

Poptávka po kapitálu v tranzitivních ekonomikách¹

Václava PÁNKOVÁ*

Demand for Capital in Transition Economies

Abstract

Demand for foreign investment can create a financial gap characterising a lack of home resources. Harrod-Domar model gives a benchmark but the gap can be smaller what can be tested under an assumption of non-zero elasticity of substitution of domestic for foreign capital. New capital is characterised by capital mobility. A more open capital account implies a higher productive performance but for strong economies only. An approach based on a Feldstein-Harioka hypothesis is used to quantify a measure of capital mobility by econometric models. Technique of panel data regressions is briefly mentioned as a tool which helps to solve the problem of not sufficiently long individual time – series. Analysis of twelve European transition economies is performed.

Keywords: *foreign capital demand, capital mobility, transition economies, panel data*

JEL Classification: C23, F43, G31

Úvod

Evropské tranzitivní ekonomiky mají zájem o získání co největšího objemu zahraničních investic. Rozšiřování výrobního potenciálu je cestou ke zvyšování ekonomické výkonnosti a není v silách těchto zemí učinit tak z vlastních finančních zdrojů. Rozdíl mezi potřebou výrobního kapitálu a domácími finančními možnostmi vytváří finanční mezeru, kterou lze kvantifikovat vztahy popsány v části 1. Vztahy budou ověřeny na panelových datech pro dvanáct tranzitivních ekonomik pomocí technik upřesněných v odstavci 3.

* doc. RNDr. Václava PÁNKOVÁ, CSc. Vysoká škola ekonomická, Fakulta informatiky a statistiky, Katedra ekonometrie, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika, e-mail:

Dalším faktorem významně ovlivňujícím ekonomický růst je mobilita kapitálu. Tomuto fenoménu bude věnována část 2, uvádějící formulaci a interpretaci modelu pro testování stupně kapitálové mobility. Odhady budou provedeny ze stejných datových zdrojů jako v případě poptávky po kapitálu.

Panelová data jsou v kontextu ekonometrických analýz svébytnou kategorií, která umožňuje nahlédnout současně do struktury i dynamiky studovaných ekonomických jevů. Mohou se ale stát i pomůckou při zkoumání událostí, ke kterým chybí dostatečně dlouhé časové řady, avšak vyskytují se paralelně v podobných vývojových situacích. To je příklad tranzitivních ekonomik. Řady ukazatelů, zejména ročních, nedovolují kvalitní individuální zkoumání, avšak sdružením údajů z několika analogických ekonomik vytvoříme datový soubor umožňující rozumnou statistickou verifikaci výsledků.

1. Poptávka po zahraničním kapitálu

Základem pro zkoumané vztahy je klasický dvoumezerový růstový model Harroda a Domara, předpokládající výrobu podle produkční funkce s konstantními výnosy z rozsahu a konstantní poměr kapitálu K vzhledem k celkovému výstupu (HDP) Y : $K = k \cdot Y$; pro investice I v daném roce pak z toho plyne $I = k \cdot \Delta Y$, přičemž úspory jako jeden z hlavních zdrojů investic budou $S = s \cdot Y$, kde s je mezní sklon k úsporám.

Vezmeme-li v úvahu aktuální stav HDP Y^0 a žádoucí stav téže veličiny Y^* , je třeba získat investice na úrovni

$$I^* = k(Y^* - Y^0)$$

a tomu by odpovídaly úspory

$$S^* = s \cdot Y^*$$

Chybějící finanční zdroje mohou být získány ve formě zahraničních investic, přičemž potřebnou částku P^* pak určíme vztahem

$$P^* = I^* - S^* = k(Y^* - Y^0) - sY^*$$

Tento vztah zároveň definuje první mezeru.

Předpokládejme dále, že celkový kapitál je součtem kapitálu domácího Kd a kapitálu zahraničního Km . Pak bude

$$K = Kd + Km, \quad Kd = \nu \cdot Km, \quad K = (1 + \nu)Km$$

a tedy také

$$Km = (1/(1 + \nu)) \cdot K = \lambda K = \lambda(kY) = \varphi Y$$

když jsme postupně položili $\lambda = 1/(1 + \nu)$ a $\varphi = \lambda \cdot k$

