

VZTAH DEFICITU BĚŽNÉHO ÚČTU PLATEBNÍ BILANCE A ROZPOČTOVÉHO DEFICITU – ANALÝZA PANELOVÝCH DAT

Josef ARLT, Markéta ARLTOVÁ, Vysoká škola ekonomická v Praze

1. Úvod

Panelová data jsou průřezová časově uspořádaná data, která mají N hodnot v každém časovém období $t = 1, \dots, T$. Tato data jsou v současnosti stále více využívána pro makroekonomické i mikroekonomické studie. Výhoda analýzy panelových dat spočívá v tom, že prakticky odpadá problém malého počtu pozorování, nevýhodou je pracnost při shromažďování dat.

Jednoduchý lineární model panelových dat může být zapsán ve formě

$$y_{it} = x_{it} \beta + z_{it} + e_{it}, \quad (1)$$

kde $i = 1, 2, \dots, N$ jsou např. domácnosti, firmy, země atd., $t = 1, \dots, T$ vyjadřuje čas, y_{it} je závisle proměnná, x_{it} je nezávisle proměnná a z_{it} je deterministická složka modelu, která může mít formu: a) $z_{it} = \alpha_i$, b) $z_{it} = \alpha_i + \gamma_t$, c) $z_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \delta_{it}$, d) $z_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \delta_{it} + \epsilon_{it}$, e) $z_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \delta_{it} + \epsilon_{it}$, e_{it} je nesystematická složka modelu s vlastností $\text{IID}(0, \sigma^2_{e_{it}})$.

Baltagi (2001) přináší poměrně rozsáhlý přehled metod odhadu parametrů modelu (1), jakož i rozbor problematiky obecnějších modelů. Zejména v posledních letech je věnována značná pozornost tzv. makro-panelovým datům, tj. časovým řadám makroekonomických ukazatelů za skupiny zemí. Tato data jsou charakteristická relativně vysokou hodnotou T , takže umožňují odhalit panelovou zdánlivou regresi a testovat panelovou kointegraci viz např. Phillips, Moon (1999, 2000), Baltagi, Fomby and Hill (2000).

Podle hlavního proudu ekonomické teorie (European Economy, 2004) rozpočtové deficity kauzálně působí na deficity běžného účtu platební bilance. V minulých dekádách to bylo považováno také za jednu z příčin finančních krizí v jihovýchodní Asii a Latinské Americe. V této práci budeme analyzovat vztah rozpočtového deficitu a deficitu běžného účtu platební bilance na základě panelových dat za čtyři skupiny zemí: vybrané země jihovýchodní Asie (Korea, Malajsie, Thajsko); vybrané země Latinské Ameriky (Argentina, Brazílie, Mexiko); „staré“ země EU (12 zemí); „nové“ země EU (5 zemí). Pro testování výše uvedené hypotézy lze použít koncept Grangerovy kauzality. V případě panelových dat však není přímé testování Grangerovy kauzality triviální záležitostí (pokud je autorům známo, nebyl koncept Grangerovy kauzality speciálně pro panelová data ani rozpracován). Z věcného hlediska je však zřejmé, že platnost hypotézy kauzálního působení rozpočtového deficitu na deficit běžného účtu platební bilance je možné prokázat v podmínkách poměrně nestabilního ekonomického prostředí, kdy tyto časové řady lze považovat za nestacionární. V takovéto situaci se tedy zajímáme výhradně o tzv. dlouhodobý kauzální vztah, tj. o kauzální vztah úrovnových (nesta-

*) Tento článek byl vypracován s podporou grantu 402/03/1227.

cionarizovaných) časových řad. Základním předpokladem jeho existence je však přítomnost vztahu rovnovážného, tedy vztahu kointegračního. Cílem práce bude tedy objasnění problematiky kointegrace panelových dat a panelová kointegrační analýza rozpočtových deficitů a deficitů běžných účtů platebních bilancí.

Práce se skládá ze čtyř částí. V první části jsou uvedeny nejčastěji používané testy jednotkových kořenů, jakož i jejich základní vlastnosti. Ve druhé části je popsán princip Kaova a Pedroniho kointegračního testu. Obsahem třetí části je přiblížení problematiky panelového modelu ADL a odhadů parametrů typu PMG. Čtvrtá část je vlastní empirická kointegrační analýza. Výpočty byly prováděny pomocí programů NPT 1.3 (viz Chiang, Kao, 2001) a JASA 1 (Pesaran, Shin, Smith, 1999), vytvořených pro GAUSS.

Problematika testování jednotkového kořene panelových dat a panelové kointegrace je relativně nová a z výzkumného hlediska stále otevřená. Tato studie má proto pouze experimentální charakter a závěry z empirické analýzy je třeba chápat jako jisté otevření problému a vytvoření prostoru pro další studie a diskuse.

2. Testy jednotkových kořenů panelových dat

2. 1 Testy Levina a Lina (LL)

Levin a Lin (1992) odvodili panelové testy jednotkového kořene na základě modelu

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \beta_i z_{it} + e_{it}, \quad (2)$$

kde e_{it} jsou typu $IID(0, \sigma_{e_i}^2)$, tj. jednotlivé procesy jsou průřezově i časově nezávislé a neautokorelované. Forma modelu (2) závisí na tvaru z_{it} : a) $z_{it} = 0$, b) $z_{it} = 1$, c) $z_{it} = \alpha_i + \beta_i t$, d) $z_{it} = \alpha_i$, e) $z_{it} = \beta_i$, f) $z_{it} = \alpha_i + \beta_i t$. Ve všech případech (LL_1, LL_2, LL_3, LL_4, LL_5, LL_6) je $H_0: \rho_i = 0$ a $H_1: \rho_i < 0$. Za předpokladu nulové hypotézy všechny časové řady v panelu obsahují jednotkový kořen, alternativní hypotéza znamená, že všechny individuální časové řady jsou stacionární. Jako testové kritérium se používá statistika t , která má za předpokladu platnosti nulové hypotézy a po jistých transformacích (v případech d), e), f)) asymptoticky normované normální rozdělení. Autoři rovněž předpokládali situaci, kdy složka e_{it} je autokorelovaná a heteroskedastická v čase, avšak průřezově je nezávislá a $z_{it} = 0$ (jedná se o panelovou analogii Phillipsova-Perronova testu). Také v tomto případě (LL_7) je $H_0: \rho_i = 0$ a $H_1: \rho_i < 0$. Testové kritérium má normované normální rozdělení.

