

Ekonomické determinanty vojenských výdajů – kauzální analýza¹

Jakub ODEHNAL* – Jiří NEUBAUER**

Economic Determinants of Military Spending – Causal Analysis

Abstract

The current developments in the NATO countries suffering from deficit in public finances intensify pressures for cutting military expenditure which is noticeable in the NATO countries as well where only a small group of countries fulfills the recommended 2% of GDP investment in military expenditure. This paper employs the Granger causality test and change point analysis to verify the theoretical relationship between the economic determinants of military expenditure and the level of military expenditure for chosen NATO member countries (France, Germany and Great Britain) over the period 1971 – 2012. Data were selected from the SIPRI and OECD databases. The findings suggest that defence spending in France, Germany and Great Britain is not determined by the economic growth.

Keywords: *determinants of military expenditure, demand for defence, Granger causality test*

JEL Classification: E62, H41

Úvod

Existence veřejných statků je v ekonomické teorii spojována s tržním selháním a poskytování těchto statků, jakým je např. obrana, je jednou z funkcí fiskální politiky uskutečňované vládou dané země. Pro potřeby zabezpečení obrany země před případnými vojenskými a nevojenskými hrozbami jsou v rámci

* Jakub ODEHNAL, Univerzita obrany, Fakulta vojenského leadershipu, Katedra ekonomie, Kounicova 65, 662 10 Brno, Česká republika; e-mail: jakub.odehnal@unob.cz

** Jiří NEUBAUER, Univerzita obrany, Fakulta vojenského leadershipu, Katedra ekonometrie, Kounicova 65, 662 10 Brno, Česká republika; e-mail: jiri.neubauer@unob.cz

¹ Příspěvek vznikl za podpory DZRO *Aplikovaná ekonomie v rezortu obrany*.

procesu alokace zdrojů ze státního rozpočtu využívány peněžní prostředky označované jako vojenské výdaje tvořící část vládních výdajů. K zabezpečování obrany jako veřejného statku je nutné, aby armády jednotlivých zemí disponovaly příslušnou velikostí rozpočtu, jehož výše je závislá především na vnímání bezpečnostních hrozeb a rizik, na velikosti jednotlivých armád, technologické vyspělosti, ekonomické síle země, prioritě vlád, a zejména na politickém rozhodování. Vymezení faktorů, které skutečnou velikost vojenských výdajů ovlivňují, tvoří předmět empirických analýz, ve kterých autoři – například Nikolaidou (2008), Dunne a Nikolaidou (2001), Sezgin a Yildirim (2002) – vymezují ekonomické, politické a bezpečnostní proměnné jako možné determinanty vojenských výdajů.

Cílem předloženého příspěvku je popsat vazbu mezi vybraným faktorem ovlivňujícím výši vojenských výdajů, reprezentovaným ekonomickým růstem vybraných ekonomik, a velikostí vojenských výdajů a tak vyšetřit hypotézu o vazbě mezi ekonomickým růstem země a velikostí veřejných zdrojů alokovaných do prostředí obrany. Pro provedené analýzy byly použity metody Grangerovy kauzality a *change point* analýza vybraných ekonomik Francie, Velké Británie a Německa jako členských států NATO, které se potýkají se snižováním vojenských výdajů.

1. Obrana jako veřejný statek

V ekonomické teorii je obrana považována za příklad tzv. čistě veřejného statku, neboli statku, který je charakterizován nevylučitelností ze spotřeby a nerivalitní spotřebou. Současné pojetí veřejných statků respektuje teorii publikovanou v pracích Samuelsona (1954; 1969), vycházející z klasifikace statků na základě jejich obecných vlastností. Prostřednictvím těchto vlastností (nevylučitelnost a nerivalita) je možné vytvořit klasifikaci statků na *čistě soukromé statky*, které se vyznačují vylučitelností a rivalitní spotřebou, a *čistě veřejné statky*, jež se vyznačují vlastností, dle které není možné nikoho z jejich spotřeby vyloučit, a zároveň platí, že narůstající počet spotřebitelů nesnižuje možnost spotřebovat statek ostatními spotřebiteli. Mezi tyto tzv. čistě veřejné statky Samuelson zařazuje např. národní obranu. Veřejné statky vymezil jako statky, „ze kterých mají všichni společný užitek v tom smyslu, že spotřeba tohoto statku kterýmkoliv jednotlivcem nezpůsobuje omezení spotřeby ostatních“ (Samuelson, 1954). Hampl (2001) poukazuje na řadu skrytých problémů přístupu Samuelsonovy teorie, kdy např. vyvrací absolutní nerivalitnost obrany na příkladu armády, která v rámci výsledků svých válečných aktivit získává nová území jako příklad válečné kořisti společně s narůstajícím obyvatelstvem, a která tedy bez dodatečných nákladů nebude schopna poskytnout obranu novým obyvatelům, vzhledem

k počtu vojáků a techniky, plánovanému na původní rozlohu území a velikost obyvatelstva. Podmínku absolutní nevylučitelnosti Hampl (2001) zpochybňuje situací, kdy stát daný statek občanům neposkytne. Jako příklad existence vylučitelnosti ze spotřeby obrany tak uvádí situaci v Československu v roce 1938, kdy obyvatelům Sudet bylo znemožněno spotřebovat tento statek na území, ve kterém žili, i přes to, že obyvatelé Sudet na obranu území přispívali prostřednictvím daní.