Podobně jako byla odvozena investiční funkce, je možné stanovit množství zahraničního kapitálu, které je žádoucí importovat jako

$$Km^* = \phi \Delta Y = \phi(Y^* - Y^0)$$

Tento import je možné obecně zajistit nejen formou zahraničních investic, ale i pomocí vlastních zdrojů. K tomu pak bude zapotřebí zahraniční měna získaná díky realizovanému exportu. O exportní funkci X lze předpokládat

$$X = X(t), \text{ přičemž } dX/dt > 0$$

Množství zahraniční měny F^* , které se ekonomice nedostává z vlastních zdrojů a je žádoucí jej získat ze zahraničí, je pak dáno vztahem

$$F^* = Km^* - X = \phi(Y^* - Y^0) - X$$

Tím je definována druhá mezera modelu. Větší z obou mezer

$$G = \max\{P^*, F^*\} \quad (1.1)$$

pak udává potřebný objem zahraničního kapitálu.

Výše odvozené vztahy (podrobněji např. [5]) jsou založeny na předpokladu, že dovezený a domácí kapitál se vyskytují v pevném poměru bez možnosti vzájemné substituce. Nenulová pružnost substituce σ mezi oběma druhy kapitálu by vytvářela možnost nahradit zahraniční (a patrně dražší) kapitál domácím, pokud by se tento ukázal být efektivnější. Za takových okolností by finanční mezera mohla být i menší než G udané vztahem (1.1).

Kvantifikaci veličiny σ navrhuje C. Michalopoulos [6] na základě následujících vztahů. Předpokládejme, že celkový výstup ekonomiky Y je funkcí kapitálu K a práce L ve smyslu CES produkční funkce

$$Y = \gamma[\alpha K^{-\rho} + (1 - \alpha)L^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

v níž γ , α , ρ jsou parametry a kde K lze nahlížet jako

$$K = [\delta K d^{-\theta} + (1 - \delta)Km^{-\theta}]^{-1/\theta} \quad (1.2)$$

Pro mezní míru substituce MMS cizího kapitálu domácím, obecně definovanou jako podíl mezních produktivit domácího, resp. zahraničního kapitálu, lze z (1.2) odvodit

$$MMS = \frac{\delta}{1 - \delta} \left(\frac{Kd}{Km} \right)^{1+\theta} \quad (1.3)$$

a ze standardních vztahů duality produkčních a nákladových funkcí (viz např. [8]) je také

$$MMS = \frac{Pd}{Pf} \quad (1.4)$$

když Pd , resp. Pf , označuje domácí, resp. zahraniční ceny kapitálu.

Spojením (1.3) a (1.4) dostaneme v bodě optima

$$\frac{Pd}{Pf} = \frac{\delta}{1 - \delta} \left(\frac{Kd}{Km} \right)^{1+\theta}$$

a tedy pro optimální poměr mezi zahraničním a domácím kapitálem vztah

$$\frac{Km}{Kd} = \left(\frac{1 - \delta}{\delta} \right)^{1/(1+\theta)} \left(\frac{Pd}{Pf} \right)^{1/(1+\theta)}$$

nebo

$$\ln(Km / Kd) = \beta + \sigma \ln(Pd / Pf) \quad (1.5)$$

$$\text{při } \beta = \frac{1}{1 + \theta} \ln \left(\frac{1 - \delta}{\delta} \right), \quad \sigma = \frac{1}{1 + \theta}$$

Získáme-li odhadem parametrů v rovnici (1.5) $\hat{\sigma}$ statisticky významně odlišné od nuly, jedná se o informaci, že mezi oběma druhy kapitálu existuje nenulová pružnost substituce a finanční mezera charakterizující nedostatek finančních zdrojů pro pořízení kapitálu pak může být menší než ukazuje (1.1).

2. Mobilita kapitálu

Stále více jednotlivců i firem považuje za výhodné investovat mimo hranice své země. Tak vzniká fenomén, o kterém se hovoří jako o *mobilitě kapitálu*. Úroveň mobility kapitálu má obecně pozitivní vliv na ekonomický růst, ale je empiricky doloženo, že takto profitují ekonomiky až po dosažení určitého stupně ekonomického rozvoje. Země nepatřící k nejrozvinutějším jsou především příjemci kapitálu a jejich vlády mají snahu podporovat vstup zahraničních investorů a udržet investice v domácím prostředí.

Stupeň mobility kapitálu může být testován zkoumáním vztahů korelace mezi ukazateli míry úspor a mírou investic, přičemž základní postulát (viz např. [1]) je: při perfektní kapitálové mobilitě jsou míra investic a míra domácích úspor navzájem nezkorelované veličiny.

