



Central European Review of Economic Issues

EKONOMICKÁ REVUE



Formování úvěrových trhů vybraných zemí Evropské unie: Analýza užitím panelové regrese

Tomáš HERYÁN, Silesian University in Opavaⁱ

Abstract

This paper aims to explore the credit markets' development of selected EU countries by selected economic variables. The article shows the common features of credit markets in selected EU countries. When comparing the results of both methods, we can identify several similarities, but also some contradictory results. Main results show that the EU credit markets' panel regression have some weaknesses due to non-existing cointegration causalities. The work is initially focused on data analysis of 25 EU member states. The analysis is selected on the basis of the existence of cointegration causalities for using the method of least squares. The same panel data are then analyzed by the GMM. The second method also allows the installation of a generalized regression model constructed from the data in a selected panel of 25 countries. The annual frequency data includes the data from the period 1998 to 2009.

Keywords

Cointegration, credit market, panel data, stationarity, the least squares method, the generalized method of moments.

JEL Classification: C32, E40, E43, F36

ⁱ Department of Finance, The School of Business Administration in Karviná, Silesian University in Opava, Univerzitní nám. 1934/3, 733 40 Karviná, Czech Republic.

heryan@opf.slu.cz

Research behind this paper was supported by the Student Grant Competition of Silesian University within the project SGS 25/2010 *Financial integration in the EU and its effect on corporate sector.*

1. Úvod

Úvěrové trhy členských zemí EU se liší nejen v závislosti na velikosti ekonomiky. Rozdíly mohou vyvstávat také na místě ekonomických vazeb vysvětlujících chování trhů úvěrů v důsledku odlišnosti finančních systémů jednotlivých zemí. To však neznamená, že nemá smysl zkoumat vliv vybraných ekonomických veličin na formování trhů úvěrů ve více zemích hospodářského celku, jakým je Evropská unie. V případě, že data těchto zemí splňují předem dané podmínky, mohou metody panelové regrese i v současnosti pomoci ukázat na některé společné rysy úvěrových trhů. Užití panelové regrese může být z některých pohledů kritizováno, avšak nepopíratelným faktem zůstává, že v oblasti ekonometrie je to

právě tento typ metodologie, který prochází neustále procesem zdokonalování a evoluce.

Vazby vybraných ekonomických proměnných na úvěrový trh má rozhodně smysl sledovat. Trh úvěrů se dostal do popředí globálního zájmu zejména v souvislosti s finanční krizí vzniklou na konci první dekády 21. století. Internacionalizace a globalizace finančních trhů zjevně prokázala, že jej nelze opomíjet ani v ekonomikách s finančním systémem založeným na kapitálových trzích. Vývoj vlivu některých ekonomických veličin na úvěrové trhy může také ukázat na potenciál klesajícího zdraví poskytnutých úvěrů, případně i vztah tvorby hrubého domácího produktu a úvěrových trhů daných zemí.

Cílem tohoto článku je popsat formování úvěrových trhů vybraných zemí EU pomocí vybraných ekonomických proměnných a ukázat na společné rysy úvěrových trhů některých zemí. Výstup v podobě panelových regresních modelů vyjadřuje regresní rovnice pro úvěrové trhy zemí vybraných na základě existence obdoby vazeb mezi jednotlivými proměnnými.

Práce je rozdělena do několika na sebe navazujících částí. Po Úvodu následuje rozbor teoretických východisek, kdy diskutujeme zkoumanou problematiku, ale také odkazujeme na množství literatury věnující se rovněž ekonometrii. Dále podrobná deskripce námi použitých dat a užití metodologie. Empirická část pak obsahuje diskuzi nad dosaženými výsledky práce. Součástí článku je samozřejmě i Závěr a použité zdroje literatury, rovněž ale také 3 přílohy obsahující výstupy vlastních ekonometrických výpočtů.

2. Teoretická východiska

Formováním úvěrového trhu chápeme proces vývoje trhů bankovních úvěrů více ekonomik, kdy na jejich pokles či růst působí vybrané ekonomické veličiny. Bankovní úvěry lze členit z mnoha hledisek, v našem případě ale při ilustraci vývoje úvěrových trhů vycházíme z aktivních položek rozvah za celé bankovní sektory jednotlivých členských zemí EU. Při úvěrování hovoříme o poskytnutí cizích finančních prostředků protistraně, tyto prostředky však mají svůj původ.¹ Proto naši první vysvětlující proměnnou bude vývoj bankovních depozit, z nichž jsou úvěry poskytovány. Vliv vývoje přijatých depozit na vývoj trhu úvěrů předpokládáme kladný, čím více depozit banky přijímají, tím více úvěrů mohou poskytnout.

Rozhodnutí v oblasti měnové politiky a stranu nabídky úvěrového trhu zkoumají Brissimis a Delis (2009). Jedná se však o nalezení nabídkové funkce z široké datové základny bankovních účetních výkazů v panelu, s přihlédnutím ke kapitálu, likviditě i velikosti jednotlivých bank. V makroekonomickém kontextu zkoumají úvěrový trh Hume a Sentance (2009). Do kontextu navíc vkládají tvorbu tzv. globálních úspor a jejich vliv na trh úvěrů. Diskutují úvěrový trh z pohledu jednotlivých ekonomických učení. Ve své práci popisují také vliv inflace na úvěrový trh. My však zohledňujeme fakt, že banky úvěrují za nominální sazbu, ve které je zohledněna inflace tak, aby, *ceteris paribus*, reálná sazba zůstala stejná.

Další nespornou ekonomickou veličinou, která má vliv na množství poskytnutých úvěrů, je cena za tuto službu v podobě úroků z úvěrů. Jejich vývoj můžeme při našem širokém úhlu pohledu na úvěrový trh demonstrovat pomocí úrokových sazeb. Vztahu vývoje úrokových sazeb a trhů úvěrů předpokládáme inverzní, bude-li cena nižší, bude poptávané množství po úvěrech vyšší. Vztahu trhu úvěrů a vývoje úrokové míry se ve své práci věnuje Jorge (2009). Dochází však k závěru, že úvěrové trhy reagují na změnu úrokové sazby se značným zpožděním, což je dle něj způsobeno zejména výší vlastního kapitálu bank.