Levin a Lin (1993) odvodili také jiné testy předpokládající přítomnost autokorelace a heteroskedasticity. Tyto testy vychází z modelu

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} y_{i,t-j} + \beta_i z_{it} + u_{it}, \quad (3)$$

kde u_{it} jsou typu $IID(0, \sigma_{u_i}^2)$ a z_{it} může mít formu: a) $z_{it} = 0$, b) $z_{it} = 1$, c) $z_{it} = \alpha_i + \beta_i t$. Ve všech případech (LL_8, LL_9, LL_10) je pro všechna i $H_0: \rho_i = 0$ a $H_1: \rho_i < 0$. Testové kritérium typu t má asymptoticky normované normální rozdělení.

2. 2 Testy Harrise a Tzavalise (HT)

Harris a Tzavalis (1999) ukázali, že předpoklad Levina a Lina, že T se blíží k nekonečnu rychleji než N , vede k testům, které jsou zejména v případě relativně malého T slabé. Proto odvodili testy jednotkového kořene založené na modelu (2) se

z_{it} ve tvaru: a) $z_{it} = 0$, b) $z_{it} = \rho_i$, c) $z_{it} = \rho_i + \lambda_i t$ a s pevným T (HT_1, HT_2, HT_3). Obdobně jako v předchozích případech je $H_0: \rho_i = 0$ a $H_1: \rho_i < 0$. Testové kritérium, které je funkcí $\hat{\rho}_i$, má asymptoticky normované normální rozdělení.

2. 3 Testy Ima, Pesarana a Shina (IPS)

Testy Levina a Lina jsou omezující, protože předpokládají tzv. homogenitu, tj. stacionaritu všech časových řad při alternativní hypotéze ($H_1: \rho_i < 0$). Im, Pesaran a Shin (1997) opustili omezení homogenity, vyšli přitom z modelu

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z_{it} + u_{it}, \quad (4)$$

kde z_{it} : a) $z_{it} = 0$, b) $z_{it} = \rho_i + \lambda_i t$. Zatímco nulová hypotéza znamená, že každá časová řada v panelu obsahuje jednotkový kořen, tj. $H_0: \rho_i = 0$ pro všechna i , alternativní hypotéza znamená, že alespoň jedna časová řada v panelu je stacionární, tj. $H_1: \rho_i < 0$ pro minimálně jedno i . Testové kritérium je založeno na statistice

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\cdot i}, \quad (5)$$

což je aritmetický průměr individuálních statistik t získaných odhadem modelu (4) pro každé i zvlášť. Im, Pesaran a Shin (1997) ukázali, že statistiky, které jsou funkcemi průměru (5), mají pro obě formy z_{it} (T následováno N) normované normální rozdělení (IPS_97_1, IPS_97_2).

Testy IPS jsou zobecněním testů LL a proto trpí také stejnými problémy. Důležitým problémem je zejména předpoklad, že data jsou průřezově nezávislá. Breitung (2000) ukázal, že testy LL a IPS trpí ztrátou síly, jsou-li do modelů zahrnuty individuální vlivy, tj. individuální konstanty nebo trendy. Karlson and Löthgren (2000) analyzovali vlastnosti testů LL a IPS a došli k závěru, že jejich síla roste s růstem N a T a s růstem podílu stacionárních časových řad v panelu. Pro vysoké T je zde riziko, že celý panel může být mylně modelován jako stacionární a pro malé T je zde naopak riziko, že celý panel může být mylně modelován jako nestacionární.

3. Testy kointegrace panelových dat

3. 1 Kaův test

Kao (1999) odvodil dvě verze kointegračního testu panelových dat, které jsou analogií Dickeyova-Fullerova testu (DF) a rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu (ADF). Předpokládejme model panelové regrese ve tvaru

$$y_{it} = x_{it} \beta_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

kde y_{it} , x_{it} a u_{it} jsou typu I(1) a jedná se tedy o situaci tzv. zdánlivé regrese.

Kaův test kointegrace typu DF vychází z modelu

$$\hat{u}_{it} = \hat{u}_{i,t-1} + \delta_i \hat{u}_{it}, \quad (7)$$

kde \hat{u}_{it} jsou rezidua modelu (6), jehož parametry jsou odhadnuty metodou LSDV (Least Squares Dummy Variables) viz např. Baltagi (2001), Kao (1999). Testovaná hypotéza je $H_0: \delta_i = 1$, tj. panely nejsou kointegrované, alternativní hypotéza $H_1: \delta_i < 1$ znamená kointegraci. Pro testování kointegrace Kao odvodil testová kritéria založená na odhadu $\hat{\delta}_i$ a na t -statistice, a to verzi pro případ striktně exogenního

vysvětlujícího panelu (DF, DF_t) a verzi pro endogenní vysvětlující panel (DF*, DF_t*). Každv test kointegrace typu ADF je založen na modelu

$$\hat{u}_{it} = \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \hat{u}_{i,t-j} + \hat{u}_{it_p} \quad (8)$$

a vychází z *t*-statistiky (ADF). Všechna uvedená testová kritéria mají za předpokladu platnosti nulové hypotézy asymptoticky normované normální rozdělení.

3. 2 Pedroniho test

Pedroni (1995) vycházel při konstrukci testu kointegrace z předpokladu, že vysvětlující proměnná v modelu (6) je striktně exogenní a navrhl test, který je analogií Phillipsova-Perronova testu a vychází rovněž z reziduí modelu (6), jehož parametry jsou odhadnuty metodou LSDV. Testovaná hypotéza znamená, že panely nejsou kointegrované, alternativní hypotéza je kointegrace. Pedroni navrhl dvě testová kritéria (PC₁, PC₂), která mají asymptoticky normované normální rozdělení.

4. Panelový model ADL a odhad parametrů typu PMG

Pro analýzu panelových dat, kde počet pozorování *T* je ve srovnání s počtem skupin *N* relativně vysoké číslo, lze použít panelové modely typu ADL (Autoregressive Distributed Lag) a EC (Error Correction). V modelech EC je pak důležité sledovat tzv. dlouhodobé multiplikátory, tj. parametry charakterizující dlouhodobé vztahy mezi proměnnými a tzv. zatížení (loading), tj. parametry charakterizující sílu, se kterou se dlouhodobé vztahy prosazují.

Pesaran, Shin a Smith (1999) navrhli tzv. PMG (Pooled Mean Group) odhad parametrů v panelovém modelu typu EC. Tento odhad vychází z předpokladu, že volný parametr, parametry krátkodobých vztahů a rozptyly se v jednotlivých skupinách mění, avšak parametry dlouhodobých vztahů jsou v jednotlivých skupinách stejné.

