



WORKING PAPER č. 03/2011

Tradice, institucionální prostředí a růst

Štěpán Mikula & Michal Putna

červenec 2011



Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky
Research Centre for Competitiveness of Czech Economy

Řada studií Working Papers Centra výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky je vydávána s podporou projektu MŠMT výzkumná centra 1M0524.

ISSN 1801-4496

Vedoucí: prof. Ing. Antonín Slaný, CSc., Lipová 41a, 602 00 Brno,
e-mail: slany@econ.muni.cz, tel.: +420 549491111



TRADICE, INSTITUCIONÁLNÍ PROSTŘEDÍ A RŮST

Abstract:

States of eastern block have begun their journeys to market economies after the collapse of Soviet Union. Their different success, measured by GDP per capita growth, remains unexplained. This paper tries to explain these differences using hypothesis published by Bockstette, Chanda & Putterman (2002) which claims that state antiquity is a predictor of economic growth. However our results indicate that there is no relationship between state antiquity of states of former eastern block and their economic growth. Besides our results question robustness of empirical verification given by Bockstette et al. (2002).

Abstrakt:

Po pádu Sovětského svazu se země východního bloku vydaly s rozdílnými úspěchy na cestu transformace centrálně plánovaných na tržní ekonomiky. Jejich úspěšnost reprezentována vývojem (růsty) HDP na osobu zatím zůstává řádně nevysvětlena. Tento článek na tyto země aplikuje hypotézu publikovanou v Bockstette, Chanda & Putterman (2002) o vlivu tradice státnosti na ekonomický růst. Výsledky naznačují, že tradice státnosti nemá vliv na hospodářské růsty v období transformace. Ekonometrický model navíc zpochybňuje i robustnost (spolehlivost) původní verifikace hypotézy o obecné závislosti růstu na tradici státnosti.

Recenzoval:

prof. Ing. Antonín Slaný, CSc.

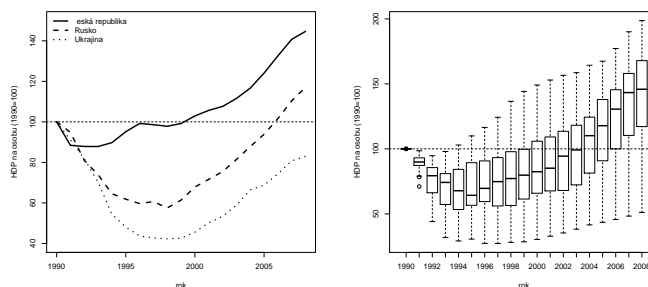
Úvod

Pád východního bloku na konci 80. let po sobě zanechal ve východní Evropě řadu ekonomik, které musely čelit výzvě ekonomické transformace. Ta znamenala demontáž centrálního plánování a následný vznik a vývoj tržního hospodářství. Výchozí podmínky jednotlivých ekonomik rozhodně nebyly shodné. Jednotlivé země se lišily jejich vyspělostí, množstvím a kvalitou přírodních zdrojů a lidského i fyzického kapitálu. V neposlední řadě se odlišovaly také ve struktuře ekonomik, institucionálním prostředí a politické nestabilitě často podmíněné etnickou heterogenitou.

Všechny tyto odlišnosti se jistě projeví i v následném vývoji ekonomik bývalého východního bloku, sledovaném optikou ekonomického růstu. Po propadu do transformační recese dosáhly některé ekonomiky poměrně rychle předchozí úrovně, kterou následně překonaly. Zotavování jiných ekonomik bylo naopak mnohem pozvolnější a některé se na původní ekonomickou úroveň stále nedostaly. To ilustrují i trajektorie vývoje české, ruské a ukrajinské ekonomiky na obrázku 1a. Rozdílné trajektorie vývoje jsou zjevné i na změnách rozdělení zachycených na obrázku 1b. Průměrná ekonomická úroveň se postupně dostává z transformační recese nad výchozí úroveň. Růst průměru je doprovázen rostoucím rozptylem. Takový vývoj lze interpretovat jako důsledek rozdílných trajektorií růstu.

Obrázek 1: Vývoj ekonomické úrovně v zemích východního bloku v letech 1990–2008

- (a) Vývoj ekonomické úrovně v České republice, Rusku a na Ukrajině. (b) Vývoj rozdělení ekonomické úrovně v zemích východního bloku v letech 1990–2008.



Data: [MADDISON \(2010\)](#)

Pro vysvětlení takto odlišného vývoje jednotlivých ekonomik je možno nalézt celou řadu vysvětlení. Cílem tohoto článku je na vývoj ve východním bloku aplikovat hypotézu, kterou formulovali [BOCKSTETTE, CHANDA & PUTTERMAN \(2002\)](#). Jádrem jejich práce je hypotéza, že růst ekonomik závisí na tradici státnosti. Tradice státnosti by přitom na růst měla působit přímo nebo zprostředkovaně. V tomto případě by tradice státnosti ovlivňovala blíže neidentifikované faktory, které by přímo působily na hospodářský růst.

[BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) předkládají dvě možná vysvětlení proč by tradice státnosti měla působit na ekonomický růst:

1. Delší tradice státnosti přináší větší zkušenosti (*learning-by-doing*) a větší množství odborníků. To podporuje efektivnější fungování státu a vyšší tempa ekonomického růstu.
2. Dlouhodobé fungování státu působí na vznik sítě neformálních institucí (smysl pro hierarchické řízení atd.), které opět podporují efektivní fungování státu.

