отделните индивиди да повишат образованието си;
 - Политиките за мобилизация на работната сила могат да доведат до успех при наличието на определени политически и икономически условия, но те трудно могат да повлияят върху индивидуалната мотивация за повишаване на квалификацията;
 - Повишаването на производителността на труда е свързана както с повишаване на нивото на знания и умения, така и с повишаване на мотивацията за обучение;
 - Политиките за повишаване на образованието на населението могат да не доведат до създаване на очаквания човешки капитал, както и до ефективно оползотворяване на наличния човешки капитал, ако не са обвързани с мерки, насочени към гарантиране на определено ниво качество на образованието и благоприятна институционална среда.

Не на последно място, в контекста на започналия процес на реформиране на българската образователна система, извършените анализи и получените резултати могат да бъдат използвани като основа за формулиране на управленски решения, свързани с конкретни мерки на икономическата и образователната политика на микро- и макрониво.

Библиография

- [1.] АМСП, *Годишен доклад за малките и средните предприятия в България*, 2002.
- [2.] Аркадиев, Д., “Икономическият растеж на България – 1970 – 1989 г.”, *Статистика*, бр. 3, стр. 20-32, 1993.
- [3.] Баев, Ст., “Бедност и образование”, *Статистика*, бр. 4, стр. 85-95, 2002.
- [4.] Балев, И., “Демографска характеристика на България (резултати от 2.5-процентна извадка)”, *Статистика*, 6, 10-43, 2001.
- [5.] Бекхадня, Б., *Обзорен преглед на висшето образование в България (за целите на Министерство на образованието и науката)*, Институт за политики във висшето образование, Оксфорд, Великобритания, 2005.
- [6.] Беров, Л., *Стопанска история: икономическо развитие на света от древността до наши дни*, Фондация “Отворено общество”, 1994.
- [7.] Божиков, П., “Родителите за образованието на учениците”, *Статистика*, бр. 6, стр. 40-48, 1996.
- [8.] Божков, А., “Потенциалът за растеж на българската икономика”, *Фактори за икономически растеж в България*, ЦИР, 1999.
- [9.] Величкова, Н., *Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономически явления*, Наука и изкуство, София, 1981.
- [10.] Ганев, К., „Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България”, *Дискуссионни материали*, ДР/48/2005, БНБ, 2005.
- [11.] Ганева, Р., „Човешки капитал и икономически растеж в неокласическите емпирични модели”, *Годишник на Стопански факултет*, Том 6, СУ „Св. Кл. Охридски”, приета за печат
- [12.] Ганева, Р., „Човешкият капитал и теорията за икономически растеж”, *Дискуссионни материали*, ДР02/2004, кн. 1, стр. 27-39, Икономически институт, БАН, 2005.
- [13.] Георгиев, Г., *Населението и човешките ресурси на балканските страни (историко-демографски и военно-икономически анализ)*, Военно издателство, София, 1983.
- [14.] Граматиков, М., *Анализ на правната уредба на качеството на висшето образование*, тiмео, София, 2004.
- [15.] Димитров, А., *Въведение в иконометрията*, Абагар, 1998.

[16.] Димитрова, П., “Иконометрични модели на икономическия растеж за България”, *Статистика*, бр. 4, стр. 3-28, 2003.

[17.] Доброславска, Л., *Възпроизводство на квалифицирана работна сила*, Център за професионална подготовка на работниците, 1990.

[18.] Доклад за президента на Република България, *България 2010: икономическите предизвикателства*, 2005.

[19.] Държавен архив, *Доклад на Научноизследователския институт по труда относно подготовката и квалификацията на ръководни стопански кадри*, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 779, 1966.

[20.] Държавен архив, *Доклад от Комитета по труда и Държавната планова комисия към предложение за Постановление 174 относно професионалната подготовка и осигуряване работа на младежите под 18 години, които не продължават образованието си, внесен в Министерски съвет*, Фонд 136, оп. 30, а.е.№ 160, 1960.

[21.] Държавен архив, *Доклад от Комитета по труда и работната заплата относно утвърждаване Наредба за реда и условията за насочване и настаняване на работа на младите специалисти, завършили висши учебни заведения и полувисши институти, внесен в Министерски съвет*, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 124, 1977.

[22.] Държавен архив, *Доклад от Комитета по труда към Постановление 166 относно преодоляване недостига от работна ръка в строителството, промишлеността и другите отрасли на народното стопанство и одобряване Наредба за организирано набиране и разпределяне на работната ръка, внесен в Министерски съвет*, Фонд 136, оп. 30, а.е.№ 154, 1960.

[23.] Държавен архив, *Доклад от Министъра на народната просвета до Председателя на Министерски съвет относно вземане мерки за засилване борбата с неграмотността, с оглед бързото ѝ ликвидиране*, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 176, 1950.

[24.] Държавен архив, *Доклад от Министъра на народната просвета до Председателя на Министерски съвет относно вземане мерки за засилване борбата с неграмотността, с оглед бързото ѝ ликвидиране, 1950 г.*, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 176, 1950.

[25.] Държавен архив, *Доклади на Министерство на народната просвета във връзка с ограмотяването на възрастното население 1951-1953 г.*, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 170, 1953.

[26.] Държавен архив, *Доклади от Комитета по труда и цените, внесени в МС 1963-1965*, Фонд 607, оп. 1, а.е.№ 13, 14, 15, 16, 1965.

[27.] Държавен архив, *Заповед на КТРЗ № 666/ 1977 г. и списъци на сведенията, които представляват служебна тайна, правилник за вътрешния трудов ред в КТРЗ*, Фонд 607, оп. 3, а.е.№ 378, 1977.

[28.] Държавен архив, *Проектопостановление за ликвидиране с неграмотността*, внесено в МС от Министъра на народната просвета, Фонд 142, оп. 9, а.е.№ 176, 1952.

[29.] Икономически институт, БАН, *Съответствие между образователната и професионалната подготовка на работната сила и търсенето на труд в България*, София, 2005.

[30.] Илиев, Ив., *Икономиката на България през периода 1949-2001 г.*, София, 2004.

[31.] Казаков, Ат., *Човешкият капитал*, Университетско издателство „Стопанство”, София, 2001.

[32.] Канев, Д., *Финансиране и ефективност на висшето образование: Теоретични принципи на финансирането, практически решения и приложения в българските условия*, ВВУ, Варна, 2004.

[33.] Колектив, *Емпирично социологическо изследване "Градът и селото-86", Том I: Регионални общности (избрани таблици)*, ЦСУ, 1988.

[34.] Колектив, *Емпирично социологическо изследване "Градът и селото-86", Том II: Социологически взаимодействия (избрани таблици)*, ЦСУ, 1988.

[35.] Колектив, *Емпирично социологическо изследване "Градът и селото-86", Том III: Социологически анализи и обобщения*, под научната редакция на Михайлов, Ст., ЦСУ, 1988.

[36.] Колектив, *Мотивацията на студентите*, Изследователски проект “Качеството на образование в Стопански факултет”, Сдружение на завършилите и Бизнес клуб при Стопански факултет на СУ”Св. Климент охридски”, 2005.

[37.] Колектив, *Проблеми на оценяването на студентите в специалност “Социология” при Софийски Университет*, Философски факултет, СУ”Св. Климент охридски”, 2003.

[38.] Колектив, *Социални корени на различните типове и форми на корупционни практики във висшите училища в България (типологически модел на характерните случаи и стратегия за противодействие)*, Фондация “Общности 2002” и Асоциация за социални изследвания и приложни изследователски практики, Център за либерални стратегии, Институт по социология БАН, Дружество “Европейско право”, 2005.

[39.] Колектив, *Социалнокласовата структура на съвременното българско общество (тенденции и проблеми)*, под общата редакция на Димитров, Кр., Наука и изкуство, 1986.

[40.] Колектив, *Социологическата структура на съвременното българско общество*, под общата редакция на Ошавков, Ж., Институт по социология при БАН, 1976.

[41.] Колектив, *Характеристика на българското население: Трудови възможности и реализация*, под общата редакция на Минков, М., Наука и изкуство, 1984.

- [42.] Леонидов, Ат., “Теорията на икономическия растеж от Адам Смит до Пол Роумър”, *Народостопански архив*, бр.1-2/2002.
- [43.] Минасян, Г., *Финансово програмиране*, второ издание, ГорексПрес, София, 2004.
- [44.] Министерство на образованието и науката, *Национален доклад "Образование и обучение 2010 в контекста на Лисабонската стратегия"*, София, 2004.
- [45.] Министерство на финансите, *Преглед на публичните разходи: Образованието - състояние, проблеми и възможности*, 2004.
- [46.] Минков, М., “Изследване на трудовите възможности на населението в България и тяхната реализация”, *Население*, 1, 26-43, 1983.
- [47.] Мишев, Г., Цветков, Ст., *Статистика за икономисти*, трето издание, Университетско издателство „Стопанство”, София, 1998.
- [48.] Наумов, Н., *Население и трудови ресурси*, ВИИ "Карл Маркс", 1978.
- [49.] НСИ, *Малките и средните предприятия в Република България*, 2004.
- [50.] НСИ, *Образование в Република България 2004*, 2004.
- [51.] НСИ, *Социално-икономическо развитие*, 1996.
- [52.] ПРООН, *Развитието на човека – България 1999/ Регионалните различия: Бreme или шанс*, UNDP, Sofia, 1999.
- [53.] ПРООН, *Развитието на човека – България 1999/ Част II: Възжеленията на нацията*, UNDP, Sofia, 1999.
- [54.] Рангелова, Р., “Икономическият растеж на България през XX век”, *Икономика*, бр. 3, стр. 6-11, 2005.
- [55.] Рангелова, Р., *Международни икономически сравнения: методология и анализ*, Издателство НЕКСТ, 2003.
- [56.] Русев, Б., Калоянов, Т., *Демографска статистика*, Университетско издателство “Стопанство”, София, 2000.
- [57.] Сакс, Д., “Икономически растеж - модели и подходи”, *Фактори за икономически растеж в България*, ЦИР, 1999.
- [58.] Световна банка, *България – образование и умения за икономиката на знанието: Анализ на политиката*, 2005.
- [59.] *Статистически годишник на Царство България*, Главна дирекция на статистиката, 1936.
- [60.] *Статистически годишници на Народна Република България*, ЦСУ, 1948 – 1990.
- [61.] *Статистически годишници на Република България*, НСИ, 1991 – 2004.

- [62.] *Статистически сборник*, Окръжно статистическо управление Михайловград, 1986.
- [63.] Тотев, А., Минков, М., Атанасов, А., Боев, П. и Топалова, В., “Методика за емпирично изследване на трудовите възможности и трудовата реализация на населението”, *Население*, 2, 93-113, 1983.
- [64.] Фол, Ал., *Квалификация на кадрите – на равнището на обществените потребности*, Доклад на Министъра на народната просвета, 1982.
- [65.] Фотева, М., “Образователен статус на мъжете и жените в България”, *Статистика*, 4, 66-79, 2004.
- [66.] Център за икономическо развитие, *България и целите от Лисабон*, София, 2004.
- [67.] Център за икономическо развитие, *Предизвикателства на Лисабонската стратегия – предизвикателства пред България*, София, 2004.
- [68.] Център за икономическо развитие, *Прогнози и перспективи за развитие на българското образование*, София, 2005.
- [69.] ЦСУ, *Икономиката на България*, 1990.
- [70.] ЦСУ, *Основни резултати от преброяването на населението към 4 декември 1985 година (репрезентативна разработка)*, 1986.
- [71.] ЦСУ, *Парични доходи и разходи на населението по области, райони и общини*, 1989.
- [72.] Чобанов, Г., *Статистика*, Алма Матер, 2000.
- [73.] Шубкин, Вл., *Началото на пътя: Проблемите на младежта през погледа на социолога и писателя*, Издателство „Народна младеж”, 1982.
- [74.] Acemoglu, D., “A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital Accumulation”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 3, pp. 779-804, 1996.
- [75.] Acemoglu, D., Angrist, J., “How Large Are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws.”, in: *NBER Macroeconomics Annual 2000*, eds. Bernanke, B., Rogoff, K., MIT Press, 2000.
- [76.] Aghion, P., Howitt, P., “A Model of Growth Through Creative Destruction”, *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, pp. 323-351, 1992.
- [77.] Aghion, P., Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*, MIT, 1998.
- [78.] Amemiya, T., *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, 1985.
- [79.] Arrow, K., “The Economic Implications of Learning by Doing”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 29, No. 3, pp. 155-173, 1962.
- [80.] Arrow, K., Chenery, H., Minhas, B., Solow, R., “Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, No. 3, pp. 225-250, 1961.

- [81.] Atukeren, E., “Measuring the Strength of Cointegration and Granger-Causality”, Working Paper No. 78, KOF Swiss Institute for Business Cycle Research, 2003.
- [82.] Azariadis, C., Drazen, A., “Threshold Externalities in Economic Development”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, pp. 501-526, 1990.
- [83.] Barro, R., “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 407-443, 1991.
- [84.] Barro, R., “Education and Economic Growth”, Research Paper, Harvard University, 2001.
- [85.] Barro, R., “Human Capital and Growth in Cross-Country Regressions”, *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 6, No.2, pp. 237-277, 1999.
- [86.] Barro, R., “Notes on Growth Accounting”, Working Paper No. 6654, National Bureau of Economic Research, 1998.
- [87.] Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press, 1997.
- [88.] Barro, R., Lee, J., “International Comparisons of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 363-394, 1993.
- [89.] Barro, R., Lee, J., “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications”, Working Paper No. 7911, National Bureau of Economic Research, 2000.
- [90.] Barro, R., Lee, J., “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 86, No. 2, pp. 218-223, 1996.
- [91.] Barro, R., Sala-i-Martin, X., “Convergence”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, pp. 223-251, 1992.
- [92.] Barro, R., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O., Hall, R., “Convergence Across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, No. 1, pp. 107-182, 1991.
- [93.] Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 1st edition, MIT Press, 1995.
- [94.] Barro, R., Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, 2nd Edition, MIT Press, 2004.
- [95.] Becker, G., “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517, 1965.
- [96.] Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd edition, NBER, The University of Chicago Press, 1993.
- [97.] Becker, G., Murphy, K., Tamura, R., “Human Capital, Fertility, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, part II, pp. S12-S37, 1990.

- [98.] Becker, G., *The Economic Approach to Human Behavior*, The University of Chicago Press, 1976.
- [99.] Benhabib, J., Spiegel, M., “Human Capital and Technological Diffusion”, 2002
- [100.] Benhabib, J., Spiegel, M., “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional U.S. Data”, Working Paper No. 9224, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1992.
- [101.] Bils, M., Klenow, P., “Does Schooling Cause Growth or the Other Way Round?”, Working Paper No. 6393, National Bureau of Economic Research, 1998.
- [102.] Bils, M., Klenow, P., “Does Schooling Cause Growth?”, *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1160-1183, 2000.
- [103.] Blanchard, O., *The Economics of Post-Communist Transition*, Oxford University Press, 1997.
- [104.] Cass, D., “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 32, No. 3, pp. 233-240, 1965.
- [105.] Chase, R., “Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia”, Discussion Paper No. 770, Economic Growth Center, Yale University, 1997.
- [106.] Cobb, C., Douglas, P., “A Theory of Production”, *The American Economic Review*, Vol. 18, No. 1, Papers and Proceedings of the Fortieth Annual meeting of the American Economic Association, pp. 139-165, 1928.
- [107.] Cochrane, J., *Time Series for Macroeconomics and Finance*, University of Chicago, 1997.
- [108.] Cook, S., “Further Analysis of Spurious Causality”, mimeo, University of Wales, 2005.
- [109.] Corrado, C., Hulten, C., Sichel, D., “Measuring Capital and Technology: An Expanded Framework”, CRIW/ NBER Conference *Measuring Capital in the New Economy* 26-27 April 2002, Washington, DC, 2002.
- [110.] Davidson, R., MacKinnon, J., “Testing for Consistency Using Artificial Regressions”, *Econometric Theory*, No. 5, pp. 363-384, 1989.
- [111.] de la Croix, D., Michel, P., *A Theory of Economic Growth: Dynamics and Policy in Overlapping Generations*, Cambridge University Press, 2002.
- [112.] de la Fuente, A., Domenech, R., “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2000.
- [113.] de la Fuente, A., Domenech, R., “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? An Update and Further Results”, Instituto de Analisis Economico (CSIC), Barcelona, 2002.

[114.] de la Fuente, A., Domenech, R., "Schooling Data, Technological Diffusion, and the Neoclassical Model", *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 323-327, 2001.

[115.] de la Fuente, A., Jimeno, J., "The Private and Fiscal Returns to Schooling and the Effect of Public Policies on Private Incentives to Invest in Education: A General Framework and Some Results for the EU", Conference Proceedings, Conference for Medium-Term Economic Assessment, AEAFA, Sofia, 2005.

[116.] Dewan, E., Hussein, S., "Determinants of Economic Growth: Panel Data Approach", Working Paper No.01/04, Reserve Bank of Fiji, 2001.

[117.] Diamond, P., "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *The American Economic Review*, Vol. 55, No. 5, pp. 1126-1150, 1965.

[118.] Dickey, D., Fuller, W., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431, 1979.

[119.] Domar, E., "Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment", *Econometrica*, Vol. 14, pp. 137-147, 1946.

[120.] Dougherty, C., Jorgenson, D., "International Comparisons of the Sources of Economic Growth", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, pp. 25-29, 1996.

[121.] Dougherty, C., Jorgenson, D., "There Is No Silver Bullet: Investment and Growth in the G7", *National Institute Economic Review*, No. 162, pp. 57-74, 1997.

[122.] Easterly, W., *The Elusive Quest for Growth*, MIT Press, 2002.

[123.] Engle, R., Granger, C., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.

[124.] Engle, R., Granger, C., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.

[125.] Ericson, N., Irons, J., *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.

[126.] EViews, *EViews 5 Command and Programming Reference*, Quantitative Micro Software, 2004.

[127.] EViews, *EViews 5 User's Guide*, Quantitative Micro Software, 2004.

[128.] Franses, P. H., *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998.

[129.] Ganey, K., "Can Educational Attainment Explain Total Factor Productivity? Growth Accounting Evidence from Seven Transition Countries for the Period 1991-2000.", Conference Proceedings, Conference for Medium-Term Economic Assessment, AEAFA, Sofia, 2005.

- [130.] Ganeva, R., "Education and Labour Force in Bulgaria: 1944-2004", *Conference Proceedings, Conference on Medium-Term Economic Assessment*, AEA, Sofia, 2005.
- [131.] Ganeva, R., Ganev, K., "Quality of Human Capital Investments and Growth in a Solow-Type Model", *Annuaire de L'Universite de Sofia "St. Kliment Ohridski", Faculte des Sciences Economiques et de Gestion*, Tome 3, pp. 95-104, Sofia, 2004.
- [132.] Gemmel, N., "Evaluation the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 1, pp. 9-28, 1996.
- [133.] Gourieroux C., Jasiak, J., *Financial Econometrics*, Princeton University Press, 2001.
- [134.] Gourieroux, C., Monfort, A., *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press, 1997.
- [135.] Granger, C., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438, 1969.
- [136.] Greiner, A., Semmler, W., Gong, G., *The Forces of Economic Growth: A Time Series Perspective*, Princeton University Press, 2005.
- [137.] Griliches, Z., "The Discovery of the Residual: A History Note", Working Paper No. 5348, National Bureau of Economic Research, 1995.
- [138.] Grossman G., Helpman, E., *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, 1991.
- [139.] Gujarati, D., *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill/Irwin, New York, 2003.
- [140.] Hall, R., Jones, C., "The Productivity of Nations", Working Paper No. 5812, National Bureau of Economic Research, 1996.
- [141.] Hall, R., Jones, C., "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, pp. 83-116, 1999.
- [142.] Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- [143.] Hanushek, E., "Measuring Investment in Education", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, pp. 9-30, 1996.
- [144.] Hanushek, E., Kimko, D., "Schooling, Labour-Force Quality, and the Growth of Nations", *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1184-1208, 2000.
- [145.] Harrod, R., "An Essay in Dynamic Theory", *Economic Journal*, Vol. 49, pp. 14-33, 1939.
- [146.] Heckman, J., Klenow, P., "Human Capital Policy", Working Paper, University of Chicago, 1997.

- [147.] Helpman, E., *The Mystery of Economic Growth*, The Balknap Press of Harvard University Press, 2004.
- [148.] Hendry, D., *Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press, 1995.
- [149.] Holly, S., Turner, P., “Macroeconomic Modeling with EViews”, mimeo, 2005.
- [150.] Inada, K., “On a Two-Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 30, No. 2, pp. 119-127, 1963.
- [151.] Islam, N., “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 1127-1170, 1995.
- [152.] Ivanov, V., Kilian, L., “A Practitioner’s Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, No. 1, Article 2, 2005.
- [153.] Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-1580, 1991.
- [154.] Jones, C., “Human Capital, Ideas and Economic Growth”, Conference Paper, VIII Villa Mondragone International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth in Rome on June 25-27, 1996.
- [155.] Jones, C., *Introduction to Economic Growth*, W.W. Norton & Company, Inc., 1998.
- [156.] Jorgenson, D., Griliches, Z., “The Explanation of Productivity Change”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 34, No. 3, pp. 249-283, 1967.
- [157.] Jorgenson, D., Ho, M., Stiroh, K., “Growth in U.S. Industries and Investments in Information Technology and Higher Education”, *Economic Systems Research, Taylor and Francis Journals*, Vol. 15, No. 3, pp. 279-325, 2003.
- [158.] Jorgenson, D., Yip, E., “Whatever Happened to Productivity Growth?”, Working Paper, Harvard University, 1999.
- [159.] Jovanovic, B., “Growth Theory”, Working Paper 7468, National Bureau of Economic Research, 2000.
- [160.] Kaldor, N., “Capital Accumulation and Economic Growth”, in *The Theory of Capital: Proceedings of a Conference Held by the International Economics Association*, ed. Lutz, F., Hague, D., pp. 177-222, New York: St. Martin’s Press, 1961.
- [161.] Klenow, P., Rodriguez-Clare, A., “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?”, *NBER Macroeconomics Annual 1997*, pp. 73-102, NBER, 1997.
- [162.] Koman, R., Marin, D., “Human Capital and Macroeconomic Growth: Austria and Germany 1960 – 1997. An Update.”, Discussion Paper 2005-04, Department of Economics, University of Munich, 2005.

- [163.] Koopmans, T., "On the Concept of Optimal Economic Growth", Cowles Foundation Papers No. 238, Yale University, 1965.
- [164.] Kremer, M., Thomson, J., "Young Workers, Old Workers, and Convergence", Working Paper No. 4827, National Bureau of Economic Research, 1994.
- [165.] Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth in Sweden and the World", Working Paper No. 7190, National Bureau of Economic Research, 1999.
- [166.] Krueger, A., Lindahl, M., "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, pp. 1101-1136, 2001.
- [167.] Kuznets, S., "Modern Economic Growth: Findings and Reflections", *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, pp. 247-258, 1973.
- [168.] Kyriacou, G., "Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis.", *Economic Research Reports* 19-26, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1991.
- [169.] Laitner, J., "Long-Run Growth and Human Capital", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 26, No. 4, pp. 796-814, 1993.
- [170.] Lau, L., Jamison, D., Louat, F., "Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach", Policy, Research and External Affairs Working Paper No. 612, World Bank, 1991.
- [171.] Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42, 1988.
- [172.] Lucas, R., *Lectures on Economic Growth*, Harvard University Press, 2002
- [173.] Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Working Paper No. 3541, National Bureau of Economic Research, 1990.
- [174.] Matovu, J., "Composition of Government Expenditure, Human Capital Accumulation, and Welfare", IMF Working Paper, No. WP/00/15, IMF, 2000.
- [175.] Mincer, J., "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", *The Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 4, pp. 281-302, 1958.
- [176.] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974.
- [177.] Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "A Labour-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States", Working Paper No. 5018, National Bureau of Economic Research, 1995.
- [178.] Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "Measuring Aggregate Human Capital", *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, pp. 215-252, 2000.
- [179.] Mulligan, C., Sala-i-Martin, X., "Measuring Aggregate Human Capital", Working Paper No. 5016, National Bureau of Economic Research, 1995.
- [180.] Murphy, K., Welch, F., "The Structure of Wages", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1, pp. 285-326, 1992.