Uvažujeme-li o kolektivní obraně poskytované v současném období např. vojenskou aliancí NATO, sdružující 28 členských států, jako o čistě veřejném statku, očekávané užítky pro jednotlivé členy z ní plynoucí musí dle Samuelsona (1954) nutně být nerivalitní a nevylučitelné. Příkladem nerivalitní povahy kolektivní obrany NATO byla politika odstrašování prostřednictvím strategických nukleárních zbraní umístěných v členských státech Aliance se schopností odstrašit protivníka nezávisle na počtu členů Aliance či počtu obyvatel, které ji tvoří. Nevylučitelnost užítku vyplývá z povahy kolektivní obrany Alianci, kdy jakýkoliv útok proti členům Aliance je chápán jako útok proti samotné Alianci, která je tak povinna ochránit členské státy, a tak není možné ze samotné ochrany některého člena vyloučit. Dle autorů Murdoch a Sandler (2000) kolektivní obrana poskytovaná jako čistě veřejný statek nutně vede k nerovnému sdílení vojenského břemene mezi členy Aliance znevýhodňujícímu velké členské státy Aliance, a tedy k chování označovanému jako *černé pasažérství*.

V současném pojetí NATO, které je možné charakterizovat jako typ klubového statku, lze pozorovat výraznou nehomogenost v ochotě financování tohoto statku jednotlivými členskými státy, projevující se nedostatečnou velikostí vojenských výdajů řady aliančních zemí dlouhodobě zaostávajících za doporučením alokovat pro potřeby ozbrojených sil vojenské výdaje odpovídající alespoň 2 % hrubého domácího produktu (HDP) státu. Faktory, které ovlivňují skutečnou výši vojenských výdajů, je možné vymezit jako tzv. *determinanty vojenských výdajů*, jež tvoří předmět mnohých empirických studií (např. Nikolaidou, 2008; Dunne a Nikolaidou, 2001 a Sezgin a Yildirim, 2002), souhrnně označených jako studie *poptávky po obraně*.

2. Determinanty poptávky po obraně jako veřejném statku

Potřeba zajišťování ochrany územní celistvosti je dle teorie potřeb potřebou společenskou, jejíž intenzita je vnímána dle událostí, jež ji přirozeně ovlivňují. Ochota alokovat finanční prostředky pro zajištění obrany tak výrazně kolísá v závislosti především na bezpečnostních, politických a ekonomických rizicích daných zemí. Kvantifikace faktorů ovlivňujících velikost vojenských výdajů

alokovaných ze státního rozpočtu pro potřeby zabezpečování obrany jsou analyzovány v řadě empirických studií, například již citovaní Nikolaidou, Dunne a Nikolaidou; Sezgin a Yildirim, ale i další: Abdelfattah, Abu-Qarn, Dunne a Zaher (2014).

Dle Sezgin a Yildirim (2002), analyzujících poptávku po obraně Turecka, je možné vymezit pět základních faktorů ovlivňujících úroveň výše vojenských výdajů – riziko vnějšího konfliktu, požadavek na zajištění vnitřní bezpečnosti, velikost a vliv ozbrojených složek v zemi a politické faktory ovlivňující výši vojenských výdajů.

Na příkladu vojenských výdajů Turecka v letech 1949 – 1998 autoři využívají proměnné definované obdobně také v Dunne a Nikolaidou (2001) k analýze jejich významnosti vzhledem k výši vojenských výdajů. Z použitých proměnných charakterizujících ekonomický vývoj Turecka prostřednictvím tempa růstu HDP, otevřenosti ekonomiky, vojenských výdajů potenciálních protivníků, vojenských výdajů Aliance, velikosti populace, rizika konfliktu a podílu vládních výdajů na HDP, bylo zjištěno, že turecké vojenské výdaje jsou určovány zejména velikostí vojenských výdajů členů Aliance a velikostí vojenských výdajů potenciálních protivníků.