Předpokládejme panelová data, tj. data v časových obdobích *t* = 1, ..., *T* a ve skupinách *i* = 1, ..., *N*. Model typu ADL(*p*, *q*) je možné zapsat ve tvaru

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \beta_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_j x_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

kde ε_{it} je nesystematická část modelu s vlastnostmi IID(0, $\frac{2}{e_j}$). V tomto modelu pro zjednodušení předpokládáme zahrnutí složky ε_{it} , ve skutečnosti je možné zahrnout jakoukoliv deterministickou složku (viz model (1)). Model (9) je vhodné přeparametrizovat do tvaru

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j x_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

kde

$$\alpha_i = \left(1 + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j\right) \alpha_i + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j, \\ \alpha_{ij}^* = \sum_{m=j+1}^p \beta_m \alpha_{im}, j = 1, 2, \dots, p-1 \text{ a } \alpha_{ij}^* = \sum_{m=j+1}^q \alpha_m, j = 1, 2, \dots, q-1.$$

Budeme-li uvažovat situaci, kdy y_{it} a x_{it} jsou pro každé *i* = 1, 2, ..., *N* typu I(1), potom

za předpokladu, že kořeny rovnice $\sum_{j=1}^p \alpha_j z^j = 0, i = 1, 2, \dots, N$ leží vně jednotkového kruhu, $\alpha_i < 0, i = 1, 2, \dots, N$ a existuje dlouhodobý vztah mezi y_{it} a x_{it} ve formě

$$y_{it} = (\alpha_i / \alpha_i) x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad (11)$$

kde ε_{it} je stacionární proces. Časové řady y_{it} a x_{it} jsou tedy pro každé $i = 1, 2, \dots, N$ kointegrované.

Za předpokladu, že dlouhodobý multiplikátor $\alpha_i = -\alpha_i / \alpha_i$ je ve všech skupinách stejný, tj. $\alpha_i = \alpha, i = 1, 2, \dots, N$ Pesaran, Shin a Smith (1999) odvodili odhady parametrů α , α_i a α_i^2 na základě metody maximální věrohodnosti a analyzovali jejich vlastnosti. Navrhli rovněž způsob odhadu parametrů charakterizujících krátkodobé vztahy mezi časovými řadami.

5. Kointegrace a kauzalita deficitu běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu

V úvodu práce bylo konstatováno, že pro testování hypotézy, že rozpočtové deficity kauzálně působí na deficity běžného účtu platební bilance lze použít koncept Grangerovy kauzality. Protože platnost hypotézy kauzálního působení rozpočtového deficitu na deficit běžného účtu platební bilance je možné prokázat pouze v podmínkách poměrně nestabilního ekonomického prostředí, je třeba uvažovat kauzální závislost pouze u nestacionárních časových řad, v našem případě se jedná o nestacionaritu panelových časových řad. Nutnou podmínkou přítomnosti kauzálního vztahu ve smyslu Grangerovy kauzality je však přítomnost kointegračního vztahu panelů časových řad viz např. Arlt (1999). Pokud panely kointegrované nejsou, nemůže být mezi nimi ani kauzální vztah. Je však třeba připomenout, že se jedná o tzv. dlouhodobý kauzální vztah, tj. o kauzální vztah úrovnových (nestacionarizovaných) časových řad. Nepřítomnost dlouhodobého kauzálního vztahu však ještě neznamená, že mezi časovými řadami není tzv. krátkodobý kauzální vztah, tj. vztah mezi stacionarizovanými časovými řadami. Tento vztah však není předmětem naší analýzy.

Základním předpokladem existence kointegračního vztahu mezi panely časových řad je jejich nestacionarita. Nejprve je tedy třeba otestovat, zda panely obsahují jednotkové kořeny. Jestliže nestacionární nejsou, nemůže být mezi nimi kointegrační vztah, stejně tak tento vztah nemůže být mezi nestacionárním a stacionárním panelem.

První skupinu panelů tvoří čtvrtletní časové řady podílu deficitu běžného účtu na nominálním HDP v procentuálním vyjádření, druhá skupina panelů obsahuje čtvrtletní časové řady podílu rozpočtového deficitu na nominálním HDP v procentuálním vyjádření. Časové řady evropských zemí pokrývají období od prvního čtvrtletí 1995 do čtvrtého čtvrtletí 2003, časové řady Latinské Ameriky a Asie jsou od prvního čtvrtletí 1993 do čtvrtého čtvrtletí 2003. Všechny časové řady v panelech jsou sezónně očištěné metodou X12ARIMA.

Panely tvoří čtyři skupiny zemí: 12 „starých“ zemí EU; 5 „nových“ zemí EU; 3 země Latinské Ameriky; 3 země Asie. Důvodem rozdělení do těchto čtyř skupin je předpokládaná míra ekonomické a fiskální stability. Fiskální nestabilitu a tedy možnost kauzálního vztahu deficitu běžného účtu a rozpočtového deficitu předpokládáme zejména u zemí Latinské Ameriky a jihovýchodní Asie. Jedním ze základních problémů analýzy panelových dat je otázka dostupnosti časových řad. S tímto problémem jsme se setkali i my a lze tedy konstatovat, že rozsah jednotlivých panelů je dán datovým materiálem, který bylo možné za daných podmínek získat. Pramenem dat je DSI Campus Solution.

5. 1 Staré země EU

Testy jednotkového kořene

Deficit běžného účtu

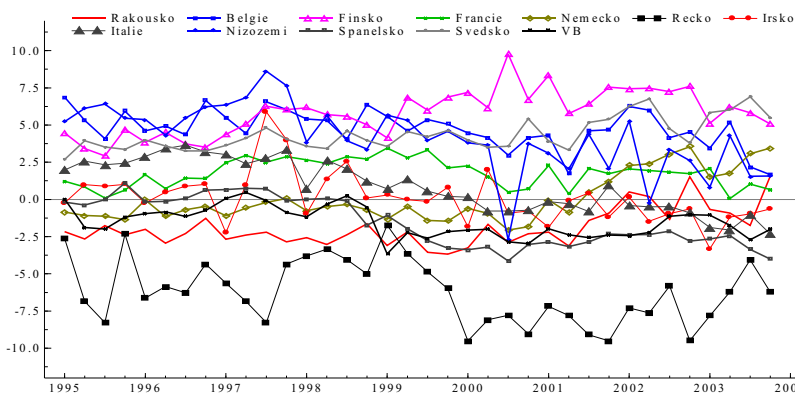
Tabulka 1 obsahuje test jednotkového kořene typu ADF pro každou zemi zvlášť. Budeme-li uvažovat testy s konstantou nebo s konstantou a trendem, je alternativní hypotéza stacionarita prokázána (na 5% hladině významnosti) ve čtyřech zemích (Belgie, Irsko, Řecko, Švédsko).

Graf 1 zachycuje panel časových řad. I když u většiny individuálních časových řad stacionarita prokázána nebyla, z tohoto obrázku se zdá, že jejich panel nevykazuje nestacionární vývoj. Tuto skutečnost potvrzuje skupina panelových testů jednotkového kořene obsažená v tabulce 2. Stacionaritu indikuje většina z nich (na 5% hladině významnosti), výjimkou je pouze test IPS_97_1. Tento test však zahrnuje individuální vliv (konstanta) a je známo, že takový typ testu trpí problémem méně častého zamítnutí nulové hypotézy, i když tato hypotéza není správná.