- [181.] Nehru, V., Swanson, E., Dubey, A., "A New Database on Human Capital Stock in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology, and Results", *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 379-401, 1995.
- [182.] Nelson, C., Plosser, C., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139-162, 1982.
- [183.] Nelson, R., Phelps, E., "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *The American Economic Review*, Vol. 56, No. 1/ 2, pp. 69-75, 1966.
- [184.] OECD, Stability Pact for South Eastern Europe, *Thematic Review of National Policies for Education – Bulgaria*, Report No. CCNM/DEELSA/ED(2001)4, 2002.
- [185.] OECD, *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital. Education and Skills*, 2001
- [186.] OECD, UNESCO Institute for Statistics, *Education Trends in Perspective: Analysis of the World Education indicators*, 2005.
- [187.] OECD, UNESCO Institute for Statistics, *Financing Education – Investments and returns: Analysis of the World Education Indicators*, 2002.
- [188.] OECD, UNESCO Institute for Statistics, *Investing in Education: Analysis of the 1999 World Education Indicators*, 1999.
- [189.] OECD, UNESCO Institute for Statistics, *Teachers for Tomorrow's Schools: Analysis of the World Education Indicators*, 2001.
- [190.] Pritchett, L., "Where Has All the Education Gone?", Policy Research Working Paper No. 1581, World Bank, 1996.
- [191.] Pritchett, L., "Where Has All the Education Gone?", Revised Draft, The World Bank, 1999.
- [192.] Psacharopoulos, G., "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, No. 22, pp. 1325-1343, 1994.
- [193.] Ramsey, F., "A Mathematical Theory of Saving", *The Economic Journal*, Vol. 38, No. 152, pp. 543-559, 1928.
- [194.] Rebelo, S., "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 500-521, 1991.
- [195.] Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.
- [196.] Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, Part 2: The Problem of Development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, pp. S71-S102, 1990.
- [197.] Romer, P., "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, pp. 1002-1037, 1986
- [198.] Rosenstein-Rodan, P., "Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe", *The Economic Journal*, Vol. 53, No. 210/211, pp. 202-211, 1943.

[199.] Sachs, J., Warner, A., "Natural Resources Abundance and Economic Growth", Center for International Development and Harvard Institute for International Development, Harvard University, 1997.

[200.] Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., Miller, R., "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", Working Paper, Columbia University, 2003.

[201.] Schady, N., "Do Macroeconomic Crises Always Slow Human Capital Accumulation?", *The World Bank Economic Review*, Vol. 18, No. 2, pp. 131-154, 2004.

[202.] Simoes, M., "Level-Specific Educational Investments and Growth in a Sample of OECD Countries: An Empirical Investigation of Alternative Approaches", Research Report, XXVIII Simposio de Analisis Economico, Seville, October, 2003.

[203.] Smith, A. (1776) *An Enquiry into the Nature and Causes of Wealth of Nations*, The Electric Book Company, London, 1998.

[204.] Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65-94, 1956.

[205.] Solow, R., "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, pp. 312-320, 1957.

[206.] Stevens, P., Weale, M., "Education and Economic Growth", *International Handbook on the Economics of Education*, eds. G. and J. Johnes, Edward Elgar, London, 2004.

[207.] Studenmund, A.H., *Using Econometrics: A Practical Guide*, second edition, HarperCollins Publishers, 1992.

[208.] Summers, R., Heston, A., "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, Vol. 34, No.1, pp. 1-25, 1988.

[209.] Summers, R., Heston, A., "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 327-368, 1991.

[210.] Swan, T., "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, Vol. 32, pp. 334-361, 1956.

[211.] Tamura, R., "Fertility, Human Capital and the 'Wealth of Nations'", Working Papers 91-17, University of Iowa, Department of Economics, 1991.

[212.] Temple, J., "Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries", OECD Economic Studies No. 33, OECD, 2001.

[213.] Temple, J., "The New Growth Evidence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, pp. 112-156, 1999.

[214.] The World Bank, *Knowledge for Development: World Development Report 1998/99*, Oxford University Press, 1999.

[215.] Thornton, D., Batten, D., “Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 2, p. 164-178, 1985.

[216.] Topel, R., “The Labour Market and Economic Growth”, *The Handbook of Labour Economics*, eds. O. Ashenfelter, D. Card, North Holland, Amsterdam, 1999.

[217.] UNDP, *Bulgaria 2000 - Human Development Report: The Municipal Mosaic*, UNDP, Sofia, 2000.

[218.] UNDP, *Human Development Report 2002: Deepening Democracy in a Fragmented World*, Oxford University Press, 2002.

[219.] UNESCO Institute for Statistics, *Global Education Digest 2005: Comparing Education Statistics Across the World*, Montreal, 2005.

[220.] United Nations Statistics Division, *The 1993 System of National Accounts*, 1993.

[221.] United States International Trade Commission, *The Economic Effects of Significant U.S. Import Restraints*, Second Update 1999, Investigation No. 332-325, Publication 3201, 1999.

[222.] Uzawa, H., “Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth”, *International Economic Review*, Vol. 6, No. 1, pp. 18-31, 1965.

[223.] Wei, H., “Measuring the Stock of Human Capital for Australia: A Lifetime Labour Income Approach”, Working Paper, Australian Bureau of Statistics, 2001.

[224.] Woessmann, L., “Specifying Human Capital: A Review, Some Extensions, and Development Effects”, Working Paper No. 1007, Kiel Institute of World Economics, 2000.

[225.] World Development Report: Knowledge for Development 1998/99, The International Bank for reconstruction and Development/ The World Bank, Oxford University Press, 1999.

Приложения

Приложение А

Таблица А01

Класификация на някои основни изследвания на влиянието на човешкия капитал върху икономическия растеж

| № | Критерии за класификация | Видове | Под-видове | Автори |
|---|---|--|---|--|
| 1 | Използван подход за анализ | Теоретични изследвания | Математически модели | Лукас (1988); Бекер, Мърфи и Тамура (1990); Роумър (1990); Ребело (1991); Кремер и Томсън (1994); Баро и Сала-и-Мартин (1995, 2004); Джоунс (1996); Агион и Хаунт (1998); дьо ла Кроа и Мишел (2002) и др. |
| | | | Нетехнически анализи | Регулярни тематични и обзорни доклади на Световната Банка, ПРООН, ЮНЕСКО, ОИСР, Европейската Комисия и т.н.; Ийстърли (2002); Хелпман (2004) и др. |
| | | Емпирични изследвания | Изследвания, фокусирани върху измерването на човешкия капитал | Самърс и Хесгън (1988, 1991); Азариадис и Дрейзън (1990); Лау, Джамисън и Луат (1991); Кириаку (1991); Баро и Лий (1993, 1996, 2000); Мълиган и Сала-и-Мартин (1995, 2000); Неру, Суонсън и Дюбей (1995); Восман (2000); Ханушек и Кимко (2000); билс и Кленов (2000); де ла Фуенте и Доминик (2000, 2002); Крюгер и Линдал (2001); Коман и Марин (2005); де ла Фуенте и Химено (2005) и др. |
| | | | Счетоводство на растежа | Доърти и Йоргенсон (1996); Хол и Джоунс (1996, 1999); Баро (1998); Йоргенсон, Хо и Стиро (2003) и др. |
| | | Иконометрични модели | Манкю, Роумър и Уайл (1990, 1992); Баро (1991, 1997, 1998, 1999, 2001); Баро и Сала-и-Мартин (1991, 1992, 1995, 2004); Бенхабиб и Шпигел (1994, 2002); Ислам (1995); Джоунс (1996); Хол и Джоунс (1996, 1999); Сакс и Уорнър (1997); Билс и Кленов (1998, 2000); Топел (1999); Притчет (1999); де ла Фуенте и Доминик (2000, 2001, 2002); Матову (2000); Ханушек и Кимко (2000); Крюгер и Линдал (2001); Темпъл (2001); Стивънс и Уийл (2003) и др. | |
| 2 | Пряко или непряко влияние на човешкия капитал | Неокласически модели - пряко влияние на човешкия капитал върху растежа | | Лукас (1988); Бекер, Мърфи и Тамура (1990); Манкю, Роумър, Уайл (1990); Кремер и Томсън (1994); Баро и Сала-и-Мартин (1995, 2004) и др. |
| | | Ендогенни модели - непряко влияние на човешкия капитал върху растежа | | Роумър (1990); Ребело (1991); Бенхабиб и Шпигел (1994); Агион и Хаунт (1998); дьо ла Кроа и Мишел (2002) и др. |

Таблица А02

Избрани основни иконометрични изследвания на влиянието на образованието върху икономическия растеж

| Автори и година | Използвани данни и страни, включени в изследването | Подход | Използвани образователни променливи | Изводи |
|-----------------------------|--|--|--|--|
| Манкю, Роумър и Уайл (1990) | Самърс и Хесгън (1988) и образователните статистики на UNESCO; Три различни извадки от 98, 75 и 22 развити и развиващи се страни | Неокласически модел | Коефициенти на записване в средно образование | Производствена функция с човешки капитал обяснява 80% от различията в дохода по страни. |
| Азариадис и Дрейзън (1990) | Самърс и Хесгън (1988); 71 развити и развиващи се страни | Регресионен анализ | Дял на грамотно население | Положително влияние на грамотността върху относителното изменение на дохода на глава от населението. |
| Баро (1991) | Самърс и Хесгън (1988) и образователните статистики на ООН и Световната банка; 98 развити и развиващи се страни | Неокласически модел | Дял на грамотно население; коефициенти на записване в образователната система; отношение брой ученици към брой учители | Положителна връзка между коефициентите на записване и растежа. Отрицателна или липса на връзка между отношението брой ученици-брой учители и растежа. |
| Бенхабиб и Шпигел (1994) | Самърс и Хесгън (1991) и оценките за запасите от човешки капитал на Кириаку (1991); 78 развити и развиващи се страни | Неокласически и ендогенен модел | Степен на образование | Липса на връзка между човешкия капитал и растежа в неокласическия модел. Положително влияние на човешкия капитал в ендогенния модел |
| Баро и Сала-и-Мартин (1995) | Самърс и Хесгън (1991) и Баро и Лий (1994); развити и развиващи се страни | Неокласически модел; регресии на растежа | Степен на образование | Единствено степента на образование при мъжете влияе положително върху растежа. Началното образование няма статистически значимо влияние върху растежа. Публичните разходи за образование влияят положително върху растежа. |
| Ислам (1995) | Самърс и Хесгън (1988) и Баро и Лий (1993); три различни извадки от 22, 67 и 79 развити и развиващи се страни | Неокласически и ендогенен модел; статични и панелни регресии | Степен на образование; коефициенти на записване в образователната система | Няма влияние в панелни регресии на растежа, на база неокласическа поризводствена функция. Положително влияние на степента на образование и коефициентите на записване върху общата факторна поризводителност. |
| Джоунс (1996) | Самърс и Хесгън (1991) и Баро и Лий (1993); 78 развити и развиващи се страни | Неокласически модел | Степен на образование | Не процентното увеличение в степента на образование, а самото й ниво е свързана с икономическия растеж. |

Таблица А02 (Продължение)

| Автори и година | Използвани данни и страни, включени в изследването | Подход | Използвани образователни променливи | Изводи |
|------------------------|--|---|--|---|
| Хол и Джоунс (1996) | Самърс и Хестън (1991) и Баро и Лий (1993); 80 развити и развиващи се страни | Регресии на растежа | Степен на образование; дял на населението, говорещо международни езици | Човешкият капитал влияе положително върху дохода на един работник. Силно влияние на използването на английски език върху дохода на един зает. Малко по-слабо влияние на използването на другите международни езици. |
| Сакс и Уорнър (1997) | Самърс и Хестън (1991) и Баро и Лий (1993); 70 развити и развиващи се страни | Неокласически модел | Коефициенти на записване в образователната система | Положително влияние на коефициентите на записване в средното образование. |
| Билс и Кленов (1998) | Самърс и Хестън (1991) и Баро и Лий (1996); 93 развити и развиващи се страни | Регресии на растежа; калибриране на модел на общо икономическо равновесие | Коефициенти на записване в образователната система; Степен на образование | Оказва се, че растежа влияе върху образованието, а не обратно. |
| Топел (1998) | Самърс и Хестън (1995) и Баро и Лий (1993); 111 страни | Регресии на растежа | Степен на образование | Една година увеличение в средния брой години образование на работната сила в дадена икономика води до нарастване в дохода на един зает от 5 до 15%. |
| Притчет (1999) | Баро и Лий (1993) и Неру, Суонсън и Дюбей (1994); 96 развити и развиващи се страни | Неокласически модел | Мерки за човешки капитал на база спецификация на Минсер | Нито нарастването в коефициентите на записване, нито нарастването на степента на образование имат статистически значимо влияние върху растежа. |
| Хол и Джоунс (1999) | Самърс и Хестън (1995); 79 страни | Регресии на растежа | Степен на образование; дял на населението, говорещо английски и европейски езици | Степента на образование обяснява само частично различията в дохода на глава от населението. Положително влияние на английския и европейските езици. |
| Крюгер и Линдал (1999) | Самърс и Хестън (1991) и Баро и Лий (1994); развити и развиващи се страни; страни-членки на ОИСР | Статистическо изследване на надеждността на мерките за човешки капитал | Степен на образование | Статистически незначимата връзка между човешкия капитал и растежа се дължи на грешки при измерването на човешкия капитал. |
| Ханушек и Кимко (2000) | Баро и Лий (1997) и резултатите от международните тестове на познавателните умения на учениците; 39 страни | Регресии на растежа | Мерки за качеството на работната сила на база резултатите от тестовете на познавателните умения на учениците | Качеството на работната сила има положително влияние върху икономическия растеж. |

Таблица А02 (Продължение и край)

| Автори и година | Използвани данни и страни, включени в изследването | Подход | Използвани образователни променливи | Изводи |
|--|--|---|---|---|
| де ла Фуенте и Доминик (2000) | Баро и Лий (1996) и образователните статистики на ОИСР; 21 страни-членки на ОИСР | Регресии на растежа | Степен на образование | Ревизираните от тях мерки за човешки капитал имат силно статистическо влияние върху дохода и икономическия растеж. |
| Темпъл (2001) | Бенхабиб и Шпигел (1994); страни-членки на ОИСР | Регресионен анализ | Степен на образование | Силна положителна връзка между степента на образование и растежа. |
| Крюгер и Линдал (2001) | Баро и Лий (1993), Бенхабиб и Шпигел (1994) и Кириаку (1991); общо около 600 панелни наблюдения за развити и развиващи се страни | Неокласически модел; статистическо изследване на надеждността на мерките за човешки капитал | Степен на образование | В повечето случаи нарастването в степента на образование има по-голям ефект върху растежа в регресионния анализ на растежа между отделните страни, отколкото е този ефект върху растежа на база анализ в рамките на отделните страни. |
| Баро (2001) | Самърс и Хестън (1991) и Баро и Лий (2000); 81 развити и развиващи се страни | Регресии на растежа | Степен на образование; резултатите от тестовете на познавателните умения на учениците | Положително влияние на образованието върху растежа е налице само при развиващите се страни и то единствено при мъжете. Малка или статистически незначима връзка при страните с високи доходи. |
| Сала-и-Мартин, Допелхофър и Милър (2003) | Хестън, Самърс и Атън (2002); Мадисън (1991) и Баро и Лий (2000); 88 развити и развиващи се страни | Регресии на растежа, базиран на ВАСЕ | Степен на образование; коефициенти на записване в образователната система | Сред променливите имащи силно положително влияние върху растежа са коефициентите на записване в основното училище. Слабо положително влияние върху растежа има дела на населението, говорещо чужд език. Публичните разходи за образование и висшето образование не оказват влияние върху растежа. |
| Баро и Сала-и-Мартин (2004) | Самърс и Хестън (1991), Хестън, Самърс и Атън (2002) и Баро и Лий (1993); 86 развити и развиващи се страни | Регресии на растежа - панелни регресии | Степен на образование; резултатите от тестовете на познавателните умения на учениците | Положително влияние на образованието върху растежа е налице само при средното и висшето образование на мъжете. Много по-силно влияние на качеството на образование от количеството. Няма влияние на публичните разходи за образование върху растежа. |

Таблица А03**Емпирични социологически изследвания, включващи проблемите на човешкия капитал**

| <i>Година на проучване</i> | <i>Институция, организираща изследването</i> | <i>Брой изследвани обекти</i> | <i>Наименование на публикация с резултатите</i> | <i>Година на издаване</i> | <i>Издавателство</i> | <i>Тираж на издаване</i> |
|----------------------------|---|-------------------------------|--|---------------------------|------------------------------------|--------------------------|
| 1968 | Институт по социология при БАН; емпирично изследване „Градът и селото – 68” | 18 994 лица | Социологическата структура на съвременното българско общество | 1976 | БАН | 2 000 |
| 1977-1978 | По поръчка на Държавния съвет на НРБ, с финансова помощ от Фондът на населението към ООН; Проведено от: Институт по социология, Институт по морфология, Икономически институт, Етнографски институт и Географски институт при БАН | 18 438 лица | Характеристика на българското население: Трудови възможности и реализация | 1984 | Наука и изкуство | 1 612 |
| 1978 | Институт по социология при БАН, КЕССИ при Министерски съвет | 18 740 лица | Социалнокласовата структура на съвременното българско общество | 1986 | Наука и изкуство | 770 |
| 1986 | Институт по социология при БАН, Централно статистическо управление при Министерски съвет (част от Преброяването на населението и жилищния фонд на НРБ и повторение на изследването „Градът и селото – 68”) | 10 381 лица | Емпирично социологическо изследване „Градът и селото-86” Том I: Регионални общности; Том II: Социологически взаимодействия; Том III: Социологически анализи и обобщения | 1988 | Централно статистическо управление | 800 |

Таблица А04

Избрани използвани архивни документи на Министерски съвет и други правителствени структури

| <i>Год.</i> | <i>Архивни документи</i> | <i>Относно</i> | <i>Институция</i> | <i>Ключови думи</i> |
|-------------|------------------------------|---|---|----------------------------|
| 1952 | <i>Разпореждане №2859</i> | | <i>Министерски съвет</i> | |
| 1952 | <i>Доклад с проектозакон</i> | <i>Ликвидиране на неграмотността</i> | <i>Министерство на народната просвета</i> | <i>Неграмотност</i> |
| 1951 | <i>Доклади</i> | <i>Ограмотяването на възрастното население</i> | <i>Министерство на народната просвета</i> | <i>Неграмотност</i> |
| - | | | | |
| 1953 | | | | |
| 1951 | <i>Сведения</i> | <i>Ограмотяването на възрастното население</i> | <i>Министерство на народната просвета</i> | <i>Неграмотност</i> |
| - | | | | |
| 1953 | | | | |
| 1958 | <i>Разпореждане №647</i> | | <i>Министерски съвет</i> | |
| 1959 | <i>Разпореждане №491</i> | | <i>Министерски съвет</i> | |
| 1960 | <i>Постановление №50</i> | <i>Основната проблематика и тематика на научноизследователската работа през 1960 г.</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Научни изследвания</i> |
| 1960 | <i>Постановление №108</i> | <i>По-нататъшно усъвършенстване на системата на планиране на народното стопанство</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Централно планиране</i> |
| 1960 | <i>Постановление №118</i> | <i>Подобряване на работата по бюджетното и финансовото планиране и финансиране на народното стопанство</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Централно планиране</i> |
| 1960 | <i>Постановление №129</i> | <i>Правилното набиране и разпределение на работната сила за нуждите на народното стопанство</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1960 | <i>Постановление №151</i> | <i>Одобряване на нови тарифни условия за работниците от металургическата, машиностроителната, дърводобивната, циментовата, химическата, хартиената, полиграфическата, текстилната и хранително-вкусовата промишленост</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1960 | <i>Постановление №166</i> | <i>Преодоляване недостига от работна ръка в строителството, промишлеността и другите отрасли на народното стопанство и одобряване Наредба за организирано набиране и разпределяне на работна сила</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1960 | <i>Постановление №174</i> | <i>Професионалната подготовка и осигуряване работа на младежите под 18 години, които не продължават образованието си</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1960 | <i>Постановление №182</i> | <i>Подобряване на научноизследователската и проектно конструкторската работа с оглед да се ускори техническият прогрес в машиностроенето и се изпълнят поетите задължения пред СИБ</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Научни изследвания</i> |
| 1960 | <i>Постановление №188</i> | <i>Повишаване на изискванията при присъждане на научни степени и звания и за подобряване работата на Висшата атестационна комисия</i> | <i>Министерски съвет</i> | <i>Образование</i> |
| 1963 | <i>Решение №15</i> | <i>Длъжностите за заемане от специалистите с определен профил за висше образование, полувисше образование и средно специално образование.</i> | <i>Комитета по труда и цените</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1963 | <i>Решение №30</i> | <i>Провеждане на обществен преглед на организацията на производството и труда, нормирането и заплащането.</i> | <i>Комитета по труда и цените</i> | <i>Работна сила</i> |
| 1963 | <i>Решение №31</i> | <i>Подготовката на висши, средни и изпълнителни кадри за различни отрасли на народното стопанство.</i> | <i>Комитета по труда и цените</i> | <i>Работна сила</i> |

Таблица А04 (Продължение и край)

| | | | | |
|------|------------------------|--|--------------------------------------|----------------|
| 1964 | Постановление №28 | Утвърждаване списъка на фактите, сведенията и предметите, които съставляват държавна тайна за НРБ. | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1964 | Постановление №216 | Опазване в тайна разположението, производството, капацитета и други данни за държавни предприятия, обекти и др. | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1964 | Разпореждане №216 | Проведения през IV-то тримесечие на 1963 г. обществен преглед на организацията на производството и труда. | Министерски съвет | Работна сила |
| 1964 | Решение №4 | | Комитета по труда и цените | |
| 1965 | Решение №16 | Привличане на работа като извънцатни сътрудници, лица, владеещи чужди езици | Комитета по труда и цените | Работна сила |
| 1963 | Доклади | Доклади на Председателя на Комитета, внесени в Министерски съвет | Комитета по труда и цените | Работна сила |
| - | | | | |
| 1965 | Проект към ООН, доклад | Предложение на правителството на НРБ до специалния фонд на ООН относно получаване на техническа помощ за организиране на център за подготовка и усъвършенстване на ръководни инженери и икономически кадри в България, доклад от директора на НИИТ до МС за подготовка и квалификация на ръководните стопански кадри | Комитет по труда и работната заплата | Образование |
| 1966 | | | | |
| 1967 | Постановление №65 | Подобряване организацията на работата по опазването на държавната тайна в НРБ | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1971 | Постановление №16 | Създаване на органи за опазване на държавната тайна в средствата за масова информация | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1971 | Постановление №31 | Наредба за опазване на държавната и служебната тайна | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1973 | Постановление №28 | Приемане Правилник за задачите на управлението за опазването на държавната тайна в средствата за масова информация пир Министерски съвет и за организацията на тази дейност в НРБ | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1973 | Разпореждане №74 | Допълване на 216-то разпореждане на МС от 22 юни 1964 г. | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1976 | Постановление №45 | Утвърждаване Списък на факти, сведения и предмети, които съставляват държавна тайна на НРБ | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1977 | Заповед №666 | Заповед на КТРЗ № 666/ 1977 г. и списъци на сведенията, които представляват служебна тайна, правилник за вътрешния трудов ред в Комитета по труда и работната заплата | Комитет по труда и работната заплата | Служебна тайна |
| 1980 | Постановление №30 | Усъвършенстване организацията на работата по опазване на държавната тайна в НРБ | Министерски съвет | Държавна тайна |
| 1977 | Доклади | Доклади, внасяни от Комитета по труда и работната заплата в Министерски съвет | Комитет по труда и работната заплата | Работна сила |
| - | | | | |
| 1981 | | | | |
| 1985 | Постановление №15 | Ускорена развитие на образователното дело в някои окръзи на страната | Министерски съвет | Образование |
| 1986 | Постановление №5 | Планомерно разпределение на трудовите ресурси между окръзи и селищни системи и за национални обекти през 9-тата петилетка и до 2000 г. | Министерски съвет | Работна сила |