Problematika velikosti tureckých vojenských výdajů je zmiňována také v práci Kollias a Paleologou (2003), hodnotící determinanty řeckých vojenských výdajů v období 1960 – 1998, ve které jsou turecké vojenské proměnné jednou z nezávislých proměnných modelu vojenských výdajů. Jako další nezávislé proměnné autoři použili tempo růstu HDP, vojenské výdaje Aliance, velikost populace, riziko hrozby potenciálního konfliktu a politické proměnné charakterizující politický cyklus a výsledky voleb. Z uvedených proměnných bylo zjištěno, že vojenské výdaje byly ovlivňovány hlavně proměnnými charakterizujícími hrozby potenciálního konfliktu a proměnnými politickými. Vymezené faktory ovlivňující velikost vojenských výdajů potvrzuje i Nikolaidou (2008), který klasifikuje obecné determinanty vojenských výdajů do skupiny vojenských faktorů, ekonomických faktorů a faktorů byrokratických. Mezi vojenské faktory řadí výši vojenských výdajů potenciálních vojenských protivníků, mezi ekonomické, velikost a tempo růstu HDP a mezi byrokratické pak možné faktory ovlivňující vyjednávání při sestavování rozpočtu, jako jsou požadavky na realizace nákupů vojenské techniky a zařízení apod. Na příkladu patnácti vybraných zemí Evropské unie následně autor analyzoval reálné determinanty vojenských výdajů vybraných zemí v rozmezí let 1961 – 2005 se zjištěním, že proměnná charakterizující tempo růstu analyzovaných ekonomik významně, pozitivně působí na velikost vojenských výdajů Řecka, Portugalska, Holandska, Velké Británie, Itálie, Španělska a Rakouska.

Příspěvky výše zmíněných autorů považují ekonomické prostředí charakterizované velikostí HDP a tempem jeho růstu za faktor ovlivňující velikost vojenských výdajů. Empirická studie Kollias et al. (2004) však připouští možnou existenci oboustranné vazby mezi uvažovanými proměnnými, vazby prokazující vliv vojenských výdajů na ekonomický růst, vazby prokazující vliv ekonomického růstu na velikost vojenských výdajů a neexistenci vazby mezi uvažovanými proměnnými. Benoit (1973), jeden z prvních autorů analyzujících vztah mezi uvedenou dvojicí proměnných, prokázal existenci vazby prokazující vliv vojenských výdajů na ekonomický růst na příkladu 44 méně rozvinutých ekonomik v období 1950 – 1960. Ze soudobých studií (viz Dunne a Tian, 2015) je patrný dosti nejednoznačný závěr o možném vlivu vojenských výdajů na ekonomický růst, a tedy i o existenci potenciální vazby mezi uvedenými proměnnými. Dunne a Tian tak upozorňují, že z výsledků 102 analyzovaných studií pouze 20 % prokázalo pozitivní efekt vojenských výdajů na ekonomický růst analyzovaných zemí. Autoři výsledky vlastní empirickou analýzou 106 zemí v období 1998 – 2010 potvrzují prokazatelně negativní vliv vojenských výdajů na ekonomický růst. Identifikace vazby mezi vojenskými výdaji a ekonomickým růstem tvoří předmět příspěvku autorů Chang et al. (2014), analyzujících popsanou závislost na příkladu Kanady, Francie, Německa, Itálie, Japonska, Velké Británie, USA a Číny v období 1988 – 2010. Z výsledků analýzy je tak patrné, že v případě Kanady a Velké Británie byl prokázán negativní vliv vojenských výdajů na ekonomický růst, kdy autoři předpokládají existenci vytěšňovacího efektu negativně ovlivňujícího množství realizovaných investic v obou analyzovaných zemích. V případě Číny (podrobněji viz Atesoglu, 2013) autoři prokázali kauzalitu mezi ekonomickým růstem a vojenskými výdaji, a tedy přímou závislost vojenských výdajů Číny na výkonosti domácí ekonomiky. V případě Francie, Německa a Itálie autoři neprokázali existenci statisticky významné vazby mezi analyzovanými proměnnými, zatímco na příkladu USA a Japonska autoři prokazují existenci tzv. oboustranné vazby. Obdobný metodologický přístup k analýze předpokládaného vztahu mezi ekonomickým růstem a velikostí vojenských výdajů popisují Krč a Urban (2010).

Kauzální analýza provedená v následující části textu umožní autorům prokázat existenci případné vazby mezi vývojem ekonomiky charakterizovaným tempem ekonomického růstu (tempo růstu nominálního HDP) a velikostí vojenských výdajů Francie, Německa a Velké Británie. Metoda použitá k analýze vychází z testu Grangerovy kauzality, teoreticky popsaného v Granger (1969) a použitého například v Grochová a Otáhal (2013); Obadi a Korček (2014). Počáteční omezení počtu zemí je dáno zejména rozdílným přístupem k zabezpečování obrany, kdy analyzovaný vzorek zemí obsahuje jak země dlouhodobě

plní doporučené alianční hodnoty velikosti vojenských výdajů (viz Velká Británie a Francie), tak i zemi (Německo), která i přes nadprůměrnou ekonomickou kondici vojenské výdaje dlouhodobě podhodnocuje. Zároveň byla autory zohledněna i kvalita a dostupnost datových souborů, jež obsahují proměnné vojenské výdaje jako procento hrubého domácího produktu (SIPRI²) a ekonomický růst jako tempo růstu hrubého domácího produktu v % (OECD). Vybrané časové řady ekonomických proměnných byly analyzovány v období 1971 – 2012.