Tabulka 1
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Belgie	1	-1,1035	0,2393	0	-3,8902	0,0052	0	-4,7206	0,0030
Finsko	1	-0,0411	0,6620	1	-1,8324	0,3591	1	-1,5164	0,8040
Francie	1	-0,7146	0,3997	1	-1,6409	0,4513	0	-2,7786	0,2141
Irsko	0	-4,2893	0,0001	0	-4,2432	0,0020	1	-4,8301	0,0024
Itálie	1	0,9742	0,2887	2	0,2007	0,9685	0	-4,3391	0,0079
Německo	0	-0,8576	0,3373	0	-0,8115	0,8034	0	-2,0032	0,5794
Nizozemí	2	-1,2427	0,1922	1	-1,8696	0,3420	0	-6,0851	0,0001
Rakousko	1	-1,2149	0,2012	1	-1,2716	0,6312	0	-3,6209	0,0424
Řecko	0	-0,8232	0,3521	0	-3,8665	0,0055	0	-3,9751	0,0190
Španělsko	0	0,1703	0,7295	0	-0,7465	0,8216	7	-5,4157	0,0008
Švédsko	4	1,3641	0,9534	0	-3,0621	0,0389	1	-4,8505	0,0022
VB	0	-1,1639	0,2183	0	-2,9326	0,0517	0	-3,1349	0,1143

Graf 1



Tabulka 2
Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-3,82205	0,00007	LL_9	i	46,73704	0,00000
LL_2	0	-3,83453	0,00006	LL_10	$i + it$	94,25987	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-3,82196	0,00007	HT_1		-5,99103	0,00000
LL_4	t	-2,87848	0,00200	HT_2	i	-14,05059	0,00000
LL_5	i	-6,92757	0,00000	HT_3	$i + it$	-21,06860	0,00000
LL_6	$i + it$	-10,66653	0,00000	IPS_97_1	i	-0,89628	0,18505
LL_7		-298,4634	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-2,76606	0,00284
LL_8		5,88762	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Rozpočtový deficit

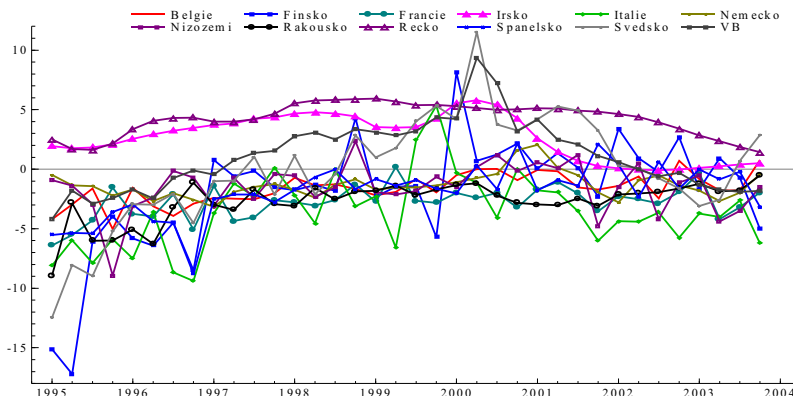
Jak je patrné z Tabulky 3, v případě testů ADF s konstantou nebo s konstantou a trendem je alternativní hypotéza stacionarity prokázána v šesti zemích (Belgie, Finsko, Francie, Nizozemí, Rakousko, Španělsko).

I když se z Grafu 2 zdá, že by panel časových řad mohl obsahovat jisté prvky nestacionarity, většina panelových testů jednotkového kořene obsažených v tabulce 4 indikuje stacionaritu, výjimkou je pouze test LL_8.

Tabulka 3
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Belgie	0	-2,6419	0,0098	0	-3,9378	0,0046	0	-5,8625	0,0001
Finsko	0	-3,9752	0,0002	0	-4,0846	0,0031	0	-4,3187	0,0083
Francie	2	-1,5656	0,1089	0	-5,6766	0,0000	0	-6,2791	0,0000
Irsko	5	-1,0770	0,2482	5	-1,8871	0,3336	5	-2,5866	0,2884
Itálie	0	-2,2755	0,0240	0	-3,5796	0,0114	0	-3,4594	0,0598
Německo	5	-1,3084	0,1720	1	-2,9817	0,0468	1	-3,2843	0,0860
Nizozemí	2	-1,5132	0,1201	0	-4,8562	0,0004	0	-4,8825	0,0020
Rakousko	2	-2,4120	0,0174	0	-4,7580	0,0005	0	-5,6765	0,0002
Řecko	1	-0,5536	0,4699	1	-2,5880	0,1052	1	-1,9298	0,6172
Španělsko	1	-2,0515	0,0402	0	-3,5253	0,0131	0	-4,6398	0,0037
Švédsko	0	-3,1351	0,0026	0	-3,1117	0,0348	0	-2,9218	0,1683
VB	0	-1,6863	0,0864	0	-1,9337	0,3137	0	-1,5151	0,8051

Graf 2



Tabulka 4

Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-8,84540	0,00000	LL_9	i	83,87817	0,00000
LL_2	0	-8,80365	0,00000	LL_10	$i + it$	158,31234	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-8,47747	0,00000	HT_1		-21,60135	0,00000
LL_4	t	-8,39968	0,00000	HT_2	i	-14,18197	0,00000
LL_5	i	-8,65758	0,00000	HT_3	$i + it$	-17,77205	0,00000
LL_6	$i + it$	-7,17748	0,00000	IPS_97_1	i	-5,10433	0,00000
LL_7		-646,402	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-3,38416	0,00036
LL_8		1,26930	0,10217				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Dlouhodobý vztah běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu

Deficit běžného účtu a rozpočtový deficit se u starých zemí EU vyvíjí poměrně stabilně. Z grafického vyjádření není možné vypořizovat výrazné podobnosti ve vývoji obou panelů. Testy jednotkového kořene prokázaly jejich stacionaritu, proto není možné, aby mezi nimi byl kointegrační vztah, a nemůže zde tedy být ani dlouhodobý kauzální vztah ve smyslu Grangerovy kauzality.