Таблица В01

Население и брой на завързващите специалисти в България за периода 1946-1991 г.

| Година | Население | Дял на населението 15-19 години | Дял на населението 20-24 години | Дял на населението 25-29 години | Население 15-19 години | Население 20-24 години | Население 25-29 години | Брой завършили висше образование | Брой завършили полувисше образование | Брой завършили средно специално образование |
|--------|-----------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------------------|--------------------------------------|---|
| 1946* | 7029349 | 9.90% | 10.39% | 7.09% | 695825 | 730096 | 498071 | - | - | - |
| 1947** | 7098000 | 9.66% | 10.20% | 7.23% | 685444 | 724308 | 513078 | - | - | - |
| 1948** | 7162200 | 9.41% | 10.02% | 7.37% | 674311 | 717824 | 527954 | 3350 | 723 | 7145 |
| 1949** | 7227900 | 9.17% | 9.84% | 7.51% | 663005 | 711254 | 543126 | 3373 | 1236 | 8084 |
| 1950** | 7273100 | 8.93% | 9.66% | 7.66% | 649550 | 702465 | 556915 | 6145 | 1544 | 10452 |
| 1951** | 7243200 | 8.69% | 9.48% | 7.80% | 629351 | 686394 | 564976 | 6460 | 1791 | 13306 |
| 1952** | 7306700 | 8.45% | 9.29% | 7.94% | 617186 | 679114 | 580371 | 6383 | 1937 | 13435 |
| 1953** | 7385600 | 8.20% | 9.11% | 8.09% | 605978 | 673005 | 597192 | 5901 | 2252 | 13241 |
| 1954** | 7461000 | 7.96% | 8.93% | 8.23% | 594109 | 666297 | 613950 | 6884 | 3238 | 13425 |
| 1955** | 7537800 | 7.72% | 8.75% | 8.37% | 581983 | 659437 | 631041 | 4283 | 2285 | 15571 |
| 1956* | 7613709 | 7.48% | 8.57% | 8.51% | 569511 | 652510 | 648243 | 5860 | 2265 | 15732 |
| 1957** | 7688800 | 7.60% | 8.41% | 8.34% | 584354 | 646643 | 641565 | 6053 | 2655 | 13736 |
| 1958** | 7766300 | 7.72% | 8.25% | 8.17% | 599564 | 640735 | 634829 | 5783 | 1664 | 15084 |
| 1959** | 7829200 | 7.84% | 8.09% | 8.00% | 613815 | 633398 | 626661 | 5676 | 1074 | 11689 |
| 1960** | 7905500 | 7.96% | 7.93% | 7.83% | 629284 | 626922 | 619329 | 5789 | 509 | 12511 |
| 1961** | 7980700 | 8.08% | 7.77% | 7.66% | 644846 | 620116 | 611653 | 5852 | 1543 | 14473 |
| 1962** | 8045200 | 8.20% | 7.61% | 7.49% | 659712 | 612256 | 602920 | 6783 | 1947 | 15270 |
| 1963** | 8111100 | 8.32% | 7.45% | 7.32% | 674849 | 604293 | 594070 | 7399 | 3302 | 20366 |
| 1964** | 8177500 | 8.44% | 7.29% | 7.15% | 690187 | 596156 | 585031 | 6845 | 3573 | 25056 |
| 1965* | 8227866 | 8.56% | 7.10% | 6.95% | 704323 | 584559 | 572242 | 7781 | 7268 | 33178 |
| 1966** | 8285300 | 8.45% | 7.33% | 6.90% | 700208 | 607091 | 571680 | 8483 | 7239 | 34888 |
| 1967** | 8335100 | 8.34% | 7.55% | 6.84% | 695332 | 629302 | 570531 | 11579 | 4242 | 35510 |
| 1968** | 8404100 | 8.23% | 7.77% | 6.79% | 691928 | 653228 | 570632 | 12902 | 3307 | 34965 |
| 1969 | 8464264 | 8.13% | 8.00% | 6.74% | 687812 | 676769 | 570087 | 12647 | 3381 | 32244 |
| 1970 | 8514883 | 7.91% | 8.22% | 6.82% | 673228 | 699807 | 580426 | 12409 | 3538 | 33683 |
| 1971 | 8557906 | 7.92% | 8.05% | 7.09% | 677986 | 688726 | 606976 | 13087 | 3695 | 34862 |
| 1972 | 8594493 | 7.81% | 8.06% | 7.22% | 671644 | 692568 | 620861 | 13408 | 3719 | 37681 |
| 1973 | 8647440 | 7.69% | 7.96% | 7.46% | 664715 | 688418 | 644807 | 14496 | 4165 | 40329 |
| 1974** | 8679000 | 7.52% | 7.78% | 7.48% | 652599 | 674983 | 649167 | 15013 | 4791 | 40090 |
| 1975* | 8727771 | 7.35% | 7.59% | 7.50% | 641642 | 662739 | 654833 | 14461 | 6146 | 42119 |
| 1976 | 8785763 | 7.21% | 7.52% | 7.74% | 633100 | 660632 | 680445 | 16556 | 7054 | 41183 |
| 1977 | 8822602 | 7.17% | 7.41% | 7.71% | 632901 | 653913 | 680360 | 18880 | 17647 | 37285 |
| 1978 | 8805462 | 7.11% | 7.28% | 7.59% | 626352 | 640655 | 668187 | 21164 | 16522 | 32101 |
| 1979 | 8846417 | 7.07% | 7.17% | 7.45% | 625476 | 633894 | 658954 | 17205 | 10522 | 27954 |
| 1980 | 8876652 | 6.97% | 7.07% | 7.26% | 618455 | 627964 | 644235 | 19072 | 8940 | 26178 |
| 1981 | 8905581 | 6.82% | 7.00% | 7.29% | 607008 | 623288 | 649386 | 18164 | 7377 | 24982 |
| 1982 | 8929336 | 6.69% | 6.99% | 7.21% | 597246 | 624565 | 643628 | 16328 | 4699 | 25418 |
| 1983 | 8950144 | 6.77% | 6.97% | 7.12% | 605549 | 623615 | 637486 | 15642 | 4267 | 25035 |
| 1984 | 8971214 | 6.89% | 6.94% | 7.03% | 617828 | 622878 | 630842 | 14322 | 4039 | 25887 |
| 1985* | 8948649 | 6.86% | 6.65% | 6.99% | 613589 | 595505 | 625206 | 15308 | 3894 | 23692 |
| 1986 | 8966462 | 7.04% | 6.49% | 6.89% | 631475 | 582347 | 617866 | 16312 | 3455 | 22958 |
| 1987 | 8976255 | 7.16% | 6.39% | 6.85% | 642927 | 573505 | 614651 | 16929 | 3708 | 24390 |
| 1988 | 8986636 | 7.20% | 6.46% | 6.78% | 647394 | 580366 | 609528 | 16685 | 3664 | 26715 |
| 1989 | 8767308 | 7.23% | 6.54% | 6.67% | 634166 | 573236 | 584684 | 19087 | 5667 | 29027 |
| 1990 | 8669269 | 7.29% | 6.68% | 6.53% | 632186 | 578978 | 566229 | 21817 | 8946 | 28031 |
| 1991 | 8595465 | 7.39% | 6.87% | 6.38% | 635247 | 590756 | 547994 | 22825 | 8033 | 27231 |

* години на преброявания на населението

** линейно интерполирани дялове на отделните възрастови групи

Източник: Статистически годишници 1948 - 1992; собствени изчисления

Таблица В02**Коефициенти на завършващите учаци в България за периода 1948-1991 г.**

| Година | Завършили висше образование на 1000 души население от 20 до 29 години | Завършили полувисше образование на 1000 души население от 20 до 29 години | Завършили средно специално образование на 1000 души население от 15 до 19 години | Завършили висше и полувисше образование на 1000 души население от 20 до 29 години | Общо завършили специалисти на 1000 души население от 15 до 29 години |
|--------|--|--|--|---|---|
| 1948 | 2.6891 | 0.5804 | 10.5960 | 3.2694 | 5.8424 |
| 1949 | 2.6890 | 0.9853 | 12.1930 | 3.6743 | 6.6200 |
| 1950 | 4.8794 | 1.2260 | 16.0911 | 6.1054 | 9.5032 |
| 1951 | 5.1623 | 1.4312 | 21.1424 | 6.5936 | 11.4621 |
| 1952 | 5.0679 | 1.5379 | 21.7681 | 6.6059 | 11.5923 |
| 1953 | 4.6457 | 1.7730 | 21.8506 | 6.4187 | 11.4030 |
| 1954 | 5.3771 | 2.5292 | 22.5969 | 7.9063 | 12.5627 |
| 1955 | 3.3189 | 1.7707 | 26.7551 | 5.0896 | 11.8235 |
| 1956 | 4.5051 | 1.7413 | 27.6237 | 6.2464 | 12.7560 |
| 1957 | 4.6988 | 2.0610 | 23.5063 | 6.7598 | 11.9857 |
| 1958 | 4.5337 | 1.3045 | 25.1583 | 5.8382 | 12.0157 |
| 1959 | 4.5046 | 0.8523 | 19.0432 | 5.3569 | 9.8400 |
| 1960 | 4.6451 | 0.4084 | 19.8813 | 5.0536 | 10.0286 |
| 1961 | 4.7509 | 1.2527 | 22.4441 | 6.0036 | 11.6529 |
| 1962 | 5.5819 | 1.6022 | 23.1465 | 7.1841 | 12.8008 |
| 1963 | 6.1743 | 2.7554 | 30.1786 | 8.9297 | 16.5849 |
| 1964 | 5.7950 | 3.0249 | 36.3032 | 8.8199 | 18.9561 |
| 1965 | 6.7263 | 6.2828 | 47.1062 | 13.0092 | 25.9128 |
| 1966 | 7.1965 | 6.1411 | 49.8252 | 13.3376 | 26.9348 |
| 1967 | 9.6505 | 3.5355 | 51.0691 | 13.1860 | 27.0852 |
| 1968 | 10.5421 | 2.7021 | 50.5327 | 13.2442 | 26.7117 |
| 1969 | 10.1431 | 2.7116 | 46.8791 | 12.8547 | 24.9511 |
| 1970 | 9.6928 | 2.7636 | 50.0321 | 12.4563 | 25.4062 |
| 1971 | 10.1003 | 2.8517 | 51.4199 | 12.9521 | 26.1662 |
| 1972 | 10.2084 | 2.8315 | 56.1026 | 13.0399 | 27.6101 |
| 1973 | 10.8729 | 3.1240 | 60.6711 | 13.9969 | 29.5254 |
| 1974 | 11.3378 | 3.6182 | 61.4313 | 14.9560 | 30.2992 |
| 1975 | 10.9755 | 4.6646 | 65.6425 | 15.6401 | 32.0159 |
| 1976 | 12.3453 | 5.2600 | 65.0498 | 17.6053 | 32.8203 |
| 1977 | 14.1500 | 13.2259 | 58.9113 | 27.3760 | 37.5218 |
| 1978 | 16.1700 | 12.6234 | 51.2507 | 28.7934 | 36.0620 |
| 1979 | 13.3078 | 8.1386 | 44.6924 | 21.4465 | 29.0259 |
| 1980 | 14.9914 | 7.0272 | 42.3281 | 22.0186 | 28.6620 |
| 1981 | 14.2723 | 5.7965 | 41.1560 | 20.0688 | 26.8785 |
| 1982 | 12.8750 | 3.7053 | 42.5587 | 16.5803 | 24.8976 |
| 1983 | 12.4034 | 3.3836 | 41.3426 | 15.7870 | 24.0774 |
| 1984 | 11.4236 | 3.2216 | 41.9000 | 14.6452 | 23.6425 |
| 1985 | 12.5402 | 3.1899 | 38.6122 | 15.7302 | 23.3844 |
| 1986 | 13.5909 | 2.8787 | 36.3562 | 16.4696 | 23.3255 |
| 1987 | 14.2481 | 3.1208 | 37.9359 | 17.3689 | 24.5904 |
| 1988 | 14.0223 | 3.0793 | 41.2654 | 17.1015 | 25.6160 |
| 1989 | 16.4839 | 4.8941 | 45.7719 | 21.3780 | 30.0103 |
| 1990 | 19.0507 | 7.8117 | 44.3398 | 26.8624 | 33.0788 |
| 1991 | 20.0439 | 7.0542 | 42.8668 | 27.0981 | 32.7447 |

Източник: собствени изчисления

Таблица В03**Население и записани учащи в образователната система**

| Година | Дял на населението 5-9 години | Дял на населението 10-14 години | Население 5-9 години | Население 10-14 години | Учащи в курса на висше образование | Учащи в полувисше образование | Учащи в средно специално | Учащи от IX до XIII клас в общеобразователните училища | Учащи в средни професионални училища | Учащи в професионални училища | Учащи от IV/ V до VIII клас | Учащи от I до III/ IV клас |
|--------|-------------------------------|---------------------------------|----------------------|------------------------|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------|--|--------------------------------------|-------------------------------|-----------------------------|----------------------------|
| 1948** | 0.0871 | 0.0956 | 623969 | 684872 | 30927 | 3999 | 61594 | 113259 | - | 32561 | 307893 | 548548 |
| 1949** | 0.0879 | 0.0940 | 635193 | 679156 | 30041 | 5161 | 66877 | 114987 | - | 31100 | 307500 | 544916 |
| 1950** | 0.0886 | 0.0923 | 644700 | 671330 | 29977 | 7072 | 67679 | 120898 | - | 35724 | 315001 | 558077 |
| 1951** | 0.0894 | 0.0906 | 647562 | 656547 | 32621 | 7225 | 67884 | 120081 | - | 37703 | 314898 | 569778 |
| 1952** | 0.0902 | 0.0890 | 658799 | 650173 | 32871 | 6052 | 65803 | 135781 | - | 32916 | 328336 | 582152 |
| 1953** | 0.0909 | 0.0873 | 671533 | 644934 | 36302 | 5058 | 58998 | 153077 | - | 20809 | 337998 | 598932 |
| 1954** | 0.0917 | 0.0857 | 684067 | 639133 | 36705 | 4386 | 59269 | 165363 | - | 20300 | 346576 | 614122 |
| 1955** | 0.0924 | 0.0840 | 696845 | 633199 | 40737 | 3358 | 61173 | 174120 | - | 19435 | 365428 | 627951 |
| 1956* | 0.0932 | 0.0823 | 709685 | 626735 | 42922 | 3401 | 65073 | 167102 | - | 20100 | 382412 | 625691 |
| 1957** | 0.0917 | 0.0823 | 705151 | 632916 | 48880 | 3818 | 77277 | 156810 | - | 16564 | 397159 | 622512 |
| 1958** | 0.0902 | 0.0823 | 700609 | 639296 | 54965 | 6187 | 93944 | 158004 | - | 19512 | 433408 | 620971 |
| 1959** | 0.0887 | 0.0823 | 694540 | 644473 | 61447 | 9292 | 108392 | 136666 | - | 31637 | 478573 | 611500 |
| 1960** | 0.0872 | 0.0823 | 689450 | 650754 | 71533 | 13187 | 134816 | 157695 | - | 42123 | 514725 | 608304 |
| 1961** | 0.0857 | 0.0823 | 684038 | 656944 | 77597 | 19667 | 162365 | 144971 | - | 46022 | 533169 | 603544 |
| 1962** | 0.0842 | 0.0823 | 677498 | 662254 | 82338 | 20303 | 179647 | 119109 | - | 51469 | 562448 | 592222 |
| 1963** | 0.0827 | 0.0823 | 670881 | 667679 | 84467 | 15635 | 175067 | 125333 | - | 61969 | 551141 | 578174 |
| 1964** | 0.0812 | 0.0823 | 664107 | 673144 | 82573 | 10234 | 172098 | 123145 | 6245 | 74558 | 547880 | 560535 |
| 1965* | 0.0800 | 0.0823 | 657838 | 676955 | 81489 | 10202 | 165039 | 117247 | 15324 | 71008 | 546138 | 549507 |
| 1966** | 0.0787 | 0.0813 | 651825 | 673727 | 80248 | 9776 | 157099 | 107915 | 25242 | 69452 | 535226 | 544025 |
| 1967** | 0.0774 | 0.0804 | 645074 | 669774 | 85675 | 10031 | 153348 | 102795 | 37104 | 62689 | 524428 | 539772 |
| 1968** | 0.0761 | 0.0794 | 639657 | 667251 | 89331 | 10265 | 152919 | 100949 | 51691 | 58017 | 511236 | 542445 |
| 1969 | 0.0749 | 0.0784 | 633558 | 663733 | 93713 | 11524 | 154411 | 103884 | 68163 | 53482 | 499442 | 528247 |
| 1970 | 0.0741 | 0.0769 | 631317 | 654623 | 101102 | 14011 | 152471 | 109156 | 83038 | 47253 | 494851 | 514002 |
| 1971 | 0.0722 | 0.0755 | 618303 | 646065 | 103515 | 16076 | 152489 | 114910 | 94196 | 42751 | 491536 | 501299 |
| 1972 | 0.0709 | 0.0746 | 609592 | 641087 | 105904 | 18758 | 148674 | 116789 | 103193 | 37562 | 494583 | 484590 |
| 1973 | 0.0717 | 0.0734 | 620439 | 634486 | 106055 | 19779 | 140721 | 116586 | 112061 | 32236 | 486658 | 495645 |
| 1974** | 0.0717 | 0.0714 | 622162 | 620056 | 103662 | 23230 | 129934 | 113267 | 121948 | 22157 | 590290 | 392234 |
| 1975* | 0.0716 | 0.0695 | 625113 | 606700 | 93252 | 47110 | 116209 | 108179 | 136566 | 9708 | 581288 | 404421 |
| 1976 | 0.0740 | 0.0701 | 650407 | 615456 | 91303 | 23822 | 104563 | 102872 | 145539 | 4190 | 575974 | 397033 |
| 1977 | 0.0745 | 0.0686 | 657346 | 604814 | 87494 | 19225 | 98762 | 98750 | 152048 | 3503 | 589477 | 387733 |
| 1978 | 0.0738 | 0.0690 | 649565 | 607228 | 85330 | 14024 | 97575 | 97089 | 155495 | 2690 | 602836 | 392374 |
| 1979 | 0.0736 | 0.0700 | 651367 | 619481 | 85068 | 10752 | 96357 | 103810 | 153105 | 1854 | 614830 | 415868 |
| 1980 | 0.0753 | 0.0709 | 668514 | 629717 | 83633 | 9899 | 93226 | 116569 | 149686 | 1514 | 623432 | 430433 |
| 1981 | 0.0762 | 0.0721 | 678952 | 642477 | 86275 | 9961 | 91102 | 138187 | 133058 | 1626 | 627302 | 437069 |
| 1982 | 0.0772 | 0.0728 | 689612 | 650290 | 92636 | 9126 | 90716 | 156764 | 122220 | 1667 | 642368 | 430732 |
| 1983 | 0.0771 | 0.0724 | 690498 | 648264 | 101507 | 9536 | 95651 | 163417 | 115038 | 1451 | 651067 | 429912 |
| 1984 | 0.0765 | 0.0725 | 686585 | 650073 | 109291 | 11761 | 104953 | 164107 | 114299 | 1430 | 666422 | 431015 |
| 1985* | 0.0736 | 0.0745 | 658435 | 666348 | 116407 | 15690 | 115036 | 167845 | 114036 | 1461 | 679677 | 412520 |
| 1986 | 0.0716 | 0.0753 | 641724 | 675457 | 126964 | 18497 | 124953 | 159860 | 110615 | 1292 | 684860 | 390501 |
| 1987 | 0.0698 | 0.0763 | 626439 | 685288 | 133184 | 19867 | 135606 | 157790 | 106564 | 1343 | 644059 | 345559 |
| 1988 | 0.0682 | 0.0762 | 613050 | 684572 | 151510 | 31943 | 125728 | 152683 | 107964 | 1586 | 622735 | 335315 |
| 1989 | 0.0658 | 0.0747 | 577326 | 655129 | 151597 | 29672 | 121919 | 150297 | 103966 | 2008 | 591089 | 326820 |
| 1990 | 0.0654 | 0.0731 | 566902 | 633655 | 151510 | 31943 | 125728 | 152683 | 113139 | 2631 | 622735 | 335315 |
| 1991 | 0.0648 | 0.0713 | 556677 | 612557 | 151597 | 29672 | 121919 | 150297 | 111609 | 2785 | 591089 | 326820 |
| 1992* | 0.0639 | 0.0696 | 541996 | 590586 | 184864 | 30261 | 111329 | 152801 | 110384 | 2533 | 552192 | 322464 |
| 1993 | 0.0633 | 0.0682 | 535726 | 577309 | 195593 | 27791 | 103396 | 151903 | 107839 | 3323 | 412278 | 423818 |
| 1994 | 0.0626 | 0.0671 | 527353 | 565321 | 212951 | 25161 | 112046 | 158701 | 100355 | 4194 | 396504 | 425286 |
| 1995 | 0.0617 | 0.0662 | 517605 | 555152 | 240029 | 25311 | 120859 | 158185 | 88427 | 4051 | 375565 | 426351 |
| 1996 | 0.0597 | 0.0658 | 498275 | 548929 | 252186 | 24981 | 125887 | 152521 | 77299 | 3384 | 364956 | 423791 |
| 1997 | 0.0580 | 0.0653 | 480023 | 541022 | 249744 | 23747 | 125492 | 145456 | 68245 | 2614 | 361101 | 417690 |
| 1998 | 0.0557 | 0.0650 | 458028 | 534735 | 259169 | 22065 | 127274 | 144253 | 59706 | 2481 | 357504 | 404026 |
| 1999 | 0.0530 | 0.0643 | 434289 | 526427 | 250417 | 18461 | 132240 | 144987 | 50727 | 2376 | 356938 | 385288 |
| 2000 | 0.0501 | 0.0634 | 407914 | 516754 | 235807 | 16369 | 138821 | 145015 | 44460 | 2280 | 355918 | 366421 |