3. Kauzální analýza vazby mezi ekonomickým růstem země a velikostí vojenských výdajů

Při analýze vztahu mezi časovou řadou reprezentující ekonomický růst jako faktor ovlivňující velikost vojenských výdajů a vojenskými výdaji je možno využít několik přístupů vycházejících z odlišných modelů popsaných autory Krč a Urban (2010), upozorňujících na velkou rozmanitost jednotlivých modelů, způsobů aproximace proměnných, zkoumaných období a metod odhadů, což má za následek obtížné zevšeobecnění toho, co existující studie dokazují. Jednou z možností, jak popsat studovanou vazbu, je použití analýzy časových řad (vícerozměrných), konkrétně koncepci tzv. Grangerovy kauzality (Granger, 1969). Podstata tohoto pojetí kauzality je založena na úvaze, že pokud jedna časová řada pomůže zlepšit predikci (předpověď) jiné časové řady, potom na ni kauzálně působí. Nejedná se tedy o kauzalitu v obecném smyslu, ale o kauzalitu prediktivní. Tohoto přístupu lze s výhodou použít, modelujeme-li časovou řadu Y_t pomocí vícerozměrného autoregresního procesu VAR(p)

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \Lambda D_t + \varepsilon_t, \text{ pro } t = 1, 2, \dots, T$$

kde

- ε_t – n -rozměrný bílý šum s normálním rozdělením,
- $N_n(0, \Omega)$, Φ_1, \dots, Φ_p – matice koeficientů (řádu n),
- Λ – matice koeficientů deterministického členu D_t , který může obsahovat konstantu, lineární člen, sezónní vlivy a další regresory, které jsou nestochastické.

Matice Λ je typu $n \times s$, matice D_t je typu $s \times 1$ (s značí počet deterministických proměnných). Tento model je možné po jednoduchých úpravách zapsat ve tvaru

² Vzhledem ke zvolenému období data použitá k analýze neodráží nový evropský standard systému národních účtů ESA 2010, který oproti předcházející verzi ESA 95 vojenské výdaje začal parciálně započítávat do tvorby hrubého fixního kapitálu.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Lambda D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

kde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p \Phi_i - I, \quad I \text{ je jednotková matice řádu } n, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Phi_j.$$

Tento tvar vyjádření autoregresního procesu se nazývá VECM (*Vector Error Correction Model*), používá se pro popis a analýzu kointegrovaných časových řad.

Ekonomické časové řady jsou obvykle nestacionární – *integrované*. Je-li časová řada integrovaná řádu 1 – $I(1)$, tak to znamená, že pokud spočítáme první diference této řady, obdržíme řadu, která již integrovaná není – $I(0)$. Podobně, je-li časová řada integrovaná řádu 2, určíme-li druhé diference této řady (aplikujeme diferencování dvakrát po sobě), získáme *neintegrovanou* časovou řadu.

Analogicky se definují integrované řady vyšších řádů. Ekonomické časové řady mají někdy tu vlastnost, že přestože jsou integrované, lze najít nějakou jejich lineární kombinaci, která má stupeň integrace nižší. Tento jev se nazývá *kointegrace*. Ona lineární kombinace (kointegrační vztah) popisuje tzv. *dlouhodobé ekvilibrium*.

Ověření, zda je časová řada integrovaná, lze provést buď heuristicky spočtením diferencí a posouzením stacionarity pomocí grafů, nebo pomocí tzv. *testů jednotkového kořene*. Mezi nejpoužívanější testy jednotkového kořene patří rozšířené (*augmented*) Dickeyho-Fullerovy testy (ADF testy), Kwiatkowskeho-Phillipsův-Schmidtův-Shinův test (KPSS test), Phillipsovy-Perronovy testy apod. (Hamilton, 1994; Kwiatkowski et al., 1992). Existence kointegrace se obvykle testuje pomocí Johansenových testů (Johansen, 1995), případně také s využitím jiných testů, jako jsou například Saikkonenovy-Lütkepohlovy testy (Lütkepohl, 2007).

K testování kauzálních vztahů mezi zvolenými ekonomickými časovými řadami použijeme přístup definovaný pro VAR modely (*Vector Autoregressive Models*) (Granger, 1969). Základní myšlenka spočívá v následující tezi: působí-li řada Y na řadu Z , pak by řada Y měla pomoci zlepšit předpovědi řady Z . V případě dvourozměrného VAR procesu

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11}^1 & \Phi_{12}^1 \\ \Phi_{21}^1 & \Phi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \Phi_{11}^p & \Phi_{12}^p \\ \Phi_{21}^p & \Phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-p} \\ Z_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

půjde vlastně o testování nulovosti koeficientů $\Phi_{21}^i = 0$ pro $i = 1, \dots, p$.