Při zvážení celého procesu poskytnutí úvěru hraje klíčovou roli vždy bonita žadatele o úvěr. Tu je při makropohledu pro daný počet zemí a ještě větší počet žadatelů složité vyjádřit. Teoreticky si ji však můžeme odvodit z míry nezaměstnanosti², mělo by totiž platit, že nezaměstnaní lidé nejsou schopni splácet své náklady plynoucí z úvěrů a představují pro banky větší riziko. Za splnění podmínky převahy poskytování zdravých úvěrů bonitním klientům by tedy měl platit inverzní vztah vývoje nezaměstnanosti a úvěrového trhu. Problematice vztahu úvěrového trhu a nezaměstnanosti se podrobně věnují Dromel a kol. (2010). Dokazují, že na trh úvěrů má vliv nejen míra nezaměstnanosti, ale také vytrvalost jejího trendu.

Konečně pak, po poskytnutí úvěru, vzniká jeho žadateli možnost vytvořit naplněním svého investičního záměru nějakou přidanou hodnotu. Ta jednak pokryje náklady vynaložené na využití cizích zdrojů, ale umožní mu dosáhnout i jisté míry zisku. Při pohledu na jednotlivé země bude určitě zajímavý vztah jejich vývoje hrubého domácího produktu a trhu úvěrů. Ten předpokládáme kladný. Vztah vývoje trhu úvěrů, HDP a dopadů ekonomických cyklů zkoumají Laeven a Majnoni (2003). Současné studie zatím v tomto směru zaostávají díky probíhající globální finanční krizi. Další testování bude možné až po jejím úplném odeznění.

Určitě by bylo zajímavé sledovat i další vybrané ekonomické proměnné v podobě vývoje mezd zaměstnanců daných lokalit, investice firem měřené vývojem hrubého fixního kapitálu apod. Tyto údaje však nebyly k dispozici ze stejného zdroje nebo tato data nevyhovovala následnému použití panelové regrese.

¹ Vztahu bankovních úvěrů a depozit se více věnuje Heryán (2010b) v práci, která je analýzou zpracovanou na základě dat z databáze EBF (*European Banking Federation*).

² Míra nezaměstnanosti se také jevila jako statisticky významná pro vývoj tempa růstu úvěrového trhu v České republice, když Heryán (2010a) zkoumá tuto problematiku pomocí jednoduché OLS regrese (*Ordinary Least Squares*, metoda nejmenších čtverců).

3. Data a metodologie

Veškerá použitá data jsou kvantitativního, sekundárního charakteru. Jedná se o časové řady. Jako datová základna nám poslouží statistická databáze Evropské bankovní federace, EBF (*European Banking Federation*), z jejichž závěrečných rozvah bankovních sektorů jednotlivých členských zemí EU použijeme celkový stav poskytnutých úvěrů a sumu přijatých depozit v mil. EUR. Druhým zdrojem bude statistická databáze Mezinárodního měnového fondu, IMF (*International Monetary Fund*), z níž byla čerpána data pro HDP v běžných cenách měny dané země a nezaměstnanost zkoumaných zemí v tis. obyvatelstva. Jelikož je předmětem zkoumání úvěrový trh, bude nutné zohlednit i úrokovou sazbu. Úrokové sazby úvěrů se samozřejmě liší nejen u jednotlivých typů úvěrů, ale v konečném důsledku zejména dle již zmíněné bonity individuálních zájemců úvěrování. Z teoretického hlediska však vycházíme z předpokladu, že krátkodobé úrokové sazby mají vliv na dlouhodobé, ne naopak. Proto zahrneme data v podobě krátkodobých sazeb peněžního trhu všech zemí, z databáze IMF.

Sběr dat byl prováděn na vzorku 25 zemí EU (data za Rumunsko nebyla k dispozici a Kypr obsahoval příliš krátkou časovou řadu), v časovém horizontu od roku 1998 až 2009 a veškerá data jsou na roční frekvenci. Při následném vyjádření tempa růstu v jednotlivých letech dostaneme časové řady o 11 změnách. Přikláníme se k názoru, že při regresi nejde o to dosáhnout neoptimalnějšího výsledku modelu, avšak za efektivní považujeme výstup modelu, který má nějakou vypovídací hodnotu, korespondující s realitou a ekonomickou praxí.

Metodologie pro použití panelové regrese metodou nejmenších čtverců je striktně stanovena. Data je nejprve nutné správně rozdělit do jednotlivých panelů (proměnné tvoří časové řady jednotlivých ekonomických veličin pro vybrané země), potvrdit u nich stacionaritu a prozkoumat dlouhodobou kauzalitu. Teprve poté je možné na základě existence dlouhodobých vazeb selektovat vzorek zemí vhodných pro panelovou regresi. Bez těchto kroků by výstup nemohl být považován za objektivní. Následně pak tedy vytvoříme panely nové, s daty zemí, mezi nimiž existuje dlouhodobá vazba mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou a teprve ty použijeme pro tvorbu modelu panelové regrese. Vysvětlovanou proměnnou nám bude vždy tempo růstu úvěrového trhu. Vysvětlující proměnné jsou tempo růstu depozit, tempo růstu HDP, tempo růstu nezaměstnanosti a tempo růstu úrokové sazby.

Metodologii obdobnou naší používá při zkoumání úrokového diferenciálu a vysvětlujících makroekonomických veličin také Bernhardsen (2000). Pracuje však s nestacionárními časovými řadami a ve své práci

konstruuje pouze dynamický regresní model. Kitazawa (2001) ve své krátké práci dokazuje, že lepších výsledků dynamického modelu s fixními efekty můžeme dosáhnout při transformaci v exponenciální regresi použitím zobecněné regresní metody³ (*Generalized Method of Moments*, dále GMM), ne metodou nejmenších čtverců. Fixním efektům a závislostem mezi panely i průřezy v nich se věnuje Sarafidis a kol. (2009). Tvrdí, že výstup metody GMM je platný i za situace, že se jedná o krátké časové řady, avšak při splnění podmínky širokého průřezu v panelu. Z tohoto důvodu můžeme metodu použít i pro naši situaci. Panelová data tvoří členské země EU a časová řada bude pouze o 12 stavových údajích na roční bázi. Fixní efekty můžeme předpokládat průřezové, tedy mezi jednotlivými zeměmi,⁴ i když v případě nehomogenního uskupení, jakým je EU, jsou fixní efekty diskutabilní.