* години на преброявания на населението

** линейно интерполирани дялове на отделните възрастови групи

Източник: Статистически годишници 1948 - 2002; собствени изчисления

Таблица В04**Коефициенти на участие в образователната система**

| Година | Коефициент на учащите в начално образование в населението от 5 до 9 годишна възраст | Коефициент на учащите в основно образование в населението от 5 до 14 годишна възраст | Коефициент на учащите в средно специално образование в населението от 15 до 19 годишна възраст | Коефициент на учащите в средно образование в населението от 15 до 19 годишна възраст | Коефициент на учащите във висше и полувисше образование в населението от 20 до 24 годишна възраст |
|--------|---|--|--|--|---|
| 1948 | 91.0470 | 66.9530 | 7.8255 | 34.0156 | 5.8843 |
| 1949 | 88.9577 | 66.5775 | 7.3862 | 31.5170 | 5.7476 |
| 1950 | 85.0858 | 65.0776 | 9.4826 | 32.4189 | 4.9719 |
| 1951 | 84.1489 | 65.3639 | 10.6263 | 34.8878 | 5.1285 |
| 1952 | 84.7113 | 66.6995 | 10.9657 | 35.8875 | 5.4555 |
| 1953 | 84.8473 | 67.2008 | 11.2024 | 34.4524 | 5.9206 |
| 1954 | 85.1016 | 68.8096 | 11.0759 | 37.3474 | 5.8417 |
| 1955 | 85.9491 | 70.4436 | 10.1374 | 39.7795 | 6.2720 |
| 1956 | 86.5344 | 71.8859 | 10.4070 | 42.9723 | 6.2974 |
| 1957 | 89.0520 | 74.2398 | 10.4685 | 43.1000 | 6.8191 |
| 1958 | 89.3067 | 75.2369 | 10.8534 | 41.9783 | 7.2297 |
| 1959 | 89.6294 | 76.1509 | 12.5896 | 43.2906 | 8.3199 |
| 1960 | 90.0676 | 78.6730 | 14.9287 | 46.7311 | 9.7543 |
| 1961 | 89.3957 | 81.2892 | 16.8090 | 45.1394 | 11.4074 |
| 1962 | 89.7868 | 83.8236 | 20.4356 | 52.1409 | 13.8374 |
| 1963 | 89.9629 | 84.9206 | 24.0594 | 54.7241 | 16.0955 |
| 1964 | 89.1757 | 86.3465 | 26.0287 | 54.9936 | 17.2171 |
| 1965 | 87.8900 | 84.6060 | 24.8561 | 54.9083 | 17.1244 |
| 1966 | 85.9947 | 83.6192 | 24.5781 | 55.6887 | 15.2872 |
| 1967 | 85.1851 | 83.3286 | 23.7353 | 54.9492 | 14.5703 |
| 1968 | 85.0495 | 82.5805 | 22.7045 | 54.1562 | 13.7814 |
| 1969 | 85.1969 | 82.0325 | 22.2950 | 54.9261 | 14.1416 |
| 1970 | 85.9228 | 81.9386 | 22.7143 | 57.0622 | 14.2319 |
| 1971 | 85.4350 | 81.2808 | 22.7750 | 58.2965 | 15.2800 |
| 1972 | 84.3190 | 80.6644 | 22.7012 | 59.9100 | 16.6212 |
| 1973 | 80.7975 | 79.1151 | 22.9405 | 61.9357 | 17.3719 |
| 1974 | 77.8881 | 78.8246 | 22.7818 | 62.7595 | 18.4689 |
| 1975 | 79.2889 | 79.7445 | 21.9314 | 62.8982 | 18.9870 |
| 1976 | 60.3059 | 77.6169 | 20.5235 | 62.0644 | 19.2077 |
| 1977 | 61.5233 | 78.0970 | 18.3613 | 60.0313 | 21.4649 |
| 1978 | 61.1229 | 77.4198 | 16.6940 | 58.3729 | 17.9699 |
| 1979 | 59.5260 | 76.8943 | 15.7899 | 56.3524 | 16.8355 |
| 1980 | 58.6935 | 76.6589 | 15.7772 | 55.9239 | 15.8216 |
| 1981 | 61.2515 | 77.9987 | 15.8741 | 55.1642 | 15.3733 |
| 1982 | 62.4167 | 78.6524 | 15.6093 | 55.8701 | 14.9755 |
| 1983 | 63.2976 | 79.5041 | 15.0445 | 57.1016 | 15.4320 |
| 1984 | 62.7354 | 80.2823 | 14.6831 | 58.7880 | 16.3374 |
| 1985 | 65.2930 | 81.5967 | 15.5888 | 61.0449 | 18.6469 |
| 1986 | 67.1652 | 83.3171 | 16.6203 | 60.3297 | 20.7869 |
| 1987 | 65.8516 | 83.2640 | 17.8925 | 60.7826 | 23.0333 |
| 1988 | 63.6981 | 82.8717 | 19.3009 | 60.8583 | 25.0637 |
| 1989 | 59.8551 | 80.2965 | 21.3834 | 62.9756 | 26.6995 |
| 1990 | 59.1487 | 79.8005 | 19.8878 | 62.3521 | 31.6857 |
| 1991 | 58.7091 | 78.5052 | 19.1924 | 60.8598 | 30.6842 |
| 1992 | 59.4956 | 77.2267 | 17.5141 | 59.3163 | 36.2847 |
| 1993 | 79.1110 | 75.1186 | 16.1487 | 57.2351 | 37.6815 |
| 1994 | 80.6454 | 75.2091 | 17.7674 | 59.5116 | 39.6404 |
| 1995 | 82.3700 | 74.7528 | 19.5262 | 60.0239 | 43.5994 |
| 1996 | 85.0516 | 75.3193 | 20.8532 | 59.4834 | 44.6646 |
| 1997 | 87.0146 | 76.2739 | 21.2998 | 58.0151 | 43.2113 |
| 1998 | 88.2099 | 76.7081 | 22.0968 | 57.9380 | 44.1014 |
| 1999 | 88.7170 | 77.2576 | 23.4466 | 58.5685 | 42.7995 |
| 2000 | 89.8280 | 78.1187 | 25.0652 | 59.6881 | 40.8899 |

Източник: собствени изчисления

Таблица В05

Нетни коефициенти на записване на населението в образователната система

| | 1994/95 | 1995/96 | 1996/97 | 1997/98 | 1998/99 | 1999/2000 | 2000/01 | 2001/02 | 2002/03 | 2003/04 | 2004/05 |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Групови нетни коефициенти² по степени на образованието според МСКО - 97 | | | | | | | | | | | |
| Предучилищно образование (ISCED-0) | 59.7 | 64.5 | 66.2 | 62.1 | 65.3 | 66.4 | 66.8 | 73.6 | 74.2 | 74.6 | 73.6 |
| Начално образование (I-IV клас, ISCED-1) | 92.8 | 94.9 | 95.5 | 96.0 | 96.8 | 96.4 | 96.3 | 98.5 | 99.8 | 100.3 | 99.7 |
| Прогимназиално образование (V-VIII клас, ISCED-2A) | 79.0 | 78.0 | 78.4 | 79.1 | 80.2 | 81.4 | 82.4 | 83.1 | 83.9 | 84.2 | 84.2 |
| Средно образование (IX-XIII клас, ISCED-3A, 3C) | 61.4 | 61.5 | 61.5 | 61.3 | 61.6 | 63.1 | 64.7 | 68.3 | 74.9 | 77.1 | 77.3 |
| Професионално обучение след средно образование (ISCED-4C) | . | . | . | 0.5 | 0.7 | 0.6 | 0.6 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.3 |
| Колежи (ISCED-5B) | 3.3 | 3.1 | 3.0 | 3.0 | 2.7 | 2.4 | 2.2 | 2.4 | 2.4 | 2.6 | 3.1 |
| Университети и специализирани висши училища (ISCED-5A) | 18.8 | 20.6 | 21.4 | 21.6 | 23.4 | 24.0 | 23.0 | 22.8 | 23.9 | 24.1 | 25.8 |
| Нетни коефициенти³ на записване на населението в образователната система по възрастови групи | | | | | | | | | | | |
| 3 - 6 г. | 62.9 | 67.4 | 69.1 | 65.7 | 68.3 | 69.6 | 70.1 | 77.2 | 78.5 | 78.0 | 76.3 |
| 7 - 10 г. | 100.1 | 100.3 | 99.6 | 99.2 | 99.3 | 98.8 | 98.4 | 101.2 | 102.3 | 102.2 | 101.6 |
| 11 - 14 г. | 95.2 | 95.5 | 95.3 | 95.3 | 95.8 | 96.1 | 97.0 | 97.7 | 98.0 | 98.1 | 98.2 |
| 15 - 18 г. | 69.2 | 69.7 | 69.4 | 69.3 | 70.3 | 71.1 | 71.9 | 75.2 | 81.0 | 82.8 | 82.9 |
| 19 - 23 г. | 22.8 | 24.4 | 25.1 | 25.3 | 26.9 | 27.2 | 26.0 | 25.8 | 27.4 | 29.7 | 32.2 |

* Изчисленията са на база предварителните данни за броя на населението към 31.12.2003 година.

² Груповите коефициенти са изчислени в проценти като отношение на броя на учащите се по степени във възрастовите групи 3-6, 7-10, 11-14, 15-18, 19-20, 19-21 и 19-23 години към броя на населението в същите възрастови групи.

³ Коефициентът е изчислен в проценти като отношение на броя на учащите се в съответните възрастови групи, независимо от степента на образование, към броя на населението в същите възрастови групи. Броят на учащите се и населението са изчислени към 31.12 на съответната година.

Източник: НСИ

Таблица В06**Степен на образованост в България за периода 1963-2005 г.**

| Година | коефициент на учащите в основно образование в населението от 5 до 14 годишна възраст | коефициент на учащите в средно образование в населението от 15 до 19 годишна възраст | коефициент на учащите във висше и полувисше образование в населението от 20 до 24 годишна възраст | среден брой години образование на работната сила |
|--------|--|--|---|--|
| 1948 | 66.9530 | 34.0156 | 5.8843 | - |
| 1949 | 66.5775 | 31.5170 | 5.7476 | - |
| 1950 | 65.0776 | 32.4189 | 4.9719 | - |
| 1951 | 65.3639 | 34.8878 | 5.1285 | - |
| 1952 | 66.6995 | 35.8875 | 5.4555 | - |
| 1953 | 67.2008 | 34.4524 | 5.9206 | - |
| 1954 | 68.8096 | 37.3474 | 5.8417 | - |
| 1955 | 70.4436 | 39.7795 | 6.2720 | - |
| 1956 | 71.8859 | 42.9723 | 6.2974 | - |
| 1957 | 74.2398 | 43.1000 | 6.8191 | - |
| 1958 | 75.2369 | 41.9783 | 7.2297 | - |
| 1959 | 76.1509 | 43.2906 | 8.3199 | - |
| 1960 | 78.6730 | 46.7311 | 9.7543 | - |
| 1961 | 81.2892 | 45.1394 | 11.4074 | - |
| 1962 | 83.8236 | 52.1409 | 13.8374 | - |
| 1963 | 84.9206 | 54.7241 | 16.0955 | 4.7278 |
| 1964 | 86.3465 | 54.9936 | 17.2171 | 4.8343 |
| 1965 | 84.6060 | 54.9083 | 17.1244 | 4.9755 |
| 1966 | 83.6192 | 55.6887 | 15.2872 | 5.0796 |
| 1967 | 83.3286 | 54.9492 | 14.5703 | 5.5221 |
| 1968 | 82.5805 | 54.1562 | 13.7814 | 5.7959 |
| 1969 | 82.0325 | 54.9261 | 14.1416 | 5.9652 |
| 1970 | 81.9386 | 57.0622 | 14.2319 | 6.0280 |
| 1971 | 81.2808 | 58.2965 | 15.2800 | 5.9642 |
| 1972 | 80.6644 | 59.9100 | 16.6212 | 5.9909 |
| 1973 | 79.1151 | 61.9357 | 17.3719 | 5.9502 |
| 1974 | 78.8246 | 62.7595 | 18.4689 | 6.0405 |
| 1975 | 79.7445 | 62.8982 | 18.9870 | 6.2167 |
| 1976 | 77.6169 | 62.0644 | 19.2077 | 6.4505 |
| 1977 | 78.0970 | 60.0313 | 21.4649 | 6.7145 |
| 1978 | 77.4198 | 58.3729 | 17.9699 | 6.8779 |
| 1979 | 76.8943 | 56.3524 | 16.8355 | 7.0520 |
| 1980 | 76.6589 | 55.9239 | 15.8216 | 7.0203 |
| 1981 | 77.9987 | 55.1642 | 15.3733 | 6.9722 |
| 1982 | 78.6524 | 55.8701 | 14.9755 | 7.0877 |
| 1983 | 79.5041 | 57.1016 | 15.4320 | 6.7275 |
| 1984 | 80.2823 | 58.7880 | 16.3374 | 6.5575 |
| 1985 | 81.5967 | 61.0449 | 18.6469 | 6.4599 |
| 1986 | 83.3171 | 60.3297 | 20.7869 | 6.3742 |
| 1987 | 83.2640 | 60.7826 | 23.0333 | 6.3335 |
| 1988 | 82.8717 | 60.8583 | 25.0637 | 6.3344 |
| 1989 | 80.2965 | 62.9756 | 26.6995 | 6.4397 |
| 1990 | 79.8005 | 62.3521 | 31.6857 | 6.7276 |
| 1991 | 78.5052 | 60.8598 | 30.6842 | 6.7873 |
| 1992 | 77.2267 | 59.3163 | 36.2847 | 7.0024 |
| 1993 | 75.1186 | 57.2351 | 37.6815 | 7.1387 |
| 1994 | 75.2091 | 59.5116 | 39.6404 | 7.3042 |
| 1995 | 74.7528 | 60.0239 | 43.5994 | 7.6806 |
| 1996 | 75.3193 | 59.4834 | 44.6646 | 7.6192 |
| 1997 | 76.2739 | 58.0151 | 43.2113 | 8.0603 |
| 1998 | 76.7081 | 57.9380 | 44.1014 | 8.1557 |
| 1999 | 77.2576 | 58.5685 | 42.7995 | 8.4094 |
| 2000 | 78.1187 | 59.6881 | 40.8899 | 8.8018 |
| 2001 | - | - | - | 8.9499 |
| 2002 | - | - | - | 8.7908 |
| 2003 | - | - | - | 8.8434 |
| 2004 | - | - | - | 8.6405 |
| 2005 | - | - | - | 8.4938 |

Източник: собствени изчисления

Таблица В07

Степен на образованост по страни, подредени по стойността на показателя през 1985 г.

| № | Държава | 1965 | 1970 | 1975 | 1980 | 1985 |
|----|----------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | САЩ | 9.821 | 10.398 | 11.952 | 12.019 | 12.086 |
| 2 | Германия | 9.105 | 9.010 | 8.799 | 9.565 | 10.332 |
| 3 | Израел | 6.151 | 7.014 | 6.900 | 8.467 | 10.034 |
| 4 | Канада | 8.018 | 9.039 | 9.227 | 9.605 | 9.984 |
| 5 | Испания | 4.136 | 4.927 | 7.147 | 8.423 | 9.699 |
| 6 | Швеция | 6.690 | 7.244 | 8.052 | 8.844 | 9.635 |
| 7 | Франция | 8.672 | 8.984 | 10.020 | 9.780 | 9.539 |
| 8 | Холандия | - | 7.929 | 8.289 | 8.882 | 9.475 |
| 9 | Япония | 7.227 | 7.680 | 8.318 | 8.894 | 9.469 |
| 10 | Белгия | - | 8.014 | 8.491 | 8.921 | 9.351 |
| 11 | Нова Зеландия | 7.972 | 7.937 | 8.306 | 8.790 | 9.275 |
| 12 | Италия | 6.642 | 7.333 | 7.956 | 8.544 | 9.132 |
| 13 | Филипини | - | 6.628 | 7.203 | 8.036 | 8.868 |
| 14 | Ирландия | 6.256 | 7.235 | 8.132 | 8.481 | 8.830 |
| 15 | Еквадор | 3.509 | 4.199 | 5.068 | 6.915 | 8.762 |
| 16 | Австралия | 6.912 | 7.388 | 7.806 | 8.264 | 8.722 |
| 17 | Великобритания | 7.004 | 7.771 | 7.355 | 7.927 | 8.498 |
| 18 | Гърция | 6.383 | 7.150 | 7.644 | 8.022 | 8.400 |
| 19 | Аржентина | 6.002 | 6.492 | 6.521 | 7.272 | 8.024 |
| 20 | Панама | 5.239 | 5.885 | 5.929 | 6.959 | 7.989 |
| 21 | Перу | 4.246 | 4.261 | 5.458 | 6.701 | 7.944 |
| 22 | Корея | 4.792 | 5.422 | 5.983 | 6.959 | 7.936 |
| 23 | Хонг Конг | - | 4.063 | 5.597 | 6.699 | 7.801 |
| 24 | Уругвай | 6.338 | 6.724 | 7.307 | 7.483 | 7.659 |
| 25 | Мексико | 3.309 | 3.867 | 4.667 | 5.864 | 7.062 |
| 26 | Дания | 6.533 | 7.233 | 8.610 | 7.758 | 6.907 |
| 27 | Люксембург | 4.568 | 5.044 | 7.009 | 6.956 | 6.902 |
| 28 | Сирия | 3.088 | 3.730 | 4.694 | 5.658 | 6.623 |
| 29 | Португалия | 3.884 | 5.303 | 8.033 | 7.274 | 6.516 |
| 30 | България * | 4.975 | 6.028 | 6.217 | 7.020 | 6.460 |
| 31 | Турция | 2.698 | 3.052 | 4.613 | 5.470 | 6.327 |
| 32 | Иран | 1.731 | 1.927 | 3.010 | 4.380 | 5.749 |
| 33 | Египет | - | - | 4.530 | 5.113 | 5.696 |
| 34 | Тунис | 1.976 | 2.758 | 3.829 | 4.742 | 5.655 |
| 35 | Бразилия | 3.491 | 4.112 | 5.401 | 5.468 | 5.536 |
| 36 | Тайланд | 3.901 | 4.083 | 4.354 | 4.933 | 5.513 |
| 37 | Индия | 1.931 | 2.420 | 4.034 | 4.393 | 4.751 |
| 38 | Алжир | 1.409 | 1.704 | 2.541 | 3.599 | 4.657 |
| 39 | Мароко | 1.155 | 1.692 | 2.606 | 3.046 | 3.485 |
| 40 | Бангладеш | - | - | 2.831 | 3.156 | 3.482 |

* Собствени изчисления

Източник: Кириаку (1991)

Таблица В08

Изменение на степента на образование по страни за периода 1965-1985 г., %

| № | Държава | Изменение на средния брой години образование в работната сила за периода 1965-1985 година |
|----|----------------|---|
| 1 | Иран | 232% |
| 2 | Алжир | 231% |
| 3 | Мароко | 202% |
| 4 | Тунис | 186% |
| 5 | Еквадор | 150% |
| 6 | Индия | 146% |
| 7 | Турция | 135% |
| 8 | Испания | 135% |
| 9 | Сирия | 114% |
| 10 | Мексико | 113% |
| 11 | Перу | 87% |
| 12 | Португалия | 68% |
| 13 | Корея | 66% |
| 14 | Израел | 63% |
| 15 | Бразилия | 59% |
| 16 | Панама | 52% |
| 17 | Люксембург | 51% |
| 18 | Швеция | 44% |
| 19 | Тайланд | 41% |
| 20 | Ирландия | 41% |
| 21 | Италия | 37% |
| 22 | Аржентина | 34% |
| 23 | Гърция | 32% |
| 24 | Япония | 31% |
| 25 | България * | 30% |
| 26 | Австралия | 26% |
| 27 | Канада | 25% |
| 28 | САЩ | 23% |
| 29 | Великобритания | 21% |
| 30 | Уругвай | 21% |
| 31 | Нова Зеландия | 16% |
| 32 | Германия | 13% |
| 33 | Франция | 10% |
| 34 | Дания | 6% |

* Собствени изчисления

Източник: Собствени изчисления по данни на Кириаку (1991)

Таблица В09

Среден брой години образование по страни за периода 1965-1985 г

| № | Държава | Среден брой години образование в работната сила за периода 1965-1985 година |
|----|----------------|---|
| 1 | САЩ | 11.255 |
| 2 | Франция | 9.399 |
| 3 | Германия | 9.362 |
| 4 | Канада | 9.175 |
| 5 | Белгия | 8.694 |
| 6 | Холандия | 8.644 |
| 7 | Нова Зеландия | 8.456 |
| 8 | Япония | 8.318 |
| 9 | Швеция | 8.093 |
| 10 | Италия | 7.921 |
| 11 | Австралия | 7.818 |
| 12 | Ирландия | 7.787 |
| 13 | Израел | 7.713 |
| 14 | Великобритания | 7.711 |
| 15 | Филипини | 7.684 |
| 16 | Гърция | 7.520 |
| 17 | Дания | 7.408 |
| 18 | Уругвай | 7.102 |
| 19 | Испания | 6.866 |
| 20 | Аржентина | 6.862 |
| 21 | Панама | 6.400 |
| 22 | Корея | 6.218 |
| 23 | Португалия | 6.202 |
| 24 | България * | 6.140 |
| 25 | Люксембург | 6.096 |
| 26 | Хонг Конг | 6.040 |
| 27 | Перу | 5.722 |
| 28 | Еквадор | 5.691 |
| 29 | Египет | 5.113 |
| 30 | Мексико | 4.954 |
| 31 | Бразилия | 4.802 |
| 32 | Сирия | 4.759 |
| 33 | Тайланд | 4.557 |
| 34 | Турция | 4.432 |
| 35 | Тунис | 3.792 |
| 36 | Индия | 3.506 |
| 37 | Иран | 3.359 |
| 38 | Бангладеш | 3.156 |
| 39 | Алжир | 2.782 |
| 40 | Мароко | 2.397 |

* Собствени изчисления

Източник: Собствени изчисления по данни на Кириаку (1991)

Таблица В10

Население на България на 8 и повече години според преброяванията по образование, %

| | 1934 | 1946 | 1956 | 1965 | 1975 | 1985 | 1992 | 2001 |
|---------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Висше образование | 0.7 | 0.9 | 1.7 | 2.4 | 4.1 | 6.3 | 7.9 | 9.8 |
| Средно и полувисше | 2.7 | 4.6 | 8.9 | 12.3 | 20.8 | 30.7 | 37 | 42.8 |
| Основно образование | 9 | 18.7 | 24.9 | 32 | 34.2 | 32.7 | 30.4 | 27.3 |
| По-ниско от основно | 87.6 | 75.7 | 64.5 | 53.3 | 40.9 | 30.3 | 24.6 | 20.1 |
| Общо | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Източник: Основни резултати от преброяването: ЦСУ, 1986; НСИ, 2004

Таблица В11

Образователна структура на населението От 25 до 64 години, %

| Степен на завършено образование | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
|---------------------------------|------|------|------|------|------|
| Основно и по-ниско образование | 32 | 32 | 29 | 28 | 29 |
| Средно образование | 50 | 50 | 50 | 51 | 50 |
| Висше образование | | | | | |
| Колеж | 5 | 6 | 7 | 6 | 6 |
| Университет | 13 | 12 | 14 | 15 | 15 |
| Общо | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Източник: Образование в Република България 2004, НСИ

Таблица В12

Работници и служещи по степени на образование, %

| Завършено образование | 1958 | 1981 | 1986 |
|-----------------------|------|------|------|
| Висше | 6 | 7.2 | 8.2 |
| Полувисше | 10.5 | 3.6 | 3.5 |
| Средно специално | | 11.7 | 15.6 |
| Средно общо | 10.9 | 17.4 | 21 |
| Основно и по-ниско | 72.6 | 60.1 | 50.6 |
| Общо | 100 | 100 | 100 |

Източник: Л. Доброславска, 1990 г., стр. 126-127

Таблица В13

Образователна структура на населението над 16 години, %

| година | неграмотни | грамотени в курсове и незавършили начално | завършили начално и незавършили основно образование | завършили основно и незавършили средно образование | завършили средно | завършили полувисше, висше и незавършили висше |
|--------|------------|--|---|--|------------------|--|
| 1968 | 9.2 | 9.98 | 28.65 | 34.65 | 11.88 | 5.67 |
| 1986 | 2.71 | 4.47 | 17.33 | 29.89 | 30.97 | 9.9 |