Pokud je nulovost těchto koeficientů zamítnuta, znamená to, že první časová řada (první složka dvourozměrné časové řady) kauzálně působí v Grangerově smyslu na řadu druhou. V případě VECM modelu

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{pmatrix} \Gamma_{11}^i & \Gamma_{12}^i \\ \Gamma_{21}^i & \Gamma_{22}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-i} \\ \Delta Z_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

budeme testovat nulovost koeficientů $\Pi_{21} = 0$ a $\Gamma_{21}^i = 0$, $i = 1, \dots, p-1$. Analogicky se provede test kauzality v obráceném směru – zda druhá složka kauzálně působí na složku první. Detailnější popis lze nalézt v Lütkepohl (2007). Testování nulovosti koeficientů ve VAR modelu je ovlivněno případnou nestacionaritou jednotlivých složek procesu ovlivňující rozdělení testové statistiky. V případě nestacionárních časových řad lze testování Grangerovy kauzality provádět metodou navrženou autory Toda a Yamamoto (1995). Spočívá v tom, že analyzovanou vícerozměrnou časovou řadu modelujeme pomocí VAR modelu, u něhož zpoždění p zvýšíme o nejvyšší řád integrace jednotlivých jednorozměrných složek, tedy v případě, kdy jednotlivé jednorozměrné časové řady mají nejvyšší řád integrace 1, odhadneme parametry modelu VAR($p + 1$) a testujeme nulovost odpovídajících koeficientů pouze do zpoždění p . Testová statistika potom má obvyklé pravděpodobnostní rozdělení.

4. Numerické výsledky

Nejprve testujeme stacionaritu (resp. nestacionaritu, existenci jednotkových kořenů) v daných časových řadách pomocí testů jednotkových kořenů. Použijeme rozšířený ADF test, kde testovaná nulová hypotéza je tvrzení, že časová řada je integrovaná řádu 1, a KPSS test, u něhož nulovou hypotézou je stacionarita. Pomocí těchto testů můžeme říci, že všechny časové řady popisující vývoj vojenských výdajů lze považovat za nestacionární, integrované řádu 1. Pro časové řady ekonomického růstu jsme došli k závěru, že tyto řady lze považovat za stacionární. Testy byly prováděny na hladině významnosti 0,05 (viz tab. 1). U ADF-testů jsou uvedeny odpovídající p -hodnoty, u KPSS použitý software (Gretl) nabízí pouze kritické hodnoty, které jsou pro hladiny významnosti 0,10; 0,05 a 0,01 postupně 0,352; 0,472 a 0,720.

Vzhledem k tomu, že časové řady zachycující vojenské výdaje lze považovat za nestacionární (integrované řádu 1), časové řady popisující ekonomický růst se jeví jako stacionární, kointegrační analýzu, což bývá obvyklým postupem při popisu ekonomických časových řad, v tomto případě vynecháme. Přistoupíme nyní k výpočtu Grangerových testů kauzality. Použijeme test ve VAR modelu a test v rozšířeném VAR modelu (Toda a Yamamoto, 1995). Dvourozměrné časové řady vojenských výdajů a ekonomického růstu pro dané tři země lze modelovat pomocí VAR(1) modelu. Délka zpoždění $p = 1$ byla zvolena na základě hodnot informačních kritérií, konkrétně Akaikeho AIC, Schwarzova-Bayesianova

BIC a Hannanova-Quinnova HQ informačního kritéria (viz např. Lütkepohl, 2007), s ohledem na nekorelovanost reziduí. Vzhledem k tomu, že řád integrace v uvedených časových řadách je nejvýše 1, rozšířený VAR model bude mít zpoždění $p = 2$. Výsledky jsou shrnuty v tabulce 2.

T a b u l k a 1

ADF a KPSS testy jednotkových kořenů jednorozměrných časových řad a jejich prvních diferencí

| <i>Francie</i> | AR(p) | ADF – test | p-hodnota | KPSS – test |
|-----------------------|-------|------------|-----------------------|-------------|
| Vojenské výdaje | 1 | 0.133 | 0.968 | 0.727 |
| První diference | 1 | -4.140 | 0.001 | 0.174 |
| Ekonomický růst | 1 | -3.707 | 0.004 | 0.535 |
| První diference | 5 | -3.080 | 0.028 | 0.102 |
| <i>Německo</i> | AR(p) | ADF – test | p-hodnota | KPSS – test |
| Vojenské výdaje | 4 | -1.678 | 0.443 | 0.741 |
| První diference | 3 | -2.402 | 0.141 | 0.158 |
| Ekonomický růst | 1 | -5.180 | $8.597 \cdot 10^{-6}$ | 0.381 |
| První diference | 3 | -5.113 | $1.191 \cdot 10^{-5}$ | 0.083 |
| <i>Velká Británie</i> | AR(p) | ADF – test | p-hodnota | KPSS – test |
| Vojenské výdaje | 3 | -1.001 | 0.755 | 0.733 |
| První diference | 2 | -3.202 | 0.020 | 0.129 |
| Ekonomický růst | 1 | -4.250 | 0.001 | 0.124 |
| První diference | 2 | -4.925 | $2.902 \cdot 10^{-5}$ | 0.101 |

Zdroj: Vlastní zpracování.