5. 2 Nové země EU

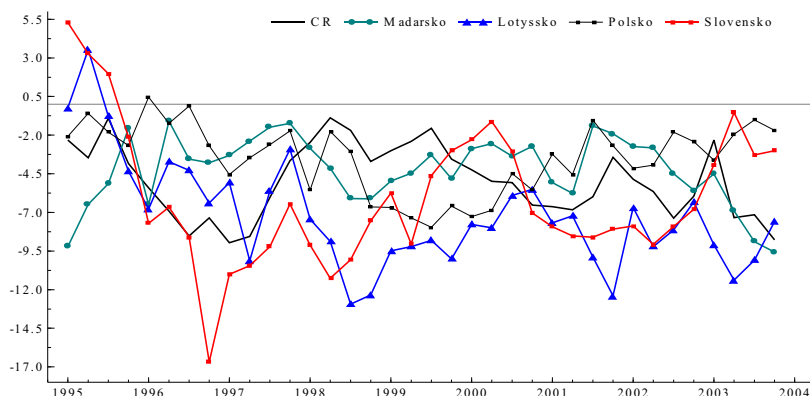
Testy jednotkového kořene*Deficit běžného účtu*

Individuální testy jednotkového kořene typu ADF jsou obsaženy v Tabulce 5. Alternativní hypotéza stacionarity není prokázána ani v jednom případě. Stacionarita panelu časových řad, který je zachycen na Grafu 3 není již tak evidentní jako v případě starých zemí EU. Zdá se, že panel má tendenci mírně klesat, v každém případě však vidíme, že většina časových řad v panelu má záporné hodnoty po celé sledované období. Panelové testy jednotkového kořene, obsažené v tabulce 6 však indikují stacionaritu (na 5% hladině významnosti), výjimkou je pouze test IPS_97_2, který však zahrnuje individuální vliv (konstanta a trend).

Tabulka 5
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
ČR	0	-0,3612	0,5473	0	-2,2842	0,1824	0	-2,3372	0,4042
Lotyšsko	0	-0,7875	0,3677	0	-3,0190	0,0428	0	-3,2265	0,0958
Maďarsko	0	-1,2524	0,1895	0	-3,1948	0,0288	0	-3,4375	0,0626
Polsko	1	-0,8405	0,3444	0	-2,5694	0,1088	0	-2,4721	0,3390
Slovensko	0	-1,1820	0,2122	0	-2,9864	0,0460	0	-2,8800	0,1808

Graf 3



Tabulka 6
Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-2,18424	0,01447	LL_9	i	156,31793	0,00000
LL_2	0	-5,58447	0,00000	LL_10	$i + it$	202,04273	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-5,45136	0,00000	HT_1		-3,41065	0,00032
LL_4	t	-6,45004	0,00000	HT_2	i	-6,66780	0,00000
LL_5	i	-4,22720	0,00001	HT_3	$i + it$	-11,38260	0,00000
LL_6	$i + it$	-2,90672	0,00183	IPS_97_1	i	2,63170	0,00430
LL_7		-177,7692	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-1,09623	0,13378
LL_8		5,78476	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Rozpočtový deficit

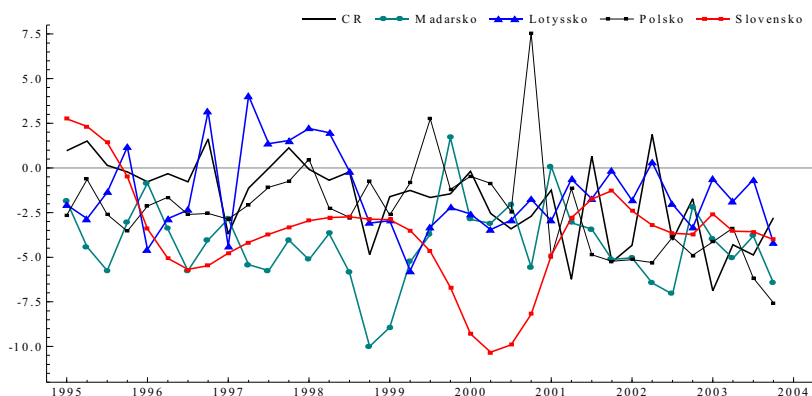
Individuální testy jednotkového kořene typu ADF uvedené v Tabulce 7 prokazují alternativní hypotézu stacionarity ve třech případech (ČR, Lotyšsko, Maďarsko).

I když se z Grafu 4 zdá, že panel mírně klesá, všechny panelové testy jednotkového kořene obsažené v Tabulce 8 prokazují stacionarit.

Tabulka 7
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
ČR	1	-1,4548	0,1337	0	-5,1588	0,0002	0	-8,1732	0,0000
Lotyšsko	1	-1,8443	0,0627	0	-4,6647	0,0006	0	-4,7324	0,0029
Maďarsko	0	-1,3752	0,1540	0	-4,1286	0,0028	0	-4,0671	0,0153
Polsko	1	-0,6965	0,4077	1	-1,7879	0,3799	0	-4,8053	0,0024
Slovensko	6	2,4120	0,5418	5	-4,7580	0,0898	5	-5,6765	0,2199

Graf 4



Tabulka 8
Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-4,53429	0,00000	LL_9	i	147,70535	0,00000
LL_2	0	-7,67776	0,00000	LL_10	$i + it$	168,37451	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-7,44183	0,00000	HT_1		-13,00243	0,00000
LL_4	t	-7,76165	0,00000	HT_2	i	-14,00108	0,00000
LL_5	i	-6,86258	0,00000	HT_3	$i + it$	-11,61032	0,00000
LL_6	$i + it$	-6,71594	0,00000	IPS_97_1	i	-3,85794	0,00006
LL_7		-226,3142	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-3,82492	0,00007
LL_8		8,14131	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Dlouhodobý vztah běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu

Také deficit běžného účtu a rozpočtový deficit se u nových zemí EU vyvíjí poměrně stabilně, resp. jejich pokles je velice mírný. Je zajímavé pozorovat, že na rozdíl od starých zemí EU se oba panely pohybují v záporných číslech. Ani zde však není možné vysledovat zřetelné podobnosti obou panelů. Protože testy jednotkového kořene prokázaly jejich stacionaritu, kointegrační vztah není přítomen a nemůže zde být ani dlouhodobý kauzální vztah.

5. 3 Vybrané země Latinské Ameriky

Testy jednotkového kořene

Deficit běžného účtu

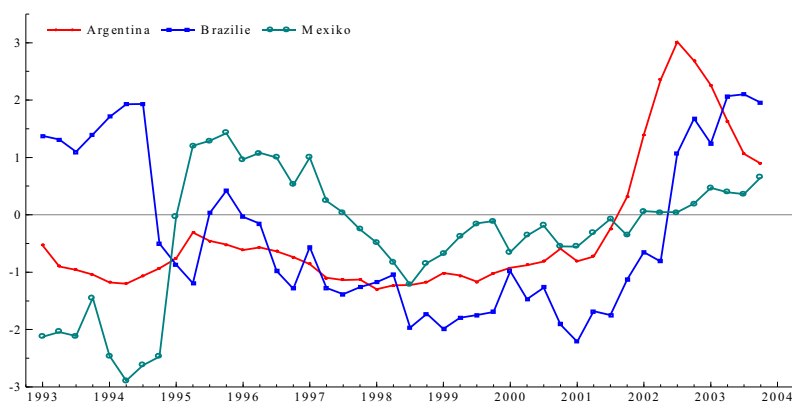
Ani jeden test jednotkového kořene typu ADF z Tabulky 9 zahrnující konstantu nebo konstantu a trend neindikuje stacionaritu.