Източник: Градът и селото '68 и '86

Таблица В14

Образователна статистика за България в таблиците на Баро и Лий (2005)

| Най-висока получена образователна степен (% от населението над 25 годишна възраст) | | | | | | | | | |
|--|------------------------------------|-----------------|---------------------|-----------|--------------------|-----------|-------------------|-----------|--------------------------------|
| Година | Население над 25 години (в хиляди) | Без образование | Основно образование | | Средно образование | | Висше образование | | Среден брой години образование |
| | | | Общо | Завършили | Общо | Завършили | Общо | Завършили | |
| 1955 | 4266 | 17.6 | 71.5 | 21.6 | 7.7 | 3.0 | 3.2 | 2.8 | 5.06 |
| 1960 | 4646 | 18.1 | 66.0 | 38.1 | 12.0 | 4.7 | 3.9 | 3.4 | 6.08 |
| 1965 | 4931 | 17.8 | 60.4 | 35.0 | 16.6 | 6.5 | 5.2 | 4.5 | 6.42 |
| 1970 | 5183 | 16.9 | 57.7 | 33.6 | 19.8 | 7.8 | 5.6 | 4.8 | 6.67 |
| 1975 | 5481 | 16.0 | 55.2 | 32.6 | 22.1 | 8.7 | 6.7 | 5.7 | 6.95 |
| 1980 | 5647 | 14.1 | 51.4 | 31.3 | 26.4 | 10.4 | 8.1 | 7.0 | 7.43 |
| 1985 | 5842 | 12.7 | 47.3 | 31.3 | 31.1 | 12.2 | 8.9 | 7.7 | 7.90 |
| 1990 | 5889 | 4.7 | 44.4 | 31.9 | 35.7 | 14.1 | 15.0 | 12.9 | 9.26 |
| 1995 | 5856 | 4.6 | 40.7 | 29.3 | 38.0 | 15.0 | 16.6 | 14.3 | 9.51 |
| 2000 | 5884 | 4.1 | 39.3 | 28.3 | 37.5 | 14.8 | 19.1 | 16.5 | 9.74 |
| Най-висока получена образователна степен (% от населението над 15 годишна възраст) | | | | | | | | | |
| Година | Население над 15 години (в хиляди) | Без образование | Основно образование | | Средно образование | | Висше образование | | Среден брой години образование |
| | | | Общо | Завършили | Общо | Завършили | Общо | Завършили | |
| 1960 | 5817 | 14.9 | 70.6 | 40.8 | 10.6 | 2.3 | 3.9 | 2.5 | 6.16 |
| 1965 | 6219 | 15.7 | 66.3 | 38.4 | 13.7 | 3.4 | 4.3 | 3.0 | 6.29 |
| 1970 | 6551 | 14.9 | 62.0 | 36.2 | 17.7 | 4.2 | 5.4 | 3.3 | 6.60 |
| 1975 | 6802 | 14.1 | 58.1 | 34.3 | 21.1 | 5.6 | 6.7 | 4.2 | 6.94 |
| 1980 | 6900 | 12.4 | 56.0 | 34.2 | 24.0 | 7.0 | 7.6 | 5.3 | 7.31 |
| 1985 | 7054 | 11.2 | 53.2 | 35.3 | 27.0 | 8.0 | 8.5 | 5.8 | 7.71 |
| 1990 | 7154 | 4.2 | 44.7 | 33.6 | 38.1 | 12.8 | 12.9 | 8.8 | 9.18 |
| 1995 | 7160 | 5.2 | 41.4 | 29.7 | 38.1 | 12.8 | 15.3 | 10.5 | 9.26 |
| 2000 | 7118 | 5.5 | 38.9 | 27.9 | 37.6 | 12.6 | 18.1 | 12.4 | 9.47 |

Източник: Баро и Лий (2000)

Таблица В15**Брой заети лица, брой заети специалисти и дялове на специалистите в заетите**

| Година | Общо заети, хил. | Специалисти с висше, полувисше и средно специално образование, хил. | Специалисти с висше образование, хил. | Специалисти с полувисше и средно специално образование, хил. | Дял на висшистите в заетите, % | Дял на полувисшистите и завършилиите средно специално образование в заетите, % | Дял на специалистите в заетите, % |
|--------|------------------|---|---------------------------------------|--|--------------------------------|--|-----------------------------------|
| 1951 | 902 | 100 | 42 | 58 | 4.6570 | 6.4310 | 11.0880 |
| 1952 | 1016 | 110* | 46 | 64* | 4.5275 | 6.2992 | 10.8267 |
| 1953 | 1086 | 120 | 50 | 70 | 4.6024 | 6.4433 | 11.0457 |
| 1954 | 1174 | 143 | 59 | 84 | 5.0258 | 7.1554 | 12.1812 |
| 1955 | 1230 | 151* | 61 | 88* | 4.9599 | 7.1553 | 12.2778 |
| 1956 | 1263 | 159 | 67 | 92 | 5.3068 | 7.2869 | 12.5937 |
| 1957 | 1339 | 186 | 74 | 112 | 5.5264 | 8.3643 | 13.8907 |
| 1958 | 1414 | 205 | 80 | 125 | 5.6582 | 8.8409 | 14.4990 |
| 1959 | 1579 | 252 | 90 | 162 | 5.6994 | 10.2589 | 15.9583 |
| 1960 | 1774 | 257 | 93 | 164 | 5.2418 | 9.2436 | 14.4853 |
| 1961 | 1839 | 290 | 100 | 190 | 5.4383 | 10.3328 | 15.7712 |
| 1962 | 1883 | 300 | 104 | 196 | 5.5235 | 10.4097 | 15.9332 |
| 1963 | 1992 | 315 | 110 | 205 | 5.5207 | 10.2886 | 15.8093 |
| 1964 | 2081 | 349 | 118 | 231 | 5.6693 | 11.0985 | 16.7678 |
| 1965 | 2197 | 373* | 124* | 250* | 5.6223 | 11.3584 | 16.9807 |
| 1966 | 2404 | 397 | 129 | 268 | 5.3661 | 11.1482 | 16.5143 |
| 1967 | 2517 | 425 | 138 | 287 | 5.4833 | 11.4037 | 16.8871 |
| 1968 | 2559 | 467 | 149 | 318 | 5.8226 | 12.4267 | 18.2493 |
| 1969 | 2648 | 492 | 155 | 337 | 5.8535 | 12.7266 | 18.5801 |
| 1970 | 2749 | 521 | 163 | 358 | 5.9300 | 13.0242 | 18.9543 |
| 1971 | 2865 | 549 | 171 | 378 | 5.9686 | 13.1937 | 19.1623 |
| 1972 | 2993 | 598 | 183 | 415 | 6.1143 | 13.8657 | 19.9800 |
| 1973 | 3273 | 625 | 191 | 434 | 5.8356 | 13.2600 | 19.0956 |
| 1974 | 3425 | 659 | 200 | 459 | 5.8394 | 13.4015 | 19.2409 |
| 1975 | 3677 | 685* | 210* | 476* | 5.6981 | 12.9330 | 18.6312 |
| 1976 | 3887 | 711 | 219 | 492 | 5.6342 | 12.6576 | 18.2917 |
| 1977 | 3870 | 767 | 237 | 531 | 6.1240 | 13.7209 | 19.8191 |
| 1978 | 3896 | 800 | 251 | 549 | 6.4425 | 14.0914 | 20.5339 |
| 1979 | 3947 | 830 | 263 | 567 | 6.6633 | 14.3653 | 21.0286 |
| 1980 | 4025 | 858 | 275 | 583 | 6.8326 | 14.4851 | 21.3177 |
| 1981 | 4073 | 907 | 290 | 617 | 7.1195 | 15.1474 | 22.2669 |
| 1982 | 4100 | 920* | 297* | 623* | 7.2313 | 15.1942 | 22.4254 |
| 1983 | 4114 | 932 | 303 | 629 | 7.3659 | 15.2909 | 22.6569 |
| 1984 | 4098 | 959* | 310* | 649* | 7.5647 | 15.8453 | 23.4100 |
| 1985 | 4095 | 987* | 317* | 670* | 7.7418 | 16.3546 | 24.0964 |
| 1986 | 4076 | 1014 | 324 | 690 | 7.9480 | 16.9264 | 24.8744 |
| 1987 | 4108 | 1021* | 331* | 691* | 8.0444 | 16.8068 | 24.8512 |
| 1988 | 4078 | 1028 | 337 | 691 | 8.2647 | 16.9462 | 25.2109 |

* линейно интерполирани данни

Източник: Статистически годишници 1956-1990; собствени изчисления

Таблица В16

Социално-класова структура към 9.IX.1944 г.

| социално положение | % |
|-------------------------------------|------------|
| Работници (вкл. Селско стопанство) | 20 |
| Бедни и средни селяни | 62.85 |
| Бедни и средни занаятчии и търговци | 6.31 |
| Буржоазия (вкл. Селска) | 1.88 |
| Служещи | 6.69 |
| Интелигенция | 2.09 |
| Непоказано и др. | 0.18 |
| <i>Общо</i> | <i>100</i> |

Източник: „Градът и селото- 68”, 1968 г.

Таблица В17

Завършена образователна степен на три поредни поколения

| Образователна степен | Баща | Лице | Дете |
|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Неграмотен | 9.96 | 2.7 | 0.21 |
| Ограмотен | 12.99 | 4.46 | 0.12 |
| Начално образование | 31.62 | 17.3 | 1.29 |
| Основно образование | 27.79 | 29.89 | 9.29 |
| Средно образование | 10.73 | 30.98 | 24.34 |
| Полувисше и висше образование | 4.59 | 9.94 | 8.7 |

Източник: Градът и селото-86, 1986

Таблица С00

Използвани абривиатури на променливите в иконометричния анализ

| Времеви ред | | Времеви ред без трансформации | Първи разлики на времевия ред | Втори разлики на времевия ред |
|--|--|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| икономически растеж | обществен продукт | prod_g | d(prod_g) | d(prod_g, 2) |
| | национален доход | ni_g | d(ni_g) | d(ni_g, 2) |
| | национален доход на глава от населението | ni_cap_g | d(ni_cap_g) | d(ni_cap_g, 2) |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | c_high | d(c_high) | d(c_high, 2) |
| | завършващи висше и полувисше образование | c_tert | d(c_tert) | d(c_tert, 2) |
| | завършващи средно специално образование | c_secs | d(c_secs) | d(c_secs, 2) |
| | общо завършващи специалисти | c_spec | d(c_spec) | d(c_spec, 2) |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | e_prim | d(e_prim) | d(e_prim, 2) |
| | учащи в средно специално образование | e_secs | d(e_secs) | d(e_secs, 2) |
| | учащи в средно образование | e_sec | d(e_sec) | d(e_sec, 2) |
| | учащи в полувисше и висше образование | e_tert | d(e_tert) | d(e_tert, 2) |
| степен на образование | | s ; s_89 | d(s) ; d(s_89) | d(s, 2) ; d(s_89, 2) |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | q_high | d(q_high) | d(q_high, 2) |
| | завършили полувисше и средно специално образование | q_sc | d(q_sc) | d(q_sc, 2) |
| | общо завършили специалисти | q_spec | d(q_spec) | d(q_spec, 2) |

Таблица С01

Таблица С01

Икономически растеж в периода 1949-1989 г.

| Година | Индекси на обществения продукт, 1939=100 | Индекси на националния доход, 1939=100 | Индекси на националния доход на човек от населението, 1939=100 | Вериген индекс на обществения продукт | Вержен индекс на националния доход | Вериген индекс на националния доход на човек от населението | Растеж на обществения продукт (%) | Растеж на националния доход (%) | Растеж на националния доход на човек от населението (%) |
|--------|--|--|--|---------------------------------------|------------------------------------|---|-----------------------------------|---------------------------------|---|
| 1948 | 123 | 101 | 89 | 100 | 100 | 100 | - | - | - |
| 1949 | 130 | 100.5 | 88 | 106 | 100 | 99 | 5.6911 | -0.4950 | -1.1236 |
| 1950 | 137 | 100 | 87 | 105 | 100 | 99 | 5.3846 | -0.4975 | -1.1364 |
| 1951 | 161 | 120 | 104 | 118 | 120 | 120 | 17.5182 | 20.0000 | 19.5402 |
| 1952 | 185 | 140 | 121 | 115 | 117 | 116 | 14.9068 | 16.6667 | 16.3462 |
| 1953 | 217 | 170 | 145 | 117 | 121 | 120 | 17.2973 | 21.4286 | 19.8347 |
| 1954 | 224 | 168 | 143 | 103 | 99 | 99 | 3.2258 | -1.1765 | -1.3793 |
| 1955 | 238 | 178 | 149 | 106 | 106 | 104 | 6.2500 | 5.9524 | 4.1958 |
| 1956 | 251 | 179 | 149 | 105 | 101 | 100 | 5.4622 | 0.5618 | 0.0000 |
| 1957 | 282 | 203 | 167 | 112 | 113 | 112 | 12.3506 | 13.4078 | 12.0805 |
| 1958 | 311 | 217 | 177 | 110 | 107 | 106 | 10.2837 | 6.8966 | 5.9880 |
| 1959 | 371 | 264 | 213 | 119 | 122 | 120 | 19.2926 | 21.6590 | 20.3390 |
| 1960 | 412 | 282 | 226 | 111 | 107 | 106 | 11.0512 | 6.8182 | 6.1033 |
| 1961 | 433 | 290 | 230 | 105 | 103 | 102 | 5.0971 | 2.8369 | 1.7699 |
| 1962 | 473 | 308 | 242 | 109 | 106 | 105 | 9.2379 | 6.2069 | 5.2174 |
| 1963 | 512 | 332 | 258 | 108 | 108 | 107 | 8.2452 | 7.7922 | 6.6116 |
| 1964 | 564 | 364 | 282 | 110 | 110 | 109 | 10.1563 | 9.6386 | 9.3023 |
| 1965 | 621 | 390 | 299 | 110 | 107 | 106 | 10.1064 | 7.1429 | 6.0284 |
| 1966 | 693 | 433 | 330 | 112 | 111 | 110 | 11.5942 | 11.0256 | 10.3679 |
| 1967 | 771 | 474 | 359 | 111 | 109 | 109 | 11.2554 | 9.4688 | 8.7879 |
| 1968 | 837 | 503 | 378 | 109 | 106 | 105 | 8.5603 | 6.1181 | 5.2925 |
| 1969 | 904 | 553 | 413 | 108 | 110 | 109 | 8.0048 | 9.9404 | 9.2593 |
| 1970 | 980 | 593 | 440 | 108 | 107 | 107 | 8.4071 | 7.2333 | 6.5375 |
| 1971 | 1000 | 634 | 468 | 102 | 107 | 106 | 2.0408 | 6.9140 | 6.3636 |
| 1972 | 1100 | 683 | 502 | 110 | 108 | 107 | 10.0000 | 7.7287 | 7.2650 |
| 1973 | 1200 | 738 | 539 | 109 | 108 | 107 | 9.0909 | 8.0527 | 7.3705 |
| 1974 | 1300 | 794 | 576 | 108 | 108 | 107 | 8.3333 | 7.5881 | 6.8646 |
| 1975 | 1400 | 864 | 624 | 108 | 109 | 108 | 7.6923 | 8.8161 | 8.3333 |
| 1976 | 1500 | 920 | 661 | 107 | 106 | 106 | 7.1429 | 6.4815 | 5.9295 |
| 1977 | 1600 | 978 | 699 | 107 | 106 | 106 | 6.6667 | 6.3043 | 5.7489 |
| 1978 | 1700 | 1000 | 737 | 106 | 102 | 105 | 6.2500 | 2.2495 | 5.4363 |
| 1979 | 1800 | 1100 | 784 | 106 | 110 | 106 | 5.8824 | 10.0000 | 6.3772 |
| 1980 | 1900 | 1200 | 825 | 106 | 109 | 105 | 5.5556 | 9.0909 | 5.2296 |
| 1981 | 2000 | 1200 | 863 | 105 | 100 | 105 | 5.2632 | 0.0000 | 4.6061 |
| 1982 | 2100 | 1300 | 897 | 105 | 108 | 104 | 5.0000 | 8.3333 | 3.9397 |
| 1983 | 2100 | 1300 | 921 | 100 | 100 | 103 | 0.0000 | 0.0000 | 2.6756 |
| 1984 | 2200 | 1400 | 961 | 105 | 108 | 104 | 4.7619 | 7.6923 | 4.3431 |
| 1985 | 2300 | 1400 | 978 | 105 | 100 | 102 | 4.5455 | 0.0000 | 1.7690 |
| 1986 | 2400 | 1500 | 1000 | 104 | 107 | 102 | 4.3478 | 7.1429 | 2.2495 |
| 1987 | 2500 | 1500 | 1100 | 104 | 100 | 110 | 4.1667 | 0.0000 | 10.0000 |
| 1988 | 2600 | 1600 | 1100 | 104 | 107 | 100 | 4.0000 | 6.6667 | 0.0000 |
| 1989 | 2600 | 1600 | 1100 | 100 | 100 | 100 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

Източник: Статистически годишници, ЦСУ; собствени изчисления

Таблица C02

ADF тест за наличие на единичен корен в растежа на обществения продукт

Null Hypothesis: PROD_G has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.958624 | 0.0195 |
| Test critical values: 1% level | -4.234972 | |
| 5% level | -3.540328 | |
| 10% level | -3.202445 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PROD_G)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 20:01

Sample (adjusted): 1954 1989

Included observations: 36 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| PROD_G(-1) | -1.855406 | 0.4687 | -3.958624 | 0.0004 |
| D(PROD_G(-1)) | 0.790386 | 0.370948 | 2.130719 | 0.0417 |
| D(PROD_G(-2)) | 0.680921 | 0.277997 | 2.449382 | 0.0206 |
| D(PROD_G(-3)) | 0.275986 | 0.230815 | 1.195703 | 0.2415 |
| D(PROD_G(-4)) | 0.115205 | 0.163598 | 0.704197 | 0.4869 |
| C | 27.18497 | 7.252486 | 3.748366 | 0.0008 |
| Trend | -0.397083 | 0.111052 | -3.575647 | 0.0012 |
| R-squared | 0.613001 | Mean dependent var | | -0.480481 |
| Adjusted R-squared | 0.532932 | S.D. dependent var | | 4.270085 |
| S.E. of regression | 2.918277 | Akaike info criterion | | 5.152529 |
| Sum squared resid | 246.9738 | Schwarz criterion | | 5.460436 |
| Log likelihood | -85.74553 | F-statistic | | 7.65593 |
| Durbin-Watson stat | 1.547219 | Prob(F-statistic) | | 0.000055 |

Таблица C03

ADF тест за наличие на единичен корен в растежа на националния доход

Null Hypothesis: NI_G has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.908183 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -4.205004 | |
| 5% level | -3.526609 | |
| 10% level | -3.194611 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 20:29

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| NI_G(-1) | -1.079392 | 0.156248 | -6.908183 | 0 |
| C | 13.94253 | 2.953711 | 4.720345 | 0 |
| Trend | -0.198657 | 0.075446 | -2.633097 | 0.0123 |
| R-squared | 0.566397 | Mean dependent var | | 0.012375 |
| Adjusted R-squared | 0.542959 | S.D. dependent var | | 7.839146 |
| S.E. of regression | 5.299638 | Akaike info criterion | | 6.245192 |
| Sum squared resid | 1039.188 | Schwarz criterion | | 6.371858 |
| Log likelihood | -121.9038 | F-statistic | | 24.16578 |
| Durbin-Watson stat | 2.117335 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С04

ADF тест за наличие на единичен корен в растежа на националния доход на глава от населението

Null Hypothesis: D(NI_CAP_G) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.820161 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -3.639407 | |
| 5% level | -2.951125 | |
| 10% level | -2.6143 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(NI_CAP_G,2)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 23:06

Sample (adjusted): 1956 1989

Included observations: 34 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| D(NI_CAP_G(-1)) | -6.276149 | 0.80256 | -7.820161 | 0 |
| D(NI_CAP_G(-1),2) | 4.063192 | 0.675412 | 6.015868 | 0 |
| D(NI_CAP_G(-2),2) | 2.984676 | 0.508043 | 5.87485 | 0 |
| D(NI_CAP_G(-3),2) | 2.001334 | 0.356458 | 5.614507 | 0 |
| D(NI_CAP_G(-4),2) | 1.26834 | 0.252604 | 5.021066 | 0 |
| D(NI_CAP_G(-5),2) | 0.456214 | 0.132286 | 3.448696 | 0.0019 |
| C | -0.99513 | 0.518033 | -1.920976 | 0.0654 |
| R-squared | 0.920765 | Mean dependent var | | -0.163974 |
| Adjusted R-squared | 0.903157 | S.D. dependent var | | 9.317564 |
| S.E. of regression | 2.89959 | Akaike info criterion | | 5.148257 |
| Sum squared resid | 227.0058 | Schwarz criterion | | 5.462508 |
| Log likelihood | -80.52037 | F-statistic | | 52.29294 |
| Durbin-Watson stat | 2.317144 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С05

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на завършващите висше образование

Null Hypothesis: D(C_HIGH) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.858559 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -4.205004 | |
| 5% level | -3.526609 | |
| 10% level | -3.194611 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(C_HIGH,2)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 23:10

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(C_HIGH(-1)) | -1.167608 | 0.170241 | -6.858559 | 0 |
| C | 0.317656 | 0.515736 | 0.615926 | 0.5417 |
| Trend | 0.002449 | 0.01569 | 0.156108 | 0.8768 |
| R-squared | 0.560739 | Mean dependent var | | 0.061542 |
| Adjusted R-squared | 0.536995 | S.D. dependent var | | 1.682012 |
| S.E. of regression | 1.144516 | Akaike info criterion | | 3.179879 |
| Sum squared resid | 48.46689 | Schwarz criterion | | 3.306545 |
| Log likelihood | -60.59757 | F-statistic | | 23.61619 |
| Durbin-Watson stat | 1.822133 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С06

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на завършващите висше и полувисше образование

Null Hypothesis: D(C_TERT) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.375519 | 0.0001 |
| Test critical values: 1% level | -3.605593 | |
| 5% level | -2.936942 | |
| 10% level | -2.606857 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(C_TERT,2)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 23:16

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(C_TERT(-1)) | -0.897414 | 0.166945 | -5.375519 | 0 |
| C | 0.407118 | 0.392699 | 1.036718 | 0.3064 |
| R-squared | 0.431956 | Mean dependent var | | 0.09679 |
| Adjusted R-squared | 0.417007 | S.D. dependent var | | 3.217465 |
| S.E. of regression | 2.456662 | Akaike info criterion | | 4.684191 |
| Sum squared resid | 229.3371 | Schwarz criterion | | 4.768635 |
| Log likelihood | -91.68381 | F-statistic | | 28.8962 |
| Durbin-Watson stat | 1.881464 | Prob(F-statistic) | | 0.000004 |

Таблица С07

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на завършващите средно специално образование

Null Hypothesis: D(C_SECS,2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.682009 | 0.0006 |
| Test critical values: 1% level | -3.626784 | |
| 5% level | -2.945842 | |
| 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(C_SECS,3)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:08

Sample (adjusted): 1954 1989

Included observations: 36 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(C_SECS(-1),2) | -1.822397 | 0.389234 | -4.682009 | 0.0001 |
| D(C_SECS(-1),3) | 0.51873 | 0.339087 | 1.529787 | 0.1362 |
| D(C_SECS(-2),3) | 0.587414 | 0.267638 | 2.194805 | 0.0358 |
| D(C_SECS(-3),3) | 0.47004 | 0.158666 | 2.962457 | 0.0058 |
| C | 0.068475 | 0.587009 | 0.116651 | 0.9079 |
| R-squared | 0.740779 | Mean dependent var | | 0.047783 |
| Adjusted R-squared | 0.707331 | S.D. dependent var | | 6.488547 |
| S.E. of regression | 3.51023 | Akaike info criterion | | 5.477486 |
| Sum squared resid | 381.9732 | Schwarz criterion | | 5.69742 |
| Log likelihood | -93.59475 | F-statistic | | 22.14728 |
| Durbin-Watson stat | 1.950901 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица C08

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на
завършващи специалисти

Null Hypothesis: D(C_SPEC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.126477 | 0.0025 |
| Test critical values: 1% level | -3.605593 | |
| 5% level | -2.936942 | |
| 10% level | -2.606857 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(C_SPEC,2)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:13