T a b u l k a 2

Grangerův test kauzality:

H_{0a}: ekonomický růst kauzálně nepůsobí na vojenské výdaje

H_{0b}: vojenské výdaje kauzálně nepůsobí na ekonomický růst

| <i>Francie</i> | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
|-----------------------|-------------|-----------|---------------|-----------|
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.375 | 0.542 | 1.616 | 0.208 |
| H _{0b} | 3.642 | 0.060 | 0.806 | 0.372 |
| <i>Německo</i> | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.352 | 0.555 | 0.312 | 0.578 |
| H _{0b} | 2.828 | 0.097 | 0.002 | 0.969 |
| <i>Velká Británie</i> | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.710 | 0.402 | 0.696 | 0.407 |
| H _{0b} | 0.321 | 0.573 | 0.006 | 0.940 |

Zdroj: Vlastní zpracování.

Na základě výsledků obou typů testů modelu můžeme říci, že kauzální vliv (v Grangerově smyslu) ekonomického růstu na vojenské výdaje nebyl prokázán ani u jedné z analyzovaných zemí. Kauzální vliv vojenských výdajů na ekonomický

růst lze najít u Francie a Německa (ovšem na hladině významnosti 0,10); pokud bychom vycházeli z VAR modelu. Pro test v rozšířeném VAR modelu, což je vzhledem k nestacionaritě časových řad vojenských výdajů test vhodnější, již tento kauzální vztah statisticky významný není.

V ekonomických časových řadách lze často pozorovat změny v jejich chování. Příčiny těchto změn mohou být rozličné, od politických rozhodnutí a zásahů po vliv krizí a událostí, jež se často projeví v celé ekonomice. Přítomnost těchto změn v analyzovaných časových řadách může ovlivňovat specifikaci modelu, odhady parametrů modelu i závěry statistických testů, které jsou na základě těchto modelů prováděny. K základním změnám, ke kterým v časových řadách dochází, jsou změny ve střední hodnotě. K odhadům takovýchto změn lze použít řady přístupů, ať už statistických (Csörgö a Horváth, 1997) nebo metod alternativních. Pro jednotlivé časové řady byly odhadnuty body změn pomocí statistických přístupů a metody založené na *basis pursuit algoritmu* (Neubauer a Veselý, 2011; 2013). Pro každou řadu byl detekován pouze jeden bod změny, který byl následně přidán do modelu. Pro vývoj ekonomického růstu ve *Francii* byla detekována nejvýznamnější změna v roce 1974 popisující období konce tzv. 30. báječných let, charakteristických obdobím výrazného hospodářského růstu a modernizace země. Oslabení francouzské ekonomiky bylo následně zapříčiněno zejména ropným šokem způsobujícím stagflaci ekonomiky. V časové řadě vojenských výdajů Francie byla nejvýznamnější změna detekována v roce 1994. V případě *Německa* metody detekovaly změnu v roce 1991 pro ekonomický růst (detekovaná změna souvisí s procesem sjednocení Německa a ve změnách spočívajících mimo jiné v politické a ekonomické transformaci NDR, v privatizaci, daňové harmonizaci a ve vytvoření měnové unie) a v roce 1990 pro časovou řadu vojenských výdajů. U *Velké Británie* lze změnu v ekonomickém růstu identifikovat v roce 2007 (končící politika New Labour) a u vojenských výdajů v roce 1992. V případě všech tří analyzovaných zemí jsou dobře patrné detekce změn v řadě vojenských výdajů hlavně na počátku 90. let. Konec studené války a rozpad tzv. bipolarity světa s sebou přinesl výrazný tlak na snižování vojenských výdajů v evropských zemích, spočívající v existenci tzv. mírové dividendy a v možnosti stimulovat ekonomický vývoj zemí prostřednictvím realokace výdajů ve prospěch tzv. nesilových resortů, konkrétně však ve prospěch investic do vzdělávání a infrastruktury, generujících multiplikační efekty fiskální politiky.

Budeme nyní postupovat podobně jako při analýze časových řad bez přítomnosti strukturálních změn. Stacionarita jednotlivých jednorozměrných časových řad byla testována pomocí testu jednotkového kořene s přítomností strukturální změny (Saikkonen a Lütkepohl, 2002). Podobně jako v případě testů

bez strukturních změn lze časové řady vojenských výdajů považovat za realizace nestacionárních $I(1)$ procesů, časové řady potom spíše za stacionární (viz tab. 3). Kritické hodnoty tohoto testu jsou pro hladiny významnosti 0,10; 0,05 a 0,01 postupně $-3,48$; $-2,88$ a $-2,58$.