První mechanismus je spíše popisem přímého působení na ekonomický růst, kdežto druhý hovoří spíše ve prospěch nepřímého působení.

Cílem tohoto článku je otestovat robustnost modelu proti změně zkoumaného vzorku a testovat hypotézu o vztahu tradice a růstu pro země východního bloku, které nebyly do původní studie zahrnuty.

V [1.](#) kapitole je popsána použitá metoda měření tradice státnosti a jsou zde zhodnocena získaná data pro země východního bloku. Druhá kapitola testuje vztah mezi tradicí státnosti a kvalitou vlády – existencí takového vztahu je vysvětlován její možný vliv na ekonomický růst. Třetí kapitola je potom věnována testování vlivu tradice státnosti na ekonomický růst. Závěrečná diskuse potom vytyčuje možný přístup k dalšímu výzkumu.

1 Měření tradice státnosti

Pro kvantifikaci vlivu „tradice státnosti“ na ekonomický růst, je potřeba najít způsob jak tuto tradici měřit. Měření podobných veličin je ze své podstaty nemožné nebo alespoň velmi problematické. [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) se s tímto problémem vypořádali způsobem, který je v literatuře hojně používán i kritizován – vytvořili index (*Index of State Antiquity – ISA*), který aproximuje tradici státnosti.

Při konstrukci indexu (*ISA*) jsou sledovány tři charakteristiky státu:¹

1. Existuje vláda nad úrovní kmene? (q_1)
2. Je tato vláda místního původu, zahraničního (kolonie) původu nebo se jedná o místní vládu závislou na zahraniční vládě (satelit)? (q_2)
3. Jakou část území moderního státu tato vláda kontroluje? (q_3)

Tyto tři charakteristiky jsou zjišťovány pro jednotlivá půlstoletí v období 1–1950. To odpovídá 39 hodnocením. Je logické očekávat, že historicky vzdálenější období bude mít menší dopad na současnost. Proto jsou jednotlivá období diskontována. Hodnota indexu pro n -tou zemi je získána podle rovnice (1):

$$ISA_n = \sum_{i=1}^N (q_1 + q_2 + q_3)(1 + \delta)^{-t} \quad (1)$$

Kde N je počet období, δ je koeficient snižující význam starších období a t je počet období které zbyvají do nejnovějšího období.²

[BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) experimentovali s různými hodnotami parametru δ . Pro testování vlivu na růst zvolili hodnotu 0.05 (proměnná *Statehist5*).³

Výsledný index je potom nanormován na škálu 0–1, kde 1 je hodnota označující největší tradici státnosti.⁴

[BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) vypočítali hodnoty indexu pro 104 zemí světa. Neuvádí ovšem, proč byly zvoleny právě tyto

¹Pro podrobnější popis včetně kódovacích hodnot viz [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#).

²Pokud je hodnoceno období 0–1950, potom pro půlstoletí 1901–1950 je $t = 0$.

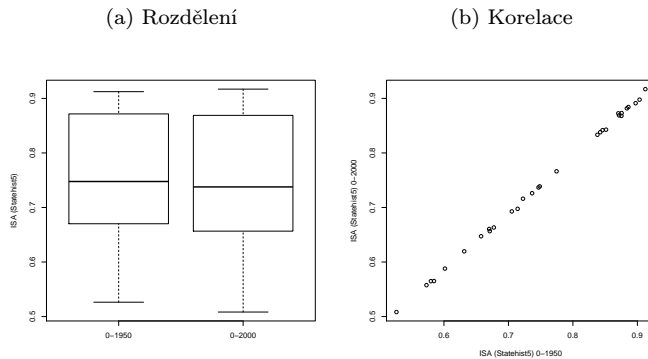
³Ostatním testovaným hodnotám δ odpovídají i další jména proměnných: $\delta = 0$ pro *Statehist0*; $\delta = 0.001$ pro *Statehist01*; $\delta = 0.01$ pro *Statehist1*; $\delta = 0.05$ pro *Statehist5*; $\delta = 0.1$ pro *Statehist10* a $\delta = 0.5$ pro *Statehist50*.

⁴Způsob výpočtu je podrobně popsán v [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#).

země – například zcela opominuli právě země východní Evropy. Při práci s těmito daty je tedy třeba mít na paměti, že je zde reálné riziko zkreslení analýzy výběrem vzorku (*selection bias*). Hodnoty indexu pro země východní Evropy jsou zde doplněny podle stejné metodiky a na základě stejných zdrojů, které používali [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#). Tabulky 4 a 5 obsahují hodnoty indexu kalkulované pro období 0–1950 a 0–2000.

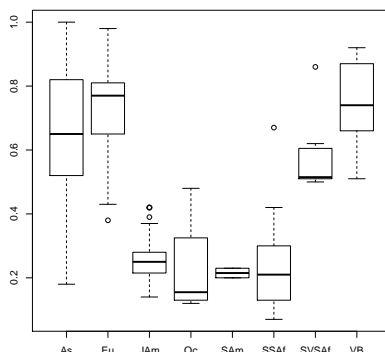
Rozšíření období pro které je index vypočítán nemá na jeho hodnoty zásadní vliv. Obrázek 2 ukazuje, že u zemí východního bloku nedošlo k výrazným změnám rozdělení indexů vypočítaných pro období 0–1950 a 0–2000. Navíc jsou oba indexy silně korelovány. Z tohoto důvodu je dále používán index vypočítaný podle původní metodologie – tedy s hodnotami za období 0–1950.

