

Вложување во инфраструктурата и раст на БДП: Метарегресивна анализа

Автор:

м-р Душко Јошески

Септември, 2008

Содржина

Поглавје 1

1. Вовед

Економска и социјална инфраструктура

Инфраструктурните добра како јавни добра

Инфраструктура со екстерналии

Делот на јавните, приватните, и вкупните инвестиции спрема тоталниот БДП

Теорија

Влијанието на инфраструктурата

Влијанието на вложувањето во инфраструктура на ефикасноста

Теоретскиот модел

Модел со јавни добра модел за продуктивни владини услуги

Модел на натрупување на продуктивни владини услуги

Импликации на полисите

Економетриски дизајн

Иницијален аутпут (initial output)

Јавен и приватен инфраструктурен капитал спрема БДП (public and private capital ratio to GDP)

Стапка на конвергенција (convergence rate)

Владин долг и економски раст, и јавни потрошоци

Инфлација и економски раст

Отвореност за трговија и економски раст

Условите на размена и економскиот раст

Реалната разменска стапка и економскиот раст

Големината на владата и економскиот раст

Политички институционални фактори и економски раст

Човечки капитал и раст

Поглавје 2

2.1 Спецификација на моделот

- 2.2 Варијабилна од интерес
- 2.3 Ефект и контролирање на степените на слобода
- 2.4 Модераторни варијабилни
 - 2.4.0 Дефинирање на Публикациската Грешка
 - 2.4.1 Извори на публикациска грешка
 - 2.4.2 Методи за детекција на Публикациска грешка
 - 2.4.3 Проблем со хетероскедстичноста и автентичноста и систематската публикација
 - 2.4.4 Trim and fill метода и сензитивна анализа
 - 2.4.5 Корекција на публикациската грешка
 - 2.4.6 Решението на проблемот
 - 2.4.7 Заклучок
- 2.5 Критериуми за селекција на студиите
 - 2.5.1 Кодирање на селектираните пејпери

Поглавје 3

- 3.1 Мета-анализа на еластичноста на аутпутот
- 3.2 Дескриптивна статистика на моделот
- 3.3 Резултати

Поглавје 4

- 4. Заклучок

Апстракт

Ефектот на инвестициите во инфраструктурата на растот на Бруто-домашниот производ беше предмет на интерес на економистите и творците на економската политика во последните дваесет години (1989 до 2008). Околу 30 одбрани студии го истражуваат ефектот на инвестициите на инфраструктурата на растот на Бруто-домашниот производ, резултирајќи со 346 пресметани коефициенти. Мета регресивната анализа е искористена да се комбинираат овие различни коефициенти. Во просек, вложувањата во инфраструктурата покажуваат позитивен ефект во растот на БДП. Сепак, овој резултат е условен од големината на објаснувачките варијабили во различни модели кои што се извори на изразита хетерогеност во оваа литература. Главните заклучоци се : а) во оваа литература има докази за тип 1 публикациска грешка (насочна во овој случај позитивна) , б) исто така има докази за Тип 2 публикациска грешка (фаворизирајќи ја статистичката сигнификантност без разлика на насоката) и ц) двата типа на публикациска грешка се комбинирани во отсуство на автентичен емпириски ефект во оваа литература. За практична примена на мета-регресивната анализа ние вршиме проверка на конзистентноста на резултатите во зависност од техниката на естимирањето, спецификацијата на моделот и примерокот.

Клучни зборови: инфраструктура, раст на бруто-домашниот производ, мета-регресивна анализа, публикациска грешка, извори на хетерогеност

Abstract

The infrastructure investment effects on GDP growth have been of interest to economist and policy-makers in the past 20 years. Around thirty studies have investigated the effect of infrastructure investment on the growth of GDP, resulting in 346 point estimates of the effect. Meta-regression analysis is used to combine these disparate estimates. On average, infrastructure investment exerts positive effects on GDP growth. However, this result is conditional upon the explanatory variables in the different models, which are sources of pronounced heterogeneity in this literature. The main findings are that: a) in this literature there is evidence of Type I publication bias (directional, in this case positive), b) there is also evidence of Type II publication bias (favoring statistical significance regardless of the direction), and c) the two types of publication bias are combined with an absence of authentic empirical effect in this literature. For the practice of MRA we make a case for checking the robustness of the results with respect to the estimation technique, model specification and sample.

JEL Classification Number: H54 –Infrastructures; Other Public Investment and Capital Stock

Keywords: Infrastructure, GDP growth, Meta-Regression Analysis, Publication bias, Sources of heterogeneity.

Поглавје 1

„Дали постои некоја акција којашто владата на Индија може да ја превземе и којашто ќе предизвика раст на Индиската економија, како на Индонезиската или Египетската економија? Ако е тоа случај, што поточно? Ако не, што е тоа околу „природата на Индија“ којашто го предизвикува растот? Последиците по човечкото богатство вклучени во вакви прашања се вртоглави. Еднаш птом некој почне да мисли на нив, тешко е да мисли на што било друго“ (Лукас, 1988) цитирано во Баро, Сала Мартин (1995).

1. Вовед

Целта на оваа дисертација е да ја истражи постоечката литература и студиите за вложување во инфраструктура и раст на БДП. Ова е направено со примена на мета-регресивна анализа на сет од 30 студии. Во литературата, иако има многу можни дефиниции на инфраструктурниот капитал⁽¹⁾, дефиниција којашто има најголема смисла од економско стојалиште е во таа составена од големи капитално интензивни монополи, како што се автопати, други транспортни објекти, комунални цевки и комуникациони системи (Грамлич, 1994). „Јавни добра“ можат да бидат наречени и оние коишто симултано обезбедуваат користи кон повеќе од една индивидуа (не ривалство во потрошувачката), (Робсон, 2007). Во суштина, инфраструктурата се состои од два елемента- „капиталност“ и „јавност“ (Фурие, 2006).

1.1 Економска и социјална инфраструктура

И економистите и урбаните планери прават разлика помеѓу (економската) или тешката инфраструктура или општествената или (мека) инфраструктура. Општествената инфраструктура е онаа којашто промовира здравје, образование, и културни стандарди, коишто имаат и директно и индиректно влијание на квалитетот на животот (Фурие, 2006).

¹ Можеби, доволно концизна дефиниција на инфраструктурата, исто така наречена „општествено надглавен“ капитал, е обезбедена од Хиришман (1958) којшто ја дефинира инфраструктурата како „капитал којшто обезбедува јавни услуги“

1.2 Инфраструктурните добра како јавни добра

Основна премиса на теоријата на јавни добра е таа дека пазарот не ќе предизвика доволно јавни добра за да го максимизира општественото богатство, бидејќи користа од јавните добра не е ограничена на еден потрошувач. Иако некои инфраструктурни добра се дефинираат како јавни добра (пр. автопатите), повеќето не се. Чистите јавни добра се не-ривалски и не-исклучиви. Ривалско добро претпоставува дека ако едно добро е конзумирано од еден корисник, истото добро не може да биде конзумирано од никој друг. Исклучиво добро е дефинирано како добро коешто може да биде исклучено од употреба на потрошувачите ако цената не е платена (Фурие, 2006). Некои инфраструктурни добра се исклучиви (пр. патиштата за кои се плаќа патарина). Приватните патишта за коишто се плаќа патарина се алтернатива на јавната инфраструктура со слободен пристап. Повеќето од нив се во приватна сопственост или во владина сопственост. Некои, коишто се во владина сопственост се приватно управувани (Палма, Линдсеј, 2000).

1.3 Инфраструктура со екстерналии

Некои инфраструктурни добра може да се дефинираат како заслужни добра. Заслужно добро е она коешто може да биде обезбедено од пазарот но е сметано како дополнителна вредност-надворешен бенефит⁽²⁾ и е обезбедена преку националниот буџет.

1.4 Делот на јавните, приватните, и вкупните инвестиции спрема тоталниот БДП

Повеќето од овие системи се во приватна сопственост (јавен капитал) но некои од нив се во приватна сопственост. „Јавноста“ како карактеристика на инфраструктурата ја имплицира улогата на владата. Иако оваа улога никогаш не била чисто дефинирана, направен е случај за владина интервенција поради пазарните неуспеси инхерентни за повеќето инфраструктурни добра (Фурие, 2006).

Наредно, во Табела 1 е презентираан делот на јавната и приватната инфраструктура како рацио спрема БДП.

Табела 1

	1970-80						1980-90						1970-90		
	No of countries	GDP growth	GDP growth per capita	Investment as a ratio of GDP			GDP growth	Investment as a ratio of GDP			GDP growth	Investment as a ratio of GDP			
				Total	Public	Private		Total	Public	Private		Total	Public	Private	
Developing countries	95	4.6	2.3	20.4	10.4	10.1	2.8	20.2	9.8	10.6	3.7	20.3	10.0	10.2	
Africa	46	4.0	1.3	19.7	10.9	8.8	2.7	19.9	10.4	9.5	3.4	19.7	10.6	9.1	
Asia	14	5.3	3.5	18.8	7.8	11.0	5.0	22.4	9.5	12.8	5.2	20.5	8.6	11.9	
Latin America	24	4.8	2.5	20.4	8.4	12.0	1.0	18.3	7.4	11.0	2.9	19.3	7.9	11.4	
Europe and Middle East	11	6	4.2	25.3	15.8	9.5	3.8	25.3	12.3	11.4	4.8	24.5	14.1	10.4	

1. Извор : (Khan, S. Moshin , Kumar, S. Manmohan , (1997), *Public and Private Investment and Growth Process in Developing Countries*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics,59)

Ударна информација од, Табела 1 е дека делот на јавните инвестиции во земјите во развој, се смета за речиси половина од вкупните инвестиции. Во индустриските земји, инвестициите во јавниот сектор се помалку од една петтина од вкупните (18% од вкупниот БДП).(Кумар, Кхан,1997). Овие податоци подигнуваат прашања, за ефикасноста на инвестирањето во јавен капитал релативно споредено спрема приватните инвестиции и нивниот придонес кон растот на долг рок во земите во развој. Ние тука ја поставуваме хипотезата дека промотивните ефекти за растот од инвестирањето во инфраструктура се помали во земјите во развој или транзиционите економии, отколку во развиена земја како Американската економија.

1.5 Теорија

1.5.1 Влијанието на инфраструктурата

Општо, инфраструктурните вложувања предизвикуваат бројни теоретски користи и трошоци, на општеството, со тоа што влијаат на економската ефикасност и на, средината.

² Инфраструктурните добра вообичаено имаат позитивни екстерналии. Големите згради може да имаат негативни екстерналии или штетен ефект по средината.

1.5.2 Влијанието на вложувањето во инфраструктура на ефикасноста

Инфраструктурата може да влијае на економскиот раст на три начини (Фурие, 2006): два од нив влијаат на страната на понудата на економијата; другите влијаат на, побарувачката.

- *Директен ефект*- Инфраструктурата ги намалува трошоците на инпутите во производниот процес (пр. поефтина струја ги намалува трошоците во производните индустрии)
- *Индириктен ефект*- Инфраструктурата ја подобрува продуктивноста на другите инпут фактори (пр. ефикасните железници, коишто ги поврзуваат населените со продажните области ќе ја зголемат продуктивноста на работниците.
- Вложувањето во инфраструктура креира побарувачка за работни места ја поттикнува долгорочната креација на работни места за полу-вешти или вешти работници коишто се потребни за проектот;

Прашањето на ефикасноста се сретнува во овие студии како и во целата литература за економски раст. Ашауер, следејќи го примерот на Хултен (1996), исто така презентираше доказ којшто сугерира дека ефикасноста со којашто јавниот капитал е искористен е исто, ако не и поважна, отколку големината на стокот на јавниот капитал за процесот на економски раст. Соодност помеѓу ефективниот јавен капитал на залиха, k_g^e , и вистинскиот капитален сток k_g како:

$$k_g^e = \theta \cdot k_g$$

θ е мерка на просечното ниво на ефективност на јавниот капитал. Нормализираната мерка за ефикасност којашто има средна вредност. Којашто варира околу нула е претставена (ϵ). Просечното ниво на ефективност на јавниот капитал е дадено како :

$$\theta = \exp(\epsilon \cdot \text{eff})$$

Кадешто, eff е мерка за ефикасноста на јавниот капитао (Ашауер,1998).

1.5.3 Теоретскиот модел

Традиционалната литература за економски раст типично почнува од агрегатната производна функција во која вкупниот аутпут зависи од производните инпути и нивото на технологија. Така, стапката на раст е одредена од акумулацијата на производните фактори и стапката на технолошки прогрес (Хименез, 2003). Во мнозинството од овие теории „безопасна“ претпоставка³ е направена дека економијата е затворена (Пелетиер,1998). Една проста производствена функција за којашто често се мисли дека обезбедува разумна дескрипција на актуелните економии е Коб-Дагласовата функција којашто може да биде напишана како :

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$$

Каде $A > 0$ е нивото на технологија, α и е константа експонент на, варијаблата на капитал и труд којашто ја означува маргиналната профуктивност со вредност $0 < \alpha < 1$ којашто имплицира опаѓачки приноси. Коб-Даглас производната функција може да биде напишана во интензивна форма како :

$$y = Ak^{\alpha}$$

$$y = \frac{Y}{L} \quad \text{Стапката на раст на аутпут по единица труд}$$

$$k = \frac{K}{L} \quad \text{-Стапката на раст на капитал по единица труд}$$

Да забележиме дека,

$$f'(k) = A\alpha k^{\alpha-1} > 0, f''(k) = -A\alpha(1-\alpha)k^{\alpha-2} < 0, \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0, \lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty$$

³ Точно е дека мнозинството од теориите на раст не се применливи во реалниот свет и точните детерминанти на раст се непознати.

Во кој случај, Коб-Даглас производната функција ги задоволува правилата на нео-класичната производна функција (Баро,1995). Коб и Даглас (1928) базирано на емпириски обсервации, предложија дека аутпутот може да биде поврзан со инпутите со мултивариантна не-линеарна функција⁽⁴⁾ (Гобадан, Хусбанд,1990).

Функцијата е најширока во смисла на тоа дека може да биде претставена во следниот формат :

$$P = A\{X_i^{a_i} \dots X_i^{a_m}\} \quad i = 1, \dots, m$$

1. P=аутпут

2. X_i=нивото на i тиот инпут фактор

3. A и a_i се параметрите коишто треба да се естимираат

Константата A е параметар на ефикасноста поради тоа што ја детерминира позицијата на изоквантата. Наредно теоретскиот модел е проширен во модел на јавни добра за децентрализирана економија.

1.5.4 Модел со јавни добра модел за продуктивни владини услуги

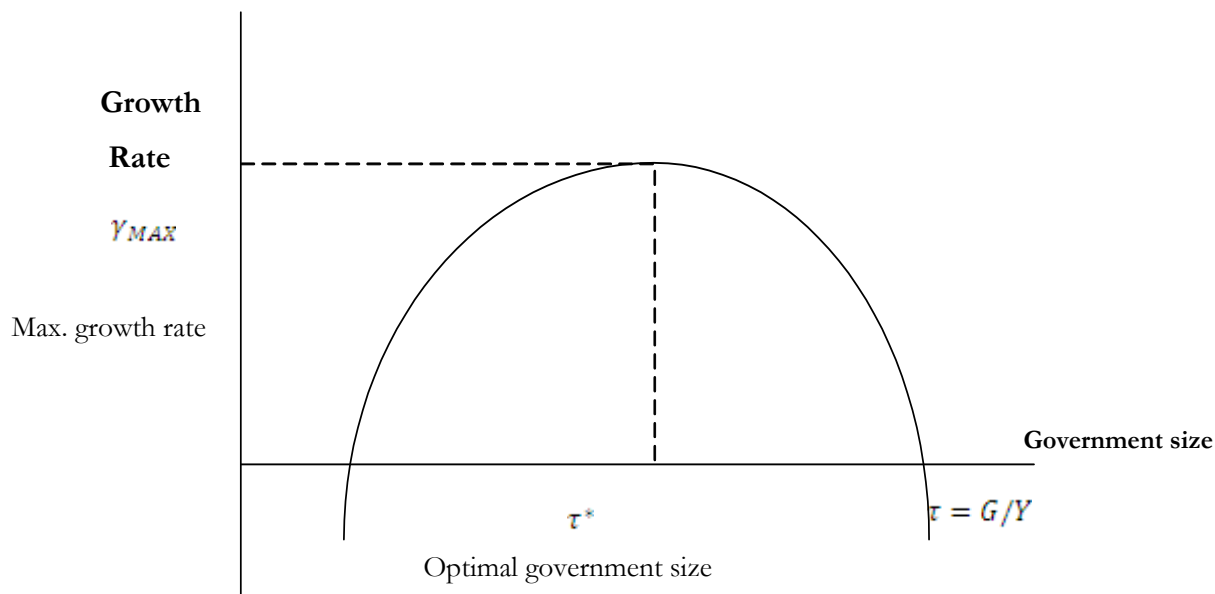
Претпоставка е дека владините купува пропорција од приватниот аутпут и потоа ги користи овие купувања за да обезбеди слободни јавни услуги. Повторно, како во Баро (1990), производствената функција за i тата фирма зазема Коб-Даглас форма:

$$Y_i = AL_i^{1-a} \cdot K_i^a \cdot G^{1-a} \quad 0 < a < 1$$

За фиксно G (вкупните владини купувања) , економијата се соочува со опаѓачки приноси спрема акумулацијата на владин капитал. И равенката имплицира⁽⁵⁾ константни повратоци по скала во приватните инпути L_i и K_i.

На следниот граф е претставен соодносот помеѓу големината на владата и стапката на раст :

⁴ Како и да е, претпоставката дека сите земји имаат исти производни функции, и дека аразлика постои само во вариабилите, беше ниту цврста ниту пак некој се повикуваше на нејзе (Ислам , 1998).



Фигура 1 Големината на владата и економскиот раст

Владата и растот. Релацијата помеѓу големината на владата, τ , и пер capita стапката на раст, γ , е инверзна. На ниски вредности на големината на владата позитивниот ефект од повеќе G/Y на маргиналниот производ на капиталот доминира, и γ расте со τ (Баро, 1995).

1.5.5 Модел на натрупување на продуктивни владини услуги

Клучна одлика на оваа анализа е дека јавните добра се трајни добра којшто се предмет на натрупување (Турновски, Фишер, 1998). Многу владини активности, како автопати, водени системи, полиција и пожарни, се предмет на натрупување. За даден квантитет на агрегатни услуги, G , квантитетот којшто е достапен на една индивидуа се намалува како што другите корисници ги натрупуваат објектите (Баро, 1995). Како што следува ќе претпоставиме дека тие се натрупани кога ексцесивна употреба е направена, бидејќи оваа категорија вклучува, мнозинство јавни услуги (Пирас, 2001). Примери од јавни добра од овој тип се автопати,

⁵ Оваа производствена функција исто така имплицира дека јавните услуги се комплементарни со приватните инпути во таа смисла дека зголемување на G го зголемува маргиналниот производ на L_i и K_i .

национални паркови, што се пренатрупани кога повеќе луѓе ги користат, но националната одбрана, според Баро, Сала Мартин (1992) може исто така да страда од екстерналии како натрупувањето (Гурновски, Фишер, 1998). Ефектот на јавниот на приватниот капитал е исто така земен во предвид, и е покажано дека во присуство на пренатрупаност ефектот на владиниот капитал на приватните инвестиции вклучува размена помеѓу степенот на субституција помеѓу приватниот и јавниот капитал во производството и степенот на заситеност (Гурновски, Фишер, 1998). За владини активности коишто служат како инпут на приватниот производствен процес, таа заситеност може да се моделира за i тиот производител (Баро, Сала Мартин, 1995).

$$Y_i = A \cdot K_i \cdot f(G/Y) \quad i = 1, 2, \dots, m$$

Бројот на производители, каде $f' > 0$ и $f'' < 0$. Производствениот процес е АК модифициран од условот којшто инволвира јавни услуги: зголемување на G релативно спрема агрегатниот аутпут, Y_i , (аутпут), за дадено K_i , (агрегатен приватен капитал).

Додека производната функција за секој индивидуален производител може да биде напишана како :

$$y = Ak \left(\frac{G_k}{K} \right)^a \quad A > 0; 0 < a < 1$$

$$y = \frac{Y}{L} \quad \text{Стапката на раст на аутпут по единица труд}$$

$$k = \frac{K}{L} \quad \text{-Стапката на раст на капитал по единица труд}$$

-
- k е соодносот на приватниот капитален сток спрема трудот, G_k е стокот на јавен капитал
-
- K е агрегатниот сток на приватен капитал т.е. $K=N/k$,
 - N е константниот број на производители нормализиран на еден ,
-
- a е еластичноста на аутпутот спрема G_k .
-

Во овој модел на натрупани јавни добра , за дадена големина на јавен капитал, квантитетот достапен за секој производител се намалува ако другите производители го зголемат нивото на активност (Пирас, 2001). Ова е поради претпоставката дека владата го чува рациото јавен спрема агрегатен приватен капитал фиксно, и секој производител се соочува со константни повратоци производствена функција. Концептот на пренатрупаност е претставен од бројни автори во емпириските студии, преку варијабилата големина на владата, којашто е претставена во нашиот репрезентативен модел во 1.5.7 исто така (види Фигура 1). Позитивниот и статистички сигнификантен ефект на јавниот капитал на растот може да посочи на фактот дека јавниот капитал не ја достигнал точката на заситеност, инаку маргиналните инкременти не ќе имаат влијание на аутпутот бидејќи тие не ќе предизвикуваат редукција во конгестијата (Санчез, Роблес,1998).

Емпириските студии во оваа литература користат Солоу модел кога има опаѓачки приноси по скала⁽⁶⁾, и ендогени модели на раст кога има константни приноси по скала⁽⁷⁾, двата типа на модели се базираат на Коб-Даглас производствена функција. Релевантноста на ендогената теорија на раст е во тоа што, владата може да влијае на технологијата и на стапката на раст. Наредно, следи објаснување на тоа како владините политики може привремено , да влијаат на стапката на раст во Солоу- Сван моделот.

⁶ Види, Апендикс 1; точка 2 модел на егзогена стапка на штедење, и 2.1 концепт на постојана состојба

⁷ Види, Апендикс 1; точка 1,1.2,1.3 ендогени модели на раст АК модел

1.5.6 Импликации на полисите

Солоу, (1960) . аргументираше дека на страната на владината политика може да се превземе одлучна акција за да одржи полна вработеност. Но повеќето патишта до полна вработеност, преку трошењата за даноци, и монетарните политики , ја остава нацијата пред одлука да одбере дали сака висока вработеност со релативно тешка капитална формација, ниска потрошувачка, рапиден раст; или обратно ;или некој микс⁽⁸⁾. Следи нашиот економетриски дизајн на типична равенка на раст, којшто е извлечен од теоријата со додатни објаснувачки варијабили.

1.5.7 Економетриски дизајн

Ние можеме да го претставиме нашиот модел како што следи :

$$\begin{aligned} growth = & const + \beta_1 initialoutput + \beta_2 publicandprivatecapitaltoGDPratio + \beta_3 convergence + \beta_4 debt + \beta_5 inflation \\ & \beta_6 openness + \beta_7 termsoftrade + \beta_8 realexchangerate + \beta_9 governmentsize + \beta_{10} polinstfactors. + \\ & + \beta_{11} humancapital..... + errorterm \end{aligned}$$

Не сите студии ја користат оваа равенка ; се разбира ниту една студија ја користи точно оваа равенка. Како и да е, ова е репрезентативно во смисла дека суштинските варијабли што се од теоријата на раст, , се појавуваат во овој модел. Овој модел е проширен со важна листа на поврзани варијабли од растот. Листата на овие варијабли од проширениот модел варира од студија до студија. И покрај овие разлики, сите студии во оваа литература имаат заедничко дека вклучувањето на една или повеќе варијабли коишто ја претставуваат инфраструктурата ⁽⁹⁾. Сега следи секција за објаснување на варијаблиите од овој модел.

⁸ И неможе да се сугерира дека таква политика (пр. ефтини пари и буџетски дефицит) може да биде реализирана без ограничување.

⁹ Развојниот ефект на овие варијабли во литературата ќе биде оценет со Мета-регресивна анализа.

1.5.8 Иницијален аутпут (initial output)

Стапката на раст на реалниот БДП пер capita е функција од иницијалниот и реалниот БДП пер capita во постојаната состојба (Види Апендикс 1 дел 2.1 објаснување за изразот постојана состојба -steady-state). Пoсиромашните економии со понизок иницијален аутпут имаат повисоки стапки на раст. Очекуваниот знак на β_1 е негативен од теоријата, бидејќи земјите со понизок иницијален аутпут, растат побрзо од земјите со повисок иницијален аутпут.

1.5.9 Јавен и приватен инфраструктурен капитал спрема БДП (public and private capital ratio to GDP)

Оваа варијабла е наша главна варијабла од интерес, и е прокси за инфраструктурен капитал. Теоријата предвидува позитивна асоцијација помеѓу вложувањата во инфраструктура и растот на БДП. Затоа очекуваниот знак на β_2 е позитивен.