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(C_SPEC(-1)) | -0.656969 | 0.159208 | -4.126477 | 0.0002 |
| C | 0.415183 | 0.349557 | 1.187743 | 0.2423 |
| R-squared | 0.30944 | Mean dependent var | | 0.090417 |
| Adjusted R-squared | 0.291268 | S.D. dependent var | | 2.558644 |
| S.E. of regression | 2.154027 | Akaike info criterion | | 4.421262 |
| Sum squared resid | 176.3136 | Schwarz criterion | | 4.505706 |
| Log likelihood | -86.42523 | F-statistic | | 17.02781 |
| Durbin-Watson stat | 1.942418 | Prob(F-statistic) | | 0.000194 |

Таблица C09

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на
записани в основно образование

Null Hypothesis: E_PRIM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.314917 | 0.0209 |
| Test critical values: 1% level | -3.610453 | |
| 5% level | -2.938987 | |
| 10% level | -2.607932 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(E_PRIM)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:16

Sample (adjusted): 1951 1989

Included observations: 39 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| E_PRIM(-1) | -0.094597 | 0.028537 | -3.314917 | 0.0021 |
| D(E_PRIM(-1)) | 0.353809 | 0.153365 | 2.306978 | 0.0271 |
| D(E_PRIM(-2)) | 0.286113 | 0.153251 | 1.866956 | 0.0703 |
| C | 7.516068 | 2.237119 | 3.359709 | 0.0019 |
| R-squared | 0.46732 | Mean dependent var | | 0.390228 |
| Adjusted R-squared | 0.421662 | S.D. dependent var | | 1.291967 |
| S.E. of regression | 0.982522 | Akaike info criterion | | 2.899527 |
| Sum squared resid | 33.78726 | Schwarz criterion | | 3.070149 |
| Log likelihood | -52.54078 | F-statistic | | 10.23517 |
| Durbin-Watson stat | 2.001996 | Prob(F-statistic) | | 0.000055 |

Таблица С10

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на
записани в средно специално образование

Null Hypothesis: D(E_SECS,2) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.283971 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -3.610453 | |
| 5% level | -2.938987 | |
| 10% level | -2.607932 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(E_SECS,3)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:19

Sample (adjusted): 1951 1989

Included observations: 39 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| D(E_SECS(-1),2) | -0.942847 | 0.15004 | -6.283971 | 0 |
| C | -0.003064 | 0.144224 | -0.021246 | 0.9832 |
| R-squared | 0.516266 | Mean dependent var | | -0.047733 |
| Adjusted R-squared | 0.503192 | S.D. dependent var | | 1.276282 |
| S.E. of regression | 0.899582 | Akaike info criterion | | 2.676148 |
| Sum squared resid | 29.94218 | Schwarz criterion | | 2.761458 |
| Log likelihood | -50.18488 | F-statistic | | 39.48829 |
| Durbin-Watson stat | 1.740487 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С11

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на
записани в средно образование

Null Hypothesis: D(E_SEC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.462818 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -3.605593 | |
| 5% level | -2.936942 | |
| 10% level | -2.606857 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(E_SEC,2)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:22

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(E_SEC(-1)) | -0.847056 | 0.155058 | -5.462818 | 0 |
| C | 0.683829 | 0.303067 | 2.256368 | 0.0299 |
| R-squared | 0.439878 | Mean dependent var | | 0.115398 |
| Adjusted R-squared | 0.425138 | S.D. dependent var | | 2.374376 |
| S.E. of regression | 1.800244 | Akaike info criterion | | 4.062428 |
| Sum squared resid | 123.1533 | Schwarz criterion | | 4.146872 |
| Log likelihood | -79.24856 | F-statistic | | 29.84238 |
| Durbin-Watson stat | 1.95929 | Prob(F-statistic) | | 0.000003 |

Таблица С12

ADF тест за наличие на единичен корен в коефициента на
записани в полувисше и висше образование

Null Hypothesis: E_TERT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.615471 | 0.0414 |
| Test critical values: 1% level | -4.211868 | |
| 5% level | -3.529758 | |
| 10% level | -3.196411 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(E_TERT)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:25

Sample (adjusted): 1951 1989

Included observations: 39 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| E_TERT(-1) | -0.247771 | 0.068531 | -3.615471 | 0.001 |
| D(E_TERT(-1)) | 0.423064 | 0.141661 | 2.986464 | 0.0052 |
| D(E_TERT(-2)) | 0.448793 | 0.157819 | 2.843715 | 0.0075 |
| C | 0.327025 | 0.450198 | 0.726402 | 0.4726 |
| TREND | 0.106477 | 0.031166 | 3.416404 | 0.0017 |
| R-squared | 0.48448 | Mean dependent var | | 0.557118 |
| Adjusted R-squared | 0.423831 | S.D. dependent var | | 1.251591 |
| S.E. of regression | 0.95003 | Akaike info criterion | | 2.854562 |
| Sum squared resid | 30.68692 | Schwarz criterion | | 3.067839 |
| Log likelihood | -50.66396 | F-statistic | | 7.988219 |
| Durbin-Watson stat | 2.091922 | Prob(F-statistic) | | 0.000118 |

Таблица С13

ADF тест за наличие на единичен корен в степента на образованност

Null Hypothesis: D(S_89,2) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.540818 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -3.737853 | |
| 5% level | -2.991878 | |
| 10% level | -2.635542 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S_89,3)

Method: Least Squares

Date: 03/25/06 Time: 11:30

Sample (adjusted): 1966 1989

Included observations: 24 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| D(S_89(-1),2) | -1.329516 | 0.203264 | -6.540818 | 0 |
| C | -0.002946 | 0.031505 | -0.093499 | 0.9264 |
| R-squared | 0.660401 | Mean dependent var | | 0.002904 |
| Adjusted R-squared | 0.644965 | S.D. dependent var | | 0.258928 |
| S.E. of regression | 0.154282 | Akaike info criterion | | -0.820418 |
| Sum squared resid | 0.523662 | Schwarz criterion | | -0.722247 |
| Log likelihood | 11.84502 | F-statistic | | 42.7823 |
| Durbin-Watson stat | 2.01666 | Prob(F-statistic) | | 0.000001 |

Таблица С14

ADF тест за наличие на единичен корен в дела на
завършилите висше образование в заетите

Null Hypothesis: D(Q_HIGH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.453437 | 0.0001 |
| Test critical values: 1% level | -3.626784 | |
| 5% level | -2.945842 | |
| 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Q_HIGH,2)
Method: Least Squares
Date: 03/25/06 Time: 11:34
Sample (adjusted): 1953 1988
Included observations: 36 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| D(Q_HIGH(-1)) | -0.918912 | 0.168501 | -5.453437 | 0 |
| C | 0.096181 | 0.03611 | 2.663525 | 0.0117 |
| R-squared | 0.466583 | Mean dependent var | | 0.009717 |
| Adjusted R-squared | 0.450894 | S.D. dependent var | | 0.262695 |
| S.E. of regression | 0.194661 | Akaike info criterion | | -0.381159 |
| Sum squared resid | 1.288362 | Schwarz criterion | | -0.293186 |
| Log likelihood | 8.860858 | F-statistic | | 29.73997 |
| Durbin-Watson stat | 1.990625 | Prob(F-statistic) | | 0.000004 |

Таблица С15

ADF тест за наличие на единичен корен в дела на
завършилите полувисше и средно специално образование

Null Hypothesis: D(Q_SC) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.085782 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -4.234972 | |
| 5% level | -3.540328 | |
| 10% level | -3.202445 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Q_SC,2)
Method: Least Squares
Date: 03/24/06 Time: 23:52
Sample (adjusted): 1953 1988
Included observations: 36 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(Q_SC(-1)) | -1.316185 | 0.162778 | -8.085782 | 0 |
| C | 0.570637 | 0.268245 | 2.127301 | 0.041 |
| TREND | -0.005834 | 0.007897 | -0.738679 | 0.4653 |
| R-squared | 0.664956 | Mean dependent var | | 0.007533 |
| Adjusted R-squared | 0.64465 | S.D. dependent var | | 0.824732 |
| S.E. of regression | 0.491633 | Akaike info criterion | | 1.497485 |
| Sum squared resid | 7.976186 | Schwarz criterion | | 1.629445 |
| Log likelihood | -23.95473 | F-statistic | | 32.74725 |
| Durbin-Watson stat | 2.080888 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С16

ADF тест за наличие на единичен корен в дела на специалисти в заетите

Null Hypothesis: D(Q_SPEC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.483376 | 0 |
| Test critical values: 1% level | -4.234972 | |
| 5% level | -3.540328 | |
| 10% level | -3.202445 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q_SPEC,2)

Method: Least Squares

Date: 03/24/06 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1953 1988

Included observations: 36 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(Q_SPEC(-1)) | -1.244138 | 0.166254 | -7.483376 | 0 |
| C | 0.553313 | 0.353375 | 1.565796 | 0.1269 |
| TREND | -0.001918 | 0.010509 | -0.182502 | 0.8563 |
| R-squared | 0.629595 | Mean dependent var | | 0.01725 |
| Adjusted R-squared | 0.607146 | S.D. dependent var | | 1.044946 |
| S.E. of regression | 0.654951 | Akaike info criterion | | 2.071143 |
| Sum squared resid | 14.15572 | Schwarz criterion | | 2.203103 |
| Log likelihood | -34.28058 | F-statistic | | 28.04587 |
| Durbin-Watson stat | 2.074264 | Prob(F-statistic) | | 0 |

Таблица С17

Резултати от прилагането на теста на Грейнджър за наличие на причинност между човешкия капитал и обществения продукт за периода 1949-1989 г.

| Времени ред | | Причинност от човешки капитал към обществен продукт | | | | Причинност от обществен продукт към човешки капитал | | | |
|--|--|---|-------------------------------|---------|-----------------------|---|-------------------------------|---------|-----------------------|
| | | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | 8 | 2.8085 | 0.0437 | да | 1 | 0.4305 | 0.5161 | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | 6 | 1.2772 | 0.3118 | не | 1 | 0.1751 | 0.6782 | не |
| | завършващи средно специално образование | 5 | 1.0369 | 0.4209 | не | 1 | 0.0498 | 0.8247 | не |
| | общо завършващи специалисти | 5 | 0.9757 | 0.4534 | не | 1 | 0.0205 | 0.8870 | не |
| | | | | | | | | | |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | 5 | 0.8386 | 0.5360 | не | 2 | 0.0723 | 0.9304 | не |
| | учащи в средно специално образование | 9 | 2.0941 | 0.1325 | не | 1 | 0.0499 | 0.8245 | не |
| | учащи в средно образование | 5 | 2.4326 | 0.0656 | да* | 3 | 7.7694 | 0.0006 | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | 6 | 2.5673 | 0.0522 | да | 3 | 0.0522 | 0.9839 | не |
| степен на образованост | | 7 | 0.8558 | 0.6845 | не | 1 | 0.3924 | 0.5385 | не |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | 7 | 2.8291 | 0.0464 | да | 9 | 3.6826 | 0.0498 | да |
| | завършили полувисше и средно специално образование | 5 | 1.9289 | 0.1343 | не | 1 | 2.3660 | 0.1341 | не |
| | общо завършили специалисти | 5 | 2.2824 | 0.0854 | да* | 1 | 3.1302 | 0.0867 | да* |

* При 10% ниво на грешка от първи порядък

Таблица С18

Резултати от прилагането на теста на Грейнджър за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход за периода 1949-1989 г.

| Времени ред | | Причинност от човешкия капитал към националния доход | | | | Причинност от националния доход към човешкия капитал | | | |
|--|--|--|-------------------------------|---------|-----------------------|--|-------------------------------|---------|-----------------------|
| | | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност |
| | | | | | | | | | |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | 3 | 3.7691 | 0.0208 | да | 1 | 0.6164 | 0.4375 | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | 3 | 2.8024 | 0.0568 | да* | 1 | 0.7663 | 0.3872 | не |
| | завършващи средно специално образование | 7 | 1.8855 | 0.1352 | не | 1 | 0.0535 | 0.8184 | не |
| | общо завършващи специалисти | 7 | 2.7870 | 0.0377 | да | 1 | 0.5715 | 0.4546 | не |
| коэффициенти на записани учащи | учащи в основно образование | 6 | 7.9650 | 0.0001 | да | 2 | 0.1692 | 0.8451 | не |
| | учащи в средно специално образование | 5 | 1.7830 | 0.1562 | не | 1 | 0.0044 | 0.9473 | не |
| | учащи в средно образование | 5 | 1.5691 | 0.2067 | не | 9 | 7.1839 | 0.0012 | да |
| | учащи в полувисше и висше образование | 5 | 3.2929 | 0.0210 | да | 2 | 0.1754 | 0.8399 | не |
| степен на образованост | | 1 | 0.0372 | 0.8490 | не | 7 | 6.0090 | 0.1501 | не |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | 9 | 2.6615 | 0.0805 | да* | 1 | 0.3405 | 0.5636 | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | 5 | 2.4838 | 0.0645 | да* | 1 | 1.8852 | 0.1793 | не |
| | общо завършили специалисти | 5 | 2.4016 | 0.0716 | да* | 1 | 2.0056 | 0.1664 | не |

* При 10% ниво на грешка от първи род

Таблица С19

Резултати от прилагането на теста на Грейнджър за наличие на причинност между човешкия капитал и националния доход на глава от населението за периода 1949-1989 г.

| Времеви ред | | Причинност от човешкия капитал към националния доход на глава от населението | | | | Причинност от националния доход на глава от населението към човешкия капитал | | | |
|--|--|--|-------------------------------|---------|-----------------------|--|-------------------------------|---------|-----------------------|
| | | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност | Дължина на лага на теста на Грейнджър | F статистика на теста на Уолд | p-value | Наличие на причинност |
| коэффициенти на завършващи специалисти | завършващи висше образование | 7 | 1.7004 | 0.1754 | не | 1 | 0.4166 | 0.5229 | не |
| | завършващи висше и полувисше образование | 7 | 0.3467 | 0.9205 | не | 1 | 0.0014 | 0.9704 | не |
| | завършващи средно специално образование | 9 | 1.5159 | 0.2540 | не | 1 | 0.1368 | 0.7137 | не |
| | общо завършващи специалисти | 7 | 0.8282 | 0.5781 | не | 1 | 0.1587 | 0.6928 | не |
| коэффициенти на записани учаци | учаци в основно образование | 8 | 1.5318 | 0.2318 | не | 2 | 0.5068 | 0.6072 | не |
| | учаци в средно специално образование | 7 | 1.9536 | 0.1229 | не | 1 | 0.0007 | 0.9785 | не |
| | учаци в средно образование | 7 | 1.5064 | 0.2308 | не | 2 | 8.8990 | 0.0008 | да |
| | учаци в полувисше и висше образование | 6 | 0.1405 | 0.9889 | не | 2 | 0.1279 | 0.8804 | не |
| степен на образование | | 7 | 15.0944 | 0.0635 | да* | 6 | 1.5462 | 0.3245 | не |
| дял на специалистите в заетите | завършили висше образование | 8 | 0.4503 | 0.8681 | не | 1 | 0.3354 | 0.5665 | не |
| | завършили полувисше и средно специално образование | 5 | 3.4196 | 0.0204 | да | 1 | 2.4773 | 0.1253 | не |
| | общо завършили специалисти | 5 | 3.0001 | 0.0338 | да | 1 | 2.7210 | 0.1088 | не |

* При 10% ниво на грешка от първи род

Таблица С20

Dependent Variable: D(PROD_G)

Method: Least Squares

Date: 03/29/06 Time: 23:12

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

D(PROD_G)=C(1)+C(2)*D(C_HIGH(-1))+C(3)*(PROD_G(-1)-C(4)
*C_HIGH(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 10.79336 | 2.339287 | 4.613953 | 0 |
| C(2) | 1.220853 | 0.510225 | 2.392775 | 0.0221 |
| C(3) | -0.804415 | 0.150942 | -5.329291 | 0 |
| C(4) | -0.668847 | 0.173883 | -3.846526 | 0.0005 |
| R-squared | 0.480181 | Mean dependent var | | -0.142278 |
| Adjusted R-squared | 0.436863 | S.D. dependent var | | 4.544735 |
| S.E. of regression | 3.410481 | Akaike info criterion | | 5.386223 |
| Sum squared resid | 418.7297 | Schwarz criterion | | 5.555111 |
| Log likelihood | -103.7245 | Durbin-Watson stat | | 2.128281 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.340323 | Prob. F(2,34) | 0.275241 |
| Obs*R-squared | 2.923227 | Prob. Chi-Square(2) | 0.231862 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.705594 | Prob. F(6,33) | 0.150731 |
| Obs*R-squared | 9.468165 | Prob. Chi-Square(6) | 0.14891 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_PROD_G_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.945916 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.610453 | |
| | 5% level | -2.938987 | |
| | 10% level | -2.607932 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.50052 | 29.66385 | 20.26184 | 0.0019 |
| At most 1 | 0.082809 | 3.284685 | 9.164546 | 0.5289 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С21

Dependent Variable: D(PROD_G)

Method: Least Squares

Date: 03/30/06 Time: 17:28

Sample (adjusted): 1953 1989

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

$D(\text{PROD_G}) = C(1) + C(2) * D(\text{E_SECS}(-3), 2) + C(3) * (\text{PROD_G}(-1) - C(4) * D(\text{E_SECS}(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 3.700129 | 1.342942 | 2.755241 | 0.0095 |
| C(2) | 1.08027 | 0.64372 | 1.678168 | 0.1028 |
| C(3) | -0.518092 | 0.154687 | -3.34929 | 0.002 |
| C(4) | -0.525945 | 0.996612 | -0.527733 | 0.6012 |
| R-squared | 0.332675 | Mean dependent var | | -0.402886 |
| Adjusted R-squared | 0.272009 | S.D. dependent var | | 4.236733 |
| S.E. of regression | 3.614881 | Akaike info criterion | | 5.509801 |
| Sum squared resid | 431.2231 | Schwarz criterion | | 5.683954 |
| Log likelihood | -97.93132 | Durbin-Watson stat | | 2.020129 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.251075 | Prob. F(3,30) | 0.308785 |
| Obs*R-squared | 4.114253 | Prob. Chi-Square(3) | 0.249388 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|----------------------|----------|
| F-statistic | 0.566997 | Prob. F(12,24) | 0.846758 |
| Obs*R-squared | 8.172547 | Prob. Chi-Square(12) | 0.771505 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_PROD_G_2 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.726661 | 0.0079 |
| Test critical values: | 1% level | -2.632688 | |
| | 5% level | -1.950687 | |
| | 10% level | -1.611059 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.576399 | 42.65819 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.254695 | 10.87656 | 3.841466 | 0.001 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С22

Dependent Variable: D(PROD_G)
 Method: Least Squares
 Date: 03/30/06 Time: 17:34
 Sample (adjusted): 1952 1989
 Included observations: 38 after adjustments
 Convergence achieved after 1 iteration
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance
 D(PROD_G)=C(1)+C(2)*D(E_SEC(-3))+C(3)*(PROD_G(-1)-C(4)
 *E_SEC(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 11.93974 | 4.571756 | 2.611631 | 0.0133 |
| C(2) | 0.537246 | 0.286282 | 1.87663 | 0.0692 |
| C(3) | -0.686847 | 0.152195 | -4.512929 | 0.0001 |
| C(4) | -0.198054 | 0.13523 | -1.464579 | 0.1522 |
| R-squared | 0.376352 | Mean dependent var | | -0.461005 |
| Adjusted R-squared | 0.321324 | S.D. dependent var | | 4.194416 |
| S.E. of regression | 3.455435 | Akaike info criterion | | 5.417074 |
| Sum squared resid | 405.9611 | Schwarz criterion | | 5.589452 |
| Log likelihood | -98.92441 | Durbin-Watson stat | | 2.161841 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.080404 | Prob. F(3,31) | 0.371809 |
| Obs*R-squared | 3.597013 | Prob. Chi-Square(3) | 0.308396 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 5.077201 | Prob. F(8,29) | 0.000521 |
| Obs*R-squared | 22.17067 | Prob. Chi-Square(8) | 0.004609 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_PROD_G_3 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.654899 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.621023 | |
| | 5% level | -2.943427 | |
| | 10% level | -2.610263 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.651453 | 46.52995 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.184199 | 7.532652 | 3.841466 | 0.0061 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С23

Dependent Variable: D(PROD_G)

Method: Least Squares

Date: 03/30/06 Time: 17:41

Sample (adjusted): 1954 1989

Included observations: 36 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

D(PROD_G)=C(1)+C(2)*D(E_TERT(-5))+C(3)*(PROD_G(-1)-C(4)*E_TERT(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 10.78419 | 2.618386 | 4.118641 | 0.0003 |
| C(2) | 1.33812 | 0.498861 | 2.682352 | 0.0115 |
| C(3) | -0.921498 | 0.161494 | -5.706077 | 0 |
| C(4) | -0.335891 | 0.117088 | -2.86872 | 0.0072 |
| R-squared | 0.506973 | Mean dependent var | | -0.480481 |
| Adjusted R-squared | 0.460751 | S.D. dependent var | | 4.270085 |
| S.E. of regression | 3.135675 | Akaike info criterion | | 5.228005 |
| Sum squared resid | 314.6387 | Schwarz criterion | | 5.403952 |
| Log likelihood | -90.10409 | Durbin-Watson stat | | 1.425061 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.142325 | Prob. F(5,27) | 0.362521 |
| Obs*R-squared | 6.285791 | Prob. Chi-Square(5) | 0.279395 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.142474 | Prob. F(8,27) | 0.368132 |
| Obs*R-squared | 9.104439 | Prob. Chi-Square(8) | 0.333562 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_PROD_G_4 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.995942 | 0.0003 |
| Test critical values: | 1% level | -3.6329 | |
| | 5% level | -2.948404 | |
| | 10% level | -2.612874 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.51987 | 33.63718 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.160891 | 6.490352 | 3.841466 | 0.0108 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С24

Dependent Variable: D(PROD_G)

Method: Least Squares

Date: 03/30/06 Time: 23:37

Sample (adjusted): 1952 1988

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

D(PROD_G)=C(1)+C(2)*D(Q_HIGH(0))+C(3)*(PROD_G(-1)-C(4)
*(Q_HIGH(-1)))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 19.56978 | 5.548256 | 3.527194 | 0.0013 |
| C(2) | -5.849768 | 2.968603 | -1.970546 | 0.0572 |
| C(3) | -0.91229 | 0.172198 | -5.297901 | 0 |
| C(4) | -2.167564 | 0.646973 | -3.350318 | 0.002 |
| R-squared | 0.465636 | Mean dependent var | | -0.365357 |
| Adjusted R-squared | 0.417057 | S.D. dependent var | | 4.21005 |
| S.E. of regression | 3.214402 | Akaike info criterion | | 5.274965 |
| Sum squared resid | 340.9685 | Schwarz criterion | | 5.449119 |
| Log likelihood | -93.58686 | Durbin-Watson stat | | 2.030156 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.254097 | Prob. F(2,31) | 0.777216 |
| Obs*R-squared | 0.59677 | Prob. Chi-Square(2) | 0.742016 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.67051 | Prob. F(6,30) | 0.674101 |
| Obs*R-squared | 4.375071 | Prob. Chi-Square(6) | 0.626058 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_PROD_G_5 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.011575 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.55671 | 28.61908 | 15.49471 | 0.0003 |
| At most 1 | 0.004149 | 0.145503 | 3.841466 | 0.7029 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С25

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/30/06 Time: 23:44

Sample (adjusted): 1950 1989

Included observations: 40 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$D(NI_G)=C(1)+C(2)*D(C_HIGH(0))+C(3)*(NI_G(-1)-C(4)*(C_HIGH(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 11.97607 | 3.637699 | 3.29221 | 0.0022 |
| C(2) | -1.58372 | 0.691219 | -2.291198 | 0.0279 |
| C(3) | -1.001436 | 0.218535 | -4.582506 | 0.0001 |
| C(4) | -0.456405 | 0.242468 | -1.882333 | 0.0679 |
| R-squared | 0.578725 | Mean dependent var | | 0.012375 |
| Adjusted R-squared | 0.543619 | S.D. dependent var | | 7.839146 |
| S.E. of regression | 5.295812 | Akaike info criterion | | 6.266349 |
| Sum squared resid | 1009.642 | Schwarz criterion | | 6.435237 |
| Log likelihood | -121.327 | Durbin-Watson stat | | 2.021201 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.535687 | Prob. F(2,34) | 0.590125 |
| Obs*R-squared | 1.221936 | Prob. Chi-Square(2) | 0.542825 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.973278 | Prob. F(6,33) | 0.019656 |
| Obs*R-squared | 14.03602 | Prob. Chi-Square(6) | 0.029236 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.541685 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.610453 | |
| | 5% level | -2.938987 | |
| | 10% level | -2.607932 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.657332 | 40.70426 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.000171 | 0.006503 | 3.841466 | 0.9352 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С26