V praxi to znamená zkoumat parametry vztahu

$$\frac{I}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{S}{Y_t} + u_t \quad (2.1)$$

kde I jsou investice, S úspory a Y představuje HDP. Hodnota parametru β_1 svědčí o tím vyšší kapitálové mobilitě, čím blíže má k nulové hodnotě. Vztah (2.1) lze vyjádřit poněkud sofistikovaněji pomocí mechanismu korekce chyb (ECM) ve tvaru

$$\Delta \frac{I}{Y_t} = \alpha + \beta \Delta \frac{S}{Y_t} + \gamma \left(\frac{S}{Y_{t-1}} - \frac{I}{Y_{t-1}} \right) + \delta \frac{S}{Y_{t-1}} + u_t \quad (2.2)$$

s následující interpretací. Parametr β reprezentuje v průměru společný pohyb investic a úspor a je ukazatelem krátkodobým. Korigující člen rovnice charakterizuje zkoumaný vztah dlouhodobě; je-li $\gamma = 0$, pak investice a úspory nejsou kointegrované, což je známkou kapitálové mobility. Dlouhodobě pak, za předpokladu ustálených hodnot všech proměnných, dostaneme rovnovážnou úroveň

$$\alpha + \gamma \left(\frac{S}{Y} - \frac{I}{Y} \right) + \delta \frac{S}{Y} = 0 \quad (2.3)$$

Je-li ve (2.3) $\delta = 0$, člen $\left(\frac{S}{Y} - \frac{I}{Y} \right)$ představuje časovou řadu stacionární vzhledem k hodnotě $\frac{\alpha}{\gamma}$ a odpovídající kointegrační vektor je $(1, -1)'$. Pokud $\delta \neq 0$,

$\left(\frac{S}{Y} - \frac{I}{Y} \right)$ je nestacionární a kointegrační vektor má složky $(1 + \delta/\gamma, -1)$.

V případě otevřené ekonomiky lze očekávat nízké hodnoty parametrů β a γ . Na druhé straně, nízká kapitálová mobilita by měla vyústit do vyšších hodnot β , γ , když současně α a δ mají blízko k nule.

3. Panelová data a jejich zpracování

Pro účely zmíněné v úvodu článku bude s velkou pravděpodobností k dispozici taková struktura panelových dat, kde časový rozsah T je malý a pro počet zkoumaných jednotek n platí $n > T$. Tento fakt již předurčuje, ve kterém okruhu poměrně rozsáhlé nabídky způsobů odhadů z panelových dat mají být hledány

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \dots & X_{i1}^k \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \dots & X_{i2}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \dots & X_{iT}^k \end{bmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix}$$

kde

y_{it} – vysvětlovaná proměnná příslušející jednotce i a času t ,

$X_{it}^j \dots$ – hodnota j -té vysvětlující proměnné ($j = 1, 2, \dots, k$) pro i -tou jednotku v čase t ,

$\varepsilon_{it} \dots$ – náhodná složka rovnice pro jednotku i v čase t ,

$i = 1, 2, \dots, n, t = 1, 2, \dots, T$.

Pro stručnost zápisu použijeme obvyklé značení

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

kde

y – vektor rozměru nT ,

X – matice $nT \times k$,

ε – vektor s počtem složek nT .

Relevantní standardní lineární model pak formulujeme vztahem

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3.2)$$

když

$$\beta = [\beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_k]$$

Pokud náhodná složka modelu (3.2) splňuje odpovídající předpoklady, můžeme vektor parametrů β odhadnout i *metodou nejmenších čtverců* (MNČ). Znamená to ovšem ignorovat skutečnost, že n individuálních pozorování T -krát není totéž jako nT individualit.

U případu, kterým se zde zabýváme, lze předpokládat, že s velkou pravděpodobností bude

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$$

kde η_{it} není korelováno s X_{it} a α_i reprezentuje individuální efekt. Tím je myšlena skutečnost, že dvě časově různá pozorování téže jednotky si budou více podobná než údaje o dvou různých jednotkách ve stejném čase.

Individuální efekt se obecně rozlišuje na dva případy:

(i) α_i není korelováno s X_{it} ; (ii) α_i je korelováno s X_{it} .