3.1 Panelový regresní model

Každý vztah, ať už hovoříme o jednoduché, nebo panelové regresi, použitím metody nejmenších čtverců nebo dále popsané zobecnělé metody GMM popisuje vliv vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Metoda GMM navíc zahrne jako vysvětlující proměnnou vliv tempa růstu předchozího období proměnné vysvětlované. Důležité jsou zejména koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných a jejich znaménka. Předpokládáme popsání teoretického modelu následujícím vztahem, vyjádřeným obecnou rovnicí:

$$l_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{i(t-1)} + \alpha_2 de_{it} + \alpha_3 i_{it} + \alpha_4 nez_{it} + \alpha_5 hdp_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

kde l_{it} představuje tempo růstu poskytnutých úvěrů i zemí v čase t , vysvětlovanou proměnnou, jíž vysvětluje konstanta, $l_{i(t-1)}$ tempo růstu úvěrů v minulém roce, de_{it} tempo růstu depozit, i_{it} tempo růstu úrokové sazby, nez_{it} tempo růstu nezaměstnanosti, hdp_{it} tempo růstu hrubého domácího produktu, a reziduální složka ε_{it} . Data jsou na roční frekvenci za období let 1998 až 2009 včetně. V konečném výstupu jsou pak samozřejmě ponechány pouze statisticky významné vysvětlující proměnné.

Primární regresní model následně vysvětluje vysvětlovanou proměnnou, tempo růstu úvěrů, pomocí dvou statisticky významných vysvětlujících proměnných. Jsou jimi tempo růstu depozit a tempo růstu

³ Metodu GMM podrobně rozebírají ve své práci Mátyás a Sevestre (1996), kapitola 6.1.

⁴ Fixními efekty a jejich testováním se detailně zabývá Baltagi (2005), kapitola 3.2. Problematice fixních efektů věnují rovněž pozornost ve své práci Mátyás a Sevestre (1996), kapitola 3.2.

HDP (panely obsahují data Francie, Německa, Polsko, Litvy, Slovinska, Lichtenštejnska a Maďarska). Model následně konstruujeme znovu, kdy na základě existence dlouhodobých vazeb použijeme namísto HDP, produkt až následujícího období (panely tak obsahují data Portugalska namísto Maďarska). Statisticky významné proměnné jsou pak tempo růstu depozit, tempo růstu nezaměstnanosti, a autoregrese. U dvou nově vytvořených panelů bylo pro užití metody nejmenších čtverců opět nutné prozkoumat stacionaritu (viz následující kapitola). Výběr zemí na základě kointegrace podrobně popisuje Příloha 3.

4. Empirická část

V následující části článku bude pozornost zaměřena na problematiku stacionarity časových řad a dále i na problematiku dlouhodobé kauzality v panelových datech. Zkoumání stacionarity je pro panelovou regresi naprosto nezbytné. Vycházíme zde ale rovněž z názoru, že existence kointegračních vazeb zvyšuje vypovídací hodnotu výstupu panelové regrese, která je podstatou empirie tohoto článku. Přílohy na konci článku obsahují numerické výsledky vybraných ekonometrických testů, panelové regrese a právě kointegrace, na jejímž základě byly panely vytvořeny.

4.1 Stacionarita v panelech

Pro vytvoření kvalitního regresního modelu z dat v panelech je nutné použít stacionární časové řady⁵. Levin a kol. (2002) ve své práci dochází k závěru, že potvrzení stacionarity v panelu prostřednictvím testů jednotkového kořene a vyvrácením nulové hypotézy může být užitečné zvláště v případě studií zabývajících se analyzováním ekonomických odvětví, popř. průřezových ekonomických ukazatelů za jednotlivé země. Problematiku stacionarity však může zkomplikovat existence křížových korelací mezi jednotlivými zástupci dat v panelu. Různé druhy testů jednotkového kořene pak mohou mít odlišné výsledky. K tomuto závěru dospívá ve své práci rovněž Im a kol. (2003).

Vezmeme-li v úvahu záměr testovat tempa růstu u všech zkoumaných veličin, musíme u nich prokázat stacionaritu v panelu na první diferenci. Zkoumáním stacionarity prostřednictvím kombinací všech dostupných testů v programu Eviews 7 jsme skutečně prokázali, že námi nasbíraná data v panelech jsou stacionární na prvních diferenciích, a jsou tedy vhodná pro následnou regresi.

⁵ Problematikou stacionarity v panelech, včetně podrobného popisu různých druhů testů jednotkového kořene, se ve své práci zabývá Baltagi (2005), kapitola 12.2.

4.2 Panelová kointegrace

Dlouhodobá kauzalita se zkoumá pomocí kointegrace. Ke zkoumání jsou vhodné naopak časové řady nestacionární. Data ekonomického charakteru mívají mnohdy vlastnost, že bývají stacionární až na první diferenci, což značí, že je lze použít jak pro zkoumání kointegračního vztahu, tak pro následný regresní model po převedení na tempa růstů. Na problematiku panelové kointegrace a nesourodost výsledků poukazuje ve své práci Gutierrez (2003). Je pravdou, že dlouhodobá kauzalita v panelu nemusí i může být prokázána, avšak průřezové dlouhodobé vztahy naopak mohou i nemusí platit. Proto na základě kointegračních vztahů můžeme panely přizpůsobit, pokud je to možné. Westerlund a Basher (2008) tvrdí, že špatná interpretace kointegrace může v konečném důsledku ohrozit celkový výstup dané studie. V naší práci byla problematice dlouhodobé závislosti věnována značná míra pozornosti.