Obrázek 2: Rozdělení a korelace indexu *ISA* ve variantě *Statehist5* za období 0–1950 a 0–2000.



Hodnoty indexu *ISA* pro země východního bloku nabývají relativně vysokých hodnot (viz obrázek 3). Tato skutečnost však není příliš překvapující. Řada států východního bloku totiž leží na územích, která již od starověku ovládaly významné mocnosti – Římská říše, Byzanc, Persie nebo Osmanská říše. Na těchto územích tak existovaly státní útvary mnohem déle než například ve střední, severní nebo i západní Evropě.

Obrázek 3: Rozdělení hodnot *Statehist5* podle regionů.



As – Asie, Eu – Evropa (bez zemí východního bloku), JAm – Jižní Amerika, Oc – Oceánie, SAm – Severní Amerika, SSAf – Subsaharská Afrika, SVSAf – Blízký Východ a severní Afrika, VB – východní blok

Data: [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#); vlastní výpočty

2 Tradice státnosti a kvalita vlády

[BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) předpokládají, že s rostoucí tradicí státnosti by se měla díky zkušenostem zvyšovat i efektivita vlády a jejího aparátu. Efektivní fungování vlády by potom mělo v dlouhém období podporovat ekonomický růst.

Hypotézu o vztahu mezi kvalitou vlády a tradicí státnosti lze testovat za pomoci indexu *ISA* a indexů popisujících efektivitu fungování vlády a kvalitu byrokracie. Efektivnost fungování vlády je zde aproximována pomocí indexu *Government effectiveness (GE)*, který publikuje World Bank ([WORLD BANK, 2011](#)). Kvalitu byrokracie potom popisuje hodnocení PRS Group publikované v International Country Risk Guide (ICRG) ([PRS GROUP, 2010](#)) – použita byla proměnná *Bureaucracy Quality (BQ)*.⁵ Pro obě hodnocení platí, že vyšší bodová hodnota znamená vyšší kvalitu. Pokud by tedy platila hypotéza [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#), potom by musely být oba indexy pozitivně korelovány s *ISA*. (Hypotéza byla testována na datech pro rok 2000.)

V případě *GE* je korelace pro země původního vzorku významná s korelačním koeficientem $\rho = 0.426^{***}$ (viz obrázek

⁵Jedním ze zdrojů pro tvorbu *GE* je právě *BQ*.

4a).⁶ Test významnosti korelace však nepotvrdil existenci tohoto vztahu pro země východního bloku ($\rho = -0.018$).

Testování s daty *BQ* (viz obrázek 4b) dává obdobné výsledky. U původního vzorku zemí je tradice státnosti významně korelována s kvalitou byrokracie ($\rho = 0.420^{***}$), ale u zemí východního bloku je tento vztah opačný a nevýznamný ($\rho = -0.110$).

Pro korelace jak s *GE* tak s *BQ* platí, že zařazení zemí východního bloku do vzorku korelaci oslabuje – v případě *GE* na 0.235^{***} a v případě *BQ* na 0.289^{***}. To podporuje domněnku, že výsledky testování hypotézy, kterou vyslovili [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#), jsou silně závislé na výběru vzorku.

3 Vliv tradice státnosti na ekonomický růst

Vliv tradice státnosti na ekonomický růst testovali [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) s pomocí modelu konvergence odvozeného z modelu použitého v [MANKIW, ROMER & WEIL \(1992\)](#)⁷ (2) a jeho rozšířené verze (3):

$$GDP_G = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_I) + \beta_2 \log(I_I/GDP) + \beta_3 \log(n + g + \delta) + \beta_4 SCHOOL \quad (2)$$

$$GDP_G = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_I) + \beta_2 \log(I_I/GDP) + \beta_3 \log(n + \underbrace{g + \delta}_{=0.05}) + \beta_4 SCHOOL + \beta_5 ISA \quad (3)$$

Proměnné a zdroje dat jsou popsány v tabulce 1. Stejně modely jsou pro testování použity i v tomto článku. Model byl v obou variantách odhadnut pomocí OLS na datech zahrnujících země použité v [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#), všechny dostupné země a země východního bloku. Každá varianta byla navíc odhadnuta pro období 1960–1995 (období použité v [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#)), 1960–2005, 1960–1974, 1975–1989 a 1990–2005 (období transformace ekonomik východního bloku).

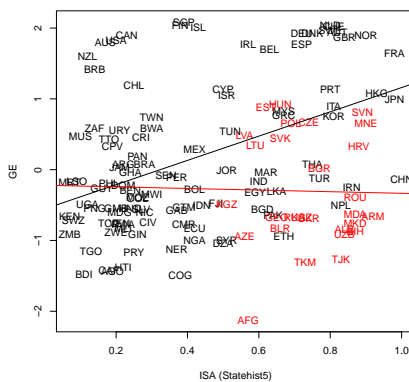
Odhady pro delší časová období (viz tabulka 2) s původní množinou zemí jsou srovnatelné s výsledky, které publikovali [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#). Na rozdíl od [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#) není významný vliv počáteční úrovně HDP na osobu a také (adjustovaný) koeficient determinace vykazuje nižší hodnoty. Tyto rozdíly mohou být odlišnostmi v použitých datech popřípadě rozdíly ve vzorku zemí. [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#)

⁶Všechny použité zkratky zemí jsou standardní ISO kódy.