V praxi každý z obou případů představuje krajnost, které zpravidla není dosaženo. Empirické poznatky ukazují, že vyjdeme-li z předpokladu (i), mohou být odhadnuté parametry vychýlené směrem nahoru, zatímco předpoklad (ii) spíše povede k vychýlení odhadů směrem dolů. Volba mezi (i) a (ii) znamená volit mezi rozdílnými skupinami metod a rozhodnutí je možné podpořit provedením vhodných testů (např. test Wu-Hausmanův, viz např. [4]).

Metody spojené s případem (ii) vyžadují transformaci dat na difference; to při naší struktuře pozorování nebude možné, proto se omezíme na variantu (i).

Odhady typu *between*

Vektor parametrů β je odhadován pomocí MNČ z rovnice

$$\bar{y}_i = \bar{X}_i \beta + u_i^B$$

kde $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ a $\bar{X}_i$ je definováno analogicky. Pro maticový zápis bude vhodné zavést matici D rozměru $nT \times n$, která obsahuje nula – jedničkové (*dummy*) proměnné korespondující s každou z n jednotek souboru. Parametr typu *between* je pak odhadnut pomocí estimátoru

$$\hat{\beta}_B = (X' P_D X)^{-1} X' P_D y \quad (3.3)$$

kde $P_D = D(D'D)^{-1} D'$ je symetrická idempotentní matice.

Odhady typu *within*

Jedná se o estimátor

$$\hat{\beta}_W = (X' M_D X)^{-1} X' M_D y \quad (3.4)$$

kde $M_D = I_{nT} - D(D'D)^{-1} D'$ je rovněž symetrická idempotentní matice. Výraz (3.4) je shodný s aplikací MNČ na rovnici

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta + u_{it}^W$$

(podrobnosti např. [4]).

Odhady zobecněnou metodou nejmenších čtverců

Tato metoda probíhá ve dvou krocích: v prvním je odhadována kovarianční matice vektoru náhodných složek modelu, ve druhém je znalost kovarianční struktury použita k vyjádření odhadu vektoru parametrů β modelu.

K provedení prvního kroku nejprve formalizujeme

$$E(\eta) = 0, \quad E(\eta\eta') = \sigma_\eta^2 I_{nT}, \quad E(\alpha_i) = 0, \quad E(\alpha_i \alpha_j) = 0 \\ \text{pro } i \neq j, \quad E(\alpha_i \alpha_i) = \sigma_\alpha^2, \quad E(\alpha_i \eta_{jt}) = 0$$

Za těchto předpokladů má každá z n jednotek kovarianční matici rozměru $T \times T$

$$\Sigma = E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_\eta^2 I_T + \sigma_\alpha^2 i i' = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 \end{bmatrix}$$

v níž i (ne na úrovni indexu) je T -rozměrný vektor jedniček. Datům ze schématu (3.1) a modelu (3.2) pak bude odpovídat kovarianční matice

$$\Omega = I_n \otimes \Sigma = E(\varepsilon \varepsilon') = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Sigma & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Sigma \end{bmatrix}$$

Pro inverzi blokově diagonální matice Ω pak bude třeba zjistit

$$\Sigma^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_\eta} \left[I_T - \left(\frac{1-\theta}{T} i i' \right) \right]$$

kde

$$\theta = \sqrt{\frac{\sigma_\eta^2}{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2}} \quad (3.5)$$

je veličina, kterou v prvním kroku najdeme odhadem.

V druhém kroku pak použijeme MNČ na data $\tilde{y}$ a $\tilde{X}$ získaná transformací

$$\bar{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i + \theta \bar{y}_i, \quad \bar{X}_{it} = X_{it} - \bar{X}_i + \theta \bar{X}_i \quad (3.6)$$

Pokud máme k dispozici odhady typu *between* s rezidui $\hat{u}^B$ a odhady typu *within* s rezidui $\hat{u}^W$, můžeme do (2.5) dosadit

$$\hat{\sigma}_\eta^2 = \frac{1}{nT - nk - n} \hat{u}^{W'} \hat{u}^W, \quad \hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_B^2 - \frac{\hat{\sigma}_\eta^2}{T}, \quad \hat{\sigma}_B^2 = \frac{\hat{u}^{B'} \hat{u}^B}{n - k}$$

čímž získáme hledané $\hat{\theta}$.

Všimněme si ještě že estimátor získaný pomocí MNČ z (3.2) můžeme rozepsat jako

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y = (X'X)^{-1} (X'M_D y + X'P_D y) = (X'X)^{-1} X'M_D X \hat{\beta}_W + (X'X)^{-1} X'P_D X \hat{\beta}_B.$$

Je to tedy vážený součet estimátorů *within* a *between*.