Přikláníme se k názoru, že by měla mezi jednotlivými panely s vysvětlujícími proměnnými a proměnnou vysvětlovanou existovat dlouhodobá vazba. Kointegrací, pomocí Johansenova testu, byla prokázána pouze částečná vazba mezi panely. Země, mezi kterými vazba nebyla prokázána, se ale u jednotlivých panelů lišily. Na základě existence nejméně 1 kointegrační vazby nám zůstalo z původních 25 zemí EU pouze 7 vhodných k testování pomocí panelové regrese. Jsou jimi Francie, Německo, Polsko, Litva, Slovinsko, Lichtenštejnsko a Maďarsko. Struktura bankovních sektorů a makroekonomické ukazatele těchto zemí mají společné atributy pro další možné testování. Příloha 3 obsahuje detailní výstup v podobě tabulky s výsledky kointegračních vazeb, na jejichž základě byly vytvořeny panely, mezi nimiž existuje statisticky významná dlouhodobá kauzalita.

Je ale nutno vzít v úvahu jednu možnou hypotézu. Vysvětlovanou proměnnou v našem modelu je tempo růstu úvěrového trhu, vysvětlující pak tempo růstu HDP. Co když je tomu ale naopak a růst úvěrů nám způsobí růst HDP až následujícího období. Pak by vysvětlující proměnná pro růst tempa úvěrů v regresi měl být až produkt následujícího roku. Úvěry vytvářejí investice firem, což přispívá ke zvýšení HDP s možným zpožděním. Proto je v tabulce 1 testován i kointegrační vztah mezi stavem úvěrů a produktem následujícího období, HDP (+1). Tabulka 1 ukazuje, počet vazeb. Dokonce se nám snížil i počet párů bez dlouhodobé vazby. Změnila se ale i struktura zemí, které vazbu nemají, což zapříčinilo, že pokud budeme rovněž testovat panely s HDP následujícího období, musíme v nich zahrnout data Portugalska, namísto dat Maďarska (opět tedy data 7 zemí v panelech). Až výstup panelové regrese nám ukáže, zda námi vytvořená hypotéza měla smysl.

4.3 Diskuze nad dosaženými výsledky

V Příloze 1 je ukázáno, že v panelovém regresním modelu pro tempo růstu úvěrových trhů první skupiny sedmi členských zemí EU, metodou nejmenších čtverců, se jevíly statisticky významné pouze dvě vysvětlující proměnné v podobě tempa růstu depozit a tempa růstu HDP. Koeficient tempa růstu HDP je vyšší než koeficient tempa růstu bankovních depozit, což se na první pohled může jevit jako zavádějící. Nicméně z makroekonomického hlediska si musíme uvědomit skutečnost, že HDP tvoří také úspory domácností, jejichž hlavní součástí tvoří bankovní depozita. Proto tento vztah může skutečně platit. Hodnota *Durbin-Watson* ukazatele svědčí o existenci záporných autokorelací v použitých časových řadách, které zkreslují celý regresní model. Hodnota ukazatele by se dala harmonizovat do optimální hranice dosažením fixních efektů do periody, jejich užití však neprokazují další ekonometrické testy. Výsledky koeficientů alternativních testů se sice v zásadě razantně neliší, zavedení fixních efektů do periody si ale neumíme vysvětlit ani ekonomickým vztahem. Námi vyjádřený vztah, popsáný v Příloze 1 první rovnicí koeficienty pro tempo růstů daných veličin, vysvětlující asi 69,58 %, je nutno brát jako odhad.

Druhý regresní model metodou nejmenších čtverců tedy pracuje s panely dat opět 7 zemí EU, kdy se jejich složení mění na základě kointegrace a dlouhodobého vztahu. Jako vysvětlující proměnná je namísto HDP zahrnut HDP následujícího roku, navíc se mění složení zemí v panelu (viz Příloha 1). Naši hypotézu o zpoždění a působení úvěrového trhu na HDP následujícího roku můžeme zamítnout. Tato veličina nepatří mezi statisticky významné proměnné vysvětlující vysvětlovanou proměnnou v podobě tempa růstu úvěrového trhu. Dlouhodobá kauzalita však byla přes tento aspekt mezi těmito veličinami prokázána ve čtyřech případech dokonce i oběma směry, proto tento model má také jistou vypovídací hodnotu, zejména co se nezaměstnanosti týče. V jejím případě svědčí záporná hodnota statisticky významného koeficientu o potenciálu převahy zdravých úvěrů, protože pro tempo růstu úvěrů a nezaměstnanosti platí inverzní vztah. Do panelového regresního modelu byly nyní dle vyhodnocení testů přidány průřezové fixní efekty a byla přidána nová vysvětlující proměnná v podobě

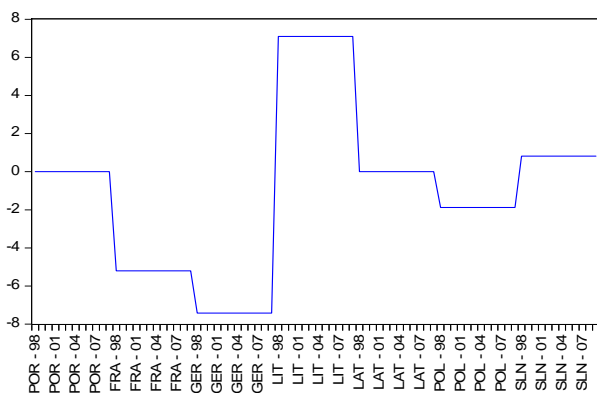
stacionární autoregrese (L_{-1}), tedy vliv minulého období úvěrového trhu na období současné (u předchozího případu se tato autoregrese nejevila jako statisticky významná). Teoreticky lze naše počínání vysvětlit faktem, že poskytování cizích finančních prostředků je omezeno jistou horní hranicí, která vyjadřuje zadluženost klientů bank. Proto dle našeho názoru může existovat statisticky významný vztah minulého období tempa růstu úvěrů na období současné. Hodnota *Durbin-Watson* statistického ukazatele je v pořádku. Je ale nutno poznamenat, že v modelu se nyní vyskytují kladné, tedy oproti předchozímu případu opačné autokorelace. Vliv vysvětlujících proměnných na vývoj tempa růstu úvěrového trhu, vysvětlující asi 74,58 %, můžeme popsat koeficienty druhé rovnice Přílohy 1.