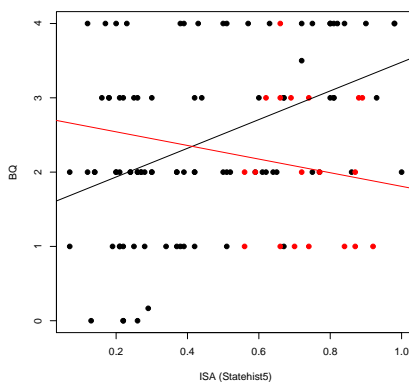
⁷[MANKIW et al. \(1992\)](#) používají $\log(SCHOOL)$ a jinou definici proměnné *SCHOOL*.

Obrázek 4: Vztah *ISA* a indikátorů kvality vlády a byrokracie pro rok 2000. (Původní země jsou vyznačeny černě a země východního bloku červeně.)

(a) Efektivita vlády (GE) pro původní vzo-
rek zemí.



(b) Kvalita byrokracie (BQ) pro všechny
země.



Data: [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#); [WORLD BANK \(2011\)](#); [PRS GROUP \(2010\)](#)

totiž model odhadovali pro vzorek 88 zemí (87 po očištění o vlivné pozorování) – hodnoty indexu *ISA* přitom vypočítali pro 104 zemí. My jsme pro odhady použili všechny země, pro které byla dostupná potřebná data (97 ze 104 zemí pro delší období).

Při testování dat pro kratší časové úseky byl systematicky významný pouze vliv podílu investic na HDP. To může být způsobeno vlivem hospodářského cyklu – velikost investic je silně procyklická. Pro odstranění vlivu hospodářského cyklu (*business-cycle bias*) byla z dat spojených z HDP nejdříve pomocí Hodrick-Prescottova filtru ($\lambda = 100$) získána trendová složka a ta byla následně použita pro výpočet vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných.⁸ Po této úpravě byly významné i odhady parametrů pro jiné vysvětlující veličiny – zejména pro $\log(n + \delta + g)$ a také pro *SCHOOL*. Vliv *ISA* byl významný pouze v období 1960–1974. Pokud by tradice státnosti měla vliv na vývoj a úroveň institucí, potom by se jednalo o očekávatelný výsledek. Instituce jsou obecně považovány za determinantu výkonu (růstu) v dlouhém období – pro delší časové úseky vyšel vliv *ISA* jako významný. Je možné, že patnáctileté úseky nepředstavují dostatečně dlouhé období pro prosazení vlivu tradice státnosti.

Při zvýšení počtu pozorování o země východního bloku (viz tabulka 3) došlo k významným změnám ve výsledcích modelu. V první řadě model nevyšel v základní formě (2) pro období 1960–1995 statisticky významný a v rozšířené formě (3) jen těsně přesáhl hranici významnosti $\alpha = 10\%$. Jako významný vyšel v obou případech pouze vliv podílu investic na HDP.

Možné vysvětlení těchto výsledků spočívá v periodě, pro kterou byl model odhadnut. Počátek 90. let totiž znamenal pro země východního bloku hluboký propad do transformační recese (viz obrázek 1), který mohl vnést do modelu konstruovaného pro „běžné fungování“ ekonomik nevysvětlitelné vlivy.⁹ Tomuto vysvětlení by odpovídaly i výsledky odhadů modelu pro období 1960–2005. Data pro toto období zahrnují nejen propad do hluboké transformační recese, ale také i následné ozdravování ekonomik. Pro toto období vychází model v obou variantách významný a významné jsou také všechny odhadnuté parametry. Adjustovaný koeficient determinace je ovšem oproti odhadům modelu na původním vzorku zemí nižší.

Odhady pro kratší časové úseky ukázaly především znač-

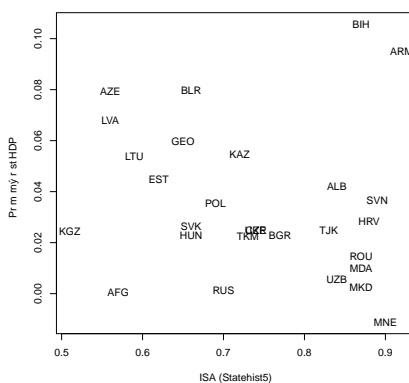
⁸Vyhlazena byla vždy celá dostupná časová řada. Potřebný výsek byl získán až následně.

⁹Pro řadu ekonomik zemí východního bloku jsou navíc dostupná data až po pádu komunismu. Zkrácení testovaného období na periodu 1960–1990 by tak přineslo zmenšení zkoumaného vzorku v podstatě na původní vzorek zemí.

nou citlivost modelu na výběr vzorku. Pro období 1960–1974 a 1975–1989 byl vzorek rozšířen o 6 respektive 7 zemí a výsledky odhadů jsou velmi odlišné. Menší roli zde zřejmě sehrálo zkrácení hospodářským cyklem – pro cyklicky očištěná i neočištěná data odhad identifikoval jako významné stejné vysvětlující proměnné. Významný vliv přisoudil *ISA* opět jenom v jediném případě – v období 1975–1989. Tedy v odlišném období než tomu bylo u původního vzorku zemí.