T a b u l k a 3

Testy jednotkových kořenů časových řad vojenských výdajů a ekonomického růstu a jejich prvních diferencí s přihlédnutím ke strukturním změnám

| <i>Francie</i> | Změna | AR(p) | Test. krit. | | Změna | AR(p) | Test. krit. |
|-----------------------|-------|-------|-------------|-----------------|-------|-------|-------------|
| Vojenské výdaje | 1994 | 1 | 0.062 | Ekonomický růst | 1974 | 1 | -4.624 |
| První diference | | 1 | -6.545 | První diference | | 2 | -6.416 |
| <i>Německo</i> | Změna | AR(p) | Test. krit. | | Změna | AR(p) | Test. krit. |
| Vojenské výdaje | 1990 | 1 | -0.820 | Ekonomický růst | 1991 | 2 | -3.265 |
| První diference | | 3 | -3.084 | První diference | | 5 | -5.601 |
| <i>Velká Británie</i> | Změna | AR(p) | Test. krit. | | Změna | AR(p) | Test. krit. |
| Vojenské výdaje | 1992 | 3 | -1.259 | Ekonomický růst | 2007 | 2 | -4.513 |
| První diference | | 2 | -3.041 | První diference | | 2 | -7.384 |

Zdroj: Vlastní zpracování.

Testování Grangerovy kauzality provedeme podobně jako v případě bez strukturních změn. Testy Grangerovy kauzality spočítané pro VAR a rozšířený VAR model zachycuje tabulka 4. Dvourozměrné časové řady lze modelovat pomocí VAR(1) modelu (délka zpoždění byla zvolena na základě hodnot informačních kritérií AIC, BIC a HQ s ohledem na nekorelovanost reziduí). Dospíváme k závěru, že na základě provedených výpočtů nelze tvrdit, že ekonomický růst by kauzálně působil na vojenské výdaje. Na druhou stranu, budeme-li vycházet z VAR modelů, potom na hladině významnosti 0,05 lze říci, že vojenské výdaje kauzálně působí na ekonomický růst v případě Francie a Velké Británie. Závěry z VAR modelů však mohou být zkresleny nestacionaritou časových řad vojenských výdajů. Neprokázaná vazba mezi ekonomickým růstem jako teoretickým determinantem vojenských výdajů a jejich velikostí značí, že vojenské výdaje Francie, Velké Británie a Německa byly v analyzovaném období ovlivněny jinými faktory, jmenovitě tedy bezpečnostními, politickými, případně ekonomickými, jako je například velikost deficitu státního rozpočtu či výše zadluženosti jednotlivých ekonomik (viz Dunne a Nikolaidou, 2001).

Závěry analýzy potvrzují výsledky studie Chang et al. (2014), ve které autoři neprokázali vazbu mezi tempem ekonomického růstu a velikostí vojenských výdajů Francie, Velké Británie a Německa. Obdobné závěry jsou patrné i v práci Chen, Lee a Chiu (2014), analyzující vazbu mezi sledovanou dvojicí proměnných

u zemí klasifikovaných do skupin dle výše hrubého domácího produktu. V případě Francie, Velké Británie a Německa, tedy zemí klasifikovaných do skupin s vysokými hodnotami produktu nebyla prokázána statisticky významná vazba mezi ekonomickým růstem a velikostí vojenských výdajů.

T a b u l k a 4

Grangerův test kauzality s přihlédnutím ke strukturním změnám:

H_{0a}: ekonomický růst kauzálně nepůsobí na vojenské výdaje

H_{0b}: vojenské výdaje kauzálně nepůsobí na ekonomický růst

| Francie | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
|-----------------|-------------|-----------|---------------|-----------|
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.102 | 0.750 | 0.608 | 0.438 |
| H _{0b} | 4.724 | 0.033 | 1.608 | 0.209 |
| Německo | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.301 | 0.585 | 0.880 | 0.352 |
| H _{0b} | 0.291 | 0.592 | 1.116 | 0.295 |
| Velká Británie | VAR(1) | | VAR-rozšířený | |
| | Test. krit. | p-hodnota | Test. krit. | p-hodnota |
| H _{0a} | 0.136 | 0.714 | 0.149 | 0.700 |
| H _{0b} | 4.517 | 0.037 | 0.146 | 0.704 |

Zdroj: Vlastní zpracování.

Závěr

Změny v bezpečnostním prostředí v období po skončení studené války a klesající riziko válek na území členských států NATO vedly tyto země k postupnému snižování vojenských výdajů. Tento trend patrný u většiny evropských členských států NATO dále akceleroval zejména v období ekonomické krize, která působila a v některých zemích stále působí jako jeden z významných determinantů vojenských výdajů.

Ekonomické prostředí charakterizované tempem ekonomického růstu a jeho vazba na velikost vojenských výdajů jsme v příspěvku analyzovali na příkladu Velké Británie, Německa a Francie pomocí Grangerova testu kauzality a *change point* analýzy. Z výsledků použitých metod je patrné, že v analyzovaném období 1971 – 2012 ekonomický růst nepůsobil jako významný determinant ovlivňující velikost vojenských výdajů zkoumaných zemí. Vojenské výdaje tak mohly být ovlivněny zejména existencí reálné bezpečnostní hrozby v období studené války či například přítomností vojenských jednotek v ozbrojených konfliktech vznikajících v souvislosti s válkou proti terorismu po událostech v roce 2001.