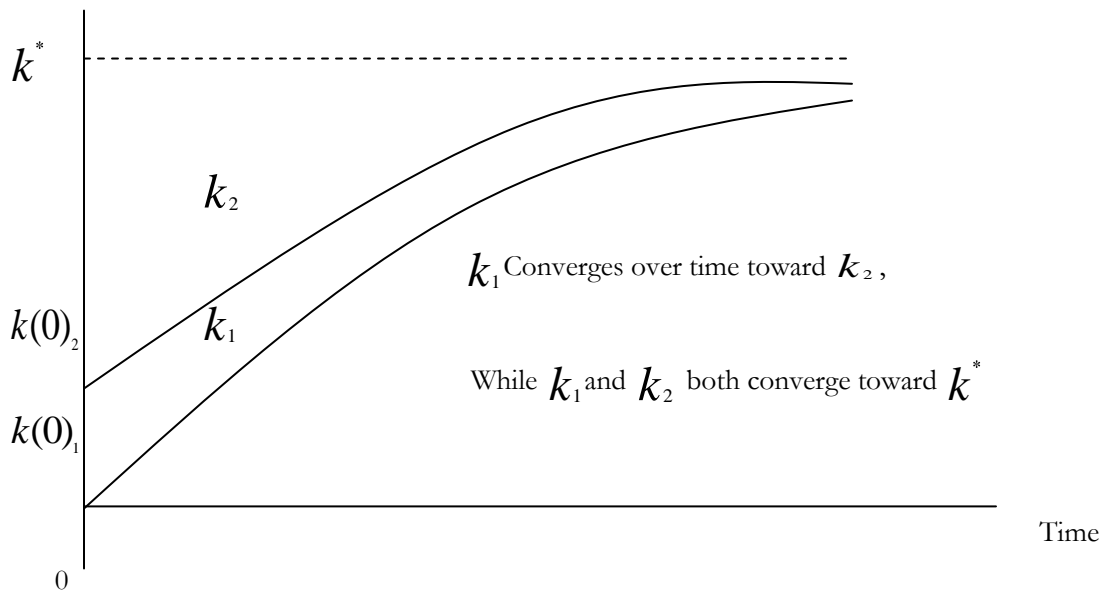
1.6 Стапка на конвергенција (convergence rate)

Истражувањето на конвергентноста поминало низ неколку етапи, најпрво претставено преку работата на Баумол (1986), конвергенцијата беше студирана преку претпоставката дека сите земји имаат исти нивоа на иницијален постоен приход. Ова подоцна стана познато како *апсолутна конвергенција*. Менкју (1992) го претстави концептот на *условна конвергентност*. Беше претпоставувано дека теоријата на раст имплицира постојани нивоа на приход⁽¹⁰⁾. Главните економски импликации од двата концепта на конвергенција се :

¹⁰ Како и да е, разликите во постојаната состојба беа сметани под претпоставката за параметарска хомогеност на предложената производна функција (Ислам, 1998).

- *Апсолутна конвергенција*- сиромашните економии растат побрзо отколку богатите
- *Условна конвергенција*- Ако богата економија има повисока стапка на штедење отколку сиромашна економија, тогаш богатата економија може да биде пропорционално подалеку од својата постојана состојба

Сумирано Солоу моделот повикува на конвергенцијата во пер capita приходот (Клавусоглу , Тебалди,2006). Соловините модели се емпириски ⁽¹¹⁾ и теориски прогресивни.



Фигура 2 Конвергенција и пат на транзиција за две економии

k^* расте побрзо во економија 1 бидејќи $k(0)_1$ е помало од $k(0)_2$ за економија 2. k_1 , конвергира преку време кон k_2 . Затоа очекуваниот знак на β_3 е негативен од теоријата.

Во емпириските журнари $\lambda = (n + g + \delta)(1 - a - b)$ е брзина на конвергенција, што е прокси за варијаблата конвергенција. Во оваа варијабла стапката на депрецијација (δ), може да се опсервира, податоците за растот на популацијата (n), се достапни, податоците за таехничкиот

¹¹ Во емпириските модели од селектираната литература мнозинството од журнари или можеби сите вклучуваат варијабла од Солоу моделот вклучувајќи мерки за конвергенција спрема постојаната состојба.

прогрес (g) не може да се наблудуваат. Овие податоци се извлечени од вежба на сметководство на раст. Варијабилата иницијален аутпут инкорпорира процес на конвергенција. Варијабилата стапка на конвергенција (con_t) е комбинирана варијабилна од варијабилата иницијален аутпут и стапка на конвергенција во кодираните журнари. Стапката на раст е детерминирана од акумулацијата на производствени фактори и стапката на технолошкиот прогрес (Хименез, 2003). Стапката на раст на БДП по работник расте зависно од технолошкиот прогрес, (g), и растот на капиталот по работник (Баро, 2008)⁽¹²⁾. За целите на оваа анализа во Апендикс 1 секција 2.2 е објаснета основната емпирска рамка на варијабилите од теоретскиот модел и како што следи се објаснувањата на додатните варијабилни и човечкиот капитал коишто се искористени во проширената рамка на моделот.

1.6.1 Владин долг и економски раст, и јавни потрошоци

Иако претходните студии покажаа дека зголемување на владиниот долг ја зголемува реалната каматна стапка и ја намалува стапката на економски раст, Баро (1990) покажа дека зголемување во владините трошења може да ја зголеми или намали стапката на раст, во модел со производствени владини трошења. Овој модел е познат како; Дијамонд тип О-Г модел⁽¹³⁾ (Лин, 2000).

Овој модел е базиран на претпоставката дека владата живее засекогаш со собирање на даноци и издавање на долг за да се финансира неговото трошење.

Ефектот на владиниот долг на пер capita аутпутот не е монотон. Воведувањето на владиниот долг ќе ја зголеми стапката на раст на пер capita аутпутот ако стапката на раст е поголема од реалната стапка на камата. Кадешто намалување на стапката на раст се случува ако обратно (Лин, 2000).

Затоа очекуваниот знак на β_4 во емпирискиот модел е недетерминиран во теоријата; може да биде позитивен или негативен.

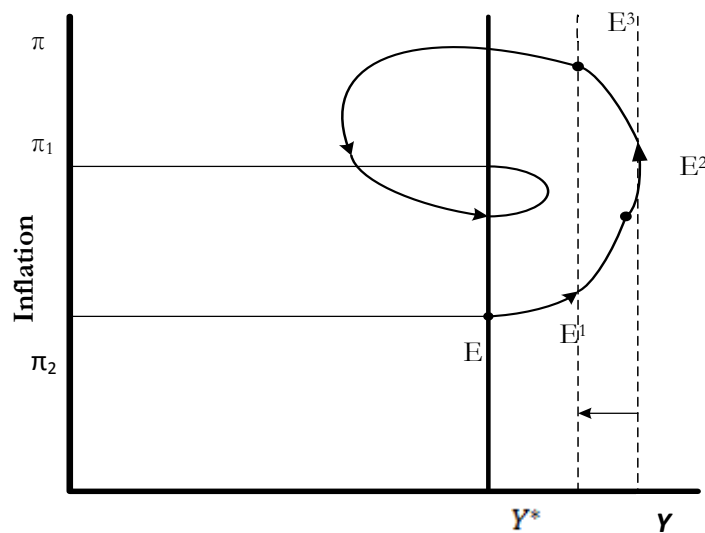
1.6.2 Инфлација и економски раст

Конструирањето на модел за да се покаже врската помеѓу инфлацијата и растот е полесно во теоријата отколку во практиката. Вообичаено БДП дефлаторот е користен како мерка за

¹² Види Апендикс 1, точка 2.2 за концептот на иницијално ниво на технологија

¹³ Види Апендикс 1, точка 2.2 за концептот на иницијално ниво на технологија

инфлацијата (Александер,1997). Повеќето студии ⁽¹⁴⁾ ја оставват настрана можноста дека може да постои позитивна кореспонденција помеѓу инфлацијата (над 40 проценти) и економскиот раст (Полин, Зху,2006). Наредно е презентираан не-линеарен сооднос помеѓу инфлацијата и економскиот раст. Иницијалниот позитивен сооднос е на ниски нивоа на инфлација, и мора да оди со ограничена рационалност на економските агенти. Хипотезата на генерализираните очекувања потврдува дека индивидуалците за нивните предвидувања го користат искуството. На ниски нивоа на инфлација побарувачката повеќе ќе расте; што ќе предизвика раст на аутпутот. И негативниот сооднос од E^2 до E^3 е резултат на стагфлацијата (Гокал, Ханиф,2004). Хипотезата за илузијата на парите имплицира дека негативниот сооднос помеѓу инфлацијата и неработеноста е опишан со Филипсовата крива. Ако работниците ја користат номиналната плата како референтна точка, фирмите може да ги чуваат реалните наемнини пониски во периоди на висока инфлација како што работниците прифаќаат пониски номинални плати. Производството е помалку профитабилно во периоди на шок на страната на понудата пр. зголемување на цената на нафтата во земја која што увозува нафта , ќе ги зголеми цените.



Фигура 3 . Инфлација и раст (промена на аутпутот)

¹⁴ Повеќето емпириски студии се неодлучни за релацијата помеѓу економскиот раст и инфлацијата

На долг рок, постојаната инфлација забранува максимум вработеност и аутпут. Одржувањето на нула инфлација ја зголемува одржливата вработеност и го редуцира нивото на невработеност (Акерлоф, Дикенс, Пери, 1996). Затоа очекуваниот знак, на β_5 коефициентот е очекуван да биде недетерминиран рефлектирајќи го не-линеарниот сооднос помеѓу инфлацијата и растот од теоријата на Акерлоф.

1.6.3 Отвореност за трговија и економски раст

Економскиот раст бара, и зависи од отвореноста и надворешната ориентација, и затоа трговските политики као извозно промовирачките поттикнувачи, земањето предност над надворешните лукративни пазари, се повеќе стануваат потреба помеѓу помалку развиените земји (Мерикас, 2000). Само отворена економија има можност слободно да извезува и увезува технолошки иновации и знаење и крајно да ја подобри факторската продуктивност (Мерикас, 2000). Трговската отвореност ја зголемува конкурентноста и производството на надворешно ориентираните фирми во економијата, затоа очекуваниот знак на β_6 , е позитивен од теоријата.

1.6.4 Условите на размена и економскиот раст

Целта тука е да претпоставиме дека ако извозот на една земја е капитално интензивен, условите на размена на земјата и капитал/труд соодносот може да еволуираат во иста насока, од диверзифицирабиот пат на производство. Периодите на позитивна продуктивна акумулација може да се карактеризираат со подобрување на условите на размена (Гуило, 1999). Ако цената на доброто коешто извозната земја го продава е пониско отколку светската цена, земјата ќе извезува повеќе; производителите во земјата ќе произведуваат повеќе, што ќе води до раст на БДП. Затоа очекуваниот знак на β_7 е позитивен од теоријата.

1.6.5 Реалната разменска стапка, јавните инвестиции и растот

На емпириската страна, има модели коишто хипотезираат линеарен или не-линеарен сооднос помеѓу разменската стапка (куповната моќ) и јавните инвестиции, и помеѓу стапката на раст на долг рок и јавните инвестиции (Гош, Паја, 2003). Ако растот и разменската стапка се негативно

асоцирани, раст на реалната разменска стапка ќе значи пад на аутпутот. Ако е обратно соодносот на реалната разменска стапка, така што пад ќе значи пораст на конкурентноста, што е промовирачки за растот што исто така ќе значи раст на аутпутот. Затоа знакот на β_8 е недетерминиран.

1.6.6 Големината на владата и економскиот раст

Како прокси за големината на владата во овој модел се земени владините потрошоци. Теоретски, е сугерирано дека поголема влада е поверојатно дека е штетна за растот и за ефикасноста, регулаторниот процес импонира пречки и трошоци на економскиот систем и на многу од владините фискални политики стремат да ги досторзираат економските поттикнувачи и да ја намалат продуктивноста на економскиот систем (Рам,2001). Дополнително, финансирањето на јавните потрошоци преку внатрешна и надворешна незадолженост, и репресија на приватниот финансиски систем, го пренасочи, приватниот сектор од профитабилните инвестициски активности (Гали,1998). Концептот на пренатрупаност е во оваа варијабилна преку оптималната големина на јавниот сектор, што за развиените земји е презентирано во Табела 1. Големината на владата и економскиот раст се инверзно поврзани, затоа очекуваниот знак на β_9 е недетерминиран, бидејќи на ниски нивоа на државна активност нејзиното зголемување може да биде промотивно за растот, додека на високи нивоа на државна активност, зголемување на активноста на јавниот сектор може да значи спречување на растот.

1.6.7 Политички институционални фактори и економски раст

Уште Адам Смит беше заклучено дека економскиот перформанс зависи во дел од политички и институционални фактори (Сирманн,Хаан,1996). Повеќето емпириски студии посочуваат на политичката нестабилност, како фактор за економски раст, бидејќи политичката нестабилност ја намалува понудата на капитал и понудата на труд⁽¹⁵⁾. Девијацијата на аутпутот од имплицитната стапка на раст е резултат на промените во технологијата, институционалните

промени, и неуспех на претпоставките коишто одат заедно со претпоставката : константни приноси и компетитивни пазари за факторите на производство (Гамура,Баиер, Двуер,2006). Знакот на β_{10} зависи од тоа дали е политичката нестабилност во прашање (негативен ефект на растот) , или вариабилата за политичката и економската слобода (позитивен ефект на растот).

1.6.8 Човечки капитал и раст

Ендогената теорија на раст, тврдеше дека или човечкиот капитал , или трговијата, се примарни погони на економскиот раст. Во емпириските студии , Баро(1991) и другите, пронајдоа доказ дека човечкиот капитал ги зголемуваше стапките на раст на долг рок (Јин,2000). Постојечката литература содржи многу причини за вовед на човечкиот капитал во проширената рамка⁽¹⁶⁾ на модели на економски раст . Два од нив се :

1. Динамичната Коб-Даглас производна функција може да биде проширена за да вклучи човечки капитал така што растот(агрегатниот аутпут, пер capita аутпут) е функција на човечкиот капитал.
2. Менкју (1992) демонстрираше дека проширениот Солоу модел дава равенка за растот на приходите со стапките на раст на физичкиот и човечкиот капита, како соодноси спрема БДП (Гемел,1996).

1^{от} случај предлага улогата на стапката на раст на човечкиот капитал во регресиите на раст, додека 2^{от} случај (Менкју, Ромер, Веил) предвидува улога за *пропорцијата на економските ресурси* посветени на акумулацијата на човечки капитал во регресиите на раст отколку мерките за квантитетот на инпутите во човечки капитал⁽¹⁷⁾.

Ефективниот труд е сумата, од вреднуваните часови посветени на производство од страна на вешти работници (Лукас,1988). Општо,се претпоставува дека централна цел на школувањето е да развие човечки капитал, којшто можеби е потребен за економски раст (Гутема,Бекеле, 2004).

¹⁵ Бланка Санчез Роблез (1998) во нејзината емпирска студија покажа дека политичката нестабилност има негативно влијание на растот на БДП.

¹⁶ Види ја проширената рамка на Солоу моделот со варијабилата човечки капитал вклучена во ; Апендикс 1,2,3

¹⁷ Во Ромер (1990) и другите ендогени модели, интеракцијата помеѓу технологијата на акумулација на човечки капитал и преференциите на агентот ќе ја одредат стапката на раст на економијата (Кабале, Сантос,1993).

Според ендогените модели на раст, (Лукас,1988), школувањето е услов за човечки капитал⁽¹⁸⁾. Очекуваниот знак од теоријата на β_{11} е очекувано да биде позитивен.

Поглавје 2

2.1 Спецификација на моделот

Следејќи ги препораките на Царел и Стенли (1989) , и препораките на Пју и Чорич (2008) ,за степените на слобода, моделот на мета-регресијата ја има следнава функционална форма⁽¹⁹⁾.

$$tstat = \text{int} + \beta \sqrt{DF_j} + \sum \alpha_k Z_{jk} + u_j \quad j = 1,2 \dots L \quad k = 1,2 \dots M$$

$$coel = \beta_0 + \beta_1 \{S_{ei}\} e_i \quad \text{или } t\text{-статистиката како} \quad t_1 = \beta_0 + \beta_1 \{S_{ei}\} e_i$$

ефектна големина

1. $j = 1, \dots, 346$ индекси на регресиите во литературата;
2. $k = 1, \dots, 22$ индекси на модераторни (независни) варијабли ;
3. *coel*-е коефициентот ма еластичноста на варијабилата за раст во лог-лог функционална форма ;
4. Int-е константа и зазема вредност единица ;
5. DF_j – означува степени на слобода за j-тата регресија ;

¹⁸ Применетата верзија на секој од овие модели има прифатено мерки за човечки капитал коишто се слични и земаат стапка на запишување во средно училиште , или следејќи го Баро(1993), многу емпириски студии вклучуваат податоци за присуството во образование (години на школување или дури и часови).

¹⁹ Ќе биде претставен финалниот модел, којшто ќе биде тестиран со различни економетриски техники.

6. β - е коефициентот којшто треба да биде естимиран и да го измери соодносот помеѓу квадратниот корен од степените на слобода и ефектната големина ;
7. Z_{jk} - се модератор -варијабилите кои што ги рефлектираат главните податоци и карактеристики на j-тата регресија ;
8. a_k - се k коефициенти коишто треба да се естимираат;
9. u_j, e_i - се вообичаените резидуали на регресијата ;
10. L - го претставува бројот на студиите ;
11. $\sqrt{S_{ei}^2}$ - е инверзно на стандардната грешка ;
12. t_1 - е вообичаената t-статистика ;

2.2 Варијабилна од интерес

Варијабилна од интерес во оваа мета-регресија е јавниот капитал (инфраструктурата) . Да бидеме попрецизни , тоа е соодносот на јавниот капитал спрема бруто-домашниот производ. Мета- регресијата анализа се прави обично кога авторот не е сигурен за резултатите од една студија. И кога овие студии се хетерогени , обична комбинација од резултатите може да биде многу проста (Кулинскаја, Моргентхалер, Стаудте, 2008).

2.3 Ефект и контролирање на степените на слобода

После компајлирањето на сет од релевантни студии сумарната статистика на ефектот мора да биде избрана.

- Да се комбинираат и споредат ефектните големини од студиите и да се најде нивна средна вредност;
- И како зависна варијабла на мета-регресијата ;

Стенли и Царел (1989) , препорачаа дека во економијата t-статистиката на регресијата е природната големина на ефектот. Ефектот претпоставува нормална дистрибуција $N \sim (0,1)$, под нулта хипотеза H_0 : нема ефект. T-статистиката нема димензионалност и е стандардизирана мерка на параметрите на интерес.

Статистичката теорија предвидува сооднос меѓу t-рациото и квадратниот корен од степените на слобода⁽²⁰⁾. Формулата за t-статистика на естимираниот коефициент $\hat{\beta}_i$, е како што следува , каде што деноминаторот во квадратните загради е стандардната грешка на $\hat{\beta}_i$:

$$t_{\hat{\beta}_i} = \frac{\hat{\beta}_i}{\left[\frac{\left(\frac{\sum \hat{u}_i^2}{n-1} \right)^{\frac{1}{2}}}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 (1 - R_i^2)}} \right]}$$

Степените на слобода ја даваат разликата меѓу бројот на обсервации и бројот на независни варијабилни во моделот. Позитивниот и статистички сигнификантен сооднос меѓу квадратниот корен на степените на слобода и t-статистиката е познат како постоење на автентичен емпириски ефект. Поранешните студии коишто користат различни монетарни единици , не може да се споредат. Затоа, за ефект големина е искористен чист број , за да се избегне проблемот на ефектот.

2.4 Модераторни варијабилни

МРА ја синтетизира емпириската литература со идентификација на важни карактеристики на студиите или спецификации на моделите и ги рефлектираат тие разлики во Z_{jk} . Типовите на елементи што ја прават Z_{jk} може да вклучат:

- Думи варијабилни коишто рефлектираат дали одредени релевантни независни варијабилни се отфрлени или вклучени во примарните студии;
- Спецификациски варијабилни што земаат во предвид разлики во функционалните форми, типовите на регрсии, и дефинициите на изворите;
- Големина на примерокот
- Избраните карактеристики од авторите од примарната литература;
- Мерки за квалитетот на податоците ;

²⁰ Според Стенли (2005) , да се тестира автентичниот сооднос , квадратниот корен од степените на слобода треба да биде искористен место степените на слобода.

Публикациска грешка

2.4.0 Дефинирање на Публикациската Грешка

„Многу други коментатори посочија на прашањето на публикациската грешка.

..... Сите се согласуваат дека е сериозен проблем" (Бег и Берлин , 1988,стр.421) цитирано во (Стенли,2005)

Многу автори посочуваат дека, публикациската грешка е како нова формулација на законот на Грешам, лошито истражување го отфрла доброто. Публикациската грешка или „проблемот на оној што го влече досието" е последица на избраното истражување на артиклите за статистичка сигнификантност на нивните пронајдоци ⁽²¹⁾(Стенли,2007). Беше посочено дека академските или реферираните журнари имаат , тенденција да објавуваат пејпери со статистички сигнификантни резултати. Статистичката сигнификантност е проценета по тоа дали, т-статистиката на објаснувачката варијабила е поголема , или надминува 2 во апсолутна вредност (Кард, Кругер,2001). Постои природна тенденција на уредниците да гледаат фаворизирачки на студиите со статистичко сигнификантни резултати. Студиите коишто наоѓаат релативно мали или „несигнификантни" резултати се стремат да останат , во „досието"⁽²²⁾.

2.4.1 Извори на публикациска грешка

Општо за проблемот на оној што го влече досието, се идентификувани три извори на публикациска селекција во економијата:

²¹ Или, публикациската грешка има тенденција да се објавуваат студиите зависно од магнитудата, насоката и статистичкоата сигнификантност на резултатите (Мекданиел, Рототенн, Ветз,2006).

²² Со мета-анализа , статистичките методи може да бидат вработени да идентификуваат или да ги приспособат овие грешки.

- Истражувачите или уредниците можеби се, предиспонирани да прифата пејпери конзистентни со конвенционалниот поглед .
- Истражувачите може да го искористат присуството на конвенционално прифатените очекувани резултати како модел за тест за селекција.
- И статистички сигнификантни резултати се третираат како пофаворизирачки

2.4.2 Методи за детекција на Публикациска грешка

Стандардните грешки се предвидливо помали во помали примероци, и студиите што користат мали примероци ќе најдат за потешко да прозведат посакувани сигнификантни резултати ⁽²³⁾. Најпростиот и најчесто употребуван метод за детекција на публикациона селекција е неформално испитување на *фанел плот*. Фанел граф е распрнат дијаграм на прецизност; против нестандардизирани ефекти, на пример ; инверзно на стандардната грешка ($1/Se$): или квадратен корен од степените на слобода. Вообичаено , ако графот е натежнат на една страна или друга тоа е земено како доказ за публикациска селекција. Проверувањето графови е комплементно со проста МРА помеѓу карактеристиките на ефектите од студиите (репортираните еластичности, регресионите коефициенти), и од стандардната грешка:

$$\text{effect} = \beta_1 + \beta_0 S_{ei} + e_i$$

Публикациската грешка е пропорционална на стандардната грешка⁽²⁴⁾ . Ако претпоставиме дека журналите следат правило на издавање на журнари каде што т-рациото е поголемо од два. Бидејќи т-статистиката е $t = b/S_e$, процесот ќе генерира позитивна корелација преку студиите помеѓу коефициентите и со нив асоцираните стандардни грешки (Кард, Круегер,2001).Функционалните форми сите се во лог и коефициентите се директно споредливи. Во Табела се презентирани мета-регресивните тестови, за публикациска грешка и

²³ Асоцијацијата на публикациската грешка и големината на примерокот ја формира базат од неколку пристапи за публикациона селекција идентификација и корекција

²⁴ Исто така може да биде тестирано за публикациска грешка со тестирање дали нема значаен сооднос помеѓу големината на примерокот и ефектната големина.

автентичен емпириски ефект. Позитивен и статистички сигнификантен интерцепт, β_0, α_0 , е земен како

Test	MRA model	H ₁ and its implications
<i>Funnel Asymmetry</i>	$t_i = \beta_0 + \beta_1 (1/S_{ei}) + e_i$	$\beta_0 \neq 0$ <i>Publication Bias</i>
<i>Precision-effect</i>		$\beta_1 \neq 0$ <i>Genuine empirical effect</i>
<i>Publication bias</i>	$ t_i = \beta_0 + \beta_1 (1/S_{ei}) + v_i$	$\beta_0 > 0$ <i>Publication bias</i>
<i>filtered-effect</i>	$corrected - t_i = \delta_1 (1/S_{ei}) + v_i$	$\delta_1 \neq 0$ <i>Genuine empirical effect</i>
<i>Meta-significance</i>	$\ln(t_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln df_i + v_i$	$\alpha_1 > 0$ <i>Genuine empirical effect</i>
<i>Joint precision-effect/</i>	Both of the above MRA tests	$\beta_1 \neq 0$ or $\delta_1 \neq 0$ and
<i>meta-significance</i>		$\alpha_1 > 0$ <i>Genuine empirical effect</i>

Извор: Стенли(2005)

Доказ за Тип 1 публикациска грешка (т-стат регресирано на инверзно од стандардната грешка) или Тип 2 (апсолутна т-статистика регресирана на инверзна од стандардна грешка), публикациска грешка. Позитивен или негативен статистички сигнификантен коефициент на инверзната од стандардната грешка варијабилна е земен како докз за автентичен емпириски ефект.

2.4.3 Проблем со хетероскедастичноста и автентичноста и систематската публикација

Како и да е, бидејќи студиите користат различни примероци и модели на варијации овие различни естимациски грешки e_i ќе бидат хетероскедастични. Најочигледниот проблем со оваа МРА, овој модел на публикациска селекција⁽²⁵⁾, е познат како хетероскедастичност. Веингхтед леаст скверс (WLS)⁽²⁶⁾, ја поделува регресијата со индивидуалните стандардни грешки, што дава:

$$t_i = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{S_{ei}} \right) + e_i \quad t_b = \frac{b_j}{S_b} = \frac{\beta}{S_b} + \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k Z_{jk}}{S_b} + \frac{u_j}{S_b}$$

²⁵ Теоретските студии предвидуваат дека публикациската грешка е строго инверзно поврзана со големината на примерокот.

²⁶ Weighted least Squares (WLS) постана највообичаена метода за добивање на коефициенти

$$t_i = \text{effect}_i / \text{Se}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \left\{ \text{Se}_i \right\} e_i$$

Можеме да ја регресија како WLS на стандардната регресија⁽²⁷⁾. интерпретираме оваа

Овој естимат $1/\text{Se}_i$, е корисен тест за автентичен ефект, или е мерка на прецизност против естимиранот ефект (Роус, Станлес,2005). Ако, од друга страна истражувањето најде позитивна асоцијација помеѓу квадратниот корен од df , и стандардизираната т-статистика преку дадената литература автентичноста на ефектот во прашање е потврдена (Стенли,2007). Автентичноста потврдува отсуство на публикациска селекција. Претходната равенка е основа на *funnel asymmetry test*. Бидејќи сите студии или мнозинството од нив користат различни дата сетови, различни големини на примерокот и различни независни варијабили, варијансите може да не бидат еднакви. Тоа е во спротивност со претпоставката 5 (Вулдриџ,2006), од класичниот линеарен модел на регресија (ЦЛРМ)⁽²⁸⁾, и затоа мета-регресивните грешки се хетероскедстични.