Zvláštní pozornost si zaslouží odhad pro poslední krátké období (1990–2005) – ten totiž pracuje s největším počtem zemí ($n = 117$) a také zachycuje období transformace. Pro tuto periodu nebyl vliv *ISA* identifikován jako významný. Na nevýznamnost vlivu tradice státnosti aproximované indexem *ISA* na hospodářské růsty zemí východního bloku v transformačním období ukazuje i obrázek 5. Ten zachycuje korelaci mezi hodnotami *ISA* a průměrným tempem cyklicky vyhlazeného HDP na osobu. Korelační koeficient pro tyto proměnné nabývá hodnoty -0.146 a test nezamítá hypotézu o jeho nevýznamnosti.

Obrázek 5: Korelace *ISA* s cyklicky očištěným průměrným růstem HDP na osobu. (Země východního bloku v období 1990–2005)



Data: [HESTON et al. \(2011\)](#); [BOCKSTETTE et al. \(2002\)](#); vlastní výpočty

Shrnutí a diskuse

BOCKSTETTE, CHANDA & PUTTERMAN (2002) přišli s hypotézou, která vysvětluje ekonomické růsty tradicí státnosti jednotlivých zemí. Svoji hypotézu podpořili ekonometrickým modelem odvozeným z MANKIW et al. (1992), kde k vysvětlujícím proměnným odvozeným ze Solowova modelu *ad hoc* přidávají proxy proměnou – index *ISA* reflektující tradici státnosti. Hodnoty *ISA* přitom zjišťovali pro 104 zemí světa, ale v regresi použili pouze 88 států. Výběr zemí pro kalkulaci *ISA* nijak nezdůvodňují a některé oblasti nechávají zcela bez povšimnutí – mezi jejich výběrem zemí například zcela chybí země východního bloku. Ve zkoumaném období se jistě nejednalo o standardní tržní ekonomiky, ale na druhou stranu to zjevně nebylo kritériem pro zařazení do vzorku – ten obsahuje například i Angolu nebo Čínu.

Cílem tohoto článku bylo rozšířit jejich analýzu o zkoumání vlivu zařazení zemí východního bloku do vzorku zkoumaných zemí. (Tedy *de facto* testování robustnosti odhadů původního modelu proti změně vzorku pozorování.) a především otestování centrální hypotézy o vlivu tradice státnosti na růst v případě zemí východního bloku v období transformace (1990–2005).

Replikace původního modelu a jeho rozšíření o země východního bloku jasně ukázala, že výsledky testování jsou silně závislé na výběru období a výběru zkoumaného vzorku. To znamená, že se závěry učiněnými BOCKSTETTE et al. (2002) je nutné v obecné rovině zacházet se značnou opatrností. Zhoršení vlastností modelu bylo způsobeno právě přidáním zemí východního bloku, pro které se zdá, že centrální hypotéza neplatí – cyklicky očištěný průměrný růst není v transformačním období korelován s *ISA* a ani s indikátory institucionální kvality.

Přes tyto negativní výsledky je práce BOCKSTETTE et al. (2002) mimořádně inspirativní a jejich hlavní myšlenka „*tradition matters*“ si zaslouží další pozornost. Zásadní vylepšení pro její aplikaci na vývoj zemí východního bloku by mohlo spočívat ve změně konstrukce *ISA*. Původní konstrukce zohledňuje extrémně dlouhé časové období, které způsobuje, že státy východního bloku mají vysoké hodnoty *ISA* – kontinuita instituce státu i populace je však v těchto zemích často sporná. Prvním bodem by tedy mělo být zmenšení časového rozsahu pro hodnocení.

Další možnou modifikací je i změna sledovaných kritérií (q_1, q_2, q_3) tak, aby zachycovaly nejen existenci forem vlády, ale i jejich kvalitu. Spolu s radikálním zmenšením zkoumané časové periody se sledování kvality stává reálným. Poslední možností rozvoje je opuštění sledování hospodářského růstu – který může

být tradicí státnosti ovlivňován pouze velmi zprostředkovaně – a zaměření se na sledování vývoje institucionálního prostředí.

Z tohoto hlediska se země východního bloku zdají být velmi dobrým vzorkem – vysvětlení i samotný popis chování institucionálního prostředí v transformujících se ekonomikách totiž v literatuře stále chybí.

Literatura

BARRO, R. J., & J.-W. LEE, 2010 A new set of educational attainment in the world, 1950–2010. NBER Working Paper.

BOCKSTETTE, V., A. CHANDA, & L. PUTTERMAN, 2002 States and markets: The advantage of an early start. *Journal of Economic Growth* : 347–369.

HESTON, A., R. SUMMERS, & B. ATEN, 2011 Penn world table version 7.0. Technical report, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.

HODRICK, R. J., & E. C. PRESCOTT, 1997 Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of money, credit and banking* **29**: 1–16.

MADDISON, A., 2010 Statistics on world population, gdp and per capita gdp, 1-2008 ad. On-line http://www.ggd.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls.

MANKIW, N. G., D. ROMER, & D. N. WEIL, 1992 A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics* **107**.

PRS GROUP, 2010 International country risk guide.

WORLD BANK, 2011 World databank. On-line: <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>.