Literatura

- ABDELFATTAH, Y. M. – ABU-QARN, A. S. – DUNNE J, P. – ZAHER, S. (2014): The Demand for Military Spending in Egypt. *Defence and Peace Economics*, 25, č. 3, s. 231 – 245.
- ATESOGLU, H. S. (2013): Economic Growth and Military Spending in China: Implications for International Security. *International Journal of Political Economy*, 42, č. 2, s. 88 – 100.
- BENOIT, E. (1973): Growth and Defence in LDCs. *Economic Development and Cultural Change*, 26, č. 2, s. 271 – 280.
- CSÖRGÖ, M. – HORVÁTH, L. (1997): *Limit Theorems in Change-Point Problem*. New York: Wiley.
- DUNNE, P. – NIKOLAIDOU, E. (2001): Military Expenditure and Economic Growth: A Demand and Supply Model for Greece, 1960 – 1996. *Defence and Peace Economics*, 12, č. 1, s. 47 – 67.
- DUNNE, P. – FREEMAN, S. (2003): The Demand for Military Spending in Developing Countries: A Dynamic Panel Analysis. *Defence and Peace Economics*, 14, č. 6, s. 461 – 474.
- DUNNE, P. – TIAN, N. (2015): Military Expenditure, Economic Growth and Heterogeneity. *Defence and Peace Economics*, 26, č. 1, s. 15 – 31.
- GRANGER, C. W. J. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, č. 3, s. 424 – 438.
- GROCHOVÁ, L. – OTÁHAL, T. (2013): How Does Corruption in Central and Eastern Europe Hurt Economic Growth? Granger Test of Causality. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 61, č. 6, s. 563 – 577.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HAMPL, M. (2001): Trojí přístup k veřejným statkům. *Finance a úvěr*, 51, č. 2, s. 111 – 125.
- CHANG, T. – LEE, C. – HUNG, K. – LEE, K. (2014): Does Military Spending Really Matter for Economic Growth in China and G7 Countries: The Roles of Dependency and Heterogeneity. *Defence and Peace Economics*, 25, č. 2, s. 177 – 191.
- JOHANSEN, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- KOLLIAS, C. – MANOLAS, T. – PALEOLOGOU, S. Z. (2004) Defence Expenditure and Economic Growth in the European Union: A Causality Analysis. *Journal of Policy Modeling*, 26, č. 5, s. 553 – 569.
- KOLLIAS, P. – PALEOLOGOU, S. M. (2003): Domestic Political and External Security Determinants of the Demand for Greek Military Expenditure. *Defence and Peace Economics*, 14, č. 6, s. 437 – 445.
- KRČ, M. – URBAN, R. (2010): Teoretické a metodologické východiska analýzy vlivu vojenských výdajů na ekonomický vývoj. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 58, č. 1, s. 45 – 60.
- KWIATKOWSKI, D. – PHILLIPS, P. C. B. – SCHMIDT, T. – SHIN, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, č. 1 – 3, s. 159 – 178.
- LÜTKEPOHL, H. (2007): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- MURDOCH, J. C. – SANDLER, T. (2000): On Sharing NATO Defence Burdens in the 1990s and Beyond. *Fiscal Studies*, Institute for Fiscal Studies, 21, č. 3, s. 297 – 327.
- NEUBAUER, J. – VESELÝ, V. (2011): Change Point Detection by Sparse Parameter Estimation. *Informatica*, 22, č. 1, s. 149 – 164.
- NEUBAUER, J. – VESELÝ, V. (2013): Detection of Multiple Changes in Mean by Sparse Parameter Estimation. *Nonlinear Analysis: Modelling and Control*, 18, č. 2, s. 177 – 190.
- NIKOLAIDOU, E. (2008): The Demand for Military Spending: Evidence from the EU15 (1961 – 2005). *Defence and Peace Economics*, 19, č. 4, s. 273 – 292.
- OBADI, S. M. – KORČEK, M. (2014): Relationship between GDP Growth and Oil and Natural Gas Consumption in EU Countries. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 62, č. 3, s. 249 – 264.
- OECD (2014): *Gross Domestic Product (GDP)*. [Online.] [Cit. 2014-12-06.] Dostupné z: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SNA_TABLE1.

- SAIKKONEN, P. – LÜTKEPOHL, H. (2002): Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. *Econometric Theory*, 18, č. 2, s. 313 – 348.
- SAMUELSON, P. A. (1954): The Pure Theory of Public Expenditure. *Review of Economics and Statistics*, XXXVI, November, s. 387 – 389.
- SAMUELSON, P. A. (1969): Pure Theory of Public Expenditure and Taxation. In: MARGOLIS, J. D. and GUITTON, H. (eds): *Public Economics: An Analysis of Public Production and Consumption and their Relations to the Private Sector*. London: Macmillan.
- SEZGIN, Y. – YILDRIM, J. (2002). The Demand for Turkish Defence Expenditure. *Defence and Peace Economics*, 13, č. 2, s. 121 – 128.
- SIPRI (2014): SIPRI Military Expenditure Database. [Online.] [Cit. 2014-12-06.] Dostupné z: <http://www.sipri.org/research/armaments/milex/milex_database>.
- TODA, H. Y. – YAMAMOTO, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, č. 1 – 2, s. 225 – 250.