Regresní modely rozhodně nevysvětlují 100 %, proto je nutno věnovat pozornost také zbytku v podobě zkoumání vztahů reziduálních složek a vysvětlujících proměnných. První model má z tohoto pohledu rozhodně větší váhu, protože korelační hodnota i koeficient *t*-statistiky se blíží k nule, zatímco pravděpodobnost dokazuje, že se nejedná o statisticky významný vztah. V případě druhého modelu nabývá korelace reziduální složky a tempa růstu úvěrů minulého roku kladné hodnoty 0,26, a jeví se jako statisticky významná.

Přes tento fakt je zajímavé ilustrovat fixní průřezové efekty druhého modelu v obrázku 1. Můžeme sledovat odlišnosti vyspělých ekonomik, jakými jsou Francie a Německo, proti tranzitivním ekonomikám. Tyto rozdíly mohou být dány existencí nejrůznějších ekonomických odlišností, nejen co se úvěrových, ale také kapitálových trhů týče. Při různých typech finančních systémů a vyspělosti kapitálového trhu dané země totiž mohou subjekty získávat cizí finanční prostředky nejen ve formě úvěrů (nasvědčuje tomu i situace Polska). Zkoumání této problematiky však dalece překračuje rámec této práce. Rozsah práce nám neumožňuje ani zveřejnění kompletních výsledků jednotlivých testů (např. kointegrace, korelací apod.), veškerých možných alternativ výstupů regresních modelů, včetně testů zavádění fixních efektů do periody i průřezu panelů. Část výstupu je ale pro ilustraci obsažena přílohou.

Tabulka 1 Dlouhodobé vazby mezi proměnnými

$x > 0,05$	Úvěry, depozita	Úvěry, HDP (+1)	Úvěry, HDP	Úvěry, nezaměstnanost	Úvěry, úroková míra
žádná kointegrace	10	10	14	10	10
1 kointegrační vazba	11	11	10	10	11
2 kointegrační vazby	4	4	1	5	4



Obrázek 1 Fixní průřezové efekty mezi zeměmi

Z námi konstruovaných modelů vyvstávají jistě otázky, například zda by měl mít vliv na tempo růstu úvěrového trhu skutečně i vývoj minulého období a zda má být skutečně inverzního vztahu. V jednoduchosti by to znamenalo, že čím méně se v minulém roce úvěrovalo oproti předchozímu období, tím více se bude úvěrovat v následujícím roce.

Zavádění časových posunů do regresních modelů při použití metody nejmenších čtverců bývá často kritizováno, proto jsme pro srovnání výsledků použili také zobecněnou regresní metodu GMM, zmíněnou již dříve. Model je koncipován stejným způsobem s použitím totožných proměnných. Rozdíl je v tom, že namísto tempa růstu do něj můžeme vkládat stavové absolutní veličiny, software si pak vytvoří první diference sám. Zadává však při nich automaticky fixní průřezové efekty mezi jednotlivými zeměmi a automaticky zahrnuje vliv úvěrového trhu v předchozím roce. Na výstupu Přílohy 2 můžeme vidět zásadní změnu ve statistické významnosti všech zahrnutých proměnných. Statisticky významným se nyní stává i vliv ceny úvěrů v podobě tempa růstu úrokové míry. Rovnice popisující regresní vztah při použití metody GMM, bez konstanty, je následujícího tvaru, zobrazeného v Příloze 2 (rovnice 3).

Od stejného komentáře však upustíme v případě regresního modelu prostřednictvím metody GMM pro druhou skupinu zemí EU, při zahrnutí proměnné v podobě HDP následujícího roku. Jako statisticky významné proměnné se jeví opět pouze vliv tempa růstu deposit, úvěrů předchozího roku a nezaměstnanosti, tedy stejně jako tomu bylo při použití metody nejmenších čtverců. HDP následujícího období a úroková míra jsou v modelu panelové regrese statisticky nevýznamné veličiny. Nyní skutečně můžeme vyvrátit hypotézu, že díky zpoždění existuje významná vazba mezi úvěrovým trhem a produktem následujícího období. Na koeficientu chyby modelu můžeme navíc sledovat, že předchozí GMM model dosahuje optimálnější hodnoty. Rovnice 4 v Příloze 2

popisuje tedy neplatný vztah vysvětlující úvěrový trh, který můžeme vidět v regresním modelu.

Co se týče metody GMM, nespornou výhodou je jednoduchost jejího provedení. Data v panelech nemusí být stacionární, nemusíme zkoumat dlouhodobou kauzalitu. Metoda automaticky zohledňuje historický vývoj námi zkoumané veličiny. Proto můžeme v konečné fázi vytvořit panelový regresní model pro původních 25 členských zemí EU. Můžeme konstatovat některé zajímavosti, co se týče výstupu panelové regresní metody GMM. Nejenže všechny vysvětlující proměnné jsou statisticky významné, model rovněž dosahuje mnohem nižší chyby než předchozí dva modely konstruované stejnou metodou. Chyba modelů při užití metody nejmenších čtverců je ale na mnohem nižší úrovni. Z důvodu nevhodnosti dat v panelech je poslední rovnice popisující formování úvěrového trhu EU tvaru zobrazeného v Příloze 2 (rovnice 5).

5. Závěr

Cílem článku bylo popsat formování úvěrových trhů vybraných zemí EU pomocí vybraných ekonomických proměnných a ukázat na společné rysy úvěrových trhů některých zemí. Můžeme konstatovat, že výsledky obou námi užitých metod mají některé společné rysy a v něčem se zásadně rozcházejí. Co se týče vlivu vybraných ekonomických veličin, přikláníme se k vyvrácení hypotézy, že díky zpoždění existuje statisticky významná vazba mezi úvěrovým trhem a HDP následujícího období. Panelové regresní modely totiž v obou případech vycházely kvalitněji při zohlednění vztahu tempa růstu úvěrového trhu s tempem růstu HDP téhož roku.