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 11:45

Sample (adjusted): 1951 1989

Included observations: 39 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

$D(NI_G) = C(1) + C(2) * D(C_SPEC(-2)) + C(3) * (NI_G(-1) - C(4) * (C_SPEC(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 13.06065 | 2.903401 | 4.498398 | 0.0001 |
| C(2) | 0.887802 | 0.388958 | 2.282515 | 0.0286 |
| C(3) | -1.146891 | 0.156773 | -7.315616 | 0 |
| C(4) | -0.195762 | 0.089048 | -2.198394 | 0.0346 |
| R-squared | 0.609826 | Mean dependent var | | 0.012756 |
| Adjusted R-squared | 0.576382 | S.D. dependent var | | 7.941622 |
| S.E. of regression | 5.168879 | Akaike info criterion | | 6.220103 |
| Sum squared resid | 935.1059 | Schwarz criterion | | 6.390725 |
| Log likelihood | -117.292 | Durbin-Watson stat | | 1.747975 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.301454 | Prob. F(2,33) | 0.285739 |
| Obs*R-squared | 2.851267 | Prob. Chi-Square(2) | 0.240356 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.794945 | Prob. F(8,30) | 0.117494 |
| Obs*R-squared | 12.62463 | Prob. Chi-Square(8) | 0.125434 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.666385 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.615588 | |
| | 5% level | -2.941145 | |
| | 10% level | -2.609066 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.613288 | 37.671 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.040428 | 1.568182 | 3.841466 | 0.2105 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С27

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 12:02

Sample (adjusted): 1954 1989

Included observations: 36 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

D(NI_G)=C(2)*D(E_PRIM(-5))+C(3)*(NI_G(-1)-C(4)*(E_PRIM(-1)))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(2) | 1.289063 | 0.563257 | 2.288589 | 0.0286 |
| C(3) | -1.196342 | 0.139253 | -8.59112 | 0 |
| C(4) | 0.07811 | 0.007779 | 10.04141 | 0 |
| R-squared | 0.703373 | Mean dependent var | | -0.595239 |
| Adjusted R-squared | 0.685395 | S.D. dependent var | | 7.425733 |
| S.E. of regression | 4.165066 | Akaike info criterion | | 5.770997 |
| Sum squared resid | 572.4765 | Schwarz criterion | | 5.902956 |
| Log likelihood | -100.8779 | Durbin-Watson stat | | 1.493156 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.876144 | Prob. F(5,28) | 0.130511 |
| Obs*R-squared | 9.032146 | Prob. Chi-Square(5) | 0.107789 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.571049 | Prob. F(8,27) | 0.180181 |
| Obs*R-squared | 11.43494 | Prob. Chi-Square(8) | 0.178252 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_3 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.408323 | 0.0175 |
| Test critical values: | 1% level | -2.634731 | |
| | 5% level | -1.951 | |
| | 10% level | -1.610907 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.454651 | 32.69772 | 15.49471 | 0.0001 |
| At most 1 * | 0.224414 | 9.657187 | 3.841466 | 0.0019 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С28

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 12:07

Sample (adjusted): 1954 1989

Included observations: 36 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

$D(NI_G)=C(1)+C(2)*D(E_TERT(-5))+C(3)*(NI_G(-1)-C(4)*(E_TERT(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 12.26651 | 2.688992 | 4.561751 | 0.0001 |
| C(2) | 1.316157 | 0.610886 | 2.154506 | 0.0388 |
| C(3) | -1.285261 | 0.14495 | -8.866932 | 0 |
| C(4) | -0.216138 | 0.110809 | -1.950541 | 0.0599 |
| R-squared | 0.716205 | Mean dependent var | | -0.595239 |
| Adjusted R-squared | 0.689599 | S.D. dependent var | | 7.425733 |
| S.E. of regression | 4.137146 | Akaike info criterion | | 5.782329 |
| Sum squared resid | 547.7113 | Schwarz criterion | | 5.958275 |
| Log likelihood | -100.0819 | Durbin-Watson stat | | 1.562417 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.043644 | Prob. F(5,27) | 0.412656 |
| Obs*R-squared | 5.830734 | Prob. Chi-Square(5) | 0.323039 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.965399 | Prob. F(8,27) | 0.090602 |
| Obs*R-squared | 13.24889 | Prob. Chi-Square(8) | 0.103568 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_4 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.846044 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | -3.6329 | |
| | 5% level | -2.948404 | |
| | 10% level | -2.612874 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.57805 | 34.16321 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.035517 | 1.374215 | 3.841466 | 0.2411 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С29

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 12:14

Sample (adjusted): 1956 1989

Included observations: 34 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

D(NI_G)=C(1)+C(2)*D(Q_SC(-4))+C(3)*(NI_G(-1)-C(4)*(Q_SC(-1)))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 18.55143 | 6.373522 | 2.910703 | 0.0067 |
| C(2) | -2.249581 | 1.077615 | -2.087555 | 0.0454 |
| C(3) | -1.236567 | 0.111876 | -11.053 | 0 |
| C(4) | -0.607371 | 0.288743 | -2.103498 | 0.0439 |
| R-squared | 0.666757 | Mean dependent var | | -0.175071 |
| Adjusted R-squared | 0.633433 | S.D. dependent var | | 6.466356 |
| S.E. of regression | 3.915043 | Akaike info criterion | | 5.677661 |
| Sum squared resid | 459.8269 | Schwarz criterion | | 5.857233 |
| Log likelihood | -92.52023 | Durbin-Watson stat | | 1.783 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.444474 | Prob. F(4,26) | 0.247651 |
| Obs*R-squared | 6.181921 | Prob. Chi-Square(4) | 0.185968 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 4.160787 | Prob. F(8,25) | 0.002834 |
| Obs*R-squared | 19.41681 | Prob. Chi-Square(8) | 0.012783 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_5 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.901607 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.646342 | |
| | 5% level | -2.954021 | |
| | 10% level | -2.615817 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.665214 | 42.29477 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.107883 | 3.995521 | 3.841466 | 0.0456 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С30

Dependent Variable: D(NI_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 12:29

Sample (adjusted): 1957 1989

Included observations: 33 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$D(NI_G) = C(1) + C(2) * D(Q_SPEC(-5)) + C(3) * (NI_G(-1) - C(4) * (Q_SPEC(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 24.21486 | 5.074013 | 4.772329 | 0 |
| C(2) | 1.130993 | 0.859063 | 1.316542 | 0.1983 |
| C(3) | -1.297667 | 0.113944 | -11.38868 | 0 |
| C(4) | -0.631639 | 0.158512 | -3.984798 | 0.0004 |
| R-squared | 0.743577 | Mean dependent var | | -0.017024 |
| Adjusted R-squared | 0.717051 | S.D. dependent var | | 6.499587 |
| S.E. of regression | 3.457325 | Akaike info criterion | | 5.43208 |
| Sum squared resid | 346.6397 | Schwarz criterion | | 5.613475 |
| Log likelihood | -85.62932 | Durbin-Watson stat | | 1.944295 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.946237 | Prob. F(5,24) | 0.469519 |
| Obs*R-squared | 5.434136 | Prob. Chi-Square(5) | 0.365222 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 3.507386 | Prob. F(8,24) | 0.00803 |
| Obs*R-squared | 17.78652 | Prob. Chi-Square(8) | 0.022885 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_G_6 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.323137 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -3.65373 | |
| | 5% level | -2.95711 | |
| | 10% level | -2.617434 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.684082 | 41.63199 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.03653 | 1.302503 | 3.841466 | 0.2538 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С31

Dependent Variable: D(NI_CAP_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 19:26

Sample (adjusted): 1956 1989

Included observations: 34 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

D(NI_CAP_G)=C(2)*D(E_SEC(-7))+C(3)*(NI_CAP_G(-1)-C(4)*E_SEC(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(2) | 0.642178 | 0.348941 | 1.840363 | 0.0753 |
| C(3) | -0.847118 | 0.176234 | -4.806767 | 0 |
| C(4) | 0.0993 | 0.015433 | 6.434386 | 0 |
| R-squared | 0.4553 | Mean dependent var | | -0.123406 |
| Adjusted R-squared | 0.420158 | S.D. dependent var | | 5.220941 |
| S.E. of regression | 3.975608 | Akaike info criterion | | 5.68233 |
| Sum squared resid | 489.9693 | Schwarz criterion | | 5.817009 |
| Log likelihood | -93.59961 | Durbin-Watson stat | | 2.007911 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.368255 | Prob. F(7,24) | 0.91178 |
| Obs*R-squared | 3.255161 | Prob. Chi-Square(7) | 0.860437 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.340982 | Prob. F(8,25) | 0.269708 |
| Obs*R-squared | 10.20904 | Prob. Chi-Square(8) | 0.25066 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_CAP_G_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.683821 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.646342 | |
| | 5% level | -2.954021 | |
| | 10% level | -2.615817 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.539292 | 34.98377 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.135526 | 5.534086 | 3.841466 | 0.0186 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С32

Dependent Variable: D(NI_CAP_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 19:38

Sample (adjusted): 1970 1989

Included observations: 20 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

$D(NI_CAP_G)=C(2)*D(S_89(-5),2)+C(3)*(NI_CAP_G(-1)-C(4)*D(S_89(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(2) | 11.73928 | 3.240111 | 3.623111 | 0.0021 |
| C(3) | -0.081343 | 0.095802 | -0.849068 | 0.4076 |
| C(4) | -32.19864 | 68.78393 | -0.468113 | 0.6456 |
| R-squared | 0.50317 | Mean dependent var | | -0.462965 |
| Adjusted R-squared | 0.44472 | S.D. dependent var | | 3.134172 |
| S.E. of regression | 2.335495 | Akaike info criterion | | 4.671806 |
| Sum squared resid | 92.72715 | Schwarz criterion | | 4.821166 |
| Log likelihood | -43.71806 | Durbin-Watson stat | | 2.16707 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.290873 | Prob. F(5,12) | 0.908963 |
| Obs*R-squared | 1.976415 | Prob. Chi-Square(5) | 0.852399 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|----------------------|----------|
| F-statistic | 1.256626 | Prob. F(12,7) | 0.394664 |
| Obs*R-squared | 13.65928 | Prob. Chi-Square(12) | 0.322993 |

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Null Hypothesis: U_NI_CAP_G_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.839406 | 0.0012 |
| Test critical values: | 1% level | -3.831511 | |
| | 5% level | -3.02997 | |
| | 10% level | -2.655194 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.455637 | 20.68849 | 15.49471 | 0.0075 |
| At most 1 * | 0.197 | 5.485029 | 3.841466 | 0.0192 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С33

Dependent Variable: D(NI_CAP_G)
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/06 Time: 19:49
 Sample (adjusted): 1956 1989
 Included observations: 34 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance
 $D(NI_CAP_G)=C(1)+C(2)*D(Q_SC(-4))+C(3)*(NI_CAP_G(-1)-C(4)*Q_SC(-1))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 14.00481 | 6.132876 | 2.283563 | 0.0296 |
| C(2) | -1.856521 | 0.911932 | -2.035809 | 0.0507 |
| C(3) | -1.029054 | 0.147079 | -6.996589 | 0 |
| C(4) | -0.550213 | 0.332992 | -1.652329 | 0.1089 |
| R-squared | 0.565887 | Mean dependent var | | -0.123406 |
| Adjusted R-squared | 0.522476 | S.D. dependent var | | 5.220941 |
| S.E. of regression | 3.607832 | Akaike info criterion | | 5.514222 |
| Sum squared resid | 390.4936 | Schwarz criterion | | 5.693794 |
| Log likelihood | -89.74178 | Durbin-Watson stat | | 1.95677 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.282898 | Prob. F(5,25) | 0.302504 |
| Obs*R-squared | 6.942423 | Prob. Chi-Square(5) | 0.224958 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 5.269179 | Prob. F(8,25) | 0.000618 |
| Obs*R-squared | 21.34242 | Prob. Chi-Square(8) | 0.006291 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_CAP_G_3 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.18096 | 0.0312 |
| Test critical values: | 1% level | -3.67017 | |
| | 5% level | -2.963972 | |
| | 10% level | -2.621007 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.68488 | 44.25154 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.103742 | 3.833456 | 3.841466 | 0.0502 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С34

Dependent Variable: D(NI_CAP_G)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 20:01

Sample (adjusted): 1957 1989

Included observations: 33 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

D(NI_CAP_G)=C(1)+C(2)*D(Q_SPEC(-5))+C(3)*(NI_CAP_G(-1)-C(4)

*Q_SPEC(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 19.50717 | 5.048601 | 3.863877 | 0.0006 |
| C(2) | 0.695327 | 0.681154 | 1.020807 | 0.3158 |
| C(3) | -1.131709 | 0.109769 | -10.30987 | 0 |
| C(4) | -0.585593 | 0.20673 | -2.832649 | 0.0083 |
| R-squared | 0.656021 | Mean dependent var | | 1.58E-16 |
| Adjusted R-squared | 0.620437 | S.D. dependent var | | 5.251293 |
| S.E. of regression | 3.235252 | Akaike info criterion | | 5.299303 |
| Sum squared resid | 303.5387 | Schwarz criterion | | 5.480698 |
| Log likelihood | -83.4385 | Durbin-Watson stat | | 1.968573 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.75804 | Prob. F(5,24) | 0.588708 |
| Obs*R-squared | 4.500743 | Prob. Chi-Square(5) | 0.479784 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 3.585361 | Prob. F(8,24) | 0.007142 |
| Obs*R-squared | 17.96666 | Prob. Chi-Square(8) | 0.021478 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_NI_CAP_G_4 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.920466 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | -3.661661 | |
| | 5% level | -2.960411 | |
| | 10% level | -2.61916 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.700132 | 43.20869 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.029671 | 1.054196 | 3.841466 | 0.3045 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С35

Dependent Variable: D(E_SEC)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 13:23

Sample (adjusted): 1953 1989

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

$D(E_SEC)=C(1)+C(2)*D(PROD_G(-3))+C(3)*(E_SEC(-1)-C(4)*(PROD_G(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 7.239717 | 2.368797 | 3.056284 | 0.0044 |
| C(2) | 0.143429 | 0.062273 | 2.303211 | 0.0277 |
| C(3) | -0.096649 | 0.03759 | -2.571114 | 0.0148 |
| C(4) | -1.772016 | 0.822845 | -2.153524 | 0.0387 |
| R-squared | 0.27097 | Mean dependent var | | 0.732111 |
| Adjusted R-squared | 0.204695 | S.D. dependent var | | 1.850733 |
| S.E. of regression | 1.650482 | Akaike info criterion | | 3.941818 |
| Sum squared resid | 89.895 | Schwarz criterion | | 4.115971 |
| Log likelihood | -68.92363 | Durbin-Watson stat | | 1.48109 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.079184 | Prob. F(3,30) | 0.372812 |
| Obs*R-squared | 3.604039 | Prob. Chi-Square(3) | 0.307517 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.02068 | Prob. F(8,28) | 0.443711 |
| Obs*R-squared | 8.353867 | Prob. Chi-Square(8) | 0.399689 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_E_SEC_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.821232 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.292012 | 18.68999 | 15.49471 | 0.0159 |
| At most 1 * | 0.136287 | 5.567539 | 3.841466 | 0.0183 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С36

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 13:28

Sample (adjusted): 1953 1989

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

$D(E_SEC)=C(1)+C(2)*D(NI_G(-3))+C(3)*(E_SEC(-1)-C(4)*(NI_G(-1)))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 5.979162 | 2.053046 | 2.912337 | 0.0064 |
| C(2) | 0.118485 | 0.040025 | 2.960305 | 0.0057 |
| C(3) | -0.080898 | 0.034671 | -2.333306 | 0.0259 |
| C(4) | -1.607428 | 0.886108 | -1.814033 | 0.0788 |
| R-squared | 0.298154 | Mean dependent var | | 0.732111 |
| Adjusted R-squared | 0.23435 | S.D. dependent var | | 1.850733 |
| S.E. of regression | 1.619418 | Akaike info criterion | | 3.903817 |
| Sum squared resid | 86.54303 | Schwarz criterion | | 4.07797 |
| Log likelihood | -68.22062 | Durbin-Watson stat | | 1.436381 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.517063 | Prob. F(3,30) | 0.230245 |
| Obs*R-squared | 4.873755 | Prob. Chi-Square(3) | 0.181278 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.595801 | Prob. F(8,28) | 0.77303 |
| Obs*R-squared | 5.382256 | Prob. Chi-Square(8) | 0.716047 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_E_SEC_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.659333 | 0.0006 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.558995 | 37.36722 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.151809 | 6.256685 | 3.841466 | 0.0124 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С37

Dependent Variable: D(E_SEC)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 20:09

Sample (adjusted): 1953 1989

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

D(E_SEC)=C(1)+C(2)*D(NI_CAP_G(-3))+C(3)*(E_SEC(-1)-C(4)
*NI_CAP_G(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 6.252728 | 1.972809 | 3.169455 | 0.0033 |
| C(2) | 0.137785 | 0.044618 | 3.088099 | 0.0041 |
| C(3) | -0.081855 | 0.033654 | -2.432219 | 0.0206 |
| C(4) | -2.137628 | 1.034021 | -2.067297 | 0.0466 |
| R-squared | 0.332378 | Mean dependent var | | 0.732111 |
| Adjusted R-squared | 0.271685 | S.D. dependent var | | 1.850733 |
| S.E. of regression | 1.579441 | Akaike info criterion | | 3.853825 |
| Sum squared resid | 82.3229 | Schwarz criterion | | 4.027978 |
| Log likelihood | -67.29576 | Durbin-Watson stat | | 1.480331 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.686579 | Prob. F(3,30) | 0.190922 |
| Obs*R-squared | 5.339751 | Prob. Chi-Square(3) | 0.148544 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.331829 | Prob. F(8,28) | 0.268958 |
| Obs*R-squared | 10.19855 | Prob. Chi-Square(8) | 0.251366 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_E_SEC_3 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.673593 | 0.0006 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.539292 | 34.98377 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.135526 | 5.534086 | 3.841466 | 0.0186 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С38

Dependent Variable: D(Q_HIGH)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 23:30

Sample (adjusted): 1955 1988

Included observations: 34 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

D(Q_HIGH)=C(1)+C(2)*D(PROD_G(-5))+C(3)*(Q_HIGH(-1)-C(4)

*PROD_G(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 0.290771 | 0.28436 | 1.022545 | 0.3147 |
| C(2) | 0.01149 | 0.006096 | 1.884916 | 0.0692 |
| C(3) | 8.95E-05 | 0.039317 | 0.002276 | 0.9982 |
| C(4) | 288.9303 | 127015.7 | 0.002275 | 0.9982 |
| R-squared | 0.327909 | Mean dependent var | | 0.095262 |
| Adjusted R-squared | 0.2607 | S.D. dependent var | | 0.19003 |
| S.E. of regression | 0.163393 | Akaike info criterion | | -0.675187 |
| Sum squared resid | 0.800917 | Schwarz criterion | | -0.495615 |
| Log likelihood | 15.47818 | Durbin-Watson stat | | 1.895961 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.689626 | Prob. F(5,25) | 0.635888 |
| Obs*R-squared | 4.121058 | Prob. Chi-Square(5) | 0.532122 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.898864 | Prob. F(8,25) | 0.105323 |
| Obs*R-squared | 12.85094 | Prob. Chi-Square(8) | 0.117082 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_HIGH_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.804812 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.646342 | |
| | 5% level | -2.954021 | |
| | 10% level | -2.615817 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.55671 | 28.61908 | 15.49471 | 0.0003 |
| At most 1 | 0.004149 | 0.145503 | 3.841466 | 0.7029 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С39

Dependent Variable: D(Q_HIGH)
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/06 Time: 23:38
 Sample (adjusted): 1956 1988
 Included observations: 33 after adjustments
 Convergence achieved after 1 iteration

$$D(Q_HIGH)=C(2)*D(NI_G(-6))+C(3)*(Q_HIGH(-1)-C(4)*NI_G(-1))$$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(2) | 0.011572 | 0.004754 | 2.434309 | 0.0211 |
| C(3) | -2.45E-05 | 0.010246 | -0.00239 | 0.9981 |
| C(4) | 289.3927 | 120843.5 | 0.002395 | 0.9981 |
| R-squared | -0.014189 | Mean dependent var | | 0.100145 |
| Adjusted R-squared | -0.081802 | S.D. dependent var | | 0.190798 |
| S.E. of regression | 0.198448 | Akaike info criterion | | -0.310071 |
| Sum squared resid | 1.181449 | Schwarz criterion | | -0.174025 |
| Log likelihood | 8.116169 | Durbin-Watson stat | | 1.500417 |

Wald Test:

H0: c1=c2=c3=0

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic | 4.893493 | (3, 30) | 0.0069 |
| Chi-square | 14.68048 | 3 | 0.0021 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.194416 | Prob. F(6,24) | 0.079061 |
| Obs*R-squared | 10.22399 | Prob. Chi-Square(6) | 0.115531 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.522691 | Prob. F(8,24) | 0.827627 |
| Obs*R-squared | 4.896485 | Prob. Chi-Square(8) | 0.768581 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_HIGH_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.772723 | 0.0005 |
| Test critical values: | 1% level | -3.65373 | |
| | 5% level | -2.95711 | |
| | 10% level | -2.617434 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | Trace | 0.05 | | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.710802 | 43.602 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.005114 | 0.179454 | 3.841466 | 0.6718 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С40

Dependent Variable: D(Q_SC)

Method: Least Squares

Date: 03/31/06 Time: 23:45

Sample (adjusted): 1952 1988

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

$D(Q_SC)=C(1)+C(2)*D(PROD_G(-2))+C(3)*(Q_SC(-1)-C(4)*PROD_G(-1))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 0.534223 | 0.517202 | 1.03291 | 0.3092 |
| C(2) | 0.043096 | 0.01701 | 2.533531 | 0.0162 |
| C(3) | 4.80E-05 | 0.031479 | 0.001524 | 0.9988 |
| C(4) | 629.6134 | 413403.4 | 0.001523 | 0.9988 |
| R-squared | 0.194678 | Mean dependent var | | 0.284195 |
| Adjusted R-squared | 0.121467 | S.D. dependent var | | 0.50459 |
| S.E. of regression | 0.472953 | Akaike info criterion | | 1.442164 |
| Sum squared resid | 7.38159 | Schwarz criterion | | 1.616318 |
| Log likelihood | -22.68004 | Durbin-Watson stat | | 2.230902 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.759426 | Prob. F(2,31) | 0.078903 |
| Obs*R-squared | 5.591564 | Prob. Chi-Square(2) | 0.061067 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.154023 | Prob. F(8,28) | 0.360257 |
| Obs*R-squared | 9.174612 | Prob. Chi-Square(8) | 0.327781 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_SC_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.569502 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.520931 | 29.57689 | 15.49471 | 0.0002 |
| At most 1 | 0.103398 | 3.819995 | 3.841466 | 0.0506 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С41

Sample (adjusted): 1952 1988

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

$D(Q_SC)=C(1)+C(2)*D(NI_CAP_G(-2))+C(3)*(Q_SC(-1))-C(4)$

*NI_CAP_G(-1)