Přílohy

Tabulka 1: Proměnné použité v rovnicích (2) a (3)

| | |
|-----------|---|
| GDP_G | Průměrné tempo růstu HDP na osobu v relevantním období (průměr prvních diferencí logaritmů proměnné $rgdpl$ z HESTON, SUMMERS & ATEN (2011)) |
| GDP_I | Počáteční ekonomická úroveň (proměnná $rgdpl$ z HESTON et al. (2011)) |
| I_I/GDP | Průměrný podíl investic na HDP za relevantní období (vypočteno z proměnné ci z HESTON et al. (2011)) |
| n | Průměrné tempo růstu populace za relevantní období (průměr prvních diferencí logaritmů proměnné POP z HESTON et al. (2011)) |
| g | Průměrné tempo růstu technologické úrovně. |
| δ | Průměrná míra depreciae kapitálu. ($g + \delta$ odhadují MANKIW et al. (1992) na 0.05) |
| $SCHOOL$ | Podíl populace ve věku 15–19 let navštěvující nějakou formu střední školy (BARRO & LEE, 2010) |
| ISA | Index tradice státnosti (BOCKSTETTE et al. (2002) a vlastní výpočty) |

Tabulka 2: Výsledky regresní analýzy pro původní státy.

| <i>const</i> | $\log(GDP_t)$ | $\log(I/GDP)$ | $\log(n + g + \delta)$ | <i>SCHOOL</i> | <i>ISA</i> | \bar{R}^2 |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|------------------------|---------------------|---------------------|-------------|
| Období 1960–1995 ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.076** (0.034) | -0.003 (0.002) | 0.019*** (0.003) | -0.023 (0.014) | 0.021** (0.009) | | 0.295*** |
| -0.033 (0.035) | -0.003 (0.002) | 0.017*** (0.003) | -0.005 (0.014) | 0.019** (0.009) | 0.021*** (0.006) | 0.375*** |
| Období 1960–2005 ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.100*** (0.031) | -0.004** (0.002) | 0.020*** (0.003) | -0.031** (0.012) | 0.023*** (0.008) | | 0.376*** |
| -0.056* (0.031) | -0.004** (0.002) | 0.018*** (0.003) | -0.014 (0.012) | 0.021*** (0.007) | 0.020*** (0.005) | 0.456*** |
| Období 1960–1974 ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.095 (0.058) | -0.002 (0.003) | 0.020*** (0.005) | -0.027 (0.021) | 0.010 (0.016) | | 0.152*** |
| -0.066 (0.060) | -0.002 (0.003) | 0.020*** (0.005) | -0.016 (0.022) | -0.008 (0.016) | 0.019 (0.012) | 0.168*** |
| Období 1975–1989 ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.085 (0.057) | -0.003 (0.003) | 0.019*** (0.005) | -0.027 (0.021) | 0.016 (0.013) | | 0.161*** |
| -0.060 (0.059) | -0.003 (0.003) | 0.019*** (0.005) | -0.016 (0.022) | 0.008 (0.016) | 0.018 (0.012) | 0.174*** |

| <i>const</i> | $\log(GDP_i)$ | $\log(I/GDP)$ | $\log(n+g+\delta)$ | <i>SCHOOL</i> | <i>ISA</i> | \bar{R}^2 |
|---|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|-------------|
| Období 1990–2005 ($n = 94$) | | | | | | |
| -0.112** (0.051) | -0.000 (0.003) | 0.020*** (0.005) | -0.030 (0.019) | 0.002 (0.011) | | 0.184*** |
| -0.088 (0.053) | -0.000 (0.003) | 0.020*** (0.005) | -0.020 (0.020) | -0.002 (0.011) | 0.017 (0.010) | 0.198*** |
| Období 1960–1974, cyklicky očištěná data ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.105** (0.042) | -0.003 (0.003) | 0.021*** (0.004) | -0.033** (0.015) | 0.012 (0.013) | | 0.243*** |
| -0.083* (0.044) | -0.003 (0.002) | 0.021*** (0.004) | -0.024 (0.016) | 0.012 (0.010) | 0.015* (0.008) | 0.259*** |
| Období 1975–1989, cyklicky očištěná data ($n = 97$) | | | | | | |
| -0.099** (0.042) | -0.004 (0.003) | 0.020*** (0.004) | -0.033** (0.015) | 0.016 (0.010) | | 0.256*** |
| -0.079* (0.043) | -0.004 (0.003) | 0.020*** (0.004) | -0.025 (0.016) | 0.014 (0.010) | 0.014 (0.008) | 0.268*** |
| Období 1990–2005, cyklicky očištěná data ($n = 94$) | | | | | | |
| -0.097** (0.040) | -0.003 (0.002) | 0.019*** (0.004) | -0.031** (0.015) | 0.018** (0.009) | | 0.270*** |
| -0.078* (0.042) | -0.003 (0.002) | 0.019*** (0.004) | -0.016 (0.022) | 0.014* (0.009) | 0.013 (0.008) | 0.282*** |

Tabulka 3: Výsledky regresní analýzy pro původní státy.