2.4.4 Trim and fill метода и сензитивна анализа

Постојат бројни необсервирани коефициенти во необјавените студии, како дополние на објавените студии, коишто не се вклучени како резултат на публикациската грешка. Бројот на овие студии и корелациите (ефектните големини) поврзани со нив, е непознат но може да биде естимиран. Ова е познато како Trim and fill метода. Несигурноста на естиматите на неопсервираниите студии мора да се рефлектира во приспособените мета-аналитички резултати (Мекданиел, Рототхеин, Ветз,2006). Второ, претпоставка е дека дистрибуцијата на ефектните големини во популацијата е хомогена, дека грешката на примерокот е извор на варијација. Trim and fill методата ја интерпретира големината на ефектот и асиметријата на неговата дистрибуција како доказа за публикациска грешка. Невозможно е да се естимира селекциониот механизам само од одбраните студии што води до „најлош случај“ сензитивна анализа на публикациската грешка (Цексон, Копас, 2004). Мета анализата, се однесува на тоа дека публикациската грешка може да биде присутна, и дека може да се искористе сензитивната

²⁷ Стандардната регресија е веројатно дека страда од хетероскедстичност

²⁸ Дека $\text{var}(u | x_1, x_2, \dots, x_k) \neq \sigma^2$

анализа, за да се оцени строгоста на естиматите помеѓу варијансите од студиите користејќи го селекциониот процес што може да се искористи во практика (Дексон,2007).

2.4.5 Корекција на публикациската грешка

Корекцијата на публикациската грешка е невозможно без да се направат претпоставки коишто не може да се тестираат⁽²⁹⁾. Бајезиските методи за „корекција“ на публикациската грешка се претставени од Гивенс (1997), претпоставува претходна дистрибуција на бројот на бројот на необјавени студии. Како што се знае, насоката, степенот, и влијанието на публикациската и другите поврзани грешки, се несигурни и може да варираат во зависност од околностите (Копас, Чи, 2000). Екстремниот поглед на проблемот е дека журналите се пополнети со 5% од журнари коишто покажуваат Тип 1 грешка, додека „проблемот на оној што го влече досието“, ги пополнуваат другите 95% од студиите коишто покажуваат несигнификантен резултат ($p > 0.5$) (Розентал,1991). Стерлинг (1959) исто така расправаше дека не-сигнификантните резултати се ретко објавени и затоа објавената литература е полна од Тип 1 грешки (Хеџес, Олкин,1985).

2.4.6 Решението на проблемот

Иако, некои подобрувања претходно се претсавени, нема дефинитивно решение на проблемот. Разумни граници може да се воспостават на проблемот и степенот на штета може да биде пресметан, заклучок којшто ќе го донесе „проблемот на досието“⁽³⁰⁾ Фундаментална идеја во справувањето со овој проблем е да се пресмета бројот на студии коишто ги сведуваат нулираните резултати ($Z=0.00$), коишто мора да бидат во „проблемот на оној што го влече досието“, пред вкупната веројатност од Тип 1 грешка, може да биде донесена до некое посакувано ниво на сигнификантност, $p=.05$. Овој број на пополнети студии, или толеранција за идни нулирани резултати, е вреднуван за тоа дали такво ниво на толеранција е мало да се смета како опасност, за вкупниот заклучок на оној којшто ја прегледува литературата(Росентал,1991). Ако нивото на сигнификантност на ревијата на истражување ќе биде донесено

²⁹ И сите методи за корекција на публикациската грешка се базираат на некоја претпоставка.

³⁰ Како и да е, емпириските докази за постоењето на издавачка грешка не се преовладувачки, и дека истражувањата на статистичката моќ инволвираат претпоставки за големината на ефектот, на пример може да не се доволно силни.

на *само сигнификантно* соод додавање на неколку нови нули резултати , пронаоѓањето не е отпорно на „проблемот на оној што го влече досието“⁽³¹⁾.

2.4.7 Заклучок

Сите методи за детекција на публикациската грешка имаат ниска статистичка моќ⁽³²⁾. И кога константата во моделот е несигнификантна, постоењето на публикациска грешка во литературата и натаму е присутно. Ова прави потенцијално занемарливите резултати, да се појават како многу значајни. Недоверливоста во тестовите за публикациска грешка го носи фокусот на истражувачот, на прашањето дали постои единствен емпириски ефект независно од публикациската селекција. Второ, магнитудата на овој ефект и големината на овој ефект, задача на истражувачот е да посочи и да ги одговори овие прашања. Теоретски се објаснети FAT (Funnel Asymmetry Test), и тестот за единствен ефект понатаму од публикациската селекција, што е познато како PET (Precision Effect Test). Статистичката моќ на Precision Effect Test, е зачудувачка бидејќи мета-регресијата на т-вредностите на прецизност $1/S_{ei}$, е познато дека содржи грешки во варијаблите (EV's)⁽³³⁾. И причината зад овој модел на публикациска селекција почнува од фактот дека истражувачите ќе изберат поголем ефект кога стандардната грешка е голема (Роус, Станлеј,2008).

Кодирање

2.5 Критериуми за селекција на студиите

Мета-регресијата започнува со нагласок на тоа да се стават студиите (Станлеј,2001) коишто се присутни на трите дата бази: EBSCO, ECONLIT, и Blackwell Synergy (Blackwell Science).

³¹ Перцепцијата на издавачка политика којашто ја користи статистичката како критериум за издавање на манускрипти може да има приближно ист ефект како актуелната политика на истиот ефект.

³² Така, не бе било умно да го искористиме отсуството на публикациска грешка, не да го прилагодиме, или да земеме мерки да го коригираме.

³³ Начинот на кој публикациската селекција е стимулиран овде со селекција на т-вредности коишто се статистички сигнификантни независно од големината на примерокот е конзистентна со $effect = \beta_1 + \beta_0 \frac{1}{S_{ei}} + \epsilon_i$ равенката и ефектната големина на прецизност.

Студиите исто така беа селектирани со критериум, да бидат објавени во журналы коишто се реферирани (27), и три работни пејпери ⁽³⁴⁾.

2.5.1 Кодирање на сектираните пејпери

Повеќето од студиите репортираат повеќе од еден естимиран коефициент или повеќе од една регресија и сите регресији се кодирани одделно во зависност од:

- Повеќе естимирани коефициенти од иста студија беа искористени како одделни опсервации ако се случеа во несличен модел (во еден модел беше вклучена нова варијабла, па беше сметано дека проширениот и основниот модел се различни ;
- Или алтернативно повеќе естимирани коефициенти од иста студија се репортираат како одделна опсервација ако се случат во еден модел но се естимирани со различни техники пр. споредба помеѓу OLS и 2SLS или некоја друга техника на естимација.

Од сет од 30 студии 346 опсервации се добиени и ќе бидат естимирани во моделот ⁽³⁵⁾. Во овие пејпери не беше репортирана дијагностиката т.е. тестирањето за хетероскедастичност, линеарна функционална форма, и тест за нормалност на резидуалите. Во некои пејпери беа репортирани робустните стандардни грешки, и беше извршен тест за ендеогеност ⁽³⁶⁾. Авторите не репортираат преферирана регресија и сите регресији беа репортирани. Пејперите користат широка разноликост на техники на естимација применети на податоци, на развиените, земјите во развој и економите во транзиција, за временски период од 1988 до 2008 ⁽³⁷⁾. Степените на слобода беа репортирани за секоја регресија или авторите ќе ги репортираат нив, или бројот на степени на слобода беше калкулиран $DF = N * T - t - k$ (Вулдриц,2006). Аналитичкиот метод вработен во овие пејпери е мета регресивна анализа⁽³⁸⁾. Следи поглавје за резултатите од емпирискиот модел.

³⁴ Ашауер (1997) и Ашауер (1998) се пејпери коишто се земени во примерокот бидејќи се реферирани во остатокот од емпириските пејпери и се смета дека се важни пејпери. Исто така, Дено, Ебертс, (1989) , се земени во примерокот бидејќи техниката на естимација (2SLS) којашто беше применета.

³⁵ Сите се репортирани во Табела (види Апендикс 2) , годината на публикација и регресиите се репортирани таму, и знаците на репортираните коефициенти.

³⁶ Ако беше модел на временски серии во некои пејпери беше направен Гранџер тест на каузалност а во Панел модел беше направен Хаусман тест за ендеогеност.

³⁷ Во процесот на кодирање секоја варијабла којашто се сметаше дека е значајна беше репортирана.

Поглавје 3

Резултати

3.1 Мета-анализа на еластичноста на аутпутот

Централен интерес на мета-анализата е да се тестира нултата хипотеза, дека ефектните големини се дистрибуирани стандардно нормално, $N \sim (0, 1)$, под нулта хипотеза од нема ефект. Нултата хипотеза е дека средниот ефект е нула. Хипотетичкиот, јавна (приватна) инфраструктура и раст сооднос ќе биде одбиен доколку, просечната големина на ефектот (просечната т-статистика), не е сигнификантно различна од нула. Податоците во оваа мета-регресија, се состојат од **346** пресметани еластичности на аутпутот, од собраните 30 емпириски студии³⁹. Средната вредност на т-статистиката, на коефициентот на еластичноста на аутпутот е **1.47**, со стандардна девијација од **2.63**⁽⁴⁰⁾. Ние ја одбиваме нултата хипотеза т.е. дека средниот ефект **cooel** е нула, на еден процент ниво на сигнификантност (со веројатност помала од 0.0001, за Тип 1 грешка), $t(\text{ACOOEL}) = 10.39$. Провизорно тука заклучуваме дека ревијата на емпириска литература сугерира дека, позитивен сооднос помеѓу растот на БДП, во лог услови (коефициентот на еластичност на аутпутот), и коефициентот на инфраструктурниот капитал (јавен и приватен). Овој заклучок е потврден со проста *vote-counting* процедура⁽⁴¹⁾, кадешто регресиите од 22 пејпери наоѓаат, позитивен сооднос помеѓу, ратиото на инфраструктурниот капитал/БДП, и БДП пер капита, и во 8 пејпери од целиот примерок, беа репортирани, позитивни и негативни корелации, помеѓу инфраструктурниот капитал во пер капита услови и варијабилата раст на БДП⁽⁴²⁾. Нултата хипотеза, дека стандардната девијација на ефектот, е единица ($\sigma = 1$), е исто така тестирана. Варијанста е тестирана со примена на чи-сквер (n) процедура ($H_0: \sigma = 1$ and $H_1: \sigma > 1$), со (n) дадено од бројот на ефектни големини. Ако нултата не е одбиена тогаш разликите помеѓу ефектните големини околу нивната средина може да резултираат од чисто случајна грешка. Последователно емпириското истражување ќе биде неопходно (Котори, 2006). Од друга страна, ако стандардната девијација на големината на

³⁸ Испитувани се различните влијанија на еластичноста на аутпутот во секоја студија (Стенли, Царел, 2008).

³⁹ Види Табела 1 за бројот на естимирани еластичности на аутпутот.

⁴⁰ Види Апендикс 3 Мета-анализа на големината на ефектот.

⁴¹ Помеѓу мета-аналитичарите *vote-counting* се смета дека е грешен (Царел, 2001).

⁴² Види Апендикс 2, карактеристики на студиите.

ефектот, значајно надминува единица, сугерира дека варијациите рефлектираат систематски разлики околу нивната средина.

Во оваа мета-регресивна студија, варирањето на набљудуваните коефициенти на еластичностите на аутпутот, е значајно и е во ранг **-20.394** до **155.22**⁽⁴³⁾, со стандардна девијација од **10.87**. Коефициентот на т-статистиката варира од **-8.89** минимум вредност до **13.43**, со стандардна девијација од **2.63**. Нултата хипотеза ($\sigma = 1$), е отфрлена со веројатност помала од 0.0001⁽⁴⁴⁾, од правење на тип 1 грешка⁽⁴⁵⁾. Ова е аргумент во објаснувањето дека, варијациите на средните еластичности на аутпутот се резултат на систематски разлики во спецификацијата на моделот. Целта на мета-регресивната анализа е да ги објасни овие варијации од студија до студија. Порано во поглавје 1, се објаснети варијабилите во проширениот модел, или варијабилите што авторот на оваа мета-регресија, базирано на неговото *a priori* знаење околу теоријата на раст, и вообичаените модели коишто се опишани во естимираните модели на раст во пејперите, овде тие варијабилите ќе бидат претставени во Табела за сумарна статистика (види Апендикс 4).

3.2 Дескриптивна статистика на моделот

Повеќето од моделите се применети на податоци од cross-section истражувања. Следејќи го примерот на мета-регресијата на Батон (1998), една варијабилна беше креирана за pooled time series, cross-section data (**pool_ts_cs**), со панел варијабилата како варијабла за споредба. Повеќето од студиите се за развиените и земјите во развој, **dc_ldc** (средна вредност на варијабилата =0.83), варијабилна за американски студии (**us**), е исто така потребна, исто како за транзиционите економии. Поради речиси перфектна колонеарност меѓу двете ја користиме втората за да го пресметаме ефектот на **cooel** (зависната варијабилна).

Понатаму, овие независни варијабилите (модераторни варијабилите), коишто може да се континуос или бинарни (0) или (1), кои го рефлектираат присуството или одсуството на една карактеристика во секоја студија. Независната варијабилна која што е варијабилна од интерес **pubc/gdp** беше комбинирана со приватниот капитал во пер капита услови, и беше создадена нашата варијабилна од интерес **pubc_priv_gdp**, јавен и приватен капитал. Оваа варијабилна беше

⁴³ Овие бројки се дел од сумарната статистика во СТАТА 10 подоцна ќе биде репродуцирана една табела на сумарна статистика.

⁴⁴ По конвенција, оваа разлика се смета екстремно сигнификантна.

⁴⁵ Види Апендикс 3 Мета анализа на ефектот

со средна вредност = **0.945**, и две додатни варијабилни коишто се земаат како замена за инфраструктурен капитал број на телефони по милион жители (**tpminh**), и поплочени патишта по милион километри квадратни (**pvd_rds_pmkmsq**), како и големината на владата (инвестициско и тековно трошење) (**gsics**), претставувајќи ја инфраструктурата во пер capita услови. Следејќи ја теоријата дека концептот на иницијален капитал (иницијален БДП пер capita) е имплементиран во концептот на *апсолутна конвергенција*⁽⁴⁶⁾. Две варијабилни беа комбинирани една варијабла имплицирајќи конвергенција околу земјите и регионите (**con_r**). Оваа варијабла (**con_r**), има средна вредност **0.739**, што значи дека околу **74%** од студиите ја содржат оваа варијабла. Опсервациите за годините на школување (**yssch**), и часовите на школување (**hrsch**), се комбинирани во една варијабла за човечки капитал (**human**). Оваа варијабла е присутна во **13%** од студиите. Наредната варијабла (**aardaehstcihmm_gdp**), означува јавни трошоци, или инвестиции во одбраната, агрикултурата, образованието, здравството, социјалните издатоци, транспортот и комуникациите, рударството, мануфактурата, како процент од БДП. Оваа варијабла има средна вредност од **0.245** е присутна во **24.5%** од регресиите што се искористени во оваа мета-регресиона анализа. Варијабилната реална разменска стапка има средна вредност од **0.023**, и стандардна девијација од **0.151**.

Непрекинатите варијабилни се вклучени во моделот за тестирање на автентичниот емпириски модел во МРА., следејќи ги препораките на Пју и Чорич (2008), и Стенли (2008): квадратниот корен на степените на слобода (**sqrtdf**, mean=**15.86**; sd=**9.45**); инверзната варијабла на стандардната грешка **inv_se**), **abst**, апсолутната т-статистика варијабла, и **ldf**, лог варијабилата на степените на слобода. Сумарната статистика на степените слобода е презентирани во Апендикс 3, заедно со објаснувањата на варијабилите.

3.3 Резултати

Функционалната форма, спрема Стенли (2008) и неговите препораки, за инверзната на стандардната грешка варијабла, беше презентирани во поглавје 2⁽⁴⁷⁾. Како и да е квадратниот корен на степените на слобода исто така беше искористен, следејќи ги препораките на Пју и

⁴⁶ Види го објаснувањето за апсолутна и условна конвергенција на страница 11.

⁴⁷ Вид страница 18

Чорич (2008), и Стенли (2001), за да се пресмета автентичниот ефект. Даената важност на функционалната форма, беа обидени различни спецификациони форми на дадената, хипотетизирана корелација помеѓу, во литературата на мета-регресивната анализа⁽⁴⁸⁾. Да се избере модел дијагностичка процедура на тестирање беше извршена. Најголемо значење беше дадено на функционалната форма, следно од хетероскедастичноста, и колинеарноста. Проблемот на хетероскедастичноста беше поправен со робустни грешки, додека колинеарноста беше поправена со комбинирање на некои од варијабилите или нивно исклучување, како последна акција шот треба да се превземе иако не посакувана. Мултиколинearноста е проблем што се случува кога објаснувачките варијабилите покажуваат мала варијација и висока интеркорелација (Мадала,2001).

Како што може да се види од табелата за дијагностика на парсимониус моделот, средниот **VIF=2.04**, за робустните стандардни грешки на OLS моделот. За кластер робастните грешки на моделот средниот **VIF = 1.82**. Максималниот инфлационен фактор на варијансата е **5.26** и **3.76**. Средниот инфлационен фактор на варијансата на Weighted Least Squares model и Clustered Robust Weighted Least Squares model, е пресметан на **3.39** и **1.72** последователно за двата модела. Овие индикатори не се високи, ние следејќи го правилото на палецот заклучуваме дека, индивидуалниот максимален **VIF** да биде помал од 10 и средниот **VIF** да не биде значајно поголем од 1 (Stata corp. Reference Q-Z). Објаснувачката моќ на овие два модела е задоволителна, R^2 (R-squared) на овие два модела, е во ранг од **0.43** to **0.52**, за OLS и Cluster-Robust OLS, и WLS (Weighted Least Squares) и Cluster-Robust Weighted Least Squares. Функционалната форма на овие модели е од особена значајност. Ramsey reset test користејќи ја моќта на fitted вредностите на зависната варијабилна, со нулта хипотеза H_0 : моделот нема отфрлени варијабилите, покажа дека во OLS и Cluster Robust OLS и WLS и Cluster Robust WLS, веројатноста за тип 1 грешка е **0.17** и **0.14** последователно. Ова е аргумент кон тврдењето дека моделот е добро специфициран. Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test е достапен за робаст OLS. Наредно во Табела 2, се сумаризирани резултатите за оваа регресија т-статистиката е регресирана на инверзната варијабилна од стандардната грешка (види Апендикс 5). Табела 2 продолжена е дијагностиката на регресијата.

⁴⁸ Овие хипотетизирани соодноси се претставени на страница 23, во табелата на Царел,(2005).

Табела 2 Мета-регресија на ефектот на инфраструктурниот капитал спрема БДП

Table 2		Summarized results from the parsimonius model (342 observations ,from 30 studies)							
Dependent variable tstatistics		OLS	P> t	Clustered Robust OLS	P> t	WLS	P> t	Clustered Robust WLS	P> t
t-stat		coeff		coeff		coeff		coeff	
inverse of the standard error	1.inv_se	-0.0004	0.133	-0.0004	0.116	-0.0002	0.462	-0.00023	0.430
	2.endogeneity	-0.445	0.111	-0.44	0.343	-0.53	0.133	-0.53	0.384
pooled times series cross section data	3.pool_ts_cs	0.54	0.049	0.53	0.200	-0.08	0.798	-0.08	0.875
	4.fdi	-0.87	0.286	-0.87	0.537	-1.40	0.078	-1.40	0.23
foreign direct investment	5.us	1.31	0.001	1.31	0.017	0.90	0.021	0.90	0.152
us studies	6.reg_s	-0.999	0.000	-0.999	0.097	-1.28	0.000	-1.28	0.075
regional studies	7.trans_e	-3.13	0.000	-3.12	0.003	-3.41	0.000	-3.41	0.000
transitional economies	8.pubc_priv_gdp	-0.31	0.469	-0.30	0.588	-0.37	0.504	-0.37	0.593
	9.con_r	-0.41	0.292	-0.41	0.501	-0.004	0.993	-0.004	0.996
public and private infrastructure capital to GDP convergence rate	10.tpminh	2.25	0.029	2.25	0.144				
	11.rer	-2.288	0.002	-2.29	0.020	-1.83	0.050	-1.83	0.085
telephones per million inhabitants real exchange rate	12.gsics	-2.85	0.000	-2.84	0.000	-3.23	0.000	-3.23	0.000
government size investment and current spending	13.aardaehstcihmm_gdp	-2.005	0.000	-2.00	0.001	-1.95	0.000	-1.95	0.003
average annual ratio of defence, agr,soc,health,mining expenditure to GDP	14.aroenv	-1.75	0.000	-1.75	0.014	-1.54	0.013	-1.54	0.075
average ratio of electricity net value	15.c_util	3.73	0.048	3.73	0.003	4.04	0.026	4.04	0.002
capacity utilization	16.human	-0.39	0.108	-0.39	0.338				
human capital	17.bdp_gdp	-1.91	0.000	-1.91	0.001	-1.86	0.000	-1.86	0.002
budgetary deficit as percentage to GDP	18.pol_evr	-0.65	0.258	-0.65	0.420	-1.005	0.069	-1.005	0.189
political and economic freedom	19.opennes	1.6	0.014	1.60	0.096	2.20	0.000	2.20	0.004
openness	20.constant	2.9	0.000	2.89	0.002	3.21	0.000	3.21	0.001
intercept	R-squared	0.52		0.52		0.42		0.42	
Ho: model has no omitted variables- (prob of type I error is reported)		0.17		0.17		0.14		0.14	
Mean VIF		2.04		1.82		3.48		3.48	
F-test		F(19,322)=27.83		n.a.		F(17,324)=22.38		n.a.	
Prob>F		Prob > F = 0.0000		n.a.		Prob > F = 0.0000		n.a.	

Табела 2 продолжена дијагностиката на двата модела

Table 2 continued	OLS Robust standard errors	Clustered Robust OLS	WLS	Clustered Robust WLS	P> t	P> t
Dependent Variable t-stat	coeff	coeff	coeff	coeff		
Maximum VIF	5.26	3.76	9.20	3.48		
Mean VIF	2.04	1.82	3.39	1.72		
Ramsey RESET test using powers of the fitted no variables	F(3, 319)=1.69	F(3, 319)=1.70	F(3, 321)=1.82	F(3, 321)=1.83	0.1681	0.1431
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	chisq=153.77	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	chisq=45.89	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	chisq=5.51	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a

Овој тест (Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test), покажа доказ за хетероскедастичност. Веројатноста од тип 1 грешка кога ја одбиваме нултата хипотеза на хомоскедастичност е **0.0000**, според White's Standard original test. Овој проблем е коригиран, со репортирање на робаст стандардни грешки. Ова вообичаено го решава проблемот со примена на алтернативна функционална форма (пр. log-log), но знаејќи дека нашата зависна варијабила содржи негативни вредности, подоцнежната спецификација е непригодна бидејќи ќе предизвика грешка на примерокот. Алтернативната функционална форма (lin-log) е исто така можна, но Ramsey reset test покажа дека моделот не е добро специфициран, спрема спецификацијата. F-test покажа дека, заедничката статистичка сигнификантност на варијабилите, веројатноста за тип 1 грешка кога ја одбиваме нултата хипотеза: веројатноста за тип 1 грешка на нултата од заедничка несигнификантност на варијабилите, е исто така **0.0000**. Ова се зема како доказ, во поддршка на прифаќањето на алтернативната хипотеза, на заеднички сигнификантни варијабили. Други потенцијални проблеми со OLS спецификацијата беа исто земени во предвид. Прво, студиите (30) вклучени во примерокот репортираат различен број на резултати. Средниот број на резултати по студија е **12.98**, додека бројот на репортираните регресији е во ранг од **2** до **32**. Студиите што репортираат голем број на регресији тежат повеќе од студиите коишто репортираат помалку и може да ги дисторзираат МРА резултатите (Дарел Стенли, 1990). За да се коригира оваа диспропорција на резултатите секоја студија е еднакво вреднувана со инверзниот број на резултати од студијата за да се вреднува секој резултат од таа студија (WLS). Со вреднувањето на студиите (WLS), е применет на оваа МРА. Предлогот на Стенли за вреднување на студиите ќе биде земен во предвид при индивидуалното вреднување на студиите и вреднувањето на секој индивидуален резултат. Репортираните резултати од студијата се во примерокот независно, и не индивидуално, што го предизвикува вториот проблем. Додавањето на cluster robust estimates на OLS и WLS естимираните коефициенти, ја релаксира претпоставката за независноста помеѓу опсервациите во групата, но бара опсервациите да бидат независни помеѓу групите (Котори, 2006) ⁽⁴⁹⁾. Нредно. Во Табела 3 се презентирани (коефициентите како и p-values, да го означат нивото на сигнификантност), кога варијабилата, еластичност на аутпутот е регресирана на инверзната варијабила од стандардната грешка (види Апендикс б). Табела 3 продолжена содржи дијагностички тест на регресијата.

⁴⁹ Оваа метода произведува „точни“ стандардни грешки дури ако опсервациите се корелирани (Stata. Corp for WLS allows for sampling or pweights (probability weights)).

Table 3. еластичноста на аутпутот регресирана на инверзната стандардна грешка

		WLS	
Dependent variable output elasticity (coel)		Coeff	P> t
Inverse of the standard error	1.inv_se	-9.36E-07	0.280
Endogeneity	2.endogeneity	-0.033	0.128
Pooled time series cross section data	3.pool_ts_cs	0.013	0.624
Foreign direct investment	4.fdi	-0.022	0.076
US studies	5.us	0.076	0.059
Regional studies	6.reg_s	-0.013	0.339
Transitional economies	7.trans_e	4.30	0.559
Public and private infrastructure capital to GDP	8.pubc_priv_gdp	0.20	0.000
Convergence rate	9.con_r	-0.21	0.000
Real exchange rate	10.rer	-0.033	0.386
Government size investment and current spending	11.gsics	-0.028	0.014
Average annual ratio of defence agr, educ, health exp. to GDP	12.aardaehstcihmm_gdp	-0.045	0.008
Average ratio of electricity net value	13.aroenv	0.28	0.000
Capacity utilisation	14.c_util	0.42	0.000
Budgetary deficit as percentage to GDP	15.bdp_gdp	0.04	0.386
Debt	16.debt	0.03	0.014
Efficiency	17. efficiency	0.09	0.008
Openness	18.opennes	-0.03	0.159
Political and economic freedom	19.pol_efr	0.02	0.641
Population growth	20.pop_gr	-0.013	0.316
Black market premium	21.bmp	0.006	0.374
Paved roads per million kilometres squared	22.pvd_rds_pm~q	-0.046	0.457
Intercept	23._cons	0.06	0.024
R-squared		0.0948	
Ho: model has no omitted variables- (prob of type I error is reported)		F(3, 312) =	2.60
		Prob > F =	0.05225
Mean VIF (Variance Inflation Factor)		4.38	
F-test		F(22, 315) =	24.26
Prob>F		Prob > F =	0.0000

Извор; Стата 10

Табела 3 Продолжена дијагностички тест

Table 3 continued		WLS Robust standard errors	P> t
Dependent Variable cooel		coeff	
Maximum VIF (Variance Inflation Factor)		13.48	
Mean VIF (Variance Inflation Factor)		4.38	
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat	Ho: model has no omitted variables	F(3, 312) = 2.60	0.052
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: homoskedasticity	n.a.	n.a.
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no non normal skewness	n.a.	n.a.
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no non normal kurtosis	n.a.	n.a.