Pro správnou komparaci a interpretaci dosažených výsledků se odkazujeme na regresní rovnice obsažené v přílohové části tohoto článku. Můžeme sledovat, že společným rysem je výše koeficientu pro vývoj deposit (ten osciluje kolem hodnoty 0,60) a inverzní vztah nezaměstnanosti a úvěrového trhu. Tento fakt svědčí o potenciálu převahy zdravých úvěrů nad úvěry špatnými. Částečně se výsledky rozcházejí v názoru na vliv předchozího období trhu úvěrů na období současné, kdy se spíše přikláníme k názoru, že tato vazba by měla existovat. Otázkou ale zůstává, jakého by měla být charakteru. Výstupy použitých metod se pak v modelech zcela rozcházejí při zohlednění úrokové míry a HDP. Dle našeho názoru přesnější metoda, metoda nejmenších čtverců, nepovažuje změnu tempa růstu daného typu krátkodobé úrokové míry za statisticky významnou. Zobecněná regresní metoda GMM ji naopak považuje za klíčovou, navíc s kladným znaménkem koeficientu, což si nedokážeme vysvětlit. Vztah úvěrového trhu a HDP naopak první zmíněná metoda popisuje skrze druhou klíčovou

vysvětlující proměnnou, metoda GMM však tomuto vztahu přisuzuje, ač statisticky významnou, prakticky ale nulovou váhu.

Úplným závěrem nutno poznamenat, že i když jsou některé naše výsledky spíše dílčího charakteru, lze je rozhodně podrobit dalšímu zkoumání. Například vztah úvěrů a depozit vyjádřený poměrovými ukazateli k celkové bilanční sumě konsolidovaných účetních výkazů jednotlivých bank, jejich vývoj oproti vývoji úrokových nákladů a výnosů, ukazatelům ziskovosti bankovního sektoru a další možné zkoumání ekonomických vazeb (zejména na nezaměstnanost, a pokud jsou k dispozici data, tak na ekonomickou aktivitu firem a domácností).

Poděkování

Tímto chci poděkovat svému školiteli, kterým je *doc. Ing. Daniel Stavárek, Ph.D.* Díky němu a jeho odbornému vedení jsem byl v průběhu svého studia schopen podávat vynikající výsledky. Rovněž chci poděkovat osobě, bez níž by tento článek zřejmě nevznikl. Je to *Ing. Stanislav Matuszek*, který ve svém volném čase vynaložil nemalé úsilí, aby mě zasvětil do problematiky panelové regrese.

Literatura

BALTAGI, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. Chichester: Wiley.

BERNHARDSEN, T. (2000). The relationship between interest rate differentials and macroeconomic variables: a panel data study for European countries. *Journal of International Money and Finance* 19(2): 289–308.

[http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00002-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00002-4)

BRISSIMIS, S. N., DELIS, M. D. (2009). Identification of a loan supply function: A cross-country test for the existence of a bank lending channel. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 19(2): 321–335.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2008.01.004>

DROMEL, N. L., KOLAKEZ, E., LEHMANN, E. (2010). Credit constraints and the persistence of unemployment. *Labour Economics* 17(5): 823–834.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.labeco.2010.04.005>

GUTIERREZ, L. (2003). On the power of panel cointegration tests: a Monte Carlo comparison. *Economics Letters* 80(1): 105–111.

[http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(03\)00066-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(03)00066-1)

HERYÁN, T. (2010a). Analýza tuzemského úvěrového trhu. In: *Sborník příspěvků Mezinárodní Bařovy konference pro doktorandy a mladé vědecké pracovníky*. Zlín: Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, Složka Finance a účetnictví, 14.

HERYÁN, T. (2010b). Využití depozit pro úvěrovou činnost bank v jednotlivých zemích Evropské unie. In: *Sborník příspěvků III. Mezinárodní vědecké konference doktorandů a mladých vědeckých pracovníků*. Karviná: Slezská univerzita v Opavě, 1205–1210.

HUME, M., SENTENCE, A. (2009). The global credit boom: Challenges for macroeconomics and policy. *Journal of International Money and Finance* 28(8): 1426–1461.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.009>

IM, K. S., PESARAN, M. H., SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115(1): 53–74.

[http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)

JORGE, J. (2009). Why do bank loans react with a delay to shifts in interest rates? A bank capital explanation. *Economic Modelling* 26(5): 799–806.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2009.01.003>

KITAZAWA, Y. (2001). Exponential regression of dynamic panel data models. *Economics Letters* 73(1): 7–13.

[http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00467-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00467-0)

LAEVEN, L., MAJNONI, G. (2003). Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late? *Journal of Financial Intermediation* 12(2): 178–197.

[http://dx.doi.org/10.1016/S1042-9573\(03\)00016-0](http://dx.doi.org/10.1016/S1042-9573(03)00016-0)

LEVIN, A., LIN, CH., CHU, CH. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108(1): 1–24.

[http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)

MÁTYÁS, L., SEVESTRE, E. (1996). *The Econometrics of Panel Data*. Hardcover: A Handbook of the Theory with Applications. London: Kluwer Academic Publishers.

SARAFIDIS, V., YAMAGATA, T., ROBERTSON, D. (2009). A test of cross section dependence for a linear dynamic panel model with regressors. *Journal of Econometrics* 148(2): 149–161.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.10.006>

WESTERLUND, J., BASHER, S., A. (2008). Mixed signals among tests for panel cointegration. *Economic Modelling* 25(1): 128–136.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2007.05.003>

Příloha 1 Ekonometrický výstup vlastních výpočtů metodou nejmenších čtverců

Panelová regrese pro tempo růstu úvěrového trhu 7 zemí EU skupina 1 (rovnice 1)

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Chyba	t-statistika	Pravděpodobnost
Konstanta	4,188 1	1,955 2	2,142 0	0,035 5
Tempo růstu depozita	0,664 0	0,057 1	11,633 0	0,000 0
Tempo růstu HDP	0,806 2	0,197 5	4,082 8	0,000 1
Upravené R ²	0,695 8	Durbin-Watson ukazatel		2,451 2
Chyba modelu	11,938 8	F-statistika		0,000 0

Panelová regrese pro tempo růstu úvěrového trhu 7 zemí EU skupina 2 (rovnice 2)