Vztahy (3.6) pak ukazují, že $\sigma_\alpha^2 = 0$ (neexistence nekorelovaných individuálních komponent) znamená $\theta = 1$ a zobecněná MNČ je pak pouze MNČ.

Všechny tři zmíněné metody jsou součástí softwarového produktu PcGIVE, s jehož pomocí byly provedeny následující odhady.

4. Aplikace na tranzitivní ekonomiky

Rovnice (1.2) byla pomocí technik popsaných v části 2 aplikována na data dvanácti tranzitivních zemí popsaných v ročence [3]; jsou to Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Maďarsko, Makedonie, Polsko, Rumunsko, Rusko, Srbsko a Černá Hora, Slovensko, Slovinsko, Ukrajina. K dispozici byly pouze roční údaje z let 1995 a 1999 – 2002, přičemž nezjištěné hodnoty o kapitálu byly nahrazeny výší investic domácích, resp. zahraničních.

Odhady byly provedeny pomocí softwaru PCGive. Výsledky shrnuté v tabulce 1 ukazují, že standardní chyby byly vesměs na úrovni neumožňující odmítnout hypotézu o nulové hodnotě parametru σ .

Tabulka 1

Metoda	σ odhady	Standardní chyba
within	-0.014	0.126
between	1.728	0.814
GLS	0.026	0.130
OLS	0.552	0.475

Postupně bylo experimentováno i s podskupinami uvedených zemí podle různých kritérií (region, velikost, noví členové EU), aniž by bylo možné učinit jiné závěry. Žádná z těchto variant neukázala, že pružnost substituce mezi domácím a zahraničním kapitálem by mohla být považována za nenulovou a že tedy finanční mezera by mohla být menší než G stanovené vztahem (1.1). Z toho dále plyne, že potřeba ucházet se o zahraniční investice trvá a nutně ovlivňuje makroekonomickou politiku těchto zemí.

Dále byla z téže ročenky použita data umožňující odhadnout parametry modelu (2.1) a charakterizovat zahrnuté ekonomiky z hlediska mobility kapitálu. Výsledky jsou shrnuty v tabulce 2.

Tabulka 2

Metoda	β_1 odhady	Standardní chyba
within	0.357	0.255
between	1.026	0.467
GLS	0.455	0.181
OLS	0.441	0.582

Závěr

Necháme-li stranou případ *between*, který není statisticky významný, pohybují se výsledky v rozmezí 0,357 – 0,455. Pro tento případ byly k dispozici dostatečně dlouhé časové řady charakterizující Českou republiku. Bylo proto paralelně zjištěno, že pro ČR $\beta_1 = 0,302$ (standardní chyby 0,113), event. $\beta_1 = 0,418$ (0,075), pokud byla provedena korekce na slabou autokorelaci ($\hat{\rho} = 0,487$). Tyto výsledky nejsou v rozporu s hodnotami nalezenými z panelových dat.

Ačkoliv závěry z provedených regresí plynou zcela přímočaře, příliš skromné datové podklady nabádají k opatrnosti při posuzování těchto konkrétních výsledků. Článek je prezentován především jako metodický.

Literatura

- [1] AGÉNOR, P. R. – MONTIEL, P. J.: Development Macroeconomics. Princeton: Princeton University Press 1996.
- [2] EDWARDS, S.: Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging Economies Different? [NBER Working paper, No. w.8076.] Los Angeles: University of California 2001.
- [3] Handbook of Statistics – Countries in Transition. Vienna: Wiener Institut fuer Internationale Wirtschaftsvergleiche 2003.
- [4] JOHNSTON, J. – DiNARDO, J.: Econometric Methods. New York: McGraw-Hill 1992.
- [5] LOTT, F.W. – RAY, S. C.: Applied Econometrics. New York: Dryden Press 1992.
- [6] MICHALOPOULOS, C.: Production and Substitution in Two-Gap Models. Journal of Development Studies, 11, 1975, č. 4, s. 343 – 356.
- [7] NISKANEN, W. A.: Capital Mobility, Inflation and Harmonization. CATO Journal, 13, č. 3.
- [8] PÁNKOVÁ, V. Nelineární optimalizace pro ekonomy. Praha: Professional Publishing 2003.