Од дијагностиката на **Табела 3 продолжена**, за WLS robust регресијата, може да се виде дека функционалната форма е точно специфицирана. Ramsey reset test покажа дека веројатноста од правење на Тип 1 грешка кога ја одбиваме нултата хипотеза е **0.052**, што сугерира 5% веројатност од правење на тип 1 грешка на хипотезата дека моделот нема отфрлени варијабилни. Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test не беше достапен за robust WLS регресијата. Објаснувачката моќ на моделот не е голема, R^2 (R-squared) на моделот е **0.0948** (9.48%). Средниот **VIF** на моделот е **4.38**, додека максималниот индивидуален **VIF** е **13.48**, што индицира присуство на колинеарност до некој степен во моделот, иако средниот **VIF** е понизок од од **4.38** но ако се присетиме на правилото на палецот, треба да е понизок од 4. Причината поради којашто не беше продолжено со отфрлање на варијабилите од моделот за да се намали **VIF** е бидејќи таа акција ќе предизвика проблеми со функционалната форма.

За да се тестира публикациската грешка и единствениот емпириски ефект, независно од публикациската грешка, вклучен е “Funnel asymmetry precision effect” test⁽⁵⁰⁾. Следува, Табела 4 и

⁵⁰ И двата се вклучени во Табела 2 т.е. Табела 4 и инверзната варијабилна од стандардната грешка и квадратниот корен од степените на слобода.

Табела 4 продолжена (види страница 37 и 38), што содржи сумаризирани резултати за t-статистиката регресирана на квадратниот корен на степените на слобода ($\sqrt{\text{sqrt}}^{(51)}$), и репортираната дијагностика на моделот.

Табела 4. Мета регресивна анализа ; t-stat регресирано на squared root of the degrees of freedom

Table 4		Summarized results from the parsimonius model (346 observations ,from 30 studies)							
	t-stat	OLS coeff	P> t	Clustered Robust OLS coeff	P> t	WLS coeff	P> t	Clustered Robust WLS coeff	P> t
squared root of the degrees of freedom	1.sqrtdf	-0.006	0.796	-0.006	0.848	0.0084	0.750	0.0084	0.812
endogeneity	2.endogeneit y	-0.48	0.101	-0.48	0.230	-0.40	0.239	-0.40	0.331
pooled times series cross section data	3.pool_ts_cs	0.60	0.077	0.60	0.221	0.07	0.848	0.07	0.905
foreign direct investment	4.fdi	-1.07	0.067	-1.07	0.365	-1.59	0.044	-1.59	0.200
us studies	5.us	1.31	0.006	1.31	0.051	0.81	0.082	0.81	0.048
regional studies	6.reg_s	1.28	0.011	1.28	0.082	-1.07	0.000	-1.07	0.001
transitional economies	7.trans_e	-3.03	0.000	-3.03	0.005	-3.5	0.000	-3.5	0.599
public and private infrastructure capital to GDP	8.pubc_priv_gdp	-0.32	0.547	-0.32	0.533	-0.35	0.507	-0.35	0.947
convergence rate	9.con_r	-0.45	0.184	-0.45	0.428	-0.04	0.931	-0.04	0.216
telephones per million inhabitants	10.tpmih	2.01	0.032	2.01	0.143	1.89	0.045	1.89	0.096
real exchange rate	11.rer	-2.18	0.004	-2.18	0.043	-1.80	0.058	-1.80	0.000
government size investment and current spending	12.gsics	-2.95	0.000	-2.95	0.000	-3.41	0.000	-3.41	0.002
average annual ratio of defence, agr,soc,health, mining expenditure to GDP	13.aardaehst cihmm_gdp	-2.01	0.000	-2.01	0.001	-2.03	0.000	-2.03	0.042
average ratio of electricity net value capacity utilization	14.aroenv	-1.77	0.226	-1.77	0.014	-1.73	0.006	-1.73	0.001
human capital	15.c_util	3.61	0.000	3.61	0.002	3.77	0.038	3.77	0.149
budgetary deficit as percentage to GDP	16.human	-0.37	0.367	-0.37	0.347	-0.88	0.025	-0.88	0.034
political and economic freedom	17.bdp_gdp	-2.00	0.002	-2.00	0.009	-1.89	0.002	-1.89	0.942
openness	18.pol_egr	-0.68	0.396	-0.68	0.487	-0.077	0.914	-0.077	0.121
intercept	19.opennes	1.63	0.048	1.63	0.104	1.38	0.038	1.38	0.014
	20.constant	2.75	0.000	2.75	0.010	2.96	0.000	2.96	0.001
	R-squared	0.5086		0.5086		0.4321		0.4321	
	Ho: model has no omitted variables- (prob of type I error is reported)	0.3055		0.3055		0.4212		0.4212	
	Mean VIF	2.49		2.49		2.21		2.21	
	F-test	F(19, 326) = 17.76		n.a.		F(19, 326) = 18.82		n.a.	
	Prob>F	Prob > F = 0.0000		n.a.		Prob > F = 0.0000		n.a.	

⁵¹ Користењето на квадратниот корен на степените на слобода може да обезбеди повеќе естимирани коефициенти на публикациската грешка.

Table 4 Продолжена Дијагностички тест

Table 4 continued diagnostics		OLS Robust standard errors	P> t	Clustered Robust OLS	P> t	WLS	P> t	Clustered Robust WLS	P> t
Dependent Variable t-stat		coeff		coeff		coeff		coeff	
Maximum VIF		5.96		5.96		5.54		5.54	
Mean VIF		2.49		2.49		2.21		2.21	
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat	Ho: model has no omitted variables	F (3, 323) = 1.21	Prob > F = 0.3055	F (3, 323) = 1.22	Prob > F = 0.3056	F (3, 323) = 0.94	Prob > F = 0.4212	F (3, 323) = 0.94	Prob > F = 0.4212
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: homoskedasticity	chisq=117.14	0.0001	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no nonnormal skewness	chisq=35.91	0.0108	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no nonnormal kurtosis	chisq=6.97	0.083	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.

Функционалната форма на моделите претставени во Табела 4 и Табела 4 продолжена, е точно специфицирана. Веројатноста за правење на тип 1 грешка, кога ја одбиваме нултата хипотеза, од немање на отфрлени варијабили, е **0.31** и **0.42**. Колинеарноста не е проблем меѓу независните варијабили, средниот **VIF** за OLS и Cluster Robust OLS, WLS и Cluster Robust WLS, е **2.49** и **2.21** последователно. F–test покажа заедничка сигнификантност на варијабилите во OLS и WLS моделите., веројатноста за тип 1 грешка кога се отфрла нултата од сигнификантни варијабили е **0.0000**, за двете спецификации⁽⁵²⁾. R²(R-squared) се движи од **0.42** (WLS и Cluster Robust WLS), до **0.51**, што е добра објаснувачка моќ, но е од секундарна важност, првин доаѓа функционалната форма. Следува интерпретацијата на моделите.

Регресивните коефициенти го рефлектираат парцијалниот ефект на одредена независна варијабилна на зависната варијабилна држејќи се константно.

Коефициентот на модераторната варијабилна којшто контролираат за ендегеност *endogeneity* е негативен и статистички сигнификантен, на 10% ниво на сигнификантност во OLS регресијата (Табела 2 и Апендикс 5), и овој коефициент е негативен и статистички сигнификантен во моделот презентираан во Табела 4⁽⁵³⁾.

Сигнификантниот негативен коефициент значи дека регресиите коишто контролираат за ендегеност е помалку веројатно да репортираат позитивен ефект на инфраструктурата на растот. Типично, регресиите коишто контролираат за ендегеност ќе репортираат т-статистика помала од **0.38** и **0.39**.

Модераторните варијабилни за студиите коишто користат using pooled, time series, cross-section data (*pool_ts_cs*), е позитивен и статистички сигнификантен во OLS моделот (*tstat* on *inv_se* and *tstat* on *sqrtdf*⁽⁵⁴⁾). Ова значи дека во просек студиите коишто користат такви податоци, наоѓаат повеќе позитивен сооднос помеѓу инфраструктурниот капитал и бруто-домашниот производ, споредено со студиите коишто користат панел податоци. Типично регресиите коишто pooled time series cross section data, ќе репортираат т-статистика помала за **0.03** или **0.23**.

Модераторната варијабилна за странски директни инвестиции (*fdi*), во моделите, е негативна и статистички сигнификантна во WLS спецификацијата. Ова значи дека во просек овие студии коишто контролираат за оваа варијабилна, наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП. Типично, регресиите коишто контролираат за (*fdi*) репортираат т-статистика помала за **0.23**.

Модераторната варијабилна за американските студии (*us*), е позитивна и статистички сигнификантна во сите претставени модели, освен во clustered robust WLS model претставен во Табела 2, каде што е позитивен и несигнификантен. Ова значи дека во просек студиите коишто користат такви податоци наоѓаат, повеќе позитивен сооднос помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП, споредено со студиите коишто користат развиени и помалку развиени економии во примерокот (*dc_idc*).

⁵² Види Табела 4 стр.37 или Апендикс 7 т-статистиката е регресирана на квадратниот корен од степените на слобода принтаут од регресиите во СТАТА 10.

⁵³ Кога т-статистиката е регресирана на степените на слобода.

⁵⁴ Види Апендикс 7

Модераторната варијабилa за регионалните студии (*reg_s*), е негативна и статистички сигнификантна во сите модели, освен во OLS спецификацијата во Табела 4. Во просек значи дека овие студии коишто контролираат за оваа варијабилa наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Модераторната варијабилa за транзиционите економии (*trans_e*), е негативна и статистички сигнификантна, освен во моделот претставен во Табела 3, кадешто е позитивен и несигнификантен. Ова значи дека во просек, студиите коишто контролираат за оваа варијабилa, наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Модераторната варијабилa за независната варијабилa од интерес (*pubc_priv_gdp*), е позитивна и статистички сигнификантна (види Табела 3). Што оди во прилог на заклучокот, дека емпириското литературно истражување сугерира, позитивен сооднос помеѓу растот на БДП и инфраструктурниот капитал (јавна и приватна инфраструктура)⁽⁵⁵⁾.

Модераторната варијабилa за човечки капитал (*human*) е негативна и сигнификантна во OLS моделот во Табела 2, и негативен и несигнификантен во WLS спецификацијата во Табела 4, додека во другите спецификации е негативен и несигнификантен. Ова значи дека во просек, студиите коишто контролираат за оваа варијабилa, наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Модераторната варијабилa за буџетски дефицит како пропорција од БДП (*bdp_gdp*) е негативен и сигнификантен во моделот претставен во Табела 4, додека во другите модели е несигнификантен. Ова значи дека во просек, студиите коишто контролираат за оваа варијабилa, наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Модераторната варијабилa за политичка и економска слобода (*pol_eff*) е негативна но несигнификантна, во претставените модели, на конвенционални нивоа на прифатливост. Ова значи дека во просек, студиите коишто контролираат за оваа варијабилa, наоѓаат помалку позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Модераторната варијабилa за трговска отвореност (*openness*) е позитивна и сигнификантна во моделите претставени во Табела 2, и OLS спецификацијата во Табела 4, инаку е несигнификантна. Ова значи дека во просек студиите коишто користат такви податоци наоѓаат, повеќе позитивен сооднос помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Претходните практики за проверка на робастноста се состоела во тоа само да се отфрлат опсервациите со висок левериџ (Пју, Чорич, 2008). Овдека, робастноста беше споредена со проста споредба, со робастната регресија во СТАТА⁽⁵⁶⁾.

Оваа робастна регресија, служи само за споредба со претходно претставените. Со споредба може да биде потврдено, дека коефициентите во двете регресии имаат исти знаци, но се разликуваат во големината, иако не значајно. Робастните регресии се претставени следни на страница 42 и 43. Инверзната варијабилна на стандардната грешка е позитивно и сигнификантно асоцирана со т-статистиката ($p\text{-value} = 0.003$). Ова е земено како доказ за автентичен емпириски ефект во оваа литература (Види Табела 5 стр,41)⁽⁵⁷⁾.

Позитивната и сигнификантна константа е земена како доказ за Тип 1 публикациска грешка, модераторните варијабилни сутериураат многу извори на хетерогеност, инверзната на стандардната грешка е мерило за автентичен емпириски ефект условено на, публикациската грешка и изворите на хетерогеност. Доказот за публикациска грешка е силен, и е посилен од доказот за автентичен емпириски ефект. Веројатноста за правење на тип 1 грешка кога а одбиваме нултата хипотеза за несигнификантност на варијабилите е 0.000 во двете робастни регресии.

⁵⁵ Види Апендикс 3

⁵⁶ Види Апендикс 8 Робастна регресија

⁵⁷ Од друга страна квадратниот корен на степените на слобода е негативен и инсигнификантен т.е. автентичноста на емпирискиот ефект во прашање не е потврдена.

Табела 5 Робастна регресија т-стат регресирано на инверзната од стандардната грешка

Dependent variable t-statistics			
	t-stat	coeff	P> t
inverse of the standard error	1.inv_se	0.001	0.003
endogeneity	2.endogeneity	-1.14	0.000
pooled times series cross section data	3.pool_ts_cs	0.72	0.004
foreign direct investment	4.fdi	-2.53	0.000
us studies	5.us	1.40	0.000
regional studies	6.reg_s	-0.33	0.277
transitional economies	7.trans_e	-2.56	0.000
Public and private infrastructure capital to GDP	8.pubc_priv_gdp	-0.37	0.393
convergence rate	9.con_r	-0.71	0.023
telephones per million inhabitants	10.tpminh	1.47	0.059
real exchange rate	11.rer	-1.57	0.008
government size investment and current spending	12.gsics	-2.47	0.000
average annual ratio of defence, agr,soc,health,mining expenditure to GDP	13.aardaehstcihmm_gdp	-2.04	0.000
average ratio of electricity net value	14.aroenv	-1.88	0.119
capacity utilization	15.c_util	1.09	0.200
Terms of trade	16.tot	-0.45	0.560
human capital	17.human	-0.26	0.452
budgetary deficit as percentage to GDP	18.bdp_gdp	-2.09	0.000
debt	19.debt	0.37	0.167
political and economic freedom	20.polEFR	-0.80	0.203
openness	21.opennes	1.68	0.011
intercept	22.constant	2.80	0.000
F-test	F(21, 319) = 20.58		
Prob>F	Prob > F = 0.0000		

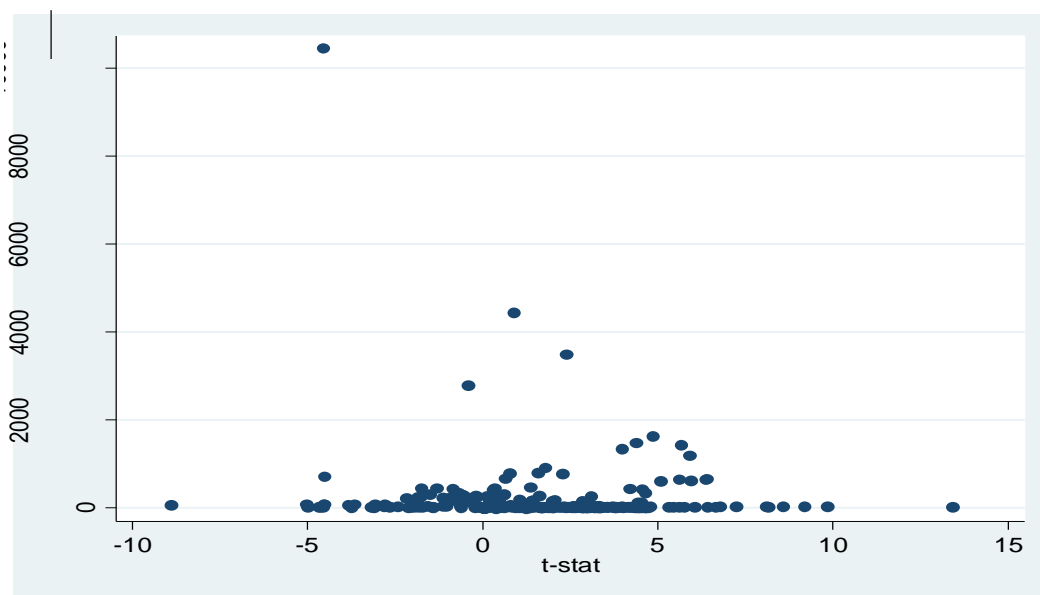
Извор СТАТА 10

Табела 6 Робастна регресија т-стат регресирано на квадратниот корен на степените на слобода

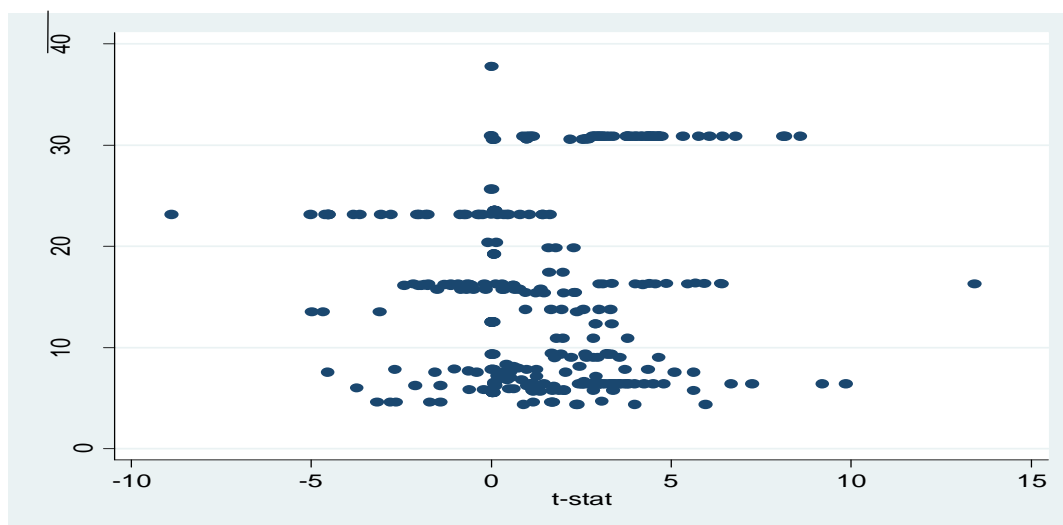
	t-stat	coeff	P> t
squared root of the degrees of freedom	1.sqrtdf	-0.004	0.851
endogeneity	2.endogeneity	-0.81	0.001
pooled times series cross section data	3.pool_ts_cs	0.60	0.032
foreign direct investment	4.fdi	-0.66	0.172
us studies	5.us	1.75	0.000
regional studies	6.reg_s	-0.70	0.016
transitional economies	7.trans_e	-2.81	0.000
public and private infrastructure capital to GDP	8.pubc_priv_gdp	-0.86	0.049
convergence rate	9.con_r	-0.21	0.46
telephones per million inhabitants	10.tpminh	2.24	0.004
real exchange rate	11.rer	-1.51	0.017
government size investment and current spending	12.gsics	-2.16	0.000
average annual ratio of defence, agr,soc,health,mining expenditure to GDP	13.aardaehstcihmm_gdp	-1.85	0.000
average ratio of electricity net value	14.aroenv	-2.18	0.071
capacity utilization	15.c_util	1.99	0.019
human capital	16.human	-0.12	0.723
budgetary deficit as percentage to GDP	17. bdp_gdp	-1.84	0.001
political and economic freedom	18.pol_efr	-0.27	0.681
openness	19.opennes	1.40	0.04
intercept	20.constant	2.95	0.000
F-test	F(19, 326) = 20.58		
Prob>F	Prob > F = 0.0000		

Извор СТАТА 10

Наредно, следува прашањето за присуството на публикациска грешка во оваа литература. Како што рековме порано, најпростиот и најчесто користениот метод за детекција на публикациската грешка е неформалното испитување на funnel plot. Прецизноста може да се мери на различни начини, најчестиот и најпрецизниот е инверзната на стандардната грешка ($1/S_e$) (Фигура 4). Големината на примерокот или квадратниот корен на степените на слобода исто така служат како мерило за прецизност (Фигура 4), (Стенли, 2005).



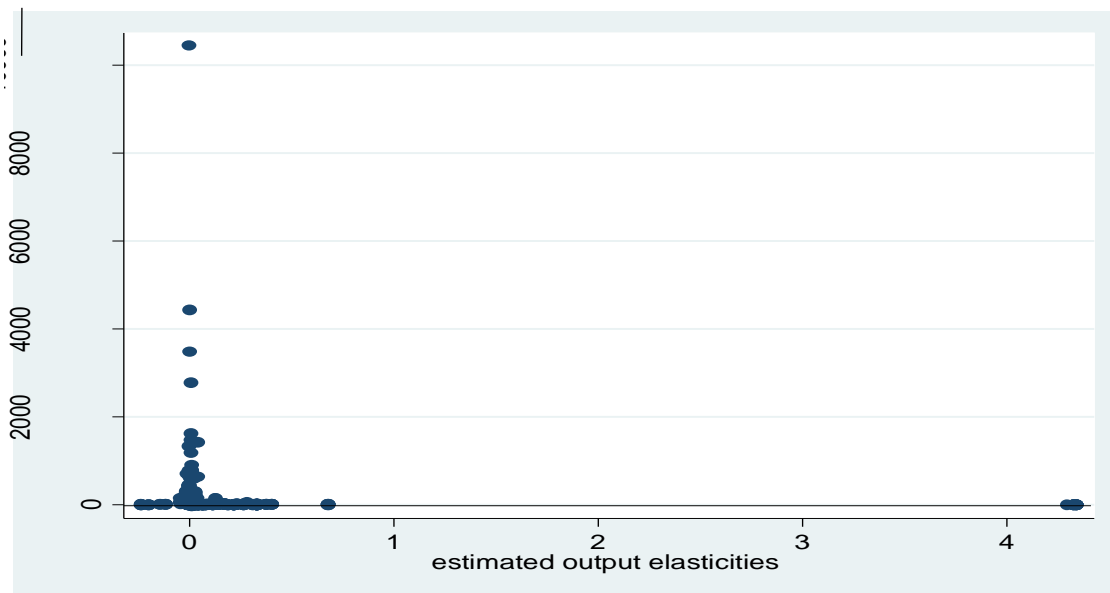
Фигура 4. Funnel Plot, т-стат регресирана на инверзната од стандардната грешка



Фигура 5. Funnel Plot, т-стат регресирана на квадратниот корен на степените на слобода

Во отсуство на публикациската селекција и без разлика на магнитудата на вистинскиот ефект, естимираните коефициенти ќе бидат симетрично распоредени околу вистинскиот ефект. Бидејќи студиите со мали примероци се со големи стандардни грешки и со помала прецизност се на дното на графот, графот ќе биде повеќе проширен на дното отколку на врвот (Стенли,2005).

Како и да е, симетријата или асиметријата на графот е круциална за оценување на публикациската грешка. Ако графот е натежнат на една страна, или на друга страна, ова се зема, како доказ за публикациска грешка. Изедначувањето на публикациската грешка со асиметричноста на Funnel Plot претпоставува дека публикациската грешка, *a priori*, фаворизира одредена насока (Тип 1 селекција). Ако, алтернативно публикациската селекција, фаворизира, статистичка сигнификантност, без разлика на насоката (т.е. Тип 2 Селекција), тогаш Funnel ќе биде широк екцесивно и празен. Гледајќи одблиску, Funnel Plot-овите, во фигурите 6 и 7 постои докз за асиметрија. Особено, во **Фигура 4**, кадешто графот е натежнат на едната страна (позитивната), на x-оската (со лабела t-стат). Во **фигура 5**, како и во некои делови од графот има докз за асиметрија и графот е натежнат на едната страна позитивната. Ова може да се земе како доказ, дека публикациската селекција фаворизира, позтивна насока⁽⁵⁸⁾. Следува, двонасочен граф на естимираните коефициенти на аутпут еластичноста на инверзната стандардна грешка.

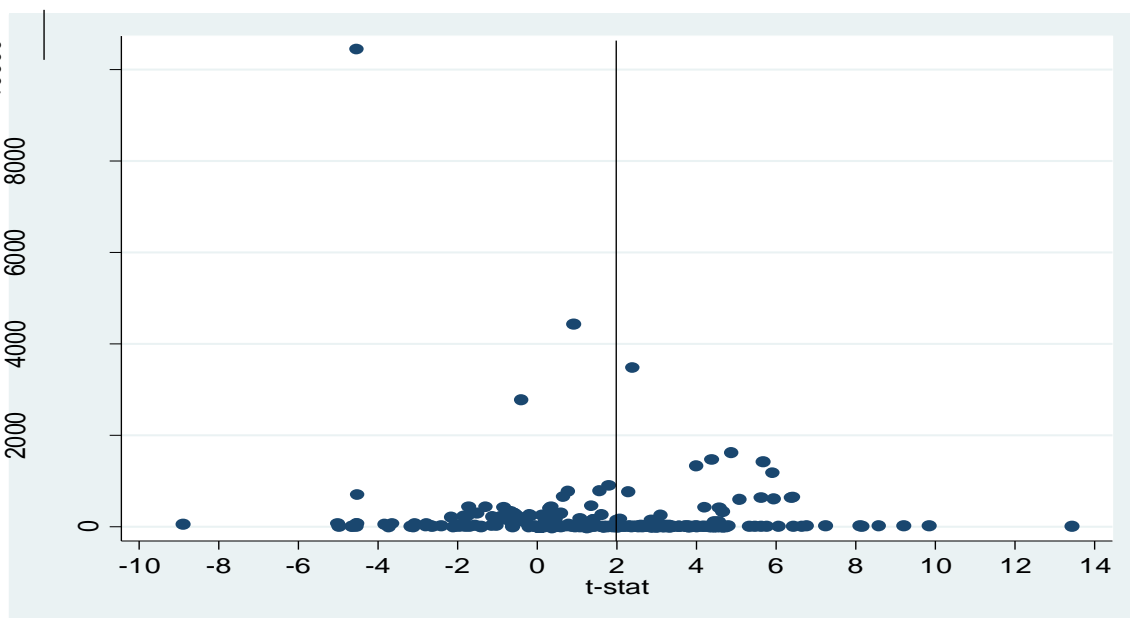


Фигура 6. Фунел граф на еластичностите на аутпутот

⁵⁸ Предвидува позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот на БДП.