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Chyba	t-statistika	Pravděpodobnost
Konstanta	9,354 8	1,308 6	7,148 6	0,000 0
Tempo růstu depozita	0,667 0	0,059 1	11,287 0	0,000 0
Tempo nezaměstnanost	-0,286 4	0,063 2	-4,535 0	0,000 0
Autoregrese (t^{-1})	-0,286 3	0,120 1	-2,384 5	0,020 3
Vhodné zavedené efekty:				
Průřezové fixní efekty mezi jednotlivými zeměmi				
Upravené R ²	0,745 8	Durbin-Watson ukazatel		1,832 0
Chyba modelu	11,178 3	F-statistika		23,489 4

Příloha 2 Ekonometrický výstup vlastních výpočtů zobecněnou GMM metodou

Metoda GMM aplikovaná na skupinu 7 zemí EU skupina 1 (rovnice 3)

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Chyba	t-statistika	Pravděpodobnost
Úvěry (-1)	0,231 9	0,000 2	1 388,262 0	0,000 0
Depozita	0,577 9	0,000 8	714,293 8	0,000 0
HDP	-9,82E-05	1,24E-05	-7,902 2	0,000 0
Nezaměstnanost	-0,075 3	0,001 0	-73,970 0	0,000 0
Úroková míra	1,062 9	0,346 9	3,064 4	0,0032
Vhodné zavedené efekty:				
Průřezové fixní efekty mezi jednotlivými zeměmi				
Chyba modelu	214,9910			

Metoda GMM aplikovaná na skupinu 7 zemí EU skupina 2 (rovnice 4)

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Chyba	t-statistika	Pravděpodobnost
Úvěry (-1)	0,215 9	0,006 4	33,777 8	0,000 0
Depozita	0,605 5	0,013 1	46,190 2	0,000 0
HDP (+1)	0,001 4	0,002 0	0,722 7	0,472 8
Nezaměstnanost	-0,123 7	0,023 4	-5,290 5	0,000 0
Úroková míra	-5,428 5	4,277 4	-1,269 1	0,209 5
Vhodné zavedené efekty:				
Průřezové fixní efekty mezi jednotlivými zeměmi				
Chyba modelu	231,654 4			

Metoda GMM aplikovaná na skupinu 25 zemí EU (rovnice 5)

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Chyba	t-statistika	Pravděpodobnost
Úvěry (-1)	0,246 0	0,000 1	1761,734 0	0,000 0
Depozita	0,597 8	0,000 3	1733,939 0	0,000 0
HDP	0,000 1	7,19E-06	17,356 9	0,000 0
Nezaměstnanost	-0,023 8	0,000 4	-56,179 2	0,000 0
Úroková míra	7,170 7	0,196 1	36,573 4	0,000 0
Vhodné zavedené efekty:				
Průřezové fixní efekty mezi jednotlivými zeměmi				
Chyba modelu	122,917 9			

Příloha 3 Panelová kointegrace – vyloučení vybraných proměnných

log úvěry x log depozita				
Trend: Bez trendu; Zpoždění (na první diferenci): 1 1				
Průřez	Trace Test	Pravděpodobnost	Max-Eign Test	Pravděpodobnost
Žádná kointegrace	263,6	0,000 0	243,2	0,000 0
Nejvíce 1 vazba	79,97	0,004 5	79,97	0,004 5
Hypotéza existence žádné kointegrace				
AUS	32,057 4	0,000 8	24,972 2	0,001 4
FRA	44,332 5	0,000 0	37,646 2	0,000 0
GER	64,308 6	0,000 0	59,938 7	0,000 0
GRE	30,230 3	0,001 5	20,096 8	0,010 3
HUN	25,230 2	0,009 5	17,280 9	0,030 1
IRE	28,257 2	0,003 2	17,524 2	0,027 5
LAT	26,816 2	0,005 4	22,938 0	0,003 3
LIT	24,469 8	0,012 4	20,663 1	0,008 2
MAL	30,372 4	0,001 4	20,583 1	0,008 5
POL	32,712 9	0,000 6	26,432 1	0,000 8
POR	30,927 7	0,001 2	22,490 9	0,004 0
SLK	24,549 5	0,012 0	19,666 0	0,012 1
SLN	28,580 5	0,002 8	18,059 7	0,022 5
SPA	46,897 5	0,000 0	42,522 4	0,000 0
UKI	21,315 1	0,035 7	18,678 4	0,017 8

log úvěry x log HDP ⁽⁺¹⁾				
Trend: Bez trendu; Zpoždění (na první diferenci): 1 1				
Průřez	Trace Test	Pravděpodobnost	Max-Eign Test	Pravděpodobnost
Žádná kointegrace	290,3	0,000 0	255,3	0,000 0
Nejvíce 1 vazba	97,48	0,000 1	97,48	0,000 1
Hypotéza existence žádné kointegrace				
AUS	28,226 2	0,003 2	22,501 2	0,003 9
BUL	32,578 4	0,000 6	23,819 8	0,002 3
DEN	29,802 6	0,001 8	24,758 1	0,001 6
<i>FRA</i>	<i>53,863 0</i>	<i>0,000 0</i>	<i>44,760 7</i>	<i>0,000 0</i>
<i>GER</i>	<i>96,351 4</i>	<i>0,000 0</i>	<i>86,448 1</i>	<i>0,000 0</i>
<i>LAT</i>	<i>24,406 9</i>	<i>0,012 7</i>	<i>17,813 7</i>	<i>0,024 7</i>
<i>LIT</i>	<i>27,027 9</i>	<i>0,005 0</i>	<i>23,675 3</i>	<i>0,002 5</i>
MAL	20,722 3	0,043 2	15,895 9	0,049 9
NET	25,094 3	0,009 9	18,174 2	0,021 6
<i>POL</i>	<i>33,806 2</i>	<i>0,000 4</i>	<i>22,557 3</i>	<i>0,003 9</i>
<i>POR</i>	<i>30,708 1</i>	<i>0,001 3</i>	<i>17,194 6</i>	<i>0,031 1</i>
<i>SLN</i>	<i>29,728 9</i>	<i>0,001 8</i>	<i>25,034 0</i>	<i>0,001 4</i>
SPA	68,331 4	0,000 0	45,549 6	0,000 0
SWE	30,021 8	0,001 6	25,926 3	0,001 0
UKI	33,687 8	0,000 4	24,706 7	0,001 6