| <i>const</i> | $\log(GDP_i)$ | $\log(I/GDP)$ | $\log(n + g + \delta)$ | <i>SCHOOL</i> | <i>ISA</i> | \bar{R}^2 |
|---|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------|-------------------|-------------|
| Období 1960–1995 ($n = 112$) | | | | | | |
| Přidané země: Afghánistán, Albánie, Arménie, Azerbájdžán, Bělorusko, Bosna a Hercegovina, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Estonsko, Gruzie, Maďarsko, Kazachstán, Kyrgyzstán, Litva, Lotyšsko, Makedonie, Moldávie, Černá Hora, Polsko, Rumunsko, Rusko, Slovensko, Slovinsko, Tádžikistán, Turkmenistán, Ukrajina, Uzbekistán. (Stejně státy byly přidány i pro období 1960–2005.) | | | | | | |
| –0.051 (0.085) | –0.005 (0.005) | 0.025** (0.010) | –0.008 (0.034) | 0.001 (0.004) | | 0.034 |
| –0.092 (0.095) | –0.005 (0.005) | 0.010*** (0.010) | –0.037 (0.037) | 0.003 (0.004) | 0.017 (0.018) | 0.039* |
| Období 1960–2005 ($n = 112$) | | | | | | |
| –0.110*** (0.028) | –0.005*** (0.002) | 0.018*** (0.003) | –0.045*** (0.011) | 0.003*** (0.001) | | 0.326*** |
| –0.085*** (0.031) | –0.005*** (0.002) | 0.017*** (0.003) | –0.035*** (0.013) | 0.003*** (0.001) | 0.011* (0.006) | 0.342*** |
| Období 1960–1974 ($n = 98$) | | | | | | |
| Přidané země: Afghánistán, Albánie, Bulharsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko | | | | | | |
| –0.135*** (0.042) | –0.003 (0.002) | 0.028*** (0.004) | –0.042** (0.016) | 0.001 (0.002) | | 0.383*** |
| –0.122*** (0.044) | –0.003 (0.002) | 0.027*** (0.004) | –0.036** (0.017) | 0.001 (0.002) | 0.008 (0.008) | 0.218*** |

| <i>const</i> | $\log(GDP_i)$ | $\log(I/GDP)$ | $\log(n+g+\delta)$ | <i>SCHOOL</i> | <i>ISA</i> | \bar{R}^2 |
|---|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------|
| Období 1975–1989 ($n = 104$) | | | | | | |
| Přidané země: Afghánistán, Albánie, Bulharsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko, Slovensko | | | | | | |
| -0.094** (0.046) | -0.008*** (0.003) | 0.016*** (0.006) | -0.049*** (0.016) | 0.008** (0.003) | | 0.189*** |
| -0.053 (0.047) | -0.008*** (0.003) | 0.013** (0.006) | -0.033* (0.017) | 0.008** (0.003) | 0.024** (0.009) | 0.234*** |
| Období 1990–2005 ($n = 117$) | | | | | | |
| Přidané země: Afghánistán, Albánie, Arménie, Ázerbájdžán, Bělorusko, Bosna a Hercegovina, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Estonsko, Gruzie, Maďarsko, Kazachstán, Kyrgyzstán, Litva, Lotyšsko, Makedonie, Moldávie, Černá Hora, Polsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko, Tádžikistán, Turkmenistán | | | | | | |
| -0.132*** (0.028) | -0.003* (0.002) | 0.019*** (0.005) | -0.043*** (0.009) | 0.003 (0.002) | | 0.275*** |
| -0.130*** (0.053) | -0.003* (0.003) | 0.019*** (0.005) | -0.043*** (0.020) | 0.003 (0.004) | 0.001 (0.011) | 0.268*** |
| Období 1960–1974, cyklicky očištěná data ($n = 98$) | | | | | | |
| -0.127*** (0.041) | -0.005** (0.002) | 0.026*** (0.004) | -0.045*** (0.015) | 0.001 (0.002) | | 0.364*** |
| -0.113*** (0.042) | -0.005** (0.002) | 0.025*** (0.004) | -0.039** (0.016) | 0.001 (0.002) | 0.009 (0.008) | 0.367*** |
| Období 1975–1989, cyklicky očištěná data ($n = 104$) | | | | | | |
| -0.077* (0.041) | -0.006** (0.003) | 0.017*** (0.004) | -0.037** (0.015) | 0.008*** (0.003) | | 0.210*** |
| -0.038 (0.042) | -0.006** (0.002) | 0.014*** (0.005) | -0.022 (0.015) | 0.008*** (0.003) | 0.023*** (0.008) | 0.259*** |

| <i>const</i> | $\log(GDP_t)$ | $\log(I/GDP)$ | $\log(n+g+\delta)$ | <i>SCHOOL</i> | <i>ISA</i> | \bar{R}^2 |
|--|---------------------|---------------------|----------------------|------------------|------------------|-------------|
| Období 1990–2005, cyklicky očistěná data ($n = 117$) | | | | | | |
| -0.140*** (0.027) | -0.004** (0.002) | 0.016*** (0.005) | -0.052*** (0.009) | 0.003 (0.002) | | 0.323*** |
| -0.133*** (0.029) | -0.004** (0.006) | 0.016*** (0.005) | -0.050*** (0.010) | 0.003 (0.002) | 0.004 (0.006) | 0.319*** |

Tabulka 4: Hodnoty indexu *ISA* za období 0–1950 pro země východního bloku.