Само неколку студии репортираат негативни аутпут еластичности (Фигура 6). Досега видовме дека емпириската литература е полна со грешки и сплоштена. Секоја визуелна инспекција е предмете на субјективна интерпретација. Втора голема ограниченост на фунел графовите е претпоставката дека постои единствен „вистински“ ефект заеднички за сите студии(Стенли,2005). Или во отсуство на единствена вредност на вистинскиот ефект, неговите вариации се случајни. Исто хетерогеноста на студиите, различни земји, и различни временски периоди, и секоја асиметрична дистрибуција на на селектираните земји и периоди може да биде причина за сплоштеноста на графот. Така публикациската селекција не мора да биде единствен извор на асиметрија⁽⁵⁹⁾.

Во присуство на или инверзната на стандардната грешка $1/SE$,или квадратниот корен на степените на слобода, интерцептот во МРА е тест за публикациска грешка. Во отсуство на автентичен емпириски ефект (т.е. ако коефициентот на инверзната на стандардната грешка $1/SE$ -или квадратниот корен на степените на слобода-ако тоа е вклучено место-ако не е сигнификантно различно од нула) тогаш интерцептот го мери степенот на публикациска грешка контролитајќи за изворите на хетерогеност претставени од модераторните варијабилни.



Фигура 7 Галбрајт граф на еластичностите на аутпутот т-статистиката

⁵⁹ Може да постојат различни лошо специфицирани грешки, отфрлени варијабилни, различни функционални форми, техники на естимација и др. Ова може да индуцира сплоштени вариации во дистрибуцијата на графот.

Широката варијација на репортираните т-статистики во **Фигура 7**. Претпоставувајќи дека нема, единствен (инфраструктурен капитал-раст ефект) само 5% од студите треба да репортираат статистика ± 2 . Во нашата МРА 167 од 346 регресији репортираат т-статистика $>+2$ или <-2 . Просечниот број на регресији по студија е **12.98**. Скоро 13 пејпери репортираат т-статистика поголема, во магнитуда, отколку асоцираната критична вредност $\alpha = 0.05$. Заклучок е дека во оваа литература постои експонентна варијација, рефлектирајќи ја статистичката сигнификантност, или ефектот на случајна неспецифицирана грешка. Во нашиот модел, коефициентот на инверзната варијабила на стандардната грешка, е негативен и сигнификантен на 10% ниво на сигнификантност, во Cluster robust OLS спецификацијата на првиот модел. Сепак, имајќи предвид дека естимираната просечна ефектна големина е позитивна⁽⁶⁰⁾, заклучок е дека не постои единствен емпириски ефект, ибидејќи константата е позитивна и статистички сигнификантна, не можеме да ја одбиеме $H_0: \beta_0 \neq 0$ ⁽⁶¹⁾, оттука ова е земено како доказ за публикациска грешка.

Квадратниот корен на степените на слобода беше вклучен во оваа МРА за да се тестира присуството на автентичен емпириски ефект во литературата (Стенли, 2005). Коефициентот на квадратниот корен на степените на слобода, е негативен и инсигнификантен, OLS и Cluster OLS регресиите (види Табела 4), и позитивен и несигнификантен во WLS и Cluster robust WLS регресиите (Види Табела 4).

Не постои статистички сигнификантен сооднос, помеѓу ефектната големина, и квадратниот корен на степените на слобода (*sqrt(df)*), и тој сооднос нема ист знак како естимираната просечна ефектна големина. Со други зборови нема дока за постоење на автентичен емпириски ефект во литературата. Како што е забележано од Кард и Кругер (1995), статистичката теорија предвидува однос помеѓу апсолутната т-статистика и инверзната на стандардната грешка⁽⁶²⁾.

Наредно следејќи ги препораките на Стенли (2005), апсолутната т-статистика е регресирана на инверзната од стандардната грешка варијабила (види Апендикс 9). Регресиите се сумирани во **Табела 7** и **Табела 7** продолжена.

⁶⁰ Види Апендикс 3 естимираната просечна т-статистика е **10.399**

⁶¹ Види Табела на стр.22 за понатамошни објаснувања

⁶² Или неговиот инструмент, квадратниот корен на степените на слобода.

Табела 7. Мета регресија апсолутната т-статистика регресирана на инверзната од стандардната грешка варијабилна

		OLS	
Dependent variable absolute t-statistics (abst)		abst	P> t
Inverse of the standard error	1.inv_se	.00018	0.040
Endogeneity	2.endogeneity	-1.02	0.000
Pooled time series cross section data	3.pool_ts_cs	0.85	0.001
US studies	4.us	1.07	0.007
Regional studies	5.reg_s	-0.62	0.005
Transitional economies	6.trans_e	2.04	0.003
Public and private infrastructure capital to GDP	7.pubc_priv_gdp	-0.24	0.495
Convergence rate	8.con_r	-0.69	0.081
Telephones per million inhabitants	9.tpminh	1.98	0.016
Real exchange rate	10.rer	-1.93	0.001
Government size investment and current spending	11.gsics	0.82	0.083
Average annual ratio of defence agr, educ, health exp. to GDP	13. aardaehstc-p	-0.86	0.008
Average ratio of electricity net value	14.aroenv	-2.12	0.000
Capacity utilisation	15. c_util	2.72	0.000
Human capital	16.human	-0.42	0.149
Budgetary deficit as percentage to GDP	17. bdp_gdp	-2.48	0.040
Political and economic freedom	18.pol_efr	-1.12	0.000
Openness	19.opennes	1.45	0.029
Gini coefficient	20.gini	-3.63	0.008
International Finance corporation data	21.ifc_d	0.83	0.000
Average annual ratio of sum of export import to GDP	22.aarsei	-0.52	0.094
Official development assistance	22.oda	-2.26	0.000
Intercept	23._cons	3.13	0.000
R-squared			0.44
Ho: model has no omitted variables- (prob of type I error is reported)		F(3, 316) =	1.35
		Prob > F =	0.26
Mean VIF (Variance Inflation Factor)			2.62
F-test		F(22, 319) =	53.95
Prob>F		Prob > F =	0.0000

Извор STATA10

Табела 7 продолжена дијагностички тест

Table 7 continued

Dependent Variable abst		OLS Robust standard errors coeff	P> t
Maximum VIF (Variance Inflation Factor)		7.97	
Mean VIF (Variance Inflation Factor)		2.62	
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat	Ho: model has no omitted variables	F(3, 316) = 1.35	0.26
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: homoskedasticity	170.60	0.0000
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no non normal skewness	46.51	0.0017
Cameron & Trivedi's decomposition of Information Matrix test	Ho: no non normal kurtosis	5.49	0.0191

Опсервирајќи тука позитивна асоцијација помеѓу апсолутната т-статистика (*abst*), и инверзната на стандардната грешка е додатен доказ да се потврди автентичноста на ефектот во прашање. Во присуство на инверзната на стандардната грешка, интерцептот може да се интерпретира како тест за публикациска грешка, и ако е сигнификантен ја мери насоката и силата на публикациската грешка. Во овој случај е позитивен и статистички сигнификантен, со т-статистика > 2 (**7.50**). Последното може да се интерпретира како дока за тип 2 публикациска грешка ⁽⁶³⁾. Функционалната форма е коректно специфицирана веројатноста за тип 1 грешка е **0.26**, репортираните стандардни грешки се робастни, поради проблемот со хетероскедастичноста.

Ефектот на инфраструктурата на растот на бруто-домашниот производ беше од интерес на економистите и креаторите на политиките. Овој сооднос беше студираан од многу автори, користени се многу техники, дизајни, и дефиниции на варијабилите и дата сетови. Резултатите варираат широко такашто не посоти консензус околу знакот и сигнификантноста на јавниот и приватниот капитал и варијабилата за раст, коишто се варијабилни од интерес во економетриските студии. Сепак, теоријата предвидува позитивна асоцијација помеѓу инфраструктурниот капитал и растот.

Како и да е, различни спецификации може да дадат различни резултати. Според тоа, Мета регресионата анализа беше употребена, да обезбеди, квантитативна сумација на оваа литература. Уште повеќе преку МРА се обидовме да објасниме како варијациите од студија до студија може да влијаат на овој сооднос. За да се провери цврстината (робастноста) на резултатите, како додаток на OLS, weighted и cluster -robust естимациите, како и процедура на тестирање надолу беше користена. Робастната естимација во СТАТА беше користена само за споредба.

Посебна одлика на оваа МРА, е дека користи две поврзани истражувања. Прво, бидејќи резултатите во оваа литература се репортирани како константни еластичности, ние ги испитуваме детерминантите на големината на инфраструктурниот ефект.

Второ, ги истражуваме детерминантите на статистичката сигнификантност на естимираните коефициенти репортирани во оваа литература (користејќи ја t-статистиката на варијабилата на интерес во секоја студија како наша ефектна големина).

Прво, ја дискутираме сигнификантноста на естимираните коефициенти репортирани во оваа литература.

Следува, Табела 8 и Табела 8 продолжена, каде се сумирани резултатите на предложените модели, и заклучоците. Резултатите се од целосно специфицираниот модел.

⁶³ Публикациска грешка која ја фаворизира сигнификантноста независно од знакот.

Табела 8. Пронајдоците за Тип 1 публикациска грешка: Зависна варијабилна (ефектна големина): t-статистика на варијабилата на интерес во секоја студија

Тип I публикациска грешка (t-stat како зависна варијабилна)	Знакот на коефициентот на inv_se (inverse of the standard error) и сигнификантноста t-stat регресирана на inv_se (model 1)				
	OLS	Cluster robust OLS	WLS	Cluster robust WLS	robust regression for model 1
inverse of the standard error (inv_se)+control variables					
Знакот на inverse of the standard error (inv_se) и сигнификантноста	-	- *	-	-	+ **
Знакот на константата и сигнификантноста	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***

“- “- негативен знак на варијабилата

* - сигнификантна на 10 проценти ниво на сигнификантност

“+”-позитивен знак на варијабилата

** -сигнификантно на 5 проценти ниво на сигнификантност

n.a.- нема податоци

*** - сигнификантно на 1 процент ниво на сигнификантност (на сите нивоа на сигнификантност).

Табела 8а . Пронајдоците за Тип 1 публикациска грешка: Зависна варијабилна (ефектна големина): t-статистика на варијабилата на интерес во секоја студија

Тип I публикациска грешка (t-stat како зависна варијабилна)	Знакот на коефициентот на sqrt(df (squared root of the degrees of freedom) и сигнификантноста t-stat регресирана на sqrt(df (model 2)				
	OLS	Cluster robust OLS	WLS	Cluster robust WLS	robust regression for model 1
squared root of the degrees of freedom (sqrt(df)+control variables					
Знакот на squared root of the degrees of freedom (sqrt(df)и сигнификантноста	-	-	+	+	+
Знакот на константата и сигнификантноста	+ ^{***}	+ ^{***}	+ ^{***}	+ ^{***}	+ ^{***}

“- “- негативен знак на варијабилата

“+”-позитивен знак на варијабилата

n.a.- нема податоци

сигнификантноста).

* - сигнификантна на 10 проценти ниво на сигнификантноста

** -сигнификантно на 5 проценти ниво на сигнификантноста

*** - сигнификантно на 1 процент ниво на сигнификантноста (на сите нивоа на

Tabela 8б. Пронајдоците за Тип II публикациска грешка : Зависна варијабилна (ефектна големина): апсолутна t-статистика на варијабилата од интерес во секоја студија

Тип II публикациска грешка (апсолутна t-stat како зависна варијабилна)	Знакот на коефициентот на инверзната на стандардната грешка (inv_se) и сигнификантноста
inverse of the standard error (inv_se) +контролните варијабилни	OLS
inverse of the standard error (inv_se) и сигнификантноста	- **
Знакот на константата и сигнификантноста	+ ***

“- “- негативен знак на варијабилата

*- сигнификантна на 10 проценти ниво на сигнификантност

“+”-позитивен знак на варијабилата

** -сигнификантно на 5 проценти ниво на сигнификантност

n.a.- нема податоци

*** - сигнификантно на 1 процент ниво на сигнификантност (на сите нивоа на сигнификантност).

Табела 8ц. Пронајдоците за Тип 1 публикациска грешка: варијабилна (ефектна големина): апсолутна t-статистика на варијабилата од интерес во секоја студија

Тестирање за Тип1 публикациска грешка	OLS		Cluster robust OLS		WLS		Cluster robust WLS		robust regression	
	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект
Модел 1 (t-stat регресирана на the inverse of standard error)	√	×	√	×	√	×	√	×	√	√

√- Постои доказ за Тип I публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект
 ×- Не постои доказ за Тип I публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект

Табела 8д. Пронајдоците за Тип 1 публикациска грешка: варијабилна (ефектна големина): апсолутна t-статистика на варијабилата од интерес во секоја студија

Testing type I publication bias	OLS		Cluster robust OLS		WLS		Cluster robust WLS		robust regression	
Model 2 (t- stat регресирана на squared root of the degrees of freedom)	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект	Тип I публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект
	√	×	√	×	√	×	√	×	√	×

√- Постои доказ за Тип I публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект

×- Не постои доказ за Тип I публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект

Табела 8е. Findings on Type II publication bias: Dependent variable (effect size): absolute t-statistics on the variable of interest in each study

Тестирање за тип II публикациска грешка	OLS	
Model 3 (апсоултната t-statistics регресирана на the inverse of standard error)	Тип II публикациска грешка	Автентичен емпириски ефект
	√	√

√- Постои доказ за Тип II публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект

×- Не постои доказ за Тип II публикациска грешка или Автентичен емпириски ефект

Како што може да се види од Табелите Табела 8, 8а,8б, со почит спрема знакот и нивото на сигнификантност на варијабилите се извлечени заклучоци коишто се сумаризирани во Табелите 8ц,8д,8е. Позитивниот и статистички сигнификантен интерцепт во Модел 1(t-stat регресирана на the inverse of standard error), и статистички сигнификантниот интерцепт во Модел 2 (t-stat регресирана на squared root of the degrees of freedom), се земаат како докз за тип 1 публикациска грешка во оваа литература. Ова е точно кога овие два модела се естимирани користејќи 5 различни техники на естимација , имено ; OLS; Cluster robust OLS; WLS; Cluster robust WLS; и робастната регресија.

Ние имаме чист доказ за Тип 1 публикациска грешка во оваа литература, сугерирајќи дека теориските очекувања се покажа дека ги прават грешни емпириските пронајдоци. Овие резултати на МРА воспоставуваат дека, до некој степен , резултатите од простата процедура на броење на гласови во оваа литература може да насочуваат во погрешна насока. Имено со почит спрема ефектите за растот на вложувањата во инфраструктура, теоријата предвидува позитивна асоцијација 22 објавени емпириски студии кодирани во оваа МРА, репортираат позитивна асоцијација додека другите 8 се неодлучни⁽⁶⁴⁾.

Наредно 167 од 346 регреси репортираат т-статистика $>+2$ или <-2 . Од коишто, 141 регресија репортираат т-статистика $>+2$ а 26 репортираат т-статистика <-2 . Ова покажува дека во оваа литература Тип 2 публикациската грешка е веројатно присутна. Позитивниот и сигнификантен интерцепт во Модел 3 (апсолутната t-statistics регресирана на the inverse of standard error) , е земен како докз за постоењето на Тип 2 публикациска грешка(Стенли,2005). Во Табела 8е , има доказ за Тип2 публикациска грешка, како и доказ за автентичен емпириски ефект.

Најмалку прецизните естимирани еластичности на аутпутот тендираат да се позитивни, додека попрецизните естимирани коефициенти се кластерираат околу нула (Види Фигура 9). Ова е конзистентно со пронајдокот на Тип 1 публикациска грешка во оваа литература.

Исто, студиите коишто имаат јавен и приватен инфраструктурен капитал како варијабилна на интерес, во просек наоѓаат поголеми еластичности на аутпутот (ви9ди го моделот репортиран во Табела 3).

Наредно , следуваат нашите заклучоци , за постоењето (непостоењето) на автентичен емпириски ефект во оваа литература.

⁶⁴ Види Апендикс 2

Позитивниот и статистички сигнификантен коефициент на инверзната на стандардната грешка варијабилна, во моделот за робастната регресија (модел 1), е земен како доказ за автентичен емпириски ефект. Како и да е, со останатите 4 техники на естимација, кога се применети на модел 1, се репортирани негативни и несигнификантни коефициенти на инверзната на стандардната грешка варијабилна. Ова значи отсуство на емпириски ефект (Стенли, 2005).

Средната големина на ефектот е **(+1.47)⁽¹³²⁾**, ова сугерира позитивен сооднос помеѓу *инфраструктурниот капитал (јавен и приватен)* и *варијабилната за раст на пер capita БДП*.

Како и да е, овој позитивен сооднос не е робаст; просечниот ефект паѓа под конвенционално прифатените нивоа на сигнификантност. Знаците и големините на коефициентите на варијабилите се разликуваат сигнификантно, во различни спецификации на моделот. Автентичноста на ефектот во прашање не е потврдена. Главниот заклучок тука е дека во оваа литература наоѓаме Тип 1 публикациска грешка (насочна) и Тип 2 публикациска грешка (фаворизирајќи ја статистичката сигнификантност), заедно со отсуство на емпириски ефект.

Конечно, ќе коментираме на варијабилите коишто откриваат извори на хетерогеност во оваа литература.

Стратегијата на моделирање може да влијае на естимираните коефициенти на вложувањето во инфраструктура на растот на БДП. Во просек студиите коишто контролираат за **(pool_ts_cs)**, pooled time series cross section data, **(tpminh)**, телефони по милион жители, **(c_util)** искористеност на капацитети, и **(openness)** варијабилната за трговска отвореност, американските студии **(us)**, наоѓаат попозитивна асоцијација помеѓу вложувањето во инфраструктура и растот на БДП пер capita, отколку студиите коишто контролираат за панела податоци **(panel)**, развиените и помалку развиените економии **(dc_ldc)**, регионалните студии **(reg_s)**, транзиционите економии **(trans_e)**, итн.

Доказот за хетерогеност во оваа литература може да даде инструкции за економската политика : прво со воспоставување просечните ефекти на инфраструктурниот капитал на растот на БДП неможат да се генерализираат за сите земји. Ова е затоа што, нашата модераторна варијабила којашто контролира за (*us*) студии, другите развиени економии, помалку развиените економии, и транзициските економии, предлагаат значајно различни резултати за вложувањата во инфраструктура на растот на БДП, помеѓу овие три економии.

Уште повеќе, оваа МРА покажува дека асоцијацијата на растот на БДП со вложувањата во инфраструктура , е условена од факторите (варијабилите), во моделот којшто објаснуваат зошто овој сооднос варира, од позитивен кон помалку позитивен, во зависност од објаснувачките варијабили во моделот. Уште повеќе, оваа МРА предлага дека развојно промовирачките активности од инфраструктурата се помали во развиените и помалкуразвиените економии, (*dc_ldc*) и транзиционите економии (*trans_e*),отколку во американската економија⁽¹³³⁾.

Мета-регресивната анализа има едно важно ограничување. Ако не посоти заедничка систематска грешка,Мета-Регресивната анализа нема начин да го разликува од автентичниот емпириски ефект (Роус,Стенли,2005). Следно, ограничување на оваа МРА е дека бројот на студиите вклучен во примерокот (30).

Од 30 студии, 27 се објавени во журналы, и 3 се работни пејпери., тие се вклучени поради причини коишто се порано објаснети⁽¹³⁴⁾.

Оваа мета-регресија е направена од извадок на студии коишто се објавени од 1989 до 2008. Конечно, се предлага оваа МРА и понатаму да се збогатува со студии, како што ќе се јавуваат нови студии како придонес кон оваа литература.

¹³² Види Апендикс 3

¹³³ Коэффициентот на американските студии (*us*) е сигнификантен и позитивен додека (*dc_ldc*) варијабилата е бенчмарк,

¹³⁴ Ашауер (1997) и Ашауер (1998) се пејпери коишто се земени во примерокот бидејќи се реферирани во остатокот од емпириските пејпери и се смета дека се важни пејпери. Исто така, Дено, Ебертс, (1989) , се земени во примерокот бидејќи техниката на естимација (2SLS) којашто беше применета.

Апендикс

1. Ендогени и егзогени теоретски модели на раст

Две дистинктивни карактеристики на егзогениот и ендогениот раст се, ендогениот раст зависи од константни приноси по скала ($\alpha + \beta = 1$), и раст поради зголемување на капиталот. Егзогениот раст вклучува опаѓачки приноси и е резултат на популациониот раст, претпоставка е направена дека трудот и популацијата се идентични, и технологијата е егзогена⁽¹³⁵⁾.

1.2 Ендогени модели на раст

Детермирањето на долгорочниот раст во моделот, отколку негово детерминирање во егзогени варијабили како необјаснетиот технолошки прогрес, е причината за името ендеген раст (Баро, Сала Мартин, 1995).

1.3 АК модел

Најпроста карактеристика на моделите на раст е отсуството на опаѓачки приноси на капиталот. Најпроста верзија на производната функција без опаѓачки приноси е АК функцијата:

A е позитивна константа којашто ја рефлектира технологијата. Аутпутот пер capita е $y = Ak$, ние знаеме дека :

$$Y = AK$$

$$y = \frac{Y}{L} \quad \text{-стапка на раст на аутпутот по единица труд}$$

$$k = \frac{K}{L} \quad \text{-стапка на раст на капиталот по единица труд}$$

И, просечните маргинални производи на капиталот се константни на ниво $A > 0$

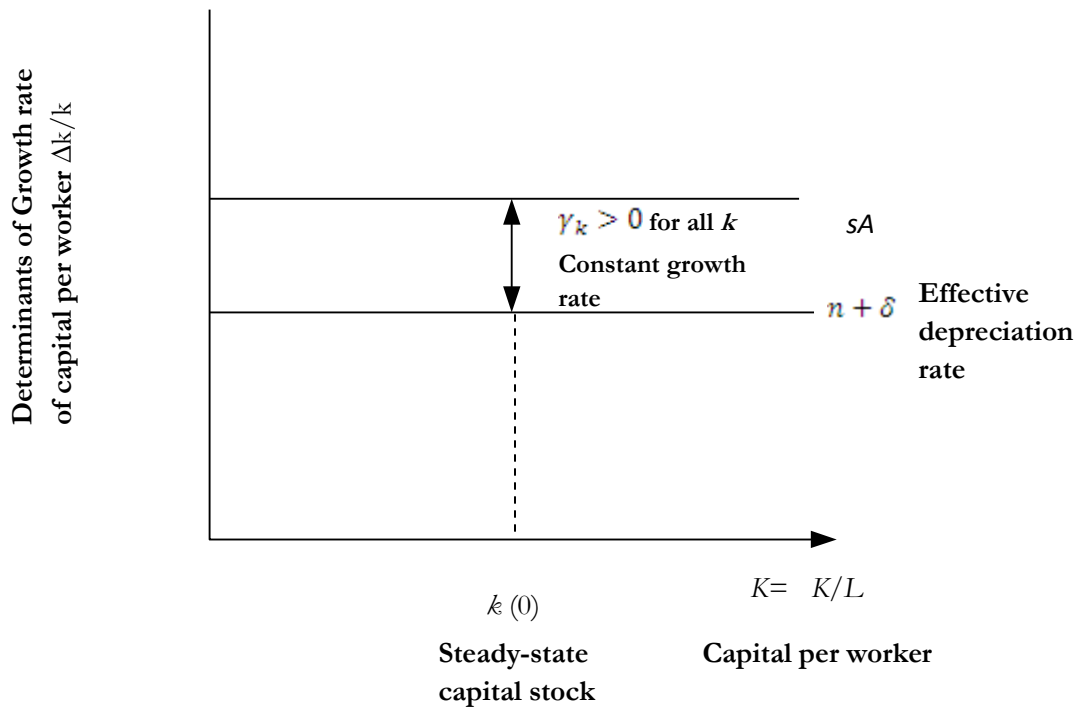
Ако замениме $\frac{f(k)}{k} = A$, во :

¹³⁵ Ова е слично во духот со Баро, 1990

Каде, $(n + \delta)$ е ефективна стапка на депресијација за капита/труд соодносот, $\equiv K/L$, s е стапката на штедење, γ е стапката на раст пер капита варијабилата, тогаш добиваме:

$$\gamma_k = sA - (n + \delta)$$

Наредно АК моделот можеме да го претставиме графички:



Фигура 1 Економски раст со константен просечен производ на капиталот (Barro, 2008)

Во АК моделот технологијата е АК, кривата на стапката на штедење е $s \cdot f(k)/k$ тука за целите на презентацијата е права линија. Ако, $sA > n + \delta$, тогаш перпетуалниот раст на k се случува дури и без технолошки прогрес така што стапката на раст е поголема од нула.

$$\gamma_k > 0$$

И бидејќи двете линии се паралелни и константни γ_k е константна и независна од k . Во овој модел k секогаш расте по постојана стапка, $\gamma_k^* = sA - (n + \delta)$. Бидејќи $\gamma_y = AK$, стапката на раст на пер capita аутпутот е иста на стапката на раст, $\gamma_y = \gamma_k^*$ на секоја точка во времето. Сите, варијабилни во моделот растат по константна стапка на раст:

$$\gamma = \gamma^* = sA - (n + \delta)$$

Потрошувачката во економијат е еднаква на стапката на раст на капиталот:

$$c = (1 - s)y = \gamma_k^*$$

Во овој модел на потрошувачка, помрдување во некоја точка од времето кон трајно поголема s значи пониско ниво на c на таа точка но повисока стапка на раст пер capita, γ^* , и после некој период повисока потрошувачка. Владата може да воведи политики коишто ја зголемуваат трајно стапката наштедење. Слично, ако нивото на технологија, A , се подобри еднаш и засекогаш стапката на раст е повисока. На пример, елиминацијата на владината дисторзија ефективно ја зголемува A (нивото на технологија)⁽¹³⁶⁾.