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 0.478425 | 0.39627 | 1.207322 | 0.2359 |
| C(2) | 0.028388 | 0.011595 | 2.448236 | 0.0198 |
| C(3) | 3.69E-05 | 0.027395 | 0.001347 | 0.9989 |
| C(4) | 741.4894 | 550619.4 | 0.001347 | 0.9989 |
| R-squared | 0.203788 | Mean dependent var | | 0.284195 |
| Adjusted R-squared | 0.131405 | S.D. dependent var | | 0.50459 |
| S.E. of regression | 0.47027 | Akaike info criterion | | 1.430788 |
| Sum squared resid | 7.298093 | Schwarz criterion | | 1.604942 |
| Log likelihood | -22.46959 | Durbin-Watson stat | | 2.449124 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.336314 | Prob. F(2,31) | 0.113478 |
| Obs*R-squared | 4.846496 | Prob. Chi-Square(2) | 0.088633 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.997605 | Prob. F(8,28) | 0.084123 |
| Obs*R-squared | 13.44429 | Prob. Chi-Square(8) | 0.09745 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_SC_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -7.335251 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.68488 | 44.25154 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.103742 | 3.833456 | 3.841466 | 0.0502 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С42

Dependent Variable: D(Q_SPEC)
 Method: Least Squares
 Date: 04/01/06 Time: 00:05
 Sample (adjusted): 1952 1988
 Included observations: 37 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations
 $D(Q_SPEC)=C(1)+C(2)*D(PROD_G(-2))+C(3)*(Q_SPEC(-1)-C(4)*PROD_G(-1))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 0.775058 | 0.779444 | 0.994373 | 0.3273 |
| C(2) | 0.048067 | 0.022322 | 2.153351 | 0.0387 |
| C(3) | 4.65E-05 | 0.032979 | 0.001411 | 0.9989 |
| C(4) | 1022.868 | 725128 | 0.001411 | 0.9989 |
| R-squared | 0.181108 | Mean dependent var | | 0.3817 |
| Adjusted R-squared | 0.106664 | S.D. dependent var | | 0.656672 |
| S.E. of regression | 0.620663 | Akaike info criterion | | 1.985749 |
| Sum squared resid | 12.71234 | Schwarz criterion | | 2.159902 |
| Log likelihood | -32.73636 | Durbin-Watson stat | | 2.20806 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.197435 | Prob. F(2,31) | 0.128095 |
| Obs*R-squared | 4.594175 | Prob. Chi-Square(2) | 0.100551 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.863528 | Prob. F(8,28) | 0.106703 |
| Obs*R-squared | 12.85545 | Prob. Chi-Square(8) | 0.116921 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_SPEC_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.493924 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.558119 | 29.8337 | 15.49471 | 0.0002 |
| At most 1 | 0.035049 | 1.248727 | 3.841466 | 0.2638 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С43

Dependent Variable: D(Q_SPEC)

Method: Least Squares

Date: 04/01/06 Time: 00:10

Sample (adjusted): 1952 1988

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 1 iteration

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

D(Q_SPEC)=C(1)+C(2)*D(NI_CAP_G(-2))+C(3)*(Q_SPEC(-1)-C(4)*NI_CAP_G(-1))

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 0.648356 | 0.54581 | 1.187878 | 0.2434 |
| C(2) | 0.03015 | 0.013536 | 2.227367 | 0.0329 |
| C(3) | 3.66E-05 | 0.02424 | 0.00151 | 0.9988 |
| C(4) | 1023.681 | 678257.9 | 0.001509 | 0.9988 |
| R-squared | 0.165159 | Mean dependent var | | 0.3817 |
| Adjusted R-squared | 0.089265 | S.D. dependent var | | 0.656672 |
| S.E. of regression | 0.626678 | Akaike info criterion | | 2.005038 |
| Sum squared resid | 12.95993 | Schwarz criterion | | 2.179191 |
| Log likelihood | -33.0932 | Durbin-Watson stat | | 2.39008 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.414331 | Prob. F(2,31) | 0.25834 |
| Obs*R-squared | 3.09384 | Prob. Chi-Square(2) | 0.212903 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.62472 | Prob. F(8,28) | 0.027864 |
| Obs*R-squared | 15.85618 | Prob. Chi-Square(8) | 0.044486 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_Q_SPEC_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -7.12328 | 0 |
| Test critical values: | 1% level | -3.626784 | |
| | 5% level | -2.945842 | |
| | 10% level | -2.611531 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.700132 | 43.20869 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 | 0.029671 | 1.054196 | 3.841466 | 0.3045 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С44

Dependent Variable: D(S_89,2)

Method: Least Squares

Date: 04/01/06 Time: 00:22

Sample (adjusted): 1965 1989

Included observations: 25 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

$D(S_89,2)=C(1)+C(2)*D(NI_G(-4))+C(3)*D(S_89(-1))-C(4)*NI_G(-1)$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | 0.094832 | 0.069628 | 1.361991 | 0.1876 |
| C(2) | -0.014357 | 0.007089 | -2.025292 | 0.0557 |
| C(3) | 1.47E-05 | 0.21986 | 6.71E-05 | 0.9999 |
| C(4) | 1023.691 | 15263319 | 6.71E-05 | 0.9999 |
| R-squared | 0.232917 | Mean dependent var | | -4.80E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.123334 | S.D. dependent var | | 0.156455 |
| S.E. of regression | 0.146489 | Akaike info criterion | | -0.858081 |
| Sum squared resid | 0.450642 | Schwarz criterion | | -0.663061 |
| Log likelihood | 14.72602 | Durbin-Watson stat | | 2.156251 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.465023 | Prob. F(4,17) | 0.25641 |
| Obs*R-squared | 6.40865 | Prob. Chi-Square(4) | 0.170638 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|----------------------|----------|
| F-statistic | 0.932112 | Prob. F(10,14) | 0.533641 |
| Obs*R-squared | 9.992146 | Prob. Chi-Square(10) | 0.441183 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_S_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.081562 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | -3.737853 | |
| | 5% level | -2.991878 | |
| | 10% level | -2.635542 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.911543 | 80.52167 | 15.49471 | 0 |
| At most 1 * | 0.605378 | 22.31586 | 3.841466 | 0 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица С45

Dependent Variable: D(E_SECS,2)

Method: Least Squares

Date: 04/01/06 Time: 00:33

Sample (adjusted): 1956 1989

Included observations: 34 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$D(E_SECS,2)=C(1)+C(2)*D(NI_CAP_G(-6))+C(3)*(D(E_SECS(-1))-C(4)$

$*NI_CAP_G(-1))$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C(1) | 0.690904 | 0.302668 | 2.282715 | 0.0297 |
| C(2) | -0.061804 | 0.032781 | -1.885347 | 0.0691 |
| C(3) | 9.29E-05 | 0.154213 | 0.000603 | 0.9995 |
| C(4) | 1025.089 | 1700195 | 0.000603 | 0.9995 |
| R-squared | 0.215112 | Mean dependent var | | 0.088853 |
| Adjusted R-squared | 0.136624 | S.D. dependent var | | 0.911789 |
| S.E. of regression | 0.847216 | Akaike info criterion | | 2.61641 |
| Sum squared resid | 21.53326 | Schwarz criterion | | 2.795981 |
| Log likelihood | -40.47896 | Durbin-Watson stat | | 1.319689 |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.363243 | Prob. F(6,24) | 0.061731 |
| Obs*R-squared | 12.62725 | Prob. Chi-Square(6) | 0.049352 |

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|----------------------|----------|
| F-statistic | 6.154573 | Prob. F(10,23) | 0.000158 |
| Obs*R-squared | 24.75057 | Prob. Chi-Square(10) | 0.005839 |

Augmented Dickey-Fuller Test

Null Hypothesis: U_E_SECS_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.084562 | 0.0033 |
| Test critical values: | 1% level | -3.646342 | |
| | 5% level | -2.954021 | |
| | 10% level | -2.615817 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.470597 | 28.53744 | 15.49471 | 0.0003 |
| At most 1 * | 0.108615 | 4.369204 | 3.841466 | 0.0366 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Таблица D01

Брутен вътрешен продукт, заетост, физически и човешки капитал в България за периода 1990-2005 г.

| Година | БВП по постоянни цени от 1998 г.* (GDP98), хил. лв. | Физически капитал** (К), хил. лв. | Брой заети лица* (L) | Степен на образованост*** (S) |
|--------|---|-----------------------------------|----------------------|-------------------------------|
| 1990 | 28 745 987 | 96 479 537 | 4 096 848 | 6.7276 |
| 1991 | 26 331 324 | 95 517 940 | 3 564 037 | 6.7873 |
| 1992 | 24 421 731 | 94 080 229 | 3 273 661 | 7.0024 |
| 1993 | 24 060 205 | 91 838 911 | 3 221 838 | 7.1387 |
| 1994 | 24 497 651 | 89 481 294 | 3 241 601 | 7.3042 |
| 1995 | 25 198 340 | 87 455 076 | 3 282 183 | 7.6806 |
| 1996 | 22 830 419 | 84 520 378 | 3 285 877 | 7.6192 |
| 1997 | 21 557 368 | 80 877 584 | 3 157 435 | 8.0603 |
| 1998 | 22 421 142 | 77 886 302 | 3 152 554 | 8.1557 |
| 1999 | 22 937 169 | 75 357 647 | 3 087 830 | 8.4094 |
| 2000 | 24 173 843 | 73 197 083 | 2 980 108 | 8.8018 |
| 2001 | 25 156 844 | 71 782 041 | 2 968 069 | 8.9499 |
| 2002 | 26 387 099 | 70 541 653 | 2 978 562 | 8.7908 |
| 2003 | 27 561 640 | 69 785 840 | 3 166 499 | 8.8434 |
| 2004 | 29 095 288 | 69 467 029 | 3 226 343 | 8.6405 |
| 2005 | 30 753 719 | 70 002 624 | 3 271 834 | 8.4938 |

* Източник: НСИ

** Източник: Ганев (2005)

*** Източник: Собствени изчисления

Таблица D02

Проверка за наличие на единичен корен в времевия ред за БВП (ADF тест)

Null Hypothesis: D(GDP98) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.873944 | 0.0468 |
| Test critical values: | 1% level | -4.886426 | |
| | 5% level | -3.828975 | |
| | 10% level | -3.362984 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP98,2)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 13:19

Sample (adjusted): 1993 2005

Included observations: 13 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. | |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|-------|
| D(GDP98(-1)) | -1.324484 | 0.341895 | -3.873944 | 0.0038 | |
| D(GDP98(-1),2) | 0.515752 | 0.26053 | 1.979626 | 0.0791 | |
| C | -1884356 | 864801.6 | -2.178946 | 0.0573 | |
| | 1991 | 285472.4 | 105344.1 | 2.709904 | 0.024 |
| R-squared | 0.634629 | Mean dependent var | | 274463.4 | |
| Adjusted R-squared | 0.512839 | S.D. dependent var | | 1232186 | |
| S.E. of regression | 860027.5 | Akaike info criterion | | 30.41498 | |
| Sum squared resid | 6.66E+12 | Schwarz criterion | | 30.58881 | |
| Log likelihood | -193.6973 | F-statistic | | 5.210842 | |
| Durbin-Watson stat | 2.400876 | Prob(F-statistic) | | 0.023315 | |

Таблица D03

Проверка за наличие на единичен корен в времевия ред за физически капитал (ADF тест)

Null Hypothesis: D(K,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -1.976322 | 0.0495 |
| Test critical values: | 1% level | -2.754993 | |
| | 5% level | -1.970978 | |
| | 10% level | -1.603693 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(K,3)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 13:24

Sample (adjusted): 1993 2005

Included observations: 13 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(K(-1),2) | -0.546197 | 0.27637 | -1.976322 | 0.0716 |
| R-squared | 0.224401 | Mean dependent var | | 102347.7 |
| Adjusted R-squared | 0.224401 | S.D. dependent var | | 636094.1 |
| S.E. of regression | 560195.9 | Akaike info criterion | | 29.38376 |
| Sum squared resid | 3.77E+12 | Schwarz criterion | | 29.42722 |
| Log likelihood | -189.9945 | Durbin-Watson stat | | 1.837634 |

Таблица D04

Проверка за наличие на единичен корен в времевия ред за заетостта (ADF тест)

Null Hypothesis: D(L) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.278803 | 0.0061 |
| Test critical values: | 1% level | -4.004425 | |
| | 5% level | -3.098896 | |
| | 10% level | -2.690439 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(L,2)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 13:26

Sample (adjusted): 1992 2005

Included observations: 14 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(L(-1)) | -0.548857 | 0.128274 | -4.278803 | 0.0011 |
| C | 7179.936 | 22854.23 | 0.314162 | 0.7588 |
| R-squared | 0.604067 | Mean dependent var | | 41307.29 |
| Adjusted R-squared | 0.571073 | S.D. dependent var | | 122359.3 |
| S.E. of regression | 80136.2 | Akaike info criterion | | 25.55241 |
| Sum squared resid | 7.71E+10 | Schwarz criterion | | 25.6437 |
| Log likelihood | -176.8668 | F-statistic | | 18.30816 |
| Durbin-Watson stat | 2.175272 | Prob(F-statistic) | | 0.001071 |

Таблица D05

Проверка за наличие на единичен корен в времевия ред за степента на образование (ADF тест)

Null Hypothesis: D(S_90) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.804216 | 0.049 |
| Test critical values: | 1% level | -4.80008 | |
| | 5% level | -3.791172 | |
| | 10% level | -3.342253 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S_90,2)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 13:29

Sample (adjusted): 1992 2005

Included observations: 14 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. | |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|--------|
| D(S_90(-1)) | -1.098166 | 0.288671 | -3.804216 | 0.0029 | |
| C | 0.347223 | 0.130544 | 2.659808 | 0.0222 | |
| | 1991 | -0.028256 | 0.013439 | -2.102513 | 0.0593 |
| R-squared | 0.579869 | Mean dependent var | | -0.014743 | |
| Adjusted R-squared | 0.503481 | S.D. dependent var | | 0.270034 | |
| S.E. of regression | 0.190277 | Akaike info criterion | | -0.293264 | |
| Sum squared resid | 0.398258 | Schwarz criterion | | -0.156324 | |
| Log likelihood | 5.052851 | F-statistic | | 7.591153 | |
| Durbin-Watson stat | 2.015804 | Prob(F-statistic) | | 0.008484 | |

Таблица D06

Тест за коинтеграция на Енгл-Грейджър

Null Hypothesis: U_GDP1 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.746178 | 0.0929 |
| Test critical values: | 1% level | -4.05791 | |
| | 5% level | -3.11991 | |
| | 10% level | -2.701103 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(U_GDP1)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 14:50

Sample (adjusted): 1993 2005

Included observations: 13 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| U_GDP1(-1) | -0.784737 | 0.285756 | -2.746178 | 0.0206 |
| D(U_GDP1(-1)) | 0.450252 | 0.272909 | 1.649827 | 0.13 |
| C | -0.002776 | 0.00913 | -0.304097 | 0.7673 |
| R-squared | 0.433649 | Mean dependent var | | -0.002085 |
| Adjusted R-squared | 0.320379 | S.D. dependent var | | 0.039832 |
| S.E. of regression | 0.032837 | Akaike info criterion | | -3.79535 |
| Sum squared resid | 0.010783 | Schwarz criterion | | -3.664977 |
| Log likelihood | 27.66978 | F-statistic | | 3.82845 |
| Durbin-Watson stat | 2.095569 | Prob(F-statistic) | | 0.058268 |

Таблица D07

Тест за наличие на автокорелация

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 2.848995 | Prob. F(1,9) | 0.125702 |
| Obs*R-squared | 3.84707 | Prob. Chi-Square(1) | 0.049833 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 15:24

Sample: 1990 2005

Included observations: 16

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| LOG(L) | 0.00092 | 0.250893 | 0.003666 | 0.9972 |
| LOG(K) | -0.19059 | 1.045432 | -0.182307 | 0.8594 |
| LOG(S) | 0.045191 | 0.812924 | 0.055591 | 0.9569 |
| DUM_CR | 0.003043 | 0.030915 | 0.098447 | 0.9237 |
| @TREND | -0.005916 | 0.015623 | -0.378666 | 0.7137 |
| C | 3.707542 | 23.41332 | 0.158352 | 0.8777 |
| RESID(-1) | 0.51954 | 0.307803 | 1.687897 | 0.1257 |
| R-squared | 0.240442 | Mean dependent va | 4.44E-16 | |
| Adjusted R-squared | -0.26593 | S.D. dependent var | 0.035403 | |
| S.E. of regression | 0.039833 | Akaike info criterion | -3.308596 | |
| Sum squared resid | 0.01428 | Schwarz criterion | -2.970588 | |
| Log likelihood | 33.46877 | F-statistic | 0.474832 | |
| Durbin-Watson stat | 1.621534 | Prob(F-statistic) | 0.811487 | |

Таблица D08

Тест за наличие на хетероскедастичност

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.751786 | Prob. F(8,7) | 0.237189 |
| Obs*R-squared | 10.67029 | Prob. Chi-Square(8) | 0.22109 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 15:25

Sample: 1990 2005

Included observations: 16

Collinear test regressors dropped from specification

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.887653 | 24.00524 | 0.036977 | 0.9715 |
| LOG(L) | 0.169008 | 3.247151 | 0.052048 | 0.9599 |
| (LOG(L))^2 | -0.005781 | 0.10778 | -0.053635 | 0.9587 |
| LOG(K) | -0.152479 | 0.064332 | -2.370168 | 0.0496 |
| LOG(S) | 0.836931 | 1.068165 | 0.783522 | 0.459 |
| (LOG(S))^2 | -0.220527 | 0.251626 | -0.876408 | 0.4099 |
| DUM_CR | -0.003005 | 0.001821 | -1.650351 | 0.1429 |
| @TREND | -0.001896 | 0.021866 | -0.086691 | 0.9333 |
| (@TREND)^2 | -5.60E-06 | 0.000171 | -0.032816 | 0.9747 |
| R-squared | 0.666893 | Mean dependent var | 0.001175 | |
| Adjusted R-squared | 0.2862 | S.D. dependent var | 0.002184 | |
| S.E. of regression | 0.001845 | Akaike info criterion | -9.453851 | |
| Sum squared resid | 2.38E-05 | Schwarz criterion | -9.01927 | |
| Log likelihood | 84.63081 | F-statistic | 1.751786 | |
| Durbin-Watson stat | 2.336038 | Prob(F-statistic) | 0.237189 | |

Таблица D09

**Степен на образованост и обща факторна производителност в България
за периода 1991-2005 г.**

| Година | Степен на образованост** (S) | Растеж на общата факторна производителност* (TFP) |
|--------|---------------------------------|--|
| 1991 | 6.7873 | 0.02% |
| 1992 | 7.0024 | -1.31% |
| 1993 | 7.1387 | 0.38% |
| 1994 | 7.3042 | 2.38% |
| 1995 | 7.6806 | 2.97% |
| 1996 | 7.6192 | -8.05% |
| 1997 | 8.0603 | -1.48% |
| 1998 | 8.1557 | 5.74% |
| 1999 | 8.4094 | 4.91% |
| 2000 | 8.8018 | 8.54% |
| 2001 | 8.9499 | 5.29% |
| 2002 | 8.7908 | 5.68% |
| 2003 | 8.8434 | 2.14% |
| 2004 | 8.6405 | 4.93% |
| 2005 | 8.4938 | 4.63% |

* Източник: Ганев (2005)

** Източник: Собствени изчисления

Таблица D10

Проверка за наличие на единичен корен във времевия ред за обща факторна производителност (ADF test)

Null Hypothesis: D(TFP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.08186 | 0.0341 |
| Test critical values: | 1% level | -4.886426 | |
| | 5% level | -3.828975 | |
| | 10% level | -3.362984 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TFP,2)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 17:23

Sample (adjusted): 1993 2005

Included observations: 13 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. | |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|-------|
| D(TFP(-1)) | -1.243297 | 0.304591 | -4.08186 | 0.0022 | |
| C | 0.011158 | 0.032697 | 0.34126 | 0.74 | |
| | 1991 | -0.000709 | 0.003701 | -0.191488 | 0.852 |
| R-squared | 0.625723 | Mean dependent var | | 0.000792 | |
| Adjusted R-squared | 0.550867 | S.D. dependent var | | 0.074503 | |
| S.E. of regression | 0.04993 | Akaike info criterion | | -2.957214 | |
| Sum squared resid | 0.02493 | Schwarz criterion | | -2.826841 | |
| Log likelihood | 22.22189 | F-statistic | | 8.359073 | |
| Durbin-Watson stat | 2.144067 | Prob(F-statistic) | | 0.007345 | |

Таблица D11

Тест за коинтеграция на Енгл-Грейджър

Null Hypothesis: U_TFP2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.665668 | 0.0184 |
| Test critical values: | 1% level | -4.004425 | |
| | 5% level | -3.098896 | |
| | 10% level | -2.690439 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(U_TFP2)

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 17:26

Sample (adjusted): 1992 2005

Included observations: 14 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| U_TFP2(-1) | -1.055465 | 0.287933 | -3.665668 | 0.0032 |
| C | -0.024235 | 0.515441 | -0.047018 | 0.9633 |
| R-squared | 0.528249 | Mean dependent var | | -0.038552 |
| Adjusted R-squared | 0.488936 | S.D. dependent var | | 2.697693 |
| S.E. of regression | 1.928547 | Akaike info criterion | | 4.282974 |
| Sum squared resid | 44.63152 | Schwarz criterion | | 4.374268 |
| Log likelihood | -27.98082 | F-statistic | | 13.43712 |
| Durbin-Watson stat | 1.913442 | Prob(F-statistic) | | 0.003232 |

Таблица D12

Тест за наличие на автокорелация

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 0.020483 | Prob. F(2,10) | 0.979766 |
| Obs*R-squared | 0.061198 | Prob. Chi-Square(2) | 0.969864 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 17:28

Sample: 1991 2005

Included observations: 15

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DUM_CR | -0.098426 | 1.693738 | -0.058112 | 0.9548 |
| S_90 | -0.005137 | 0.78225 | -0.006567 | 0.9949 |
| C | 0.054163 | 6.347931 | 0.008532 | 0.9934 |
| RESID(-1) | -0.058206 | 0.324996 | -0.179098 | 0.8614 |
| RESID(-2) | 0.029515 | 0.326875 | 0.090293 | 0.9298 |
| R-squared | 0.00408 | Mean dependent var | | 1.17E-15 |
| Adjusted R-squared | -0.394288 | S.D. dependent var | | 1.790863 |
| S.E. of regression | 2.11465 | Akaike info criterion | | 4.596857 |
| Sum squared resid | 44.71746 | Schwarz criterion | | 4.832874 |
| Log likelihood | -29.47643 | F-statistic | | 0.010241 |
| Durbin-Watson stat | 1.975922 | Prob(F-statistic) | | 0.999753 |

Таблица D13

Тест за наличие на хетероскедастичност

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|----------|
| F-statistic | 1.423055 | Prob. F(3,11) | 0.288464 |
| Obs*R-squared | 4.193909 | Prob. Chi-Square(3) | 0.241272 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/02/06 Time: 17:29

Sample: 1991 2005

Included observations: 15

Collinear test regressors dropped from specification

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 132.2495 | 187.933 | 0.703706 | 0.4962 |
| DUM_CR | 6.158913 | 3.453658 | 1.783301 | 0.1021 |
| S_90 | -35.04328 | 47.95556 | -0.730745 | 0.4802 |
| S_90^2 | 2.327797 | 3.032839 | 0.767531 | 0.4589 |
| R-squared | 0.279594 | Mean dependent var | | 2.993376 |
| Adjusted R-squared | 0.08312 | S.D. dependent var | | 4.130264 |
| S.E. of regression | 3.954887 | Akaike info criterion | | 5.81096 |
| Sum squared resid | 172.0525 | Schwarz criterion | | 5.999773 |
| Log likelihood | -39.5822 | F-statistic | | 1.423055 |
| Durbin-Watson stat | 2.842673 | Prob(F-statistic) | | 0.288464 |