| | <i>Statehist0</i> | <i>Statehist01</i> | <i>Statehist1</i> | <i>Statehist5</i> | <i>Statehist10</i> | <i>Statehist50</i> |
|-----|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| AFG | 0.37 | 0.37 | 0.41 | 0.57 | 0.71 | 0.90 |
| ALB | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.85 | 0.89 |
| ARM | 0.93 | 0.93 | 0.93 | 0.92 | 0.91 | 0.89 |
| AZE | 0.37 | 0.38 | 0.41 | 0.56 | 0.69 | 0.83 |
| BLR | 0.49 | 0.49 | 0.53 | 0.66 | 0.76 | 0.83 |
| BIH | 0.86 | 0.86 | 0.86 | 0.87 | 0.88 | 0.91 |
| BGR | 0.63 | 0.63 | 0.66 | 0.77 | 0.83 | 0.89 |
| HRV | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.89 |
| CZE | 0.56 | 0.56 | 0.60 | 0.74 | 0.83 | 0.90 |
| EST | 0.43 | 0.44 | 0.47 | 0.62 | 0.74 | 0.89 |
| GEO | 0.47 | 0.47 | 0.51 | 0.65 | 0.75 | 0.83 |
| HUN | 0.47 | 0.48 | 0.52 | 0.66 | 0.77 | 0.89 |
| KAZ | 0.55 | 0.56 | 0.59 | 0.72 | 0.81 | 0.85 |
| UNK | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.86 |
| KGZ | 0.32 | 0.32 | 0.36 | 0.51 | 0.65 | 0.83 |
| LVA | 0.36 | 0.37 | 0.40 | 0.56 | 0.71 | 0.87 |
| LTU | 0.37 | 0.38 | 0.42 | 0.59 | 0.74 | 0.91 |
| MKD | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.86 | 0.89 |
| MDA | 0.86 | 0.86 | 0.86 | 0.87 | 0.88 | 0.87 |
| MNE | 0.89 | 0.89 | 0.89 | 0.90 | 0.91 | 0.95 |
| POL | 0.48 | 0.48 | 0.53 | 0.69 | 0.83 | 0.94 |
| ROU | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.93 |
| RUS | 0.48 | 0.49 | 0.53 | 0.70 | 0.84 | 0.99 |
| SRB | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.88 | 0.90 | 0.95 |
| SVK | 0.49 | 0.49 | 0.53 | 0.66 | 0.77 | 0.89 |
| SLO | 0.89 | 0.89 | 0.89 | 0.89 | 0.88 | 0.88 |
| TJK | 0.83 | 0.83 | 0.83 | 0.83 | 0.83 | 0.83 |
| TKM | 0.56 | 0.56 | 0.60 | 0.73 | 0.82 | 0.85 |
| UKR | 0.58 | 0.59 | 0.62 | 0.74 | 0.82 | 0.85 |
| UZB | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.85 | 0.86 |

Tabulka 5: Hodnoty indexu *ISA* za období 0–2000 pro země východního bloku.

| | <i>Statehist0</i> | <i>Statehist01</i> | <i>Statehist1</i> | <i>Statehist5</i> | <i>Statehist10</i> | <i>Statehist50</i> |
|-----|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| AFG | 0.38 | 0.38 | 0.42 | 0.58 | 0.73 | 0.91 |
| ALB | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.85 | 0.86 | 0.93 |
| ARM | 0.93 | 0.93 | 0.92 | 0.91 | 0.90 | 0.87 |
| AZE | 0.38 | 0.39 | 0.42 | 0.57 | 0.70 | 0.83 |
| BLR | 0.50 | 0.50 | 0.54 | 0.67 | 0.77 | 0.83 |
| BIH | 0.86 | 0.86 | 0.87 | 0.88 | 0.88 | 0.91 |
| BGR | 0.64 | 0.64 | 0.67 | 0.77 | 0.84 | 0.90 |
| HRV | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.90 |
| CZE | 0.57 | 0.57 | 0.61 | 0.75 | 0.84 | 0.90 |
| EST | 0.44 | 0.45 | 0.48 | 0.63 | 0.75 | 0.87 |
| GEO | 0.48 | 0.48 | 0.52 | 0.66 | 0.76 | 0.83 |
| HUN | 0.49 | 0.49 | 0.53 | 0.67 | 0.78 | 0.90 |
| KAZ | 0.56 | 0.56 | 0.60 | 0.72 | 0.81 | 0.84 |
| UNK | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.85 | 0.88 |
| KGZ | 0.33 | 0.34 | 0.37 | 0.53 | 0.67 | 0.83 |
| LVA | 0.37 | 0.38 | 0.42 | 0.58 | 0.72 | 0.86 |
| LTU | 0.39 | 0.39 | 0.43 | 0.60 | 0.75 | 0.88 |
| MKD | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.93 |
| MDA | 0.86 | 0.86 | 0.86 | 0.87 | 0.87 | 0.86 |
| MNE | 0.89 | 0.89 | 0.89 | 0.90 | 0.91 | 0.97 |
| POL | 0.49 | 0.49 | 0.54 | 0.71 | 0.84 | 0.93 |
| ROU | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.88 | 0.92 |
| RUS | 0.49 | 0.50 | 0.54 | 0.71 | 0.86 | 1.00 |
| SRB | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.89 | 0.90 | 0.94 |
| SVK | 0.50 | 0.50 | 0.54 | 0.68 | 0.78 | 0.90 |
| SLO | 0.90 | 0.90 | 0.90 | 0.90 | 0.89 | 0.92 |
| TJK | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.86 |
| TKM | 0.57 | 0.57 | 0.61 | 0.74 | 0.83 | 0.87 |
| UKR | 0.59 | 0.59 | 0.63 | 0.75 | 0.83 | 0.87 |
| UZB | 0.84 | 0.84 | 0.84 | 0.85 | 0.85 | 0.88 |