2. Модел на екзогени стапки наштедење (Солоу-Сван модел)

Постои само една стока аутпутот како целина, чијашто стапка на производство е дизајнирана Y . Аутпутот е произведен со помош на два фактора на производство капитал (K) и труд (L). Технолошките можности се претставени со производна функција (Солоу, 1956).

$$Y = F(K, L)$$

¹³⁶ Високите такси на приходот на капитал, неуспех да се заштитат правата на сопственост, и различни владини технологии се еквивалентни на пониско ниво на технологија

Дел од аутпутот е заштеден и дел е конзумиран а остатокот е заштеден и инвестиран. Делот од заштедениот аутпут е константен s , такашто стапката на штедење е $sY(t)$, делот од аутпутот што е конзумиран е $1 - sY(t)$. Стокот на капитал на заедницата е даден K , заема форма на акумулација за композитното добро, чијашто стапка на инпут е дадена со $K(t)$. Нето инвестициите ја претставуваат, само стапката на раст на овој капитален сток dK/dt или \dot{K} . Следејќи го условот за макроекономски еквилибриум побарувачката да е еднаква на понудата, којшто се трансформира во тврдењето дека инвестициите, се еднакви на штедењето:
 Нето зголемувањето на капиталниот сток на физички капитал во една точка на времето е еднаков на грс инвестициите минус депрецијацијата:

$$\dot{K} = I - \delta K = s \cdot F(K, L) - \delta K \quad \text{Од каде што добиваме}$$

$$\dot{K} = sY \quad \text{услов за еквилибриум}$$

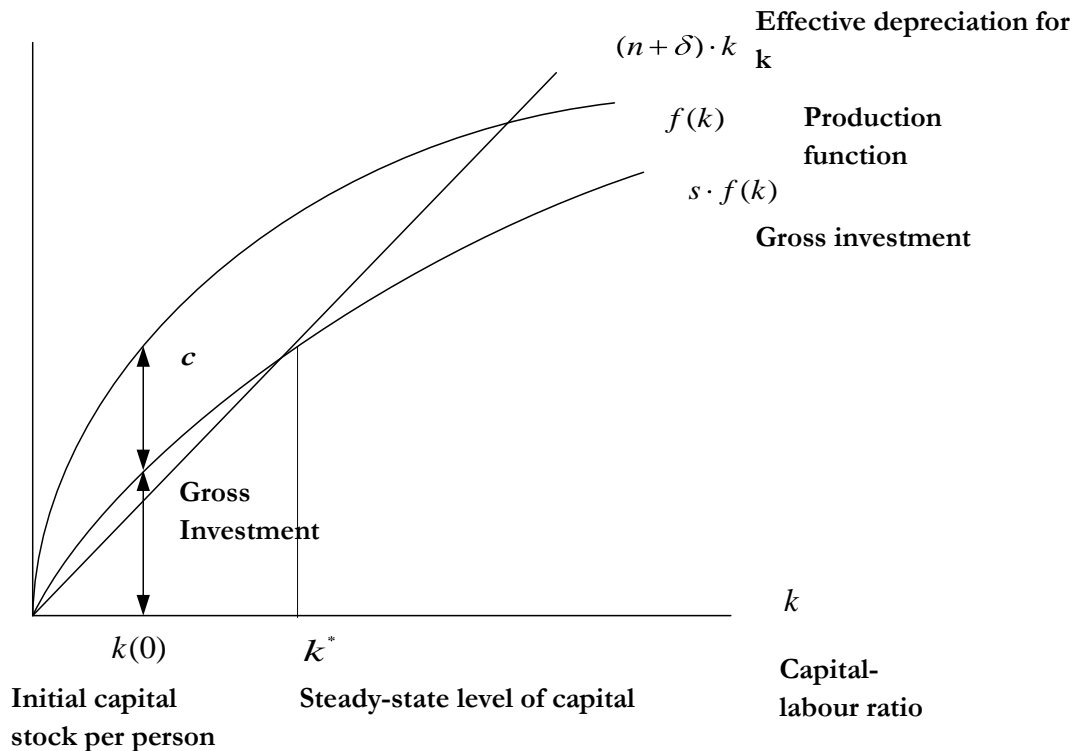
Каде \dot{K} , точката над варијабилата, означува диференција спрема времето. Интензивната форма е како што следува:

$$\dot{K} / L = s \cdot f(k) - \delta k$$

\dot{K} / L може да биде напишано како функција од k , $\dot{k} = \frac{d(K/L)}{dt} = \dot{K}/L - nk$, каде $n = \dot{L}/L$ што стои за раст на L . Со користење на овие термини добиваме :

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k$$

Терминот $(n + \delta) \cdot k$ е ефективната стапка на депрецијација за капита/стапката на раст $k \equiv K/L$. Солоу-сван моделот е претставен графички :



Фигура 2 Солоу-Сван модел

На фигура 2, кривата за вкупните инвестиции, $s \cdot f(k)$ е пропорционална на производствената функција, $f(k)$. Вертикалната дистанца помеѓу $f(k)$ и $s \cdot f(k)$ е потрошувачката. Ефективната депресијација за (k) е дадена $(n + \delta) \cdot k$. Постојаното ниво на k^* е одредено од $s \cdot f(k)$ и $(n + \delta) \cdot k$ линијата. Следно, ги претставуваме карактеристиките на нео-класичната производна функција ⁽¹³⁷⁾. За нео-класичната функција да биде нео-класична мора да задоволи три особини: Прво, ако $K > 0$ и $L > 0$, $F(\cdot)$, остварува позитивни и опаѓачки маргинални приноси за секој инпут:

¹³⁷ Роберт Солоу 1956, во неговиот пејпер тврди „Јас бев намерно нео-класичен колку што можев“

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$$

Второ, $F(\cdot)$ остварува константни приноси по скала:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda * F(K, L) \quad \forall \lambda > 0$$

Трето маргиналниот производ на капиталот достигнува до бесконечност како што капиталот или трудот оди до бесконечност :

$$\lim_{K \rightarrow 0} (F_K) = \lim_{L \rightarrow 0} (F_L) = \infty$$

$$\lim_{K \rightarrow \infty} (F_K) = \lim_{L \rightarrow \infty} (F_L) = 0$$

Овие особини се нарекуваат *Инада услови* , воведени од Инада (1963),(Баро, Сала И Мартин,1995).

Условот за константни приноси по скала може да се напише како :

$$Y = F(K, L) = L \cdot F(K/L, 1) = L \cdot f(k)$$

Каде, $k \equiv \frac{K}{L}$ е капитал според труд соодност, и $y = Y/L$, растот на пер капита аутпутот.

2.1 Постојана состојба (steady-state)

Постојана состојба е кога различни квантитети растат по константна стапка. Во Солоу-Сван моделот, постојаната состојба кореспондира $\dot{k} = 0$ ⁽¹³⁸⁾

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k$$

Ако ги поделиме двете страни со k , ќе го добиеме изразот за стапката на раст на капиталот по работник :

$$\dot{k}/k = s \cdot f(k)/k - (n + \delta)$$

Бидејќи, s (штедењето) и n (растот на популацијата), и δ (стапката на депрецијација) се константни во постојаната состојба, следува дека $f(k)/k$ е константа во постојаната состојба (Баро, Сала И Мартин, 1995). Затоа, ако k е конечно, стапката на раст на капиталот е еднаква на нула $\dot{k}/k = 0$, во постојаната состојба. Реалниот БДП по работник расте бидејќи техничкиот прогрес, g , и стапката на раст на капиталот по работник, $\Delta k/k$

$$\Delta y/y = g + a(\Delta k/k) \text{ (Баро, 2008)}$$

Знаеме дека стапката на раст на капиталот по работник, $\Delta k/k$, е одредена во моделот на Солоу по:

$$\Delta k/k = sA \cdot f(k)/k - s\delta - n$$

¹³⁸ Нето зголемувањето на капиталниот сток е нула

Каде:

<ul style="list-style-type: none"> • $A \cdot f(k)/k$ е просечниот производ на капиталот ; y/k
<ul style="list-style-type: none"> • s е стапката на штедење ;
<ul style="list-style-type: none"> • δ е стапката на депрецијација ;
<ul style="list-style-type: none"> • n е стапката на раст на популацијата ; $n = \frac{\Delta L}{L}$

Клучната равенка (стапката на раст на реалниот пер капита по работник) ја добиваме со замена на вредноста на вредноста на растот на капитал пер капита по работник:

$$\Delta y / y = g + a [A \cdot f(k) / k - s\delta - n]$$

Овде, технолошкиот раст е даден по $g = \frac{\Delta A}{A}$. Зголемување на A го зголемува просечниот производ на капиталот , $y/k = A \cdot f(k)/k$, за дадено k . Негативниот ефект од зголемувањето на k ќе се зголемува на долг рок по константна стапка на y/k е надминат од позитивниот ефект од зголемувањето на A . Економијата ќе се движи во ситуација во којашто овие две ќе се балансираат.

Тоа значи, k на долг рок ќе се зголемува по константна стапка, y/k ќе биде непроменето (Баро,2008). Тоа е она што се нарекува раст по постојана стапка. Така што вредностите растот по постојана стапка се дадени како:

$$\Delta y / y \approx \Delta k / k$$

Ако замениме за $\Delta k / k$ во $\Delta y / y = g + a(\Delta k / k)$ ќе добиеме:

$$\Delta y / y^* = g + a \Delta y / y^*$$

Од оваа равенка после алгебарска манипулација ја добиваме стапката на раст позитивно корелирана со технолошкиот прогрес:

$$\Delta y / y^* = g / (1 - a)$$

$$\Delta k / k^* = g / (1 - a)$$

Бидејќи, $0 < a < 1$, претходната равенка ни кажува за постојаниот раст на реалниот БДП пер capita е поголем од стапката на раст на технолошкиот прогрес, g . Наредно земаме во предвид како технолошкиот прогрес влијае на постојаното штедење. Стапката на раст на капиталот, $\Delta k / k$, е повторно:

$$\Delta k / k = s \cdot \Delta y / y^* - s\delta - n$$

Бидејќи $\Delta k / k^* = g / (1 - a)$ добиваме:

$$g / (1 - a) = s \cdot \Delta y / y^* - s\delta - n$$

Со реаранжман на термините добиваме:

$$s \cdot \Delta y / y^* - \delta = n + g / (1 - a)$$

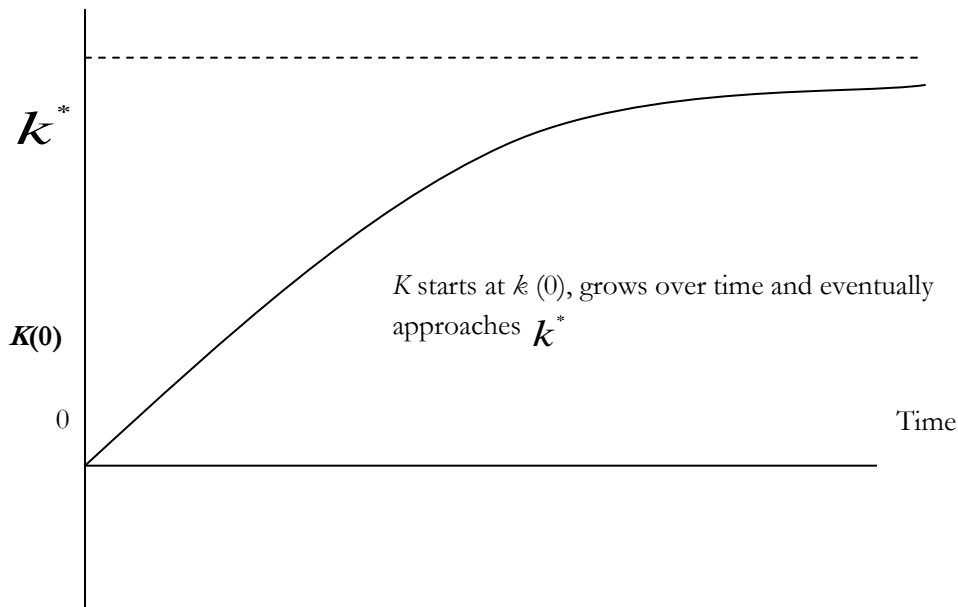
Со помножување по k^* ќе ја одредиме стапката на штедење по работник, $s \cdot \Delta y - \delta k^*$, во растот на постојаната состојба:

$$s \cdot (y - \delta k) = nk + g / (1 - a) k$$

Кога $g = 0$, постојаната заштеда по работник е nk , или количината потребна да се обезбеди растечката работна сила за да се работи со капиталот. Инаку кога, $g > 0$, постојаните заштеди вклучуваат израз $g / (1 - a) k$. И бидејќи $g / (1 - a) k = \Delta k / k$ добиваме:

$$g / (1 - a) k = (\Delta k / k) k = \Delta k$$

Изразот е заштедите по работник во постојана состојба за да го обезбедата растечкиот капитал по работник. Наредно во Фигура 3 е прикажан транзициониот пат на капиталот по работник



Фигура 3. Транзициониот пат за капиталот по работник кон постојаната состојба

Капиталот по работник започнува кај $k(0)$ и расте со текот на времето и достигнува постојана вредност k^* .

2.2 Иницијално ниво на технологија

Ние ја следиме практиката на Солоу, со тоа што претпоставуваме дека технологијата расте егзогено по константна стапка g :

$$\Delta A / A = g$$

- ΔA - Претставува промена во нивото на технологијата
- A - е иницијалното ниво на технологија
- g - е растот на технологијата

Сметководствената равенка за раст е повторно :

$$\Delta Y / Y = \Delta A / A + a \cdot (\Delta K / K) + (-a) \cdot n$$

$$\Delta L / L = n \quad \text{-Популационата стапка на раст}$$

$$\Delta A / A = g \quad \text{-технолошката стапка на раст}$$

Стапката на раст на реалниот БДП по работник е:

$$\Delta y / y = \Delta Y / Y - \Delta L / L$$

Стапката на раст на капитал по работник е:

$$\Delta k / k = \Delta K / K - \Delta L / L$$

После сет од алгебарски манипулации добиваме:

$$\Delta y / y = g + a \cdot \left(\Delta k / k \right)$$

2.2 Основна емпириска рамка на теоретскиот модел

Моделот на Солоу ги зема стапките на штедење, растот на популацијата, и технолошкиот прогрес како егзогени. Претпоставувамке Коб-Даглас производствена функција, така производствената функција во времето t е:

$$Y(t) = k(t)^a (A(t)L(t))^{1-a} \quad 0 < a < 1$$

• Y	е аутпут
• k	капитал
• L	труд
• A	технологија

$A(t)L(t)$ расте егзогено по стапка $n+g$ (популациониот раст + технолошкиот раст)

$$L(t) = L(0)e^{nt}$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}$$

Моделите коишто претпоставуваат фракција од аутпутот, s , е инвестирана:

1. $k = K / AL$ -залиха на капитал по ефективна количина на труд
2. $y = Y / AL$ -ниво на аутпут по ефективна единица на труд

Нето зголемувањето на залихата на капитал е:

$$\dot{k}^* = sy(t) - (n + g + \delta)K(t)$$

• $\dot{k}^*(t)$ -нето зголемување на залихата на физички капитал
• $sy(t)$ -бруто инвестиции
• $n\dot{k}(t)$ -раст на населението
• $g\dot{k}(t)$ - технолошки раст
• $\delta k(t)$ -депрецијација

Во постојаната состојба:

$$s k^{*a} = (n + g + \delta) k^*$$

Или

$$k^* = \left[\frac{s}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{1-a}}$$

Постојаната состојба на капитал труд соодносот е позитивно поврзана со стапката на штедење и негативно со стапката на раст на популацијата. Ако се замени ова во Коб-Дагласовата производна функција, и ако се земе во лог форма:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{a+b}{1-a-b} \ln(S_{g+p}) - \frac{a+b}{1-a-b} \ln(n+g+\delta)$$

Следно, ε , претставува специфичен шок за земјата:

$$\ln A(0) = a + \varepsilon$$

Основната емпириска спецификација е:

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right) = a + \frac{a+b}{1-a-b} \ln(S_{g+p}) - \frac{a+b}{1-a-b} \ln(n+g+\delta) + \varepsilon$$

1. $\ln\left(\frac{Y}{L}\right)$ - лог на БДП по работна возраст на личноста
2. $\ln(s_k)$ - лог мерка за пропорционално инвестирање (во јавен и приватен) капитал

Јавните и приватните заштеди се еднакви на инвестициите⁽¹³⁹⁾. Моделот на Солоу и ендогените модели на раст (АК-моделот), се главните модели тестирани во литературата (Кавусоглу, Тебалди, 2006). Основна претпоставка е дека сите земји се во својата постојана состојба. Следејќи го МРВ моделот транзицијата кон постојаната состојба е дадена со:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda \left[\left(\ln(y(t)^*) - \ln(y(t)) \right) \right]$$

- $\lambda = (n + g + \delta)(1 - a - b)$ брзина на конвергенција
- $y(t)$ е актуелниот аупут по работник
- y^* постојаното ниво на приход во време t ;
- $y(0)$ е иницијалното ниво на приход

Равенката може да биде препишана како :

$$\ln(y(t)) = \left(-e^{-\lambda t} \right) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0))$$

Со одземање на $\ln(y(0))$ од двете страни добиваме:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = \left(-e^{-\lambda t} \right) \ln(y^*) - \left(-e^{-\lambda t} \right) \ln(y(0))$$

¹³⁹ Претпоставка е дека λ и n се независни од ϵ ова имплицира дека оваа равенка може да биде пресметана по OLS

Со вклучување на нивото на технологија во основната емпириска спецификација добиваме:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[\frac{a}{1-a-B} \ln(Sg) - \frac{B}{1-a-B} \ln(Sp) + \ln A(0) - \frac{a+B}{1-a-B} \ln(n+g+\delta) - \ln(y(0)) \right]$$

- $A(0)$ е иницијалното ниво на технологија
- $(n+g+\delta)(1-a-B)$ е брзината на конвергенција λ
- $y(0)$ е приходот по работник на некоја иницијална дата

2.3 Проширена рамка

Mankiw *et.al* (1992), наоѓа дека проширениот Солоу модел со човечки капитал ги подобрува предвидливите перформанси на моделот со проширување на стапките на раст помеѓу земјите. Овој пејпер вклучува варијабилна човечки капитал како варијабилна на залиха (Јамарик, 2006). Моделот е:

$$\ln \left[\frac{y_t}{y_0} \right] = (1 - e^{-\lambda t}) \ln \left[\frac{A_0}{A_0} + gt - \left(e^{-\lambda t} \right) \ln \left(\frac{y_0}{y_0} \right) + \left(e^{-\lambda t} \right) \times \frac{a}{1-a} \ln(sk) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{a}{1-a} \ln [n+g+\delta] \right] - \left(e^{-\lambda t} \right) \frac{\eta}{1-a} h^{-\eta}$$

$\lambda = (n+g+\delta)(1-a-\eta)$ е брзината на конвергенција

- y_t е транзиционата стапка на раст на аутпутот на растот на аутпут по работник ;
- y_0 е иницијалната стапка на раст на аутпутот по работник ;
- A_0 е иницијалното ниво на технологија ;

<ul style="list-style-type: none">• s_k се инвестициите во човечки капитал (јавен и приватен) пер capita;
<ul style="list-style-type: none">• $(n + g + \delta)$ се инвестициите на прекршната точка ;
<ul style="list-style-type: none">• h^* е постојаното ниво на човечки капитал по работник ;
<ul style="list-style-type: none">• η е делот на човечкиот капитал ;

Апендикс 2

Број	Студија	Број на опсервации кодирани од студијата	Година на публикација	Објавено во	Знак на коефициентот на јавниот капитал естимиран во студијата	
					Позитивен	Негативен
1	Aschauer -Dynamic output and employment effects of public capital	20	1997	working paper	1	0
2	Aschauer -Public capital and economics growth	24	1998	working paper	1	0
3	Aschauer -Public capital and economic growth issues on Quantity, finance ,efficiency ,	15	2000	Economic development and cultural change University of Chicago	1	0
4	Aschauer-do States optimize? Public capital and economic growth	29	2000	The Annals of regional science	1	0

5	Blanka Sanchez Robles -Infrastructure investment and growth	10	1998	Contemporary economic policy	1	1
6	Bougheas Spiros ,Demetriades Panicos , Mamuneas Theofannis,- Infrastructure , specialization and economic growth	4	2000	Canadian Journal of Economics	1	0
7	Benno Torgler ,Christof Schaltegger- Growth effects of public expenditure on state and local level	30	2006	Applied Economics	1	1
8	Le Vu Mahn Suruga Terukazi-FDI, public expenditure, and economic growth the empirical evidence for the period 1970-2002	6	2005	Applied Economics	1	1
9	"Miller James Nigel,Tsoukis Cristopher-On the optimality of public capital for long run economic growth: evidence from panel data"	12	2001	Applied Economics	1	0

10	Kalyvitis Sarantis -Public Investment rules and endogenous growth from Canada	9	2003	Scottish Journal of Political economy	1	0
11	Trish Kelly -Public expenditures and growth	20	1997	The Journal of Development Studies	1	1
12	Khan S. Moshin, Kumar S.Manmohan- Public and private investment and growth process in developing countries	19	1997	Oxford bulletin of economics and statistics	1	0
13	Fuentes M. Cesar-Infrastructure investment , convergence and regional productivity of manufacturing industries in Mexico(1970-1993)	9	2004	Momento Economico	1	0
14	Ahmed Abdulahi , Suardi Sandy- Sources of economic growth and technology transfer in Sub-Saharan Africa	18	2007	South African Journal of Economics	1	0
15	Denno Duffy T. Kevin , Eberts W. Randal -Public infrastructure and regional development: A simultaneous equations approach	4	1989	working paper	1	0
16	Dessus Sebastien , Herrera Remy - Public capital and growth revisited : A panel data assesment	2	2000	Economic development and cultural change University of Chicago	1	0

17	Aschauer David Alain-The Role of Public Infrastructure Capital in Mexican Economy Growth	8	1998	Economia Mexicana. Nueva Epoca,	1	0
18	Alfranca Oscar Galindo Angel Miguel -Public expenditure income distribution and Growth in OECD countries	2	2003	IAER - Polytechnic University of Catalonia and **University of Castilla-La Mancha □ Spain.	1	1
19	Andreas Stephan -Assesing the contribution of public capital to private production : evidence from German manufacturing sector	5	2003	International Review of Applied Economics	1	0
20	Ramirez-Public capital and labour productivity in Chile	5	2000	Contemporary economic policy	1	0
21	Ramirez D. Miguel -A panel unit root and panel cointegration test of the complementary hypothesis in Mexican case:1960-2001	6	2007	International Atlantic Economic Society	1	0
		14				
22	Agarwal Sumit Anusua Data - Telecommunications and economic growth: a panel data approach	6	2004	Applied Economics	1	0

23	De Mello Luiz Jr.-Public finance, government spending and economic growth : the case of local governments in Brazil	6	2002	Applied Economics	1	0
24	Tanninen Hannu-Income inequality , government expenditures and growth	12	1999	Applied Economics	1	1
25	Roler Hendrik Lars , Waverman Leonard -Telecommunication infrastructure and economic development	3	2001	Journal of Economic Literature	1	0
26	Paramo Gonzales Manuel Jose - Convergence across Spanish regions : New evidence of the effect of Public investment	35	2003	The Review of Regional Studies	1	0
27	Lin Shuanglin ,Shunfeng Song -Urban economic growth in China: Theory and evidence	4	2002	Urban Studies	0	1

28	Gosh ,Paya -On public investment Real exchange rate and growth : some empirical evidence form USA and UK	3	2003	The Manchester School Blackwell Publishing	1	1
29	Ramirez Nazmi -Public investment and economic growth in Latin America : an empirical test	2	2003	Review of development economics	1	0
30	Voss, Otto, Milbourne -Public investment and economic growth	18	2003	Applied economics	1	0

Апендикс 3

Мета анализа на големината на ефектот

АСООЕЛ=ПРОСЕЧНА ЕФЕКТНА ГОЛЕМИНА

$$t - stat = \frac{averagetcoel}{\sigma_{ACOOEL}^2}$$

$$ACOOEL=1.467307 \quad \sigma_{ACOOEL}^2 = 2.62475$$

$$t = \frac{1.467307}{\frac{2.62475}{\sqrt{346}}} = \frac{1.467307}{0.1411} = 10.399$$

не-нулта т-статистика

$$\text{Chi-sq test статистика } (\chi^2) = n - 2 \frac{\sigma_{ACOOEL}^2}{\sigma_{ACOOEL}}$$

$$\text{Каде } n=346; \quad \sigma_{ACOOEL}^2 = 2.62475; \quad \sigma_{ACOOEL} = 1;$$

$$\text{Така, } \chi^2 = 902.914 \quad \text{експес варијација}$$

И за 344 степени на слобода , дво страната Р вредност е помала од 0.0001.