Také z Grafu 5 se zdá, že vývoj panelu časových řad není stacionární. Tato skutečnost však vyplývá z malého množství časových řad v panelu, při rozsáhlejším panelu (viz výše) by možná nestacionarita nebyla tak patrná. Nicméně v dané situaci se ukazuje, že v posledních letech má panel tendenci růst (deficit běžného účtu má tendenci klesat). Stacionaritu panelu indikuje na 5% hladině významnosti osm a na 1% hladině významnosti další tři z celkového počtu 15-ti testů uvedených v tabulce 10. Mohli bychom tedy konstatovat, že panel je spíše nestacionárního charakteru. K definitivnímu rozhodnutí, o jaký typ panelu se jedná, by mohly vést až delší časové řady.

Tabulka 9
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Argentina	1	-2,3966	0,0177	1	-2,3484	0,1623	1	-2,9059	0,1710
Brazílie	0	-0,9483	0,3006	0	-1,3634	0,5912	0	-1,0218	0,9301
Mexiko	0	-1,7281	0,0795	0	-1,9130	0,3234	0	-1,8866	0,6441

Graf 5



Tabulka 10
Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-1,71135	0,04351	LL_9	i	7,50028	0,00000
LL_2	0	-1,75687	0,03947	LL_10	$i + it$	13,73114	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-1,74904	0,04014	HT_1		-2,32271	0,01010
LL_4	t	-1,62627	0,05195	HT_2	i	-0,46096	0,32241
LL_5	i	-0,12697	0,44955	HT_3	$i + it$	-8,25168	0,00000
LL_6	$i + it$	1,50671	0,06594	IPS_97_1	i	-0,98913	0,16130
LL_7		-41,40225	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	0,21018	0,41676
LL_8		1,56952	0,05826				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí

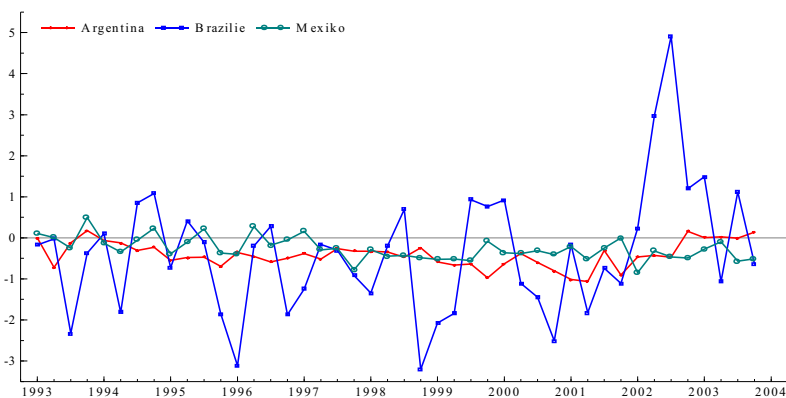
Rozpočtový deficit

Hypotéza stacionarity je individuálními testy jednotkového kořene, které jsou v Tabulce 11, prokázána ve dvou zemích (Brazílie, Mexiko). Z Tabulky 12 vyplývá, že všechny panelové testy jednotkového kořene prokazují stacionaritu.

Tabulka 11
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Argentina	1	-1,3625	0,1580	0	-3,4461	0,0146	0	-3,2979	0,0802
Brazílie	0	-4,2057	0,0001	0	-4,3436	0,0012	0	-4,5221	0,0041
Mexiko	2	-0,5997	0,4515	0	-5,5958	0,0000	0	-7,2186	0,0000

Graf 6



Tabulka 12
Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-6,94452	0,00000	LL_9	i	29,25831	0,00000
LL_2	0	-7,68893	0,00000	LL_10	$i + it$	43,05287	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-7,66495	0,00000	HT_1		-29,12765	0,00000
LL_4	t	-5,28426	0,00000	HT_2	i	-13,96494	0,00000
LL_5	i	-6,25066	0,00000	HT_3	$i + it$	-9,45331	0,00000
LL_6	$i + it$	-6,08727	0,00000	IPS_97_1	i	-2,94673	0,00161
LL_7		-78,16230	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-3,05949	0,00111
LL_8		10,32466	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Dlouhodobý vztah deficitu běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu

Z grafického vyjádření lze vypořádat ve vývoji deficitu běžného účtu a rozpočtového deficitu určité podobné rysy. Je možné si všimnout, že od poloviny roku 1998 do poloviny roku 2002 se časové řady v obou panelech pohybují v záporných číslech, aby se v dalších letech většina z nich dostala do čísel kladných. Tento typ nestacionarity je výraznější u deficitu běžného účtu. U rozpočtového deficitu byla testy jednotkového kořene nestacionarita zamítnuta, což je patrně způsobeno poměrně vysokou variabilitou časové řady z Brazílie. Mohli bychom tedy konstatovat, že vztah obou panelů je tzv. nevybalancovaný a nemůže tedy mezi nimi existovat vztah kointegrační a tedy ani dlouhodobý kauzální vztah.

Pokud bychom však připustili, že výsledek testu jednotkového kořene má špatnou vypovídací schopnost a panel rozpočtového deficitu je nestacionární, mohli bychom testovat kointegraci deficitu běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu a odhadnout parametry panelového modelu EC. Testy kointegrace jsou uvedeny v Tabulce 13. Výsledky nejsou jednoznačné, polovina testů indikuje kointegraci a polovina nikoliv. Odhady dlouhodobého multiplikátoru a zatížení panelového modelu EC metodou PMG jsou uvedeny v Tabulce 14. Z této tabulky je patrné, že odhad zatížení je statisticky významně odlišný od nuly, neboť odhad jeho směrodatné chyby je relativně malý a statistika t vysoká. Odhad dlouhodobého multiplikátoru je statisticky nevýznamně odlišný od nuly, protože statistika t je relativně nízká. Je tedy třeba konstatovat, že výsledky panelového testu kointegrace i odhady parametrů modelu EC jsou v souladu s výsledky testů jednotkového kořene. Nejednoznačnosti testů kointegrace způsobuje lineární kombinace nestacionárního a stacionárního panelu. Statistická nevýznamnost odhadu dlouhodobého multiplikátoru, jakož i statistická významnost odhadu zatížení, je daná nevybalancovaností modelu ADL, kdy vysvětlovaný panel je typu $I(1)$ a vysvětlující typu $I(0)$. Multiplikátor je totiž podílem parametrů modelu ADL, v čitateli má parametry od vysvětlujících panelů a v nevybalancovaném modelu jsou odhady těchto parametrů statisticky nevýznamné. Zatížení je funkcí parametrů zpožděné vysvětlované proměnné, je-li typu $I(1)$, odhady těchto parametrů jsou zpravidla statisticky významné.