log úvěry x log HDP				
Trend: Bez trendu; Zpoždění (na první diferenci): 1 1				
Průřez	Trace Test	Pravděpodobnost	Max-Eign Test	Pravděpodobnost
Žádná kointegrace	241,5	0,000 0	217,4	0,000 0
Nejvíce 1 vazba	66,91	0,055 2	66,91	0,055 2
Hypotéza existence žádné kointegrace				
DEN	32,693 1	0,000 6	28,953 7	0,000 3
<i>FRA</i>	<i>66,134 2</i>	<i>0,000 0</i>	<i>58,809 2</i>	<i>0,000 0</i>
<i>GER</i>	<i>99,605 0</i>	<i>0,000 0</i>	<i>95,031 8</i>	<i>0,000 0</i>
<i>HUN</i>	<i>21,183 4</i>	<i>0,037 3</i>	<i>16,798 7</i>	<i>0,036 0</i>
<i>LAT</i>	<i>22,463 4</i>	<i>0,024 5</i>	<i>17,145 8</i>	<i>0,031 7</i>
<i>LIT</i>	<i>25,837 2</i>	<i>0,007 6</i>	<i>18,704 7</i>	<i>0,017 6</i>
LUX	21,351 2	0,035 3	17,375 1	0,029 1
MAL	22,411 9	0,024 9	16,680 4	0,037 6
<i>POL</i>	<i>28,688 5</i>	<i>0,002 7</i>	<i>24,308 6</i>	<i>0,001 9</i>
<i>SLN</i>	<i>33,780 5</i>	<i>0,000 4</i>	<i>28,871 9</i>	<i>0,000 3</i>
SPA	49,520 0	0,000 0	36,927 4	0,000 0

log úvěry x log nezaměstnaní				
Trend: Bez trendu; Zpoždění (na první diferenci): 1 1				
Průřez	Trace Test	Pravděpodobnost	Max-Eign Test	Pravděpodobnost
Žádná kointegrace	330,6	0,000 0	278,6	0,000 0
Nejvíce 1 vazba	122,5	0,000 0	122,5	0,000 0
Hypotéza existence žádné kointegrace				
CZK	39,716 3	0,000 0	32,671 7	0,000 1
DEN	28,492 7	0,002 9	20,120 4	0,010 2
FIN	21,585 8	0,032 7	16,709 0	0,037 2
<i>FRA</i>	<i>29,862 1</i>	<i>0,001 7</i>	<i>22,265 1</i>	<i>0,004 3</i>
<i>GER</i>	<i>67,211 1</i>	<i>0,000 0</i>	<i>59,707 2</i>	<i>0,000 0</i>
<i>HUN</i>	<i>32,299 3</i>	<i>0,000 7</i>	<i>23,478 3</i>	<i>0,002 7</i>
<i>LAT</i>	<i>25,998 4</i>	<i>0,007 2</i>	<i>16,239 4</i>	<i>0,044 1</i>
<i>LIT</i>	<i>34,960 3</i>	<i>0,000 2</i>	<i>23,424 7</i>	<i>0,002 7</i>
LUX	42,914 1	0,000 0	28,076 6	0,000 4
<i>POL</i>	<i>40,011 0</i>	<i>0,000 0</i>	<i>30,304 8</i>	<i>0,000 2</i>
<i>POR</i>	<i>26,777 1</i>	<i>0,005 5</i>	<i>19,112 5</i>	<i>0,015 0</i>
<i>SLN</i>	<i>36,694 1</i>	<i>0,000 1</i>	<i>20,735 6</i>	<i>0,008 0</i>
SPA	46,728 2	0,000 0	44,741 4	0,000 0
SWE	41,812 9	0,000 0	38,422 3	0,000 0
UKI	37,288 6	0,000 1	32,317 6	0,000 1

log úvěry x úroková míra				
Trend: Bez trendu; Zpoždění (na první diferenci): 1 1				
Průřez	Trace Test	Pravděpodobnost	Max-Eign Test	Pravděpodobnost
Žádná kointegrace	246,5	0,000 0	201,1	0,000 0
Nejvíce 1 vazba	107,7	0,000 0	107,7	0,000 0
Hypotéza existence žádné kointegrace				
AUS	24,298 3	0,013 1	16,482 7	0,040 4
DEN	25,397 8	0,008 9	19,164 1	0,014 7
EST	31,134 9	0,001 1	27,357 8	0,000 5
FIN	31,888 2	0,000 8	23,216 3	0,003 0
<i>FRA</i>	<i>37,473 3</i>	<i>0,000 1</i>	<i>27,154 7</i>	<i>0,000 6</i>
<i>GER</i>	<i>78,746 4</i>	<i>0,000 0</i>	<i>68,968 5</i>	<i>0,000 0</i>
GRE	38,096 3	0,000 1	25,057 1	0,001 4
<i>HUN</i>	<i>23,642 9</i>	<i>0,016 5</i>	<i>17,839 3</i>	<i>0,024 4</i>
ITA	25,861 8	0,007 6	19,349 3	0,013 7
<i>LAT</i>	<i>22,129 2</i>	<i>0,027 4</i>	<i>15,925 2</i>	<i>0,049 4</i>
<i>LIT</i>	<i>22,118 1</i>	<i>0,027 4</i>	<i>16,862 4</i>	<i>0,035 1</i>
LUX	24,267 6	0,013 3	18,081 3	0,022 3
<i>POL</i>	<i>23,118 3</i>	<i>0,019 7</i>	<i>16,022 9</i>	<i>0,047 7</i>
<i>POR</i>	<i>26,073 3</i>	<i>0,007 0</i>	<i>20,307 7</i>	<i>0,009 4</i>
<i>SLN</i>	<i>31,902 9</i>	<i>0,000 8</i>	<i>22,392 4</i>	<i>0,004 1</i>