За практични цели има нула веројатност за правење на тип 1 грешка.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
tstat	346	1.467307	2.62475	-8.89	13.43103
cooel	342	1.251358	10.86528	-20.394	155.22
df	346	340.5983	349.6019	19	1426
endogeneity	346	.2456647	.4311041	0	1
pool_ts_cs	346	.5462428	.498578	0	1
panel	346	.4537572	.498578	0	1
hausmann	346	.0115607	.1070522	0	1
robust	346	.3699422	.4834879	0	1
gdp_egr	346	.3988439	.4903697	0	1
fdi	346	.0433526	.2039445	0	1
us	346	.1820809	.3864701	0	1
dc_ldc	346	.8323699	.3740784	0	1
reg_s	346	.283237	.4512231	0	1
trans_e	346	.0346821	.1832383	0	1
nl_ogs	346	.0578035	.2337094	0	1
pubc_priv_r	346	.9450867	.2281409	0	1
tax_l	346	.0520231	.2223953	0	1
opw	346	.0346821	.1832383	0	1
unem_r	346	.2803468	.4498192	0	1
con_r	346	.7398844	.4393328	0	1
debt	346	.2138728	.4106319	0	1
efficiency	346	.0924855	.2901297	0	1
opennes	346	.0953757	.2941586	0	1
pol_efr	346	.1069364	.3094799	0	1
pol_inst	346	.0115607	.1070522	0	1
pop_gr	346	.2254335	.4184727	0	1
bmp	346	.0086705	.0928453	0	1
tpminh	346	.0231214	.1505067	0	1
pvd_rds_pm~q	346	.0057803	.0759183	0	1
gsics	346	.0867052	.2818101	0	1
agg	346	.0751445	.2640062	0	1
oda	346	.017341	.1307277	0	1
rer	346	.0231214	.1505067	0	1
aardaehstc~p	346	.2456647	.4311041	0	1
thm	346	.0115607	.1070522	0	1
aarsei	346	.0578035	.2337094	0	1
ifc_d	346	.0086705	.0928453	0	1
bdp_gdp	346	.0549133	.2281409	0	1
aroenv	346	.0057803	.0759183	0	1
inf	346	.017341	.1307277	0	1
gcon	346	.0751445	.2640062	0	1
ncspw	346	.0057803	.0759183	0	1
union	346	.0115607	.1070522	0	1
gini	346	.0404624	.1973265	0	1
c_util	346	.0144509	.1195128	0	1
l	346	.0433526	.2039445	0	1
tot	346	.0144509	.1195128	0	1

Апендикс 4

Сумарна статистика за сите варијабилн

Апендикс за податоци

1. **tstat** – е избраната ефективна големина за мета-регресијата
2. **cooel**-е коефициентот на еластичност на аутпутот ; или раст на gdp volog услови;
3. **df**- се репортираните или калкулираните степени на слобода од студиите;
4. **endogeneity**- е комбинирана варијабилна од економетриските техники коишто контролираат за ендегеност: 2SLS, 3 SLS , IV техники, Бинарна варијабилна зема вредност од 1 или 0
5. **pool_ts-cs**-се pooled , time series, cross-section исто така да контролираат различни методи на естимација заземаат вредност 1 , кога една од овие техники е применета или нула ако не е.
6. **panel**- бинарна вредност зазема вредност 1 ако е применета една од панел естимационите техники или нула ако не е.
7. **hausman** – е бинарна варијабилна којашто контролира за егзогеност во студиите зазема вредност 1 ако е присутна или нула ако не е.
8. **robust**- е бинарна варијабилна да контролира за робастноста во моделот , исто така бинарна зазема вредност 1 или 0
9. **gdp_egr**- е растот на БДП и вработеноста; бинарна варијабилна зазема вредности 1 или 0
10. **fdi**- е бинарна варијабилна да контролира за присуството на странски директни инвестиции варијабилната во моделите
11. **us**-е бинарна варијабилна да контролира 1 за us студиите или 0 за не-американските
12. **dc_ldc**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за примерок на развиени и помалку развиени земји или нула за други
13. **reg_s**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за регионалните студии или 0 поинаку
14. **trans_e**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за примерок на транзициони економии или 0 поинаку
15. **nl_ogs**- е бинарна варијабилна да контролира за природен логаритам на добра и услуги (1) или 0 поинаку
16. **pubc_priv_gdp**- е варијабилна од интерес зазема вредност од 1 да контролира за присуството на јавен и приватен капитал во студијата ако ја нема 0 ;
17. **tax_l**- е бинарна варијабилна да контролира за обврските за данок 1 или ако не 0

18. **opw** – аутпутот по работник е бинарна варијабилна да контролира 1 ако варијабилната е присутна во моделот или 0 поинаку ;
19. **unem_r**- е варијабилната стапка на невработеност 1 ако стапката на невработеноста е присутна во моделот или нула ако поинаку;
20. **con_r** – е варијабилна да контролира 1 за присуство на стапката на конвергенција во моделот или 0 ако поинаку;
21. **debt**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за варијабилната долг или 0 ако поинаку
22. **eff**- е бинарна варијабилна да контролира за ефикасност ако е во моделот 1 или ако не 0
23. **openness**- е бинарна варијабилна да контролира за трговската отвореност на земјата 1 или поинаку 0 ;
24. **pol_efr**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за политичката или економската слобода на една земја или нула ако поинаку;
25. **pol_inst**- е бинарна варијабилна да контролира за политичката нестабилност на некоја земја 1 или нула ако поинаку;
26. **pop_gr**- е бинарна варијабилна да контролира 1 за растот на популацијата или нула ако поинаку
27. **bmp**- е премиум на црниот пазар варијабилната да контролира 1 или 0 за присуство или отсуство на оваа варијабилна
28. **tpminh**- е бинарна варијабилна да контролира за присуство на телефони по милион жители
29. **pvd_rds_pm~q**- поплочени патишта по милион километри квадратни , е бинарна модераторна варијабилна да контролира за поплочени патишта по милион километри квадратни 1 или 0 поинаку
30. **gsics**- е бинарна варијабилна да контролира за големината на владата или инвестицијата и тековното штедење;
31. **agg**- е бинарна варијабилна да контролира за агломерација на моделот 1 , или 0 поинаку;
32. **oda**- е бинарна варијабилна да контролира за официјална помош на растот ;
33. **rer**- е бинарна варијабилна да контролира за реалната разменска стапка 1 или 0 за варијабилната реална разменска стапка
34. **aardaehstc~p**- е бинарна варијабилна да контролира за ратиото од БДП за одбрана, образование, здравство, и потрошоци за комуникација општество и транспорт

35. **thm**- е бинарна варијабила да контролира 1 за вкупните потрошоци на домаќинствата, рударството , мануфактурата
36. **aarsei**- е бинарна варијабила да контролира 1 за просечното годишно рацио на сумата на увозот и извозот нула ако поинаку
37. **ifc_d**- е бинарна варијабила да контролира 1 за податоците на интернационалната финансиска корпорација нула ако поинаку
38. **bdp_gdp**- е бинарна варијабила да контролира 1 за буџетскиот дефицит како процент од БДП
39. **aroenv**- е бинарна варијабила да контролира 1 за просечното рацио на електричната нето вредност
40. **inf**- е бинарна варијабила да контролира 1 за инфлација или нула поинаку
41. **gcon**-е бинарна варијабила да контролира за владината потрошувачка 1 , или нула ако поинаку
42. **ncspw**-е бинарна варијабила да контролира за залихите на нето капитал 1 или нула поинаку
43. **union**- е бинарна варијабила да контролира 1 за членство во синдикатот нула ако поинаку
44. **gini**-е бинарна варијаби да контролира 1 за џини коефициентот или 0 поинаку,
45. **c-util**-е бинарна варијабила да контролира 1 за искористеноста на капацитетот или 0 поинаку
46. **l**- е бинарна варијабила да контролира 1 за труд или 0 поинаку
47. **tot**- е бинарна варијабила да контролира 1 за условите на размена или 0 поинаку ;
48. **nflagdp**-е бинарна варијабила да контролира 1 за нето странски средства како процент од БДП
49. **human** – е бинарна варијабила да контролира 1 за човечки капитал или 0 поинаку
50. **se_complete**-е континуос варијабила за стандардна грешка
51. **sqrtdf**- го претставува квадратниот корен на степените на слобода
52. **inv_se**- ја претставува инверзната на стандардната грешка
53. **abst**- ја претставува апсолутната вредност на т-статистиката
54. **labst**- лог од апсолутната т статистика
55. **ldf**- е лог на степените на слобода

Апендикс 5

Нумерирани регрессии

1. tstat on inverse of standard error regression

Linear regression

Number of obs = 342
 F(19, 322) = 27.83
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.5159
 Root MSE = 1.8875

tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se	-.0003598	.0002388	-1.51	0.133	-.0008297	.0001101
endogeneity	-.4449656	.2787815	-1.60	0.111	-.9934288	.1034975
pool_ts_cs	.5347137	.2708855	1.97	0.049	.0017848	1.067643
fdi	-.8672389	.8106586	-1.07	0.286	-2.462095	.7276173
us	1.305047	.3845779	3.39	0.001	.5484439	2.061649
reg_s	-.9989718	.2783574	-3.59	0.000	-1.546601	-.4513428
trans_e	-3.123426	.8097735	-3.86	0.000	-4.716541	-1.530311
pubc_priv~p	-.302389	.4173138	-0.72	0.469	-1.123395	.5186168
con_r	-.4113595	.3897584	-1.06	0.292	-1.178154	.3554351
tpminh	2.252968	1.027518	2.19	0.029	.2314706	4.274465
rer	-2.287636	.7189092	-3.18	0.002	-3.701988	-.8732837
gsics	-2.844416	.5714523	-4.98	0.000	-3.968668	-1.720165
aardaehstc~p	-2.004549	.300668	-6.67	0.000	-2.59607	-1.413027
aroenv	-1.752361	.4469871	-3.92	0.000	-2.631745	-.8729769
c_util	3.730348	1.877042	1.99	0.048	.0375335	7.423162
human	-.3927407	.2437439	-1.61	0.108	-.8722724	.086791
bdp_gdp	-1.908044	.3134274	-6.09	0.000	-2.524668	-1.29142
pol_evr	-.6466301	.5701714	-1.13	0.258	-1.768362	.4751015
opennes	1.597231	.6483273	2.46	0.014	.3217389	2.872723
cons	2.890603	.5064054	5.71	0.000	1.894322	3.886884

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 319) = 1.69
 Prob > F = 0.1681

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
opennes	5.26	0.190253
pol_evr	5.04	0.198556
reg_s	2.44	0.410640
gsics	2.34	0.428023
con_r	2.10	0.477104
pool_ts_cs	2.02	0.495694
aardaehstc~p	1.92	0.519507
tpminh	1.90	0.526162
human	1.86	0.538736
us	1.77	0.565620
trans_e	1.71	0.583996
bdp_gdp	1.48	0.673698
pubc_priv~p	1.41	0.709825
c_util	1.40	0.712885
endogeneity	1.32	0.757654
fdi	1.31	0.761340
aroenv	1.18	0.848520
inv_se	1.14	0.877352
rer	1.08	0.922253
Mean VIF	2.04	

estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	153.77	68	0.0000
Skewness	45.89	19	0.0005
Kurtosis	5.51	1	0.0189
Total	205.17	88	0.0000

2.Cluster Robust OLS regression tstat on the inverse of the standard errors

Linear regression

Number of obs = 342
 F(15, 29) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5159
 Root MSE = 1.8875

(Std. Err. adjusted for 30 clusters in author)

tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se	-.0003598	.0002223	-1.62	0.116	-.0008144	.0000948
endogeneity	-.4449656	.4619248	-0.96	0.343	-1.389708	.4997767
pool_ts_cs	.5347137	.407476	1.31	0.200	-.2986683	1.368096
fdi	-.8672389	1.386603	-0.63	0.537	-3.703161	1.968684
us	1.305047	.5132512	2.54	0.017	.2553301	2.354763
reg_s	-.9989718	.5830043	-1.71	0.097	-2.191349	.1934059
trans_e	-3.123426	.9484509	-3.29	0.003	-5.063226	-1.183626
pubc_priv_~p	-.302389	.5515979	-0.55	0.588	-1.430533	.8257554
con_r	-.4113595	.6038108	-0.68	0.501	-1.646291	.8235724
tpminh	2.252968	1.499071	1.50	0.144	-.8129756	5.318911
rer	-2.287636	.9312333	-2.46	0.020	-4.192222	-.3830498
gsics	-2.844416	.6340565	-4.49	0.000	-4.141208	-1.547625
aardaehstc~p	-2.004549	.5490851	-3.65	0.001	-3.127554	-.8815435
aroenv	-1.752361	.6726048	-2.61	0.014	-3.127992	-.3767296
c_util	3.730348	1.131502	3.30	0.003	1.416167	6.044529
human	-.3927407	.4028562	-0.97	0.338	-1.216674	.4311927
bdp_gdp	-1.908044	.5209134	-3.66	0.001	-2.973431	-.8426561
pol_efr	-.6466301	.7912939	-0.82	0.420	-2.265008	.9717477
opennes	1.597231	.9279998	1.72	0.096	-.3007414	3.495204
cons	2.890603	.8401138	3.44	0.002	1.172378	4.608829

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 319) = 1.69
 Prob > F = 0.1681

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
opennes	5.26	0.190253
pol_efr	5.04	0.198556
reg_s	2.44	0.410640
gsics	2.34	0.428023
con_r	2.10	0.477104
pool_ts_cs	2.02	0.495694
aardaehstc~p	1.92	0.519507
tpminh	1.90	0.526162
human	1.86	0.538736
us	1.77	0.565620
trans_e	1.71	0.583996
bdp_gdp	1.48	0.673698
pubc_priv_~p	1.41	0.709825
c_util	1.40	0.712885
endogeneity	1.32	0.757654
fdi	1.31	0.761340
aroenv	1.18	0.848520
inv_se	1.14	0.877352
rer	1.08	0.922253
Mean VIF	2.04	

3. WLS regression tstat on the inverse of the standard error

(sum of wgt is 2.9765e+01)

Linear regression

Number of obs = 342
 F(17, 324) = 22.38
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4228
 Root MSE = 2.0306

	tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se		-.0002342	.0003179	-0.74	0.462	-.0008597	.0003913
endogeneity		-.533268	.3541329	-1.51	0.133	-1.229958	.1634222
pool_ts_cs		-.0849652	.3323258	-0.26	0.798	-.738754	.5688237
fdi		-1.404881	.7949423	-1.77	0.078	-2.968781	.1590196
us		.8988377	.3872589	2.32	0.021	.1369784	1.660697
reg_s		-1.275619	.3382519	-3.77	0.000	-1.941067	-.6101721
trans_e		-3.409361	.8724149	-3.91	0.000	-5.125674	-1.693048
pubc_priv~p		-.3688632	.5512369	-0.67	0.504	-1.453319	.7155921
con_r		-.0036121	.433742	-0.01	0.993	-.8569183	.8496941
rer		-1.828221	.930662	-1.96	0.050	-3.659124	.0026828
gsics		-3.229472	.6381662	-5.06	0.000	-4.484944	-1.973999
aardaehstc~p		-1.948089	.3351927	-5.81	0.000	-2.607518	-1.28866
aroenv		-1.537291	.6172468	-2.49	0.013	-2.751609	-.322974
c_util		4.038907	1.801732	2.24	0.026	.494336	7.583478
bdp_gdp		-1.85536	.365519	-5.08	0.000	-2.57445	-1.13627
pol_efr		-1.00463	.5502423	-1.83	0.069	-2.087128	.077869
opennes		2.197244	.5486017	4.01	0.000	1.117973	3.276516
cons		3.208215	.5466514	5.87	0.000	2.13278	4.283649

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 321) = 1.82
 Prob > F = 0.1431

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
opennes	3.48	0.287444
pol_efr	3.48	0.287652
reg_s	2.05	0.487465
aardaehstc~p	1.97	0.508514
pubc_priv~p	1.90	0.525294
c_util	1.65	0.606994
con_r	1.57	0.636885
fdi	1.53	0.655482
gsics	1.45	0.691565
pool_ts_cs	1.43	0.697975
us	1.42	0.705513
trans_e	1.36	0.737227
bdp_gdp	1.27	0.787493
endogeneity	1.25	0.800048
aroenv	1.22	0.817240
rer	1.17	0.857099
inv_se	1.14	0.881002
Mean VIF	1.72	

4.Cluster Robust WSL regression tstat on the inverse of the standard error

(sum of wgt is 2.9765e+01)

Linear regression

Number of obs = 342
 F(13, 29) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.4228
 Root MSE = 2.0306

(Std. Err. adjusted for 30 clusters in author)

tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se	-.0002342	.0002927	-0.80	0.430	-.0008329	.0003645
endogeneity	-.533268	.6037997	-0.88	0.384	-1.768177	.7016411
pool_ts_cs	-.0849652	.5365155	-0.16	0.875	-1.182263	1.012332
fdi	-1.404881	1.146612	-1.23	0.230	-3.749966	.9402046
us	.8988377	.6104689	1.47	0.152	-.3497113	2.147387
reg_s	-1.275619	.6901672	-1.85	0.075	-2.68717	.1359309
trans_e	-3.409361	.8263873	-4.13	0.000	-5.099513	-1.71921
pubc_priv~p	-.3688632	.6818733	-0.54	0.593	-1.763451	1.025724
con_r	-.0036121	.6494681	-0.01	0.996	-1.331923	1.324699
rer	-1.828221	1.02439	-1.78	0.085	-3.923333	.2668918
gsics	-3.229472	.8056196	-4.01	0.000	-4.877149	-1.581795
aardaehstc~p	-1.948089	.5902633	-3.30	0.003	-3.155313	-.7408652
aroenv	-1.537291	.8326945	-1.85	0.075	-3.240343	.1657601
c_util	4.038907	1.182827	3.41	0.002	1.619755	6.458059
bdp_gdp	-1.85536	.5387321	-3.44	0.002	-2.957191	-.7535292
pol_efr	-1.00463	.7461043	-1.35	0.189	-2.530584	.5213249
opennes	2.197244	.713076	3.08	0.004	.7388403	3.655649
cons	3.208215	.8694272	3.69	0.001	1.430036	4.986393

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 321) = 1.82
 Prob > F = 0.1431

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
opennes	3.48	0.287444
pol_efr	3.48	0.287652
reg_s	2.05	0.487465
aardaehstc~p	1.97	0.508514
pubc_priv~p	1.90	0.525294
c_util	1.65	0.606994
con_r	1.57	0.636885
fdi	1.53	0.655482
gsics	1.45	0.691565
pool_ts_cs	1.43	0.697975
us	1.42	0.705513
trans_e	1.36	0.737227
bdp_gdp	1.27	0.787493
endogeneity	1.25	0.800048
aroenv	1.22	0.817240
rer	1.17	0.857099
inv_se	1.14	0.881002
Mean VIF	1.72	

5.Wls regression cooel on inv_se

(sum of wgt is 5.1058e+04)

Linear regression

Number of obs = 338
 F(22, 315) = 24.26
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.0948
 Root MSE = .16233

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cooel						
inv_se	-9.36e-07	8.65e-07	-1.08	0.280	-2.64e-06	7.65e-07
endogeneity	-.0330201	.0216188	-1.53	0.128	-.0755555	.0095154
pool_ts_cs	.0129345	.0263278	0.49	0.624	-.0388661	.064735
fdi	-.0223246	.0125265	-1.78	0.076	-.0469708	.0023216
us	.0760676	.0401062	1.90	0.059	-.0028423	.1549776
reg_s	-.0127789	.0133532	-0.96	0.339	-.0390516	.0134939
trans_e	4.297834	7.342411	0.59	0.559	-10.14853	18.7442
pubc_priv~p	.1975286	.0427256	4.62	0.000	.113465	.2815922
con_r	-.2122071	.0414067	-5.12	0.000	-.2936758	-.1307383
rer	-.0327671	.0594054	-0.55	0.582	-.1496486	.0841143
gsics	-.0277314	.0278004	-1.00	0.319	-.0824294	.0269665
aardaehstc~p	-.0447559	.0231204	-1.94	0.054	-.0902457	.0007339
aroenv	.2752526	.0498425	5.52	0.000	.1771863	.3733189
c_util	.4246811	.0790638	5.37	0.000	.2691212	.5802409
bdp_gdp	.0378924	.043618	0.87	0.386	-.0479271	.1237118
debt	.0293332	.0119281	2.46	0.014	.0058643	.052802
efficiency	.0886068	.0333519	2.66	0.008	.0229861	.1542275
opennes	-.0326664	.0231207	-1.41	0.159	-.0781569	.0128242
pol_efr	.0211264	.0452637	0.47	0.641	-.0679311	.1101839
pop_gr	-.0125989	.012534	-1.01	0.316	-.0372598	.0120621
bmp	.0064224	.0072199	0.89	0.374	-.0077829	.0206278
pvd_rds_pm~q	-.0458706	.0616578	-0.74	0.457	-.1671837	.0754425
cons	.0552851	.0244269	2.26	0.024	.0072246	.1033455

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of cooel

Ho: model has no omitted variables

F(3, 312) = 2.60
 Prob > F = 0.0523

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
pool_ts_cs	13.48	0.074170
endogeneity	11.79	0.084819
fdi	9.01	0.110948
pop_gr	7.03	0.142293
bmp	6.33	0.157870
con_r	5.56	0.179911
gsics	5.52	0.181210
pubc_priv~p	5.32	0.187878
aardaehstc~p	5.05	0.198003
inv_se	4.26	0.234578
reg_s	3.45	0.289700
pol_efr	3.01	0.331767
opennes	2.91	0.343617
rer	2.66	0.375242
us	2.10	0.477023
efficiency	1.78	0.562253

pvd_rds_pm~q	1.51	0.664423
debt	1.30	0.771820
c_util	1.18	0.846614
bdp_gdp	1.03	0.971293
trans_e	1.01	0.994924
aroenv	1.00	0.997212
-----+-----		
Mean VIF	4.38	

6. Regression reported tstat on the squared root of the degrees of freedom (sqrtdf)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	346
Model	1208.85282	19	63.6238328	F(19, 326) =	17.76
Residual	1167.96033	326	3.58270041	Prob > F =	0.0000
Total	2376.81316	345	6.8893135	R-squared =	0.5086
				Adj R-squared =	0.4800
				Root MSE =	1.8928

tstat	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sqrtdf	.0062392	.0240913	0.26	0.796	-.0411548	.0536332
endogeneity	-.4800473	.2915239	-1.65	0.101	-1.053553	.0934582
pool_ts_cs	.5961876	.3360645	1.77	0.077	-.0649412	1.257316
fdi	-1.074933	.5845335	-1.84	0.067	-2.224867	.0750006
us	1.276972	.4589995	2.78	0.006	.3739973	2.179947
reg_s	-.8849224	.3478223	-2.54	0.011	-1.569182	-.200663
trans_e	-3.026443	.7517552	-4.03	0.000	-4.505347	-1.54754
pubc_priv~p	-.3186284	.5281875	-0.60	0.547	-1.357715	.7204578
con_r	-.4489263	.3370998	-1.33	0.184	-1.112092	.2142392
tpminh	2.013845	.9281976	2.17	0.031	.1878318	3.839858
rer	-2.183081	.7581071	-2.88	0.004	-3.67448	-.6916813
gsics	-2.946587	.5893557	-5.00	0.000	-4.106008	-1.787167
aardaehstc~p	-2.011445	.3285581	-6.12	0.000	-2.657807	-1.365084
aroenv	-1.768145	1.456312	-1.21	0.226	-4.633101	1.096812
c_util	3.606018	1.016748	3.55	0.000	1.605802	5.606234
human	-.3742643	.4144327	-0.90	0.367	-1.189564	.4410356
bdp_gdp	-2.000695	.6508771	-3.07	0.002	-3.281144	-.7202453
pol_epr	-.6826679	.8035706	-0.85	0.396	-2.263506	.8981704
opennes	1.632549	.822908	1.98	0.048	.0136687	3.251429
cons	2.751091	.7678131	3.58	0.000	1.240597	4.261585

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 323) = 1.21
 Prob > F = 0.3055

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of tstat

chi2(1) = 0.09
 Prob > chi2 = 0.7591

. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	117.14	65	0.0001
Skewness	35.91	19	0.0108
Kurtosis	6.97	1	0.0083
Total	160.02	85	0.0000

7. Reported regression tstat on the squared root of the degrees of freedom Cluster OLS

Linear regression

Number of obs = 346
 F(15, 29) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5086
 Root MSE = 1.8928

(Std. Err. adjusted for 30 clusters in author)

tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sqrtdf	.0062392	.0323191	0.19	0.848	-.0598608	.0723392
endogeneity	-.4800473	.3912285	-1.23	0.230	-1.2802	.3201048
pool_ts_cs	.5961876	.4763423	1.25	0.221	-.3780418	1.570417
fdi	-1.074933	1.167679	-0.92	0.365	-3.463104	1.313238
us	1.276972	.6278241	2.03	0.051	-.0070725	2.561017
reg_s	-.8849224	.4916967	-1.80	0.082	-1.890555	.1207102
trans_e	-3.026443	.9874649	-3.06	0.005	-5.046036	-1.006851
pubc_priv~p	-.3186284	.5048419	-0.63	0.533	-1.351146	.7138892
con_r	-.4489263	.5582939	-0.80	0.428	-1.590766	.692913
tpminh	2.013845	1.337351	1.51	0.143	-.7213452	4.749035
rer	-2.183081	1.033211	-2.11	0.043	-4.296235	-.0699263
gsics	-2.946587	.6775257	-4.35	0.000	-4.332283	-1.560892
aardaehstc~p	-2.011445	.5646102	-3.56	0.001	-3.166203	-.856688
aroenv	-1.768145	.6782928	-2.61	0.014	-3.155409	-.3808801
c_util	3.606018	1.070586	3.37	0.002	1.416423	5.795613
human	-.3742643	.3917438	-0.96	0.347	-1.17547	.4269418
bdp_gdp	-2.000695	.7143598	-2.80	0.009	-3.461724	-.5396647
pol_efr	-.6826679	.9698287	-0.70	0.487	-2.66619	1.300855
opennes	1.632549	.9737397	1.68	0.104	-.3589724	3.62407
cons	2.751091	.9936082	2.77	0.010	.7189341	4.783248

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 323) = 1.21
 Prob > F = 0.3055

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
pol_efr	5.96	0.167911
opennes	5.64	0.177225
sqrtdf	4.99	0.200288
us	3.03	0.330016
pool_ts_cs	2.70	0.369896
gsics	2.66	0.376464
reg_s	2.37	0.421594
bdp_gdp	2.12	0.470964
con_r	2.11	0.473464
aardaehstc~p	1.93	0.517610
tpminh	1.88	0.532107
human	1.88	0.532843
trans_e	1.83	0.547275
endogeneity	1.52	0.657474
c_util	1.42	0.703291
pubc_priv~p	1.40	0.715169
fdi	1.37	0.730716
rer	1.25	0.797662
aroenv	1.18	0.849550
Mean VIF	2.49	

8. Reported WLS (weighted least squares) regression tstat on the squared root of the degrees of freedom

(sum of wgt is 3.0015e+01)