Tabulka 13
Panelové testy kointegrace

Test	TK	Hladina významnosti
DF	-1,4533	0,0731
DF _t	-0,8276	0,2039
DF *	-4,6145	0,0000
DF _t *	-1,2473	0,1061
PC ₁	-6,9560	0,0000
PC ₂	-6,8765	0,0000

Tabulka 14
PMG odhady dlouhodobého multiplikátoru a zatížení

Závisle proměnná DBU	Parametr	Sm. chyba	<i>t</i>
Dlouhodobý multiplikátor $\hat{}$	0,620	0,565	1,097
Zatížení $\hat{}$	-0,124	0,024	-5,261

5. 4 Vybrané země Asie

Testy jednotkového kořene

Deficit běžného účtu

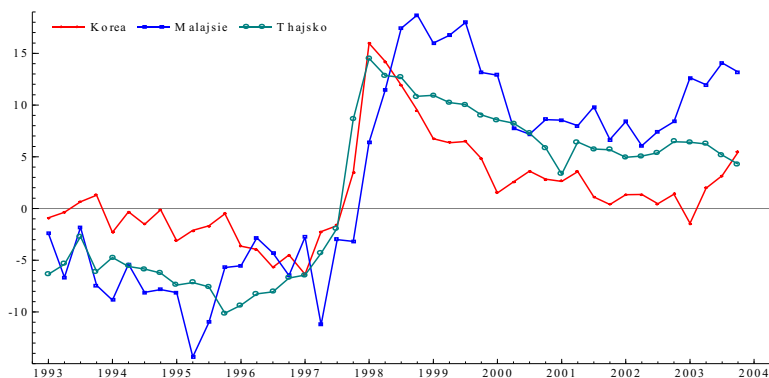
Individuální testy jednotkového kořene typu ADF obsažené v Tabulce 15 ani v jednom případě neprokazují stacionaritu.

Na Grafu 7 vidíme, že vývoj všech časových řad v panelu je velice podobný. Stacionaritu indikuje na 5% hladině významnosti pět a na 1% hladině významnosti další tři z 15-ti testů uvedených v Tabulce 16, nejedná se tedy o jednoznačnou situaci. Vzhledem k nestacionaritě individuálních časových řad a k jejich podobnosti bychom mohli konstatovat, že panel časových řad je nestacionární.

Tabulka 15
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Korea	0	-1,6730	0,0888	0	-1,8734	0,3413	0	-1,9962	0,5868
Malajsie	0	-0,8893	0,3252	0	-1,1328	0,6942	2	-2,4594	0,3455
Thajsko	1	-1,3776	0,1539	1	-1,5039	0,5219	1	-1,7007	0,7334

Graf 7



Tabulka 16

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-1,86393	0,03117	LL_9	i	110,61241	0,00000
LL_2	0	-2,22837	0,01293	LL_10	$i + it$	184,1851	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-1,74703	0,04032	HT_1		-3,29843	0,00049
LL_4	t	-3,84617	0,00006	HT_2	i	-0,26352	0,39608
LL_5	i	-0,16515	0,43441	HT_3	$i + it$	-6,87647	0,0000
LL_6	$i + it$	0,12708	0,44944	IPS_97_1	i	-0,01196	0,49523
LL_7		-165,966	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	0,66799	0,25207
LL_8		5,42585	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

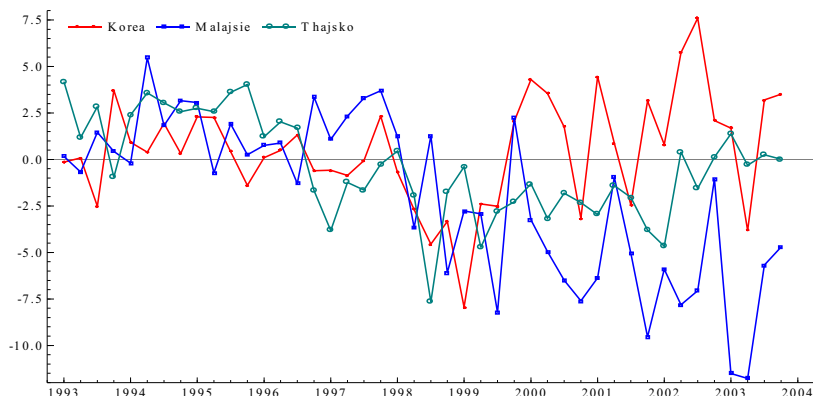
Rozpočtový deficit

Individuálními testy jednotkového kořene, které jsou obsaženy v Tabulce 16, je prokázána stacionarita ve dvou zemích (Korea, Thajsko). Všechny panelové testy jednotkového kořene z tabulky 17 indikují (na 5% hladině významnosti) stacionaritu.

Tabulka 17
ADF test

Země	Bez konstanty a trendu			S konstantou			S konstantou a trendem		
	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti	zpoždění	TK	hladina významnosti
Korea	0	-4,2131	0,0001	0	-4,2700	0,0015	0	-4,3435	0,0066
Malajsie	2	-0,5963	0,4529	2	-1,0173	0,7382	0	-5,9571	0,0001
Thajsko	0	-3,3145	0,0015	0	-3,3742	0,0175	0	-3,6938	0,0335

Graf 8



Tabulka 18

Panelové testy jednotkových kořenů

Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti	Test	Deterministická složka z_{it}	TK	Hladina významnosti
LL_1		-5,64885	0,00000	LL_9	i	192,77559	0,00000
LL_2	0	-5,79684	0,00000	LL_10	$i + it$	275,12587	0,00000
LL_3	$0 \quad it$	-5,28893	0,00000	HT_1		-21,39612	0,00000
LL_4	t	-4,74440	0,00000	HT_2	i	-9,65972	0,00000
LL_5	i	-4,57525	0,00000	HT_3	$i + it$	-11,19499	0,00000
LL_6	$i + it$	-6,66645	0,00000	IPS_97_1	i	-1,82248	0,03419
LL_7		-231,638	0,00000	IPS_97_2	$i + it$	-2,70597	0,00341
LL_8		8,99815	0,00000				

Poznámka: LL_8, LL_9, LL_10, IPS_97_1, IPS_97_2 se zpožděním 1 čtvrtletí.

Dlouhodobý vztah deficitu běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu

Na rozdíl od předešlého případu podobnost deficitu běžného účtu platební bilance a rozpočtového deficitu z Grafu 7 a 8 patrná není. Deficit běžného účtu v roce 1998 zaznamenal výrazný skok od záporných čísel ke kladným a testy indikují spíše jeho nestacionaritu. Rozpočtový deficit má od roku 1998 tendenci k rostoucí variabilitě a k poklesu k záporným hodnotám, nicméně testy jednotkového kořene indikují jeho stacionaritu. Vztah těchto panelů je nevybalancovaný a kointegrace zde tedy není.