Linear regression

Number of obs = 346
 F(19, 326) = 18.82
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4321
 Root MSE = 2.0137

	tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	sqrtdf	.0084154	.0263947	0.32	0.750	-.0435101	.0603408
	endogeneity	-.3982995	.337555	-1.18	0.239	-1.062361	.2657616
	pool_ts_cs	.0732388	.3826854	0.19	0.848	-.6796057	.8260834
	fdi	-1.588353	.7869271	-2.02	0.044	-3.136449	-.0402567
	us	.8091707	.4632566	1.75	0.082	-.1021789	1.72052
	reg_s	-1.070164	.2907766	-3.68	0.000	-1.642199	-.4981286
	trans_e	-3.45726	.86756	-3.99	0.000	-5.163982	-1.750537
	pubc_priv~p	-.3486129	.5254113	-0.66	0.507	-1.382237	.6850117
	con_r	-.0389664	.4482878	-0.09	0.931	-.9208685	.8429357
	tpminh	1.887669	.9360759	2.02	0.045	.0461576	3.729181
	rer	-1.795981	.9425321	-1.91	0.058	-3.650194	.0582316
	gsics	-3.407566	.6933433	-4.91	0.000	-4.771558	-2.043575
	aardaehstc~p	-2.025123	.3714192	-5.45	0.000	-2.755804	-1.294442
	aroenv	-1.727915	.6196143	-2.79	0.006	-2.946862	-.508968
	c_util	3.768374	1.812274	2.08	0.038	.2031471	7.333601
	human	-.8774927	.3903169	-2.25	0.025	-1.64535	-.109635
	bdp_gdp	-1.891462	.6034629	-3.13	0.002	-3.078635	-.7042895
	pol_efr	-.0768732	.7130313	-0.11	0.914	-1.479596	1.32585
	opennes	1.384073	.6653886	2.08	0.038	.0750758	2.69307
	cons	2.956101	.7019418	4.21	0.000	1.575194	4.337009

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 323) = 0.94
 Prob > F = 0.4212

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
pol_efr	5.54	0.180544
opennes	4.52	0.221379
sqrtdf	3.34	0.299648
aardaehstc~p	2.31	0.432276
tpminh	2.18	0.459731
pool_ts_cs	2.14	0.466844
reg_s	2.01	0.496599
human	1.99	0.502534
pubc_priv~p	1.90	0.525955
con_r	1.87	0.534232
fdi	1.67	0.597068
c_util	1.66	0.602409
endogeneity	1.63	0.614752
us	1.62	0.617514
trans_e	1.62	0.618611
gsics	1.60	0.623246
rer	1.59	0.630735
bdp_gdp	1.57	0.637854
aroenv	1.23	0.810432
Mean VIF	2.21	

9. Reported Cluster robust WLS (weighted least squares) regression

(sum of wgt is 3.0015e+01)

Linear regression

Number of obs = 346
 F(15, 29) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.4321
 Root MSE = 2.0137

(Std. Err. adjusted for 30 clusters in author)

tstat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sqrtdf	.0084154	.0351038	0.24	0.812	-.0633799	.0802106
endogeneity	-.3982995	.4027645	-0.99	0.331	-1.222045	.4254464
pool_ts_cs	.0732388	.6079289	0.12	0.905	-1.170115	1.316593
fdi	-1.588353	1.06915	-1.49	0.148	-3.775009	.5983035
us	.8091707	.6171278	1.31	0.200	-.4529974	2.071339
reg_s	-1.070164	.5190042	-2.06	0.048	-2.131647	-.0086812
trans_e	-3.45726	.9200073	-3.76	0.001	-5.338886	-1.575634
pubc_priv~p	-.3486129	.6561054	-0.53	0.599	-1.690499	.9932733
con_r	-.0389664	.5778776	-0.07	0.947	-1.220859	1.142926
tpminh	1.887669	1.492259	1.26	0.216	-1.164343	4.939681
rer	-1.795981	1.042384	-1.72	0.096	-3.927897	.3359342
gsics	-3.407566	.7552123	-4.51	0.000	-4.952149	-1.862984
aardaehstc~p	-2.025123	.593197	-3.41	0.002	-3.238347	-.8118993
aroenv	-1.727915	.8111994	-2.13	0.042	-3.387004	-.0688258
c_util	3.768374	1.071398	3.52	0.001	1.57712	5.959628
human	-.8774927	.5913783	-1.48	0.149	-2.086997	.3320118
bdp_gdp	-1.891462	.8487856	-2.23	0.034	-3.627424	-.1555009
pol_efr	-.0768732	1.039942	-0.07	0.942	-2.203793	2.050047
opennes	1.384073	.8664999	1.60	0.121	-.3881181	3.156264
cons	2.956101	1.135291	2.60	0.014	.6341697	5.278033

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of tstat

Ho: model has no omitted variables

F(3, 323) = 0.94

Prob > F = 0.4212

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
pol_efr	5.54	0.180544
opennes	4.52	0.221379
sqrtdf	3.34	0.299648
aardaehstc~p	2.31	0.432276
tpminh	2.18	0.459731
pool_ts_cs	2.14	0.466844
reg_s	2.01	0.496599
human	1.99	0.502534
pubc_priv~p	1.90	0.525955
con_r	1.87	0.534232
fdi	1.67	0.597068
c_util	1.66	0.602409
endogeneity	1.63	0.614752
us	1.62	0.617514
trans_e	1.62	0.618611
gsics	1.60	0.623246
rer	1.59	0.630735
bdp_gdp	1.57	0.637854
aroenv	1.23	0.810432
Mean VIF	2.21	

10. Robust regression tstat on inverse of standard errors

Huber iteration 1: maximum difference in weights = .77304676
 Huber iteration 2: maximum difference in weights = .39657213
 Huber iteration 3: maximum difference in weights = .06259606
 Huber iteration 4: maximum difference in weights = .05050272
 Huber iteration 5: maximum difference in weights = .01186529
 Biweight iteration 6: maximum difference in weights = .28879477
 Biweight iteration 7: maximum difference in weights = .10658277
 Biweight iteration 8: maximum difference in weights = .04744959
 Biweight iteration 9: maximum difference in weights = .04464589
 Biweight iteration 10: maximum difference in weights = .01297509
 Biweight iteration 11: maximum difference in weights = .01019903
 Biweight iteration 12: maximum difference in weights = .00432532

Robust regression Number of obs = 341
 F(21, 319) = 20.58
 Prob > F = 0.0000

tstat	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se	.0007548	.0002565	2.94	0.003	.0002502	.0012594
endogeneity	-1.141084	.2374988	-4.80	0.000	-1.608345	-.6738217
pool_ts_cs	.7189871	.2498564	2.88	0.004	.2274125	1.210562
fdi	-2.527361	.5213741	-4.85	0.000	-3.553127	-1.501594
us	1.404437	.3019267	4.65	0.000	.8104177	1.998456
reg_s	-.3256002	.29931	-1.09	0.277	-.9144711	.2632708
trans_e	-2.55841	.6294054	-4.06	0.000	-3.79672	-1.3201
pubc_priv~p	-.3739564	.4373763	-0.85	0.393	-1.234463	.4865502
con_r	-.7083558	.3099407	-2.29	0.023	-1.318142	-.0985697
tpminh	1.474815	.7787043	1.89	0.059	-.0572298	3.00686
rer	-1.565164	.5835883	-2.68	0.008	-2.713332	-.4169957
gsics	-2.470506	.4711829	-5.24	0.000	-3.397524	-1.543487
aardaehstc~p	-2.038862	.2751065	-7.41	0.000	-2.580115	-1.49761
aroenv	-1.878189	1.20164	-1.56	0.119	-4.24233	.4859528
c_util	1.091506	.8507019	1.28	0.200	-.5821887	2.765202
tot	-.4504604	.7713261	-0.58	0.560	-1.967989	1.067068
human	-.2552418	.3390985	-0.75	0.452	-.9223939	.4119103
bdp_gdp	-2.092194	.4585505	-4.56	0.000	-2.99436	-1.190029
debt	.3675766	.2652474	1.39	0.167	-.1542787	.8894319
pol_eifr	-.8040386	.6299526	-1.28	0.203	-2.043425	.435348
opennes	1.681345	.6570631	2.56	0.011	.3886199	2.974069
cons	2.803401	.5278978	5.31	0.000	1.7648	3.842003

11.robust regression tstat on the squared root of the degrees of freedom

Huber iteration 1: maximum difference in weights = .77553522
 Huber iteration 2: maximum difference in weights = .34984479
 Huber iteration 3: maximum difference in weights = .08729588
 Huber iteration 4: maximum difference in weights = .02358305
 Biweight iteration 5: maximum difference in weights = .2795044
 Biweight iteration 6: maximum difference in weights = .06439346
 Biweight iteration 7: maximum difference in weights = .0458036
 Biweight iteration 8: maximum difference in weights = .02190516
 Biweight iteration 9: maximum difference in weights = .01596948
 Biweight iteration 10: maximum difference in weights = .01153384
 Biweight iteration 11: maximum difference in weights = .00954208

Robust regression Number of obs = 346
 F(19, 326) = 21.10
 Prob > F = 0.0000

tstat	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sqrtdf	-.003748	.0199132	-0.19	0.851	-.0429227	.0354267
endogeneity	-.8103701	.2409662	-3.36	0.001	-1.284415	-.3363252
pool_ts_cs	.5987753	.2777823	2.16	0.032	.0523033	1.145247
fdi	-.6616684	.4831603	-1.37	0.172	-1.612174	.2888373
us	1.746081	.3793971	4.60	0.000	.9997054	2.492457
reg_s	-.6993641	.2875009	-2.43	0.016	-1.264955	-.1337729
trans_e	-2.807242	.6213814	-4.52	0.000	-4.029666	-1.584819
pubc_priv~p	-.8642081	.4365862	-1.98	0.049	-1.72309	-.0053263
con_r	-.2059036	.278638	-0.74	0.460	-.7540591	.3422518
tpminh	2.239209	.7672242	2.92	0.004	.7298739	3.748544
rer	-1.50683	.6266318	-2.40	0.017	-2.739582	-.2740773
gsics	-2.159945	.4871462	-4.43	0.000	-3.118292	-1.201598
aardaehstc~p	-1.846194	.2715776	-6.80	0.000	-2.380459	-1.311928
aroenv	-2.181212	1.20375	-1.81	0.071	-4.549311	.1868866
c_util	1.989196	.840418	2.37	0.019	.3358686	3.642522
human	-.1214401	.3425593	-0.35	0.723	-.7953459	.5524658
bdp_gdp	-1.835479	.5379982	-3.41	0.001	-2.893865	-.7770926
pol_efr	-.2733413	.6642107	-0.41	0.681	-1.580021	1.033339
opennes	1.403826	.6801945	2.06	0.040	.0657013	2.741951
cons	2.953758	.6346545	4.65	0.000	1.705222	4.202293

12.Linear regression absolute t statistics on inverse of the standard errors

```
Linear regression                                Number of obs =    342
                                                F( 22, 319) =    53.95
                                                Prob > F      =    0.0000
                                                R-squared    =    0.4416
                                                Root MSE    =    1.5657
```

abst	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv_se	.0001826	.0000887	2.06	0.040	8.02e-06	.0003572
endogeneity	-1.0171	.2491138	-4.08	0.000	-1.507214	-.5269868
pool_ts_cs	.8462187	.2421289	3.49	0.001	.3698473	1.32259
us	1.067734	.3952085	2.70	0.007	.2901898	1.845279
reg_s	-.6161472	.2153836	-2.86	0.005	-1.039899	-.1923954
trans_e	2.044246	.6863724	2.98	0.003	.6938572	3.394634
pubc_priv_p	-.2385194	.3493689	-0.68	0.495	-.9258776	.4488389
con_r	-.6902263	.3942299	-1.75	0.081	-1.465845	.0853928
tpminh	1.979935	.8197796	2.42	0.016	.3670771	3.592792
rer	-1.932367	.5907922	-3.27	0.001	-3.094708	-.7700253
gsics	.8119997	.4675995	1.74	0.083	-.1079688	1.731968
aardaehstc~p	-.8557868	.215163	-3.98	0.000	-1.279105	-.4324691
aroenv	-2.124992	.5348661	-3.97	0.000	-3.177303	-1.072681
c_util	2.724444	1.883721	1.45	0.149	-.9816423	6.43053
human	-.4149617	.2009333	-2.07	0.040	-.8102836	-.0196398
bdp_gdp	-2.485341	.2793368	-8.90	0.000	-3.034916	-1.935766
pol_efr	-1.124097	.5120615	-2.20	0.029	-2.131542	-.1166531
opennes	1.445548	.5385161	2.68	0.008	.3860562	2.50504
gini	-3.628828	.4609188	-7.87	0.000	-4.535653	-2.722003
ifc_d	.8278597	.4925856	1.68	0.094	-.1412671	1.796987
aarsei	-.519191	.4007484	-1.30	0.196	-1.307635	.2692529
oda	-2.259687	.4755619	-4.75	0.000	-3.195321	-1.324053
cons	3.133625	.4176467	7.50	0.000	2.311935	3.955315

. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	170.60	71	0.0000
Skewness	46.51	22	0.0017
Kurtosis	5.49	1	0.0191
Total	222.60	94	0.0000

Variable	VIF	1/VIF
trans_e	7.97	0.125424
gini	7.35	0.136141
opennes	5.29	0.188893
pol_efr	5.24	0.190925
reg_s	2.54	0.393647
gsics	2.51	0.397786
aardaehstc~p	2.49	0.402147
pool_ts_cs	2.42	0.413367
con_r	2.36	0.422993
us	1.95	0.511691
tpminh	1.90	0.525370
human	1.89	0.528787
aarsei	1.74	0.574764
pubc_priv_p	1.56	0.642597
bdp_gdp	1.53	0.654049
c_util	1.49	0.672260
oda	1.45	0.687764

```
endogeneity |      1.43    0.698177
   ifc_d |      1.20    0.830817
   aroenv |      1.17    0.856967
   inv_se |      1.09    0.914189
   rer |      1.09    0.915449
```

```
-----+-----
Mean VIF |      2.62
```

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of abst
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 316) =      1.35
      Prob > F =      0.2577
```

Референци:

1. Aschauer , Alan, David (1997) , ***Dynamic Output and Employment Effects of public Capital***, Working Paper,
2. Aschauer , Alan, David (1998), ***Public Capital and Economic Growth: Issues on Quantity , Equity, and Finance*** ,Working Paper
3. Aschauer , Alan, David (2000), ***Public Capital and Economic Growth: Issues on Quantity , Equity, and Finance*** , University of Chicago
4. Aschauer , Alan, David (1999), ***Do states optimize? Public Capital and Economic Growth***, The Annals of Regional Science
5. Aschauer , Alan, David (1998), ***The Role of Public Infrastructure Capital in Mexican Economic Growth***, Economia Mexicana
6. Akerlof , A. George , Dickens ,T. Wiliam , Perry, L. George (1996), ***The Macroeconomics of Low Inflation***, Brooking Papers on Economic Activity
7. Andreas, Stephan, (2003), ***Assessing the Contribution of Public Capital to Private Production: evidence from the German manufacturing sector*** , International Review of Applied Economics
8. Agarwal, Sumit , Datta , Anusua, (2004), ***Telecommunications and Economic Growth: a Panel Data Approach***, Applied Economics
9. Alfranca, Oscar , Galindo, Angel, Miguel, (2003), ***Public Expenditure, Income Distribution, and Growth in OECD Countries***, IAER, VOL.9 NO.2
10. Alexander, J. Robert, W.(1997), ***Inflation and Economic Growth : evidence from a Growth Equation***, Applied Economics (29)

11. Bougheas, Spiros, Demetriades, Panicos, O, Mamuenas, P, Theofanis, (2000) ***Infrastructure Specialization and Economic Growth***, Canadian journal of Economics, Vol.33 No.2
12. Barro, J. Robert (1990), ***Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth***, Journal of Political Economy
13. Barro, J. Robert, X. Sala-i-Martin (1995), ***Economic Growth***, New York: McGraw-Hill
14. Barro, J. Robert (2008) , ***Macroeconomics a Modern Approach*** Thompson , South-Western, Harvard University
15. Baier, L, Scott, Dwyer, P. Gerald, Tamura, Robert, (2006), ***How important are capital and total factor Productivity for Economic Growth ?*** , Economic Inquiry, Vol.44 No.1
16. Button, Kenneth, (1998), ***Infrastructure investment Endogenous Growth, and Economic Convergence***, The Annals of Regional Science ,32:145
17. Cabale, Jordi , Santos, M, Manuel, (1993), ***On Endogenous Growth with Physical and Human Capital***, Journal of Political Economy, Vol.101.No.6
18. Crafts, Nicholas, ***Productivity Growth Reconsidered*** , University of Warwick
19. Card, David, Krieger, B, Alan, (2001), ***Time Series Minimum-Wage Studies :A Meta Analysis***, American Economic Association
20. Cavusoglu , Nevin, Tebaldi, Edinaldo (2006), ***Evaluating Growth Theories and their empirical support : An assessment of convergence hypothesis*** , Journal of Economic Methodology
21. Copas J, Jackson D. ***A bound for publication bias based on the fraction of unpublished studies***. Biometrics 2004; 60(1): 146-53.
22. Copas J, Henmi Masayuki ,(2007), ***Confidence Intervals and P-values for Meta-Analysis with Publication Bias***, Biometrics, 63

23. Denno, Duffy, T. Kevin, Eberts, W. Randal, (1989) , *Public Infrastructure and Regional Economic Development* , Working Paper,8909
24. Dessus, Sebastien , Herrera, Remy(2000), *Public Capital and growth Revisited: A panel Data Approach* , The University of Chicago
25. Dobson, Stephen , Ramlogan Carlyn , Strobl, Eric , (2006) *Why do rates of β -convergence differ? A Meta-regression analysis*, Scottish Journal of Political Economy, Vol.53 No.2
26. Eakin-Holtz, Douglas,(1993), *Solow and the states: Capital Accumulation, Productivity, and Economic Growth*, National Tax Journal,Vol.XLVI,No.4
27. Fuentes, M. Cesar (2003), *Infrastructure Investment, Convergence, and Regional Productivity of Manufacturing Industries in Mexico(1970-1993)*,Momento Economico
28. Fourie, Johan, (2006), *Economic Infrastructure : A Review of Definitions Theory, and Empirics*, South African Journal of Economics Vol.74:3
29. Forbes, J.Kristin (2000), *A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Economic Growth*, The American Economic Review
30. Fisher,H. Walter,Turnovsky , J. Stephen (1998), *Public Investment , Congestion and Private Capital Accumulation* , The Economic Journal
31. Ghosh, Sugata, Mourmouras A. Iannis , Pal Sarmistha, Paya Ivan, (2003), *On Public Investment the Real Exchange Rate and Growth: Some Empirical Evidence from UK and USA* ,The Manchester School Vol.71 No.3
32. Gokal , Vikesh , Hanif , Subrina (2004), *Relationship between inflation and economic growth*, Reserve bank of Fiji, Suva
33. Gramlich, M. Edward, (1994) *Infrastructure Investment : A Review Essay*, Journal of Economic Literature, Vol.XXXII

34. Ghali , H. Khalifa, (1998), ***Government Size and Economic Growth: Evidence from a Multivariate Co integration Analysis***, Applied Economics, 31
35. Ghobadian , Abby , Husband, Tom, (1990) , ***Measuring Total Productivity Using Production Functions***, Int.J.Prod. Res Vol.28 No.8
36. Guillo, Dolores, Maria (1999) ***On Terms of Trade and capital Accumulation*** , Review of International Economics, 7(2)
37. Gorg, Holger, Eric Strobl , (2001), Multinational Companies and Productivity Spillovers : A Meta Analysis , The Economic Journal , 111
38. Gemmell , Norman , (1996) , ***Evaluating the Impacts of human capital stocks and accumulation on Economic Growth : Some New Evidence*** , Oxford Bulletin of Economics and Statistics
39. Gutema , Paulos , Bekele , Mekonnen , (2004), ***Does Schooling Promote Economic Growth ?*** , African Development Bank
40. Haan , De, Jacob, Siermann, J.L.Klemens (1996), ***Political Instability, Freedom and Economic Growth. Some Further Evidence*** , The University of Chicago
41. Hedges, V. Larry, Olkin, Ingram (1985), ***Statistical Methods for Meta-Analysis***, Academic Press Inc.
42. Islam, Nazrul (1998), ***Growth Empirics :A Panel Data Approach-A Reply*** , The Quarterly Journal of Economics
43. Jimenez, Salinas , Mar, Del, Maria (2003), ***Efficiency and TFP Growth in the Spanish Regions: The Role of Human and Public Capital***, Growth and Change, Vol.34 No.2
44. Jimenez, Salinas, M.M. (2003), ***Technological Change Efficiency Gains and Capital Accumulation in Labour productivity growth and Convergence, : an Application to Spanish Regions***, Applied Economics 35

45. Kalyvitis, Sarantis, (2003), *Public Investment and Endogenous Growth with Empirical Evidence from Canada* , Scottish Journal of Political Economy Vol.50
46. Kelly, Trish (1997), *Public Expenditures and Growth*, Journal of Development Studies, Vol.34 No.1
47. Khan, S. Moshin , Kumar, S. Manmohan, (1997), *Public and Private Investment and Growth Process in Developing Countries*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics,59
48. Klenov , J. Peter , Clare Rodriduez Andres, *The Neoclassical Revival in Growth Economics : has it gone too far?* , University of Chicago
49. Kotorri,Mrika (2006), *The effects of Concentration and Efficiency on Performance : A Meta-Regression Analysis*, Master dissertation, Staffordshire University
50. Kulinskaya, Elena / Morgenthaler, Stephan / Staudte, Robert G.(2008), *A guide to calibrating and combining statistical evidence Wiley Series in Probability and Statistics*, Auflage
51. Le Vu Manh, Suruga Terukazu,(2005), *Foreign Direct Investment, Public Expenditure and Economic Growth: The Empirical Evidence for Period 1970-2001*, Applied Economics Letters, 12
52. Lin, Shuanglin,(2000) , *Government Debt and Economic Growth in an Overlapping Generations Model*, Southern Economics Journal 66(3)
53. Lin, Shuanglin, Song , Shungfeng (2002), *Urban Economic Growth in China: Theory and Evidence* , Urban Studies, Vol.39 No. 12
54. Lucas, E. Robert(1988), *On the mechanics of Economic Development*, Journal of Monetary Economics
55. Maddala, G.S. (2001), *Introduction to Econometrics*, University of Florida and Ohio university , MacMillan publishing company, 2nd edition

56. Mankiw, Romer, Weil (1992) *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, The quarterly Journal of Economics
57. Milbourne, R., Otto G, Voss, G. (2003) *Public Investment and Economic Growth*, Applied Economics , 2003
58. Miller, James, Nigel , Tsoukis Christopher, (2001), On the optimality for Public Capital for long run economic Growth: evidence from panel data , Applied Economics
59. Merikas Anna , (2000), *Trade Openness and Economic Growth Revisited*, the Journal of Applied Business Research
60. Mello De, R. Luiz (2002), *Public Finance ,government spending and Economic Growth :the Case of local governments in Brazil*, Applied Economics (34)
61. Mcdaniel , A. Michael, Rothotein, R. Hamah, Whetz, L. Debuah, (2006), *Publication Bias :A case Study of Four Vendors*, Personnel Psychology,
62. Paramo Gonzales Manuel Jose , Martinez Diego, (2003), *Convergence Across Spanish Regions: New Evidence on the Effect of Public Investment*, The Review of Regional Studies, Vol.33 No.2
63. Palma, De Andre, Lindsey, Robin (2000), *Private toll roads: Competition under various ownership regimes*, Annals of regional science 34:13-35
64. Piras, Romano , (2001), *Government Spending Composition in an Endogenous Growth model with congestion*, Metroeconomica , 52:1
65. Polin, Robert, Zhu Andong, (2006), *Inflation and Economic Growth: a Cross-Country non-linear analysis* , Journal of Post Keynesian Economics Vol.28 No.4
66. Peletier, D. Ben , (1998) , *Terms of Trade Effects on Endogenous Growth Rates in LDCs* , Oxford development Studies, Vol.26, No.3

67. Pugh, Geoff, Coric , Bruno, (2008), *The effects of exchange rate variability on international trade : A meta-regression analysis*, Applied Economics ,1-14
68. Robles, Sanchez, Blanca (1998), *Infrastructure Investment and growth :Some Empirical Evidence* , Contemporary Economic Policy Vol.XVI
69. Ramirez, D. Miguel, Nazmi, Nader (2003), *Public Investment and Economic Growth in Latin America :an Empirical test*, Review of Development Economics 7(1)
70. Roler, Hendrik, Lars , Waverman , Leonard(2001), *Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach* , The American Economic Review
71. Rose, K. Andrew, Stanley, T.D.,(2005), *A Meta-Analysis of the Effect of Common Currencies on International Trade*, Journal of Economic Surveys, Vol.19 No.3
72. Ramirez, D. Miguel (2000), *Public Capital Formation and Labor Productivity Growth in Chile* , Contemporary Economic Policy, Vol.18 No.2
73. Ramirez, D. Miguel(2007) *A Panel Unit Root and Panel Cointegration Testof the Complementary Hypothesis in the Mexican case: 1960-2001* , Economic Journal, (35)
74. Ram ,Rati ,(2001), *Government size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross –Section and Time- Series data* , The American Economic Review
75. Robert, M. Solow (1956) *"A Contribution to the Theory of Economic Growth"* Quarterly Journal of Economics. Vol. 70 (1) pp. 65-94.
76. Stata corp. (2007), *STATA base reference manual*, Q-Z, Release 10,A Stata press publication, StataCorp LP,College Station, Texas
77. Stanley, T.D. (2005), *Beyond Publication Bias*, Journal of Economic Surveys , Vol.19, No.3
78. Stanley, T.D. , (2008) , *Meta-Regression Methods for Detecting and Estimating Empirical Effects in the Presence of Publication Selection*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 70,1

79. Stanley, T.D., Jarrell, B. Stephen, (1989), *Meta-Regression analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys*, Blackwell Publishing
80. Schaltegger, A. Cristoph, Torgler Benno, (2006), *Growth effects of public expenditure on the state and local level:evidence from a sample of rich governments*, Applied Economics 38
81. Tanninen , Hannu (1999), *Income Inequality , government expenditures and growth*, Applied Economics , 31
82. Tharakan , Joe , (1999) , *Economic Growth and exchange rate uncertainty*, Applied Economics , 31
83. Yamarik Steven, (2006) , *Solow and the states : New evidence* ,Regional Studies , Vol.40 No.6
84. Wooldridge, Jeffrey , (2002), *Introductory Econometrics A Modern Approach*, Thomson