6. Závěr

V naší studii jsme se zabývali problematikou testování stacionarity a kointegrace panelů časových řad. Tuto relativně novou metodologii jsme použili pro empirickou analýzu vztahu rozpočtového deficitu a deficitu běžného účtu platební bilance. Podle hlavního proudu ekonomické teorie by měly rozpočtové deficity kauzálně působit na deficity běžného účtu platební bilance. V minulých dekádách se to považovalo za jednu z příčin finančních krizí v jihovýchodní Asii a Latinské Americe. V této souvislosti má smysl zabývat se tzv. dlouhodobou kauzalitou, podmínkou její existence je právě přítomnost dlouhodobého kointegračního vztahu.

Z naší analýzy vyplývá, že kointegrační vztah nebyl nalezen ani u jedné skupiny zemí. U „starých“ a „nových“ zemí EU tento vztah není, protože byla prokázána stacionarita panelů. Na tomto závěru nezměnila nic ani skutečnost, že některé individuální časové řady jsou nestacionární. Podíváme-li se na charakter časových řad za jednotlivé země těchto dvou skupin, můžeme si všimnout, že nestacionarita u rozpočtového deficitu a deficitu běžného účtu platební bilance nebyla zamítnuta pouze u Velké Británie. V ostatních případech jsou buď obě časové řady stacionární, nebo je stacionární pouze jedna a druhá je nestacionární. U Velké Británie však kointegrační vztah prokázán nebyl. U zemí Latinské Ameriky a jihovýchodní Asie v případě rozpočtového deficitu stacionarita prokázána byla, avšak v případě deficitu běžného účtu platební bilance nikoliv. Vztah těchto dvou panelů je tedy nevybalancovaný a kointegrace zde nemůže být. Určité podobnosti panelů lze sice najít u zemí Latinské Ameriky, statisticky však prokázány nebyly.

Z uvedeného vyplývá, že jsme neprokázali přítomnost dlouhodobého kauzálního vztahu rozpočtového deficitu a deficitu běžného účtu platební bilance. Analýza panelových dat má oproti klasické analýze výhodu v tom, že se zde používá výrazně větší množství dat, přesto je možné, že uvedené výsledky mohly být ovlivněny relativně krátkými časovými řadami. Domníváme se, že by bylo užitečné zejména u zemí Latinské Ameriky a jihovýchodní Asie časové řady prodloužit směrem do minulosti, starší data však k dispozici v pramenech, ze kterých jsme čerpali nebyla. V této studii byly časové řady rozpočtového deficitu a deficitu běžného účtu chápány jako úrovně. Protože však z ekonomického hlediska může být rozpočtový deficit interpretován jako dynamická charakteristika státního dluhu a deficit běžného účtu jako dynamická charakteristika čisté investiční pozice, bylo by logické začít zkoumáním vztahu právě těchto veličin. Na druhou stranu je však třeba poznamenat, že difference časových řad státního dluhu a čisté investiční pozice země vede k ukazatelům, které nejsou identické s rozpočtovým deficitem a deficitem běžného účtu (jsou statisticky jinak zjišťované). Pokud by však vykazovaly alespoň podobný průběh, bylo by možné touto analýzou získat další důležité informace.

Literatura

Arlt, J.: *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha, Grada Publishing 1999.

Baltagi, B. H.: *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester, John Wiley, UK 2001.

Baltagi, B. H., Fomby, T. B., Hill, R. C. (eds.): *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*. Amsterdam, Elsevier Science 2000.

Breitung, J.: The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In: Baltagi, B. H., Fomby, T. B., Hill, R. C. (eds.): *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*. Amsterdam, Elsevier Science 2000, s. 161-178.

DSI Campus Solution (databáze časových řad International Statistical Yearbook, Eurostat, Mezinárodního měnového fondu): <http://195.145.59.167/ISAPI/Login.dll/login?lg=e>

European Commission: *European Economy – Public Finances in EMU*. Brussel, EC 2004.

Hadri, K.: Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root in Panel Data with Serially Correlated Errors. Manuscript, Liverpool, University of Liverpool, Department of Economics and Accounting 1999.

Harris, R. D. F., Tzavalis, E.: Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed. *Journal of Econometrics*, 1999, č. 91, s. 201-226.

Chiang, M. H., Kao, Ch.: Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 – A User Guide, 2001. <http://www.maxwell.syr.edu/maxpages/faculty/cdkao/working/npt.html>

Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y.: Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels. University of Cambridge, DAE Working Paper 1997. No. 9526, revised version.

- Kao, C.:** Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 1999, č. 90, s. 1-44.
- Karlson, S., Löthgren, M.:** On the Power and Interpretation of Panel Unit Root Tests. *Economics Letters*, 2000, č. 66, s. 249-255.
- Levin, A., Lin, C. F.:** Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. San Diego, University of California 1992 Discussion Paper No. 92-93.
- Levin, A., Lin, C. F.:** Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. San Diego, University of California 1993 Discussion Paper No. 93-56.
- Maddala, G. S., Wu, S.:** A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, č. 61, s. 631-652.
- Pedroni, P.:** Panel Cointegration: Asymptotics and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. West Lafayette, (IUPUI) Indiana University 1995 Working Papers in Economics No. 95-013.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., Smith, R. P.:** Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of American Statistical Association*, 1999, č. 94, s. 621-634.
- Phillips, P. C. B., Moon, H.:** Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data. *Econometrica*, 1999, č. 67, s. 1057-1111.
- Phillips, P. C. B., Moon, H.:** Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments. *Econometric Reviews*, 2000, č. 19, s. 263-286.

THE RELATIONSHIP OF BUDGET DEFICIT AND CURRENT ACCOUNT BALANCE – PANEL DATA ANALYSIS

Josef ARLT, Markéta ARLTOVÁ, University of Economics, 4, W. Churchill Sq., CZ – 130 67 Prague 3 (e-mail: arlt@vse.cz; arltova@vse.cz).

Abstract:

Panel data are increasingly being used in both macro- and micro-level studies of economic problems. Macro-panel data (i denotes countries) are characteristic by sufficiently long time series to be able to analyze panel spurious regression and panel cointegration. According to the main stream of the economic theory the budget deficits leads to deterioration in the current account balance. The panel long-run causal relation is examined in the case of the four groups of countries. For the Granger causality test the panel cointegration analysis is needed. The panel cointegration relationships were not found in any case. Some similarities in the panels were found in the case of Latin America countries but they are not significant.

Keywords: panel data, budget deficit, current account balance, causality, panel cointegration analysis

JEL Classification: E62, C22, C23